

**REPORT OF THE 2008 ICCAT  
YELLOWFIN AND SKIPJACK STOCK ASSESSMENTS MEETING**  
(Florianópolis, Brazil – July 21 to 29, 2008)

SUMMARY

*The Meeting was held in Florianópolis Island, Brazil, from July 21 to 29, 2008. The meeting responded to the recommendation made by the Tropical Species Group to simultaneously hold an assessment of the yellowfin and skipjack tuna stocks in 2008. The Group was particularly concerned with the declining trend of some fishery indicators such as total catch, standardized CPUE and average weight in recent years. Regarding skipjack, the fact that the last assessment had been carried out in 1999, and few studies were made on this species since then widely justified the assessment. Multifan-CL was applied to assess both yellowfin and skipjack stocks.*

RÉSUMÉ

*La réunion a été tenue à Florianópolis Island, Brésil, du 21 au 29 juillet 2008. Elle fait suite à une requête du Groupe d'espèces de thonidés tropicaux, visant à tenir simultanément une évaluation des stocks d'albacore et de listao en 2008. Le Groupe s'est notamment montré préoccupé par la tendance descendante de certains indicateurs des pêcheries d'albacore, tels que la prise totale, la CPUE standardisée et le poids moyen, ces dernières années. La tenue d'une évaluation sur le listao était pleinement justifiée par le fait que la dernière évaluation remontait à 1999, et que très peu d'études avaient été consacrées à cette espèce depuis lors. Multifan-CL a été appliqué pour évaluer les stocks d'albacore et de listao.*

RESUMEN

*La reunión se celebró en la isla de Florianópolis, Brasil, del 21 al 29 de julio de 2008. La reunión respondía a una recomendación del Grupo de especies tropicales de celebrar simultáneamente una evaluación de los stocks de rabil y listado en 2008. En particular para el rabil, la tendencia descendente de algunos indicadores de la pesquería como la captura total, la CPUE estandarizada y el peso medio en años recientes eran fuente de inquietud para el Grupo. Respecto al listado, el hecho de que la última evaluación se llevó a cabo en 1999, y que se han realizado desde entonces pocos estudios sobre esta especie, justifica plenamente la evaluación. Se aplicó Multifan-CL para evaluar ambos stocks, de rabil y listado.*

KEYWORDS

*Yellowfin, skipjack, assessment*

**1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements**

The meeting was opened by Mr. Papa Kebe on behalf of Mr. Driss Meski, ICCAT Executive Secretary. Mr. Kebe thanked the Brazilian government for hosting the meeting and providing all the logistical arrangements. Dr. Joao G. Pereira, General Rapporteur of the Tropical Species Group chaired the meeting.

The Agenda (**Appendix 1**) was adopted with minor modifications. The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The following served as rapporteurs:

Items 1, 9, and 10	P. Pallarés
Item 2	H. Murua, L.V. González-Ania, P. Kebe, G. Scott
Item 3	A. Delgado de Molina, J. Ariz, P. Bannerman, E. Chassot
Item 4	H. A. Andrade, K. Ramírez
Item 5.1, 6.1 and 7.1	S. Cass-Calay, K. Satoh
Items 5.2, 6.2 and 7.2	V. Restrepo, P. De Bruyn, J. Walters, E. Chassot
Item 8	G. Scott and G. Díaz

## 2. Review of biological information

### 2.1 Yellowfin

Yellowfin tuna is a tropical and subtropical species distributed mainly in the epipelagic oceanic waters of the three oceans. The sizes exploited range from 30 cm to over 170 cm; maturity occurs at about 100 cm. Smaller fish (juveniles) form mixed schools with skipjack and juvenile bigeye, and are mainly limited to surface waters, while larger fish form schools in surface and sub-surface waters. Reproductive output among females has been shown to be highly variable. The main spawning ground is the equatorial zone of the Gulf of Guinea, with spawning primarily occurring from January to April. Juveniles are generally found in coastal waters off Africa. In addition, spawning occurs in the Gulf of Mexico, in the southeastern Caribbean Sea, and off Cape Verde, although the relative importance of these spawning grounds is unknown. Although such separate spawning areas might imply separate stocks or substantial heterogeneity in the distribution of yellowfin tuna, a single stock for the entire Atlantic is assumed as a working hypothesis, taking into account data that indicates yellowfin are distributed continuously throughout the entire tropical Atlantic Ocean and west to east recovery of tags on a regular base. Males are predominant in the catches of larger sized fish.

Natural mortality is assumed to be higher for juveniles than for adults as showed from tagging studies in other oceans. The natural mortality rates have been showed to be size-dependant in bigeye, skipjack and yellowfin tuna in the western tropical Pacific Ocean using tagging data (Hampton, 2000). In summary, this work demonstrated that  $M$  was an order of magnitude higher in the smallest size-class in comparison to fish of midsized. Moreover, it showed that mortality changed from high to low around 40 cm FL, approximately the size at which the three species recruit to the PS fishery in the western Pacific. The results of this work underline the importance of accounting for size- or age-specific natural mortality rates. In that sense, variable mortality for yellowfin was discussed by the group and it was agreed to continue using variable  $M$  in the assessment.

Growth rates have been described as relatively slow initially, increasing at the time the fish leave the nursery grounds. Nevertheless, questions remain concerning the most appropriate growth model for Atlantic yellowfin tuna. A recent study (Shuford *et al.*, 2007) developed a new growth curve using daily growth increment counts from otoliths. The results of this study, along with other recent hard part analyses, did not support the concept of the two-stanza growth model (initial slow growth) which is currently used for ICCAT yellowfin tuna stock assessments. This discrepancy can be addressed in future analyses. However, various background documents pertaining to biological information for tropical tunas were distributed with very valuable information about the growth, ecology and behavior of skipjack. These documents were basically peer-reviewed articles and working documents presented to the IOTC Working Party on Tagging Data Analysis and they contained new data in relation to tagging and growth studies of yellowfin. Papers made available from the IOTC Working Party on Tagging Data Analysis were mainly focused on skipjack and yellowfin growth curves in the Indian Ocean. Although the papers were not presented during the meeting, they provided a valuable source of information to compare growth rates between areas and other methods in use. For example, most of the papers considered that yellowfin has a two- or multiple-stanza growth whereas skipjack growth does not present such a pattern.

A document was presented to the Group (SCRS/2008/111) with new information for the western South Atlantic on sizes, sex ratio, and catch rates of yellowfin, collected by the Uruguayan Longline Tuna Fleet Observer Program during 1998-2007. Geographic and seasonal patterns in the proportion of subadults and adults were analyzed, as well as the relationship with sea surface temperature (SST). The highest catches were recorded in Uruguayan territorial waters, associated with the continental slope, especially sub-adult class fish (<100 cm). Higher CPUE occurred in southern latitudes between 35°S and 37°S for both adults and sub-adults, with a maximum at 36°S (1.6 and 4.7 fish/1000 hooks for sub-adults and adults, respectively). The higher CPUE values were also associated to SST between 19° and 21°C, with the maximum at 21°C (2.0 and 7.1 fishes/1000 hooks for subadults and adults, respectively) and the minimum for both classes at SST higher than 25°C. Sex composition was 1.3 males per female. Mean fork length for the whole period was  $111.2 \pm 16.7$  cm (range: 52-180 cm), with minor differences between males ( $116.9 \pm 15.4$  cm; range: 65-180 cm) and females ( $117.1 \pm 14.0$  cm; range: 65-162 cm). Lower sizes were recorded between May and August, with a minimum in August ( $99.0 \pm 14.7$  cm) and a maximum in December ( $144.5 \pm 12.9$  cm). Changes in mean weight or length of fish landed in the fishery can be useful indicators of patterns of exploitation. However, much in the same way that nominal CPUE can be a misleading indicator of stock abundance due to changes in catchability, changes in nominal mean weight may not necessarily be an indicator of population-level changes in the mean weight. Standardization methods similar to those used for CPUE datasets should be considered to separate population-level changes in mean weight from changes in fishing location, timing or selectivity.

## 2.2 Skipjack

Skipjack tuna is a gregarious species that is found in schools in the tropical and subtropical waters of the three oceans. Skipjack is a species showing an early maturity (around the first or second year of life), high fecundity and spawns opportunistically throughout the year in warm waters above 25°C (Cayré and Farrugio, 1986). Skipjack is also thought to be a faster-maturing and shorter lived species than yellowfin tuna (Maunder, 2001). Moreover, some works have shown that its growth varies according to latitude (Gaertner *et al.*, 2008 in press).

Skipjack is the predominant species aggregated to FADs where it is caught in association with juvenile yellowfin tuna, bigeye tuna and with other species of epipelagic fauna. The increasing use of fish aggregation devices (FADs) since the early 1990s may have changed the behavior of the tuna schools. In this sense, Fonteneau (2000) noted that the free schools of mixed species were considerably more common prior to the introduction of FADs. Furthermore, the association with FADs may also have acted as an “ecological trap” which, in turn, affected negatively the growth, plumpness of skipjack tuna and may change the movement patterns of this species (Hallier and Gaertner, 2008).

No documents containing new biological information for skipjack were presented at the meeting.

Gaertner *et al.* 2008 (in press) investigated latitudinal variability in growth rates of eastern Atlantic skipjack tuna. They reanalyzed conventional tagging data collected by ICCAT since the 1960s. The results of this study suggest that the growth parameters of skipjack tuna vary with latitude. The estimated  $L_{\infty}$  for skipjack tagged and recovered north of 10°N was lower than the  $L_{\infty}$  estimated for skipjack tagged and recovered south of 10°N (89.4 cm vs. 112.3 cm, respectively), whereas the estimated growth rate coefficient was greater in the northern region of the eastern Atlantic Ocean than in the equatorial areas ( $K = 0.376$  and  $0.135$ , respectively). The growth parameters estimated during this study are consistent with the range of growth estimates obtained in the Atlantic Ocean and in other oceans. However, the estimates of  $L_{\infty}$  and  $K$  in the Senegalese region in the 1980s within the framework of the Skipjack Year Program, and traditionally applied in ICCAT assessments, are not supported by this study.

The latitudinal variability in the growth rates would complicate age-structured assessment techniques because the size-at-age would be dependent on geographic location and movement patterns. These authors suggested possible alternatives to standard age-structured models including the use of catch-at-size models and growth-transition matrices by large geographic areas. The Group considered the implications of these results into the assessment. Taking into account the uncertainties associated to the growth curves, the variability in growth between areas and fish movements, no age slicing was performed during this meeting using the available growth curves. It was concluded that a better understanding of skipjack growth patterns is a high priority.

The Group was concerned about the low number of working papers presented during the meeting pertaining to biological information both for yellowfin and skipjack. Moreover, the Group underlined the importance of conducting biological (growth, maturation, reproduction, etc.) and ecological studies for the tropical tuna species for which this information is considered to be poor. This, apart from allowing a more comprehensive knowledge of the processes occurring in the population, will allow using more updated information in the assessment of the tropical tuna species.

The table below summarizes the biological parameters adopted by the SCRS and used in the 2008 Atlantic yellowfin and skipjack (East & West) assessments.

<i>Parameter</i>	<i>Yellowfin</i>
Natural mortality	Assumed to be 0.8 for ages 0 and 1, and 0.6 for ages 2+
Assumed “birth date” of age 0 fish Plus group	February 14 (approximate mid-point of the peak spawning season). Age 5+
Growth rates	Length at age was calculated from the Gascuel <i>et al.</i> (1992) equation: $FL (cm) = 37.8 + 8.93 * t + (137.0 - 8.93 * t) * [1 - \exp(-0.808 * t)]^{7.49}$
Weights -at-age	Average weights-at-age were based on the Gascuel <i>et al.</i> (1992) growth equation and the Caverivière (1976) length-weight relationship: $W(kg) = 2.1527 \times 10^{-5} * L(cm)^{2.976}$
Maturity schedule	Assumed to be knife-edge at the beginning of age 3.

Partial recruitment	Based on output from age-structured VPA (see section addressing yield-per-recruit).
<i>Skipjack (East &amp; West)</i>	
Natural mortality	Assumed to be 0.8 for all ages
Assumed “birth date” of age 0 fish	February 14 (approximate mid-point of the peak spawning season)
Plus group	Age 5+
Growth rates	L (cm) = 94.9 * [1 – exp(-0.340 * t) ] (West) - Pagavino and Gaertner (1995) L (cm) = 97.258 * [1 – exp(-0.251 * t) ] (East) - Hallier and Gaertner (2006)
Weights -at-age	W(kg) = 7.480 x 10 <sup>-6</sup> * FL (cm) <sup>3.253</sup> (Entire Atlantic)
Maturity schedule	Assumed to be knife-edge at the beginning of age 2.

### 3. Review of fishery statistics: Effort, and catch data, including size frequencies and fisheries trends

#### 3.1 Description of fisheries

Yellowfin tuna are caught in the entire tropical Atlantic between 45°N and 40°S by surface gears (purse seine, baitboat and handline) and by longline (**Figure 1**). **Table 1** presents the yellowfin landings by flag and gear.

Skipjack are caught almost exclusively by surface gears throughout the Atlantic, although some minor catches are made by longline as by-catch (**Figure 2**). **Table 2** presents the skipjack landings by flag and gear.

##### 3.1.1 Baitboat

In the East Atlantic, the baitboat fisheries exploit concentrations of juvenile yellowfin in schools mixed with bigeye and skipjack. There are several baitboat fisheries that operate along the African coast.

The most important, in terms of catch, is the Ghanaian baitboat fishery based at Tema. This fleet began to use Fads (fish aggregating device/floating object, which can be natural or artificial) in the early 1990's to enhance the capture of the species together with other tunas. Over 70-80% of these catches in the past five years are off FADs; the mean weight of the captured fishes has remained relatively stable at around 2 kg (mode around 48 cm).

There is another baitboat fishery based in Dakar that began operation in 1956 in the coastal areas off Senegal and Mauritania. Other baitboat fisheries operate in the various archipelagos in the Atlantic (Azores, Madeira, Canary Islands and Cape Verde), which target different species of tuna, including yellowfin and skipjack, according to the season. The average weight of yellowfin tuna taken by these fleets is highly variable (between 7 and 30 kg); lengths range from 38 cm to 80 cm with the mode around 48 cm. The average weight of skipjack taken by Dakar and Canary Island baitboat is 2.5 kg and 3 kg, respectively, with lengths ranging from 35 to 70 cm (mode near 45cm) for Dakar baitboat and from 38 cm to 72 cm (mode at 57 cm) for the Canary Island baitboat fleet. Since the early 1990s, the fleets in Dakar and the Canary Islands have operated using a different method, using the boat itself as a FAD, under which various species of tuna accumulate, including yellowfin tuna. These changes have resulted in an increase in the exploitable biomass of the skipjack stock (due to the expansion of the fishing area) and of its catchability.

In the West Atlantic, Venezuelan and Brazilian baitboats target yellowfin together with skipjack and other small tuna. The sizes for Venezuelan yellowfin are between 45cm and 175 cm and for Brazil between 45 to 115, with the mode at 65 cm.

##### 3.1.2 Purse seine

The East Atlantic purse seine fisheries began in 1963 and developed rapidly in the mid-1970s. They initially operated in coastal areas and gradually extended to the high seas. Purse seiners catch large yellowfin in the equatorial region in the first quarter of the year, coinciding with the spawning season and area. They also catch small yellowfin in association with skipjack and bigeye. Since the early 1990s, several purse seine fleets (France, Spain and NEI) have operated fisheries using objects, with between 45 and 55% of the total catch being taken by

this method, whilst before this the proportion of the catch taken by this fishing method was 15% of the total. The Ghanaian purse seine fleet predominantly fishes off floating objects (80%-85%). Frequently, FADs with accumulations of fish are first located by baitboats, who call in a purse seiner to make the set if the accumulation is large. In this situation, the catch is shared between the purse seiner and the baitboat.

Fishing with floating objects takes place mainly in the first and fourth quarters of the year, with skipjack as the dominant species together with lesser quantities of yellowfin and bigeye. The species composition of the schools associated with floating objects is very different from that of free schools. Yellowfin catches from floating objects comprised between 15% and 26% of the total catch in the years between 1991 and 2006 (22% in 2006 for the French, Spanish and NEI fleets) and between 52% and 86% for skipjack for the same period (86% in 2006 for the French, Spanish and NEI fleets).

The East Atlantic purse seine fishery shows a bimodal distribution in the size classes for yellowfin, with modes near 50 cm and 150 cm but with very few intermediate sizes and a high proportion of large fish (more than 160 cm). The average weight of yellowfin tuna caught by the European and NEI purse seine fleets was 13.4 kg in 2006 (4.2 kg with FADs and 30.5 kg unassociated fish). The sizes of yellowfin caught by the Ghanaian purse seiners have ranged around 48-52 cm for the past decade. The average weight of skipjack caught by the European and NEI purse seine fleets was 2.5 kg in 2006 (2.0 kg on FADs and 2.5 kg on free schools), with sizes between 30 cm and 65 cm, with the mode around 45 cm.

The Task I catch series available for these stock assessments includes, for the first time, catches of “*faux poisson*” (fish sold in the local markets of the landing ports, which are not reported in the logbooks). The “*faux poisson*” catches made by the European purse seine fleets have been calculated since 1981.

Between 1997 and 2004, new developments in the purse seine fishery which affect yellowfin catches arose from the establishment of a closed season/area for fishing with artificial FADs, for a period of three months in a wide area of the equatorial Atlantic. Starting in 2005, those restrictions were discontinued, and instead a new closed season/area was established with a smaller area (Piccolo) and only for one month (November).

In the West Atlantic, the purse seine fisheries, which were sporadic between 1970 and 1980, have operated in coastal areas since 1980 to the North of the Venezuelan coast and in the south of Brazil. Sizes are in a smaller range than that of fish taken in the east (from 40 to 140 cm), with the majority being of intermediate size. Yellowfin is not the target species of these fleets.

Purse seine skipjack fisheries, with much lower catches than the baitboat fleets, are only operated by Venezuela and Brazil. The sizes of fish from those fisheries are between 35 cm and 65 cm with the mode around 55 cm for Venezuela, and between 35 cm and 75 cm with a mode around 40 cm for Brazil.

### 3.1.3 Longline

The longline fishery began in the late 1950s and soon became important, with significant catches being taken by the early 1960s. Since then, the catches have gradually decreased. Longline fisheries capturing yellowfin tuna are found throughout the Atlantic (**Figure 1**). The degree of targeting yellowfin varies across the longline fleets. In the Gulf of Mexico, both U.S. and Mexican longline vessels target yellowfin (the average weight of yellowfin has remained between 32 and 39 kg during the period from 1994 to 2006). Venezuelan vessels also target yellowfin, at least seasonally. In contrast, Japanese and Chinese Taipei vessels began in the early 1980s to shift targeting away from albacore and yellowfin toward bigeye tuna through the use of deep longline. Uruguayan longliners also catch yellowfin in the Southwest Atlantic, together with other target species. Yellowfin FL sizes ranged from 52 to 180 cm with a mode of 110 cm. (SCRS/2008/111).

## 3.2 Catch

### 3.2.1 Yellowfin

**Table 1** and **Figure 3** show the development of yellowfin catches in the East Atlantic, West Atlantic and total Atlantic. Total yellowfin catches in 2006 amounted to 108,623 t. Task I catches for 2007 shown are informative only, since they are preliminary and incomplete (important fleets are missing) figures.

In overall, the total Atlantic Task I yellowfin catches have imperceptibly changed since the 2007 SCRS. Although, minor updates have been made to the historical Task I nominal catch series that will slightly change the catch composition of both, Atlantic East and West Atlantic management units. The revisions made were:

- “Unclassified” Atlantic (not split by eastern and western management units) longline catch series of Chinese Taipei (1962-1965), NEI (Flags related) (1983-2003), Panama (1986-1999) and EC. Spain (2005-2006), was split into eastern and western geographic units using the corresponding geographical information of Task II catch and effort (except the NEI fleets and Panama for which Chinese Taipei was used). Details are shown in **Table 3**.
- The historical Task I catch series of Sao Tomé & Príncipe (1988-2003), disaggregated by species (those catches existed in Task I as tuna unclassified since 1970), were presented and discussed at the end of the 2007 SCRS meeting and incorporated into the Task I catches.
- Cape Verde carryovers from 2004 onwards were replaced by official catch statistics reported before the current meeting.
- An estimate of the “*faux poisson*” caught by the European purse seine fleets (1981-2007) was presented during the meeting by French scientists and consequently incorporated into Task I as “Mix.FR+ES” fleet.

Yellowfin catches increased from the 1950s to reach an average of 150,000 t in the 1980s, and in 1990 reached their highest value (193,448 t). Since then, the catches had shown a gradual decline, and in recent years are at a similar level to those in the early 1970s.

**Baitboat:** Total catch by this gear for the whole Atlantic was 13,129 t in 2006 although in 1993 the catch was nearly 25,000 t (**Figure 4**). The development is different for the various fisheries.

In the East Atlantic, boats from Angola, Cape Verde and Japan, which took significant catches in the early period of the fishery, have decreased their catches, while other fisheries have increased theirs. In 2006 the catch was 10,434 t (**Figure 5**), with a record catch in 1968 of 22,135 t. Documents SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 and SCRS/2008/124 show the various statistical data for the Spanish tropical, Canary Islands and total European and NEI fisheries, respectively.

In the West Atlantic (**Figure 6**) baitboat catches started in 1974, increasing regularly from 1,300 t. in 1974 to 7,000 t in 1994, and later decreasing to about 2,695 t in 2006.

**Purse seine:** Yellowfin catches by this fleet reached 62,761 t for the entire Atlantic in 2006. In the East Atlantic, catches increased spectacularly in the early years of the fishery (**Figure 4**), from 10,000 t in the 1960s to 100,000 t in 1980, stabilizing at this level until 1983 before decreasing by half in 1984. This occurred as a result of the drastic decrease in effort which took place following the drop in yield of large sized yellowfin, mainly due to the French, Spanish and NEI purse seine fleets abandoning the fishery. Catches later increased again, with a record catch in 1990 of over 129,000 t, followed by a decreasing trend in subsequent years, reaching 58,319 t in 2006. Documents SCRS/2008/105 and SCRS/2008/124 present statistical data for the Spanish and European and NEI purse seine fisheries. For the “*faux poisson*”, the estimates corresponding to yellowfin show that the highest figure was 2,750 t in 1993, with 1,063 t in 2006.

Estimates of discards and by-catch in the French purse seine fishery of the eastern Atlantic Ocean were derived from observer trips conducted during 2005-2008 (SCRS/2008/117). Results showed that there were almost no discards observed on free schools during this period and that skipjack and little tunny (*Euthynnus alletteratus*) composed the bulk of the discards that were essentially made under fishing aggregating devices (FADs). In 2007, the average discard rates of skipjack and yellowfin tunas under FADs were estimated at 42.9 kg and 1.3 kg per ton landed, respectively. Data samples on size of “*faux poisson*” collected at the fishing port of Abidjan showed that there was no significant difference between discard and “*faux poisson*” size distributions for skipjack, yellowfin, and bigeye tunas. Small skipjack have dominated the “*faux poisson*” tuna landings in Abidjan since the early 1980s and the annual average landings on the local market during 2004-2007 were higher than 9,500 kg while the total landings in Abidjan for the canneries were about 40,000 t each year during the same period. Hence, the average rate of “*faux poisson*” in recent years was about 235 kg per ton of skipjack landed. For yellowfin, the annual average biomass of “*faux poisson*” landed was about 1,900 t during 2004-2007 compared to 37,000 t of commercial landings in Abidjan. The average rate of “*faux poisson*” was then of about 50 kg per ton of yellowfin landed for the canneries. Quantities of juvenile tunas sold as “*faux poisson*” could then largely exceed discards for skipjack, emphasizing the need to improve sampling of “*faux poisson*” that are currently missing from official statistics and not included in stock assessment models.

In the West Atlantic (**Figure 6**) catches increased since the beginning of the fishery in the early 1960s to 1983, when they reached 25,000 t. Catches in the following years showed considerable variation as a part of this fleet shifted its fishery to the Pacific Ocean. Catches in 2006 were 4,442 t. The most important catches in the West Atlantic are taken by the Venezuelan purse seine fishery (in some years being 100% of the total catch).

**Longline:** After a maximum of over 50,000 t reached in the 1959-1961 period, longline catches decreased to a level of around 30,000 t in the early 1970s and to about 25,000 t in the 1990s. Longline catches in 2006 reached 22,238 t. The main fisheries are those of Brazil, Chinese Taipei, Japan, Mexico and the United States. The appearance of important catches, beginning in 1985, by NEI fleets in unknown areas is of concern as it is uncertain to what extent these catches actually occurred in the Atlantic. Document SCRS/2008/125 presents statistical data for the longline Mexican fishery in the Gulf of Mexico.

### 3.2.2. Skipjack

**Table 2** and **Figure 7** (catch by area) show the development of skipjack catches in the East Atlantic, West Atlantic and total Atlantic. Total skipjack catches in 2006 amounted about 142,200 t (about 115,700 t in the East and about 26,500 in the West). This catch level has remained relatively stable in the last 11 years, although it is notably lower than that of 1991 and 1993 when the highest level in catches of this species was reached (approximately 200,000 t). Task I catches shown for 2007 shown are informative only as they are preliminary and incomplete (important fleets are missing).

As for yellowfin, minor revisions have been made to the skipjack Task I historical catches since the 2007 SCRS. Nevertheless, this only affects the eastern stock. The revisions made were:

- The historical Task I catch series of S. Tomé e Príncipe (1988-2003) disaggregated by species (those catches existed in Task I as “Tuna Unclassified” since 1970) presented and discussed at the 2007 SCRS meeting incorporated into the Task I catches.
- Cape Verde carryovers from 2004 onwards were replaced by official catch statistics reported before the current meeting.
- An estimate of the “faux poisson” caught by the European purse seine fleets (1981-1907) was presented during the meeting by French scientists and consequently incorporated into Task I as “Mix.FR+ES” fleet.

The breakdown of “unclassified” Atlantic catches into East and West stocks was already made during the 2007 Inter-sessional Meeting of Tropical Tunas (Recife, Brazil, April 11 to 16, 2007) (Anon. 2008).

In the East Atlantic (**Figure 8**), currently the most important fisheries are those of the purse seine fleets, mainly those of France, Ghana, the NEI fleet (Belize, Guinea, Netherlands Antilles, Panama, Malta, Morocco, St. Vincent and Vanuatu), and Spain followed by the baitboat fleets of France, Ghana, Portugal and Spain.

In the West Atlantic (**Figure 9**), the most important fisheries are the Brazilian and Venezuelan baitboat fisheries.

**Baitboat:** Total catch by this gear for the whole Atlantic was 64,924 t in 2006.

In the East Atlantic, the most important baitboat fleets are the Ghanaian, Senegal and North Islands (Canarias, Madeira and Azores). In 2006 the catches reached 41,175 t, the same level from the end of 1980s. Documents SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 and SCRS/2008/124 show the various statistical data for the Spanish tropical, Canary Island and total European and NEI fisheries, respectively.

In the West Atlantic, baitboat catches reached 20,000 t in 1982 and from then remain at the same level, between 18,000 t and 28,000 t (**Figure 9**). In 2006 the catches in these fisheries reached 23,749 t. The most important fishery is the Brazilian baitboat fishery, the target species of which is only skipjack. Cuban and Venezuelan baitboats have also participated in the fishery.

**Purse seine:** Total catch by this gear for the whole Atlantic was 71,215 t in 2006.

In the East Atlantic, the purse seine fishery was developed in the 1960s, originally as a coastal fishery, but eventually, became more high seas orientated. In the early 1970s the catches of skipjack reached 50,000 t (**Figure 8**). At the beginning of the 1980s, the catches reached 70,000 t. In 1985, there was a considerable decline in the catches of purse seiners, due to the displacement of a large part of the French and Spanish fleets to the Indian Ocean. This situation changed in the years immediately following, skipjack catches then reaching 142,000 t in 1991. From this time there was a marked decline in catches, which dropped to 66,819 t in 2002 and in 2006 reached 69,170 t.

Documents SCRS/2008/105 and SCRS/2008/124 present statistical data for the Spanish and European and NEI

purse seine fisheries.

For the “*faux poisson*”, the estimates corresponding to skipjack (the main species of tunas inside this group) show that the highest figure was 13,750 t in 1993, reaching 5,313 t in 2006.

In the West Atlantic, the purse seine fisheries that developed in the 1960s (USA fleet) had much lower catches than the baitboat fleets; currently, the only purse seine operations are conducted by Venezuela and Brazil. By the end of the 1970s, annual catches reached 3,000 t, and in the 1980s they soon reached 18,000 t (1984), with catches fluctuating in the 1990s between 12,800 t (1993) and 2,100 t (1995). Catches in 2006 were 2,045 t. The most important catches in the West Atlantic are taken by the Venezuelan purse seine fishery (in some years being 100% of the total catch).

### 3.3 Fishing effort

In general, the fisheries that target tropical tunas are fisheries where it is extremely difficult to discriminate the effective fishing effort by species. However, exceptions do exist among those are several longline fisheries that target yellowfin and the Brazilian baitboat fishery that has skipjack as a target species.

Beginning in the 1990s, important changes have taken place in the East Atlantic main surface fisheries that further complicate the estimation of effective effort, including the greatly increased use of floating objects by purse seiners and baitboats, as well as the use of baitboats as FADs in Dakar and other baitboat fisheries.

As indicators of the nominal effort in the East Atlantic, the carrying capacity of the purse seiner and baitboat fleets has traditionally been used. **Figure 10** shows the development of the carrying capacity of the surface fleets in the East Atlantic for the 1972-2006 period. The baitboat carrying capacity has remained stable since the late 1970s at around 10,000 t. The carrying capacity of the purse seine fleet, on the other hand, has undergone significant changes during the whole period being reviewed, with a constant increase from the start of the fishery until 1983, when carrying capacity exceeded 70,000 t. After that, until 1990, the carrying capacity decreased considerably to 37,000 t, due to part of the fleet abandoning this fishery. There was a slight recuperation in the following two years (1991 and 1992) followed since then by a progressive decline, with capacity at around 29,700 t in the last year (2006).

Document SCRS/2008/124 shows the development of both nominal fishing effort measures for EC and NEI purse seiners: the number of 1x1 rectangles explored and the number with effort greater than 1 fishing day, and total purse seiners fishing days (1991-2007). It can be observed that, while the searching area remains at the same level during these periods, the number of fishing days has diminished considerably.

For the West Atlantic, there have been substantial recent changes in the amount and distribution of fishing effort in the Brazilian longline fishery. Until 1995, sharks were the primary target species (58% of the total catches). However, since 1993, the proportion of sharks has declined, being replaced by swordfish as the dominant species in this fishery (swordfish now represent 48% of the total catches). Effort in the Venezuelan surface fisheries has been high since 1992 (more than 8,000 t vessel carrying capacity). Effort in the U.S. longline fishery, which is active in the northwestern Atlantic and in the Gulf of Mexico, has declined somewhat in the last few years. Japanese longline effort for yellowfin tuna has also declined in recent years. This fleet mainly targets other species (bigeye and bluefin).

Venezuelan and Mexican longline effort for yellowfin tuna has increased in recent years.

### 3.4 Task II size frequencies

The updated catalogues of Task II size frequencies available in the ICCAT database (observed samples and extrapolated size frequencies reported), for both yellowfin and skipjack, are shown in **Tables 4** and **5**, respectively. They contain a set of metadata information (time and space stratification, number of fish in the dataset, type of size frequencies, etc.) which allows having a clear picture of the level of heterogeneity in the size data.

When comparing the current catalogues with the ones published for revision on the ICCAT web (May 2008) one can verify that:

- Revisions before 2006, were only reported by Japan (2003-05, size and catch-at-size data) for yellowfin only, and Chinese Taipei (2005 size samples) for both species.



- New size information (2006 onwards) has been reported by various countries: Canada (2007); Chinese Taipei (2006-2007); Japan (2006); USA (2006-2007); EC-Spain (2007, tropical and Canary based fleets); EC-France (2007, tropical fleet); EC-Portugal (2007); Cape Verde (2007); and Ghana (2007);

Details about the species covered and type of size frequencies can be obtained on the corresponding tables.

### 3.5 *Catch-at-size and catch-at-age*

At the beginning of the meeting the Secretariat presented, the updated catch-at-size (CAS) data sets for yellowfin (1970-2007) and skipjack (1969-2007), together with their corresponding substitution tables. The substitution rules, as also the size datasets used in the estimations were revised by the Group, and updated accordingly. Year 2007 was discarded for both species due to the lack of size information (and Task I catches) of important fisheries.

#### 3.5.1 *Yellowfin*

The yellowfin CAS includes the complete rebuild of 2005 (considerably incomplete in previous estimations) and 2006. The historical CAS series (1970-2004) was left exactly the same as in previous assessment. After revising the substitution tables, the Group decided to include the following in the revised CAS:

- the new “*faux poissons*” series (1981-2006) estimated by the European purse seine fleet (a reference file with samples from April 2007 to February 2008, stored in the ICCAT-DB as being from EC-France and EC-Spain);
- the carryover (from 2005) figures for Task I to 2006 for Colombia, Cuba, Dominican Republic, EC-Latvia, Gabon, and Libya.

No changes have been made to the substitution criteria.

A problem identified later by Japan had to do with discrepancies between reported Japanese CAS revision (2003-2004) which has not been included in the historical CAS, and also, a discrepancy in the number of fish found in 2005 (only 65% of the size information has been incorporated in ICCAT database, due to a problem of incompleteness in the ICCAT Form-5 reported, and a corresponding weakness on the code that automatically reads the forms and omits these possibilities). At the same time, Japan also presented a complete (all quarters) CAS revision for 2006. The Group considered that, it was too late to change the revised CAS again and decided to keep the incomplete CAS series of 2006 (first quarter only). The Group determined that these updates should be made before the next SCRS meeting.

The Secretariat also informed about the inconsistencies (small for the overall Atlantic CAS) existent between Task I and CAS at the fleet/gear discrimination level in the period 1975-1983, which could have implications when selecting various fleet related indexes for VPA analyses. During that period CAS has various fleet catches aggregated (longline, baitboat and purse seine fisheries) without a strict correspondence with Task I figures. The Group considered that this revision of historical CAS should be made for the next assessment.

After the creation of a revised CAS version, the corresponding CAA matrices have been obtained by the Secretariat (overall and also fishery based matrices).

A comparison between Task I and CAS is shown in **Figure 11**. Catch-at-age distribution is shown in **Figure 12**. **Tables 6 and 9** show the overall CAS and CAA matrices.

The details of the final yellowfin CAS estimations shall be recollected in a SCRS document (SCRS/2008/128) and presented at the SCRS by the Secretariat.

#### 3.5.2 *Skipjack*

The skipjack CAS includes the complete rebuild of 2005 (incomplete in previous estimations) and 2006. The historical CAS series (1969-2004) has been slightly adjusted with the inclusion of Sao Tomé and Cape Verde. After revising the substitution tables, the Group decided to include the following in the revised CAS:

- the new “*faux poissons*” series (1981-2006) estimated by the European purse seine fleet (a reference file with samples from April 2007 to February 2008, stored in the ICCAT-DB as being from EC-France and Spain);
- the carryover (from 2005) figures for Task I to 2006 for Cape Verde and EC-Ireland.

No changes to the criteria of substitution have been made.

A comparison between Task I and CAS is shown in **Figure 13**. **Tables 7** and **8** show the CAS matrix for the eastern and western stocks.

The details of the final skipjack CAS estimations shall be recollected in a SCRS document (SCRS/2008/126) and presented at the SCRS by the Secretariat.

### 3.5.2 Catch at age

The yellowfin catch at size data in ICCAT variable format was used to create catch at age following the cohort slicing parameters (**Table 10**) by length class used in a previous assessment. The catch at age in number of fish for selected fisheries and the total amount was presented by the Secretariat and used further in the assessment (**Figure 13** and **Table 9**). The catch at age in weight for the same fisheries was also created using the same cohort slicing and the following length weight relationship:

- 1) Kevin Davis (1991) ( $RWT = 0.000000089 * FL^{**2.88}$ ) where RWT is in pounds and fork length in mm.
- 2) Gaertner *et al.* (1992)  $RWT = 0.00006611 * FL^{**2.7148}$  and;
- 3) Caverivière (1976)  $RWT = 0.00002153 * FL^{**2.976}$

A new cohort slicing from Shuford *et al.* (2007) was also raised and the group felt that further investigation should be carried out to test possible discrepancies with earlier calculations.

### 3.6 Multifan data preparations

Prior to the assessment session, it was agreed to attempt to conduct Multifan-CL (MFCL) analyses of skipjack and yellowfin at the 2008 assessment meeting, in order to better incorporate spatial and fishery dynamics related to these species throughout the Atlantic.

For skipjack, the preliminary fishery definitions are given in **Table 11** and those for yellowfin in **Table 12**. In the inter-sessional period, the Secretariat prepared catch data through 2006 by area (5x5) and quarter as well as the available Task II size and catch/effort information. National scientists prepared CPUE indices for specific fisheries by quarter (see Section 4), and the ICCAT Task II data were examined to produce catch rate indicators for the remaining fisheries.

The temporal time-step agreed for the MFCL applications was quarterly. As such, catch and effort and size frequency information by fishery and quarter were compiled from the ICCAT CATDIS, and Task II size and catch effort information. Quarterly effort data by fishery were estimated from the Task II data applying Generalized Linear Models accounting for Fleet, Gear Type, and Effort Type within each Fishery Definition recorded in the Task II database. **Appendix 4** documents the procedures used to generate the time-series CPUE, which was then divided into the fishery specific catch information to estimate effort patterns for MFCL. In all cases, where detailed, standardized CPUE was available from National Scientists or based on work conducted by the Group at the assessment meeting, those CPUE patterns were used to compute quarterly effort patterns for use in MFCL. The resulting catch and effort time-series by fishery are shown in **Figures 14** and **15** and in **Appendix 4**.

Size frequency data held in the ICCAT Task II data set were also organized by MFCL fishery definition and quarter for skipjack and yellowfin tunas. A criterion of at least 50 size observations per fishery/quarter was used to filter the data for use (**Figures 16** and **17**). The SAS code used for summarizing the data are given in **Appendix 4**.

In support of the MFCL data preparations, for the European and associated purse seine fleet annual skipjack standardized CPUEs, for both FAD and free school fishing modes, were obtained using GLM (see Section 4 for more details). In order to incorporate these indices to the MFCL runs, some adjustments were needed to obtain quarterly standardized CPUEs. During the meeting, it was not possible to obtain new standardized indices by quarter. Therefore, a procedure was established to split the annual standardized CPUE by quarter. In the case of the skipjack free school CPUE the partial residuals corresponding to the factor quarter were used as criteria to split CPUEs. From the graphic of partial residuals by quarter, a multiplier was obtained relative to the average value. Then, quarterly CPUE were obtained multiplying the annual value by these multipliers. In the case of the skipjack FAD standardized CPUE, partial residuals were not available; hence, the same annual value was considered for each of the four quarters.

## *Yellowfin*

Using CPUE data for the European and associated purse seine fleet, standardized CPUE was estimated with GLMs (see Section 4 for more details) for: (a) small (<10 kg) yellowfin using FAD fishing modes, and (b) spawners (> 30 kg) using first quarter catch rates. The information available on the index of small yellowfin, and skipjack, did not allow establishing any criteria to split the index by quarter. Therefore, the same annual value was considered for all quarters.

**Appendix 4** contains the preliminary FRQ files prepared for skipjack and yellowfin and are available at the Secretariat on request.

## **4. Relative abundance indices and other fishery indicators**

### **4.1 Skipjack**

#### *4.1.1 Fishery indicators*

##### *Eastern Atlantic*

The Group examined several general indicators of the purse seine and baitboat fisheries. The carrying capacity of EU purse seiners and the number of baitboats has decreased (**Figure 10**). However, in the Dakar-based fisheries the carrying capacity increased, while the number of baitboats decreased (**Figure 18**). The total number of sets and the percentage of successful sets by fishing mode (**Figure 19**) and total areas visited and fished (**Figures 20 and 21**) were also used as indicators of effort.

Catch-at-size data of eastern Atlantic skipjack were used in document SCRS/2008/114 to estimate changes in total mortality and in selectivity patterns for two surface fisheries (the pole and line fishery operating from Dakar, Senegal and the purse seine fleets, omitting Ghanaian vessels) from 1971 to 2005. The general pattern depicted by Z (**Figure 22**) is in agreement with previous knowledge on this fishery: a state at, or close to, full exploitation during the 1990s, followed by a decrease since the mid-1990s, likely due to a combined result of the decrease in purse seine nominal fishing effort, and the adoption of the seasonal moratorium for fishing under FADs. Even if the total selectivity pattern remains relatively stable over the years, the decreasing trend in selectivity observed for purse seiners since the early 1990s suggests that these fleets have shifted from targeting small fish. This is in agreement with the development of the FADs fishing operations since the same period.

Regarding the European baitboats based in Dakar (Senegal), the nominal catch rates of skipjack have increased regularly over the entire time series. When analyzing these data it must be kept in mind that since the beginning of the 1990s these baitboats have developed a fishing technique (mainly for targeting bigeye) in which the baitboat is used as the floating object, fixing the school (comprised of bigeye, yellowfin and skipjack) during the entire fishing season in waters off Senegal and Mauritania. As a consequence, it makes sense to assume that the adoption of this fishing technique has increased the overall catchability of tunas. Note, however, that the pattern described for skipjack contrasts with the decreasing trends in CPUEs observed for the other two tropical tuna species.

#### *4.1.2 Catch rates*

During the Group's Meeting held in Sète (France) in 2006 (Anon. 2007), it was recommended that analyses of the CPUE trends for fisheries along the limits of species distribution be conducted by scientists from various Contracting Parties. The results of the standardization of the CPUEs for the Azorean baitboats were presented and discussed during the Species Group. As expected, due to the location of this fishing area with respect to the distribution range of skipjack, the standardized index showed high variability, but without significant trend (**Figure 23**).

The Group stressed the importance of updating the catch rates of the main fisheries reporting catches of skipjack. It must be stressed that skipjack tuna are often a secondary species, depending on the price differential and on the catchability of other target species. Consequently, estimation of the effective effort exerted on skipjack (e.g. effort proportional to fishing mortality) remains problematic and catch rates may sometimes depict a different trend than abundance.

For purse seiners, fishing alternatively on free schools and on FADs, it was considered that search time may be the best measure of basic effort on free schools. It was also suggested that the analysis data set might be further restricted to effort associated with free school sets by assuming that vessels that travel longer distances overnight are moving between FADs, as they cannot be searching for free schools at night. However, this approach would

likely require further study, including the incorporation of VMS data, to determine if it is both feasible and appropriate. A new EU-funded CEDER Project (Catch, Effort and Discards Estimates in Real Time), which started in 2006, will deal in part with this question. The basic objective developed within the framework of this project is to analyze the individual trajectory of purse seiners in order to characterize fishing behavior reflecting searching time for un-associated schools or moving towards FADs previously detected by radio range beacon (bearing in mind, however, that whatever the fishing mode researched, every tuna school detected by chance can be set on). Other factors which might be considered include the changes over time, which have resulted in a reduction of the time necessary to make sets and to offload catches (increasing efficiency of fishing effort over time).

For continuity with the previous assessment the catch rates of the European purse seine fleet (France and Spain), obtained after standardizing nominal fishing effort to category 5 (450-750 TRB) FIS purse seiners and assuming a 3% annual increase in fishing efficiency of the fleet from 1981, were updated. The objective of incorporating an increase in efficiency was to take account of the changes that have occurred in the purse seine fleet during these years. The estimate of a 3% annual increase in efficiency is derived from a study by Gascuel *et al.* (1993). The Group discussed the convenience of maintaining this assumption when the vessels fishing in the Atlantic are old (on average more than 20 years old) and their skippers and crews have a low profile compared with those fishing in other oceans (e.g. Indian Ocean). Considering that the estimate of the 3% increase was made 15 years ago, the Group decided to conduct a new estimate of changes in catchability of purse seiners. These new estimates showed a higher increase in efficiency of the fleet, an average annual increase of about a 5% (all three species combined). Nevertheless, the Group decided to use the index estimated with a 3% increase for continuity with the last two assessments.

Standardized indices for juvenile yellowfin and skipjack for the European and associated purse seine fleets fishing on FADs were presented to the Group (SCRS/2008/116). Logbook set by set on FADs data as well as fleet characteristics were used. Indices were developed using a delta-lognormal model. In this case, the model was formulated different to the general use to take into account the problem related with the species composition of the purse seine catch of small fish (<10 kg). These catches are estimated from sampling to correct the bias detected in the logbook data. Therefore, the model included two distinct generalized linear models: a lognormal model which describes the variability in the non-zero catch of species less than 10 kg, and a data and binomial model which describes the proportion of each of the three species in the catch. The results of this approach are different, depending on the species, and the skipjack catch rates showed a U shape with a minimum in 1998 during the whole period.

In addition, a standardized index for skipjack for the Spanish fleet, fishing on free schools, was presented (SCRS/2008/118). This index corresponds to the seasonal fishery on free schools developed by the Spanish fleet offshore Senegal mainly during the second and third quarters of the year. This fishery mainly targets skipjack. Logbook set by set data as well as fleet characteristics were used. In this model, only the free school sets were included for the period (1991-2006) during which the extension of the FADs fishery started and information on fishing mode exists. For the historical period it was assumed that free school was the fishing mode. Data were also limited to the off Senegal area. An index was developed using a delta-lognormal model. The variables considered were *year*, *quarter* and *vessel category* (volume of wells). The series covered the period 1980 to 2006. Also a threshold of 120 fishing days by vessel and year was established. The standardized catch rates showed an increasing trend in the 1980s, followed by a decrease in the early 1990s and high variability since then. The Group considered that the availability of skipjack in this area could be related to environmental factors and that this index would be more representative of changes in catchability than in abundance.

All the standardized catch rates estimated by the Group for the east stock are shown in **Figure 24**. Some of the data series are not complete. For example, there are no estimations for Ghana baitboat after 1992. Estimations that were not used in assessment analyses (purse seine on free schools-EC) are not included in the figure. Estimations as calculated for the Portugal and Canada database showed large variations with several peaks and plunges. Estimations of standardized catch rates of Dakar purse seines increased until the early-1990s but there is no clear time trend since 1992.

#### *Western Atlantic*

In contrast with the large fishing areas observed in the eastern part of the Atlantic Ocean, the fishing grounds in the western Atlantic are generally more coastal. Most of skipjack landed in the west have been caught by Brazilian baitboats. Currently, skipjack is the main target species in this case. Note that the catch rates reported for this fishery are higher than the CPUEs observed in all the eastern baitboat fisheries. For the Venezuelan purse seiners fishing mainly in the Caribbean Sea, no new information has been provided since the 2007 SCRS meeting.

Standardized catch rates were calculated for west stock. In most of the papers, Generalized Linear Model and Delta-lognormal distribution were used to calculate the relative abundance indices. Generalized Linear Mixed models were used to analyze catch and effort data from the U.S. Marine Recreational Fisheries Statistical Survey (MFRSS) of the Atlantic coast and Gulf of Mexico (SCRS/2008/122). Positive data were modeled using a lognormal model, while the proportion of positive catches was modeled with a binomial distribution. Geographic area, season and fishing mode (charter or private fishing boat) were the factors considered in the model. Standardized catch rates calculated using the delta-lognormal model varied annually showing no clear trend.

Standardized catch rates of skipjack caught by U.S. pelagic longline fleets in the Gulf of Mexico calculated using GLM were presented in SCRS/2008/121. Response variables considered for skipjack were the CPUEs for the period 1992-2007. In the analysis, the delta-lognormal models with the following explanatory variables were used: year, area, season, gear characteristics and fishing characteristics. Overall, there appears to be an increasing trend in skipjack catch rates in 2006 and 2007 though this may be explained by increasing rates of observer coverage. Currently, skipjack tuna is not a target species for the U.S. longline fleet and there are few reports of positive sets in logbooks.

Most of skipjack landed in the West Atlantic are caught by the Brazilian baitboat fleet. In order to obtain standardized catch rates per year and quarter two approaches were used (SCRS/2008/113). In the first, catches equal to zero were discarded and a model (lognormal) was selected to analyze the positive dataset. In the second approach, the zero catches (< 2% of the total database) were also considered and a delta-lognormal model was used to estimate standardized catch rates. Indices showed large variations across the years but there was no trend.

All the standardized catch rates used in the assessment analyses are in **Figure 25**. Estimations gathered in the analysis of Brazilian and U.S. datasets showed no trend. Estimations calculated for the Venezuelan database showed dropped abruptly in the early-1980s but showed a slight decreasing trend since 1983.

#### 4.1.3 Fishery-specific patterns for skipjack

The fishery definitions used are shown in the following table and generally follow the definitions used for MULTIFAN CL assessment modeling of bigeye tuna.

Fishery definitions proposed for use in further analysis for skipjack:

<i>Stock</i>	<i>Fishery</i>	<i>Flags</i>	<i>Gear</i>	<i>Period</i>
Atlantic East	1E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1969-1979
Atlantic East	2E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1980-1990
Atlantic East	3E	EC-France, EC-Spain and Others-Free School	PS	1991-2005
Atlantic East	4E	EC-France, EC-Spain and Others-FADs	PS	1991-2005
Atlantic East	5E	Ghana	PS & BB	1973-2005
Atlantic East	6E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1965-1983
Atlantic East	7E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1984-2005
Atlantic East	8E	Azores, Madeira, Canaries	BB	1965-2005
Atlantic East	9E	Others	BB	1965-2005
Atlantic East	10E	Others	Others	1965-2005
Atlantic West	1W	Brazil	BB	1965-2005
Atlantic West	2W	Venezuela	PS+BB	1965-2005
Atlantic West	3W	All	Others	1965-2005

#### *Selection of the abundance indices for skipjack*

To select among the candidate fisheries the most appropriate series of CPUEs in terms of representativeness of changes in the abundance of skipjack in both parts of the Atlantic Ocean, attention has been paid to criteria such as the average total catch, the surface of the fishing grounds and the size of the time series.

In the eastern Atlantic, the baitboat fisheries depicting changes over time of the abundance of different size classes of skipjack were selected as follows:

- Portuguese-Azorean fleet (standardized index after omitting the smallest boats fishing in coastal Azorean waters): 1970-2006;
- Spanish Canary Islands vessels (a non-standardized series, divided for periods of time, prior to and following the adoption of the associated school fishing technique in 1992): 1980-1991; 1992-2006;

- Baitboat fleets (EC-France, EC-Spain, FIS, Senegal) operating from Dakar (Senegal), (standardized for the whole time series, then broken down prior to and following the adoption of the associated school fishing technique in 1984): 1969-1983; 1984-2006; and
- Ghanaian vessels (non-standardized CPUE); from 1969 to 1982 (Wise 1986).

Two purse seine series were used:

- The Spanish and associated purse seiners, targeting free schools of skipjack off Senegal during the second quarter of the year from 1980 to 2006. The advantage of using purse seine CPUE in this region is the possibility to calculate an index of apparent abundance for school fishing operations only, which is not the case in other areas.
- The EC-purse seiners fishing on FADs mainly in equatorial areas: 1991-2006.

For the western stock, three indices of catch rates were used:

- The Brazilian baitboat fishery, known to target specifically skipjack (standardized index): 1981-2006;
- The Venezuelan purse seiners, operating in general with the assistance of the bait boats (non standardized index, corrected by accounting for a moderate annual 1% increase in efficiency): 1982-2005; and
- The U.S. recreational fishery (standardized series): 1986-2006.

#### 4.1.4 Average weight

**Figure 26** shows average weight of skipjack for the eastern and western Atlantic. The average weight of fish landed showed no trend in the most recent period. Since the early 1980s the average weight of fish landed in the western part doubled the weight of fish landed in the East Atlantic.

## 4.2 Yellowfin

### 4.2.1 Average weight

The average weight of yellowfin showed some variability but a decreasing trend is evident since the early 1970s (**Figure 27**). When analyzing the information separated by gear it is apparent that the decreasing trend is mainly due to longline and purse seine.

### 4.2.2 Catch rates

#### *Purse seine*

Standardized catch rates for adult yellowfin caught by purse seiners fishing during the period 1980-2006 in the tropical Atlantic Ocean were presented in SCRS/2008/115. Two approaches were used to obtain the indices from the results of the generalized linear model: (a) least-square means; and (b) average of the fitted values. Estimations of variance made with the second approach were lower. Nevertheless, standardized catch rates did not show a trend.

In document SCRS/2008/116 information on logbook set by set on FADs was also analyzed in order to obtain standardized catch rates for juvenile yellowfin. A delta-lognormal model and GLM were used to estimate the indices. Explanatory variables included in the model were *year*, *region*, *quarter* and *vessel category*. Standardized catch rates for yellowfin showed a flat trend during the period 1991-2006.

Catch rates available in this meeting were contradictory (**Figure 29**). Estimates calculated for Venezuelan indices showed three peaks but a decreasing trend. Nevertheless, tropical purse seine indices peaked in 1989 but did not show many changes after 1992. Standardized catch rates as calculated for the EC database appear flat in the period 1991-2005.

#### *Baitboat*

Nominal catch rates for the Canary Islands fleet show several peaks and plunges (**Figure 30**). Estimated values gathered with the Brazilian database dropped abruptly from 1981 to 1982 and then showed a slightly decreasing trend. The nominal catch rates of Dakar peaked in 1993 and then showed a decreasing trend.

### *Recreational fisheries*

Generalized Linear Mixed and delta-lognormal distribution were used to analyze the catch rates of yellowfin caught in the Atlantic and Gulf of Mexico as reported in the U.S. Marine Recreational Fisheries Statistical Survey (MFRSS) database (SCRS/2008/122). Geographic area, season and fishing mode (charter or private fishing boat) were the factors considered in the model. Standardized catch rates vary annually but without trend (**Figure 31**). There were some peaks in 1984, 1994 and 1999, as well as plunges at the end of the 1980s and in the mid-1990s. A decreasing trend is apparent after 1999.

### *Longline*

Several CPUE indices were presented at the meeting from fisheries other than purse seine. All the indices were standardized using GLM, differing in the assumption of the error distribution (log-normal or Poisson). They had the same basic factors in common, such as year, season and area, along with other factors particular to each case.

Standardized catch rates for yellowfin tuna caught by Japanese longline fleet from 1965 to 2006 were estimated using a generalized linear model (GLM) (SCRS/2008/108). Factors considered in the model were year, quarter, SST (sea surface temperature), number of hooks between floats and kind of main and branch lines. Main effects and interactions were included in the analysis. Catch rates were modeled using a lognormal density distribution and a positive constant were added to catch rate in order to deal with catches equal to zero. Standardized catch rates as estimated based on year and quarter decreased through the mid-1970s. Estimations were close to 1.7 (fish/1000 hooks) until the early 1990s when they dropped to 0.6 (fish/1000 hooks). After that decrease, variations in standardized catch rates showed not trends. Variations of standardized indices as calculated in weight were similar to those gathered in calculations based in number of fish. Nominal catch rates for the 1960s and the early 1970s as reported for Japanese as well as for all other longline fleets were considered doubtful in an earlier meeting. Therefore, the Group decided not to use the estimations for the very early years.

In the southwest Atlantic, yellowfin tuna are caught mainly by the fleets operating drifting pelagic longline. SCRS/2008/109 presented the CPUE of yellowfin tuna caught by the longline fleets of Brazil and Uruguay in the Atlantic Ocean for the period 1980-2006 standardized using General Linear Models with a Delta Lognormal approximation. There number of analyzed hauls was 76,521, with a total effort of 136,947,483 hooks between 7°N-45°S and 57°-20°W. The response variables considered in the model were CPUE and a nominal CPUE weighted by total catch (CPUEp). There were considered as explanatory variables for the models the year, quarter, area, water surface temperature and type of fishing gear. Both CPUE and standardized CPUEp show oscillations along all the period with a downward trend in the last seven years and a moderate peak in 2005. Standardized catch rates showed large variations all across the years with a decrease from 2000 to 2006. In a companion paper, only the Uruguayan database was considered (SCRS/2008/110). The results were similar to those mentioned above.

A GLM was also used to analyze the CPUE of yellowfin caught by the Brazilian longline fleet but the catch rate (number of fish/100 hooks) was assumed to follow Poisson and Tweedie densities distributions (SCRS/2008/112). The four factors considered when analyzing data from 1986 to 2007 were year, area, quarter and target. Cluster analysis of species compositions caught in the fishing sets was used to define the levels of the “target” factor. Estimations gathered with Poisson and Tweedie models were similar. Standardized catch rates were large between 1988 and 1990, decreased through 1993 and did not show any trends at the end of the time series.

For the Mexican and U.S. longline fishery in the Gulf of Mexico (1992-2006) a combined index was presented (SCRS/2008/119), based on available observer data. The variables included were year, quarter, fleet, set, temperature, and bait type.

In document SCRS/2008/120 yellowfin CPUE were in weight and number for the period 1987-2007. Standardized catch rates for yellowfin have declined since 1987 but appear to be increasing since 2003. Overall the standardized indices show a decrease since 1986 but a rather flat trend since 1992. The proportion of positive catches and the catch rate of positive datasets for yellowfin showed contradictory trends in some of the fishing grounds. That issue was discussed but there were no agreement on the explanation for those contradictory patterns.

For this assessment, datasets from Japan, Brazil, Uruguay, United States and a combined index between Mexico and United States were used. Most of the standardized catch rate time series showed a continuous decreasing trend (**Figure 32**). The exceptions were the indices calculated for Chinese Taipei and for the Uruguayan databases. Estimations for Chinese Taipei data dropped in the early 1970s and appeared flat after 1974, while estimations for Uruguayan data showed large variability but no trend.

## *Indices used in the analysis*

After evaluating all catch rate indices available during the meeting the Group decided to use some of them for virtual population analysis but not for production models. Some of the indices showed unreliable time trends. Catch rate indices selected for the assessment analysis are included in **Appendix 7**.

### *Combined indexes*

Combined indexes were estimated for both species using a GLM approach (see **Appendix 5**). For yellowfin, the model included the Japanese longline, the combined Mexico and U.S. longline in the Gulf of Mexico, U.S. rod and reel, Brazilian longline, Chinese Taipei longline, Canadian baitboat, Venezuelan purse seine, Brazilian baitboat, EC Dakar-based baitboat, Venezuelan longline, and EC purse seine assuming a constant annual increase in catchability of 3%. The estimated unweighted and weighted combined indices are presented in **Table 13** and **Figure 33**. Both the unweighted and weighted index showed similar trends with a sharp decrease in the late 1960s followed by a relatively stable period until about 1990. From 1990 onward both indexes showed a continuous declining trend.

For skipjack, the fisheries used to estimate the combined index for the ATE stock were the EU-Dakar and EU-FAD purse seine fisheries and the Ghana, Canary Islands, Portugal and EC Dakar-based baitboat fisheries. In the case of the western Atlantic skipjack stock they were the Venezuelan purse seine, the U.S. rod and reel and the Brazilian baitboat. The combined index for the eastern Atlantic skipjack stock showed a variable but constant increasing trend from the beginning of the time series in 1965 to the end in 2006. The western Atlantic stock series started in 1981 and also showed a series with highly variable values but with a relatively constant trend. Values of the estimated combined indexes for each stocks and matrices of weighting factors are shown in **Table 13** and **Figure 33**.

## **5. Methods and other data relevant to the assessment**

### **5.1 Methods – Yellowfin**

#### **5.1.1 ADAPT-VPA**

The parameter specifications used in the 2008 VPA base model were generally the same as those used in the 2003 base-case VPA model (Mérida, Mexico, July 2003) (Anon. 2004). A summary of the model control settings and parameters appears below and in **Tables 14** (Control Settings) and **15** (Parameters).

VPA models require the estimation or assumption of terminal year fishing mortality rates (F). Like the previous assessment, the 2008 base cases (Runs 5 and 8) allowed terminal F values to be estimated for Ages 0-4. The oldest age class represents a plus group (ages 5 and older) and the corresponding terminal fishing mortality rate is specified as the product of  $F_{\text{age } 4}$  and an estimated ‘F-ratio’ parameter that represents the ratio of  $F_{\text{age } 5}$  to  $F_{\text{age } 4}$ . For Runs 5 and 10 the initial F-Ratio (1970) was estimated as a frequentist parameter, and then allowed to vary annually using a random walk with a standard deviation equal to 0.2 and an expected value of the prior distribution equal to the previous annual estimate.

The indices of abundance were fitted assuming a lognormal error structure and equal weighting (i.e., the coefficient of variation was represented by a single estimated parameter for all years and indices). The catchability (scaling) coefficients for each index were assumed constant over the duration of that index and estimated by the corresponding concentrated likelihood formula.

The natural mortality rate was assumed to be age-dependent (Ages 0 and 1 =  $0.8 \text{ yr}^{-1}$ ; Ages 2+ =  $0.6 \text{ yr}^{-1}$ ) as in previous assessments.

### *Description of model runs*

The indices used during the various model runs are summarized in **Table 16**. Methods used to estimate index selectivities are described in **Table 17**. A general description of the model runs follows.

- **Continuity Run:** The “continuity run” was performed to determine the 2008 stock status using model settings and structure identical to the 2003 base assessment (i.e. identical parameter settings, constraints and indices of abundance). It is intended to facilitate comparison of the 2008 and 2003 assessment results. Indices of abundance and catch data were updated and extended through 2008.
- **Runs 5 and 10** were chosen as “base runs” and were combined to develop management advice.



- **Run 5:** Run 5 differs from the “continuity” and 2003 model runs in that:
  - 1) All indices recommend by the 2008 assessment working group were used.
  - 2) A penalty was applied to restrict deviations in vulnerability-at-age (Penalty applied to 2004-2006, Ages 0-5+, Standard Deviation = 0.4)
  - 3) The peak of the spawning season was set at February 14. Weight-at-age of spawners was also calculated from the growth curve using that date.
- **Run 10:** This run is identical to Run 5 except that the LONGLINE and TROP\_PS indices were assumed to have fixed “flat-topped” selectivity patterns rather than the steeply “dome-shaped” patterns estimated by Run 5. To accommodate this assumption, the selectivity patterns estimated during RUN 5 were used until full selectivity was reached. Then, full selection (1.0) was retained for older ages.

### 5.1.2 ASPIC

The yellowfin stock was also assessed with a Surplus Production Model (ASPIC v. 5.16) using landings for the period 1950-2006. Three different sets of fisheries were considered in the runs:

- 1) A combined fleet with a combined index for the period 1965-2007. This case used a weighted combined index (see Section 4) for the Japanese longline, the combined Mexico and U.S. longline in the Gulf of Mexico, the US rod and reel, the Brazilian longline, the Chinese Taipei longline, the Canary Islands baitboat, the Venezuelan purse seine, the Brazilian baitboat, the EC Dakar-based baitboat, the Venezuelan longline, and the EC-purse seine assuming a constant annual increase of 3% in catchability.
- 2) Ten separate fleets with indexes that cover some portions of the period 1965-2007. This case used separate landings and indexes of abundance for the Japanese longline, the U.S. rod and reel, the Brazilian longline, the U.S. longline, the Uruguayan longline, the Venezuelan purse seine, the Brazilian baitboat, and the EU-Dakar baitboat fleets. A tenth fleet included all other landings and it did not have a corresponding index of abundance.
- 3) A combined fleet with a combined index for the period 1956-2006. This case used 1965 to 2006 combined index extended back to 1956 using Task II data.

**Table 18** shows the indexes of abundance used in each case while **Table 19** provides de catches. These three scenarios tested different combinations of different model forms (logistic vs. Generalized), weighted or unweighted indexes, and fix or estimated value of  $B_1/K$ . A total of ten initial cases were considered which are summarized in **Table 20**.

## 5.2 Methods - Skipjack

### 5.2.1 Catch-only model

The catch-only model combines a Schaefer biomass dynamics model with a logistic exploitation dynamics model (Vasconcellos and Cochrane, 2005). The model assumes that the fisheries harvest follows a logistic curve that depends on two parameters. The model predicts the total catches, which are fitted to the observed catches using Bayesian methods (Gelman *et al.*, 2004). The fits are done using a Bayesian framework in order to allow the use of prior information, which could boost the information extraction from catches. Preliminary simulation testing (Minte-Vera *et al.* in prep) showed that, for artificial data sets, catch data combined with informative priors on some parameters could produce acceptable management quantities.

Catch only model is given by:

$$C_{t+1} = P_t \left[ 1 + x \left( \frac{B_t}{aK} - 1 \right) \right] \left[ B_t + rB_t \left( 1 - \frac{B_t}{K} \right) - C_t \right]$$

where:

$C_{t+1}$  is catch at time  $t+1$ ;

$P_t$  is the proportion of biomass caught at time  $t$ ;

$B_t$  is the population biomass at time  $t$ ;

$K$  is the carrying capacity, or biomass at which the growth of the population is zero;

$r$  is the intrinsic rate of population biomass change;  
 $x$  is a multiplier that defines the increase in fishing mortality over time;  
 $a$  ( $0 < a < 1$ ) is the bio-economic equilibrium as a proportion of  $K$ .

In this model, four parameters are estimated:  $r$ ,  $K$ ,  $a$  and  $x$ . The population was assumed to be lightly fished at the beginning of the time-series (so  $B_0 = K$ ), and that the first catch ( $C_0$ ) was measured without error (so  $P_0 = C_0/B_0$ ).

The parameters were estimated using Bayesian techniques. Several combinations of priors were used. For the Western stock, priors for  $K$  were set as  $K \sim U(100000, 1000000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(100000), \ln(1000000))$  or a lognormal distribution with mean 350,000 t and CV=0.5. For the eastern stock, priors for  $K$  were set as  $K \sim U(200000, 2000000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(200000), \ln(2000000))$  or a lognormal distribution with mean 700,000 t and CV=0.5. Priors for  $r$  were set as  $r \sim U(0.4, 2.0)$  or a prior based on demographic methods (see **Appendix 6**, McAllister *et al* 2001). The priors for  $a$  were set as uniform on the possible range of the parameter  $a \sim U(0,1)$ . Sensitivity for the priors for  $x$  were done, because some combinations of  $a$  and  $x$  values may generate unrealistic oscillations on the harvest rate and consequently on the biomass. Initially, priors on  $x$  were set as  $x \sim U(0,10)$ , then the range was restricted to  $x \sim U(0,1)$  or  $x \sim U(0, 1.1)$  for the eastern and western stocks, respectively.

The observed catches were assumed to follow a log-normal likelihood function (Casella and Berger 2002) with expected value equal to the catches predicted by the models:

$$L(\phi | w) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{\sigma C_t \sqrt{2\pi}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\ln C_t - \mu)^2 \right]$$

Where:

$$\mu = \ln E(C_t) - \frac{\sigma^2}{2}$$

$n$  is the length of the catch time-series

$C_t$  is the observed catch in year  $t$

$\hat{C}_t$  is the expected catch for year  $t$  predicted by the model

$\sigma$  is the variability parameter assumed known and equal to 0.4.

The parameters were estimated using SIR-Sampling Importance Resampling (McAllister *et al.* 1994; Gelman *et al.* 2004). The importance function was equal to the joint prior function, and thus the importance ratio is equal to the likelihood. One million parameter vectors were randomly sampled from the joint prior distribution; of those 20 000 samples were taken with replacement, with probability proportional to the importance ratio. Punt and Hilborn (1997) found that resampling needs to be done until no vector is assigned more than 1% of the posterior probability (MSD-maximum single density). In our case, the MSD was monitored and no vector occurred in more than 1% of the resamples. Other diagnostics for convergence were also used such as the coefficient of variation in the average importance weight (McAllister and Kirchner, 2002) and the maximum importance ratio (McAllister and Pikitch, 1997).

The data used in the first set of runs were the time series of total catches from 1950 to 2006 for the eastern stock and 1976 to 2006 for the western stock. Although, the catches for the western skipjack stock start at 1953, they stay very low until mid-1970s. Preliminary runs using the whole catch series would not run because the model was unable to find a combination of parameters that would produce a trajectory with a small harvest rate for almost 30 years. For the second set of runs, the model was fit to a restricted catch series for the eastern stock in order to have only catches coming from a more homogeneous fishery (see section 3.2). The series was divided in two periods, from 1965 to 1984 and from 1985 to 2006.

### 5.2.2 PROCEAN

The PROCEAN (Production Catch/Effort ANalysis) model is a multi-fleet surplus production model developed in a Bayesian framework to conduct stock assessments based on catch and effort time series data (Maury, 2001; Maury and Chassot, 2001). PROCEAN is a biomass dynamics model based on the generalized surplus production model (Pella and Tomlinson, 1969) that includes process error for fishing fleet catchability, stock carrying capacity, and a robust process error on fishing mortality.

The eight independent time series of abundance indices defined during the Working Group were used as well as the combined abundance index weighted by fishing area (see Section 4).

Preliminary runs showed that there was not enough information in the data to estimate the shape parameter ( $m$ ) regarding the typical one-way trip of the eastern Atlantic skipjack fishery so it was fixed when running the model. The initial biomass of the stock in 1969 ( $B_0$ ) was also difficult to estimate and assumed equal to a fixed proportion

of the carrying capacity ( $K$ ). Informative prior distributions were considered for the growth rate parameter ( $r$ ) and the maximum sustainable yield (MSY). Normal distributions with mean 1.17 (sd = 0.26) and 150,000 (sd = 20,000) were assumed for the intrinsic growth rate (Section 5.3.2) and MSY, respectively. A sensitivity analysis was conducted to account for uncertainty in some input parameters and to assess the impact of the prior distributions on posterior estimates (see Section 6.2.4).

### 5.2.3 Bayesian Surplus Production Model methods

The Bayesian Surplus Production model (McAllister *et al.* 2001) is a non-equilibrium surplus production model that allows prior distributions on intrinsic rate of population increase ( $r$ ), carrying capacity ( $K$ ), biomass in the first modeled year defined as a ratio ( $\alpha.b0$ ) of  $K$ , average annual catch before data were recorded as well as variance, the shape parameter ( $n$ ) for a Fletcher/Schaefer model and catchability parameters for each time series. The model uses a sampling importance resampling algorithm (SIR, McAllister and Kirkwood 1998) and can fit either a Schaefer or a Fletcher/Schaefer type production model. The BSP model has been accepted into the ICCAT catalog and has been applied to several previous ICCAT species (white marlin, bluefin tuna, billfishes, bigeye tuna). However, this is the first time that the model has been applied to skipjack tuna.

In this application we use the logistic Schaefer formulation of the model and estimate  $r$  and  $k$  and  $\alpha.b0$  using prior distributions. A lognormal(mean= 1, sd=0.01) prior distribution for  $\alpha.b0$  was assumed on the basis that biomass in the first year of the model year (1950 for eastern skipjack and 1952 for western skipjack) was at or close to carrying capacity. Prior distributions for  $r$  were determined on the basis of demographic modeling described in Section 5.3.2. Priors for  $K$  were initially estimated to be uniform on either  $K$  or  $\log K$  with maximum bounds equal to 10 times the maximum observed catch and minimum bounds equal to the maximum observed catch but were subsequently decreased to  $\sim 5$  times the maximum catch. In this formulation of the BSP model we input prior distributions for the parameters  $r$  and  $K$  and assumed that  $K$  was equal to the biomass at the starting point for each of recorded catch for each model.

Initial model fitting and parameterization was necessarily to find suitable starting values for the input parameters  $r$  and  $K$  to get the model to estimate modal values which are either the maximum likelihood estimates for the non-Bayesian parameters or the mode of the posterior for the Bayesian parameters. This is performed during the “estimate mode” component of the model fit procedure and often different starting values where necessary for different runs. Starting values for the various parameters are given in **Tables 21** and **22** for western and eastern skipjack, respectively. Indices used for western skipjack are given in **Table 23** and for eastern skipjack in **Tables 24** and **25**.

For each model run, the convergence diagnostics were examined during the ‘importance sample’ stage of modeling according to the methodology described in McAllister and Kirkwood (1998). Further, given the non-informative or contradictory nature of many of the input indices, examination of the diagnostics was particularly critical because of the potential bias that the importance function can impart on the posterior modes. It is recommended that the CV of the weights  $CV(wts)$  of the importance draws should be less than the CV of the likelihood times the priors  $CV(L*P)$  for the same draws. As a diagnostic of convergence for the SIR algorithm, the we used the ratio of the  $CV(wts)/CV(L*P)$  assumed that ratios greater than 2 were unacceptable, ratios between 1 and 2 were marginal, and ratios less than 1 were acceptable.

## 5.3 Other methods

### 5.3.1 Estimation of potential trends in catchability in the European purse seine fleet

The Group noted that in various past analyses it has been assumed that the catchability associated with the EC tropical purse seine fleet has increased about 3% per year since 1980. The Group conducted additional analyses to determine if perhaps changes in catchability have not occurred at a constant rate since 1980.

The data used, see **Figures 34** and **35** (for the three tropical species separately and combined) were: 1950-2006 total catch; 1969-2006 catch and nominal effort (fishing days) of the EC and associated purse seine fleets. No attempt was made to separate FAD and free school sets. The 1983 and 1984 effort values seemed anomalously high and were excluded from the analyses.

The approach used can be summarized as follows: Conditional on the total catches, biomass trajectories were computed based on a deterministic Fox production model with assumed parameter values (these are explained below). From these biomass values and the total and purse seine catches and fishing effort, it is possible to derive values of fishing mortality and catchability by purse seine fleet. The trends in the resulting catchability values were then examined. The following equations explain the method used:

- 1) Assume values for  $MSY$  and  $K$ .
- 2) Assume that  $B_{2006} = K$
- 3) Project the population forward using Fletcher's parameterization of the Fox model given the above values and the time series of known total catches:

$$B_{t+1} = B_t - e^{-M} MSY \frac{B_t}{K} \ln\left(\frac{B_t}{K}\right) - TC_t$$

- 4) Estimate total fishing mortality:

$$F_t = \frac{TC_t}{(B_t - B_{t+1})/t}$$

- 5) Estimate purse seine fishing mortality based on the ratio of purse seine catch (P) to total catch:

$$F_{P,t} = \frac{P_t}{TC_t} F_t$$

- 6) Estimate purse seine catchability using the nominal effort:

$$q_t = \frac{F_{P,t}}{E_t}$$

The values assumed for  $MSY$  for bigeye and yellowfin were 90,000 t and 150,000 t, as estimated from the previous assessments. An  $MSY$  of 150,000 t was assumed for skipjack in the eastern Atlantic. When the three stocks were analyzed together, the overall  $MSY$  used was 390,000 t.

The values of  $K$  for bigeye and yellowfin were calculated such that the projected  $B_{2006}/B_{MSY}$  ratios were 0.9 and 1.0, respectively. The value of  $K$  for skipjack was fixed arbitrarily to 700,000 t, which is similar in magnitude to the values calculated for yellowfin and bigeye. The value of  $K$  for the analyses of the three species combined was the sum of the three individual  $K$  values.

The group calculated average percent changes in catchability by regressing  $\ln(q_t)$  against time for different time periods. These were 1969-1979, 1980-1990 and 1991-2006, i.e. the same periods being considered to split the series for the Multifan analyses. In addition, the time period 2002-2006 was examined to investigate more recent trends.

## Results

The projected biomass trends are shown in **Figure 36**. The models show steeper declines for bigeye and yellowfin than they do for skipjack or for the three species combined.

**Table 26** provides the assumed population dynamics parameters and the resulting slopes of the regression of  $\ln(q)$  against time for different time periods. The values of  $\ln(q)$  for the entire time period are shown in **Figure 37**. These results suggest that during some time periods, catchability may have changed by more than 10% per year. This is evident primarily in the 1970s and 1980s. For the more recent five years, these analyses suggest that catchability continues to increase rapidly for skipjack, is decreasing for yellowfin, and is increasing slowly for bigeye.

**Figure 38** and **39** show the input (nominal) fishing effort as well as the effort adjusted by the catchability estimates by species. Note that the largest impact of adjusting effort by catchability is for bigeye tuna, followed by skipjack and then yellowfin.

**Figure 39** compares the nominal effort series with two adjusted series for yellowfin tuna. The blue line is adjusted using the catchability changes estimated in the present analyses. The red line was obtained following the same approach that was applied during the yellowfin session held in Cumana, Venezuela in 2000 (Anon. 2001), which assumes a 3% annual increase in  $q$  after 1980. (Note that the input effort series used for both analyses are different). The two adjusted series are similar in magnitude, although in some years the adjusted effort from the current analysis can be up to 60% higher than the effort adjusted by the 3% annual change in  $q$ .

In discussing the results obtained, the Group agreed that the approach used to calculate changes in  $q$  has strengths and weaknesses. One strength is that the rate at which  $q$  changes over time is not fixed. Another strength is that it is linked to a population dynamics model. In terms of weaknesses, the deterministic nature of the Fox model used is rather inflexible. A more flexible approach would be, for instance, to estimate catchability changes as random walks within a stock assessment framework such as Multifan-CL. Finally, the group did not examine in detail the

effect that changes in assumed values of  $MSY$  and  $K$  would have on the results, although limited runs suggested that the trends in  $q$  were relatively insensitive to these.

For the stock assessment analyses, the Group concluded that both the effort series adjusted for a 3% increase in  $q$  per year, as well as adjusted by the catchability changes estimated in these analyses, should be used (see **Table 27**).

## 6. Stock status results

### 6.1 Stock status – Yellowfin

#### 6.1.1 VPA Results

This section summarizes the results from VPA analyses explained in Section 5.1. The report file output of the VPA-2BOX software for the base VPA models (Runs 5 and 10) is included as **Appendix 7**. This appendix contains a complete description of the VPA results, including the matrix of estimated fishing mortality rates, abundance at age, stock biomass, recruitment, fits to indices, estimated index selectivities, F-ratios and Terminal Fs-at-age.

#### Diagnostics

Fits to the CPUE series for the VPA continuity and base models are summarized in **Figures 40** and **41**. The fits to the base models (Runs 5 and 10) are very similar, and show a substantial lack of fit to many indices (**Figure 41**).

#### Retrospectives

A retrospective analysis was completed by sequentially removing inputs of catch and abundance indices from the 2008 base case model, back to 2003. **Figure 42** shows the trends of spawning biomass and recruits for the base cases. SSB trends were scaled to the maximum value of the series to facilitate comparison. The SSB trends are sensitive to the sequential removal of data and show no convergence back in time. Instead, some series indicate a steeper decline in biomass. The estimated recruitment is fairly insensitive to the retrospective removal of data. In recent years, the recruitment estimates fluctuate with no obvious pattern.

Retrospective patterns in fishing mortality-at-age (FAA) and numbers-at-age (NAA) are summarized in **Figure 43** and **44**, respectively. Some substantial retrospective pattern in FAA is noted, particularly for Ages 4 and 5+ between 1990 and 2006. Retrospective pattern in NAA are less apparent. The model results are generally convergent until the most recent years, and then vary without obvious pattern.

#### Comparison of 2003 and 2008 VPA base models

The 2008 continuity run was constructed to examine the implications of adding recent years (2002-2006) to the VPA model without changing the indices used or the model settings. Trends in apical fishing mortality, spawning stock biomass (SSB), abundance (Ages 0-5+), recruitment (Age 0) and the annual F-ratio ( $F_{5+}/F_4$ ) for the 2003 base and 2008 continuity models are shown in **Figure 45**. The 2003 base and 2008 continuity stock assessment results are similar, but some differences are evident in the recruitment, abundance and fishing mortality estimates, particularly between 1999 and 2001. These inconsistencies are likely to be caused by differences in the estimated F-Ratios during those years. The SSB estimates are quite similar throughout the time series.

#### VPA Base Models

Two models (Runs 5 and 10) were chosen by the working group to provide management advice. Annual trends in yield, total biomass, apical fishing mortality, recruits (Age 0), spawning stock biomass (SSB) and SSB relative to SSB at  $F_{MAX}$  are shown in **Figure 46** (Run 5) and **Figure 47** (Run 10). Uncertainty in the annual values was estimated using 500 bootstraps runs of the index residuals.

The two runs are very similar, although run 10 estimates a slightly more optimistic stock status in 2006.

#### Sensitivity Runs

Several sensitivity runs were conducted to examine model sensitivity to:

- 1) The application/removal of penalties on deviations in recent recruitment.
- 2) The application/removal of penalties on deviations in recent estimates of vulnerability at age.
- 3) Changes in the timing applied to indices of abundance.
- 4) Various assumptions about the catch-at-age of the Japanese longline in 2006.
- 5) Estimating a single F-ratio for all years (1970-2006).
- 6) Fixing the F-ratio for all years at various values.

The Group considered these models during the development of the base run, but ultimately decided that these runs would not be used to develop management advice.

#### Stock status

The Working Group could not choose between the two VPA base cases, and since the model results were so similar (**Figures 46 and 47**), the Group recommended combining the model results into a single joint distribution. This joint distribution was used to determine stock status and develop management advice. Management references were calculated using the medians of the joint distribution, and assuming constant recruitment equal to the mean of the observed recruitments during 1970-2006. All management benchmarks and reference points are summarized in **Table 28**.

The trajectory of stock status during the time series is summarized in **Figure 48**. According to the joint distribution of the 2008 base models, yellowfin tuna have never been overfished, although overfishing has occurred (**Figure 48**; yellow symbols). Current stock status was estimated using  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  and  $F_{Current}/F_{MAX}$ . According to the results of the joint distribution, the stock is not currently overfished ( $SSB_{2006}/SSB_{MAX} = 1.09$ ) or undergoing overfishing ( $F_{Current}/F_{MAX} = 0.84$ ) (**Figure 49**). Uncertainty in the stock status was estimated by bootstrapping the index residuals. 500 bootstraps were run from each VPA base model (**Figure 49**) Histograms of the bootstrap estimates of 2006 stock status from the joint distribution were constructed to examine the normality of the distribution. There is no evidence of a strong bias in the results (**Figure 50**).

The conclusions of this assessment do not capture the full degree of uncertainty in the assessments and projections. An important factor contributing to uncertainty is the accuracy of the growth curve and the age-slicing procedure. Age-slicing procedures are sensitive to small changes in slicing limits. Improved methods to estimate catch-at-age (e.g. stochastic approaches and/or directly observed age composition) have the potential to improve the reliability of age-structured models. Another important source of uncertainty is recruitment, both in terms of recent levels (which estimated with low precision in the assessment), and potential future levels. These models assumed recruitment would continue at the level observed during 1970-2006. It is possible that changes in fishing pressure or environment could invalidate this assumption.

#### 6.1.2 ASPIC

**Table 29** shows the initial results of the 10 runs. Estimated trajectories of relative biomass and relative fishing mortality for each of the 10 cases are presented in **Figure 51**. In the case of relative biomass, cases 1, 3, 7, and 9 showed very different trends compared to the other cases. For relative fishing mortality, cases 1, 3, 9, and 10 clearly showed trajectories with different trends. After initial examination of the results, the Group decided to run bootstraps for cases 2, 4, 6, and 8. The estimated deterministic trajectories for the 4 bootstrap cases are shown in **Figure 52**. The four cases showed the same trends with an increase in fishing mortality and a reduction of biomass that resulted in a period where the stock was overfished and undergoing overfishing, followed for a period of recovery. The present condition of the stock is overfished but not experiencing overfishing any longer. **Figure 53** shows the phase plots of each of the 4 bootstrap runs (500 bootstraps) for year 2006 (i.e., current condition). **Figures 54 and 55** show the relative biomass and relative F trajectories and the 80% CI estimated from 500 bootstraps. Results of bootstraps runs for cases 2, 4, 6, and 8 are summarized in **Table 30**.

### 6.2 Stock status – Skipjack

#### 6.2.1 Multifan-CL model

The Group attempted several analyses of the eastern and western stocks combined. All of these showed very poor convergence, as expected because the tagging data were not judged to be very informative on ocean wide spatial scale. Subsequently, the Group made separate analyses for the eastern and western stocks. These are described below.

### 6.2.1.1 Eastern Atlantic

The eastern model included 10 separate fisheries (see Section 4.1.3), was divided into yearly and quarterly time frames and assumed four recruitment events, each occurring at the beginning of each quarter. Natural mortality was fixed at  $0.2 \cdot \text{quarter}^{-1}$ . The options for the base case eastern model which included all catch data from 1950 to 2006, were similar to those for the base case model simulated for the western region. The major differences however, were that the model for the eastern region included a cubic spline selectivity function with three nodes (later increased to 5) and the penalties for the effort deviations were set to be the same for all the fisheries.

The model had great difficulty estimating the biomass at the beginning of the fishing period (**Figure 56**). The model estimate of biomass fluctuated greatly for the initial model years, repeatedly reducing to zero. The estimates of MSY and  $F_{\text{MSY}}$  were consequently nonsensical (**Figures 57 and 58**). As a result of the poor model estimation, another model run was carried out including data only from 1970-2006. The model was set to estimate the initial population age structure based on  $Z$  averaged over the last 20 time periods (quarters in this case). Also, the cubic spline selectivity option was removed and instead selectivity was set to be length dependant for all fisheries. Although these changes removed the occurrence of biomass reducing to zero in the initial years of the model run, it still resulted in an increase in biomass over time (**Figure 59**). MSY and  $F_{\text{MSY}}$  estimates (**Figures 60 and 61**) were superficially more plausible than the previous model run, but clearly unrealistic due to the strange biomass estimates.

Although several ad hoc variations and model options were simulated for this stock in order to improve the model outputs, they all resulted in similar unrealistic patterns for biomass. As a result, further analysis was discontinued. It is clear that at this stage, the data for the eastern region were unsuitable for Multifan-CL simulation within the time limitations of the working group meeting. Further modeling should be carried out inter-sessionally and possibly include tagging data once fully verified.

### 6.2.1.2 Western Atlantic

The basic run for the western stock used data from 1952 to 2006 for three fisheries (1=Brazil BB, 2= Venezuela BB+PS, and 3=Others) and the following assumptions/constraints:

- Assume starting population at equilibrium based on  $M$
- Assume  $M=0.2$  per quarter
- Estimate 4 annual recruitment events
- Allow higher variability in effort deviations for fisheries 2 and 3 (weights = 10, 3 and 3)
- Divide length frequencies by 10 (fishery 1) or 20 (fisheries 2 and 3)
- Estimate separate selectivities by fishery; assume constant selectivity after age 14 (quarters)
- Estimate the growth curve, starting from the one assumed by ICCAT (see Manual)
- Allow for random walks in the catchabilities of the 3 fisheries
- Fit a stock-recruitment relationship to estimate MSY-related statistics (steepness prior mean = 0.9)

An additional sensitivity run was made estimating natural mortality.

Summary fit diagnostics are plotted in **Figure 62**. The estimated selectivity patterns are shown in **Figure 63** and the recruitment and SSB trajectories are shown in **Figure 64**. Overall the model estimates dome-shaped selectivity patterns and substantial fluctuations in recruitment and spawning biomass. The model fit was imprecise. It was not possible to obtain variance estimates of all quantities of interest. Approximate 90% confidence intervals for recruitment and SSB are given in **Figure 65**.

In terms of benchmarks, the model estimated an MSY of 30,660 t per year, and current (2006) ratios of  $B/B_{\text{MSY}}=2.04$  and  $F/F_{\text{MSY}}=0.51$ . A plot of relative  $B$  and relative  $F$  is given in **Figure 66**. When the sensitivity run estimating  $M$  was made ( $M$  was estimated at 0.32 per quarter), the benchmarks were estimated as follows:  $\text{MSY}=35,960$  t,  $B/B_{\text{MSY}}=2.31$ ,  $F/F_{\text{MSY}}=0.47$ .

The group was encouraged by these preliminary results and recommended that more work be undertaken in the future to refine the Multifan-CL model analyses for the stock.

## 6.2.2 Bayesian Surplus Production model results

### 6.2.2.1 Western skipjack

The indices used for the western Atlantic skipjack production model assessment gave quite contradictory information, particularly the sharp decline of the Venezuelan purse seine index (**Figure 67**) and the high fluctuations in the Brazilian baitboat and U.S. rod and reel index. There is little spatial overlap in the coverage of these indices and given the high viscosity of skipjack, these indices may reflect more local conditions rather than the overall western stock. It is, therefore, not unlikely that these indices could show contradictory trends.

Likely due to these contradictory trends, the BSP model runs for the western Atlantic stock of skipjack had initial problems with convergence indicated by very high CV of the weights of the importance draws relative to the CV of the likelihood times the priors  $cv(wts)/cv(lp)$ . Such a situation can occur when the input indices either are contradictory or uninformative as occurred in several shark stock assessments (McAllister and Kirkwood 1998), resulting in a very narrow importance function. As a remedy, McAllister recommended increasing the width importance function to allow for greater sampling variability with the parameter setting *expand.imp* or by decreasing the degrees of freedom for the multivariate t importance function (the importance function used for these models). The Group explored a series of runs (5-9) either expanding the importance function or increasing the degrees of freedom where each successive expansion improved the convergence criteria  $cv(wts)/cv(lp)$  and widened the posterior for  $r$  (**Figure 68**). It is highly likely that runs 1-6 are unreasonable given the lack of achieving the convergence criteria. Runs 1-8 also were run with a very wide prior for  $r$  ( $sd=.5$ ) rather than the originally desired 0.25. To correct this an additional run 9 with the correctly specified prior  $N(1.17, 0.25)$  was conducted.

The results of Runs 7 and 8 both achieve reasonable, but not great, convergence criteria ( $cv(wts)/cv(lp) \sim 1.6$ ) (**Table 31**). Runs 1-8 also were run with a very wide prior for  $r$  ( $sd=.5$ ) rather than the originally desired 0.25. To correct this an additional Run 9 with the correctly specified prior  $N(1.17, 0.25)$  was conducted. However, it should be noted that the posterior for  $r$  was very wide (**Figure 68**). The fit to the indices for Run 9 was rather poor and not unexpected given the different trajectories of the indices (**Figure 69**) and the equal weighting given to them. The intrinsic rate of population increase,  $r$ , for Run 9 was estimated to be slightly lower than the prior mean and at a value of 1.159 with a standard deviation of 0.278.

**Figure 70** shows the biomass,  $B/B_{MSY}$ ,  $F$ , and  $F/F_{MSY}$  trajectory with projections of 25,000 t starting in 2007 for Run 9 showing the initial steep increase in fishing mortality with the creation of the fisheries and a current status assessment of  $B$  above  $B_{MSY}$  and  $F$  below  $F_{MSY}$ . It is important to note that expanding the importance function tends to let the model estimate a lower  $K$  and higher fishing mortality rates so that if there is a bias introduced by the lack of convergence of the earlier runs, it tends to give more optimistic results for this particular model set up (**Table 31**).

### 6.2.2.2 Eastern skipjack

The BSP model for the eastern Atlantic skipjack assessment used eight indices (**Figure 71, Table 24**). Despite the rather contradictory nature of some of the indices the BSP model runs for the eastern Atlantic stock of skipjack showed more acceptable convergence criteria than for western Atlantic skipjack.

Nineteen (19) runs were made using various combinations of indices, bounds on  $K$ , and with standard deviations for the priors for  $r$  (**Tables 32 and 33**). Many of the runs used the same data and should actually be considered as “ranging” runs to determine appropriate boundary conditions for the further models. There was a strong effect of the bounds on the uniform prior for  $K$  (**Figure 72**). Decreasing the upper bound from 2 million metric tons (t) to 1 million metric tons (a value similar to 5 times the maximum observed catch) reduced the  $K$  values from approximately 1.2-1.3 million metric tons to values around 720-790 thousand metric tons. Given the extremely high  $K$  values predicted by using the higher bound on  $K$  (1.3 million t) it is likely more plausible to use a bound close to commonly used bounds such as 5 times the maximum observed catch.

Note that the prior distributions for  $r$  were originally run with a variance of 0.09 where  $N(\text{mean}=1.17, \text{sd}=0.3)$ . This was slightly different from the demographic analysis standard deviation which estimated an  $sd$  of 0.25, however the results are likely very comparable to using a  $N(1.17, \text{sd}=0.3)$  prior. An input of the standard deviation rather than the variance as the mean for the prior distribution facilitated an impromptu sensitivity analysis of the effects of using a narrow ( $sd=0.25$ ) or wide ( $sd=0.5$ ) prior for  $r$ . This set of runs indicated that there was little effect on the posterior modes (**Tables 32 and 33**) resulting in little actual affect on the status results for each run. The resulting posterior distributions were, however, much broader with the wide or uninformative prior, resulting in wider coefficients of variation around the mode of the posterior distributions for status results (**Tables 32 and 33**).



In addition, the higher  $r$  values of the posterior suggest that freeing the prior on  $r$  allows the model to estimate a higher posterior value for  $r$  (~1.3-1.7) than for the informative priors. Based on earlier demographic modeling (section 5.3.2) these higher values seem unlikely for skipjack tuna.

As such, RUN5BZ with using a uniform (250000, 1000000) prior on  $\ln K$ , a  $N\sim(1.17, 0.3)$  prior on  $r$  and all indices weighted equally may be considered the best model incorporating all of the data, though the fits to the indices were generally poor (**Figure 73**). Trajectories of Biomass,  $B/B_{MSY}$ ,  $F$ , and  $F/F_{MSY}$  with projections of 100,000 t starting in 2007 for SKJE-RUN5BZ (**Figure 74**), indicate the relatively high  $B/B_{MSY}$  status and low  $F/F_{MSY}$  status predicted by the model.

### 6.2.3 Catch-only model

#### *Western skipjack*

Two sets of runs were conducted for the western stock (**Table 34**). For both sets, the catch series used ranged from the year 1976 to 2006, in order to include the years when the catches start to increase (see **Figure 7**). For the first set (A), the prior on  $x$  was set as wide values  $x\sim U(0,10)$ . Explorations of the behavior of the model for combinations of  $a$ ,  $x$  parameters showed that for high  $x$  and low  $a$ , the model predictions for biomass and harvest had wide unrealistic oscillations. A second set (B) of runs with a narrow prior on  $x$  was also conducted. When narrower prior on  $x$  were assumed, the model was able to gain more information from the catches than for a wider prior on  $x$ . **Figure 75** has the results only for run 1 of the two sets, which were similar for the other runs within each set (see **Appendix 8** for full results).

The estimations were sensitive to the prior on  $x$ . The first set of runs (A) included less information from the catches as suggested by the wider posteriors when compared to the priors (**Figures 75 and 76**). For the first set of runs the median of the posterior for MSY ranged from 54,000 to 83,000 t. The second set of runs (B) were able to incorporate more information from the catches than the first set of runs, as suggested by narrower posteriors on the parameters and derived quantities, when compared to the priors (**Figure 75**), and were selected for inference. For the second set of runs, the median of the posteriors for MSY were around 30,000 t.

#### *Eastern skipjack*

For the eastern stock of skipjack, three sets of runs were performed (**Table 35**). For first set (A) the catch series of 1950 to 2006 was used as well as a wider prior on  $x$ . The catch series showed a decline in the mid 1980 when there was displacement of a large part of the French and Spanish purse seiners fleets to the Indian Ocean. The catch-only model assumes that the harvest rate increases and levels off following a logistic curve. It was suggested by the Group to run the model only with the catches from 1985 to 2006, in order to fulfill the assumptions of the catch-only model. Two other sets of runs were conducted. Set B included runs fit to the catches from 1965 to 1984 and set C included runs fit to catches from 1985 to 2006. For those two sets the prior on  $x$  was narrower (**Table 35**).

Similarly to the SKJ-W, the results appear sensitive to priors on  $x$ , and the first set of runs (A) included less information from the catches than the set C as suggested by the wider posteriors (**Figure 77**). The set C of runs was considered the best fit because no posterior concentrated towards the bounds as for set A and B (**Figure 77** and see **Appendix 8**). For the set A of runs, the medians of the posterior distributions for MSY ranged from 200,000 t to 275,000 t. For the set C of runs, the medians of the posterior distributions for MSY ranged from 143,000 t to 156,000 t.

### 6.2.4 PROCEAN

#### 6.2.4.1 *Eastern skipjack*

The model generally fitted well the data for the different runs although European and Senegalese baitboat fisheries and European purse seiners based in Dakar showed increasing trends in the residuals. In all runs, it was shown that informative priors were required for convergence of the model. Maximum posterior estimates of MSY were in the range 154,000-185,000 t and appeared quite sensitive to the mean of the MSY prior (**Table 36**).  $F_{MSY}$  appeared robust to the changes made in input parameters and prior distributions, the value of 0.48 for  $m = 2$  being related to the shape of the production curve and leading to a value of  $F/F_{MSY}$  in 2006 close to the other runs.

For the standard run, catches observed and predicted were close to the equilibrium production curve (**Figure 78**). This might be due to the relatively short time span of the skipjack that are mainly caught before age 4 and to their high growth rate. The stock appeared underexploited in 2006 with the fishing mortality below the fishing mortality at MSY, i.e.  $F/F_{MSY} = 0.32$  in 2006, and the biomass above the biomass at MSY, i.e.  $B/B_{MSY} = 1.79$ .

The model run conducted with the combined abundance index led to similar results in terms of diagnostic of the stock, although the MSY was estimated about 10,000 t lower than in the standard run (**Table 36**). The quality of the fit was however quite poor and results showed an increasing trend in the residuals, indicating that the data did not conform to the assumption of lognormal error. The inclusion of process error on catchability for the standard run parameter settings improved the fit of the model by removing trend in the residuals and allowed tracking the changes in catchability through time (**Figure 79**).

In particular, results suggested that the catchability of baitboat fishing fleets based in Dakar would have continuously increased by about 4% each year since the 1970s. This could be related in the 1980s to the introduction and development of associated school fishing (Fonteneau and Diouf, 1994). Despite the 3% increase already accounted for in the abundance indices, the European purse seine fishing fleet based in Dakar fishing on free schools showed a step increase in catchability around 1990 followed by a relative stability (**Figure 79**). This would suggest that technological improvements in the late 1980s and early 1990s would have led to a larger increase in catchability than generally assumed (see section 5.3.1).

## 7. Projections

### 7.1 Projections – Yellowfin

#### 7.1.1 VPA model projections

##### Specifications

The projections for yellowfin tuna (Runs 5 and 10) were based on the bootstrap replicates of the fishing mortality-at-age and numbers-at-age matrices produced by the VPA-2BOX software. The Group agreed that projections and benchmarks should be computed using a resampling of observed recruitments during 1970-2006. This resulted in an essentially constant recruitment at the mean value of the time series. This is in contrast with the approach used during the 2003 assessment which used a fixed Beverton and Holt S-R relationship estimated externally to the model. The extent of recruitment variability,  $\sigma_R$ , for each bootstrap replicate was modeled using a standard deviation of 0.5 with no autocorrelation.

Because no management changes occurred during 2007 and 2008 (projected by the VPA model because data is not yet available), these years were projected at  $F_{\text{Current}}^1$ . Projections were made at various levels of constant catch or constant  $F$ , including:

- |   |           |
|---|-----------|
| 1) Catch = 50,000 t                         | 2009-2016 |
| 2) Catch = 70,000 t                         | 2009-2016 |
| 3) Catch = 90,000 t                         | 2009-2016 |
| 4) Catch = 110,000 t                        | 2009-2016 |
| 5) Catch = 130,000 t                        | 2009-2016 |
| 6) Catch = 150,000 t                        | 2009-2016 |
| 7) Fishing mortality = $F_{0.1}$            | 2009-2016 |
| 8) Fishing mortality = $F_{\text{MAX}}$     | 2009-2016 |
| 9) Fishing mortality = $F_{\text{Current}}$ | 2009-2016 |
| 10) Fishing mortality = $F_{1992}$          | 2009-2016 |

Projections that used various levels of constant catch employed a restriction that the fully-selected  $F$  was constrained not to exceed  $3 \text{ yr}^{-1}$ .

##### Results

The Working Group recommended that management advice be constructed using the joint distribution of VPA runs 5 and 10. Therefore, the projections reflect the median outcome of both base runs.

Projection of total biomass, yield, fishing mortality, SSB and recruitment are shown in **Figures 80** and **81** SSB and  $F$  are also plotted relative to the management benchmarks (SSB @  $F_{\text{MAX}}$  and the corresponding equilibrium SSB). Projections of constant catch (**Figure 81**) indicate that catches of 130,000 t or less are sustainable during the projection interval. Catches in excess of 130,000 t cause an overfished and overfishing condition during the

<sup>1</sup>  $F_{\text{current}}$  was calculated as the maximum value (apical) of the geometric mean  $F$ -at-age. The geometric mean was calculated for the years 2003-2006.

projection interval. Projections of constant fishing mortality (**Figure 81**) indicate that current (2003-2006) fishing mortality levels allow the spawning biomass to gradually increase during the projection interval. Increasing fishing pressure to 1992 levels causes the stock status to deteriorate to an overfished and overfishing condition during the projection interval.

### 7.1.2 ASPIC

ASPIC projections (**Figure 82**) for each of the 4 cases were run for the following catch scenarios: 108,263 t (2006 catch level), 80,000 t, 100,000 t, 120,000 t, 140,000 t, and 160,000 t. All runs indicated that catch levels of 120,000 t or less will recover the stock from the overfished condition. A catch level of 140,000 t will not recover the stock according to the results of the case 6, but it will recover it for the other three cases. All 4 cases showed that the stock will not recover if the catch levels are 160,000 t or more.

## 8. Recommendations

- The Group agreed that the level of landings of “*faux poissons*” in Abidjan (on the order of 10,000 t for skipjack) and the small size of the fish landed was important enough to potentially affect the results of stock assessments. Therefore, the Group recommends the development and implementation of sampling protocols to collect detailed information on the amounts of landings, the species composition and the size composition of landing of false fish.
- As it has been already implemented by other RFMOs, carefully design extensive conventional tagging studies should be implemented by ICCAT to complement the use of fishery dependent data used to estimate indexes of abundance.
- Although there have been improvements, the Group agrees there is a need to increase efforts towards biological studies of the three tropical tuna species: yellowfin, skipjack and bigeye.
- The Group was encouraged by the preliminary results obtained for the western skipjack stock and recommended that more work be undertaken in the future to refine the Multifan-CL model analyses for this stock. Regarding the eastern stock, the Group recommended to carry out further modeling inter-sessionally and possibly include tagging data once fully verified.
- The Secretariat needs sufficient resources to prepare available data files (table of substitutions, catch-at-size, catch-at-age, tagging) at least two weeks before the meeting and National Scientists need to devote sufficient resources to review those files before the start of the meeting and request any necessary modifications, if applicable. Note that this issue should be addressed to the Sub-Committee on Statistics and revised in the SCRS plenary and the use of modern web conferencing techniques should be considered.

## 9. Other matters

The Group reviewed the 2007 Report of Panel 1, which included as part of the discussions, the suggestion that *the SCRS analyze and present a range of options to the Commission in time for consideration at the 2008 Special Meeting to increase the yield per recruit and MSY of bigeye tuna by reducing mortality on small bigeye tuna through the use of closed areas (i.e. total closure of all surface fisheries) and moratoriums on the use of fish aggregating devices (FADs)*. In addition it was also suggested that *the SCRS analyze the impacts of such measures on the catches of yellowfin tuna and skipjack tuna as well* (ICCAT 2008). The Group considered that the Panel suggestion was addressed to the analyses conducted in 2005, which included a wide range of management scenarios as well as different approaches to assess the effect of the moratorium and other alternative measures. Nonetheless, the Group considered it useful to analyze the effect of the time-area closure established by [Rec. 04-01], because at the time of the 2005 meeting there were no observation data to conduct such analyses, since the Recommendation had only recently been agreed at that time. However, these analyses could not be conducted at the assessment meeting as the main thrust of the assessment meeting was to update the evaluations of the status of the skipjack and yellowfin stocks. Discussions were held to plan analyses to be conducted between the assessment meeting and the Species Group discussions in September, 2008.

As for previous analyses, the Group discussed which period of reference to consider in the analyses. Taking into account that the compliance during the first time-area closure was only partial, considering the period prior to 2004 as reference would likely lead to an overestimate of the effects of the current time-area closure. On the other hand, considering years prior (1993-1996) to the first moratorium would make it difficult to separate the effect of the continuous decrease of effort by the European and associated fleets since this period. As an alternative, the Group decided to limit the analyses to the European and associated fleets assuming that these fleets have fully implemented the different time-area closures.

In addition to these analyses, the Group considered that some general scenarios of reduction in effort for different fleet components, as suggested by Panel 1, and its effects on yield per recruit, could be carried out. These analyses could provide the range of options requested by Panel 1.

In order to facilitate the work of the Group in September, during the Species Group meeting, it was suggested that scientists conduct these analyses in advance to the Species Group meeting and present the results as SCRS documents.

The results of the analyses conducted prior and during the Species Group meeting are included as **Appendix 9**.

## 10. Report adoption and closure

The Chairman again thanked the local hosts for the organization of the meeting. The report was adopted and the meeting adjourned.

## References

- Anon., 1984. Report of the Juvenile Tropical Tuna Working Group (Brest, France, July 12-21, 1984). Collect. Vol. Sci. Pap., 21(1): 1-289.
- Anon., 2001. Report of the ICCAT SCRS Atlantic Yellowfin tuna Stock Assessment Session (Cumaná, Venezuela, July 10-15, 2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(1): 1-148.
- Anon., 2004. 2003 ICCAT Atlantic Yellowfin Tuna Stock Assessment Session (Mérida, Mexico, July 21-26, 2003). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(2): 443-527.
- Anon., 2007. Report of the 2006 ICCAT Inter-sessional Meeting of the Tropical Species Working Group (Sète, France, April 24-28, 2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(1): 1-90.
- Anon., 2008. Report of the 2007 Inter-sessional Meeting of the Tropical Tunas Species Group. (Recife, Brazil, April 11-16, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(1): 1-96.
- Butterworth, D.S. and Geromont, H.F., 1999. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49(2): 233-241.
- Cass-Calay, S.L., 2008. Evaluating the impact of changes in fishing pressure on Atlantic tropical tunas using yield-per-recruit and spawner-per-recruit analyses. SCRS/2008/170.
- Casella, G. and Berger, R., 2002. *Statistical Inference* (2<sup>nd</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Casella, G. and Berger, R. 2007. *Statistical Inference* (7<sup>th</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Caverivière, A., 1976. Longueur prédorsale, longueur a la fourche et poids des albacores (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique. Cah. ORSTOM, ser. Océanogr., 14 (3): 201-208.
- Cayré, P. and Farrugio, H., 1986. Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 252-272.
- Cayré, P. and Laloê, F., 1986. Relation poids-longueur du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 335-340.
- Davis, K., 1991. Length-Weight relationships for western North Atlantic yellowfin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 36: 280-288.
- Fonteneau, A., 2000. Comparison of the species composition of tuna schools taken on logs and on free schools in the eastern Atlantic, before and after the deployment of FAD fisheries. Tuna Fishing and Fish Aggregating Devices (Symposium Caribbean-Martinique, 15-19 October 1999). Pêche thoniere et dispositifs de concentration de poissons (Colloque Caraïbe-Martinique, 15-19 octobre 1999). No. 28, P. 678. Actes de colloques. Institut français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer. Brest [Actes Colloq. IFREMER].
- Fonteneau, A. and Diouf, T., 1994. An efficient way of bait-fishing for tunas recently developed in Senegal. *Aquatic Living Resources*, 7: 139-151.
- Gaertner, D., Salazar, H., Rodriguez, O., Astudillo, L. and Castillo, C., 1992. Relacion longitud-peso para el atún aleta amarilla en el Atlantico Oeste. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 38: 262-265.
- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., Hallier, J.P., 2008. Variabilité de la croissance du listao (*Katsuwonus pelamis*) entre les secteurs de l'Atlantique Est: utilisation de données de marquage-recapture dans un contexte de méta-analyse. *Aquatic Living Resources*, Vol. 21, No. 4, pp. 349-356.

- Gascuel, D., Fonteneau, A., Capisano, A., 1992. A two-stanza growth model for the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 5, No. 3, pp. 155-172.
- Gascuel, D., Fonteneau, A., Foucher, E., 1993. Analysis of fishing power evolution using Virtual Population Analysis: the case of purse seiners exploiting yellowfin (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 6, No. 1, pp. 15-30.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B., 2004. Bayesian Data Analysis. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Gotelli, N.J. and Ellison, A.M., 2001. A Primer in Ecology. 3rd edition. Sinauer Associates, Inc. Sunderland, MA.
- Hallier, J.P. and Gaertner, D., 2006. Estimated growth of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 59(2): 411-420.
- Hampton, J., 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* [Can. J. Fish. Aquat. Sci./J. Can. Sci. Halieut. Aquat.]. Vol. 57, No. 5, pp. 1002-1010.
- Hampton, J., 2002. Stock assessment of yellowfin tuna in the western and central Pacific Ocean. SCTB15 Working Paper.
- ICCAT, 2008. Report of the Meeting of Panel 1. *In* Report for Biennial Period, 2006-07, Part II (2007) - Vol. 1 COM, pp. 191.
- Langley, A.M., Ogura, M. and Hampton, J., 2003. Stock assessment of skipjack tuna in the western and central Pacific Ocean SCTB16 Working Paper.
- Lessa, R. and Duarte-Neto, P., 2004. Age and growth of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the western Equatorial Atlantic, using dorsal fin spines. *Fisheries Research*, 69: 157-170.
- Lotka, A.J., 1907. Relation between birth rates and death rates. *Science*. 1907. 26:21.
- Maury, O., 2001. PROCEAN: A production catch/effort analysis framework to estimate catchability trends and fishery dynamics in a Bayesian context. *IOTC Proceedings*, 4: 228-231.
- Maury, O. and Chassot, E., 2001. A simulation framework for testing the PROCEAN model and developing Bayesian priors. *IOTC Proceedings* 4: 544-554.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K., Punt, A.E., Hilborn, R., 1994. A Bayesian approach to stock assessment and harvest decisions using the sampling/importance resampling algorithm. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 2673-2687.
- McAllister, M.K., and Kirkwood, G.P., 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642-2661.
- McAllister, M.K., Kirkwood, G.P., 1999. Applying multivariate conjugate priors in fishery-management system evaluation: how much quicker is it and does it bias the ranking of management options? *ICES Journal of Marine Science* [ICES J. Mar. Sci.]. Vol. 56, No. 6, pp. 448-899. Dec. 1999.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K. and Babcock, E., 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1871-1890.
- McAllister, M.K., Kirchner, C., 2002. Accounting for structural uncertainty to facilitate precautionary fishery management: illustration with Namibian orange roughy. *Bull. Mar. Sci.* 70:499-540.
- McAllister, M. and Carruthers, T., 2008. 2007 stock assessment projections for western Atlantic bluefin tuna using a BSP and other SRA methodology. *Collect. Vol. Sci. Pap., ICCAT*, 62(4): 1206-1270.
- Minte-Vera, C.V., Vasconcellos, M., Cochrane, K. [in prep] Fisheries dynamics models for data-poor situations.
- Pagavino, M. and Gaertner, D., 1995. Fitting a growth curve to size frequencies of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southeastern Caribbean. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 44(2): 303-309.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K., 1969. A generalized stock production model. *Bull. Inter. Am. Trop. Tuna. Com* 13: 420-496.
- Punt, A.E. and Hilborn, R., 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. *Rev. Fish. Biol. Fisher.* 7: 35-63.
- Rikhter, V.A. and Efanov, V.N., 1976. On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish populations. *ICNAF Res. Doc.*, 76/VI/8:1-12.
- Shuford, R.L., Dean, J.M., Stéquert, B., Morize, M., 2007. Age and growth of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean, 2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(1): 3330-341.

- Vasconcellos, M. and Cochrane, K., 2005. Overview of world status of data-limited fisheries: inferences from landings statistics. *In*: Kruse, G.H., Gallucci, V.F., Hay, D.E., Perry, R.I., Peterman, R.M., Shirley, T.C., Spencer, P.D. Wilson, B., Woodby, D. (Eds.) *Fisheries Assessment and Management in Data-Limited Situations*. Alaska Sea Grant College Program, Anchorage.
- Vilela, M.J. and Castello, J.P., 1993. Dinámica poblacional del barrilete (*Katsuwonus pelamis*) explotado en la región sudeste-sur del Brasil en el periodo 1980-1986. *Frente Marítimo*, Montevideo, 14:111-124.
- Wise, J., 1986. The baitboat fishery for skipjack in the Gulf of Guinea, 1969-82. *In* *Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program*. P.E.K. Symons, P.M. Miyake and G.T. Sakagawa (eds.), p. 111-117.

# RAPPORT DE LA RÉUNION 2008 D'ÉVALUATION DES STOCKS D'ALBACORE ET DE LISTAO DE L'ICCAT

(Florianópolis, Brésil – du 21 au 29 juillet 2008)

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

La réunion a été ouverte par M. Papa Kebe, au nom de M. Driss Meski, Secrétaire exécutif de l'ICCAT. M. Kebe a remercié le Gouvernement brésilien d'accueillir la réunion et d'assurer toute la logistique. Le Dr Joan G. Pereira, Rapporteur général du Groupe d'espèces tropicales, a présidé la réunion.

L'ordre du jour (**Appendice 1**) a été adopté avec de légères modifications. 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 personnes suivantes ont assumé les fonctions de rapporteurs :

Points 1, 9 et 10	P. Pallarés
Point 2	H. Murua, L.V. González-Ania, P. Kebe, G. Scott
Point 3	A. Delgado de Molina, J. Ariz, P. Bannerman, E. Chassot
Point 4	H. A. Andrade, K. Ramírez
Points 5.1, 6.1 et 7.1	S. Cass-Calay, K. Satoh
Points 5.2, 6.2 et 7.2	V. Restrepo, P. De Bruyn, J. Walters, E. Chassot
Point 8	G. Scott and G. Díaz

## 2. Examen des informations biologiques

### 2.1 *Albacore*

L'albacore est une espèce tropicale et subtropicale qui est surtout répartie dans les eaux océaniques épipélagiques des trois océans. Les tailles exploitées vont de 30 cm à 170 cm; la maturité est atteinte à environ 100 cm. Les petits poissons (juvéniles) forment des bancs associés à des listaos et à des juvéniles de thon obèse, et ne se trouvent que dans les eaux proches de la surface, tandis que les grands poissons forment des bancs dans les eaux de surface comme de subsurface. La reproduction chez les femelles s'est avérée très variable. La principale zone de frai se trouve dans la zone équatoriale du Golfe de Guinée et la reproduction a surtout lieu de janvier à avril. Les juvéniles se trouvent généralement dans les zones côtières du continent africain. Par ailleurs, la reproduction intervient dans le Golfe du Mexique, dans le sud-est de la mer des Caraïbes et au large du Cap-Vert. On ne connaît pas toutefois l'importance relative de ces zones de frai. Même si, de par leur localisation si distincte, ces zones de frai pourraient impliquer des stocks distincts ou une répartition sensiblement hétérogène de l'albacore, on postule l'existence d'un stock unique pour tout l'Atlantique comme hypothèse de travail, compte tenu des données indiquant que les albacores sont répartis sans discontinuité dans tout l'Atlantique tropical et de la récupération de marques d'ouest vers l'est sur une base régulière. Les mâles prédominent les prises de grands poissons.

La mortalité naturelle est supposée être plus élevée pour les juvéniles que pour les adultes, comme l'indiquent les études de marquage réalisées dans d'autres océans. Les données de marquage ont signalé que les taux de mortalité naturelle sont tributaires de la taille pour le thon obèse, le listao et l'albacore dans l'océan Pacifique tropical occidental (Hampton, 2000). En résumé, ces travaux ont démontré que l'ampleur de  $M$  était plus élevée dans les classes de taille les plus petites par rapport aux poissons de taille moyenne. En outre, il est apparu que la mortalité changeait, passant d'élevée à faible, à environ 40 cm FL, approximativement la taille à laquelle les trois espèces sont recrutées dans la pêcherie de senneurs du Pacifique occidental. Les résultats de ces travaux soulignent l'importance de tenir compte des taux de mortalité naturelle spécifique à la taille ou à l'âge. Dans ce sens, le Groupe a discuté de la mortalité variable de l'albacore et a décidé de continuer à utiliser la  $M$  variable dans l'évaluation.

Les taux de croissance ont été décrits comme étant relativement lents initialement, augmentant au moment où les poissons abandonnent les zones de nourricerie. Néanmoins, des questions demeurent en ce qui concerne le modèle de croissance le plus approprié pour l'albacore de l'Atlantique. Une étude récente (Shuford et al., 2007) a mis en place une nouvelle courbe de croissance utilisant le calcul de l'augmentation quotidienne de la croissance à partir des otolithes. Les résultats de cette étude, ainsi que d'autres analyses récentes de pièces dures, n'ont pas appuyé le concept du modèle de croissance à deux stances (croissance initiale lente) qui est

actuellement utilisé pour les évaluations du stock d'albacore de l'ICCAT. Cette divergence pourra être solutionnée dans les prochaines analyses. Or, on a distribué divers documents de référence relatifs aux données biologiques sur les thonidés tropicaux qui contenaient des informations très intéressantes sur la croissance, l'écologie et le comportement du listao. Il s'agissait fondamentalement d'articles ayant fait l'objet d'examen par des pairs et de documents de travail présentés au Groupe de travail de la CTOI sur l'analyse des données de marquage qui contiennent de nouvelles données relatives aux études de marquage et de croissance de l'albacore. Les documents diffusés par le Groupe de travail de la CTOI sur l'analyse des données de marquage se sont principalement centrés sur les courbes de croissance du listao et de l'albacore dans l'océan Indien. Bien que les documents n'aient pas été présentés pendant la réunion, ils ont néanmoins fourni une source précieuse d'informations afin de comparer les taux de croissance entre les zones et les autres méthodes employées. A titre d'exemple, la plupart des documents estimaient que l'albacore a une croissance en deux stades ou en plusieurs stades tandis que la croissance du listao ne présente pas le même schéma.

Le Groupe de travail a été saisi d'un document (SCRS/2008/111) qui contenait de nouvelles informations pour l'Atlantique Sud-Ouest sur les tailles, le sex-ratio et les taux de capture de l'albacore, lesquelles ont été recueillies dans le cadre du programme d'observateurs mené par la flottille de thoniers palangriers uruguayens entre 1998 et 2007. Les schémas géographiques et saisonniers de la proportion de sub-adultes et d'adultes ont été analysés ainsi que les relations avec la température à la surface de l'eau (SST). Les plus fortes captures ont été signalées dans les eaux territoriales de l'Uruguay, associées au plateau continental ; celles-ci comprenaient notamment des poissons de classe sub-adulte (<100 cm). On trouvait la CPUE plus élevée dans les latitudes méridionales entre 35° S et 37° S à la fois pour les adultes et les sub-adultes, avec un maximum à 36° S (1,6 et 4,7 poissons/1.000 hameçons pour les sub-adultes et les adultes respectivement). Les valeurs de CPUE plus élevées étaient également associées à la SST entre 19° et 21° C, avec un maximum à 21°C (2,0 et 7,1 poissons/1.000 poissons pour les sub-adultes et les adultes, respectivement) et un minimum pour les deux classes à SST supérieure à 25°C. La composition des sexes était de 1,3 mâle par femelle. La longueur moyenne à la fourche pour toute la période s'élevait à 111,2±16,7 cm (gamme : 52-180 cm), avec de légères différences entre les mâles (116,9 ±15,4 cm; gamme : 65-180 cm) et les femelles (117,1 ±14,0 cm; gamme : 65-162 cm). Des tailles inférieures ont été enregistrées entre mai et août, avec un minimum en août (99,0 ± 14,7 cm) et un maximum en décembre (144,5 ± 12,9 cm). Les changements de la moyenne du poids ou de la longueur des poissons débarqués dans la pêcherie peuvent servir d'indicateurs utiles des schémas d'exploitation. Or, de la même façon que la CPUE nominale peut être un indicateur trompeur de l'abondance du stock en raison des changements de capturabilité, les changements du poids moyen nominal peuvent ne pas être nécessairement un indicateur des changements du poids moyen au niveau de la population. Il conviendrait d'envisager des méthodes de standardisation similaires à celles utilisées pour les jeux de données de CPUE afin de séparer les changements du poids moyen au niveau de la population des changements du lieu de pêche, de l'époque ou de la sélectivité.

## 2.2 Listao

Le listao est une espèce grégaire que l'on trouve en bancs dans les eaux tropicales et subtropicales des trois océans. Le listao connaît une maturité précoce (environ à la première ou deuxième année de vie), une forte fécondité et il se reproduit de façon opportuniste tout au long de l'année dans les eaux tempérées de plus de 25°C (Cayré et Farrugio, 1986). On pense que la maturité du listao est plus rapide et que sa durée de vie plus courte que celle de l'albacore (Maunder, 2001). En outre, certains travaux ont montré que sa croissance varie en fonction de la latitude (Gaertner et al., sous presse).

Le listao est l'espèce dominante capturée sous DCP, où il est capturé en association avec des juvéniles d'albacore, de thon obèse et avec d'autres espèces de la faune épipelagique. L'utilisation croissante, au début des années 1990, des dispositifs de concentration de poissons (DCP) pourrait avoir modifié le comportement des bancs de thons. Dans ce sens, Fonteneau (2000) a constaté que les bancs libres d'espèces mixtes étaient nettement plus fréquents avant l'introduction des DCP. De plus, l'association aux DCP pourrait également avoir eu un effet de « piège écologique » qui, à son tour, a eu un impact négatif sur la croissance et sur l'embonpoint des listaos et pourrait modifier les schémas de déplacement de cette espèce (Hallier et Gaertner, 2008).

Aucun document contenant de nouvelles informations biologiques sur le listao n'a été présenté à la réunion.

Gaertner *et al.* (2008) (sous presse) a réalisé des recherches sur la variabilité latitudinale des taux de croissance du listao de l'Atlantique Est. Ils ont ré-analysé les données de marquage conventionnel recueillies par l'ICCAT depuis les années 1960. Les résultats de cette étude suggèrent que les paramètres de croissance du listao varient en fonction de la latitude. La  $L_{\infty}$  estimée du listao marqué et récupéré au nord de 10°N était inférieure à la  $L_{\infty}$



estimée du listao marqué et récupéré au sud de 10°N (89,4 cm contre 112,3 cm, respectivement) ; tandis que le coefficient du taux de croissance estimé était plus élevé dans la zone septentrionale de l'Atlantique Est que dans les zones équatoriales ( $K = 0,376$  et  $0,135$ , respectivement). Les paramètres de croissance estimés au cours de cette étude coïncident avec la gamme des estimations de croissance obtenues dans l'océan Atlantique et dans d'autres océans. Toutefois, la présente étude n'appuie pas les estimations de  $L_{\infty}$  et de  $K$  réalisées dans la région sénégalaise dans les années 1980 dans le cadre du Programme d'Année Listao, et traditionnellement appliquées dans les évaluations de l'ICCAT.

La variabilité latitudinale des taux de croissance compliquerait les techniques d'évaluation structurée par âge parce que la taille par âge dépendrait de l'emplacement géographique et des schémas de déplacement. Ces auteurs ont suggéré d'éventuelles alternatives aux modèles standard structurés par âge, y compris le recours à des modèles de prise par taille et de matrices de transition de la croissance par grandes zones géographiques. Le Groupe a tenu compte des implications de ces résultats dans l'évaluation. Compte tenu des incertitudes associées aux courbes de croissance, de la variabilité de la croissance entre les zones et des déplacements des poissons, on n'a procédé à aucun découpage des âges à la présente réunion à l'aide des courbes de croissance disponibles. Il a été conclu qu'il fallait accorder la plus grande priorité à une meilleure compréhension des schémas de croissance du listao.

Le Groupe s'est montré préoccupé devant le faible nombre de documents de travail présentés à la réunion relatifs aux informations biologiques sur l'albacore et le listao. En outre, le Groupe a souligné l'importance de réaliser des études biologiques (croissance, maturité, reproduction, etc.) ainsi que des études écologiques pour les espèces de thonidés tropicaux pour lesquelles ces informations sont estimées insuffisantes. Outre le fait de permettre d'acquérir des connaissances plus exhaustives des processus se déroulant au sein de la population, cela permettra aussi de recourir à des informations plus actualisées dans l'évaluation des espèces de thonidés tropicaux.

Le tableau ci-dessous récapitule les paramètres biologiques adoptés par le SCRS et utilisés dans les évaluations de 2008 de l'albacore de l'Atlantique et du listao (Est et Ouest).

<i>Paramètre</i>	<i>Albacore</i>
Mortalité naturelle « Date de naissance » postulée des poissons d'âge 0 Groupe plus Taux de croissance	Postulée être de 0,8 pour les âges 0 et 1, et de 0,6 pour les âges 2+ 14 février (environ le milieu de la saison forte de reproduction).  Age 5+ Longueur à l'âge calculée d'après l'équation de Gascuel <i>et al.</i> (1992) :
Poids à l'âge	$FL (cm) = 37,8 + 8,93 * t + (137,0 - 8,93 * t) * [1 - \exp(-0,808 * t)]^{7,49}$ La moyenne des poids à l'âge s'est basée sur l'équation de croissance de Gascuel <i>et al.</i> (1992) et sur la relation longueur-poids de Caveriviere (1976) : $W(kg) = 2,1527 \times 10^{-5} * L(cm)^{2,976}$
Calendrier de maturité Recrutement partiel	Postulée être en arête vive au début de l'âge 3. Basé sur les résultats de la VPA structurée par âge ( <i>cf.</i> section abordant la production par recrutement).
<b><i>Listao (Est &amp; Ouest)</i></b>	
Mortalité naturelle « Date de naissance » postulée des poissons d'âge 0 Groupe plus Taux de croissance	Postulée être de 0,8 pour tous les âges 14 février (environ le milieu de la saison forte de reproduction).  Age 5+ $L (cm) = 94,9 * [1 - \exp(-0,340 * t)]$ (Ouest) - Pagavino et Gaertner (1995) $L (cm) = 97,258 * [1 - \exp(-0,251 * t)]$ (Est) - Hallier et Gaertner (2006)
Poids à l'âge	$W(kg) = 7,480 \times 10^{-6} * FL (cm)^{3,253}$ (tout l'Atlantique)
Calendrier de maturité	Postulée être en arête vive au début de l'âge 2.

### 3. Examen des statistiques des pêcheries: données d'effort et de capture, y compris fréquences de taille et tendances des pêcheries

#### 3.1 Description des pêcheries

L'albacore est capturé dans l'ensemble de l'Atlantique tropical, entre 45°N et 40°S, par des engins de surface (senne, canneur et ligne à main) et à la palangre (**Figure 1**). Le **Tableau 1** présente les débarquements d'albacore par pavillon et engin.

Le listao est capturé presque exclusivement par des engins de surface dans l'ensemble de l'Atlantique, bien que des captures secondaires soient réalisées à la palangre comme prises accessoires (**Figure 2**). Le **Tableau 2** présente les débarquements de listao par pavillon et engin.

##### 3.1.1 Canneurs

Dans l'Atlantique Est, les pêcheries de canneurs exploitent les concentrations de juvéniles d'albacores dans des bancs mixtes associés au thon obèse et au listao. Plusieurs pêcheries de canneurs opèrent le long de la côte africaine.

La pêcherie de canneurs ghanéens, basée à Tema, est la plus importante en termes de capture. Cette flottille a commencé à utiliser des DCP (dispositions de concentration du poisson/objet flottant naturel ou artificiel) au début des années 1990 afin d'augmenter leurs captures de ces espèces et d'autres thonidés. Au cours de ces cinq dernières années, plus de 70-80% de ces captures ont été réalisées avec DCP ; le poids moyen des poissons capturés est demeuré relativement stable, à environ 2 kg (mode autour de 48 cm).

Une autre pêcherie de canneurs basée à Dakar a démarré ses opérations en 1956 au large des zones côtières du Sénégal et de la Mauritanie. D'autres pêcheries de canneurs opèrent dans les divers archipels de l'Atlantique (Açores, Madère, îles Canaries et Cap-Vert), qui ciblent différentes espèces de thonidés, dont l'albacore et le listao en fonction de la saison. Le poids moyen de l'albacore capturé par ces flottilles est fort variable (entre 7 et 30 kg) ; les longueurs oscillent entre 38 cm et 80 cm, le mode s'établissant aux alentours de 48 cm. Le poids moyen du listao capturé par les canneurs de Dakar et des îles Canaries s'élève à 2,5 kg et 3 kg, respectivement, les longueurs allant de 35 à 70 cm (mode proche de 45 cm) pour les canneurs de Dakar et de 38 cm à 72 cm (mode à 57 cm) pour la flottille de canneurs des îles Canaries. Depuis le début des années 1990, les flottilles de Dakar et des îles Canaries ont opéré à l'aide d'une méthode différente, utilisant le bateau comme DPC sous lequel se rassemblent diverses espèces de thonidés, dont l'albacore. Ces changements ont entraîné une augmentation de la biomasse exploitable du stock de listao (en raison de l'expansion de la zone de pêche) et de sa capturabilité.

Dans l'Atlantique Ouest, les canneurs vénézuéliens et brésiliens ciblent l'albacore avec le listao et d'autres petits thonidés. Les tailles de l'albacore vénézuélien oscillent entre 45 cm et 175 cm et pour l'albacore brésilien entre 45 cm et 115 cm, le mode s'établissant à 65 cm.

##### 3.1.2 Senneurs

Les pêcheries de senneurs de l'Atlantique Est ont commencé à opérer en 1963, connaissant un essor rapide au milieu des années 1970. Elles opéraient initialement en zones côtières, puis leur aire d'action s'est progressivement étendue jusqu'en haute mer. Les senneurs capturent de grands albacores dans la région équatoriale au cours du premier trimestre de l'année, ce qui coïncide avec la saison et la zone de frai. Ils capturent également de petits albacores en association avec du listao et du thon obèse. Depuis le début des années 1990, plusieurs flottilles de senneurs (CE-France, CE-Espagne et NEI) opèrent des pêcheries en utilisant des objets, entre 45 et 55% de la capture totale étant réalisée avec cette méthode, alors qu'avant, la proportion de la capture effectuée avec cette méthode de pêche ne représentait que 15% du total. La flottille de senneurs ghanéens pêche principalement au moyen d'objets flottants (80%-85%). Fréquemment, le canneur repère d'abord les DCP sous lesquels se sont concentrés les poissons ; il appelle ensuite un senneur qui réalise l'opération s'il s'agit d'une grande concentration. Dans cette situation, la prise est divisée entre le senneur et le canneur.

La pêche sous objets flottants a principalement lieu au cours du premier et du quatrième trimestres de l'année, le listao constituant l'espèce dominante, l'albacore et le thon obèse venant en plus faibles quantités. La composition par espèce des bancs associés aux objets flottants est très différente de celle des bancs libres. Les prises

d'albacore réalisées avec des objets flottants représentent entre 15% et 26% de la capture totale entre 1991 et 2006 (22% en 2006 pour les flottilles de CE-France, CE-Espagne et NEI) et entre 52% et 86% pour le listao au cours de la même période (86% en 2006 pour les flottilles de CE-France, CE-Espagne et NEI).

La pêcherie de senneurs de l'Atlantique Est montre une distribution bimodale dans les classes de taille pour l'albacore, avec des modes proches de 50 cm et de 150 cm, mais avec très peu de tailles intermédiaires et une forte proportion de gros poissons (plus de 160 cm). Le poids moyen de l'albacore capturé par les flottilles de senneurs européens et NEI était de 13,4 kg en 2006 (4,2 kg sous DCP et 30,5 kg pour les poissons non-associés). Les tailles de l'albacore capturé par les senneurs ghanéens ont oscillé entre 48-52 cm au cours de la dernière décennie. Le poids moyen du listao capturé par les flottilles de senneurs européens et NEI était de 2,5 kg en 2006 (2,0 kg sous DCP et 2,5 kg sur banc libre), les tailles allant de 30 cm à 65 cm, avec un mode aux alentours de 45 cm.

Les séries de capture de la Tâche I disponibles pour ces évaluations de stocks incluent, pour la première fois, les prises de « faux poissons » (poissons vendus sur les marchés locaux des ports de débarquement, qui ne sont pas déclarés dans les livres de bord). Les prises de « faux poissons » réalisées par les flottilles de senneurs européens ont été calculées à partir de 1981.

Entre 1997 et 2004, la pêcherie de senneurs a fait l'objet d'une fermeture spatio-temporelle à la pêche avec DCP artificiel pendant une période de 3 mois dans une vaste zone de l'Atlantique équatorial, ce qui a affecté les prises d'albacore. A partir de 2005, ces restrictions ont pris fin et ont été remplacées par une nouvelle fermeture spatio-temporelle couvrant une zone plus réduite (Piccolo) et d'une durée de seulement un mois (novembre).

Dans l'Atlantique Ouest, les pêcheries de senneurs, qui étaient sporadiques entre 1970 et 1980, opèrent dans les zones côtières depuis 1980 au nord de la côte vénézuélienne et au sud du Brésil. Les tailles s'inscrivent dans une gamme plus petite que celles des prises de l'est (de 40 à 140 cm), la majorité étant de taille intermédiaire. L'albacore n'est pas l'espèce-cible de ces flottilles.

La pêcherie de senneurs pêchant le listao, enregistrant des captures bien inférieures à celles des canneurs, n'est opérée que par le Venezuela et le Brésil. Les tailles des poissons pour ces pêcheries s'établissent entre 35 cm et 65 cm, avec un mode autour de 55 cm pour le Venezuela, et pour le Brésil entre 35 cm et 75 cm, avec un mode autour de 40 cm.

### *3.1.3 Palangre*

La pêcherie palangrière a commencé à opérer à la fin des années 1950 et est vite devenue importante, effectuant d'importantes captures au début des années 1960. Depuis lors, les captures sont progressivement en baisse. Les pêcheries palangrières capturant l'albacore se trouvent dans tout l'Atlantique (**Figure 1**). Le degré de ciblage de l'albacore varie parmi les flottilles palangrières. Dans le Golfe du Mexique, les navires palangriers des Etats-Unis et du Mexique ciblent l'albacore (le poids moyen de l'albacore est demeuré entre 32 et 39 kg au cours de la période 1994-2006). Les navires vénézuéliens ciblent aussi l'albacore, du moins de façon saisonnière. En revanche, les navires du Japon et du Taïpei chinois ont commencé, au début des années 1980, à changer de ciblage, abandonnant le ciblage du germon et de l'albacore au profit du thon obèse par le biais de la palangre profonde. Les palangriers uruguayens capturent aussi l'albacore dans l'Atlantique Sud-Ouest, avec d'autres espèces cibles. Les tailles (FL) de l'albacore ont oscillé entre 52 et 180 cm avec un mode de 110 cm (SCRS/2008/111).

## **3.2 Capture**

### *3.2.1 Albacore*

Le **Tableau 1** et la **Figure 3** illustrent le développement des captures d'albacore dans l'Atlantique Est, l'Atlantique Ouest et l'ensemble de l'Atlantique. En 2006, le total des prises d'albacore s'est élevé à 108.623 t. Les prises de la Tâche I au titre de 2007 sont indiquées à titre purement informatif, étant donné qu'il s'agit de chiffres préliminaires et incomplets (il manque des flottilles importantes).

Globalement, le total des prises atlantiques d'albacore de la Tâche I a à peine changé depuis le SCRS de 2007. De légères actualisations ont été apportées aux séries historiques de capture nominale de la Tâche I qui changeront légèrement la composition de la capture des unités de gestion de l'Atlantique Est et de l'Atlantique Ouest. Les révisions effectuées étaient les suivantes :

- Les séries de capture palangrière « non-classifiée » de l'Atlantique (non séparée par les unités de gestion Est et Ouest) du Taïpei chinois (1962-65), NEI (relatifs aux pavillons) (1983-03), Panama (1986-99) et CE-Espagne (2005-2006) ont été divisées en unités géographiques Est et Ouest en utilisant l'information géographique correspondante des données de capture et d'effort de la Tâche II (sauf les flottilles NEI et du Panama pour lesquelles le Taïpei chinois avait été utilisé). Les détails sont fournis au **Tableau 3**.
- Les séries de capture historiques de Sao Tome & Principe (1988-1993), désagrégées par espèce (ces captures existent dans la Tâche I comme thonidés non-classifiés depuis 1970), ont été présentées et discutées à la fin de la réunion 2007 du SCRS et incorporées dans les prises de la Tâche I.
- Les reports du Cap-Vert à partir de 2004 ont été remplacés par les statistiques de capture officielles déclarées avant la réunion actuelle.
- Les scientifiques français ont présenté, pendant la réunion, une estimation des « faux poissons » capturés par les flottilles de senneurs européens (1981-1997) qu'ils ont incorporée en tant que flottille « Mix.FR+ES » dans la Tâche I.

Les prises d'albacore ont augmenté à partir des années 1950 pour atteindre une moyenne de 150.000 t dans les années 1980, et elles ont atteint en 1990 un chiffre maximum (193.448 t). Depuis lors, les prises entament une baisse graduelle, ces dernières années se situant à un niveau similaire à ceux enregistrés au début des années 1970.

**Canneurs** : la prise totale réalisée par cet engin pour l'ensemble de l'Atlantique s'élevait à 13.129 t en 2006, bien qu'en 1993, les prises se rapprochaient de 25.000 t (**Figure 4**). Le développement est différent pour les diverses pêcheries.

Dans l'Atlantique Est, les navires de l'Angola, du Cap-Vert et du Japon, qui réalisaient d'importantes captures au début de la pêche, ont diminué leur capture, tandis que d'autres pêcheries ont accru la leur. En 2006, la capture s'élevait à 10.434 t (**Figure 5**), avec une prise record en 1968 de 22.135 t. Les documents SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 et SCRS/2008/124 montrent les diverses données statistiques correspondant aux pêcheries tropicales espagnoles, des îles Canaries, et au total de l'Europe et NEI, respectivement.

Dans l'Atlantique Ouest (**Figure 6**), les prises des canneurs ont démarré en 1974, et ont augmenté régulièrement, passant de 1.300 t en 1974 à 7.000 t en 1994, puis elles ont été ramenées à environ 2.695 t en 2006.

**Senneurs** : Les prises d'albacore réalisées par cette flottille ont atteint 62.761 t pour l'ensemble de l'Atlantique en 2006. Dans l'Atlantique Est, les prises ont augmenté de façon spectaculaire au début de la pêche (**Figure 4**), passant de 10.000 t dans les années 1960 à 100.000 t en 1980, se stabilisant à ce niveau jusqu'en 1983 avant de diminuer de moitié en 1984. Ceci est survenu à la suite de la baisse drastique de l'effort consécutive à la chute de la production des gros albacores, du fait que les flottilles de senneurs français, espagnols et NEI abandonnèrent la pêche. Les prises ont ensuite augmenté une fois de plus, avec une prise record de plus de 129.000 t en 1990, suivie par une tendance descendante au cours des années suivantes, atteignant 58.319 t en 2006. Les documents SCRS/2008/105 et SCRS/2008/124 présentent les données statistiques des pêcheries de senneurs espagnols, européens et NEI. Pour les « faux poissons », les estimations correspondant à l'albacore indiquent que le chiffre record de 2.750 t a été atteint en 1993, étant ramené à 1.063 t en 2006.

Les estimations des rejets et des prises accessoires dans la pêche de senneurs français de l'océan l'Atlantique Est ont été obtenues à partir des sorties d'observateurs réalisées entre 2005 et 2008 (SCRS/2008/117). Les résultats ont indiqué que pratiquement aucun rejet n'a été observé sur les bancs libres pendant cette période et que le listao et la thonine commune (*Euthynnus alleteratus*) avaient composé la majorité des rejets qui avaient été essentiellement réalisés sous les dispositifs de concentration du poisson (DCP). En 2007, les taux de rejet moyens du listao et de l'albacore sous DCP étaient estimés à 42,9 kg et 1,3 kg par tonne débarquée, respectivement. Les échantillons de données de taille des « faux poissons » prélevés au port de pêche d'Abidjan ont indiqué qu'il n'existait pas de différence considérable entre les distributions de taille des rejets et des « faux poissons » pour le listao, l'albacore et le thon obèse. Depuis le début des années 1980, les petits listaos dominent les débarquements thoniers de « faux poissons » à Abidjan et les débarquements moyens annuels sur le marché local entre 2004 et 2007 étaient supérieurs à 9.500 kg tandis que le total des débarquements à Abidjan pour les conserveries s'élevait à environ 40.000 t par an au cours de la même période. C'est pourquoi, le taux moyen de « faux poisson » au cours de ces dernières années était d'environ 235 kg par tonne de listao débarqué. Pour l'albacore, la biomasse moyenne annuelle de « faux poisson » débarqué se chiffrait à environ 1.900 t entre 2004

et 2007 par rapport à 37.000 t de débarquements commerciaux à Abidjan. Le taux moyen de « faux poisson » était alors d'environ 50 kg par tonne d'albacore débarqué pour les conserveries. Les quantités de thonidés juvéniles vendues comme « faux poisson » pourraient largement dépasser les rejets de listao, ce qui souligne la nécessité d'améliorer l'échantillonnage des « faux poissons » qui sont actuellement absents des statistiques officielles et ne sont pas inclus dans les modèles d'évaluation des stocks.

Dans l'Atlantique Ouest (**Figure 6**), les prises ont augmenté depuis le commencement de la pêcherie au début des années 1960 jusqu'en 1983, lorsqu'elles ont atteint 25.000 t. Les captures des années suivantes dégagent de fortes variations, étant donné qu'une partie de cette flottille a déplacé sa pêcherie vers l'océan Pacifique. En 2006, les prises s'élevaient à 4.442 t. Les captures les plus importantes de l'Atlantique Ouest sont réalisées par la pêcherie de senneurs vénézuéliens (certaines années, elles représentent l'intégralité de la capture totale).

**Palangriers** : Après le maximum de 50.000 t atteint entre 1959 et 1961, les prises palangrières ont été ramenées à un niveau d'environ 30.000 t au début des années 1970 et à environ 25.000 t dans les années 1990. En 2006, les prises palangrières ont atteint 22.238 t. Les principales pêcheries sont celles du Brésil, du Taïpei chinois, du Japon, du Mexique et des Etats-Unis. L'apparition, à partir de 1985, d'importantes captures réalisées par des flottilles NEI dans des zones inconnues est préoccupante car on ne sait pas au sûr dans quelle mesure ces prises ont eu réellement lieu dans l'Atlantique. Le document SCRS/2008/125 présente les données statistiques pour la pêcherie palangrière mexicaine dans le golfe du Mexique.

### 3.2.2 Listao

Le **Tableau 2** et la **Figure 7** (prise par zone) montrent l'essor des prises de listao dans l'Atlantique Est, l'Atlantique Ouest et l'ensemble de l'Atlantique. En 2006, le total des prises de listao s'est élevé à environ 142.200 t (environ 115.700 t dans l'Est et environ 26.500 t dans l'Ouest). Ce niveau de capture s'est maintenu relativement stable au cours des 11 dernières années, bien qu'il soit considérablement plus faible que celui des années 1991 et 1993, lorsque les captures de cette espèce ont atteint le plus haut niveau (approximativement 200.000 t). Les prises de la Tâche I présentées au titre de 2007 sont uniquement informatives étant donné qu'il s'agit de chiffres préliminaires et incomplets (il manque des flottilles importantes).

Quant à l'albacore, de légères révisions ont été faites aux prises historiques de listao de la Tâche I depuis le SCRS de 2007. Néanmoins, cela n'affecte que le stock oriental. Les révisions effectuées étaient comme suit :

- Les séries historiques de capture de la Tâche I de Sao Tome & Principe (1988-2003), désagrégées par espèce (ces captures existaient dans la Tâche I comme thonidés non classifiés depuis 1970) présentées et discutées à la fin de la réunion de 2007 du SCRS ont été incorporées dans les prises de la Tâche I.
- Les reports du Cap-Vert à partir de 2004 ont été remplacés par les statistiques de capture officielles déclarées avant la réunion actuelle.
- Des scientifiques français ont présenté une estimation des « faux poissons » capturés par les flottilles de senneurs européens (1981-2007) qui a ensuite été incorporée comme flottille « Mix. FR+ES » dans la Tâche I.

La ventilation des prises atlantiques « non classifiées » dans les stocks Est et Ouest a déjà été réalisée pendant la réunion intersession de 2007 des thonidés tropicaux (Recife (Brésil), 11-16 avril 2007) (Anon. 2008).

Dans l'Atlantique Est (**Figure 8**), les principales pêcheries sont actuellement celles des flottilles des senneurs, principalement de France, Ghana, la flottille NEI (Belize, Guinée, Antilles néerlandaises, Panama, Malte, Maroc, Saint-Vincent et Vanuatu), et d'Espagne, suivies des flottilles de canneurs de France, Ghana, Portugal et Espagne.

Dans l'Atlantique Ouest (**Figure 9**), les principales pêcheries sont celles des canneurs brésiliens et vénézuéliens.

**Canneurs** : En 2006, la prise totale réalisée par cet engin dans l'ensemble de l'Atlantique s'élevait à 64.924 t.

Dans l'Atlantique Est, les principales flottilles de canneurs sont du Ghana, du Sénégal et des îles du Nord (Canaries, Madère et Açores). En 2006, les prises ont atteint 41.175 t, la même niveau qu'à la fin des années 1980. Les documents SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 et SCRS/2008/124 contiennent les diverses données statistiques pour les pêcheries tropicales espagnoles, des îles des Canaries, pour l'ensemble de l'Europe et pour

la catégorie NEI, respectivement.

Dans l'Atlantique Ouest, les prises des canneurs ont atteint 20.000 t en 1982 et sont demeurées à ce niveau par la suite, oscillant entre 18.000 t et 28.000 t (**Figure 9**). En 2006, les prises dans ces pêcheries se sont élevées à 23.749 t. La principale pêcherie est la pêcherie brésilienne de canneurs qui cible le listao. Les canneurs cubains et vénézuéliens ont également participé à la pêcherie.

**Senneurs** : En 2006, la prise totale réalisée par cet engin pour l'ensemble de l'Atlantique s'élevait à 71.215 t.

Dans l'Atlantique Est, la pêcherie de senneurs s'est développée dans les années 1960, à l'origine comme pêcherie côtière, pour s'orienter de plus en plus vers la pêche hauturière. Au début des années 1970, les prises de listao ont atteint 50.000 t (**Figure 8**). Au début des années 1980, les prises ont atteint 70.000 t. En 1985, les captures des senneurs ont connu une baisse considérable, en raison du déplacement d'une grande partie des flottilles françaises et espagnoles vers l'océan Indien. Cette situation s'est modifiée au cours des années suivantes, les prises de listao atteignant alors 142.000 t en 1991. A partir de cette époque, les prises ont connu une chute accusée, descendant jusqu'à 66.819 t en 2002, puis atteignant 69.170 t en 2006.

Les documents SCRS/2008/105 et SCRS/2008/124 présentent les données statistiques correspondant aux pêcheries de senneurs espagnols, européens et NEI.

Pour les « faux poissons », les estimations correspondant au listao (principale espèce thonière à l'intérieur de ce groupe) indiquent que le chiffre le plus élevé a été atteint en 1993, avec 13.750 t, et qu'en 2006, il s'est élevé à 5.313 t.

Dans l'Atlantique Ouest, les pêcheries de senneurs qui se sont développées dans les années 1960 (flottille étasunienne) comptaient des captures bien plus faibles que celles des pêcheries de canneurs ; actuellement, les seules opérations à la senne sont effectuées par le Venezuela et le Brésil. A la fin des années 1970, les prises annuelles ont atteint 3.000 t, et dans les années 1980, elles ont rapidement atteint 18.000 t (1984), les prises fluctuant dans les années 1990 entre 12.800 t (1993) et 2.100 t (1995). En 2006, les captures s'élevaient à 2.045t. Les principales captures de l'Atlantique Ouest sont réalisées par la pêcherie de senneurs vénézuéliens (certaines années, celles-ci représentent l'intégralité de la capture).

### **3.3 Effort de pêche**

En général, il est extrêmement difficile de distinguer l'effort de pêche effectif par espèce au sein des pêcheries qui ciblent les thonidés tropicaux. Toutefois, des exceptions existent, à savoir que plusieurs pêcheries palangrières ciblent l'albacore et la pêcherie de canneurs brésiliens capture le listao en tant qu'espèce-cible.

A partir des années 1990, des changements importants ont eu lieu dans les principales pêcheries de surface de l'Atlantique Est qui compliquent encore davantage l'estimation de l'effort effectif, y compris l'utilisation fort accrue des objets flottants par les senneurs et les canneurs, ainsi que l'emploi des canneurs comme DCP à Dakar et dans d'autres pêcheries de canneurs.

Comme indicateurs de l'effort nominal dans l'Atlantique Est, la capacité de transport des flottilles de senneurs et de canneurs a été traditionnellement utilisée. La **Figure 10** montre le développement de la capacité de transport des flottilles de surface dans l'Atlantique Est pour la période 1972-2006. La capacité de transport des canneurs est demeurée stable depuis la fin des années 1970, autour de 10.000 t. La capacité de transport de la flottille de senneurs, en revanche, a connu d'importants changements pendant toute la période à l'étude, la pêcherie étant en constante augmentation depuis son démarrage jusqu'en 1983, lorsque la capacité de transport a dépassé les 70.000 t. Après cette époque, jusqu'en 1990, la capacité de transport a considérablement diminué, étant ramenée à 37.000 t, étant donné qu'une partie de la flottille a abandonné cette pêcherie. Une légère récupération s'est produite au cours des deux années suivantes (1991 et 1992), suivie depuis lors d'une chute progressive, la capacité s'élevant à environ 29.700 t la dernière année (2006).

Le document SCRS/2008/124 décrit le développement des mesures de l'effort de pêche nominal pour les senneurs de la CE et les senneurs NEI : le nombre de rectangles de 1°x1° explorés et le nombre avec un effort supérieur à 1 jour de pêche, et le total des jours de pêche des senneurs (1991-2007). On peut observer que, tandis que la zone de recherche demeure au même niveau pendant ces périodes, le nombre de jours de pêche a considérablement diminué.

Pour l'Atlantique Ouest, le volume et la distribution de l'effort de pêche de la pêcherie palangrière brésilienne a

récemment connu des changements considérables. Jusqu'en 1995, les requins étaient les espèces cibles principales (58% des prises totales). Toutefois, depuis 1993, la proportion des requins a chuté, et a été remplacée par l'espadon qui est devenu l'espèce dominante dans cette pêcherie (l'espadon représente désormais 48% des prises totales). L'effort dans les pêcheries de surface du Venezuela est élevé depuis 1992 (capacité de transport des navires supérieure à 8.000 t). L'effort dans la pêcherie palangrière des Etats-Unis, qui est active dans l'Atlantique Nord-Ouest et dans le Golfe du Mexique, a chuté quelque peu au cours de ces dernières années. L'effort palangrier japonais dirigé sur l'albacore a également décliné ces dernières années. Cette flottille cible essentiellement d'autres espèces (thon obèse et thon rouge).

L'effort palangrier vénézuélien et mexicain exercé sur l'albacore a diminué au cours de ces dernières années.

### **3.4 Fréquences de taille de la Tâche II**

Les catalogues actualisés des fréquences de taille de la Tâche II disponibles dans la base de données ICCAT (échantillons observés et fréquences de taille extrapolées déclarées) à la fois pour l'albacore et le listao sont indiqués aux **Tableaux 4** et **5**, respectivement. Ils contiennent un jeu d'informations de métadonnées (stratification spatio-temporelle, nombre de poissons dans le jeu de données, type de fréquences de taille, etc.) qui permet d'avoir une image claire du niveau d'hétérogénéité dans les données de taille.

Lorsqu'on compare les catalogues actuels avec ceux publiés aux fins de révision sur le site web de l'ICCAT (mai 2008), il est possible de vérifier que :

- Les révisions antérieures à 2006 n'ont été déclarées que par le Japon (2003-2005, données de taille et de prise par taille) pour l'albacore uniquement, et le Taïpei chinois (échantillons de taille 2005) pour les deux espèces.
- De nouvelles informations de taille (à partir de 2006) ont été déclarées par divers pays : Canada (2007), Taïpei chinois (2006-07), Japon (2006), Etats-Unis (2006-07), CE-Espagne (2007, flottilles tropicales et basées aux Canaries), CE-France (2007, flottille tropicale), CE-Portugal (2007), Cap-Vert (2007), et Ghana (2007).

Des informations détaillées sur les espèces couvertes et le type de fréquences de taille peuvent être obtenues dans les tableaux correspondants.

### **3.5 Prise par taille et prise par âge**

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté les jeux de données de prise par taille (CAS) pour l'albacore (1970-2007) et le listao (1969-2007), conjointement avec leurs tableaux de substitution correspondants. Les règles de substitution, ainsi que les jeux de données de taille utilisés dans les estimations ont été révisés par le Groupe et actualisés en conséquence. L'année 2007 a été rejetée pour les deux espèces en raison de l'absence d'informations sur la taille (et sur les prises de la Tâche I) d'importantes pêcheries.

#### **3.5.1 Albacore**

La prise par taille de l'albacore inclut la reconstruction complète de 2005 (considérablement incomplète dans les estimations antérieures) et de 2006. La série de prise par taille historique (1970-2004) a été laissée exactement pareille à celle de l'évaluation antérieure. Après révision des tableaux de substitution, le Groupe a décidé d'inclure dans la prise par taille révisée :

- Les nouvelles séries de « faux poissons » (1981-2006) estimées par la flottille de senneurs européens (fichier de référence avec des échantillons d'avril 2007 à février 2008), stocké dans la base de données ICCAT comme étant de CE-France et CE-Espagne).
- Les chiffres de report (de 2005) à 2006 pour la Tâche I en ce qui concerne la Colombie, Cuba, la République dominicaine, CE-Lettonie, le Gabon et la Libye.

Aucun changement n'a été apporté aux critères de substitution.

Le Japon a ultérieurement identifié un problème concernant les divergences dans la révision de la prise par taille japonaise déclarée (2003-2004) qui n'a pas été incluse dans la prise par taille historique et également une divergence dans le nombre de poissons trouvés en 2005 (seulement 65% de l'information de taille a été incorporée dans la base de données ICCAT en raison d'un problème lié au caractère incomplet du formulaire-5 ICCAT déclaré, et à une faiblesse correspondante du code qui lit automatiquement les formulaires et omet ces possibilités). Dans le même temps, le Japon a également présenté une révision de la prise par taille complète (tous les trimestres) au titre de 2006. Le Groupe a estimé qu'il était trop tard pour changer la prise par taille révisée et a décidé de conserver la série de prise par taille incomplète de 2006 (seulement le premier trimestre). Le Groupe a décidé que ces actualisations devraient être réalisées avant la prochaine réunion du SCRS.

Le Secrétariat a également fait part des incohérences (mineures pour la prise par taille de l'ensemble de l'Atlantique) existant entre la Tâche I et la prise par taille au niveau de la discrimination flottille/engin au cours de la période 1975-1983, qui pourraient avoir des implications lors de la sélection des divers indices liés aux flottilles pour les analyses de VPA. Au cours de cette période, la prise par taille a diverses prises regroupées par flottilles (pêcheries palangrières, de canneurs et de senneurs) sans une correspondance directe avec les chiffres de la Tâche I. Le Groupe a estimé qu'il conviendrait d'effectuer cette révision de la prise par taille historique pour la prochaine évaluation.

Après la création d'une version révisée de la prise par taille, le Secrétariat a obtenu les matrices de la prise par âge correspondantes (matrices globales et aussi basées sur la pêche).

La **Figure 11** présente une comparaison entre la Tâche I et la prise par taille. La distribution de la prise par âge est décrite à la **Figure 12**. Les **Tableaux 6 et 7** indiquent les matrices globales de prise par taille et de prise par âge.

Le Secrétariat devra rassembler, dans un document du SCRS (SCRS/2008/128), des informations détaillées sur les estimations finales de la prise par taille de l'albacore et les présenter au SCRS.

### 3.5.2 Listao

La prise par taille du listao inclut la reconstitution complète de 2005 (incomplète dans les estimations antérieures) et de 2006. La série de prise par taille historique (1969-2004) a été légèrement ajustée avec l'inclusion de Sao Tome & Principe et du Cap-Vert. Après avoir révisé les tableaux de substitution, le Groupe a décidé d'inclure dans la prise par taille révisée :

- Les nouvelles séries de « faux poissons » (1981-2006) estimées par la flottille de senneurs européens (fichier de référence avec des échantillons d'avril 2007 à février 2008, stocké dans la base de données ICCAT comme étant de CE-France et CE-Espagne).
- Les chiffres de report (de 2005) à 2006 pour la Tâche I en ce qui concerne le Cap-Vert et CE-Irlande.

Aucun changement n'a été apporté aux critères de substitution.

La **Figure 13** présente une comparaison entre la Tâche I et la prise par taille. Les **Tableaux 7 et 8** indiquent les matrices de prise par taille pour les stocks Est et Ouest.

Le Secrétariat devra rassembler, dans un document du SCRS (SCRS/2008/126), des informations détaillées sur les estimations finales de la prise par taille du listao et les présenter au SCRS.

### 3.5.3 Prise par âge

Le format variable de l'ICCAT pour présenter les données de prise par taille de l'albacore a été utilisé pour créer la prise par âge en suivant les paramètres de découpage des cohortes (**Tableau 10**) par classe de taille utilisés dans une évaluation antérieure. Le Secrétariat a présenté la prise par âge en nombre de poissons pour les pêcheries sélectionnées et le volume total qui ont ensuite été utilisés dans l'évaluation (**Figure 13** et **Tableau 9**). La prise par âge en poids pour les mêmes pêcheries a également été créée en utilisant le même découpage de cohortes et la relation longueur-poids suivante :

- 1) Kevin Davis (1991) (RWT (poids vif) =  $0,000000089 * FL^{**2.88}$ ) où RWT est en livres et la longueur à la fourche en mm.
- 2) Gaertner *et al.* (1992)  $RWT = 0,00006611 * FL^{**2,7148}$  ; et



3) Caveriviere (1976)  $RWT = 0,00002153 * FL^{**2,976}$ .

Un nouveau découpage de cohortes de Shuford *et al.* (2007) a également été extrapolé et le Groupe a estimé qu'il faudrait procéder à de nouvelles recherches afin de tester d'éventuelles divergences par rapport aux calculs antérieurs.

### 3.6 Préparations des données Multifan

Avant la session d'évaluation, il a été décidé d'essayer de réaliser des analyses Multifan-CL (MFCL) du listao et de l'albacore à la réunion d'évaluation de 2008, afin de mieux incorporer la dynamique spatiale et halieutique liée à ces espèces dans l'ensemble de l'Atlantique.

Pour le listao, les définitions préliminaires des pêcheries sont fournies au **Tableau 3.6.1** et celles pour l'albacore au **Tableau 12**. Pendant la période intersession, le Secrétariat a préparé les données de capture jusqu'en 2006 par zone (5x5) et par trimestre, ainsi que les données disponibles d'effort/capture et de taille de la Tâche II. Les scientifiques nationaux ont élaboré des indices de CPUE pour des pêcheries spécifiques par trimestre (*cf.* section 4), et les données de la Tâche II de l'ICCAT ont été examinées afin de produire des indicateurs de taux de capture pour les pêcheries restantes.

L'intervalle temporel convenu pour les applications MFCL était trimestriel. Ainsi, les informations sur la fréquence de la capture, de l'effort et de la taille par pêcherie et trimestre ont été compilées à partir de CATDIS ICCAT, et des informations de la Tâche II sur la taille, la capture et l'effort. Les données de l'effort trimestriel par pêcherie ont été estimées à partir des données de capture et d'effort de la Tâche II en appliquant des modèles linéaires généralisés qui tiennent compte de la flottille, du type d'engin et du type d'effort au sein de chaque définition de pêcheries consignée dans la base de données de la Tâche II. L'**Appendice 4** documente les procédures utilisées pour créer la CPUE de la série temporelle, laquelle a ensuite été divisée à l'intérieur de l'information de capture spécifique à la pêcherie en vue d'estimer les schémas de l'effort pour le MFCL. Dans tous les cas, lorsque celle-ci était détaillée, la CPUE standardisée était disponible auprès des scientifiques nationaux ou basée sur les travaux réalisés par le Groupe à la session d'évaluation ; ces schémas de CPUE ont été utilisés pour calculer les schémas de l'effort trimestriel à des fins d'utilisation dans le MFCL. Les séries temporelles résultantes de prise et d'effort par pêcherie sont indiquées aux **Figures 14** et **15** et à l'**Appendice 4**.

Les données de fréquence de taille maintenues dans le jeu de données de la Tâche II de l'ICCAT ont également été organisées par définition des pêcheries et trimestre par MFCL en ce qui concerne le listao et l'albacore. On a utilisé un critère d'au moins 50 observations de taille par pêcherie/trimestre afin de filtrer les données à utiliser (**Figures 16** et **17**). Les codes SAS utilisés pour récapituler les données se trouvent à l'**Appendice 4**.

En appui aux préparations de données par MFCL, pour la flottille de senneurs européens et associés, les CPUE standardisées annuelles du listao, à la fois pour les modes de pêche sous DCP et en bancs libres, ont été obtenues à l'aide d'un GLM (*cf.* section 4 pour de plus amples informations). Afin d'incorporer ces indices aux sorties de MFCL, certains ajustements se sont avérés nécessaires afin d'obtenir les CPUE standardisées trimestriellement. Pendant la réunion, il n'a pas été possible d'obtenir de nouveaux indices standardisés par trimestre. C'est pourquoi une procédure a été établie en vue de diviser par trimestre la CPUE standardisée annuellement. Dans le cas de la CPUE du listao en bancs libres, les valeurs résiduelles partielles correspondant au facteur trimestre ont été utilisées comme critères pour diviser les CPUE. A partir du graphique des valeurs résiduelles partielles, un multiplicateur a été obtenu par rapport à la valeur moyenne, et des CPUE trimestrielles ont ensuite été obtenues en multipliant la valeur annuelle par ces multiplicateurs. Dans le cas de la CPUE standardisée du listao sous DPC, les valeurs résiduelles partielles n'étaient pas disponibles, c'est pourquoi la même valeur annuelle a été considérée pour chacun des quatre trimestres.

### *Albacore*

En utilisant les données de CPUE pour la flottille de senneurs européenne et associée, on a estimé la CPUE au moyen du GLM (*cf.* section 4 pour obtenir des informations plus détaillées) pour : (a) le petit albacore (<10 kg) en utilisant le mode de pêche avec DCP et (b) les reproducteurs (> 30 kg) en utilisant les taux de capture standardisée du premier trimestre. Les informations disponibles sur l'indice des petits spécimens d'albacore et de listao n'ont pas permis d'établir de critères afin de scinder l'indice par trimestre. C'est pourquoi la même valeur annuelle a été considérée pour tous les trimestres.

L'**Appendice 4** contient les fichiers FRQ préliminaires élaborés pour le listao et l'albacore qui sont disponibles sur demande auprès du Secrétariat.

## 4. Indices d'abondance relative et autres indicateurs des pêcheries

### 4.1 Listao

#### 4.1.1 Indicateurs des pêcheries

##### *Atlantique Est*

Le Groupe a examiné plusieurs indicateurs généraux des pêcheries de senneurs et de canneurs. La capacité de transport des senneurs communautaires et le nombre de canneurs ont diminué (**Figure 10**). Néanmoins, la capacité de transport a augmenté tandis que le nombre de canneurs a baissé dans les pêcheries de Dakar (**Figure 18**). Le nombre total d'opérations, le pourcentage d'opérations fructueuses par mode de pêche (**Figure 19**) et la zone totale visitée (**Figures 20 et 21**) ont également été utilisés comme indicateur de l'effort.

Le document SCRS/2008/114 utilise les données de prise par taille du listao de l'Atlantique Est pour estimer les changements dans la mortalité totale et dans les schémas de sélectivité de deux pêcheries de surface (la pêcherie à la canne et à l'hameçon opérant à partir de Dakar (Sénégal), et les flottilles de senneurs, à l'exception des navires ghanéens) de 1971 à 2005. Le schéma général décrit par Z (**Figure 22**) concorde avec les connaissances antérieures sur cette pêcherie : une situation de, ou proche de la pleine exploitation pendant les années 1990, suivie par une diminution depuis le milieu des années 1990, probablement due à un résultat combiné de la baisse de l'effort de pêche nominal des senneurs et de l'adoption du moratoire saisonnier à la pêche avec DCP. Même si le schéma de sélectivité total demeure relativement stable au fil des ans, la tendance descendante de la sélectivité observée pour les senneurs depuis le début des années 1990 suggère que ces flottilles ne ciblent plus les petits poissons. Ceci est conforme au développement des opérations de pêche avec DCP survenu depuis la même période.

En ce qui concerne les canneurs européens basés à Dakar (Sénégal), les taux de capture nominale du listao se sont régulièrement accrus pendant toute la série temporelle. Lorsque l'on analyse ces données, il convient de garder à l'esprit que depuis le début des années 1990, ces canneurs ont développé une technique de pêche (essentiellement pour cibler le thon obèse) selon laquelle le canneur sert d'objet flottant, en fixant le banc (comprenant du thon obèse, de l'albacore et du listao) pendant toute la saison de pêche dans les eaux au large du Sénégal et de la Mauritanie. En conséquence, il paraît logique de postuler que l'adoption de cette technique de pêche a accru la capturabilité globale des thonidés. Il est toutefois à noter que le schéma décrit pour le listao contraste avec les tendances décroissantes des CPUE observées pour les deux autres espèces thonières.

#### 4.1.2 Taux de capture

Lors de la réunion du Groupe tenue à Sète (France) en 2006 (Anon. 2007), il a été recommandé que des scientifiques de diverses Parties contractantes réalisent des analyses des tendances de la CPUE pour les pêcheries le long des franges de la distribution des espèces. Les résultats de la standardisation des CPUE pour les canneurs des Açores ont été présentés et discutés pendant le Groupe d'espèces. Comme prévu, en raison de l'emplacement de cette zone de pêche en ce qui concerne la gamme de distribution du listao, l'indice standardisé a montré une forte variabilité, mais sans tendance importante (**Figure 23**).

Le Groupe a souligné l'importance de l'actualisation des taux de capture des principales pêcheries qui déclarent des captures de listao. Il convient de souligner que le listao est souvent une espèce secondaire, en fonction du prix différentiel et de la capturabilité d'autres espèces-cibles. Par conséquent, l'estimation de l'effort effectif exercé sur le listao (p.ex. effort proportionnel à la mortalité par pêche) demeure problématique et les taux de capture peuvent parfois décrire une tendance différente de l'abondance.

Pour les senneurs qui pêchent alternativement sur des bancs libres et avec DCP, il a été jugé que le temps de recherche pourrait être la meilleure mesure de l'effort de base sur les bancs libres. Il a également été suggéré que le jeu de données d'analyse pourrait être davantage limité à l'effort associé aux jeux de bancs libres en postulant que les navires qui parcourent de plus longues distances la nuit se déplacent entre les DCP, car ils ne peuvent pas rechercher les bancs libres pendant la nuit. Toutefois, cette approche nécessiterait vraisemblablement un examen plus poussé, y compris l'incorporation des données de VMS, afin de déterminer si c'est faisable et approprié. Un nouveau projet financé par l'Union européenne et intitulé « CEDER » (capture, effort et rejets estimés en temps réel), lancé en 2006, abordera en partie cette question. L'objectif fondamental développé dans le cadre de ce projet est d'analyser la trajectoire individuelle des senneurs afin de caractériser le comportement de pêche

reflétant le temps de recherche des bancs non-associés ou le déplacement vers des DPC auparavant détectés par radiobalise (en gardant à l'esprit, toutefois, que quel que soit le mode de pêche recherché, chaque banc de thons détecté par hasard peut faire l'objet de pêche). D'autres facteurs pouvant être pris en considération sont les changements dans le temps, qui ont entraîné une réduction du temps nécessaire pour réaliser les opérations et décharger les captures (augmentant l'efficacité de l'effort de pêche dans le temps).

Afin de permettre la continuité avec l'évaluation antérieure, on a actualisé les taux de capture de la flottille de senneurs européens (France et Espagne), obtenus après avoir standardisé l'effort de pêche nominal à la catégorie 5 (450-750 TJB) des senneurs de la FIS et en postulant une augmentation annuelle de 3% de l'efficacité de la pêche de la flottille à partir de 1981. L'incorporation d'une augmentation de l'efficacité avait pour but de tenir compte des changements survenus dans la flottille de senneurs pendant ces années. L'estimation d'une augmentation annuelle de l'efficacité de 3% provient d'une étude par Gascuel *et al.* (1993). Le Groupe a discuté de l'opportunité de maintenir ce postulat lorsque les navires pêchant dans l'Atlantique seront vieux (âgés en moyenne de plus de 20 ans) et que leurs capitaines et équipage auront un profil bas par rapport à ceux qui pêchent dans d'autres océans (p.ex. océan Indien). Etant donné que l'estimation de l'augmentation de 3% date d'il y a 15 ans, le Groupe a décidé de réaliser une nouvelle estimation des changements dans la capturabilité des senneurs. Ces nouvelles estimations ont montré un accroissement plus élevé de l'efficacité de la flottille, une augmentation annuelle moyenne d'environ 5% (toutes les trois espèces combinées). Néanmoins, le Groupe a décidé d'utiliser l'indice estimé avec une augmentation de 3% pour garantir la continuité avec les deux dernières évaluations.

On a présenté au Groupe des indices standardisés de juvéniles d'albacore et de listao pour les flottilles de senneurs européens et associés pêchant avec des DCP (SCRS/2008/116). On a utilisé les données des livres de bord consignées opération par opération avec DCP ainsi que les caractéristiques des flottilles. Des indices ont été élaborés en utilisant un modèle delta-lognormal. Dans ce cas, le modèle a été formulé différemment par rapport à l'utilisation générale afin de tenir compte du problème lié à la composition spécifique de la capture de petits poissons (<10 kg) réalisée par les senneurs. Ces captures sont estimées d'après l'échantillonnage afin de corriger les biais détectés dans les données des carnets de bord. C'est pourquoi le modèle a inclus deux modèles linéaires généralisés distincts : un modèle lognormal qui décrit la variabilité dans la capture non-zéro d'espèces inférieures à 10 kg, et un modèle binomial et de données qui décrit la proportion de chacune des trois espèces dans la capture. Les résultats de cette approche sont différents, en fonction de l'espèce, et les taux de capture du listao ont présenté une forme en U avec un minimum en 1998 durant toute la période.

En outre, il a été présenté un indice standardisé du listao pour la flottille espagnole qui pêche sur bancs libres (SCRS/2008/118). Cet indice correspond à la pêcherie saisonnière sur bancs libres développée par la flottille espagnole au large du Sénégal, principalement pendant les deuxième et troisième trimestres de l'année. Cette pêcherie cible essentiellement le listao. Les données des livres de bord consignées opération par opération ainsi que les caractéristiques des flottilles ont été utilisées. Dans ce modèle, seuls les jeux sur bancs libres ont été inclus pour la période (1991-2006) au cours de laquelle a démarré l'essor de la pêcherie opérant avec DCP et il existe des informations sur le mode de pêche. Pour la période historique, il a été postulé que le banc libre était le mode de pêche. Pour la période historique, il a été postulé que le banc libre était le mode de pêche. Les données se sont également limitées à la zone située au large du Sénégal. Un indice a été développé à l'aide d'un modèle delta-lognormal. Les variables considérées étaient *année*, *trimestre* et *catégorie de navires* (volume des viviers). Les séries ont couvert la période 1980 à 2006. Un seuil de 120 jours de pêche par navire et année a également été établi. Les taux de capture standardisés ont montré une tendance à la hausse dans les années 1980, suivie par une baisse au début des années 1990 et par une forte variabilité depuis lors. Le Groupe a estimé que la disponibilité du listao dans cette zone pourrait être liée à des facteurs environnementaux et que cet indice serait plus représentatif des changements de capturabilité plutôt que d'abondance.

Tous les taux de capture standardisés estimés par le Groupe pour le stock oriental sont illustrés dans la **Figure 24**. Certaines séries de données ne sont pas complètes. A titre d'exemple, il n'existe pas d'estimations pour les canneurs ghanéens après 1992. Les estimations qui n'ont pas été utilisées dans les analyses des évaluations (senneurs sur bancs libres-CE) ne sont pas incluses dans le chiffre. Les estimations telles que calculées pour les bases de données du Portugal et du Canada ont montré de fortes variations avec plusieurs maximums et minimums accusés. Les estimations des taux de capture standardisés des senneurs de Dakar ont augmenté jusqu'au début des années 1990, mais il n'y a pas de tendance temporelle claire depuis 1992.

## *Atlantique Ouest*

Contrairement aux vastes zones de pêche observées dans la partie orientale de l'océan Atlantique, les zones de pêche dans l'Atlantique Ouest sont généralement plus côtières. La plupart des listaos débarqués à l'Ouest ont été capturés par des canneurs brésiliens. En fait, le listao constitue la principale espèce-cible dans ce cas. Il est à noter que les taux de capture déclarés pour cette pêcherie sont plus élevés que les CPUE observées dans toutes les pêcheries de canneurs de l'Est. Aucune nouvelle information n'a été fournie depuis la réunion de 2007 du SCRS pour les senneurs vénézuéliens pêchant essentiellement dans la mer des Caraïbes.

Les taux de capture standardisés ont été calculés pour le stock occidental. Dans la plupart des documents, le modèle linéaire généralisé et la distribution delta-lognormal ont été utilisés pour calculer les indices d'abondance relative. Les modèles mixtes linéaires généralisés ont été utilisés pour analyser les données de prise et d'effort de l'Enquête statistique des pêcheries récréatives marines des Etats-Unis (MFRSS) de la côte atlantique et du Golfe du Mexique (SCRS/2008/122). Les données positives ont été modélées à l'aide d'un modèle lognormal, tandis que la proportion des captures positives a été modélée avec une distribution binomiale. La zone géographique, la saison et le mode de pêche (navire de pêche affrété ou privé) étaient les facteurs considérés dans le modèle.

Les taux de capture standardisés calculés à l'aide du modèle delta-lognormal ont varié tous les ans, sans indiquer de tendance claire.

Le SCRS/2008/121 a présenté les taux de capture standardisés du listao capturé par les flottilles palangrières pélagiques des Etats-Unis dans le Golfe du Mexique qui ont été calculés en utilisant le GLM. Les variables réponses examinées pour le listao étaient les CPUE pour la période 1992-2007. Dans l'analyse, les modèles delta-lognormal ont été utilisés avec les variables explicatives suivantes : année, zone, saison, caractéristiques des engins et caractéristiques de la pêche. Globalement, les taux de capture du listao semblent connaître une tendance ascendante en 2006 et 2007, mais ce phénomène peut s'expliquer par des taux croissants de couverture par observateurs. Actuellement, le listao n'est pas une espèce-cible pour la flottille palangrière étasunienne et il existe peu de déclarations d'opérations positives dans les livres de bord.

La plupart du listao débarqué dans l'Atlantique Ouest est capturé par la flottille de canneurs brésiliens. Afin d'obtenir des taux de capture standardisés par année et trimestre, deux approches ont été utilisées (SCRS/2008/113). Dans la première, les prises égales à zéro ont été rejetées et un modèle (lognormal) a été sélectionné afin d'analyser le jeu de données positives. Dans la deuxième approche, les prises nulles (<2% de la base de données totale) ont également été prises en compte et un modèle delta-lognormal a été utilisé pour estimer les taux de capture standardisés. Les indices ont montré de fortes variations au fil des ans, mais aucune tendance ne s'est dégagée.

La **Figure 25** illustre tous les taux de capture standardisés utilisés dans les analyses de l'évaluation. Les estimations recueillies dans l'analyse des jeux de données brésiliens et étasuniens n'ont dégagé aucune tendance. Les estimations calculées pour la base de données vénézuéliennes ont brusquement chuté au début des années 1980, mais signalent depuis 1983 une tendance légèrement à la baisse.

### *4.1.3 Schémas spécifiques aux pêcheries de listao*

Les définitions des pêcheries utilisées sont indiquées dans le tableau suivant et suivent généralement les définitions utilisées pour la modélisation de l'évaluation du thon obèse par MULTIFAN-CL.

Définitions des pêcheries proposées pour être utilisées dans d'autres analyses du listao.

<i>Stock</i>	<i>Fishery</i>	<i>Flags</i>	<i>Gear</i>	<i>Period</i>
Atlantic East	1E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1969-1979
Atlantic East	2E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1980-1990
Atlantic East	3E	EC-France, EC-Spain and Others-Free School	PS	1991-2005
Atlantic East	4E	EC-France, EC-Spain and Others-FADs	PS	1991-2005
Atlantic East	5E	Ghana	PS & BB	1973-2005
Atlantic East	6E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1965-1983
Atlantic East	7E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1984-2005
Atlantic East	8E	Azores, Madeira, Canaries	BB	1965-2005
Atlantic East	9E	Others	BB	1965-2005
Atlantic East	10E	Others	Others	1965-2005
Atlantic West	1W	Brazil	BB	1965-2005
Atlantic West	2W	Venezuela	PS+BB	1965-2005
Atlantic West	3W	All	Others	1965-2005

#### *Sélection des indices d'abondance pour le listao*

Afin de sélectionner parmi les pêcheries candidates les séries de CPUE les plus appropriées en termes de représentativité des changements d'abondance du listao des deux côtés de l'océan Atlantique, une attention particulière a été accordée aux critères, tels que la prise totale moyenne, la surface des zones de pêche et la taille des séries temporelles.

Dans l'Atlantique Est, les pêcheries de canneurs décrivant des changements dans le temps de l'abondance de différentes classes de taille du listao ont été sélectionnées comme suit :

- Flottille du Portugal-Açores (indice standardisé après l'omission des plus petits bateaux qui pêchent dans les eaux côtières des Açores) : 1970-2006 ;
- Navires espagnols des îles Canaries (série non-standardisée, divisée pour des périodes temporelles, antérieure et consécutive à l'adoption de la technique de pêche en banc associé en 1992) : 1980-1991 ; 1992-2006 ;
- Flottes de canneurs (CE-France, CE-Espagne, FIS, Sénégal) opérant à partir de Dakar (Sénégal), (standardisé pour la série temporelle intégrale, puis ventilée avant et après l'adoption de la technique de pêche en banc associé en 1984) : 1969-1983 ; 1984-2006 ; et
- Navires ghanéens (CPUE non-standardisée), de 1969 à 1982 (Wise 1986).

Deux séries de senneurs ont été utilisées :

- Les senneurs espagnols et associés, ciblant des bancs libres de listao au large du Sénégal pendant le deuxième trimestre de l'année, de 1980 à 2006. L'emploi de la CPUE de senneurs dans cette zone a pour avantage de permettre de calculer un indice d'abondance apparente pour les opérations de pêche en bancs uniquement, ce qui n'est pas le cas dans d'autres zones.
- Les senneurs de la CE qui pêchent avec des DCP essentiellement dans les zones équatoriales : 1991-2006.

Pour le stock occidental, trois indices de taux de capture ont été utilisés :

- La pêche de canneurs brésiliens, connue pour cibler spécifiquement du listao (indice standardisé) : 1981-2006 ;
- Les senneurs vénézuéliens, opérant en général avec l'aide des canneurs (indice non-standardisé, corrigé en tenant compte d'une augmentation annuelle modérée de 1% de l'efficacité) : 1982-2005 ; et
- La pêche récréative étasunienne (série standardisée) : 1986-2006.

#### 4.1.4 Poids moyen

La **Figure 26** indique le poids moyen du listao pour l'Atlantique Est et l'Atlantique Ouest. Le poids moyen du poisson débarqué n'a dégagé aucune tendance pendant la période la plus récente. Depuis le début des années 1980, le poids moyen du poisson débarqué à l'Ouest double le poids du poisson débarqué dans l'Atlantique Est.

### 4.2 *Albacore*

#### 4.2.1 Poids moyen

Le poids moyen de l'albacore a connu une certaine variabilité, mais une tendance décroissante est manifeste depuis le début des années 1970 (**Figure 27**). Lorsqu'on analyse les informations séparées par engin, il est manifeste que la tendance décroissante est principalement due à la palangre et à la senne.

#### 4.2.2 Taux de capture

##### *Senne*

Le SCRS/2008/115 présente les taux de capture standardisés de l'albacore adulte capturé par les senneurs qui ont pêché pendant la période 1980-2006 dans l'océan Atlantique tropical. Deux approches ont été utilisées pour obtenir les indices à partir des résultats du modèle linéaire généralisé : (a) moyenne des moindres carrés ; et (b) moyenne des valeurs ajustées. Les estimations de la variance effectuées avec la deuxième approche étaient plus faibles. Néanmoins, les taux de capture standardisés n'ont dégagé aucune tendance.

Dans le document SCRS/2008/116, les informations sur la pêche avec DCP opération par opération consignées dans les livres de bord ont également été analysées afin d'obtenir les taux de capture standardisés de l'albacore juvénile. Un modèle delta-lognormal et un GLM ont été utilisés pour estimer les indices. Les variables explicatives incluses dans le modèle étaient année, région, trimestre et catégorie de navires. Les taux de capture standardisés de l'albacore ont dégagé une tendance aplanie au cours de la période 1991-2006.

Les taux de capture disponibles à la présente réunion étaient contradictoires (**Figure 29**). Les estimations calculées pour les indices vénézuéliens ont connu trois maximums, mais une tendance à la baisse. Néanmoins, les indices des senneurs tropicaux ont connu un chiffre record en 1989, mais n'ont pas expérimenté de nombreux changements après 1992. Les taux de capture standardisés, tels que calculés pour la base de données de la CE, semblent aplanis au cours de la période 1991-2005.

##### *Canneurs*

Les taux de capture nominaux pour la flottille des îles Canaries expérimentent plusieurs chiffres record et chutes (**Figure 30**). Les valeurs estimées recueillies avec la base de données brésiliennes ont chuté abruptement de 1981 à 1982, puis ont dégagé une tendance légèrement à la baisse. Les taux de capture nominale de Dakar ont connu un chiffre record en 1993, puis ont dégagé une tendance descendante.

##### *Pêcheries récréatives*

La distribution de modèles mixtes linéaires généralisés et delta-lognormal a été utilisée pour analyser les taux de capture de l'albacore capturé dans l'Atlantique et le Golfe du Mexique, tel que déclaré dans la base de données de l'Enquête statistique des pêcheries récréatives marines des Etats-Unis (MFRSS) (SCRS/2008/122). La zone géographique, la saison et le mode de pêche (navire de pêche affrété ou privé) étaient les facteurs pris en compte dans le modèle. Les taux de capture standardisés varient tous les ans, mais sans dégager de tendance (**Figure 31**). Des maximums ont été observés en 1984, 1994 et 1999, ainsi que des chutes à la fin des années 1980, et au milieu des années 1990. Une tendance descendante est apparente après 1999.

##### *Palangre*

Plusieurs indices de CPUE ont été présentés à la réunion, lesquels émanaient de pêcheries autres que celles des senneurs. Tous les indices ont été standardisés à l'aide d'un GLM, chacun diffèrait dans le postulat de la distribution d'erreur (log-normal ou Poisson). Ils avaient en commun les mêmes facteurs de base, tels qu'année, saison et zone, avec d'autres facteurs particuliers à chaque cas.

Les taux de capture standardisés de l'albacore capturé par la flottille palangrière japonaise de 1965 à 2006 ont été estimés à l'aide d'un modèle linéaire généralisé (GLM) (SCRS/2008/108). Les facteurs pris en compte dans le modèle étaient année, trimestre, SST (température à la surface de l'eau), nombre d'hameçons entre les flotteurs et type de lignes principales et secondaires. Les principaux effets et interactions ont été inclus dans l'analyse. Les taux de capture ont été modélisés à l'aide d'une distribution de densité lognormal et une valeur constante positive a été ajoutée au taux de capture afin de traiter les captures égales à zéro. Les taux de capture standardisés, tels qu'estimés sur une base annuelle et trimestrielle, ont diminué jusqu'au milieu des années 1970. Les estimations étaient proches de 1,7 (poissons/1.000 hameçons) jusqu'au début des années 1990, où elles ont chuté à 0,6 (poisson/1.000 hameçons). Après cette chute, la variation des taux de capture standardisés n'a dégagé aucune tendance. Les variations des indices standardisés, tels que calculés en poids, étaient similaires à celles recueillies dans les calculs basés sur le nombre de poissons. Les taux de capture nominaux pour les années 1960 et le début des années 1970, tels que déclarés pour les flottilles japonaises et pour toutes les autres flottilles palangrières, ont été jugés douteux lors d'une réunion antérieure. C'est pourquoi le Groupe a décidé de ne pas utiliser les estimations pour les toutes premières années.

Dans l'Atlantique Sud-Ouest, l'albacore est capturé principalement par les flottilles qui opèrent à la palangre pélagique dérivante. Le SCRS/2008/109 présentait la CPUE standardisée de l'albacore capturé par les flottilles palangrières du Brésil et de l'Uruguay dans l'océan Atlantique au cours de la période 1980-2006 à l'aide de modèles linéaires généralisés avec une approximation delta-lognormal. Le nombre d'opérations analysées se chiffrait à 76.521, avec un effort total de 136.947.483 hameçons entre 7°N-45°S et 57°-20°W. Les variables réponses examinées dans le modèle étaient la CPUE et une CPUE nominale pondérée par la prise totale (CPUEp). L'année, le trimestre, la zone, la température à la surface de l'eau et le type d'engin de pêche ont été considérés comme variables explicatives pour les modèles. La CPUE et la CPUEp standardisée dégagent des oscillations tout au long de la période, avec une tendance descendante au cours des sept dernières années et une hausse modérée en 2005. Les taux de capture standardisés indiquent de fortes variations au fil des ans, avec une baisse de 2000 à 2006. Dans un autre document, seule la base de données uruguayenne a été examinée (SCRS/2008/110). Les résultats étaient similaires à ceux susmentionnés.

Un GLM a également été utilisé pour analyser la CPUE de l'albacore capturé par la flottille palangrière brésilienne mais on a postulé que le taux de capture (nombre de poissons/100 hameçons) suivait les distributions de densités de Poisson et Tweedie (SCRS/2008/112). Les quatre facteurs considérés lors de l'analyse des données de 1986 à 2007 étaient l'année, la zone, le trimestre et la cible. L'analyse par grappes des compositions d'espèces capturées dans les opérations de pêche a été utilisée pour définir les niveaux du facteur « cible ». Les estimations recueillies avec les modèles de Poisson et Tweedie étaient similaires. Les taux de capture standardisés étaient importants entre 1988 et 1990, ont diminué jusqu'en 1993 et n'ont dégagé aucune tendance à la fin de la série temporelle.

Pour la pêcherie palangrière mexicaine et étasunienne opérant dans le Golfe du Mexique (1992-2006), un indice combiné a été présenté (SCRS/2008/119), basé sur les données d'observateurs disponibles. Les variables incluses étaient : année, trimestre, flottille, opérations, température et type d'appât.

Dans le document SCRS/2008/120, la CPUE de l'albacore était en poids et en nombre pour la période 1987-2007. Les taux de capture standardisés de l'albacore ont chuté depuis 1987, mais semblent être en hausse depuis 2003. Globalement, les indices standardisés montrent une baisse depuis 1986, mais une tendance plutôt aplanie depuis 1992. La proposition de prises positives et le taux de capture de jeux de données positives pour l'albacore ont montré des tendances contradictoires dans certaines zones de pêche. Cette question a été discutée mais aucun accord ne s'est dégagé sur l'explication de ces schémas contradictoires.

Pour cette évaluation, on a utilisé des jeux de données du Japon, Brésil, Uruguay, Etats-Unis et un indice combiné entre le Mexique et les Etats-Unis. La plupart des séries temporelles de taux de capture standardisé ont montré une tendance décroissante (**Figure 32**). Les indices calculés pour le Taïpei chinois et pour les bases de données uruguayennes font figure d'exception. Les estimations pour les données du Taïpei chinois ont chuté au début des années 1970 et sont apparues aplanies après 1974, tandis que les estimations pour les données uruguayennes ont dégagé une forte variabilité, mais aucune tendance.

#### *Indices utilisés dans l'analyse*

Après avoir évalué tous les indices de taux de capture disponibles pendant la réunion, le Groupe a décidé d'en utiliser certains pour une analyse de population virtuelle, mais pas pour des modèles de production. Certains des indices dégagent des tendances temporelles peu fiables. Les indices des taux de capture sélectionnés pour

l'analyse de l'évaluation sont inclus dans l'**Appendice 7**.

### *Indices combinés*

Des indices combinés ont été estimés pour les deux espèces à l'aide d'une approche GLM (*cf.* **Appendice 5**). Pour l'albacore, le modèle incluait la palangre japonaise, la palangre combinée Mexique et États-Unis dans le Golfe du Mexique, la canne et moulinet des États-Unis, la palangre brésilienne, la palangre du Taïpei chinois, les canneurs canadiens, les senneurs vénézuéliens, les canneurs brésiliens, les canneurs de la CE basés à Dakar, la palangre vénézuélienne et les senneurs de la CE, en postulant une augmentation annuelle constante de la capturabilité de 3%. Les estimations des indices combinés non pondérés et pondérés sont présentées au **Tableau 13** et à la **Figure 33**. L'indice non pondéré et l'indice pondéré ont dégagé des tendances similaires, avec une forte chute à la fin des années 1960, suivie par une période relativement stable jusqu'à environ 1990. À partir de 1990, les deux indices ont dégagé une tendance descendante continue.

Pour le listao, les pêcheries utilisées pour estimer l'indice combiné pour le stock de l'Atlantique Est étaient les pêcheries de senneurs de UE-Dakar et UE-DCP et les pêcheries de canneurs du Ghana, des îles Canaries, du Portugal et de la CE basées à Dakar. Dans le cas du stock de listao de l'Atlantique Ouest, il s'agissait des pêcheries de senneurs vénézuéliens, de canne et moulinet des États-Unis et de canneurs brésiliens. L'indice combiné pour le stock de listao de l'Atlantique Est a montré une tendance ascendante variable mais constante depuis le début de la série temporelle en 1965 jusqu'à la fin en 2006. La série du stock de l'Atlantique Ouest a démarré en 1981 et a également dégagé des valeurs fortement variables mais avec une tendance relativement constante. Les valeurs des indices combinés estimés pour chaque stock et les matrices des facteurs de pondération sont illustrées au **Tableau 13** et à la **Figure 33**.

## **5. Méthodes et autres données relatives à l'évaluation**

### **5.1 Méthodes – Albacore**

#### **5.1.1 ADAPT-VPA**

Les spécifications des paramètres utilisés dans le cas de base du modèle VPA de 2008 étaient généralement les mêmes que celles employées dans le cas de base du modèle VPA de 2003 (Mérida, Mexique, juillet 2003) (Anon. 2004). Un résumé des réglages et paramètres de contrôle du modèle se trouve ci-dessous et aux **Tableaux 14** (Réglages) et **15** (Paramètres).

Les modèles VPA nécessitent l'estimation ou le postulat des taux de mortalité par pêche de la dernière année ( $F$ ). Comme lors de l'évaluation antérieure, les cas de base en 2008 (scénarios 5 et 8) ont permis aux valeurs de  $F$  terminal d'être estimées pour les âges 0-4. La plus vieille classe d'âge représente un groupe plus (âges 5 et plus) et l'on a spécifié que le taux de mortalité par pêche de la dernière année correspondant était le produit de  $F_{\text{âge } 4}$  ainsi qu'un paramètre estimé de « F-ratio » qui représente le ratio de  $F_{\text{âge } 5}$  à  $F_{\text{âge } 4}$ . Pour les scénarios 5 et 10, le F-Ratio initial (1970) a été estimé comme étant un paramètre traditionnel ; on lui a ensuite permis de varier annuellement à l'aide d'une marche aléatoire avec une déviation standard égale à 0,2 et une valeur escomptée de la distribution a priori égale à l'estimation annuelle précédente.

Les indices d'abondance ont été ajustés en postulant une structure d'erreur lognormale et une pondération égale (c'est-à-dire que le coefficient de variation a été représenté par un unique paramètre estimé pour toutes les années et les indices). On a postulé que les coefficients de capturabilité (mise à l'échelle) pour chaque indice étaient constants pendant la durée de cet indice et ils ont été estimés par la formule de vraisemblance concentrée correspondante.

On a postulé que le taux de mortalité naturelle était dépendant de l'âge (âges 0 et 1 =  $0,8 \text{ an}^{-1}$ ; âges 2+ =  $0,6 \text{ an}^{-1}$ ), comme dans les évaluations antérieures.

### *Description des sorties du modèle*

Le **Tableau 16** résume les indices utilisés pendant les diverses sorties du modèle. Les méthodes utilisées pour estimer les sélectivités des indices sont décrites au **Tableau 17**. Une description générale des sorties du modèle s'ensuit.



- **Scénario de continuité** : Le « scénario de continuité » a été réalisé afin de déterminer l'état du stock en 2008 en utilisant les mêmes paramètres et structure du modèle que ceux du cas de base de l'évaluation de 2003 (c'est-à-dire des paramètres, contraintes et indices d'abondance identiques). Ceci est supposé faciliter la comparaison entre les résultats de l'évaluation de 2008 et celle de 2003. Les indices d'abondance et les données de capture ont été actualisés et prolongés jusqu'en 2008.
- Les **scénarios 5 et 10** ont été choisis comme « scénarios de base » et ont été combinés afin de formuler l'avis de gestion.
- **Scénario 5** : Le scénario 5 diffère du scénario de continuité et de la sortie du modèle de 2003 en ce que :
  1. Tous les indices recommandés par le groupe de travail chargé de l'évaluation de 2008 ont été utilisés.
  2. Une pénalisation a été appliquée pour limiter les déviations dans la vulnérabilité par âge (pénalisation appliquée à 2004-2006, âges 0-5+, déviation standard = 0,4).
  3. L'apogée de la saison de frai a été fixée au 14 février. Le poids par âge des géniteurs a également été calculé à partir de la courbe de croissance en utilisant cette date.
- **Scénario 10** : Ce scénario est identique au scénario 5, à l'exception du fait qu'il a été postulé que les indices palangriers et des senneurs tropicaux ont des schémas de sélectivité à la partie supérieure plane plutôt que des schémas fortement en forme de cloche estimés par le Scénario 5. Pour intégrer ce postulat, les schémas de sélectivité estimés pendant le Scénario 5 ont été utilisés jusqu'à ce que soit atteinte la sélectivité totale. Ensuite, une pleine sélection (1,0) a été retenue pour les âges plus avancés.

### 5.1.2 ASPIC

Le stock d'albacore a également été évalué avec un Modèle de production excédentaire (ASPIC v. 5.16) utilisant les débarquements de la période 1950-2006. Trois différents ensembles de pêcheries ont été examinés dans les scénarios :

- 1) Une flottille combinée avec un indice combiné pour la période 1965-2007. Ce cas a employé un indice combiné pondéré (*cf.* Section 4) pour la palangre japonaise, la palangre combinée du Mexique et des Etats-Unis opérant dans le Golfe du Mexique, la canne et moulinet des Etats-Unis, la palangre brésilienne, la palangre du Taïpei chinois, les canneurs des îles Canaries, les senneurs vénézuéliens, les canneurs brésiliens, les canneurs communautaires basés à Dakar, la palangre vénézuélienne et les senneurs communautaires, postulant une augmentation annuelle constante de 3% dans la capturabilité.
- 2) Dix flottilles distinctes dont les indices couvrent certaines parties de la période 1965-2007. Ce cas a utilisé des débarquements et indices d'abondance distincts pour la palangre japonaise, la canne et moulinet des Etats-Unis, la palangre brésilienne, la palangre des Etats-Unis, la palangre uruguayenne, la senne vénézuélienne, les canneurs brésiliens et les flottilles de canneurs de l'UE-Dakar. Une dixième flottille incluait tous les autres débarquements et n'avait pas d'indice d'abondance correspondant.
- 3) Une flottille combinée avec un indice combiné pour la période 1956-2006. Ce cas a employé l'indice combiné de 1965 à 2006 qui est remonté jusqu'à 1956 en utilisant les données de la Tâche II.

Le **Tableau 18** montre les indices d'abondance utilisés dans chaque cas tandis que le **Tableau 19** fournit les captures. Ces trois scénarios ont testé différentes combinaisons de différentes formes de modèle (logistique par opposition à généralisé), des indices pondérés ou non pondérés, et une valeur fixe ou estimée de  $B_1/K$ . Un total de dix cas initiaux ont été examinés, lesquels sont récapitulés au **Tableau 20**.

## 5.2 Méthodes – Listao

### 5.2.1 Modèle seulement avec capture

Le modèle seulement avec capture combine un modèle de dynamique de la biomasse de Schaefer avec un modèle de dynamique de l'exploitation logistique (Vasconcellos et Cochrane, 2005). Le modèle postule que la capture des pêcheries suit une courbe logistique qui dépend de deux paramètres. Le modèle prédit les prises totales, qui sont ajustées aux prises observées à l'aide des méthodes bayésiennes (Gelman *et al.*, 2004). Les ajustements sont réalisés à l'aide d'un cadre bayésien afin de permettre d'utiliser l'information a priori, laquelle pourrait stimuler l'extraction de l'information provenant des captures. Un test de simulation préliminaire (Minte-

Vera *et al.* en prép.) a montré que, pour les jeux de données artificielles, les données de capture combinées avec des priors informatifs sur certains paramètres pourraient produire des quantités de gestion acceptables.

Un modèle de capture seulement est donné par :

$$C_{t+1} = P_t \left[ 1 + x \left( \frac{B_t}{aK} - 1 \right) \right] \left[ B_t + rB_t \left( 1 - \frac{B_t}{K} \right) - C_t \right]$$

où :

$C_{t+1}$  est la capture à l'heure  $t+1$  ;

$P_t$  est la proportion de la biomasse capturée à l'heure  $t$  ;

$B_t$  est la biomasse de la population à l'heure  $t$  ;

$K$  est la capacité de transport, ou la biomasse à laquelle la croissance de la population est nulle ;

$r$  est le taux intrinsèque du changement de la biomasse de la population ;

$x$  est un multiplicateur qui définit l'augmentation de la mortalité par pêche dans le temps ;

$a$  ( $0 < a < 1$ ) est l'équilibre bioéconomique comme proportion de  $K$ .

Dans ce modèle, quatre paramètres sont estimés :  $r$ ,  $K$ ,  $a$  et  $x$ . On a postulé que la population faisait l'objet d'une légère exploitation au début de la série temporelle (donc  $B_0 = K$ ), et que la première prise ( $C_0$ ) était mesurée sans erreur (donc  $P_0 = C_0/B_0$ ).

Les paramètres ont été estimés à l'aide de techniques bayésiennes. Plusieurs combinaisons de priors ont été employées. Pour le stock Ouest, les priors pour  $K$  étaient établis comme  $K \sim U(100\ 000, 1\ 000\ 000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(100\ 000), \ln(1\ 000\ 000))$  ou une distribution lognormale avec une moyenne de 350 000 t et  $CV=0,5$ . Pour le stock Est, les priors pour  $K$  étaient établis comme  $K \sim U(200\ 000, 2\ 000\ 000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(200\ 000), \ln(2\ 000\ 000))$  ou une distribution lognormale avec une moyenne de 700 000 t et  $CV=0,5$ . Les priors pour  $r$  étaient établis comme  $r \sim U(0,4, 2,0)$  pour un prior basé sur des méthodes démographiques (cf. **Appendice 6**, McAllister *et al* 2001). Les priors pour  $a$  étaient établis comme uniformes sur la gamme possible du paramètre  $a \sim U(0,1)$ . Des tests de sensibilité pour les priors pour  $x$  ont été réalisés étant donné que certaines combinaisons de valeurs de  $a$  et de  $x$  pourraient entraîner des oscillations irréalistes sur le taux de capture et donc sur la biomasse. Initialement, les priors de  $x$  étaient établis comme  $x \sim U(0,10)$ , ensuite la gamme a été limitée à  $x \sim U(0,1)$  ou  $x \sim U(0, 1,1)$  pour les stocks Est et Ouest, respectivement.

On a postulé que les captures observées suivaient une fonction de vraisemblance log-normale (Casella et Berger 2002) avec une valeur escomptée égale aux captures prédites par les modèles :

$$L(\phi | w) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{\sigma C_t \sqrt{2\pi}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\ln C_t - \mu)^2 \right]$$

où :

$$\mu = \ln E(C_t) - \frac{\sigma^2}{2}$$

$n$  est la longueur de la série temporelle des captures

$C_t$  est la capture observée dans l'année  $t$

$\hat{C}_t$  est la prise escomptée pour l'année  $t$  prédite par le modèle

$\sigma$  est le paramètre de variabilité postulé être connu et égal à 0,4.

Les paramètres ont été estimés à l'aide de *SIR-Sampling Importance Resampling* (McAllister *et al.* 1994; Gelman *et al.* 2004). La fonction de l'importance était égale à la fonction des priors conjoints, et le ratio d'importance est donc égal à la vraisemblance. Un million de vecteurs paramètres ont été aléatoirement échantillonnés à partir de la distribution des priors conjoints ; sur ceux-ci, 20.000 échantillons ont été prélevés avec remplacement, la probabilité étant proportionnelle au ratio d'importance. Punt et Hilborn (1997) ont découvert que le ré-échantillonnage doit être fait jusqu'à ce qu'aucun vecteur ne se voit assigner plus de 1% de probabilité a posteriori (MSD-maximum de la densité unique). Dans notre cas, le MSD a été contrôlé et aucun vecteur n'est apparu dans plus de 1% des ré-échantillonnages. Ont également été utilisés d'autres diagnostics

pour la convergence, tels que le coefficient de variation dans la pondération moyenne de l'importance (McAllister et Kirchner, 2002) et le ratio d'importance maximum (McAllister et Pikitch, 1997).

Les données utilisées dans le premier jeu de scénarios étaient la série temporelle des prises totales de 1950 à 2006 pour le stock Est et de 1976 à 2006 pour le stock Ouest. Même si les captures du stock de listao de l'Ouest débutent en 1953, elles demeurent très faibles jusqu'au milieu des années 1970. Des scénarios préliminaires utilisant toute la série de captures n'ont pas pu être exécutés étant donné que le modèle n'a pas pu trouver une combinaison de paramètres qui produirait une trajectoire dotée d'un faible taux de capture pendant pratiquement 30 ans. Pour le deuxième jeu de scénarios, le modèle a été ajusté à une série de captures restreinte pour le stock Est afin de ne disposer que de captures originaires d'une pêcherie plus homogène (cf. section 3.2). La série a été divisée en deux périodes, de 1965 à 1984 et de 1985 à 2006.

### 5.2.2 PROCEAN

Le modèle PROCEAN (Analyse de production de capture/effort) est un modèle de production excédentaire multi-flottilles développé dans un cadre bayésien afin de réaliser des évaluations de stocks basées sur les données des séries temporelles de prise et d'effort (Maury, 2001; Maury et Chassot, 2001). PROCEAN est un modèle de dynamique de la biomasse basé sur le modèle généralisé de production excédentaire (Pella et Tomlinson, 1969) qui inclut une erreur de processus pour la capturabilité de la flottille de pêche, la capacité de transport du stock et une erreur de processus solide sur la mortalité par pêche.

Les huit séries temporelles indépendantes des indices d'abondance définis par le Groupe de travail ont été utilisées ainsi que l'indice d'abondance combiné pondéré par zone de pêche (cf. Section 4).

Les scénarios préliminaires ont montré que les données ne contenaient pas suffisamment d'informations pour estimer le paramètre forme ( $m$ ) concernant l'évolution typique « sans retour » de la pêcherie de listao de l'Atlantique Est ; il a donc été fixé lorsque le modèle a été exécuté. La biomasse initiale du stock en 1969 ( $B_0$ ) s'est également avérée difficile à estimer et l'on a postulé qu'elle était égale à une proportion fixe de la capacité de transport ( $K$ ). Des distributions informatives de priors ont été considérées pour le paramètre taux de croissance ( $r$ ) et la production maximale équilibrée (PME). Des distributions normales avec une moyenne de 1,17 (S.D. = 0,26) et 150.000 (S.D. = 20.000) ont été postulées pour le taux de croissance intrinsèque (Section 5.3.2) et la PME, respectivement. Une analyse de sensibilité a été réalisée pour tenir compte de l'incertitude dans certains paramètres d'entrée et évaluer l'impact des distributions a priori sur les estimations a posteriori (cf. Section 6.2.4).

### 5.2.3 Méthodes du modèle de production excédentaire bayésien

Le modèle de production excédentaire bayésien (McAllister *et al.* 2001) est un modèle de production excédentaire en conditions de non-équilibre qui permet des distributions a priori sur le taux intrinsèque de l'augmentation de la population ( $r$ ), la capacité de transport ( $K$ ), la biomasse dans la première année modélisée définie comme ratio ( $\alpha \cdot B_0$ ) de  $K$ , prise annuelle moyenne avant l'enregistrement des données ainsi que la variance, le paramètre forme ( $n$ ) pour un modèle Fletcher/Schaefer et des paramètres de capturabilité pour chaque série temporelle. Le modèle utilise un algorithme *Sampling Importance Resampling* (SIR, McAllister et Kirkwood 1998) et peut s'adapter à un modèle de production soit de type Schaefer, soit de type Fletcher/Schaefer. Le modèle BSP a été accepté dans le catalogue ICCAT et a été antérieurement appliqué à plusieurs espèces de l'ICCAT (makaire blanc, thon rouge, istiophoridés, thon obèse). C'est néanmoins la première fois que le modèle est appliqué au listao.

Dans cette application, nous utilisons la formulation du modèle logistique de Schaefer et l'estimation de  $r$  et  $k$  et  $\alpha \cdot B_0$  à l'aide des distributions a priori. On a postulé une distribution lognormale de priors (moyenne=1, sd=0,01) pour  $\alpha \cdot B_0$  en se basant sur le fait que la biomasse dans la première année de l'année du modèle (1950 pour le listao de l'Est et 1952 pour le listao de l'Ouest) était au niveau de la capacité de transport ou proche de celui-ci. On a déterminé les distributions a priori pour  $r$  sur la base de la modélisation démographique décrite à la Section 5.3.2. On a initialement estimé que les priors pour  $K$  étaient uniformes sur  $K$  ou  $\log K$  avec des limites maximales égales à 10 fois la prise maximale observée et des limites minimales égales à la prise maximale observée, mais qu'ils sont ultérieurement descendus à  $\sim 5$  fois la prise maximale. Dans cette formulation du modèle BSP, nous avons introduit des distributions a priori pour les paramètres  $r$  et  $K$  et avons postulé que  $K$  était égal à la biomasse au point de départ pour chaque capture enregistrée pour chaque modèle.

Il a été nécessaire d'ajuster et de paramétrer initialement le modèle pour trouver des valeurs de départ adéquates pour les paramètres d'entrée  $r$  et  $K$  afin d'obtenir que le modèle estime les valeurs modales qui sont soit les estimations maximales de vraisemblance pour les paramètres non-bayésiens, soit le mode de la distribution a posteriori pour les paramètres bayésiens. Ceci est exécuté pendant la composante « mode d'estimation » de la procédure d'ajustement du modèle et souvent différentes valeurs de départ se sont avérées nécessaires pour les différents scénarios. Les valeurs de départ pour les divers paramètres sont fournies aux **Tableaux 21 et 22** pour le listao de l'Ouest et de l'Est, respectivement. Les indices utilisés pour le listao de l'Ouest sont présentés au **Tableau 23** et pour le listao de l'Est aux **Tableaux 24 et 25**.

Pour chaque sortie du modèle, les diagnostics de convergence ont été examinés au cours du stade « échantillonnage d'importance » de la modélisation selon la méthodologie décrite dans McAllister et Kirkwood (1998). En outre, compte tenu de la nature non-informative ou contradictoire de nombreux indices d'entrée, l'examen des diagnostics s'est avéré particulièrement critique en raison du biais potentiel que la fonction d'importance peut transmettre sur les modes postérieurs. Il est recommandé que les coefficients de variation (CV) des pondérations  $CV(wts)$  des échantillonnages d'importance soient inférieurs au CV de la vraisemblance multiplié par les priors  $CV(L*P)$  pour les mêmes échantillonnages. Comme diagnostic de convergence pour l'algorithme SIR, nous avons alors utilisé le ratio de  $CV(wts)/CV(L*P)$  en postulant que des ratios supérieurs à 2 étaient inacceptables, que des ratios entre 1 et 2 étaient marginaux et que des ratios inférieurs à 1 étaient acceptables.

### 5.3 Autres méthodes

#### 5.3.1 Estimation des tendances potentielles de la capturabilité dans la flottille de senneurs européens

Le Groupe a noté que dans diverses analyses antérieures on avait postulé que la capturabilité associée à la flottille senneurs tropicaux de la CE avait augmenté d'environ 3% par an depuis 1980. Le Groupe a réalisé des analyses supplémentaires afin de déterminer si des changements de capturabilité n'étaient pas survenus à un taux constant depuis 1980.

Les données utilisées (cf. **Figures 34 et 35** pour les trois espèces tropicales séparément et combinées) étaient : prise totale entre 1950-2006 ; prise et effort nominal (jours de pêche) entre 1969-2006 des flottilles de senneurs communautaires et associés. Aucune tentative n'a été faite de séparer les opérations avec DCP de celles en bancs libres. Les valeurs de l'effort de 1983 et 1984 ont semblé anormalement élevées et ont été exclues des analyses.

L'approche utilisée peut être récapitulée comme suit : en fonction des prises totales, les trajectoires de la biomasse ont été calculées en se basant sur un modèle de production déterministe de Fox doté de valeurs de paramètres postulées (celles-ci sont expliquées ci-dessous). A partir de ces valeurs de biomasse, des prises et de l'effort de pêche total et des senneurs, il est possible de dériver des valeurs de mortalité par pêche et de capturabilité par flottille de senneurs. Les tendances dans les valeurs de capturabilité résultantes ont ensuite été examinées. Les équations suivantes expliquent la méthode utilisée :

- 1) Postule des valeurs pour  $PME$  et  $K$ .
- 2) Postule que  $B_{t+1} = K$
- 3) Projette la population en avant en utilisant le paramétrage Fletcher du modèle Fox compte tenu des valeurs ci-dessus et la série temporelle des prises totales connues :

$$B_{t+1} = B_t - e^{-MSY} \frac{B_t}{K} \ln\left(\frac{B_t}{K}\right) - TC_t$$

- 4) Estime la mortalité par pêche totale :

$$F_t = \frac{TC_t}{(B_t - B_{t+1})/t}$$

- 5) Estime la mortalité par pêche à la senne basée sur le ratio des prises des senneurs (P) par rapport à la prise totale :

$$P/P_t = \frac{P_{t,s}}{P_t}$$

- 6) Estime la capturabilité des senneurs en utilisant l'effort nominal :

$$q_t = \frac{P_{t,s}}{E_t}$$

Les valeurs postulées pour la PME du thon obèse et de l'albacore se situaient à 90.000 t et 150.000 t, comme cela a été estimé dans les évaluations antérieures. On a postulé une PME de 150.000 t pour le listao de

l'Atlantique Est. Lorsque les trois stocks ont été examinés ensemble, la PME total se chiffrait à 390.000 t.

Les valeurs de  $K$  pour le thon obèse et l'albacore ont été calculées de façon à ce que les ratios projetés  $B_{2006}/B_{PME}$  s'élèvent à 0,9 et 1,0 respectivement. La valeur de  $K$  pour le listao a été fixée arbitrairement à 700.000 t, chiffre similaire aux valeurs calculées pour l'albacore et le thon obèse. La valeur de  $K$  pour les analyses des trois espèces combinées a été la somme des trois valeurs individuelles de  $K$ .

Le Groupe a calculé les changements de pourcentage moyens dans la capturabilité en réalisant une régression de  $\ln(q_t)$  contre le temps pour différentes périodes temporelles. Il s'agissait de 1969-1979, 1980-1990 et 1991-2006, soit les mêmes périodes examinées pour diviser les séries pour les analyses Multifan. En outre, la période temporelle 2002-2006 a été examinée pour chercher à déterminer des tendances plus récentes.

## **Résultats**

Les tendances projetées de la biomasse sont indiquées à la **Figure 36**. Les modèles montrent des chutes plus accusées pour le thon obèse et l'albacore qu'elles ne le font pour le listao ou pour les trois espèces combinées.

Le **Tableau 26** fournit les paramètres postulés de la dynamique de population et les pentes résultantes de la régression de  $\ln(q)$  contre le temps pour différentes périodes temporelles. Les valeurs de  $\ln(q)$  pour l'intégralité de la période temporelle sont indiquées à la **Figure 37**. Ces résultats suggèrent que pendant certaines périodes temporelles, la capturabilité pourrait avoir changé de plus de 10% par an. Ceci est manifeste principalement dans les années 1970 et 1980. Pour les cinq années les plus récentes, ces analyses suggèrent que la capturabilité continue d'augmenter rapidement pour le listao, est en diminution pour l'albacore et augmente lentement pour le thon obèse.

Les **Figures 38 et 39** montrent l'effort de pêche (nominal) d'entrée ainsi que l'effort ajusté par les estimations de capturabilité par espèce. Il est à noter que le plus grand impact de l'ajustement de l'effort par capturabilité revient au thon obèse, puis au listao et enfin à l'albacore.

La **Figure 39** compare la série d'effort nominal avec deux séries ajustées pour l'albacore. La ligne bleue est ajustée en utilisant les changements de capturabilité estimés dans les présentes analyses. La ligne rouge a été obtenue en suivant la même approche qui a été appliquée à la réunion d'évaluation sur l'albacore tenue à Cumaná, Venezuela, en 2000 (Anon. 2001), laquelle postule une hausse annuelle de 3% dans  $q$  après 1980. (Il est à noter que les séries d'effort d'entrée utilisées pour les deux analyses sont différentes). Les deux séries ajustées sont d'envergure similaire, même si au cours de certaines années l'effort ajusté à partir de l'analyse actuelle peut être supérieur de 60% à l'effort ajusté par le changement annuel de 3% dans  $q$ .

Lors des discussions sur les résultats obtenus, le Groupe a convenu que l'approche utilisée pour calculer les changements dans  $q$  a des points forts et des points faibles. Le point fort est que le taux auquel  $q$  change dans le temps n'est pas fixé. Un autre point fort est qu'il est rattaché à un modèle de dynamique de population. En termes de faiblesse, la nature déterministe du modèle Fox utilisé est plutôt inflexible. Une approche plus flexible serait, par exemple, d'estimer les changements de capturabilité comme des passages aléatoires dans un cadre d'évaluation de stock, tel que Multifan-CL. Finalement, le Groupe n'a pas examiné dans le détail l'effet que les changements dans les valeurs postulées de PME et  $K$  auraient sur les résultats, bien que les sorties limitées aient suggéré que les tendances dans  $q$  étaient relativement insensibles à ceux-ci.

Pour les analyses d'évaluation des stocks, le Groupe a conclu qu'il conviendrait d'utiliser à la fois les séries d'effort ajustées pour une augmentation de 3% dans  $q$  par an, ainsi que celles ajustées par les changements de capturabilité estimés dans ces analyses (**Tableau 27**).

## **6. Résultats de l'état des stocks**

### **6.1 Etat des stocks – Albacore**

#### **6.1.1 Résultats de la VPA**

Cette section résume les résultats des analyses de VPA expliquées à la Section 5.1. L'**Appendice 7** contient les fichiers de résultats du logiciel VPA-2BOX pour les cas de base du modèle VPA (Scénarios 5 et 10). Cet Appendice contient une description complète des résultats de VPA, y compris la matrice des taux de mortalité

par pêche estimés, l'abondance à l'âge, la biomasse du stock, le recrutement, les ajustements aux indices, les sélectivités estimées des indices, les F-ratios et Fs à l'âge terminal.

#### Diagnostiques

Les **Figures 40 et 41** résument les ajustements à la série de CPUE pour le modèle de continuité VPA et pour le cas de base. Les ajustements au cas de base (Scénarios 5 et 10) sont très similaires, mais montrent une absence considérable d'ajustement à de nombreux indices (**Figure 41**).

#### Rétrospectives

Une analyse rétrospective a été réalisée en éliminant séquentiellement les entrées de capture et les indices d'abondance du cas de base du modèle de 2008, en remontant jusqu'en 2003. La **Figure 42** indique les tendances de la biomasse reproductrice et les recrutements pour les cas de base. Les tendances de la SSB ont été ajustées à la valeur maximale de la série afin de faciliter la comparaison. Les tendances de la SSB sont sensibles à l'élimination séquentielle des données et ne montrent aucune convergence dans le temps. Au lieu de cela, certaines séries indiquent une chute plus accusée de la biomasse. Le recrutement estimé est assez insensible à l'élimination rétrospective des données. Au cours de ces dernières années, les estimations du recrutement ont fluctué sans un schéma évident.

Les schémas rétrospectifs de la mortalité par pêche à l'âge (FAA) et des nombres à l'âge (NAA) sont récapitulés aux **Figures 43 et 44**, respectivement. On note un schéma rétrospectif considérable dans la FAA, notamment pour les âges 4 et 5+ entre 1990 et 2006. Le schéma rétrospectif du NAA est moins apparent. Les résultats du modèle sont généralement convergents jusqu'aux années les plus récentes, puis ils varient sans schéma évident.

#### Comparaison du cas de base des modèles VPA de 2003 et de 2008

Le scénario de continuité de 2008 a été construit afin d'examiner les implications de l'ajout d'années récentes (2002-2006) au modèle VPA sans changer les indices utilisés ou les paramètres du modèle. Les tendances de la mortalité par pêche apicale, de la biomasse du stock reproducteur (SSB), de l'abondance (âges 0-5+), du recrutement (âge 0) et du F-ratio annuel ( $F_{5+}/F_4$ ) pour le cas de base du modèle de 2003 et le modèle de continuité de 2008 sont décrites à la **Figure 45**. Les résultats de l'évaluation du stock du scénario du cas de base de 2003 et du scénario de continuité de 2008 sont similaires, mais certaines différences sont manifestes dans les estimations du recrutement, de l'abondance et de la mortalité par pêche, notamment entre 1999 et 2001. Ces incohérences pourraient vraisemblablement être causées par les différences dans les F-ratios estimés pendant ces années. Les estimations de la SSB sont assez similaires sur toute la série temporelle.

#### Cas de base des modèles VPA

Le Groupe de travail a choisi deux modèles (Scénarios 5 et 10) afin de fournir un avis de gestion. Les tendances annuelles de la production, la biomasse totale, la mortalité par pêche apicale, des recrutements (âge 0), de la biomasse du stock reproducteur (SSB) et de la SSB relative à la SSB à  $F_{max}$  sont illustrées à la **Figure 46** (Scénario 5) et à la **Figure 47** (Scénario 10). On a estimé l'incertitude dans les valeurs annuelles à l'aide de 500 bootstraps des valeurs résiduelles de l'indice.

Les deux scénarios sont très semblables, bien que le Scénario 10 fasse une estimation légèrement plus optimiste de l'état des stocks qu'en 2006.

#### Scénarios de sensibilité

Plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés afin d'examiner la sensibilité du modèle à :

- 1) L'application/élimination de pénalisations sur les déviations dans le récent recrutement.
- 2) L'application/élimination de pénalisations sur les déviations dans les récentes estimations de la vulnérabilité à l'âge.
- 3) Changements dans le calendrier appliqué aux indices d'abondance.
- 4) Divers postulats sur la prise par âge de la palangre japonaise en 2006.
- 5) Estimer un F-ratio unique pour toutes les années (1970-2006).
- 6) Fixer le F-ratio pour tous les ans à des valeurs différentes.

Le Groupe a envisagé ces modèles pendant le développement du scénario de base, mais a finalement décidé que ces scénarios ne seraient pas utilisés pour formuler l'avis de gestion.

## Etat des stocks

Le Groupe de travail n'a pas pu choisir entre les deux cas de base de la VPA, et comme les résultats du modèle étaient si similaires (**Figures 46 et 47**), le Groupe a recommandé de combiner les résultats du modèle dans une distribution conjointe unique. Cette distribution conjointe a été utilisée pour déterminer l'état du stock et élaborer l'avis de gestion. Des références de gestion ont été calculées à l'aide des médianes de la distribution conjointe, et en postulant un recrutement constant égal à la moyenne des recrutements observés entre 1970-2006. Tous les paramètres de gestion et les points de référence sont récapitulés au **Tableau 28**.

La trajectoire de l'état du stock pendant la série temporelle est résumée à la **Figure 48**. Selon la distribution conjointe des cas de base des modèles de 2008, l'albacore n'a jamais subi de surpêche, même si une surpêche a eu lieu (**Figure 48**; symboles jaunes). L'état actuel du stock a été estimé à l'aide de  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  et  $F_{Current}/F_{MAX}$ . Selon les résultats de la distribution conjointe, le stock n'est pas actuellement surpêché ( $SSB_{2006}/SSB_{MAX} = 1,09$ ) ni n'expérimente de surpêche ( $F_{Current}/F_{MAX} = 0,84$ ) (**Figure 49**). L'incertitude dans l'état du stock a été estimée au moyen du bootstrap des valeurs résiduelles de l'indice. 500 bootstraps ont été réalisés pour chaque cas de base du modèle VPA (**Figure 49**). Des histogrammes des estimations du bootstrap de l'état du stock de 2006 à partir de la distribution conjointe ont été construits afin d'examiner la normalité de la distribution. Aucune preuve de biais accusé ne se dégage des résultats (**Figure 50**).

Les conclusions de cette évaluation ne rendent pas toute l'ampleur de l'incertitude dans les évaluations et les projections. Un facteur important contribuant à l'incertitude est l'exactitude de la courbe de croissance et de la procédure de découpage des âges. Les procédures de découpage des âges sont sensibles aux légers changements des limites de découpage. Des méthodes améliorées visant à estimer la prise par âge (p.ex. des approches stochastiques et/ou la composition démographique directement observée) ont le potentiel d'améliorer la fiabilité des modèles structurés par âge. Une autre source importante d'incertitude est le recrutement, à la fois en termes de niveaux récents (qui estimaient avec peu de précision dans l'évaluation), et en termes de niveaux futurs potentiels. Ces modèles ont postulé que le recrutement se poursuivrait au niveau observé pendant la période 1970-2006. Il est possible que des changements dans la pression de pêche ou l'environnement puissent invalider ce postulat.

### 6.1.2 ASPIC

Le **Tableau 29** montre les résultats initiaux des 10 scénarios. La **Figure 51** présente les trajectoires estimées de la biomasse relative et de la mortalité par pêche relative pour chacun des 10 cas. Dans le cas de la biomasse relative, les cas 1, 3, 7 et 9 ont dégagé des tendances très différentes par rapport aux autres cas. Pour la mortalité par pêche relative, les cas 1, 3, 9 et 10 ont clairement dégagé des trajectoires avec différentes tendances. Après un examen initial des résultats, le Groupe a décidé de réaliser des bootstraps pour les cas 2, 4, 6 et 8. Les trajectoires déterministes estimées pour les quatre cas de bootstrap sont indiquées à la **Figure 52**. Les quatre cas ont dégagé les mêmes tendances avec une hausse de la mortalité par pêche et une réduction de la biomasse qui a donné lieu à une période au cours de laquelle le stock a été surpêché et a connu une surpêche, suivie d'une période de rétablissement. Actuellement, le stock est surpêché mais il n'expérimente plus de surpêche. La **Figure 53** montre les diagrammes de phase de chacune des quatre sorties de bootstrap (500 bootstraps) pour l'année 2006 (c'est-à-dire condition actuelle). Les **Figures 54 et 55** montrent les trajectoires de la biomasse relative et la F relative et l'intervalle de confiance (CI) de 80% estimé à partir des 500 bootstraps. Le **Tableau 30** récapitule les résultats des sorties de bootstrap pour les cas 2, 4, 6 et 8.

## 6.2 Etat du stock – Listao

### 6.2.1 Modèle Multifan-CL

Le Groupe a tenté de réaliser plusieurs analyses des stocks Est et Ouest combinés. Ceux-ci, comme prévu, ont tous dégagé une très faible convergence étant donné que les données de marquage n'ont pas été jugées être très informatives sur une échelle spatiale océanique. Par conséquent, le Groupe a réalisé des analyses distinctes pour les stocks Est et Ouest, lesquelles sont décrites ci-dessous.

### 6.2.1.1 Atlantique Est

Le modèle de l'Est incluait 10 pêcheries distinctes (cf. Section 4.1.3), était divisé en cadres temporels annuels et trimestriels et postulait quatre cas de recrutement, chacun survenant au début de chaque trimestre. La mortalité naturelle a été fixée à  $0,2 \cdot \text{trimestre}^{-1}$ . Les options pour le cas de base du modèle de l'Est qui incluait toutes les données de capture de 1950 à 2006 étaient similaires à celles du cas de base du modèle simulé pour la région occidentale. Toutefois, les principales différences étaient que le modèle pour la région orientale incluait une fonction de sélectivité spline cubique avec trois nœuds (passant ultérieurement à cinq) et que les pénalisations pour les déviations de l'effort étaient établies pour être les mêmes pour toutes les pêcheries.

Le modèle a eu beaucoup de mal à estimer la biomasse au début de la période de pêche (**Figure 56**). L'estimation de la biomasse par le modèle a fortement fluctué pour les années initiales du modèle, étant ramenée à zéro de manière répétée. Les estimations de la PME et de  $F_{PME}$  ont en conséquence été dénuées de sens (**Figures 57 et 58**). Compte tenu de la faiblesse de l'estimation du modèle, une autre sortie du modèle a été réalisée qui incluait uniquement les données de 1970-2006. Le modèle a été établi afin d'estimer la structure démographique de la population initiale en se basant sur la moyenne de  $Z$  au cours des 20 dernières périodes temporelles (trimestres dans ce cas). En outre, l'option de sélectivité spline cubique a été supprimée et au lieu de cela, on a établi que la sélectivité dépendait de la longueur pour toutes les pêcheries. Même si ces changements ont supprimé la présence de la biomasse en la ramenant à zéro au cours des années initiales de la sortie du modèle, il s'en est tout de même ensuivi une augmentation de la biomasse dans le temps (**Figure 59**). Les estimations de PME et  $F_{PME}$  (**Figures 60 et 61**) étaient superficiellement plus plausibles que la sortie antérieure du modèle, mais clairement irréalistes en raison des étranges estimations de la biomasse.

Même si plusieurs options de modèle et variations *ad hoc* ont été simulées pour ce stock afin d'améliorer les sorties du modèle, elles ont toutes donné lieu à des schémas irréalistes similaires pour la biomasse. En conséquence, la poursuite des analyses a été abandonnée. Il est clair qu'à ce stade, les données pour la région orientale n'étaient pas appropriées pour la simulation avec Multifan-CL dans les limites temporelles de la réunion du Groupe de travail. D'autres sorties de modèles devraient être effectuées pendant la période intersession et devraient possiblement inclure les données de marquage une fois que celles-ci auraient été complètement vérifiées.

### 6.2.1.2 Atlantique Ouest

Le scénario du cas de base pour le stock Ouest a utilisé les données de 1952 à 2006 pour trois pêcheries (1 = canneurs brésiliens ; 2 = canneurs + senneurs vénézuéliens ; et 3 = autres) et les postulats/contraintes suivants :

- Assumer la population de départ en conditions d'équilibre sur la base de  $M$  ;
- Assumer  $M = 0,2$  par trimestre ;
- Estimer quatre cas de recrutement annuels ;
- Permettre une plus grande variabilité dans les déviations de l'effort pour les pêcheries 2 et 3 (pondérations = 10, 3 et 3)
- Diviser les fréquences de taille en 10 (pêcherie 1) ou en 20 (pêcheries 2 et 3) ;
- Estimer les sélectivités séparément par pêcherie ; postuler une sélectivité constante après l'âge 14 (trimestres) ;
- Estimer la courbe de croissance, à commencer par celle postulée par l'ICCAT (cf. Manuel) ;
- Permettre des marches aléatoires dans les capturabilités des 3 pêcheries ;
- Ajuster une relation stock-recrutement afin d'estimer les statistiques liées à la PME (moyenne du prior d'inclinaison = 0,9),

On a réalisé un scénario de sensibilité additionnel en estimant la mortalité naturelle.

Un résumé des diagnostics d'ajustement est décrit à la **Figure 62**. Les schémas de sélectivité estimés sont présentés à la **Figure 63** et les trajectoires de recrutement et la SSB sont illustrées à la **Figure 64**. Globalement, le modèle estime des schémas de sélectivité en cloche et des fluctuations considérables dans le recrutement et la biomasse reproductrice. L'ajustement du modèle était imprécis. Il n'a pas été possible d'obtenir des estimations de variance de toutes les quantités d'intérêt. Des intervalles de confiance d'environ 90% pour le recrutement et la SSB sont fournis à la **Figure 65**.

En termes de points de repère, le modèle a estimé une PME de 30.660 t par an, et des ratios actuels (2006) de  $B/B_{PME}=2,04$  et  $F/F_{PME}=0,51$ . Un diagramme de  $B$  relatif et  $F$  relatif se trouve à la **Figure 66**. Lorsque le



scénario de sensibilité estimant  $M$  a été réalisé ( $M$  a été estimé à 0,32 par trimestre), les points de repère ont été estimés comme suit :  $PME=35.960$  t,  $B/B_{PME}=2,31$ ,  $F/F_{PME}=0,47$ .

Le Groupe a été encouragé par ces résultats préliminaires et a recommandé que des travaux supplémentaires soient entrepris à l'avenir afin d'affiner les analyses du modèle Multifan-CL pour le stock.

## 6.2.2 Résultats du modèle bayésien de production excédentaire

### 6.2.2.1 Listao de l'Ouest

Les indices utilisés pour l'évaluation du modèle de production du listao de l'Atlantique Ouest ont fourni des informations assez contradictoires, notamment à propos de la chute abrupte de l'indice des senneurs vénézuéliens (**Figure 67**) et des fortes fluctuations dans l'indice de la canne et moulinet des Etats-Unis et des canneurs brésiliens. Il existe peu de chevauchement spatial dans la couverture de ces indices et compte tenu de la forte viscosité du listao, ces indices pourraient davantage refléter les conditions locales que le stock Ouest global. Il n'est donc pas invraisemblable que ces indices puissent dégager des tendances contradictoires.

Probablement en raison de ces tendances contradictoires, les sorties du modèle BSP pour le stock de listao de l'Atlantique Ouest ont initialement rencontré des problèmes avec la convergence indiquée par un CV très élevé des pondérations des échantillonnages par importance par rapport au CV de la vraisemblance multipliée par les priors  $cv(wts)/cv(lp)$ . Pareille situation peut survenir lorsque les indices des valeurs d'entrée sont soit contradictoires, soit non-informatifs, comme cela s'est produit dans plusieurs évaluations des stocks de requins (McAllister et Kirkwood, 1998), entraînant une fonction d'importance très étroite. Pour y remédier, McAllister a recommandé d'accroître la fonction d'importance de la largeur afin de permettre une variabilité d'échantillonnage plus ample avec l'ajustement du paramètre *expand.imp* ou en diminuant les degrés de liberté de la fonction d'importance de type  $t$  multivarié (la fonction d'importance utilisée pour ces modèles). Le Groupe a exploré une série de scénarios (5-9), soit en élargissant la fonction d'importance, soit en augmentant les degrés de liberté où chaque expansion successive a amélioré les critères de convergence  $cv(wts)/cv(lp)$  et élargi la distribution a posteriori de  $r$  (**Figure 68**). Il est très probable que les scénarios 1-6 soient raisonnables étant donné qu'il n'a pas été possible d'atteindre les critères de convergence. Les scénarios 1-8 ont également été réalisés avec un très large distribution a priori de  $r$  ( $sd=5$ ) plutôt que le 0,25 souhaité à l'origine. Afin de corriger cela, un scénario 9 additionnel doté de la distribution a priori  $N$  correctement spécifiée  $N(1,17; 0,25)$  a été réalisé.

Les résultats des scénarios 7 et 8 atteignent tous les deux des critères de convergence raisonnables sans être parfaits ( $cv(wts)/cv(lp) \sim 1,6$ ) (**Tableau 31**). Les scénarios 1-8 ont également été réalisés avec un très large prior pour  $r$  ( $sd=5$ ) au lieu du 0,25 souhaité à l'origine. Afin de corriger cela, un scénario 9 additionnel doté du prior  $N$  correctement spécifié  $N(1,17; 0,25)$  a été réalisé. Il convient toutefois de noter que la distribution a posteriori de  $r$  était très large (**Figure 68**). L'ajustement aux indices pour le scénario 9 était assez médiocre et escompté compte tenu des différentes trajectoires des indices (**Figure 69**) et de la pondération égale qui leur a été donnée. Le taux intrinsèque de l'augmentation de la population,  $r$ , pour le scénario 9 a été estimé être légèrement en-dessous de la moyenne du prior et à une valeur de 1,159 avec une déviation standard de 0,278.

La **Figure 70** montre la trajectoire de la biomasse, de  $B/B_{PME}$ ,  $F$ , et de  $F/F_{PME}$  avec des projections de 25.000 t à compter de 2007 pour le scénario 9 du listao de l'ouest, montrant la hausse accusée initiale de la mortalité par pêche avec la création des pêcheries et une évaluation de l'état actuel de  $B$  au-dessus de  $B_{PME}$  et  $F$  en-dessous de  $F_{PME}$ . Il est important de noter que si l'on élargit la fonction d'importance, le modèle a tendance à estimer un  $K$  plus faible et des taux de mortalité par pêche plus élevés, de telle façon que si un biais est introduit par le manque de convergence des sorties précédentes, il a tendance à fournir des résultats plus optimistes pour cette configuration particulière du modèle (**Tableau 31**).

### 6.2.2.2 Listao de l'Est

Le modèle BSP pour l'évaluation du listao de l'Atlantique Est a utilisé huit indices (**Figure 71** et **Tableau 24**). Malgré la nature plutôt contradictoire de certains indices, les sorties du modèle BSP pour le stock de listao de l'Atlantique Est ont dégagé des critères de convergence plus acceptables que pour le SKJ-W.

Dix-neuf scénarios ont été projetés, utilisant diverses combinaisons d'indices, limités à  $K$ , et avec des déviations standard pour les priors pour  $r$  (**Tableaux 32** et **33**). Grand nombre des scénarios ont eu recours aux mêmes données et devraient en fait être considérés comme scénarios « de prospection » afin de déterminer des

conditions de limite appropriées pour les autres modèles. Les limites ont eu un fort impact sur le prior uniforme pour  $K$  (**Figure 72**). Le fait de ramener la limite supérieure de 2 millions de tonnes métriques (t) à 1 million de tonnes métriques (t) (une valeur similaire à cinq fois la prise maximum observée) a réduit les valeurs de  $K$ , qui sont passées d'environ 1,2-1,3 million de t à des valeurs approximant 720-790 mille tonnes métriques. Compte tenu des valeurs de  $K$  extrêmement élevées prédites en utilisant la limite supérieure sur  $K$  (1,3 million de t), il est vraisemblablement plus plausible d'utiliser une limite proche aux limites communément utilisées, soit 5 fois la prise maximum observée.

Il convient de noter que les distributions a priori pour  $r$  étaient, à l'origine, effectuées avec une variance de 0,09 où  $N\sim(\text{moyenne}=1,17, \text{sd}=0,3)$ . Ceci différait légèrement de la déviation standard de l'analyse démographique qui a estimé une sd de 0,25. Les résultats sont toutefois vraisemblablement très comparables au fait d'utiliser un prior de  $N\sim(1,17, \text{sd}=0,3)$ . Une valeur d'entrée de la déviation standard plutôt que la variance comme moyenne pour la distribution a priori a facilité une analyse impromptue de sensibilité des effets d'utiliser un prior étroit ( $\text{sd}=0,25$ ) ou large ( $\text{sd}=0,50$ ) pour  $r$ . Ce jeu de scénarios a indiqué qu'il y avait peu d'effet sur les modes postérieurs (**Tableaux 32 et 33**), ce qui avait une faible incidence réelle sur les résultats de l'état pour chaque sortie. Toutefois, les distributions a posteriori résultantes ont été bien plus larges avec le prior large ou non-informatif, ce qui a entraîné de plus larges coefficients de variation autour du mode des distributions a posteriori pour les résultats de l'état (**Tableaux 32 et 33**). En outre, les valeurs  $r$  plus élevées du mode postérieur suggèrent que le fait de libérer le prior de  $r$  permet au modèle d'estimer une valeur postérieure plus élevée pour  $r$  ( $\sim 1,3-1,7$ ) que pour les priors informatifs. Sur la base d'une modélisation démographique antérieure (section 5.3.2), ces plus fortes valeurs semblent improbables pour le listao.

Ainsi, RUN5BZ, qui utilise un prior uniforme (250000, 1000000) sur  $\ln K$ , un prior  $N\sim(1,17, 0,3)$  sur  $r$  et tous les indices pondérés de façon égale, peut être considéré comme le meilleur modèle qui incorpore toutes les données, même si les ajustements aux indices étaient en général médiocres (**Figure 73**). Les trajectoires de la biomasse, de  $B/B_{\text{PME}}$ ,  $F$ , et  $F/F_{\text{PME}}$ , avec des projections de 100.000 t à compter de 2007 pour SKJE-RUN5BZ (**Figure 74**) indiquent l'état relativement élevé de  $B/B_{\text{PME}}$  et le faible état de  $F/F_{\text{PME}}$  prédits par le modèle.

### 6.2.3 Modèle de capture uniquement

#### Listao de l'Ouest

Deux jeux de scénarios ont été réalisés pour le stock Ouest (**Tableau 34**). Pour les deux jeux, les séries de capture ont utilisé des gammes allant de 1976 à 2006, afin d'inclure les années où les captures ont commencé à augmenter (**Figure 7**). Pour le premier jeu (A), le prior de  $x$  a été établi comme des valeurs larges  $x\sim U(0,10)$ . Les explorations du comportement du modèle pour les combinaisons des paramètres  $a$ ,  $x$  ont montré que pour  $x$  élevé et  $a$  faible, les prédictions du modèle pour la biomasse et la capture dégageaient de fortes oscillations irréalistes. Un deuxième jeu (B) de scénarios avec un prior étroit sur  $x$  a également été réalisé. Lorsque des priors plus étroits sur  $x$  étaient postulés, le modèle était capable d'obtenir plus d'informations sur les captures que pour un prior plus large sur  $x$ . La **Figure 75** ne présente les résultats que pour le scénario 1 des deux jeux, qui étaient similaires pour les autres scénarios à l'intérieur de chaque jeu (*cf.* **Appendice 8** pour obtenir les résultats complets).

Les estimations ont été sensibles au prior de  $x$ . Le premier jeu de scénarios (A) a inclus moins d'informations sur les captures, comme suggéré par les postérieurs plus larges lorsqu'on les compare avec les priors (**Figures 75 et 76**). Pour le premier jeu de scénarios, la médiane du postérieur pour la PME s'étendait entre 54.000 t et 83.000 t. Le second jeu de scénarios (B) a pu incorporer davantage d'informations sur les captures que le premier jeu de scénarios, comme suggéré par des postérieurs plus étroits sur les paramètres et les quantités dérivées, lorsqu'on les compare aux priors (**Figure 75**), et ont été sélectionnés à des fins d'inférence. Pour le deuxième jeu de scénarios, la médiane des postérieurs pour la PME s'élevait à environ 30.000 t.

#### Listao de l'Est

Pour le stock Est de listao, trois jeux de scénarios ont été réalisés (**Tableau 35**). Pour le premier jeu (A), la série de capture de 1950 à 2006 a été utilisée, ainsi qu'un prior plus large sur  $x$ . La série de capture a connu une baisse au milieu des années 1980 lorsqu'une grande partie des flottilles de senneurs français et espagnols se sont déplacées vers l'océan Indien. Le modèle de capture seulement postule que le taux de capture augmente et se stabilise suivant une courbe logistique. Le Groupe a suggéré d'exécuter le modèle seulement avec les captures de 1985 à 2006, afin de remplir les postulats du modèle de capture uniquement. Deux autres jeux de scénarios ont été réalisés. Le jeu B incluait des sorties ajustés aux captures de 1965 à 1984 et le jeu C inclut des sorties ajustées aux captures de 1985 à 2006. Pour ces deux jeux, le prior de  $x$  était plus étroit (**Tableau 35**).

Pareillement au SKJ-W, les résultats semblent sensibles aux priors de  $x$ , et le premier jeu de passages (A) incluait moins d'informations des captures que le jeu C, comme cela était suggéré par les larges postérieurs (**Figure 77**). Le jeu C de scénarios a été jugé être le meilleur ajustement étant donné qu'un postérieur ne s'est concentré vers les limites comme ce fut le cas pour les jeux A et B (**Figure 77** et **Appendice 8**). Pour le jeu A de scénarios, les médianes des distributions a posteriori de la PME ont oscillé entre 200.000 t et 275.000 t. Pour le jeu C de scénarios, les médianes des distributions a posteriori de la PME ont oscillé entre 143.000 t et 156.000 t.

## 6.2.4 PROCEAN

### 6.2.4.1 Listao de l'Est

Le modèle s'est en général bien ajusté aux données pour les différents scénarios bien que les pêcheries de canneurs européens et sénégalais et les senneurs européens basés à Dakar aient dégagé des tendances dans les valeurs résiduelles. Dans tous les scénarios, il s'est avéré que les priors informatifs étaient nécessaires pour la convergence du modèle. Les estimations postérieures maximales de la PME oscillaient entre 154.000 t et 185.000 t et semblaient assez sensibles à la moyenne du prior de la PME (**Tableau 36**).  $F_{PME}$  semblait solide face aux changements réalisés dans les paramètres des valeurs d'entrée et les distributions a priori, la valeur de 0,48 pour  $m = 2$  étant liée à la forme de la courbe de production et menant à une valeur de  $F/F_{PME}$  en 2006 proche des autres scénarios.

Pour le scénario standard, les captures observées et prédites étaient proches de la courbe de production en conditions d'équilibre (**Figure 78**). Ceci pourrait être dû à la longévité relativement courte des listaos qui sont capturés avant 4 ans et à leur taux de croissance élevé. Le stock semblait sous-exploité en 2006, la mortalité par pêche étant en-dessous de la mortalité par pêche correspondant à la PME, soit  $F/F_{PME}=0,32$  en 2006, et la biomasse au-dessus de la biomasse correspondant à la PME, soit  $B/B_{PME}=1,79$ .

La sortie du modèle réalisée avec l'indice d'abondance combiné a donné lieu à des résultats similaires en termes de diagnostic du stock, bien que la PME ait été estimée se trouver à environ 10.000 t en-dessous du scénario standard (**Tableau 36**). La qualité de l'ajustement s'est toutefois avérée assez médiocre et les résultats ont dégagé une tendance ascendante dans les valeurs résiduelles, indiquant que les données ne se conformaient pas au postulat d'erreur lognormal. L'inclusion d'une erreur de processus sur la capturabilité pour les spécifications des paramètres du scénario standard a amélioré l'ajustement du modèle en supprimant la tendance dans les valeurs résiduelles et a permis de localiser les changements dans la capturabilité dans le temps (**Figure 79**).

Les résultats ont notamment suggéré que la capturabilité des flottilles de canneurs basées à Dakar aurait continuellement augmenté d'environ 4% tous les ans depuis les années 1970. Ceci pourrait être lié dans les années 1980 à l'introduction et au développement de la pêche en mattes associées (Fonteneau et Diouf, 1994). Malgré la hausse de 3% déjà prise en compte dans les indices d'abondance, la flottille de senneurs européens basée à Dakar et pêchant sur des bancs libres a dégagé une hausse graduelle dans la capturabilité aux alentours de 1990, suivie d'une relative stabilité (**Figure 79**). Ceci suggérerait que des améliorations technologiques à la fin des années 1980 et au début des années 1990 auraient entraîné une plus forte hausse de la capturabilité qu'il n'est généralement postulé (cf. Section 5.3.1).

## 7. Projections

### 7.1 Projections – Albacore

#### 7.1.1 Projections du modèle VPA

##### Spécifications

Les projections pour l'albacore (Scénarios 5 et 10) se sont basées sur des répétitions du bootstrap des matrices de mortalité par pêche à l'âge et de nombres à l'âge produites par le logiciel VPA-2BOX. Le Groupe a convenu que les projections et les points de repère devaient être calculés à l'aide d'un ré-échantillonnage des recrutements observés entre 1970 et 2006. Ceci a entraîné un recrutement essentiellement constant à la valeur moyenne des séries temporelles. Ceci contraste avec l'approche adoptée pendant l'évaluation de 2003 qui a eu recours à une relation fixe Beverton et Holt S-R estimée de façon externe au modèle. L'étendue de la variabilité du recrutement,  $\sigma_R$ , pour chaque répétition du bootstrap a été modélisée à l'aide d'une déviation standard de 0,5 sans aucune auto-corrélation.

Etant donné qu'aucun changement de gestion n'est survenu en 2007 et 2008 (projetés par le modèle VPA car les données ne sont pas encore disponibles), ces années ont été projetées à  $F$  actuel<sup>1</sup>. Des projections ont été réalisées à divers niveaux de prise constante ou de  $F$  constante, y compris :

1) Prise = 50.000 t	2009-2016
2) Prise = 70.000 t	2009-2016
3) Prise = 90.000 t	2009-2016
4) Prise = 110.000 t	2009-2016
5) Prise = 130.000 t	2009-2016
6) Prise = 150.000 t	2009-2016
7) Mortalité par pêche= $F_{0,1}$	2009-2016
8) Mortalité par pêche= $F_{max}$	2009-2016
9) Mortalité par pêche= $F_{actuelle}$	2009-2016
10) Mortalité par pêche= $F_{1992}$	2009-2016

Les projections qui ont utilisé divers niveaux de prise constante ont utilisé une restriction selon laquelle  $F$  entièrement sélectionnée était soumise à la contrainte de ne pas dépasser  $3 \text{ an}^{-1}$ .

## Résultats

Le Groupe de travail a recommandé que l'avis de gestion soit formulé en utilisant la distribution conjointe des scénarios 5 et 10 de la VPA. Les projections reflètent donc le résultat de la médiane des deux scénarios des cas de base.

Les projections de la biomasse totale, de la production, de la mortalité par pêche, de la SSB et du recrutement sont illustrées aux **Figures 80 et 81**. La SSB et  $F$  sont également décrites par rapport aux points de repère de gestion ( $F_{max}$  et la SSB correspondante en conditions d'équilibre). Les projections de prise constante (**Figure 81**) indiquent que les captures de 130.000 t ou moins sont soutenables pendant l'intervalle de la projection. Les captures dépassant 130.000 t provoqueraient une condition de surpêché et de surpêche pendant l'intervalle de la projection. Les projections de mortalité par pêche constante (**Figure 81**) indiquent que les niveaux actuels de la mortalité par pêche (2003-2006) permettent à la biomasse reproductrice d'augmenter graduellement pendant l'intervalle de la projection. Le fait d'augmenter la pression de pêche aux niveaux de 1992 entraînerait la détérioration du stock à une condition de surpêché ou de surpêche pendant l'intervalle de la projection.

### 7.1.2 ASPIC

Des projections ASPIC (**Figure 82**) pour chacun des quatre cas ont été réalisées pour les scénarios de capture suivants : 108.263 t (niveau de capture de 2006), 80.000 t, 100.000 t, 120.000 t, 140.000 t et 160.000 t. Tous les scénarios ont indiqué que les niveaux de capture de 120.000 t ou moins rétabliront le stock de la condition de surpêché. Un niveau de capture de 140.000 t ne rétablira pas le stock selon les résultats du cas 6, mais il le rétablira pour les autres trois cas. Les quatre cas ont tous indiqué que le stock ne se rétablira pas si les niveaux de capture se situent à 160.000 t ou plus.

## 8. Recommandations

- Le Groupe a décidé que le niveau de débarquement des « faux poissons » à Abidjan (de l'ordre de 10.000 t pour le listao) et la taille réduite des poissons débarqués étaient suffisamment importants pour potentiellement affecter les résultats des évaluations de stocks. C'est pourquoi le Groupe recommande de développer et de mettre en œuvre des protocoles d'échantillonnage afin de recueillir des informations détaillées sur les volumes des débarquements, la composition spécifique et la composition par taille des débarquements de faux poissons.
- Comme cela s'est déjà fait au sein d'autres ORGP, il conviendrait que l'ICCAT mette en œuvre des études de marquage conventionnel de grande envergure et de conception prudente afin de compléter l'utilisation des données dépendant des pêcheries utilisées pour estimer les indices d'abondance.

<sup>1</sup>  $F$  actuel a été calculée comme la valeur maximale (apicale) de la moyenne géométrique  $F$ -à l'âge. La moyenne géométrique a été calculée pour les années 2003-2006.

- Bien que des améliorations aient eu lieu, le Groupe a décidé qu'il était nécessaire d'accroître les efforts en ce qui concerne les études biologiques des trois espèces de thons tropicaux : albacore, listao et thon obèse.
- Le Groupe a été encouragé par les résultats préliminaires obtenus pour le stock de listao de l'Ouest et a recommandé que davantage de travaux soient entrepris à l'avenir afin d'affiner les analyses du modèle Multifan-CL pour ce stock. En ce qui concerne le stock Est, le Groupe a recommandé d'effectuer davantage de modélisation pendant la période intersession et d'inclure éventuellement les données de marquage une fois que celles-ci auront été complètement vérifiées.
- Le Secrétariat a besoin de ressources suffisantes pour préparer les fichiers de données disponibles (tableau de substitutions, prise par taille, prise par âge, marquage) au moins deux semaines avant la réunion et les scientifiques nationaux doivent consacrer suffisamment de ressources à l'examen de ces fichiers avant le début de la réunion, et solliciter les modifications nécessaires, selon le cas. Il convient de noter que le Sous-comité des Statistiques devrait se saisir de cette question, laquelle devrait être révisée par le SCRS à sa session plénière. Il serait bon d'envisager également d'utiliser les techniques modernes de conférence sur la web.

## 9. Autres questions

Le Groupe a examiné le rapport de 2007 de la Sous-commission 1, qui incluait dans le cadre des discussions, la suggestion selon laquelle *le SCRS analyse et présente suffisamment à l'avance à la Commission, aux fins de son examen à sa réunion extraordinaire en 2008, une gamme d'options visant à augmenter la production par recrue et la PME du thon obèse en réduisant la mortalité des petits thons obèses en ayant recours aux fermetures de zones (c'est-à-dire la fermeture totale pour toutes les pêcheries de surface) et aux moratoires sur l'utilisation des dispositifs de concentration du poisson (DCP). Il a été, de surcroît, suggéré que le SCRS analyse les impacts de ces mesures sur les captures d'albacore et de listao également (ICCAT 2008).* Le Groupe a estimé que la suggestion de la Sous-commission 1 se référait aux analyses réalisées en 2005, lesquelles incluaient une vaste gamme de scénarios de gestion ainsi que différentes approches visant à évaluer l'effet du moratoire et d'autres mesures alternatives. Néanmoins, le Groupe a pensé qu'il serait utile d'analyser l'effet de la fermeture spatio-temporelle établie par la [Rec. 04-01], étant donné qu'à l'époque de la réunion de 2005 on ne disposait pas de données d'observation pour réaliser ces analyses, étant donné que la Recommandation venait tout juste d'être adoptée à ce moment-là. Toutefois, ces analyses n'ont pas pu être effectuées à la session d'évaluation étant donné que celle-ci s'est essentiellement concentrée sur l'actualisation des évaluations de l'état des stocks de listao et d'albacore. Des discussions ont été tenues afin de planifier les analyses devant être menées entre la session d'évaluation et la réunion du Groupe d'espèces en septembre 2008.

Comme pour les analyses précédentes, le Groupe a discuté de la période de référence qu'il fallait considérer dans les analyses. Compte tenu du fait que l'application pendant la première fermeture spatio-temporelle n'était que partielle, le fait de considérer la période antérieure à 2004 comme référence entraînerait vraisemblablement une surestimation des effets de la fermeture spatio-temporelle actuelle. D'un autre côté, le fait de considérer les années antérieures (1993-1996) au premier moratoire rendrait difficile le fait de séparer l'effet de la diminution continue de l'effort par les flottilles européennes et associées depuis cette période. Comme alternative, le Groupe a décidé de limiter les analyses aux flottilles européennes et associées en postulant que ces flottilles ont totalement mis en œuvre les différentes fermetures spatio-temporelles.

En plus de ces analyses, le Groupe a estimé que l'on pourrait réaliser quelques scénarios généraux de réduction de l'effort pour différentes composantes des flottilles, comme l'avait suggéré la Sous-commission 1, et de leurs effets sur la production par recrue. Ces analyses pourraient fournir la gamme d'options sollicitées par la Sous-commission 1.

Afin de faciliter les travaux du Groupe au mois de septembre, pendant la réunion du Groupe d'espèces, il a été suggéré que les scientifiques fassent ces analyses avant la réunion du Groupe d'espèces et présentent les résultats comme des documents du SCRS.

Les résultats des analyses menées avant et pendant la réunion du Groupe d'espèces figurent à l'**Appendice 9**.

## 10. Adoption du rapport et clôture

Le Président a remercié une nouvelle fois les hôtes pour avoir organisé la réunion. Le rapport a été adopté et la réunion a été levée.

### Références

- Anon., 1984. Report of the Juvenile Tropical Tuna Working Group (Brest, France, July 12-21, 1984). Collect. Vol. Sci. Pap., 21(1): 1-289.
- Anon., 2001. Report of the ICCAT SCRS Atlantic Yellowfin tuna Stock Assessment Session (Cumaná, Venezuela, July 10-15, 2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(1): 1-148.
- Anon., 2004. 2003 ICCAT Atlantic Yellowfin Tuna Stock Assessment Session (Mérida, Mexico, July 21-26, 2003). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(2): 443-527.
- Anon., 2007. Report of the 2006 ICCAT Inter-sessional Meeting of the Tropical Species Working Group (Sète, France, April 24-28, 2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(1): 1-90.
- Anon., 2008. Report of the 2007 Inter-sessional Meeting of the Tropical Tunas Species Group. (Recife, Brazil, April 11-16, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(1): 1-96.
- Butterworth, D.S. and Geromont, H.F., 1999. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49(2): 233-241.
- Cass-Calay, S.L., 2008. Evaluating the impact of changes in fishing pressure on Atlantic tropical tunas using yield-per-recruit and spawner-per-recruit analyses. SCRS/2008/170.
- Casella, G. and Berger, R., 2002. *Statistical Inference* (2<sup>nd</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Casella, G. and Berger, R. 2007. *Statistical Inference* (7<sup>th</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Caverivière, A., 1976. Longueur prédorsale, longueur a la fourche et poids des albacores (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique. Cah. ORSTOM, ser. Océanogr., 14 (3): 201-208.
- Cayré, P. and Farrugio, H., 1986. Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 252-272.
- Cayré, P. and Laloê, F., 1986. Relation poids-longueur du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 335-340.
- Davis, K., 1991. Length-Weight relationships for western North Atlantic yellowfin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 36: 280-288.
- Fonteneau, A., 2000. Comparison of the species composition of tuna schools taken on logs and on free schools in the eastern Atlantic, before and after the deployment of FAD fisheries. Tuna Fishing and Fish Aggregating Devices (Symposium Caribbean-Martinique, 15-19 October 1999). Pêche thoniere et dispositifs de concentration de poissons (Colloque Caraibe-Martinique, 15-19 octobre 1999). No. 28, P. 678. Actes de colloques. Institut français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer. Brest [Actes Colloq. IFREMER].
- Fonteneau, A. and Diouf, T., 1994. An efficient way of bait-fishing for tunas recently developed in Senegal. *Aquatic Living Resources*, 7: 139-151.
- Gaertner, D., Salazar, H., Rodriguez, O., Astudillo, L. and Castillo, C., 1992. Relacion longitud-peso para el atún aleta amarilla en el Atlantico Oeste. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 38: 262-265.

- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., Hallier, J.P., 2008. Variabilité de la croissance du listao (*Katsuwonus pelamis*) entre les secteurs de l'Atlantique Est: utilisation de données de marquage-recapture dans un contexte de méta-analyse. *Aquatic Living Resources*, Vol. 21, No. 4, pp. 349-356.
- Gascuel, D., Fonteneau, A., Capisano, A., 1992. A two-stanza growth model for the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 5, No. 3, pp. 155-172.
- Gascuel, D., Fonteneau, A., Foucher, E., 1993. Analysis of fishing power evolution using Virtual Population Analysis: the case of purse seiners exploiting yellowfin (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 6, No. 1, pp. 15-30.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B., 2004. Bayesian Data Analysis. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Gotelli, N.J. and Ellison, A.M., 2001. A Primer in Ecology. 3rd edition. Sinauer Associates, Inc. Sunderland, MA.
- Hallier, J.P. and Gaertner, D., 2006. Estimated growth of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 59(2): 411-420.
- Hampton, J., 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* [Can. J. Fish. Aquat. Sci./J. Can. Sci. Halieut. Aquat.]. Vol. 57, No. 5, pp. 1002-1010.
- Hampton, J., 2002. Stock assessment of yellowfin tuna in the western and central Pacific Ocean. SCTB15 Working Paper.
- ICCAT, 2008. Report of the Meeting of Panel 1. *In* Report for Biennial Period, 2006-07, Part II (2007) - Vol. 1 COM, pp. 191.
- Langley, A.M., Ogura, M. and Hampton, J., 2003. Stock assessment of skipjack tuna in the western and central Pacific Ocean SCTB16 Working Paper.
- Lessa, R. and Duarte-Neto, P., 2004. Age and growth of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the western Equatorial Atlantic, using dorsal fin spines. *Fisheries Research*, 69: 157-170.
- Lotka, A.J., 1907. Relation between birth rates and death rates. *Science*. 1907. 26:21.
- Maury, O., 2001. PROCEAN: A production catch/effort analysis framework to estimate catchability trends and fishery dynamics in a Bayesian context. *IOTC Proceedings*, 4: 228-231.
- Maury, O. and Chassot, E., 2001. A simulation framework for testing the PROCEAN model and developing Bayesian priors. *IOTC Proceedings* 4: 544-554.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K., Punt, A.E., Hilborn, R., 1994. A Bayesian approach to stock assessment and harvest decisions using the sampling/importance resampling algorithm. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 2673-2687.
- McAllister, M.K., and Kirkwood, G.P., 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642-2661.
- McAllister, M.K., Kirkwood, G.P., 1999. Applying multivariate conjugate priors in fishery-management system evaluation: how much quicker is it and does it bias the ranking of management options? *ICES Journal of Marine Science* [ICES J. Mar. Sci.]. Vol. 56, No. 6, pp. 448-899. Dec. 1999.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K. and Babcock, E., 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1871-1890.

- McAllister, M.K., Kirchner, C., 2002. Accounting for structural uncertainty to facilitate precautionary fishery management: illustration with Namibian orange roughy. *Bull. Mar. Sci.* 70:499-540.
- McAllister, M. and Carruthers, T., 2008. 2007 stock assessment projections for western Atlantic bluefin tuna using a BSP and other SRA methodology. *Collect. Vol. Sci. Pap., ICCAT*, 62(4): 1206-1270.
- Minte-Vera, C.V., Vasconcellos, M., Cochrane, K. [in prep] Fisheries dynamics models for data-poor situations.
- Pagavino, M. and Gaertner, D., 1995. Fitting a growth curve to size frequencies of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southeastern Caribbean. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 44(2): 303-309.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K., 1969. A generalized stock production model. *Bull. Inter. Am. Trop. Tuna. Com* 13: 420-496.
- Punt, A.E. and Hilborn, R., 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. *Rev. Fish. Biol. Fisher.* 7: 35-63.
- Rikhter, V.A. and Efanov, V.N., 1976. On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish populations. *ICNAF Res. Doc.*, 76/VI/8:1-12.
- Shuford, R.L., Dean, J.M., Stéquert, B., Morize, M., 2007. Age and growth of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean, 2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(1): 3330-341.
- Vasconcellos, M. and Cochrane, K., 2005. Overview of world status of data-limited fisheries: inferences from landings statistics. *In: Kruse, G.H., Gallucci, V.F., Hay, D.E., Perry, R.I., Peterman, R.M., Shirley, T.C., Spencer, P.D. Wilson, B., Woodby, D. (Eds.) Fisheries Assessment and Management in Data-Limited Situations. Alaska Sea Grant College Program, Anchorage.*
- Vilela, M.J. and Castello, J.P., 1993. Dinámica poblacional del barrilete (*Katsuwonus pelamis*) explotado en la región sudeste-sur del Brasil en el periodo 1980-1986. *Frente Marítimo, Montevideo*, 14:111-124.
- Wise, J., 1986. The baitboat fishery for skipjack in the Gulf of Guinea, 1969-82. *In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. P.E.K. Symons, P.M. Miyake and G.T. Sakagawa (eds.)*, p. 111-117.



# INFORME DE LA REUNIÓN DE EVALUACIÓN DE 2008 DEL STOCK DE LISTADO Y RABIL DE ICCAT

(Florianópolis, Brasil, 21 a 29 de julio de 2008)

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

La reunión fue inaugurada por el Sr. Papa Kebe en nombre del Sr. Driss Meski, Secretario Ejecutivo de ICCAT. El Sr. Kebe dio las gracias al Gobierno de Brasil por acoger la reunión y facilitar todos los arreglos logísticos. El Dr. Joao G. Pereira, Relator del Grupo de especies tropicales, presidió la reunión.

El orden del día (**Apéndice 1**) fue adoptado con unos pequeños cambios. La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2** y la lista de los documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Actuaron como relatores los siguientes participantes:

Puntos 1, 9, and 10	P. Pallarés
Punto 2	H. Murua, L.V. González-Ania, P. Kebe, G. Scott
Punto 3	A. Delgado de Molina, J. Ariz, P. Bannerman, E. Chassot
Punto 4	H. A. Andrade, K. Ramírez
Puntos 5.1, 6.1 and 7.1	S. Cass-Calay, K. Satoh
Puntos 5.2, 6.2 and 7.2	V. Restrepo, P. De Bruyn, J. Walters, E. Chassot
Punto 8	G. Scott and G. Díaz

## 2. Examen de la información biológica

### 2.1 Rabil

El rabil es una especie tropical y subtropical que se distribuye principalmente en aguas oceánicas epipelágicas de los tres océanos. Las tallas pescadas oscilan entre 30 y más de 170 cm y la madurez se produce en unos 100 cm. Los peces más pequeños (juveniles) forman cardúmenes mezclados con listados y juveniles de patudo y se limitan fundamentalmente a las aguas superficiales; mientras que los peces grandes forman cardúmenes en aguas superficiales y subsuperficiales. La producción reproductiva entre las hembras es muy variable. La principal zona de desove es la zona ecuatorial del Golfo de Guinea, y el desove se produce entre enero y abril. Los juveniles suelen hallarse en las aguas costeras a la altura de África. Además, también se produce desove en el Golfo de México, en la zona sudeste del Caribe y en las aguas de Cabo Verde, si bien no se conoce la importancia relativa de estas zonas de desove. Aunque esta separación de las zonas de desove podría significar que existen stocks separados o una gran heterogeneidad en la distribución del rabil, se asume como hipótesis de trabajo un stock único para todo el Atlántico, teniendo en cuenta los datos que indican que el rabil se distribuye de forma continua en todo el Atlántico tropical y la recuperación regular de marcas de Oeste a Este. En la captura de peces grandes predominan los machos.

Se supone una mortalidad natural más alta en los juveniles que en los adultos, supuesto respaldado por estudios de marcado en otros océanos. Se ha demostrado que las tasas de mortalidad natural dependen de la talla para el patudo, el listado y el rabil en el Pacífico tropical occidental utilizando datos de marcado (Hampton, 2000). En resumen, este trabajo demostró que  $M$  era mayor en las clases de talla más pequeña en comparación con los peces de tamaño medio. Además, demostró que la mortalidad cambiaba de elevada a baja aproximadamente a los 40 cm FL, más o menos la talla en la que las tres especies son reclutadas para la pesquería de cerco en el Pacífico occidental. Los resultados de este estudio resaltan la importancia de tener en cuenta las tasas de mortalidad natural específicas de la talla o específicas de la edad. En este sentido, el Grupo discutió la mortalidad variable para el rabil y se acordó continuar utilizando la  $M$  variable en la evaluación.

Las tasas de crecimiento se han descrito como relativamente lentas inicialmente, aumentando en cuanto los peces dejan las zonas de cría. Sin embargo, quedan pendientes algunas cuestiones relacionadas con el modelo de crecimiento más apropiado para el rabil del Atlántico. En un estudio reciente (Shuford *et al.* 2007) se desarrolló una nueva curva de crecimiento utilizando recuentos del incremento diario del crecimiento a partir de otolitos. Los resultados de este estudio, junto con otros análisis recientes de partes duras, no respaldan el concepto de un modelo de crecimiento de dos estancias (crecimiento inicial lento) que se utiliza actualmente para las evaluaciones del stock de rabil de ICCAT. Esta discrepancia puede ser resuelta en futuros análisis. Sin embargo,

se distribuyeron varios documentos relacionados con información biológica sobre túnidos tropicales con información muy valiosa acerca del crecimiento, la ecología y el comportamiento del listado. Estos documentos eran básicamente artículos con revisión por pares y documentos de trabajo presentados al Grupo de trabajo de la IOTC sobre análisis de datos de marcado, y contenían datos nuevos relacionados con los estudios de marcado y de crecimiento del rabil. Los documentos del Grupo de trabajo de la IOTC sobre análisis de datos de marcado que se distribuyeron se centraban principalmente en las curvas de crecimiento del rabil y el listado en el océano Índico. Aunque los documentos no se presentaron durante la reunión, eran una valiosa fuente de información para comparar las tasas de crecimiento entre áreas y otros métodos en uso. Por ejemplo, la mayoría de los documentos consideraba que el rabil tiene un crecimiento de dos o más estanzas mientras que el crecimiento del listado no presenta el mismo patrón.

Se presentó un documento al Grupo de trabajo (SCRS/2008/111) con nueva información para el Atlántico sur occidental sobre tallas, sex ratio, y tasas de captura del rabil, recopilada por el Programa de observadores de la flota atunera de palangre uruguayo durante 1998-2007. Se analizaban los patrones geográficos y estacionales en la proporción de subadultos y adultos así como la relación con la temperatura de la superficie del mar (SST). Las mayores capturas se registraron en aguas territoriales de Uruguay, asociadas con el talud continental, especialmente peces subadultos (<100 cm). La mayor CPUE se produjo en latitudes meridionales, entre 35°S y 37°S tanto para los adultos como para los subadultos, con un máximo en 36°S (1,6 y 4,7 peces/1000 anzuelos para los subadultos y adultos, respectivamente). Los mayores valores de CPUE estaban asociados también a la SST entre 19° y 21°C, con el máximo en 21°C (2,0 y 7,1 peces/1000 anzuelos para los subadultos y adultos, respectivamente) y el mínimo para ambas clases se encontraba en una SST superior a 25°C. La composición por sexos era de 1,3 machos por hembra. La longitud media a la horquilla para todo el periodo era de  $111,2 \pm 16,7$  cm (rango 52-180 cm), con pequeñas diferencias entre machos ( $116,9 \pm 15,4$  cm, rango 65-180 cm) y las hembras ( $117,1 \pm 14,0$  cm; rango: 65-162 cm). Las menores tallas se registraron entre mayo y agosto, con un mínimo en agosto ( $99,0 \pm 14,7$  cm) y un máximo en diciembre ( $144,5 \pm 12,9$  cm). Los cambios en el peso o talla medios de los peces desembarcados en la pesquería pueden ser indicadores útiles de los patrones de explotación. Sin embargo, de la misma forma que la CPUE nominal puede ser un indicador engañoso de la abundancia del stock debido a cambios en la capturabilidad, los cambios en el peso medio nominal podrían no ser necesariamente un indicador de cambios a nivel de la población en el peso medio. Deberían considerarse métodos de estandarización similares a los utilizados para los conjuntos de datos de la CPUE con el fin de separar los cambios en el peso medio a nivel de la población de los cambios en la ubicación, el momento o la selectividad de la pesca.

## 2.2 Listado

El listado es una especie gregaria que se encuentra en cardúmenes en las aguas tropicales y subtropicales de los tres océanos. Es una especie que muestra una madurez temprana (aproximadamente el primer o segundo año de vida), una gran fecundidad y desova de forma oportunista durante todo el año en aguas calientes, por encima de 25°C (Cayré y Farrugio, 1986). Se cree también que el listado es una especie de maduración más rápida y vida más corta que el rabil (Maunder, 2001). Además, algunos trabajos han demostrado que su crecimiento varía en función de la latitud (Gaertner *et al.*, 2008, en prensa).

El listado es la especie dominante que se captura con DCP, en asociación con juveniles de rabil, patudo y otras especies de la fauna epipelágica. La creciente utilización de dispositivos de concentración de peces (DCP) desde principios de los años 90 puede haber modificado el comportamiento de los bancos. En ese sentido, Fonteneau (2000) señaló que los cardúmenes libres de especies mezcladas eran bastante más comunes antes de la introducción de los DCP. Además, la asociación con los DCP podría haber actuado también como “trampa ecológica” que, a su vez, ha afectado negativamente al crecimiento y engorde de los listados y podría haber cambiado los patrones de movimiento de esta especie (Hallier y Gaertner, 2008).

Durante la reunión no se presentaron documentos con nueva información biológica sobre el listado.

Gaertner *et al.* 2008 (en prensa) investigaron la variabilidad latitudinal en las tasas de crecimiento del listado del Atlántico oriental. Volvieron a analizar los datos de marcado convencional recopilados por ICCAT desde los 60. Los resultados de este estudio sugieren que los parámetros de crecimiento del listado varían con la latitud. La  $L_{\infty}$  estimada para el listado marcado y recapturado al norte de 10°N era inferior a la  $L_{\infty}$  estimada para el listado marcado y recapturado al sur de 10°N (89,4 cm vs. 112,3 cm, respectivamente); mientras que el coeficiente estimado de la tasa de crecimiento era mayor en la región septentrional del Atlántico oriental que en las zonas ecuatoriales ( $K = 0,376$  y  $0,135$ , respectivamente). Los parámetros de crecimiento estimados durante este estudio eran coherentes con el rango de las estimaciones de crecimiento obtenidas en el Atlántico y otros océanos. Sin

embargo, las estimaciones de  $L_{\infty}$  y K realizadas en la zona senegalesa en los 80 en el marco del Programa Año del Listado, y tradicionalmente aplicadas en las evaluaciones de ICCAT, no están respaldadas por este estudio.

La variabilidad latitudinal en las tasas de crecimiento complicaría las técnicas de evaluación estructuradas por edad porque la talla por edad dependería de la localización geográfica y los patrones de movimiento. Estos autores sugirieron posibles alternativas a los modelos estándar estructurados por edad incluyendo el uso de modelos de captura por talla y matrices de transición de crecimiento por grandes zonas geográficas. El Grupo consideró las implicaciones de estos resultados en la evaluación. Teniendo en cuenta las incertidumbres asociadas a las curvas de crecimiento, la variabilidad en el crecimiento entre áreas y los movimientos de los peces, durante esta reunión no se llevó a cabo el procedimiento de separación de edades por filo de cuchillo utilizando las curvas de crecimiento disponibles. Se concluyó que es de gran prioridad contar con una mejor comprensión de los parámetros de crecimiento del listado.

El Grupo manifestó su inquietud respecto al escaso número de documentos de trabajo presentados durante la reunión y relacionados con la información biológica, tanto del listado como del rabil. Además, el Grupo resaltó la importancia de llevar a cabo estudios ecológicos y biológicos (crecimiento, maduración, reproducción, etc.) sobre las especies de túnidos tropicales para las que se considera que esta información es escasa. Esto, aparte de permitir un conocimiento más amplio de los procesos que ocurren en la población, permitirá utilizar información más actualizada en la evaluación de las especies de túnidos tropicales.

La tabla que se presenta a continuación resume los parámetros biológicos adoptados por el SCRS y utilizados en las evaluaciones de listado (Este y Oeste) y rabil del Atlántico en 2008.

<i>Parámetro</i>	<i>Rabil</i>
Mortalidad natural	Asumida como 0,8 para las edades 0 y 1, y 0,6 para las edades 2+
“Fecha de nacimiento” asumida de los peces de edad 0	14 de febrero (aproximadamente la mitad de la temporada de máxima reproducción).
Grupo plus	Edad 5+
Tasas de crecimiento	La talla por edad se calculó a partir de la ecuación de Gascuel <i>et al.</i> (1992):  $FL (cm) = 37,8 + 8,93 * t + (137,0 - 8,93 * t) * [1 - \exp(-0,808 * t)]^{7,49}$
Pesos por edad	Los pesos por edad medios se basaban en la ecuación de crecimiento de Gascuel <i>et al.</i> (1992) y en la relación talla-peso de Caveriviere (1976):  $W(kg) = 2,1527 * 10^{-5} * L(cm)^{2,976}$
Calendario de madurez	Asumida como filo de cuchillo al principio de la edad 3.
Reclutamiento parcial	Basado en el resultado del VPA estructurado por edad (véase la sección sobre rendimiento por recluta).
<b><i>Listado (Este y Oeste)</i></b>	
Mortalidad natural	Asumida como 0,8 para todas las edades
“Fecha de nacimiento” asumida de los peces de edad 0	14 de febrero (aproximadamente la mitad de la temporada de máxima reproducción).
Grupo plus	Edad 5+
Tasas de crecimiento	$L (cm) = 94,9 * [1 - \exp(-0,340 * t)]$ (Oeste) - Pagavino y Gaertner (1995) $L (cm) = 97,258 * [1 - \exp(-0,251 * t)]$ (Este) - Hallier y Gaertner (2006)
Pesos por edad	$W(kg) = 7,480 * 10^{-6} * FL (cm)^{3,253}$ (todo el Atlántico)
Calendario de madurez	Asumida como filo de cuchillo al principio de la edad 2.

### 3. Examen de las estadísticas de las pesquerías: Esfuerzo y datos de captura, lo que incluye frecuencias de tallas y tendencias de las pesquerías

#### 3.1 Descripción de las pesquerías

El rabil se captura en todo el Atlántico tropical, entre 45°N y 40°S, mediante artes de superficie (cerco, cebo vivo y liña de mano) y palangre (**Figura 1**). La **Tabla 1** presenta los desembarques de rabil por pabellón y arte.

El listado se captura casi exclusivamente mediante artes de superficie en todo el Atlántico, aunque mediante palangre se realizan algunas capturas menores como captura fortuita (**Figura 2**). La **Tabla 2** presenta los desembarques de listado por pabellón y arte.

##### 3.1.1 Cebo vivo

En el Atlántico este, las pesquerías de cebo vivo explotan concentraciones de rabil juvenil en cardúmenes mezclado con patudo y listado. Existen varias pesquerías de cebo vivo que operan a lo largo de la costa africana.

La más importante, en términos de captura, es la pesquería de cebo vivo de Ghana, con base en Tema. Esta flota comenzó a utilizar DCP (dispositivos de concentración de peces/objetos flotantes, que pueden ser naturales o artificiales) a principios de los 90 para mejorar la captura de la especie junto con otros túnidos. Más del 70-80% de estas capturas en los últimos cinco años proceden de los DCP; y el peso medio de los peces capturados ha permanecido relativamente estable en aproximadamente 2 kg (moda de aproximadamente 48 cm).

Hay otra pesquería de cebo vivo con base en Dakar que comenzó a operar en 1956 en zonas costeras de Senegal y Mauritania. Otras pesquerías de cebo vivo operan en varios archipiélagos del Atlántico (Azores, Madeira, Islas Canarias y Cabo Verde) y se dirigen a diferentes especies de túnidos, incluyendo el rabil y el listado, según la temporada. El peso medio del rabil capturado por estas flotas es muy variable (entre 7 y 30 kg); las tallas oscilan entre 38 cm y 80 cm con la moda en aproximadamente 48 cm. El peso medio del listado capturado por el cebo vivo en Dakar y en las Canarias es de 2,5 kg y 3 kg, respectivamente, con tallas que oscilan entre 35 cm y 70 cm (moda cercana a 45 cm) para el cebo vivo de Dakar y entre 38 cm y 72 cm (moda en 57 cm) para la flota de cebo vivo de las Canarias. Desde principios de los 90, las flotas de Dakar y de Canarias han operado utilizando un método diferente, utilizando el barco como un DCP, bajo el que se acumulan varias especies de túnidos, incluyendo el rabil. Estos cambios han producido un aumento de la biomasa explotable del stock de listado (debido a la expansión de la zona de pesca) y de su capturabilidad.

En el Atlántico oeste, las flotas de cebo vivo de Brasil y Venezuela se dirigen al rabil junto con el listado y otros pequeños túnidos. Las tallas del rabil de Venezuela se encuentran entre 45 cm y 175 cm, y las del rabil de Brasil entre 45 y 115 cm, con la moda en 65 cm.

##### 3.1.2 Cerco

Las pesquerías de cerco del Atlántico este empezaron en 1963 y se desarrollaron rápidamente a mediados de los 70. Inicialmente operaban en zonas costeras y gradualmente se extendieron hacia alta mar. Los cerqueros capturan rabil grande en la región ecuatorial en el primer trimestre del año, coincidiendo con la temporada y la zona de desove. Capturan también rabil pequeño en asociación con el listado y el patudo. Desde principios de los 90, varias flotas de cerco (CE-Francia, CE-España y NEI) han operado pesquerías utilizando objetos, con entre un 45 y un 55% de la captura total realizada con este método, mientras que antes de esto, la proporción de captura realizada con este método era del 15% del total. La flota de cerco de Ghana pesca fundamentalmente con objetos flotantes (80-85%). Frecuentemente, los DCP con acumulaciones de peces los colocan primero los buques de cebo vivo, que llaman a un cerquero para realizar el lance si la acumulación es grande. En esta situación, la captura se comparte entre el cerquero y el buque de cebo vivo.

La pesca con objetos flotantes se realiza principalmente en el primer y cuarto trimestre del año, y el listado es la especie dominante junto con menores cantidades de rabil y patudo. La composición por especies de los cardúmenes asociados con objetos flotantes es muy diferente a la de los bancos libres. Las capturas de rabil sobre objetos flotantes comprendían entre el 15% y el 26% de la captura total en los años entre 1991 y 2006 (22% en 2006 para las flotas francesa, española y NEI) y entre el 52% y el 86% para el listado para el mismo periodo (86% en 2006 para las flotas francesa, española y NEI).

La pesquería de cerco del Atlántico este muestra una distribución bimodal en las clases de talla para el rabil, con modas cercanas a 50 cm y 150 cm pero con muy pocas tallas intermedias y una elevada proporción de peces grandes (de más de 160 cm). El peso medio de los rabiles capturados por las flotas de cerco europeas y NEI fue de 13,4 kg en 2006 (4,2 kg con DCP y 30,5 kg los peces sin asociar). Las tallas de los rabiles capturados por los cerqueros de Ghana oscilaban entre 48-52 cm en la última década. El peso medio del listado capturado por las flotas de cerco europeas y NEI era de 2,5 kg en 2006 (2,0 sobre DCP y 2,5 kg sobre banco libre), con tallas entre 30 y 65 cm, con la moda en aproximadamente 45 cm.

La serie de captura de Tarea I disponible para estas evaluaciones de stock incluye, por primera vez, capturas de “*faux poisson*” (pescado vendido en los mercados locales de los puertos de desembarque que no es declarado en los cuadernos de pesca). Las capturas de “*faux poisson*” de las flotas de cerco europeas se han calculado desde 1981.

Entre 1997 y 2004, debido al establecimiento de una veda espacio-temporal a la pesca con DCP artificiales durante un periodo de tres meses en una amplia zona del Atlántico ecuatorial, se produjeron nuevos desarrollos en la pesquería de cerco que afectan a las capturas de rabil. Desde 2005, estas restricciones se han suspendido y en su lugar se estableció una nueva veda espacio-temporal con una zona más pequeña (Piccolo) y solo durante un mes (noviembre).

En el Atlántico oeste, las pesquerías de cerco, que eran esporádicas entre 1970 y 1980, han operado desde 1980 en áreas costeras hasta el Norte de la costa de Venezuela y en el Sur de Brasil. Las tallas se encuentran en un rango más pequeño que las capturadas en el Este (entre 40 y 140 cm), y la mayoría es de tamaño intermedio. El rabil no es la especie objetivo de estas flotas.

La pesquería de cerco dirigida al listado, con capturas mucho menores que las de las flotas de cebo vivo, sólo se da en Venezuela y Brasil. Las tallas para estas pesquerías oscilan entre 35 y 65 cm, con una moda de aproximadamente 55 cm para Venezuela, y para Brasil entre 35 y 75 cm, con una moda de aproximadamente 40 cm.

### 3.1.3 Palangre

La pesquería de palangre comenzó a finales de los 50 y pronto fue importante, con capturas significativas realizadas antes de principios de los 60. Desde entonces, las capturas han descendido gradualmente. Las pesquerías de palangre que capturan rabil se encuentran en todo el Atlántico (**Figura 1**). El grado en que las flotas se dirigen al rabil varía entre las flotas de palangre. En el Golfo de México, tanto los palangreros mexicanos como los estadounidenses se dirigen al rabil (el peso medio del rabil ha permanecido entre 32 y 39 kg durante el periodo de 1994 a 2006). Los buques venezolanos se dirigen también al rabil, al menos estacionalmente. Por el contrario, a principios de los 80 los buques japoneses y de Taipei Chino empezaron a cambiar el objetivo desde el atún blanco y el rabil para dirigirse al patudo utilizando palangre profundo. Los palangreros uruguayos capturan también rabil en el Atlántico sudoeste, junto con otras especies objetivo. Las tallas FL del rabil oscilaban entre 52 y 180 cm con una moda de 110 cm (SCRS/2008/111).

## 3.2 Captura

### 3.2.1 Rabil

La **Tabla 1** y la **Figura 3** muestran el desarrollo de las capturas de rabil en el Atlántico este, el Atlántico oeste y el Atlántico total. Las capturas totales de rabil en 2006 ascendieron a 108.623 t. Las capturas de Tarea I que se muestran para 2007 son únicamente a título informativo, ya que son cifras preliminares e incompletas (faltan flotas importantes).

En conjunto, las capturas de rabil de Tarea I del Atlántico total han cambiado imperceptiblemente desde el SCRS de 2007. Aunque se han hecho actualizaciones menores a las series de captura nominal de la Tarea I histórica que cambiarán ligeramente la composición de la captura de ambas unidades de ordenación, la del Atlántico este y la del Atlántico oeste. Las revisiones realizadas fueron:

- la serie de captura de palangre del Atlántico “sin clasificar” (sin separar en unidades de ordenación orientales y occidentales) de Taipei Chino (1962-1965), NEI (pabellones relacionados) (1983-2003), Panamá (1986-1999), y CE-España (2005-2006) fue separada entre las unidades geográficas del Este y el Oeste utilizando la correspondiente información geográfica de la captura y esfuerzo de Tarea II

(excepto las flotas NEI y Panamá para las que se utilizó Taipei Chino). Los detalles se muestran en la **Tabla 3**.

- Las series de captura histórica de Tarea I de Santo Tomé y Príncipe (1988-2003) separadas por especies (estas capturas existían en la Tarea I como tónidos sin clasificar desde 1970) fueron presentadas y discutidas al final de la reunión del SCRS de 2007 e incorporadas a las capturas de Tarea I.
- Los trasposos de Cabo Verde desde 2004 en adelante fueron sustituidos por estadísticas oficiales de captura declaradas antes de esta reunión.
- Durante la reunión, los científicos franceses presentaron una estimación del “*faux poisson*” capturado por las flotas de cerco europeas (1981-2007) y posteriormente fue incorporada como flota “Mix.FR+ES” a la Tarea I.

Las capturas de rabil aumentaron desde los 50 hasta alcanzar una media de 150.000 t en los 80 y en 1990 alcanzaron la mayor cifra (193.448 t). Desde entonces, las capturas han sufrido un descenso gradual y en años recientes han estado a un nivel similar a las de principios de los 70.

**Cebo vivo:** La captura total de este arte para todo el Atlántico fue de 13.129 t en 2006, aunque en 1993 la captura fue de aproximadamente 25.000 t (**Figura 4**). El desarrollo es diferente para las diversas pesquerías.

En el Atlántico este, barcos de Angola, Cabo Verde y Japón, que realizaron capturas importantes en el primer periodo de la pesquería, han disminuido su captura, mientras que otras pesquerías han aumentado las suyas. En 2006 la captura fue de 10.434 t (**Figura 5**) con una captura récord en 1968 de 22.135 t. Los documentos SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 y SCRS/2008/124 muestran los diversos datos estadísticos para las siguientes pesquerías: tropical española, Islas Canarias, total europea y NEI, respectivamente.

En el Atlántico oeste (**Figura 6**) las capturas de cebo vivo se iniciaron en 1974, aumentando regularmente desde 1.300 t en 1974 hasta 7.000 t en 1994, para descender posteriormente hasta aproximadamente 2.695 t en 2006.

**Cerco:** Las capturas de rabil realizadas por esta flota alcanzaron las 62.761 t en todo el Atlántico en 2006. En el Atlántico este, las capturas aumentaron espectacularmente en los primeros años de la pesquería (**Figura 4**) desde 10.000 t en los 60 hasta 100.000 t en 1980, estabilizándose en este nivel hasta 1983, antes de descender a la mitad en 1984. Esto se produjo como resultado del drástico descenso en el esfuerzo que tuvo lugar tras la caída en el rendimiento de los rables de gran talla, debido principalmente a que las flotas de cerco de CE-Francia, CE-España y NEI abandonaron la pesquería. Posteriormente las capturas aumentaron de nuevo, con una captura récord en 1990 de más de 129.000 t, seguida de una tendencia descendiente en años posteriores, alcanzando en 2006 las 58.319 t. Los documentos SCRS/2008/105 y SCRS/2008/124 presentan datos estadísticos para las pesquerías de cerco española, europea y NEI. Para el “*faux poisson*”, las estimaciones correspondientes al rabil muestran que la cifra más alta fue 2.750 t en 1993, alcanzando las 1.063 t en 2006.

Las estimaciones de los descartes y la captura fortuita en la pesquería de cerco francesa del Atlántico oriental se derivaron de mareas de observadores llevadas a cabo durante 2005-2008 (SCRS/2008/117). Los resultados demostraron que casi no se habían observado descartes en los bancos libres durante este periodo y que el listado y la bacoreta (*Euthynnus alleteratus*) suponían el grueso de los descartes que se hicieron esencialmente con dispositivos de concentración de peces (DCP). En 2007, las tasas medias de descartes de listado y rabil con DCP se estimaron en 42,9 kg y 1,3 kg por tonelada desembarcada, respectivamente. Las muestras de datos sobre la talla del “*faux poisson*” recopilados en el puerto pesquero de Abidján demostraron que no existe una diferencia significativa entre las distribuciones de talla de los descartes y del “*faux poisson*” para el rabil, el listado y el patudo. Los listados pequeños han dominado los desembarques de “*faux poisson*” de tónidos en Abidján desde principios de los 80 y los desembarques medios anuales en el mercado local durante 2004-2007 eran superiores a 9.500 kg, mientras que los desembarques totales en Abidján para las conserveras eran de aproximadamente 40.000 t cada año durante el mismo periodo. Por tanto, la tasa media de “*faux poisson*” en años recientes era de aproximadamente 235 kg por tonelada de listado desembarcado. Para el rabil, la biomasa media anual de “*faux poisson*” desembarcado era de aproximadamente 1.900 t durante 2004-2007, en comparación con las 37.000 t de desembarques comerciales en Abidján. La tasa media de “*faux poisson*” era entonces de aproximadamente 50 kg por tonelada de rabil desembarcado para las conserveras. Las cantidades de tónidos juveniles vendidos como “*faux poisson*” podrían por tanto superar bastante los descartes de listado, lo que resalta la necesidad de mejorar el muestreo del “*faux poisson*”, que actualmente no se encuentra en las estadísticas oficiales y no está incluido en los modelos de evaluación de stock.

En el Atlántico oeste (**Figura 6**) las capturas aumentaron desde el inicio de la pesquería a principios de los 60 hasta 1983, cuando alcanzaron las 25.000 t. Las capturas de los años siguientes muestran una considerable variación ya que parte de esta flota se trasladó al océano Pacífico. Las capturas de 2006 fueron de 4.442 t. Las capturas más importantes en el Atlántico oeste las realiza la pesquería de cerco venezolana (en algunos años suponen el 100% de la captura total).

**Palangre:** Tras un máximo de más de 50.000 t alcanzado en el periodo 1959-1961, las capturas de palangre descendieron hasta un nivel de aproximadamente 30.000 t a principios de los 70 y hasta aproximadamente 25.000 t en los 90. Las capturas de palangre en 2006 alcanzaron las 22.238 t. Las principales pesquerías son las de Brasil, Taipei Chino, Japón, México y Estados Unidos. La aparición de importantes capturas, desde 1985, por parte de las flotas NEI en zonas desconocidas es fuente de inquietud ya que no está claro hasta que punto estas capturas se produjeron realmente en el Atlántico. El documento SCRS/2008/125 presenta datos estadísticos para la pesquería mexicana de palangre en el Golfo de México.

### 3.2.2 Listado

La **Tabla 2** y la **Figura 7** (captura por área) muestran el desarrollo de las capturas de listado en el Atlántico este, el Atlántico oeste y el Atlántico total. Las capturas totales de listado en 2006 ascendieron a aproximadamente 142.200 t (unas 115.700 t en el Este y unas 26.500 t en el Oeste). Este nivel de capturas se ha mantenido relativamente estable los últimos once años, aunque es notablemente menor que el de 1991 y 1993, cuando se alcanzó el mayor nivel de capturas de esta especie (aproximadamente 200.000 t). Las capturas de Tarea I para 2007 mostradas son únicamente a título informativo ya que son cifras preliminares e incompletas (faltan importantes flotas).

Al igual que con el rabil, se han hecho pequeñas revisiones a las capturas históricas de Tarea I de listado desde el SCRS de 2007. No obstante, sólo afectan al stock oriental. Las revisiones realizadas fueron:

- La serie de captura histórica de Tarea I de Santo Tomé y Príncipe (1988-2003) separada por especies (estas capturas existían en la Tarea I como túnidos sin clasificar desde 1970) presentada y discutida al final de la reunión del SCRS de 2007 fue incorporada en las capturas de Tarea I.
- Los trasposos de Cabo Verde desde 2004 en adelante fueron sustituidos por las estadísticas oficiales de captura declaradas antes de esta reunión.
- Durante la reunión, los científicos franceses presentaron una estimación del “*faux poisson*” capturado por las flotas de cerco europeas (1981-2007) y posteriormente fue incorporada como flota “Mix.FR+ES” a la Tarea I.

El desglose de capturas “sin clasificar” del Atlántico en stocks del Este y del Oeste fue ya realizado durante la reunión intersesiones de túnidos tropicales de 2007 celebrada en Recife, Brasil (11 a 16 de abril de 2007) (Anón. 2008).

En el Atlántico este (**Figura 8**), actualmente las pesquerías más importantes son las de las flotas de cerco, principalmente las de CE-Francia, Ghana, la flota NEI (Belice, Guinea, Antillas Holandesas, Panamá, Malta, Marruecos, San Vicente y Vanuatu) y CE-España seguidas de las flotas de cebo vivo de CE-Francia, Ghana, CE-Portugal y CE-España.

En el Atlántico oeste (**Figura 9**) las pesquerías más importantes son las de cebo vivo de Brasil y Venezuela.

**Cebo vivo:** La captura total de este arte para todo el Atlántico fue de 64.924 t en 2006.

En el Atlántico este, las flotas de cebo vivo más importantes son las de Ghana, Senegal y las Islas del Norte (Canarias, Madeira y Azores). En 2006, las capturas alcanzaron las 41.175 t, el mismo nivel de finales de los 80. Los documentos SCRS/2008/105, SCRS/2008/106 y SCRS/2008/124 muestran los diversos datos estadísticos para las pesquerías tropicales de CE-España, de las Islas Canarias y europea y NEI total, respectivamente.

En el Atlántico oeste, las capturas de cebo vivo alcanzaron las 20.000 t en 1982 y desde entonces permanecen al mismo nivel, entre 18.000 t y 28.000 t (**Figura 9**). En 2006 las capturas en estas pesquerías ascendieron a 23.749 t. La pesquería más importante es la brasileña de cebo vivo, cuya única especie objetivo es el listado. Los buques de cebo vivo cubanos y venezolanos han participado también en esta pesquería.

**Cerco:** La captura total de este arte para todo el Atlántico fue de 71.215 t en 2006.

En el Atlántico este, la pesquería de cerco se desarrolló en los 60, originalmente como pesquería costera, pero con el tiempo se orientó más hacia alta mar. A principios de los 70 las capturas de listado alcanzaron las 50.000 t (**Figura 8**). A comienzos de los 80, las capturas ascendieron a 70.000 t. En 1985, se produjo un considerable descenso en las capturas de los cerqueros debido al desplazamiento de una gran parte de las flotas francesa y española hacia el océano Índico. Esta situación cambió en los años inmediatamente posteriores, y las capturas de listado alcanzaron las 142.000 t en 1991. Desde entonces se ha producido un marcado descenso en las capturas, que cayeron hasta 66.819 t en 2002 y en 2006 aumentaron hasta 69.170 t.

El documento SCRS/2008/105 y el SCRS/2008/124 presentan datos estadísticos para las pesquerías de cerco española, europea y NEI.

Para el “*faux poisson*”, las estimaciones correspondientes al listado (la principal especie de túnidos dentro de este grupo) muestran que la mayor cifra fue de 13.750 t en 1993, llegando a las 5.313 t en 2006.

En el Atlántico oeste, las pesquerías de cerco que se desarrollaron en los 60 (flota estadounidense) tenían capturas mucho menores que las de las flotas de cebo vivo; actualmente las únicas operaciones de cerco las llevan a cabo Venezuela y Brasil. A finales de los 70, las capturas anuales alcanzaron las 3.000 t, en los 80 pronto llegaron a 18.000 t (1984) y en los 90 las capturas fluctuaron entre 12.800 t (1993) y 2.100 (1995). Las capturas de 2006 fueron de 2.045 t. Las capturas más importantes en el Atlántico oeste las realiza la pesquería de cerco de Venezuela (en algunos años suponen el 100% de la captura total).

### 3.3 Esfuerzo pesquero

En general, las pesquerías que se dirigen a los túnidos tropicales son pesquerías en las que es extremadamente difícil discriminar el esfuerzo pesquero efectivo por especie. Sin embargo, existen excepciones, entre ellas varias pesquerías de palangre que se dirigen al rabil y la pesquería de cebo vivo de Brasil que se dirige al listado.

A partir de los 90, se han producido importantes cambios en las principales pesquerías de superficie del Atlántico este que complican aún más la estimación del esfuerzo efectivo, incluyendo el uso cada vez mayor de objetos flotantes por parte de los cerqueros y los buques de cebo vivo, así como el uso de buques de cebo vivo como DCP en Dakar y en otras pesquerías de cebo vivo.

Como indicadores del esfuerzo nominal en el Atlántico este, se ha utilizado tradicionalmente la capacidad de transporte de las flotas de cerco y cebo vivo. La **Figura 10** muestra el desarrollo de la capacidad de transporte de las flotas de superficie en el Atlántico este para el periodo 1972-2006. La capacidad de transporte del cebo vivo ha permanecido estable desde finales de los 70 en aproximadamente 10.000 t. La capacidad de transporte de la flota de cerco, por otra parte, ha sufrido cambios importantes durante todo el periodo que se está revisando, con un aumento constante desde el principio de la pesquería hasta 1983, cuando superó las 70.000 t. Después de esto, hasta 1990, la capacidad de transporte descendió considerablemente, hasta 37.000 t, debido a que parte de la flota abandonó esta pesquería. Se produjo una ligera recuperación en los dos años siguientes (1991 y 1992) seguida desde entonces por un descenso progresivo, situándose en aproximadamente 29.700 t en el último año (2006).

El documento SCRS/2008/124 muestra el desarrollo de las medidas del esfuerzo pesquero nominal para los cerqueros de la CE y NEI: el número de rectángulos de 1x1 grado explorados y el número con un esfuerzo mayor que 1 día de pesca, y los días totales de pesca de los cerqueros (1991-2007). Puede observarse que aunque la zona de búsqueda permanece en el mismo nivel durante estos periodos, el número de días de pesca ha disminuido considerablemente.

Para el Atlántico oeste, se han producido importantes cambios recientes en la cantidad y distribución del esfuerzo pesquero en la pesquería de palangre brasileño. Hasta 1995, los tiburones eran la principal especie objetivo (58% de las capturas totales). Sin embargo, desde 1993, la proporción de tiburones ha descendido, siendo sustituida por el pez espada como especie dominante en esta pesquería (el pez espada representa ahora el 48% de las capturas totales). El esfuerzo en las pesquerías de superficie venezolanas ha sido elevado desde 1992 (más de 8.000 t de capacidad de transporte por buque). El esfuerzo en la pesquería de palangre de Estados Unidos, que está activa en el Atlántico noroccidental y en el Golfo de México, ha descendido un poco en estos últimos años. El esfuerzo de palangre japonés dirigido al rabil ha descendido también en años recientes. Esta flota se dirige principalmente a otras especies (patudo y atún rojo).



El esfuerzo del palangre venezolano y mexicano dirigido al rabil ha aumentado en años recientes.

### **3.4 Frecuencias de talla de Tarea II**

Los catálogos actualizados de las frecuencias de talla de Tarea II disponibles en la base de datos de ICCAT (muestras observadas y frecuencias de talla extrapoladas comunicadas) tanto para el rabil como para el listado, se muestran en las **Tablas 4 y 5**, respectivamente. Contienen un conjunto de información de metadatos (estratificación espacial y temporal, número de peces en el conjunto de datos, tipo de frecuencias de talla, etc.) que permite disponer de una imagen clara del nivel de heterogeneidad en los datos de talla.

Al comparar los catálogos actuales con los publicados para su revisión en la página web de ICCAT (mayo de 2008), se puede verificar lo siguiente:

- Las revisiones anteriores a 2006 fueron solo comunicadas por Japón (2003-2005, datos de talla y de captura por talla) únicamente para el rabil, y por Taipei Chino (muestras de talla para 2005) para ambas especies.
- La nueva información sobre talla (2006 en adelante) ha sido declarada por varios países: Canadá (2007), Taipei Chino (2006-2007), Japón (2006), Estados Unidos (2006-2007), CE-España (2007, tropical y flotas con base en Canarias), CE-Francia (2007, flota tropical), CE-Portugal (2007), Cabo Verde (2007) y Ghana (2007).

Los detalles acerca de las especies cubiertas y el tipo de frecuencias de talla pueden obtenerse en las tablas correspondientes.

### **3.5 Captura por talla y captura por edad**

Al inicio de la reunión, la Secretaría presentó los conjuntos de datos actualizados de captura por talla (CAS) para el rabil (1970-2007) y el listado (1969-2007) junto con sus correspondientes tablas de sustitución. Las normas de sustitución, así como los conjuntos de datos de tallas usados en las estimaciones, fueron revisados por el Grupo y actualizados convenientemente. El año 2007 fue descartado para ambas especies debido a la falta de información sobre tallas (y capturas de Tarea I) de importantes pesquerías.

#### **3.5.1 Rabil**

La CAS del rabil incluye la reconstrucción completa de 2005 (considerablemente incompleto en estimaciones previas) y de 2006. La serie histórica de CAS (1970-2004) se dejó exactamente igual que en la evaluación previa. Tras revisar las tablas de sustitución, el Grupo decidió incluir en la CAS revisada:

- La nueva serie de “*faux poisson*” (1981-2006) estimada por la flota de cerco europea (un archivo de referencia con muestras desde abril de 2007 hasta febrero de 2008, almacenado en la base de datos de ICCAT como de CE-Francia y CE-España).
- Las cifras del traspaso (de 2005) para la Tarea I a 2006 para Colombia, Cuba, República Dominicana, CE-Letonia, Gabón y Libia.

No se han hecho cambios a los criterios de sustitución.

Un problema, identificado más tarde por Japón, tenía que ver con las discrepancias entre la revisión de la CAS japonesa comunicada (2003-2004) que no ha sido incluida en la CAS histórica, y también con una discrepancia en el número de peces descubierta en 2005 (sólo el 65% de la información sobre talla ha sido incorporada a la base de datos de ICCAT, debido a un problema con el Formulario 5 de ICCAT, que estaba incompleto, y al correspondiente punto débil en el código que automáticamente lee los formularios y omite estas posibilidades). Al mismo tiempo, Japón presentó también una revisión completa de la CAS (todos los trimestres) para 2006. El Grupo consideró que era demasiado tarde para cambiar la CAS revisada de nuevo y decidió mantener la serie incompleta de CAS de 2006 (solo el primer trimestre). El Grupo determinó que estas actualizaciones deberían hacerse antes de la próxima reunión del SCRS.

La Secretaría informó también acerca de las incoherencias (pequeñas para la CAS total del Atlántico) existentes entre la Tarea I y la CAS en el nivel de discriminación flota/arte en el periodo 1975-1983, que podrían tener implicaciones al seleccionar varios índices relacionados con la flota para los análisis de VPA. Durante este periodo, la CAS tiene varias capturas de las flotas agregadas (pesquerías de palangre, cebo vivo y cerco) sin una

estrecha correspondencia con las cifras de Tarea I. El Grupo consideró que esta revisión de la CAS histórica debería hacerse para la próxima evaluación.

Tras la creación de una versión revisada de la CAS, las matrices correspondientes de captura por edad (CAA) fueron obtenidas por la Secretaría (totales y también matrices basadas en la pesquería).

La **Figura 11** muestra una comparación entre la Tarea I y la CAS. La distribución de la captura por edad se muestra en la **Figura 12**. Las **Tablas 6 y 9** muestran las matrices totales de la CAS y la CAA.

Los detalles de las estimaciones finales de la CAS del rabil serán recogidos en un documento SCRS (SCRS/2008/128) y presentados en el SCRS por la Secretaría.

### 3.5.2 Listado

La CAS del listado incluye la reconstrucción completa de 2005 (incompleto en estimaciones previas) y de 2006. La serie histórica de CAS (1969-2004) fue ligeramente ajustada con la inclusión de Santo Tomé y Cabo Verde. Tras revisar las tablas de sustitución, el Grupo decidió incluir en la CAS revisada:

- La nueva serie de “*faux poisson*” (1981-2006) estimada por la flota de cerco europea (un archivo de referencia con muestras desde abril de 2007 hasta febrero de 2008, almacenado en la base de datos de ICCAT como de CE-Francia y CE-España).
- Las cifras del traspaso (de 2005) de la Tarea I a 2006 para Cabo Verde y CE-Irlanda.

No se han hecho cambios a los criterios de sustitución.

La **Figura 13** muestra una comparación entre la Tarea I y la CAS. Las **Tablas 7 y 8** muestran la matriz de la CAS para los stocks oriental y occidental.

Los detalles de las estimaciones finales de la CAS del listado serán recogidos en un documento SCRS (SCRS/2008/126) y presentados en el SCRS por la Secretaría.

### 3.5.3 Captura por edad

Los datos de captura por talla del rabil en el formato variable de ICCAT fueron usados para crear la captura por edad siguiendo los parámetros de separación de cohortes (**Tabla 10**) por clases de talla utilizados en una evaluación anterior. La captura por edad en número de peces para las pesquerías seleccionadas y la cantidad total fue presentada por la Secretaría y utilizada posteriormente en la evaluación (**Figura 13** y **Tabla 9**). Se creó también la captura por edad en peso para las mismas pesquerías usando la misma separación de cohortes y la siguiente relación talla-peso:

1. Kevin Davis (1991) ( $RWT = 0.000000089 * FL^{**2.88}$ ) donde RWT está en libras y la longitud a la horquilla en mm.
2. Gaertner *et al.* (1992)  $RWT = 0.00006611 * FL^{**2.7148}$  y;
3. Caveriviere (1976)  $RWT = 0.00002153 * FL^{**2.976}$

Se planteó también una nueva separación de cohortes de Shuford *et al.* y el Grupo consideró que deberían llevarse a cabo más investigaciones para probar posibles discrepancias con los cálculos anteriores.

## 3.6 Preparaciones de datos para Multifan

Antes de la sesión de evaluación, se acordó intentar realizar análisis de Multifan-CL (MFCL) del listado y del rabil en la reunión de evaluación de 2008, con el fin de incorporar mejor la dinámica espacial y de la pesquería relacionada con estas especies en todo el Atlántico.

Para el listado, las definiciones preliminares de la pesquería se dan en la **Tabla 11** y para el rabil en la **Tabla 12**. Intersesiones, la Secretaría preparó los datos de captura hasta 2006 por área (5x5) y trimestre así como la información disponible sobre talla y captura/esfuerzo (c/f) de Tarea II. Los científicos nacionales prepararon los índices de CPUE para las pesquerías específicas por trimestre (véase la sección 4) y los datos de la Tarea II de ICCAT fueron examinados para producir indicadores de las tasas de captura para el resto de pesquerías.

El lapso temporal acordado para las aplicaciones de MFCL fue trimestral. Por tanto, la información sobre captura y esfuerzo y frecuencia de tallas por pesquería y trimestre fue compilada de la CATDIS de ICCAT y de la información de talla y captura y esfuerzo de Tarea II. Los datos de esfuerzo trimestrales por pesquería fueron estimados a partir de los datos de Tarea II aplicando modelos lineales generalizados que tienen en cuenta la Flota, el Tipo de arte y el Tipo de esfuerzo dentro de cada Definición de pesquería registrada en la base de datos de Tarea II. El **Apéndice 4** documenta los procedimientos utilizados para generar la CPUE de la serie temporal que fue posteriormente dividida en la información sobre captura específica de cada pesquería para estimar los patrones de esfuerzo para MFCL. En todos los casos, cuando la CPUE estandarizada detallada estaba disponible gracias a los científicos nacionales o basada en el trabajo llevado a cabo por el Grupo en la reunión de evaluación, esos patrones de CPUE se utilizaron para calcular los patrones de esfuerzo trimestrales para su uso en MFCL. Las **Figuras 14 y 15** y el **Apéndice 4** muestran las series temporales resultantes de captura y esfuerzo por pesquería.

Los datos de frecuencia de tallas que se mantienen en el conjunto de datos de Tarea II de ICCAT fueron también organizados por definición de pesquería y trimestre de MFCL para el listado y el rabil. Para filtrar los datos para su uso se utilizó un criterio de al menos 50 observaciones de talla por pesquería /trimestre (**Figuras 16 y 17**). El código SAS utilizado para resumir los datos se presenta en el **Apéndice 4**.

Para apoyar los preparativos de los datos de MFCL, se obtuvieron mediante GLM (véase la Sección 4 para información más detallada) las CPUE anuales estandarizadas del listado para la flota europea y asociada de cerco, tanto para los DCP como para banco libre. Con el fin de incorporar estos índices a los ensayos del MFCL, fueron necesarios algunos ajustes para obtener las CPUE estandarizadas trimestrales. Durante la reunión, no fue posible obtener nuevos índices estandarizados por trimestre. Por lo tanto, se estableció un procedimiento para separar la CPUE estandarizada anual por trimestre. En el caso de la CPUE de banco libre del listado, los residuos parciales correspondientes al factor trimestre se utilizaron como criterios para separar las CPUE. A partir del gráfico de los residuos parciales se obtuvo, por trimestre, un multiplicador relativo al valor medio; posteriormente se obtuvo la CPUE trimestral multiplicando el valor anual por estos multiplicadores. En el caso de la CPUE estandarizada de los DCP del listado, los residuos parciales no estaban disponibles, por tanto, se consideró el mismo valor anual para cada uno de los cuatro trimestres.

### ***Rabil***

Utilizando datos de CPUE para la flota de cerco europea y asociada, se estimó la CPUE mediante GLM (véase la Sección 4 para información más detallada) para: (a) rabil pequeño (<10 kg) utilizando el modo de pesca con DCP y (b) reproductores (>30 kg) utilizando las tasas de captura estandarizada del primer trimestre. La información disponible sobre el índice del rabil pequeño y del listado, no permitía establecer ningún criterio para separar el índice por trimestre. Por tanto, se consideró el mismo valor anual para todos los trimestres.

El **Apéndice 4** contiene los archivos preliminares de FRQ preparados para el listado y el rabil y están disponibles en la Secretaría previa petición.

## **4. Índices de abundancia relativa y otros indicadores de la pesquería**

### ***4.1 Listado***

#### ***4.1.1 Indicadores de la pesquería***

##### ***Atlántico oriental***

El Grupo examinó varios indicadores generales de las pesquerías de cerco y cebo vivo. La capacidad de transporte de los cerqueros de la CE y el número de buques de cebo vivo ha descendido (**Figura 10**). Sin embargo, en las pesquerías con base en Dakar la capacidad de transporte aumentó mientras que el número de buques de cebo vivo descendió (**Figura 18**). El número total de lances, el porcentaje de lances con éxito por modo de pesca (**Figura 19**) y las áreas totales visitadas y en las que se ha pescado (**Figuras 20 y 21**) se utilizaron también como indicadores de esfuerzo.

Los datos de captura por talla para el listado del Atlántico oriental se utilizaron en el documento SCRS/2008/114 para estimar los cambios en la mortalidad total y en los patrones de selectividad para dos pesquerías de superficie (la pesquería de caña y liña que opera desde Dakar, Senegal, y las flotas de cerco omitiendo a los

buques de Ghana) desde 1971 hasta 2005. El patrón general descrito por Z (**Figura 22**) es conforme a los conocimientos previos sobre esta pesquería: una situación de plena explotación, o cercana, durante los 90, seguida de un descenso desde mediados de los 90 debido probablemente a un resultado combinado del descenso en el esfuerzo pesquero nominal del cerco, y a la adopción de una moratoria estacional a la pesca con DCP. Incluso si el patrón de selectividad total permanece relativamente estable a lo largo de los años, la tendencia descendente en la selectividad observada para los cerqueros desde principios de los 90 sugiere que estas flotas han cambiado de objetivo y no se dirigen a los peces pequeños. Esto se corresponde con el desarrollo de las operaciones de pesca con DCP desde el mismo periodo.

Respecto a los buques de cebo vivo europeos con base en Dakar (Senegal), las tasas de captura nominal del listado han aumentado regularmente en toda la serie temporal. Al analizar estos datos debe tenerse en cuenta que desde principios de los 90 estos buques de cebo vivo han desarrollado una técnica pesquera (principalmente para dirigirse al patudo) en la que el buque de cebo vivo se utiliza como objeto flotante fijando el banco (compuesto de patudo, rabil y listado) durante toda la temporada de pesca en aguas de Senegal y Mauritania. Como consecuencia, tiene sentido asumir que la adopción de esta técnica pesquera ha aumentado la capturabilidad total de los túnidos. Cabe señalar, no obstante, que el patrón descrito para el listado contrasta con las tendencias decrecientes en las CPUE observadas para las otras dos especies de túnidos tropicales.

#### 4.1.2 Tasas de captura

Durante la reunión del Grupo celebrada en Sète (Francia) en 2006 (Anón. 2007) se recomendó que los científicos de las diversas Partes contratantes llevaran a cabo análisis de las tendencias de CPUE para las pesquerías en los límites de la distribución de especies. Los resultados de la estandarización de las CPUE para los buques de cebo vivo de las Azores fueron presentados y discutidos durante la reunión del Grupo de especies. Tal y como se esperaba, debido a la ubicación de esta zona de pesca con respecto al rango de distribución del listado, el índice estandarizado mostraba una variabilidad elevada, pero sin una tendencia significativa (**Figura 23**).

El Grupo resaltó la importancia de actualizar las tasas de captura de las principales pesquerías que declaran capturas de listado. Debe destacarse que el listado es a menudo una especie secundaria, dependiendo del precio diferencial y de la capturabilidad de otras especies objetivo. Por consiguiente, la estimación del esfuerzo efectivo ejercido sobre el listado (por ejemplo, esfuerzo proporcional a la mortalidad por pesca) sigue siendo problemática y las tasas de captura a veces pueden representar una tendencia diferente a la abundancia.

Para los cerqueros, que pescan alternativamente sobre banco libre y sobre DCP, se consideró que el tiempo de búsqueda puede ser la mejor medida del esfuerzo básico ejercido sobre los bancos libres. Se sugirió también que el conjunto de datos del análisis podría restringirse aún más al esfuerzo asociado con los lances sobre banco libre asumiendo que los buques que viajan mayores distancias durante la noche se mueven entre DCP, ya que no pueden estar buscando bancos libres por la noche. Sin embargo, este enfoque requeriría probablemente más estudios, incluyendo la incorporación de los datos de VMS, para determinar si es tanto viable como adecuado. Un nuevo Proyecto CEDER financiado por la UE (Captura, Esfuerzo y Descartes estimados en tiempo real), que empezó en 2006, tratará en parte esta cuestión. El objetivo básico desarrollado en el marco de este proyecto es analizar la trayectoria individual de los cerqueros con el fin de describir el comportamiento pesquero, que refleja el tiempo de búsqueda de los bancos no asociados o si se mueven hacia los DCP previamente detectados por baliza de radio (teniendo en cuenta, no obstante, que independientemente del modo de pesca investigado, cada banco de túnidos detectados por casualidad puede ser objeto de pesca). Otros factores que podrían ser considerados incluyen los cambios en el tiempo, que han producido una reducción del tiempo necesario para realizar los lances y descargar las capturas (aumentando la eficacia del esfuerzo pesquero en el tiempo).

Para continuar con la evaluación previa, se actualizaron las tasas de captura de la flota de cerco europea (CE-Francia y CE-España) obtenidas tras estandarizar el esfuerzo pesquero nominal a los cerqueros FIS de categoría 5 (450-750 TRB) y asumiendo un incremento anual del 3% en la eficacia pesquera de la flota desde 1981. El objetivo de incorporar un aumento en la eficacia pesquera era tener en cuenta los cambios que habían ocurrido en la flota de cerco durante esos años. La estimación de un incremento anual del 3% en la eficacia se deriva de un estudio de Gascuel *et al.* (1993). El Grupo discutió la conveniencia de mantener este supuesto cuando los buques que pescan en el Atlántico son antiguos (de media son de más de 20 años) y sus patrones y tripulaciones tienen un perfil bajo en comparación con los que pescan en otros océanos (por ejemplo en el océano Índico). Considerando que la estimación del incremento del 3% se hizo hace 15 años, el Grupo decidió realizar una nueva estimación de los cambios en la capturabilidad de los cerqueros. Estas nuevas estimaciones mostraban un incremento mayor en la eficacia de la flota, un incremento medio anual de aproximadamente un 5% (las tres

especies combinadas). No obstante, el Grupo decidió utilizar el índice estimado con un incremento del 3% para mayor continuidad con las dos últimas evaluaciones.

Los índices estandarizados para el listado y rabil juveniles para las flotas de cerco europeas y asociadas que pescan sobre DCP fueron presentados al Grupo (SCRS/2008/116). Se utilizaron los datos de los cuadernos de pesca consignados lance por lance sobre DCP así como las características de la flota. Los índices se desarrollaron utilizando un modelo delta-lognormal. En este caso, el modelo fue formulado de forma diferente al uso general para tener en cuenta el problema relacionado con la composición por especies de la captura del cerco de peces pequeños (<10 kg). Estas capturas se han estimado a partir del muestreo para corregir el sesgo detectado en los datos de los cuadernos de pesca. Por lo tanto, el modelo incluía dos modelos lineales generalizados distintos: un modelo lognormal que describe la variabilidad en la captura no cero de las especies inferiores a 10 kg y un modelo binomial y de datos que describe la proporción de cada una de las tres especies en la captura. Los resultados de este enfoque son diferentes, dependiendo de las especies, y las tasas de captura del listado mostraron una forma de U con un mínimo en 1998 durante todo el periodo.

Además, se presentó un índice estandarizado para el listado para la flota española que pesca sobre banco libre (SCRS/2008/118). Este índice corresponde a la pesquería estacional sobre banco libre desarrollada por la flota española en aguas de Senegal, principalmente durante el segundo y tercer trimestre del año. Esta pesquería se dirige principalmente al listado. Se utilizaron los datos de los cuadernos de pesca lance por lance así como las características de la flota. En este modelo, solo se incluyeron los lances sobre banco libre para el periodo (1991-2006) durante el cual se inició la ampliación de la pesquería sobre DCP y sobre el que existe información respecto al modo de pesca. Para el periodo histórico se asumió que el modo de pesca era la pesca sobre banco libre. Los datos se limitaron también a las aguas de Senegal. Se desarrolló un índice usando un modelo delta-lognormal. Las variables consideradas fueron *año*, *trimestre* y *categoría de buque* (volumen de bodega). Las series cubrían el periodo desde 1980 hasta 2006. Asimismo, se estableció un umbral de 120 días de pesca por buque y año. Las tasas de captura estandarizadas mostraban una tendencia creciente en los 80, seguidas de un descenso a principios de los 90 y una variabilidad elevada desde entonces. El Grupo consideró que la disponibilidad de listado en esta zona podría estar relacionada con factores medioambientales y que este índice sería más representativo de cambios en la capturabilidad que de cambios en la abundancia.

Todas las tasas de captura estandarizadas estimadas por el Grupo para el stock oriental se muestran en la **Figura 24**. Algunas series de datos no son completas. Por ejemplo, no hay estimaciones para el cebo vivo de Ghana después de 1992. Las estimaciones que no se utilizaron en los análisis de la evaluación (cerco sobre banco libre-CE) no están incluidas en la figura. Las estimaciones calculadas para la base de datos de CE-Portugal y Canadá mostraban grandes variaciones con diversos picos y caídas. Las estimaciones de las tasas de captura estandarizadas de los cerqueros de Dakar aumentaron hasta principios de los 90, pero no hay una tendencia clara en el tiempo desde 1992.

#### *Atlántico occidental*

En contraste con las grandes zonas de pesca observadas en la parte oriental del Atlántico, los caladeros del Atlántico occidental son por lo general más costeros. La mayoría del listado desembarcado en el Oeste ha sido capturado por buques de cebo vivo brasileños. Actualmente el listado es la principal especie objetivo en este caso. Cabe señalar que las tasas de captura declaradas por esta pesquería son mayores que las CPUE observadas en todas las pesquerías de cebo vivo orientales. Para los cerqueros venezolanos que pescan fundamentalmente en el Caribe no se ha facilitado nueva información desde la reunión del SCRS de 2007.

Se calcularon las tasas de captura estandarizadas para el stock occidental. En la mayoría de los documentos, se utilizaron el modelo lineal generalizado y la distribución delta-lognormal para calcular los índices de abundancia relativa. Se usaron modelos lineales generalizados mixtos para analizar los datos de captura y esfuerzo de la Encuesta estadística sobre pesquerías marinas recreativas de Estados Unidos (MRFSS) de la costa atlántica y el Golfo de México (SCRS/2008/122). Los datos positivos se modelaron utilizando un modelo lognormal, mientras que la proporción de capturas positivas fue modelada con una distribución binomial. Los factores considerados en el modelo fueron la zona geográfica, la temporada y el modo de pesca (buque pesquero privado o alquilado). Las tasas de captura estandarizadas calculadas utilizando el modelo delta-lognormal variaban anualmente sin mostrar una tendencia clara.

Las tasas de captura estandarizada del listado capturado por las flotas de palangre pelágico de Estados Unidos en el Golfo de México calculadas usando un GLM se presentaron en el SCRS/2008/121. Las variables de respuesta consideradas para el listado fueron las CPUE para el periodo 1992-2007. En el análisis, se utilizaron los modelos

delta-lognormales con las siguientes variables explicativas: año, área, temporada, características del arte y características de la pesca. En general, parece existir una tendencia ascendente en las tasas de captura de listado en 2006 y 2007, aunque esto puede explicarse por las tasas crecientes de cobertura de observadores. Actualmente, el listado no es una especie objetivo para la flota estadounidense de palangre y hay muy pocos informes de lances positivos en los cuadernos de pesca.

La mayoría del listado desembarcado en el Atlántico oeste es capturado por la flota de cebo vivo brasileña. Con el fin de obtener tasas de captura estandarizadas por año y trimestre se utilizaron dos enfoques (SCRS/2008/113). En el primero, las capturas iguales a cero fueron descartadas y se seleccionó un modelo (lognormal) para analizar el conjunto de datos positivos. En el segundo enfoque, las capturas cero (<2% de la base de datos total) también se consideraron y se utilizó un modelo delta-lognormal para estimar las tasas de captura estandarizadas. Los índices mostraban grandes variaciones entre los años pero no mostraban ninguna tendencia.

Todas las tasas de captura estandarizadas utilizadas en los análisis de la evaluación se presentan en la **Figura 25**. Las estimaciones reunidas en el análisis de los conjuntos de datos brasileños y estadounidenses no mostraban ninguna tendencia. Las estimaciones calculadas para la base de datos venezolana caían abruptamente a principios de los 80 pero mostraban una ligera tendencia descendente desde 1983.

#### 4.1.3 Patrones específicos de la pesquería para el listado

Las definiciones de pesquería utilizadas se muestran en la siguiente tabla y por lo general siguen las definiciones utilizadas para modelar la evaluación del patudo con MULTIFAN CL.

Definiciones de pesquería propuestas para utilizar en otros análisis del listado.

<i>Stock</i>	<i>Fishery</i>	<i>Flags</i>	<i>Gear</i>	<i>Period</i>
Atlantic East	1E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1969-1979
Atlantic East	2E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1980-1990
Atlantic East	3E	EC-France, EC-Spain and Others-Free School	PS	1991-2005
Atlantic East	4E	EC-France, EC-Spain and Others-FADs	PS	1991-2005
Atlantic East	5E	Ghana	PS & BB	1973-2005
Atlantic East	6E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1965-1983
Atlantic East	7E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1984-2005
Atlantic East	8E	Azores, Madeira, Canaries	BB	1965-2005
Atlantic East	9E	Others	BB	1965-2005
Atlantic East	10E	Others	Others	1965-2005
Atlantic West	1W	Brazil	BB	1965-2005
Atlantic West	2W	Venezuela	PS+BB	1965-2005
Atlantic West	3W	All	Others	1965-2005

#### Selección de los índices de abundancia para el listado

Para seleccionar entre las pesquerías posibles la serie más adecuada de CPUE en términos de representatividad de los cambios en la abundancia del listado en ambas partes del Atlántico, se ha prestado atención a criterios como la captura total media, la superficie de los caladeros y el tamaño de la serie temporal.

En el Atlántico oriental las pesquerías de cebo vivo que representan los cambios en el tiempo de la abundancia de diferentes clases de talla del listado se seleccionaron de la siguiente manera:

- Flota portuguesa-de las Azores (índice estandarizado tras omitir los barcos más pequeños que pescan en aguas costeras de las Azores): 1970-2006;
- Buques españoles de las islas Canarias (serie no estandarizada, dividida por periodos, antes y después de la adopción de la técnica de pesca sobre bancos asociados en 1992): 1980-1991, 1992-2006;
- Flotas de cebo vivo (CE-Francia, CE-España, FIS, Senegal) que operan desde Dakar (Senegal), (estandarizada para toda la serie temporal, posteriormente desglosada en antes y después de la adopción de la técnica de pesca sobre bancos asociados en 1984): 1969-1983, 1984-2006, y
- Buques ghaneses (CPUE no estandarizada); desde 1969 hasta 1982 (Wise, 1986).

Se utilizaron dos series de cerco:

- Los cerqueros españoles y asociados que se dirigen a los bancos libres de listado en aguas de Senegal durante el segundo trimestre del año desde 1980 hasta 2006. La ventaja de utilizar la CPUE del cerco en esta región es la posibilidad de calcular un índice de abundancia aparente sólo para las operaciones de pesca sobre bancos, algo que no se puede hacer en otras zonas.
- Los cerqueros de la CE que pescan sobre DCP principalmente en zonas ecuatoriales: 1991-2006.

Para el stock occidental, se utilizaron tres índices de tasas de captura:

- La pesquería de cebo vivo brasileña, que se sabe que se dirige específicamente al listado (índice estandarizado): 1981-2006;
- Los cerqueros venezolanos que operan en general con ayuda de los buques de cebo vivo (índice no estandarizado, corregido teniendo en cuenta un aumento anual moderado del 1% en eficacia): 1982-2005; y
- La pesquería de recreo estadounidense (serie estandarizada): 1986-2006.

### *Peso medio*

La **Figura 26** muestra el peso medio del listado para el Atlántico oriental y occidental. El peso medio de los peces desembarcados no mostraba ninguna tendencia en el periodo más reciente. Desde principios de los 80, el peso medio del pescado desembarcado en la parte occidental duplicaba el peso del pescado desembarcado en el Atlántico oriental.

## **4.2 Rabil**

### *4.2.1 Peso medio*

El peso medio del rabil presentaba alguna variabilidad pero una tendencia descendente es evidente desde principios de los 70 (**Figura 27**). Al analizar la información separada por arte está claro que la tendencia descendente se debe principalmente al palangre y al cerco.

### *4.2.2 Tasas de captura*

#### *Cerco*

En el SCRS/2008/115 se presentaron las tasas de captura estandarizadas para el rabil adulto capturado por los cerqueros que pescaron durante el periodo de 1980-2006 en el Atlántico tropical. Se utilizaron dos enfoques para obtener los índices de los resultados del modelo lineal generalizado: (a) medias de cuadrados mínimos y (b) una media de los valores ajustados. Las estimaciones de la varianza realizadas con el segundo enfoque fueron menores. Sin embargo, las tasas de captura estandarizadas no mostraron ninguna tendencia.

En el documento SCRS/2008/116 se analizó también la información de los cuadernos de pesca consignada lance por lance sobre DCP con el fin de obtener tasas de captura estandarizadas para el rabil juvenil. Se utilizó un modelo delta-lognormal y un GLM para estimar los índices. Las variables explicativas incluidas en el modelo fueron *año*, *región*, *trimestre* y *categoría de buque*. Las tasas de captura estandarizadas para el rabil mostraron una tendencia plana durante el periodo 1991-2006.

Las tasas de captura disponibles en esta reunión eran contradictorias (**Figura 29**). Las estimaciones calculadas para los índices venezolanos mostraron tres picos pero una tendencia descendente. Sin embargo, los índices del cerco tropical alcanzaron un pico en 1989 pero no mostraron muchos cambios después de 1992. Las tasas de captura estandarizadas tal y como fueron calculadas para la base de datos de la CE aparecen planas en el periodo 1991-2005.

#### *Cebo vivo*

Las tasas de captura nominal para la flota de las Islas Canarias mostraban varios picos y descensos (**Figura 30**). Los valores estimados reunidos con la base de datos de Brasil caían abruptamente entre 1981 y 1982 y posteriormente mostraban una tendencia ligeramente descendente. Las tasas de captura nominal de Dakar alcanzaron un pico en 1993 y posteriormente mostraban una tendencia descendente.

### *Pesquerías de recreo*

Se utilizó un modelo lineal mixto generalizado y una distribución delta-lognormal para analizar las tasas de captura del rabil capturado en el Atlántico y en el Golfo de México tal y como aparecen en la base de datos de la Encuesta Estadística de las pesquerías marinas de recreo de Estados Unidos (MRFSS) (SCRS/2008/122). Los factores considerados en el modelo fueron área geográfica, temporada y modo de pesca (barco de pesca alquilado o privado). Las tasas de captura estandarizadas varían anualmente pero sin tendencia (**Figura 31**). Existen algunos picos en 1984, 1994 y 1999, así como descensos a finales de los 80 y a mediados de los 90. Después de 1999 es clara una tendencia descendente.

### *Palangre*

En la reunión se presentaron varios índices de CPUE de pesquerías diferentes al cerco. Todos los índices fueron estandarizados utilizando GLM, y diferían en el supuesto de la distribución de error (lognormal o Poisson). Tenían los mismos factores básicos en común, como año, temporada y área, junto con otros factores específicos de cada caso.

Las tasas de captura estandarizadas para el rabil capturado por la flota japonesa de palangre desde 1965 hasta 2006 fueron estimadas utilizando un modelo lineal generalizado (GLM) (SCRS/2008/108). Los factores considerados en el modelo fueron año, trimestre, SST (temperatura de la superficie del mar), número de anzuelos entre flotadores y tipo de línea madre y brazolada. Los principales efectos e interacciones se incluyeron en el análisis. Las tasas de captura fueron modeladas utilizando una distribución de densidad lognormal y se añadió una constante positiva a la tasa de captura para manejar las capturas iguales a cero. Las tasas de captura estandarizadas tal y como fueron estimadas en base al año y al trimestre descendieron hasta mediados de los 70. Las estimaciones eran cercanas a 1,7 (peces/1000 anzuelos) hasta principios de los 90, cuando descendieron hasta 0,6 (peces/1000 anzuelos). Tras este descenso, la variación de las tasas de captura estandarizadas no mostró ninguna tendencia. Las variaciones de los índices estandarizados calculados en peso eran similares a las reunidas en los cálculos basados en el número de peces. Las tasas de captura nominal para los 60 y principios de los 70 declaradas para la flota japonesa así como para las demás flotas de palangre se consideraron dudosas en una reunión anterior. Por lo tanto, el Grupo decidió no utilizar las estimaciones para los primeros años.

En el Atlántico sudoeste, el rabil lo capturan fundamentalmente las flotas que operan con palangre pelágico a la deriva. El SCRS/2008/109 presentaba la CPUE del rabil capturado por las flotas de palangre de Brasil y Uruguay en el Atlántico para el periodo 1980-2006 estandarizada utilizando modelos lineales generalizados con una aproximación delta-lognormal. El número de lances analizados fue 76.521, con un esfuerzo total de 136.947.483 anzuelos entre 7°N-45°S y 57°-20°W. Las variables de respuesta consideradas en el modelo fueron la CPUE y una CPUE nominal ponderada por la captura total (CPUEp). Se consideraron variables explicativas para los modelos el año, trimestre, área, temperatura de la superficie del mar y tipo de arte pesquero. Tanto la CPUE como la CPUEp estandarizada muestran oscilaciones a lo largo de todo el periodo con una tendencia descendente en los últimos siete años y un pico moderado en 2005. Las tasas de captura estandarizadas mostraban amplias variaciones a lo largo de los años con un descenso desde 2000 hasta 2006. En un documento complementario, sólo se consideró la base de datos de Uruguay (SCRS/2008/110). Los resultados fueron similares a los mencionados anteriormente.

Se utilizó también un GLM para analizar la CPUE del rabil capturado por la flota de palangre brasileña pero se asumió que la tasa de captura (número de peces/100 anzuelos) seguía las distribuciones de las densidades Poisson y Tweedie (SCRS/2008/112). Los cuatro factores considerados al analizar los datos desde 1986 hasta 2007 fueron año, área, trimestre y objetivo. El análisis de conglomerados de las composiciones por especies capturadas en los lances de pesca se utilizó para definir los niveles del factor "objetivo". Las estimaciones reunidas con los modelos de Poisson y Tweedie fueron similares. Las tasas de captura estandarizadas fueron grandes entre 1988 y 1990 y no mostraron ninguna tendencia al final de la serie temporal.

Para la pesquería de palangre mexicana y estadounidense en el Golfo de México (1992-2006) se presentó un índice combinado (SCRS/2008/119) basado en los datos disponibles de observadores. Las variables incluidas eran año, trimestre, flota, lances, temperatura y tipo de cebo.

En el documento SCRS/2008/120 la CPUE del rabil se presentaba en peso y número para el periodo 1987-2007. Las tasas de captura estandarizada para el rabil han descendido desde 1987 pero parecen estar aumentando desde 2003. En conjunto, los índices estandarizados muestran un descenso desde 1986 pero una tendencia bastante plana desde 1992. La proporción de capturas positivas y la tasa de captura de los conjuntos de datos positivos



para el rabil mostraban tendencias contradictorias en algunos de los caladeros. Este tema fue discutido pero no se llegó a un acuerdo sobre la explicación de estos patrones contradictorios.

Para esta evaluación, se utilizaron conjuntos de datos de Japón, Brasil, Uruguay, Estados Unidos y un índice combinado de México y Estados Unidos. La mayoría de las series temporales de las tasas de captura estandarizadas mostraban una tendencia descendente continua (**Figura 32**). Las excepciones fueron los índices calculados para Taipei Chino y para las bases de datos uruguayas. Las estimaciones para los datos de Taipei Chino cayeron a principios de los 70 y eran planas después de 1974, mientras que las estimaciones para los datos uruguayos mostraban una gran variabilidad pero ninguna tendencia.

#### *Índices utilizados en el análisis*

Tras evaluar todos los índices de tasas de captura disponibles durante la reunión el Grupo decidió utilizar algunos de ellos para el análisis de población virtual pero no para los modelos de producción. Algunos de los índices mostraban tendencias temporales poco fiables. Los índices de la tasa de captura seleccionados para el análisis de evaluación se incluyen en el **Apéndice 7**.

#### *Índices combinados*

Se estimaron los índices combinados para ambas especies utilizando un enfoque de GLM (véase **Apéndice 5**). Para el rabil, el modelo incluía el palangre japonés, el palangre mexicano y estadounidense combinado en el Golfo de México, la caña y carrete de Estados Unidos, el palangre brasileño, el palangre de Taipei Chino, el cebo vivo canadiense, el cerco venezolano, el cebo vivo brasileño, el cebo vivo de la CE con base en Dakar, el palangre venezolano y el cerco de la CE, asumiendo un incremento anual constante en la capturabilidad del 3%. En la **Tabla 13** y la **Figura 33** se presentan los índices combinados estimados ponderados y sin ponderar. Tanto el índice ponderado como el índice sin ponderar mostraban tendencias similares con un agudo descenso a finales de los 60 seguido un periodo relativamente estable hasta aproximadamente 1990. Desde 1990 en adelante, ambos índices mostraban una tendencia descendente continua.

Para el listado, las pesquerías utilizadas para estimar el índice combinado para el stock del Atlántico este fueron las pesquerías de cerco de la CE con base en Dakar y las pesquerías de cerco sobre DCP de la CE así como las pesquerías de cebo vivo de Ghana, Islas Canarias, CE-Portugal y de cebo vivo de la CE con base en Dakar. En el caso del stock de listado del Atlántico occidental, se utilizaron las pesquerías de cerco venezolano, caña y carrete de Estados Unidos y cebo vivo brasileño. El índice combinado para el stock de listado del Atlántico oriental mostraba una tendencia creciente variable pero constante desde el principio de la serie temporal en 1965 hasta el final en 2006. La serie del stock del Atlántico occidental empezó en 1981 y mostraba también una serie con valores muy variables pero con una tendencia relativamente constante. Los valores de los índices combinados estimados para ambos stocks y las matrices de los factores de ponderación se muestran en la **Tabla 13** y en la **Figura 33**.

## **5. Métodos y otros datos relevantes para la evaluación**

### **5.1 Métodos – Rabil**

#### **5.1.1 ADAPT-VPA**

Las especificaciones de parámetros utilizadas en el caso base del modelo VPA de 2008 eran por lo general las mismas que las utilizadas en el caso base del modelo VPA de 2003 (Mérida, México, julio de 2003) (Anón. 2004). A continuación y en las **Tablas 14** (especificaciones de control) y **15** (parámetros) se presenta un resumen de las especificaciones de control del modelo y los parámetros.

Los modelos VPA requieren la estimación o el supuesto de tasas de mortalidad por pesca del año terminal ( $F$ ). Igual que en la evaluación previa, los casos base de 2008 (Ensayos 5 y 8) permitían que los valores de  $F$  terminal fueran estimados para las edades 0-4. La clase de edad más mayor representa un grupo plus (edades 5 y mayores) y la correspondiente tasa de mortalidad por pesca terminal se especifica como el producto de  $F_{\text{edad } 4}$  y un parámetro “ratio de  $F$ ” estimado que representa la ratio entre  $F_{\text{edad } 5}$  y  $F_{\text{edad } 4}$ . Para los ensayos 5 y 10 la ratio de  $F$  inicial (1970) se estimó como un parámetro frecuentista, y luego se le permitió variar anualmente usando un desarrollo aleatorio con una desviación estándar igual a 0,2 y un valor esperado de la distribución previa igual a la estimación anual anterior.

Los índices de abundancia se ajustaron asumiendo una estructura de error lognormal y una ponderación igual (es decir, el coeficiente de variación estaba representado por un parámetro estimado único para todos los años y todos los índices). Se asumió que los coeficientes de capturabilidad (escalación) para cada índice eran constantes durante la duración de ese índice y se estimaron mediante la correspondiente fórmula de verosimilitud concentrada.

Se asumió que la tasa de mortalidad natural era dependiente de la edad (Edades 0 y 1 =  $0,8 \text{ yr}^{-1}$ ; Edades 2+ =  $0,6 \text{ yr}^{-1}$ ) al igual que en evaluaciones previas.

#### *Descripción de los ensayos del modelo*

Los índices utilizados durante los diversos ensayos del modelo se resumen en la **Tabla 16**. Los métodos utilizados para estimar las selectividades del índice se describen en la **Tabla 17**. A continuación se facilita una descripción general de los ensayos del modelo.

- **Ensayo de continuidad:** El “ensayo de continuidad” se realizó para determinar la situación del stock en 2008 utilizando unas especificaciones y una estructura del modelo idénticos a los de la evaluación base de 2003 (es decir, idénticas especificaciones de parámetros, limitaciones e índices de abundancia). La intención es facilitar la comparación entre los resultados de la evaluación de 2003 y los resultados de la de 2008. Los índices de abundancia y los datos de captura fueron actualizados y ampliados hasta 2008.
- Los **Ensayos 5 y 10** fueron elegidos como “ensayos base” y fueron combinados para desarrollar el asesoramiento en materia de ordenación.
- **Ensayo 5:** El ensayo 5 difiere del ensayo de continuidad y de los ensayos del modelo de 2003 en que:
  - 1) Se utilizaron todos los índices recomendados por el grupo de trabajo de evaluación de 2008;
  - 2) Se aplicó una penalización para restringir las desviaciones en la vulnerabilidad por edad (Penalización aplicada a 2004-2006, Edades 0-5+, desviación estándar = 0,4);
  - 3) El pico de la temporada de desove se estableció en el 14 de febrero. El peso por edad de los reproductores se calculó también a partir de la curva de crecimiento utilizando esa fecha.
- **Ensayo 10:** Este ensayo es idéntico al Ensayo 5 excepto en que se asumió que los índices de LONGLINE y TROP\_PS tenían fijados patrones de selectividad “con la parte superior plana” en lugar de los patrones marcadamente “cóncavos” estimados por el Ensayo 5. Para adaptar este supuesto, los patrones de selectividad estimados durante el Ensayo 5 fueron utilizados hasta alcanzar la selectividad total. Posteriormente, la selección total (1,0) fue mantenida para las edades más mayores.

#### *5.1.2 ASPIC*

El stock de rabil fue evaluado también con un modelo de producción excedente (ASPIC v. 5.16) utilizando los desembarques del periodo 1950-2006. En los ensayos se consideraron tres conjuntos diferentes de pesquerías:

- 1) Una flota combinada con un índice combinado para el periodo 1965-2007. Este caso utilizaba un índice combinado ponderado (véase la Sección 4) para el palangre japonés, el palangre combinado de México y Estados Unidos en el Golfo de México, la caña y carrete estadounidense, el palangre brasileño, el palangre de Taipei Chino, el cebo vivo de las Islas Canarias, el cerco venezolano, el cebo vivo brasileño, el cebo vivo de la CE con base en Dakar, el palangre venezolano y el cerco de la CE, asumiendo un incremento anual constante del 3% en la capturabilidad.
- 2) Diez flotas separadas con índices que cubren algunas partes del periodo 1965-2007. Este caso utilizaba desembarques e índices de abundancia separados para el palangre japonés, la caña y carrete de Estados Unidos, el palangre brasileño, el palangre de Estados Unidos, el palangre uruguayo, el cerco venezolano, el cebo vivo brasileño, y las flotas de cebo vivo de la CE en Dakar. Una décima flota incluía todos los demás desembarques y no contaba con un índice de abundancia correspondiente.
- 3) Una flota combinada con un índice combinado para el periodo 1956-2006. Este caso utilizaba el índice combinado desde 1965 hasta 2006 remontándolo hasta 1956 utilizando los datos de Tarea II.

La **Tabla 18** muestra los índices de abundancia utilizados en cada caso mientras que la **Tabla 19** proporciona las capturas. Estos tres escenarios probaban diferentes combinaciones de diferentes formas del modelo (logístico frente a generalizado), índices ponderados o sin ponderar y un valor fijo o estimado de  $B_1/K$ . Se consideró un total de diez casos iniciales que se resumen en la **Tabla 20**.

## 5.2 Métodos – Listado

### 5.2.1 Modelo sólo con captura

El modelo sólo con captura combina un modelo de dinámica de biomasa de Schaefer con un modelo de dinámica de la explotación logística (Vasconcellos y Cochrane, 2005). El modelo asume que la captura de las pesquerías sigue una curva logística que depende de dos parámetros. El modelo predice las capturas totales, que se ajustan a las capturas observadas usando métodos bayesianos (Gelman *et al.*, 2004). Los ajustes se realizan usando un marco de trabajo bayesiano con el fin de permitir el uso de información previa que podría acelerar la extracción de información de las capturas. La prueba de simulación preliminar (Minte-Vera *et al.* en prep.) demostró que para los conjuntos de datos artificiales, los datos de captura combinados con las distribuciones previas informativas sobre algunos parámetros podrían producir cantidades de ordenación aceptables.

El modelo sólo con captura se da por:

$$C_{t+1} = P_t \left[ 1 + x \left( \frac{B_t}{aK} - 1 \right) \right] \left[ B_t + rB_t \left( 1 - \frac{B_t}{K} \right) - C_t \right]$$

donde:

$C_{t+1}$  es la captura en el momento  $t+1$ ;

$P_t$  es la proporción de biomasa capturada en el momento  $t$ ;

$B_t$  es la biomasa de la población en el momento  $t$ ;

$K$  es la capacidad de transporte, o la biomasa en la que el crecimiento de la población es cero;

$r$  es la tasa intrínseca del cambio en la biomasa de la población;

$x$  es un multiplicador que define el incremento en la mortalidad por pesca a lo largo del tiempo;

$a$  ( $0 < a < 1$ ) es el equilibrio bioeconómico como una proporción de  $K$ .

En este modelo se estiman cuatro parámetros:  $r$ ,  $K$ ,  $a$  y  $x$ . Se asumió que la población estaba ligeramente pescada al inicio de la serie temporal (por lo que  $B_0 = K$ ), y que la primera captura ( $C_0$ ) estaba medida sin error (por lo que  $P_0 = C_0/B_0$ ).

Los parámetros se estimaron utilizando técnicas bayesianas. Se utilizaron varias combinaciones de distribuciones previas. Para el stock occidental, las distribuciones previas para  $K$  se establecieron de la siguiente manera:  $K \sim U(100\,000, 1\,000\,000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(100\,000), \ln(1\,000\,000))$  o una distribución lognormal con una media de 350 000 t y  $CV=0,5$ . Para el stock oriental, las distribuciones previas para  $K$  se establecieron de la siguiente manera:  $K \sim U(200\,000, 2\,000\,000)$ ,  $\ln(K) \sim U(\ln(200\,000), \ln(2\,000\,000))$  o una distribución lognormal con una media de 700 000 t y  $CV=0,5$ . Las distribuciones previas de  $r$  se establecieron en  $r \sim U(0,4, 2,0)$  o una distribución previa basada en métodos demográficos (véase el **Apéndice 6**, McAllister *et al.* 2001). Las distribuciones previas de  $a$  se establecieron como uniformes en el rango posible del parámetro  $a \sim U(0,1)$ . Se realizó la sensibilidad para las distribuciones previas de  $x$ , porque algunas combinaciones de los valores de  $a$  y  $x$  podrían generar oscilaciones no realistas sobre la tasa de captura y por consiguiente sobre la biomasa. Inicialmente, las distribuciones previas de  $x$  se establecieron como  $x \sim U(0,10)$ , posteriormente el rango se restringió a  $x \sim U(0,1)$  o  $x \sim U(0, 1,1)$  para los stocks oriental y occidental, respectivamente.

Se asumió que las capturas observadas seguían una función de verosimilitud lognormal (Casella y Berger, 2002) con un valor esperado igual a las capturas predichas por los modelos:

$$L(\phi | w) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{\sigma C_t \sqrt{2\pi}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\ln C_t - \mu)^2 \right]$$

donde:

$$\mu = \ln E(C_t) - \frac{\sigma^2}{2}$$

$n$  es la longitud de la serie temporal de captura

$C_t$  es la captura observada en el año  $t$

$\hat{C}_t$  es la captura esperada para el año  $t$  predicha por el modelo

$\sigma$  es el parámetro de variabilidad asumido conocido e igual a 0,4.

Los parámetros se estimaron utilizando el algoritmo *Sampling Importance Resampling* (SIR) (McAllister *et al.* 1994; Gelman *et al.* 2004). La función importancia era igual a la función de las distribuciones previas conjuntas, y por tanto, la ratio de importancia es igual a la verosimilitud. Se muestrearon aleatoriamente un millón de vectores parámetro de las distribuciones previas conjuntas; de estos, se tomaron 20.000 muestras con sustitución, con una probabilidad proporcional a la ratio de importancia. Punt y Hilborn (1997) descubrieron que el remuestreo debía hacerse hasta que ningún vector reciba una asignación de más del 1% de la probabilidad posterior (MSD- Máximo de una densidad única). En nuestro caso, el MSD fue objeto de seguimiento y ningún vector se produjo en más del 1% de los remuestreos. Se utilizaron también otros diagnósticos para la convergencia como el coeficiente de variación en la ponderación media de la importancia (McAllister y Kirchner, 2002) y en la ratio de importancia máxima (McAllister y Pikitch, 1997).

Los datos utilizados en el primer grupo de ensayos fueron la serie temporal de las capturas totales desde 1950 hasta 2006 para el stock oriental y desde 1976 hasta 2006 para el stock occidental. Aunque las capturas del stock de listado occidental empiezan en 1953, permanecen muy bajas hasta mediados de los 70. Los ensayos preliminares utilizando la serie entera de captura no funcionarían porque el modelo no podría encontrar una combinación de parámetros que produjera una trayectoria con una tasa pequeña de captura en casi 30 años. Para el segundo grupo de ensayos, el modelo se ajustó a una serie de captura restringida para el stock oriental con el fin de contar únicamente con capturas procedentes de una pesquería más homogénea (véase la sección 3.2). La serie fue dividida en dos periodos, desde 1965 hasta 1984 y desde 1985 hasta 2006.

### 5.2.2 PROCEAN

El modelo PROCEAN (análisis de producción de captura/esfuerzo) es un modelo de producción excedente multi-flota desarrollado en un marco bayesiano para realizar evaluaciones de stock basadas en los datos de series temporales de captura y esfuerzo (Maury, 2001; Maury y Chassot, 2001). PROCEAN es un modelo de dinámica de la biomasa basado en el modelo de producción excedente generalizado (Pella y Tomlinson, 1969) que incluye el error de proceso para la capturabilidad de la flota pesquera, la capacidad de transporte del stock y un error de proceso robusto en la mortalidad por pesca.

Se utilizaron las ocho series temporales independientes de los índices de abundancia definidos durante la reunión del GT así como el índice de abundancia combinado ponderado por zona de pesca (véase la Sección 4).

Los ensayos preliminares demostraron que no hay información suficiente en los datos para estimar el parámetro forma ( $m$ ) respecto a la típica marea sin retorno de la pesquería de listado del Atlántico oriental por lo que se fijó al ensayar el modelo. La biomasa inicial del stock en 1969 ( $B_0$ ) fue también difícil de estimar y se asumió que era igual a una proporción fijada de la capacidad de transporte ( $K$ ). Se consideraron las distribuciones previas informativas del parámetro tasa de crecimiento ( $r$ ) y el rendimiento máximo sostenible (RMS). Se asumieron distribuciones normales con media de 1,17 (sd = 0,26) y 150.000 (sd = 20.000) para la tasa de crecimiento intrínseca (véase la Sección 5.3.2) y el RMS respectivamente. Se llevó a cabo un análisis de sensibilidad para tener en cuenta la incertidumbre en algunos parámetros de entrada y evaluar el impacto de las distribuciones previas de las estimaciones posteriores (véase la Sección 6.2.4).

### 5.2.3 Métodos del modelo de producción excedente bayesiano

El modelo de producción excedente bayesiano (BSP) (McAllister *et al.* 2001) es un modelo de producción excedente en situación de no equilibrio que permite distribuciones previas sobre la tasa intrínseca del aumento de población ( $r$ ), la capacidad de transporte ( $K$ ), la biomasa en el primer año del modelo definida como una ratio ( $\alpha.b_0$ ) de  $K$ , la captura media anual antes de que los datos fueran registrados así como la varianza, el parámetro forma ( $n$ ) para un modelo Fletcher/Schaefer y parámetros de capturabilidad para cada serie temporal. El modelo utiliza un algoritmo *sampling importance resampling* (SIR, McAllister y Kirkwood, 1998) y puede ajustar un modelo de producción tipo Schaefer o tipo Fletcher/Schaefer. El modelo BSP ha sido aceptado en el

catálogo de ICCAT y ha sido aplicado a varias especies de ICCAT anteriormente (aguja blanca, atún rojo, marlines, patudo), pero esta es la primera vez que el modelo se ha aplicado al listado.

En esta aplicación se usó la formulación logística del modelo de Schaefer y la estimación de  $r$  y  $k$  y  $\alpha$ . $b_0$  usando las distribuciones previas. Se asumió una distribución previa lognormal (media =1; sd=0,01) para  $\alpha$ . $b_0$  basándose en que la biomasa del primer año del año del modelo (1950 para el listado oriental y 1952 para el listado occidental) se encontraba en o cercana a la capacidad de transporte. Las distribuciones previas de  $r$  fueron determinadas basándose en la modelación demográfica descrita en la Sección 5.3.2. Las distribuciones previas de  $K$  fueron inicialmente estimadas para ser uniformes bien en  $K$  o  $K$  logarítmica con límites máximos iguales a 10 veces la captura máxima observada y límites mínimos iguales a la captura máxima observada pero fueron posteriormente rebajados hasta ~ 5 veces la captura máxima. En esta formulación del modelo BSP se introdujeron distribuciones previas para los parámetros  $r$  y  $K$  y se asumió que  $K$  era igual a la biomasa en el punto inicial para cada captura registrada para cada modelo.

El ajuste y la parametrización iniciales del modelo fueron necesarios para descubrir valores iniciales adecuados para que los parámetros de entrada  $r$  y  $K$  logren que el modelo estime valores modales que sean las estimaciones de verosimilitud máxima para los parámetros no bayesianos o la moda de la distribución posterior para los parámetros bayesianos. Esto se llevó a cabo durante el componente “moda de estimación” del procedimiento de ajuste del modelo y a menudo fueron necesarios diversos valores iniciales para diferentes ensayos. Los valores iniciales de los diversos parámetros se presentan en las **Tablas 21** y **22** para el listado occidental y el listado oriental respectivamente. Los índices utilizados para el listado occidental se presentan en la **Tabla 23** y los del listado oriental en las **Tablas 24** y **25**.

Para cada ensayo del modelo, los diagnósticos de convergencia se estimaron durante la etapa de “muestreo por importancia” del modelo de acuerdo con la metodología descrita en McAllister y Kirkwood (1998). Además, dada la naturaleza no informativa o contradictoria de muchos de los índices de entrada, el examen de los diagnósticos era especialmente crítico a causa del sesgo potencial que la función importancia puede impartir en las modas posteriores. Se recomienda que el CV de las ponderaciones CV (wts) de los muestreos de importancia sea inferior al CV de la verosimilitud por las distribuciones previas CV (L\*P) para los mismos muestreos. Como diagnóstico de convergencia para el algoritmo SIR, se utilizó la ratio de CV (wts)/CV (L\*P) asumiendo que ratios superiores a 2 eran inaceptables, ratios entre 1 y 2 eran marginales y ratios inferiores a 1 aceptables.

### 5.3 Otros métodos

#### 5.3.1 Estimación de las tendencias potenciales en la capturabilidad en la flota de cerco europea

El Grupo observó que en los diversos análisis pasados se había asumido que la capturabilidad asociada a la flota de cerco tropical de la CE ha aumentado aproximadamente un 3% por año desde 1980. El Grupo llevó a cabo análisis adicionales para determinar si quizá los cambios en la capturabilidad no habían ocurrido según una tasa constante desde 1980.

Los datos utilizados, véanse las **Figuras 34** y **35** (para las tres especies tropicales por separado y combinadas), fueron: captura total de 1950-2006, captura y esfuerzo nominal (días de pesca) de 1969-2006 de la CE y flotas de cerco asociadas. No se intentó separar los lances sobre banco libre y DCP. Los valores del esfuerzo de 1983 y 1984 parecían anormalmente altos y fueron excluidos de los análisis.

El enfoque utilizado puede resumirse de la siguiente manera: dependiendo de las capturas totales, las trayectorias de biomasa fueron calculadas basándose en un modelo de producción determinista de Fox con valores de parámetros asumidos (que se explican a continuación). A partir de estos valores de biomasa y de las capturas y el esfuerzo pesquero total y del cerco, es posible derivar valores de mortalidad por pesca y capturabilidad por flota de cerco. Las tendencias en los valores de capturabilidad resultantes fueron entonces examinadas. Las siguientes ecuaciones explican el método utilizado:

1) Asumir valores para  $RMS$  y  $K$ .

2) Asumir que  $B_{1950} = K$

3) Proyectar la población hacia delante utilizando la parametrización de Fletcher del modelo de Fox dados los valores anteriores y la serie temporal de las capturas totales conocidas:

$$B_{t+1} = B_t - e^{-MSY} \frac{B_t}{K} \ln \left( \frac{B_t}{K} \right) - F C_t$$

4) Estimar la mortalidad por pesca total:

$$F_t = \frac{Tq_t}{(B_t + B_{t+1})/2}$$

5) Estimar la mortalidad por pesca del cerco basándose en la ratio de la captura de cerco (P) y la captura total:

$$P F_t = \frac{P q_t}{q_t} F_t$$

6) Estimar la capturabilidad del cerco usando el esfuerzo nominal:

$$q_t = \frac{P F_t}{F_t}$$

Los valores asumidos para  $RMS$  para el patudo y el rabil fueron 90.000 t y 150.000 t, estimados en evaluaciones previas. Para el listado en el Atlántico oriental se asumió un  $RMS$  de 150.000 t. Cuando los tres stocks se analizaron juntos, el  $RMS$  total utilizado fue 390.000 t.

Los valores de  $K$  para el patudo y el rabil se calcularon de tal forma que las ratios de  $B_{2006}/B_{RMS}$  proyectadas fueron 0,9 y 1,0, respectivamente. El valor de  $K$  para el listado se fijó arbitrariamente en 700.000 t, cifra similar a los valores calculados para el rabil y el patudo. El valor de  $K$  para los análisis de las tres especies combinadas fue la suma de los tres valores individuales de  $K$ .

El Grupo calculó los cambios porcentuales medios en la capturabilidad haciendo una regresión entre  $\ln(q_t)$  y tiempo para diferentes periodos. Estos periodos fueron 1969-1979, 1980-1990 y 1991-2006, es decir, los mismos periodos que se consideraron para separar las series para los análisis de Multifan. Además, se examinó el periodo 2002-2006 para investigar tendencias más recientes.

### Resultados

Las tendencias de biomasa proyectadas se muestran en la **Figura 36**. Los modelos muestran descensos más bruscos para el patudo y el rabil que para el listado o para las tres especies combinadas.

La **Tabla 26** proporciona los parámetros asumidos de dinámica de la población y las pendientes resultantes de la regresión entre  $\ln(q_t)$  y tiempo para diferentes periodos. Los valores de  $\ln(q_t)$  para todo el periodo se muestran en la **Figura 37**. Estos resultados sugieren que durante algunos periodos, la capturabilidad podría haber cambiado en más del 10% por año. Esto es evidente principalmente en los 70 y los 80. Para los cinco años más recientes, estos análisis sugieren que la capturabilidad continúa aumentando rápidamente para el listado, descendiendo para el rabil y aumentando lentamente para el patudo.

Las **Figuras 38 y 39** muestran el esfuerzo pesquero (nominal) de entrada así como el esfuerzo ajustado por las estimaciones de capturabilidad por especies. Cabe señalar que el mayor impacto de ajustar el esfuerzo por la capturabilidad es para el patudo, seguido del listado y posteriormente el rabil.

La **Figura 39** compara la serie de esfuerzo nominal con dos series ajustadas para el rabil. La línea azul se ajusta utilizando los cambios en la capturabilidad estimados en los presentes análisis. La línea roja se obtuvo siguiendo el mismo enfoque que se aplicó durante la sesión de evaluación de rabil celebrada en Cumaná, Venezuela en 2000 (Anón. 2001), que asume un incremento anual del 3% en  $q$  después de 1980 (cabe señalar que las series de esfuerzo de entrada utilizadas para ambos análisis son diferentes). Las dos series ajustadas son similares en magnitud, aunque en algunos años el esfuerzo ajustado del análisis actual puede ser hasta un 60% mayor que el esfuerzo ajustado por el cambio anual del 3% en  $q$ .

Al discutir los resultados obtenidos, el Grupo acordó que el enfoque utilizado para calcular los cambios en  $q$  tiene puntos fuertes y débiles. Uno de los puntos fuertes es que la tasa en la que  $q$  cambia en el tiempo no está fijada. Otro punto fuerte es que está vinculada a un modelo de dinámica de población. En cuanto a los puntos débiles, la naturaleza determinista del modelo de Fox utilizado es bastante inflexible. Un enfoque más flexible sería, por ejemplo, estimar los cambios en la capturabilidad como desarrollos aleatorios dentro de un marco de evaluación de stock como Multifan-CL. Por último, el Grupo no examinó en detalle el efecto que tendrían los cambios en los valores asumidos de  $RMS$  y  $K$  sobre los resultados, aunque ensayos limitados sugerían que las tendencias en  $q$  eran relativamente insensibles a ellos.

Para los análisis de evaluación de stock, el Grupo concluyó que deberían usarse ambas series de esfuerzo ajustadas para un aumento del 3% en  $q$  por año, así como ajustadas por los cambios de la captabilidad estimados en estos análisis (véase **Tabla 27**).

## 6. Resultados de la situación del stock

### 6.1 Situación del stock – rabil

#### 6.1.1 Resultados del VPA

Esta sección resume los resultados de los análisis del VPA explicados en la Sección 5.1. El archivo de resultados del software VPA-2BOX para los casos base del modelo VPA (Ensayos 5 y 10) se incluye en el **Apéndice 7**. Este apéndice contiene una descripción completa de los resultados del VPA, incluyendo la matriz de las tasas estimadas de mortalidad por pesca, la abundancia por edad, la biomasa del stock, el reclutamiento, los ajustes a los índices, las selectividades estimadas de los índices, las ratios de F y la  $F_s$  por edad terminal.

#### Diagnósticos

Los ajustes a la serie de CPUE para los modelos de base y continuidad del VPA se resumen las **Figuras 40 y 41**. Los ajustes a los casos base (Ensayos 5 y 10) son muy similares y muestran una sustancial falta de ajuste a muchos índices (**Figura 41**).

#### Retrospectivas

Se finalizó un análisis retrospectivo eliminando secuencialmente entradas de captura e índices de abundancia del caso base del modelo de 2008, hasta 2003. La **Figura 42** muestra las tendencias de la biomasa reproductora y los reclutas para los casos base. Las tendencias de la SSB se escalaron al valor máximo de la serie para facilitar la comparación. Las tendencias de la SSB son sensibles a la eliminación secuencial de los datos y no muestran convergencia remontándose en el tiempo. En su lugar, algunas series indican un descenso brusco en la biomasa. El reclutamiento estimado es bastante insensible a la eliminación retrospectiva de los datos. En años recientes, las estimaciones de reclutamiento fluctúan sin un patrón obvio.

Los patrones retrospectivos en la mortalidad por pesca por edad (FAA) y los números por edad (NAA) se resumen en la **Figura 43 y 44**, respectivamente. En la FAA se ha observado algún patrón retrospectivo sustancial, especialmente para las edades 4 y 5+ entre 1990 y 2006. El patrón retrospectivo en NAA es menos claro. Los resultados del modelo son generalmente convergentes hasta los años más recientes, y posteriormente varían sin un patrón obvio.

#### Comparación de los modelos base del VPA de 2003 y 2008

El ensayo de continuidad de 2008 fue construido para examinar las implicaciones de añadir años recientes (2002-2006) al modelo VPA sin cambiar los índices utilizados o las especificaciones del modelo. Las tendencias en la mortalidad por pesca apical, la biomasa del stock reproductor (SSB), la abundancia (Edades 0-5+), el reclutamiento (Edad 0) y la ratio de F anual ( $F_{5+}/F_4$ ) para los modelos base de 2003 y de continuidad de 2008 se muestran en la **Figura 45**. Los resultados de la evaluación de stock base de 2003 y de continuidad de 2008 son similares pero existen algunas diferencias claras en las estimaciones de reclutamiento, abundancia y mortalidad por pesca, especialmente entre 1999 y 2001. Estas incoherencias están causadas, probablemente, por diferencias en las ratios de F estimadas durante esos años. Las estimaciones de la SSB son bastante similares a lo largo de la serie temporal.

#### Modelos base del VPA

El Grupo de trabajo eligió dos modelos (Ensayos 5 y 10) para proporcionar asesoramiento en cuanto a ordenación. Las tendencias anuales en el rendimiento, la biomasa total, la mortalidad por pesca apical, los reclutas (Edad 0), la biomasa reproductora del stock (SSB) y la SSB relativa a SSB en  $F_{max}$  se muestran en la **Figura 46** (Ensayo 5) y la **Figura 47** (Ensayo 10). La incertidumbre en los valores anuales se estimó usando 500 ensayos bootstrap de los residuos del índice.

Los dos ensayos son muy similares, aunque el Ensayo 10 hace unas estimaciones ligeramente más optimistas de la situación del stock en 2006.

#### Ensayos de sensibilidad

Se llevaron a cabo varios ensayos de sensibilidad para examinar la sensibilidad del modelo a:

- 1) La aplicación/eliminación de penalizaciones sobre las desviaciones en el reclutamiento reciente.
- 2) La aplicación/eliminación de penalizaciones sobre las desviaciones en las estimaciones recientes de la vulnerabilidad por edad.
- 3) Cambios en los periodos de tiempo aplicados a los índices de abundancia.
- 4) Varios supuestos sobre la captura por edad del palangre japonés en 2006.
- 5) Estimar una única ratio de F para todos los años (1970-2006).
- 6) Ajustar la ratio de F para todos los años en diversos valores.

El Grupo consideró estos modelos durante el desarrollo del ensayo base, pero finalmente decidió que estos ensayos no se utilizarían para desarrollar el asesoramiento en materia de ordenación.

#### Situación del stock

El Grupo de trabajo no pudo elegir entre los dos casos base del VPA, y dado que los resultados del modelo eran tan similares (**Figuras 46 y 47**), el Grupo recomendó combinar los resultados del modelo en una distribución conjunta única. Esta distribución conjunta se utilizó para determinar la situación del stock y desarrollar el asesoramiento en materia de ordenación. Las referencias de ordenación se calcularon utilizando las medianas de la distribución conjunta y asumiendo un reclutamiento constante igual a la media de los reclutamientos observados durante 1970-2006. Todos los elementos de referencia de la ordenación y los puntos de referencia se resumen en la **Tabla 28**.

La trayectoria de la situación del stock durante la serie temporal se resume en la **Figura 48**. De acuerdo con la distribución conjunta de los modelos base de 2008, el rabil nunca ha estado sobrepescado aunque se ha producido sobrepesca (**Figura 48**; símbolos amarillos). La situación actual del stock se estimó utilizando  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  y  $F_{actual}/F_{MAX}$ . De acuerdo con los resultados de la distribución conjunta, el stock no está actualmente sobrepescado ( $SSB_{2006}/SSB_{MAX}= 1,09$ ) o sufriendo sobrepesca ( $F_{actual}/F_{MAX}=0,84$ ) (**Figura 49**). La incertidumbre en la situación del stock se estimó haciendo un bootstrap de los residuos del índice. Se hicieron 500 bootstraps de cada modelo base del VPA (**Figura 49**). Se construyeron histogramas de las estimaciones del bootstrap de la situación del stock de 2006 a partir de la distribución conjunta para examinar la normalidad de la distribución. No hay pruebas de un fuerte sesgo en los resultados (**Figura 50**).

Las conclusiones de esta evaluación no reflejan el grado total de incertidumbre en las evaluaciones y las proyecciones. Un factor importante que contribuye a la incertidumbre es la precisión de la curva de crecimiento y del procedimiento de separación de edades (filo de cuchillo). Los procedimientos de separación de edades (filo de cuchillo) son sensibles a pequeños cambios en los límites de separación. Los métodos mejorados para estimar la captura por edad (por ejemplo, enfoques estocásticos y/o composición por edades directamente observada) tienen el potencial de mejorar la fiabilidad de los modelos estructurados por edad. Otra importante fuente de incertidumbre es el reclutamiento, tanto en términos de niveles recientes (que estimaban con poca precisión en la evaluación) como en posibles niveles futuros. Estos modelos asumían que el reclutamiento continuaría al nivel observado durante 1970-2006. Es posible que los cambios en la presión pesquera o el medio ambiente pudieran invalidar este supuesto.

#### 6.1.2 ASPIC

La **Tabla 29** muestra los resultados iniciales de los 10 ensayos. Las trayectorias estimadas de la biomasa relativa y la mortalidad por pesca relativa para cada uno de los 10 casos se presentan en la **Figura 51**. En el caso de la biomasa relativa, los casos 1, 3, 7 y 9 mostraron tendencias muy diferentes en comparación con los demás casos. Para la mortalidad por pesca relativa, los casos 1, 3, 9 y 10 mostraron claramente trayectorias con tendencias diferentes. Tras el examen inicial de los resultados, el Grupo decidió hacer bootstraps para los casos 2, 4, 6 y 8. Las trayectorias deterministas estimadas para los 4 casos de bootstrap se muestran en la **Figura 52**. Los cuatro casos mostraron las mismas tendencias con un aumento en la mortalidad por pesca y una reducción de la biomasa que provocó un periodo en el que el stock estaba sobrepescado y sufriendo sobrepesca, seguido de un periodo de recuperación. La condición actual del stock es sobrepescado pero sin experimentar ya sobrepesca. La



**Figura 53** muestra los diagramas de fase de cada uno de los 4 ensayos de bootstrap (500 bootstraps) para el año 2006 (es decir, la condición actual). Las **Figuras 54** y **55** muestran las trayectorias de la biomasa relativa y la F relativa y el intervalo de confianza del 80% estimado a partir de 500 bootstraps. Los resultados de los bootstraps para los casos 2, 4, 6 y 8 se resumen en la **Tabla 30**.

## 6.2 Situación del stock – listado

### 6.2.1 Modelo Multifan – CL

El Grupo intentó diversos análisis de los stocks oriental y occidental combinados. Todos mostraron una convergencia muy pobre, tal y como se esperaba porque se consideró que los datos de marcado no eran muy informativos sobre la escala espacial de todo el océano. Por consiguiente, el Grupo realizó análisis separados para los stocks oriental y occidental, que se describen a continuación.

#### 6.2.1.1 Atlántico oriental

El modelo oriental incluía 10 pesquerías separadas (véase la Sección 4.1.3) y fue dividido en marcos temporales anuales y trimestrales, y se asumieron cuatro sucesos de reclutamiento, cada uno produciéndose al principio de cada trimestre. La mortalidad natural se fijó en  $0,2 \text{ trimestre}^{-1}$ . Las opciones para el caso base del modelo oriental, que incluían todos los datos de captura desde 1950 hasta 2006, eran similares a las del caso base del modelo simulado para la región occidental. No obstante, las principales diferencias eran que el modelo de la región oriental incluía una función de selectividad spline cúbica con tres nodos (posteriormente aumentados hasta 5) y que las penalizaciones para las desviaciones de esfuerzo se establecieron iguales para todas las pesquerías.

El modelo tenía grandes dificultades para estimar la biomasa al inicio del periodo de pesca (**Figura 56**). La estimación de la biomasa del modelo fluctuaba enormemente para los años iniciales del modelo, reduciendo repetidamente a cero. Las estimaciones de  $RMS$  y  $F_{RMS}$  no tenían, por consiguiente, sentido (**Figuras 57** y **58**). Como resultado de la pobre estimación del modelo, se llevó a cabo otro ensayo del modelo incluyendo sólo datos de 1970-2006. El modelo se preparó para estimar la estructura de edad de la población inicial basada en  $Z$  promediada durante los últimos 20 periodos (trimestres en este caso). Además, la opción de selectividad spline cúbica fue eliminada y en su lugar la selectividad se estableció como dependiente de la longitud en todas las pesquerías. Aunque estos cambios eliminaron la presencia de la biomasa reduciendo a cero en los años iniciales del ensayo del modelo, continuaba produciéndose un aumento de la biomasa en el tiempo (**Figura 59**). Las estimaciones de  $RMS$  y  $F_{RMS}$  fueron superficialmente más plausibles que el ensayo previo del modelo, pero claramente poco realistas debido a las extrañas estimaciones de la biomasa.

Aunque se simuló para este stock varias variaciones *ad hoc* y opciones del modelo con el fin de mejorar los resultados del modelo, todas produjeron similares patrones poco realistas de biomasa. Como consecuencia, se suspendieron análisis posteriores. Está claro que en esta etapa los datos para la región oriental no eran adecuados para la simulación de Multifan-CL dentro de las limitaciones temporales de la reunión del Grupo de trabajo. Deberían llevarse a cabo otros modelos intersesiones y posiblemente incluir datos de marcado una vez que hayan sido plenamente verificados.

#### 6.2.1.2 Atlántico occidental

El ensayo básico para el stock occidental utilizaba datos desde 1952 hasta 2006 para tres pesquerías (1= Brasil BB, 2= Venezuela BB+PS y 3= otros) y las siguientes limitaciones/supuestos:

- Asumir una población inicial en equilibrio basada en  $M$
- Asumir  $M=0,2$  por trimestre
- Estimar 4 sucesos anuales de reclutamiento
- Permitir mayor variabilidad en las desviaciones de esfuerzo para las pesquerías 2 y 3 (ponderaciones = 10, 3 y 3)
- Dividir las frecuencias de tallas entre 10 (pesquería 1) o 20 (pesquerías 2 y 3)
- Estimar selectividades separadas por pesquería; asumir una selectividad constante después de la edad 14 (trimestres)
- Estimar la curva de crecimiento, empezando por la asumida por ICCAT (véase Manual de ICCAT)
- Permitir desarrollos aleatorios en las capturabilidades de las 3 pesquerías
- Ajustar una relación stock-reclutamiento para estimar las estadísticas relacionadas con el  $RMS$  (media de la distribución previa de la inclinación = 0,9).

Se realizó un ensayo de sensibilidad adicional estimando la mortalidad natural.

La **Figura 62** representa un resumen de los diagnósticos de ajuste. Los patrones de selectividad estimados se muestran en la **Figura 63** y las trayectorias del reclutamiento y la SSB se muestran en la **Figura 64**. En conjunto, el modelo estima patrones de selectividad cóncavos y fluctuaciones sustanciales en el reclutamiento y la biomasa reproductora. El ajuste del modelo fue impreciso. No fue posible obtener estimaciones de varianzas de todas las cantidades de interés. La **Figura 65** muestra intervalos de confianza de aproximadamente el 90% para el reclutamiento y la SSB.

En términos de elementos de referencia, el modelo estimó un RMS de 30.660 t por año, y ratios actuales (2006) de  $B/B_{RMS} = 2,04$  y  $F/F_{RMS} = 0,51$ . En la **Figura 66** se presenta un diagrama de B relativa y F relativa. Cuando se hizo el ensayo de sensibilidad estimando M (M fue estimada en 0,32 por trimestre), los elementos de referencia se estimaron de la siguiente manera:  $RMS = 35.960$  t,  $B/B_{RMS} = 2,31$ ,  $F/F_{RMS} = 0,47$ .

El Grupo se mostró alentado con estos resultados preliminares y recomendó trabajar más en el futuro para refinar los análisis del modelo Multifan-CL para el stock.

## 6.2.2 Resultados del modelo de producción excedente Bayesiano

### 6.2.2.1 Listado occidental

Los índices utilizados para la evaluación del modelo de producción del listado del Atlántico occidental proporcionaban información bastante contradictoria, especialmente el brusco descenso del índice del cerco venezolano (**Figura 67**) y las grandes fluctuaciones en el índice de cebo vivo de Brasil y de caña y carrete de Estados Unidos. Hay poco solapamiento espacial en la cobertura de estos índices y dada la elevada viscosidad del listado, estos índices podrían reflejar condiciones más locales en lugar de la del stock occidental en su totalidad. Por tanto, no es improbable que estos índices puedan mostrar tendencias contradictorias.

Debido probablemente a estas tendencias contradictorias, los ensayos del modelo BSP para el stock de listado del Atlántico occidental tenían problemas iniciales con la convergencia indicada por un CV muy elevado de las ponderaciones de los muestreos por importancia relativos al CV de la verosimilitud por las distribuciones previas  $cv(wts)/cv(lp)$ . Dicha situación puede producirse cuando los índices de entrada o son contradictorios o no informativos, tal y como ocurrió en varias evaluaciones de stock de tiburones (McAllister y Kirkwood, 1998), produciendo una función de importancia muy estrecha. Como solución, McAllister recomendó aumentar la función de importancia ancha para permitir una mayor variabilidad de muestreo con la especificación del parámetro *expand.imp* o reduciendo los grados de libertad de la función de importancia de t multivariable (la función de importancia usada para estos modelos). El Grupo exploró varios ensayos (5 a 9) bien ampliando la función de importancia o aumentando los grados de libertad en los que cada expansión sucesiva mejoraba los criterios de convergencia  $cv(wts)/cv(lp)$  y amplió la distribución posterior de  $r$  (**Figura 68**). Es muy probable que los ensayos 1-6 sean poco razonables dado que no se lograron los criterios de convergencia. Los ensayos 1-8 fueron realizados también con una distribución previa muy ancha de  $r$  ( $sd=,5$ ) en lugar del 0,25 deseado originalmente. Para corregir esto, se llevó a cabo un ensayo 9 adicional con la distribución previa N correctamente especificada (1,17, 0,25).

Los resultados de los ensayos 7 y 8 alcanzaban ambos criterios de convergencia razonables pero no perfectos ( $cv(wts)/cv(lp) \sim 1,6$ ) (**Tabla 31**). Los ensayos 1-8 fueron también realizados con una distribución previa muy ancha de  $r$  ( $sd=,5$ ) en lugar del 0,25 deseado originalmente. Para corregir esto, se llevó a cabo un ensayo 9 adicional con la distribución previa N correctamente especificada (1,17, 0,25), sin embargo cabe señalar que la distribución posterior de  $r$  era muy ancha (**Figura 68**). El ajuste a los índices para el ensayo 9 era bastante pobre y no inesperado dadas las diferentes trayectorias de los índices (**Figura 69**) y la ponderación igual que se les había dado. La tasa intrínseca de aumento de población,  $r$ , para el ensayo 9 fue estimada como ligeramente inferior que la media de la distribución previa y en un valor de 1,159 con una desviación estándar de 0,278.

La **Figura 70** muestra la trayectoria de la biomasa,  $B/B_{RMS}$ , F y  $F/F_{RMS}$  con proyecciones de 25.000 t empezando en 2007 para el ensayo 9 del listado del Oeste mostrando el brusco aumento inicial en la mortalidad por pesca con la creación de las pesquerías y una evaluación de la situación actual de B por encima de  $B_{RMS}$ , y de F por debajo de  $F_{RMS}$ . Es importante indicar que ampliar la función de importancia tiende a dejar que el modelo estime una K menor y mayores tasas de mortalidad por pesca de tal modo que si existe un sesgo introducido por la falta de convergencia de los ensayos anteriores, tiende a producir resultados más optimistas para esta configuración particular del modelo (**Tabla 31**).

### 6.2.2.2 Listado oriental

El modelo BSP para la evaluación del listado del Atlántico oriental utilizó ocho índices (**Figura 71, Tabla 24**). A pesar de la más bien contradictoria naturaleza de algunos de los índices, los ensayos del modelo BSP para el stock del Atlántico oriental del listado mostraban criterios de convergencia más aceptables que los del listado del Oeste.

Se realizaron diecinueve ensayos utilizando varias combinaciones de índices, límites en  $K$ , y con desviaciones estándar para las distribuciones previas de  $r$  (**Tablas 32 y 33**). Muchos de los ensayos utilizaban los mismos datos y realmente deberían considerarse como ensayos “de prospección” para determinar las condiciones limitativas adecuadas para posteriores modelos. Existía un fuerte efecto de los límites sobre la distribución previa uniforme de  $K$  (**Figura 72**). Rebajar el límite superior desde 2 millones de toneladas métricas ( $t$ ) a 1 millón de toneladas métricas (un valor similar a 5 veces la captura máxima observada) reducía los valores de  $K$  desde aproximadamente 1,2-1,3 millones de toneladas métricas hasta valores cercanos a 720-790 mil toneladas métricas. Dados los extremadamente elevados valores de  $K$  predichos utilizando el límite superior de  $K$  (1,3 millones de  $t$ ) es probablemente más plausible utilizar un límite cercano a los límites usados comúnmente, como 5 veces la captura máxima observada.

Cabe señalar que las distribuciones previas de  $r$  eran originalmente ensayadas con una varianza de 0,9 donde  $N\sim(\text{media}=1,17, \text{sd}=0,3)$ . Esto era ligeramente diferente de la desviación estándar del análisis demográfico que estimaba una  $sd$  de 0,25, sin embargo, los resultados son probablemente muy comparables a usar una distribución previa  $N\sim(\text{media}=1,17, \text{sd}=0,3)$ . Una entrada de la desviación estándar en lugar de la varianza como la media para la distribución previa facilitaba un análisis de sensibilidad improvisado de los efectos de utilizar una distribución previa estrecha ( $sd=0,25$ ) o ancha ( $sd=0,5$ ) de  $r$ . Este conjunto de ensayos indicaba que se producía poco efecto sobre las modas posteriores (**Tablas 32 y 33**) produciendo poco efecto real sobre los resultados de situación para cada ensayo. Las distribuciones posteriores resultantes eran, no obstante, mucho más amplias con la distribución previa ancha o no informativa, produciendo coeficientes de variación más amplios alrededor de la moda de las distribuciones posteriores para los resultados de situación (**Tablas 32 y 33**). Además, los valores más altos de  $r$  de la distribución posterior sugieren que liberar la distribución previa de  $r$  permite al modelo estimar un valor posterior más alto para  $r$  ( $\sim 1,3-1,7$ ) que para las distribuciones previas informativas. Basándose en anteriores modelos demográficos (sección 5.3.2) estos valores más altos parecen improbables para el listado.

Por tanto, RUN5BZ, utilizando una distribución previa uniforme (250000, 1000000) de  $\ln K$ , una distribución previa  $N\sim(1,17, 0,3)$  de  $r$  y todos los índices ponderados igualmente puede ser considerado el mejor modelo que incorpora todos los datos, aunque los ajustes a los índices eran generalmente pobres (**Figura 73**). Las trayectorias de biomasa,  $B/B_{RMS}$ ,  $F$  y  $F/F_{RMS}$  con proyecciones de 100.000  $t$  empezando en 2007 para el SKJE-RUN5BZ (**Figura 74**) indican la situación relativamente alta de  $B/B_{RMS}$ , y la baja situación de  $F/F_{RMS}$  predicha por el modelo.

### 6.2.3 Modelo sólo con captura

#### Listado occidental

Para el stock occidental se llevaron a cabo dos conjuntos de ensayos (**Tabla 34**). Para ambos conjuntos, la serie de captura utilizada oscilaba desde el año 1976 hasta 2006 con el fin de incluir los años en los que las capturas empezaron a aumentar (**Figura 7**). Para el primer conjunto (A), la distribución previa de  $x$  se estableció como valores amplios  $x\sim U(0,10)$ . Las exploraciones del comportamiento del modelo para las combinaciones de los parámetros  $a$ ,  $x$  mostraron que para una  $x$  elevada y una  $a$  baja, las predicciones del modelo para la biomasa y la captura tenían oscilaciones irrealistas amplias. Se llevó a cabo también un segundo conjunto de ensayos (B) con una distribución previa estrecha de  $x$ . Cuando se asumían distribuciones previas más estrechas de  $x$ , el modelo era capaz de obtener más información de las capturas que para una distribución previa más ancha de  $x$ . La **Figura 75** tiene los resultados sólo para el ensayo 1 de los dos conjuntos, que eran similares para los demás ensayos de cada conjunto (véase el **Apéndice 8** para todos los resultados).

Las estimaciones eran sensibles a la distribución previa de  $x$ . El primer conjunto de ensayos (A) incluía menos información de las capturas tal y como sugerían las distribuciones posteriores más anchas al compararlas con las distribuciones previas (**Figuras 75 y 76**). Para el primer conjunto de ensayos, la mediana de la distribución posterior de RMS oscilaba entre 54.000 y 83.000  $t$ . El segundo conjunto de ensayos (B) era capaz de incorporar más información de las capturas que el primer conjunto, tal y como sugerían las distribuciones posteriores más

estrechas de los parámetros y las cantidades derivadas, al compararlo con las distribuciones previas (**Figura 75**), y fue seleccionado para la inferencia. Para el segundo conjunto de ensayos, la mediana de las distribuciones posteriores de RMS era de aproximadamente 30.000 t.

#### Listado oriental

Para el stock de listado oriental, se llevaron a cabo tres conjuntos de ensayos (**Tabla 35**). Para el primer conjunto (A) se utilizó la serie de capturas de 1950 a 2006 así como una distribución previa más amplia de  $x$ . La serie de captura mostraba un descenso a mediados de los 80 cuando se produjo el desplazamiento de gran parte de las flotas de cerqueros españoles y franceses al océano Índico. El modelo sólo con captura asume que la tasa de captura aumenta y se estabiliza siguiendo una curva logística. El Grupo sugirió ensayar el modelo sólo con las capturas desde 1985 hasta 2006 con el fin de cumplir los supuestos del modelo sólo con captura. Se llevaron a cabo otros dos conjuntos de ensayos. El conjunto B incluye ensayos ajustados a las capturas desde 1965 hasta 1984 y el conjunto C incluye ensayos ajustados a las capturas desde 1985 hasta 2006. Para estos dos conjuntos, la distribución previa de  $x$  era más estrecha (**Tabla 35**).

De forma similar al listado occidental, los resultados parecían sensibles a las distribuciones previas de  $x$ , y el primer conjunto de ensayos (A) incluía menos información de las capturas que el conjunto C tal y como sugerían las distribuciones posteriores más amplias (**Figura 77**). El conjunto de ensayos C fue considerado el mejor ajuste porque ninguna distribución posterior se concentraba hacia los límites como ocurría en los conjuntos A y B (**Figura 77** y **Apéndice 8**). Para el conjunto de ensayos A, las medianas de las distribuciones posteriores de RMS oscilaban entre 200.000 y 275.000 t. Para el conjunto de ensayos C, las medianas de las distribuciones posteriores de RMS oscilaban entre 143.000 y 156.000 t.

#### 6.2.4 PROCEAN

##### 6.2.4.1 Listado oriental

El modelo, por lo general, ajustaba bien los datos para los diferentes ensayos aunque las pesquerías de cebo vivo europeas y senegalesas y los cerqueros europeos con base en Dakar mostraban tendencias crecientes en los residuos. En todos los ensayos, se demostró que eran necesarias distribuciones previas informativas para la convergencia del modelo. Las estimaciones de la distribución posterior máxima de RMS se encontraban en el rango de 154.000-185.000 t y parecían bastante sensibles a la media de la distribución previa de RMS (**Tabla 36**).  $F_{RMS}$  parecía robusta ante los cambios realizados en los parámetros de entrada y en las distribuciones previas, y el valor de 0,48 para  $m = 2$  está relacionado con la forma de la curva de producción y conduce a un valor de  $F/F_{RMS}$  en 2006 cercano al de los demás ensayos.

Para el ensayo estándar las capturas observadas y predichas eran cercanas a la curva de producción en equilibrio (**Figura 78**). Esto podría deberse al ciclo vital relativamente corto del listado que se captura principalmente antes de la edad 4 y a su elevada tasa de crecimiento. El stock parecía subexplotado en 2006 con la tasa de mortalidad por pesca por debajo de la mortalidad por pesca en RMS, es decir,  $F/F_{RMS} = 0,32$  en 2006 y la biomasa por encima de la biomasa en RMS, es decir  $B/B_{RMS} = 1,79$ .

El ensayo del modelo llevado a cabo con el índice de abundancia combinado condujo a resultados similares en términos de diagnóstico del stock, aunque el RMS se estimó en aproximadamente 10.000 t menos que en el ensayo estándar (**Tabla 36**). Sin embargo la calidad del ajuste era bastante pobre y los resultados demostraron una tendencia creciente en los residuos indicando que los datos no se ajustaban al supuesto de error lognormal. La inclusión del error de proceso en la capturabilidad para las especificaciones de parámetros del ensayo estándar mejoró el ajuste del modelo eliminando la tendencia en los residuos y permitió hacer un seguimiento de los cambios en la capturabilidad en el tiempo (**Figura 79**).

En particular, los resultados sugerían que la capturabilidad de las flotas pesqueras de cebo vivo con base en Dakar habría aumentado de forma continua en aproximadamente el 4% cada año desde los 70. Esto podría estar relacionado en los años 80 con la introducción y desarrollo de la pesca sobre manchas (Fonteneau y Diouf, 1994). A pesar del aumento del 3% ya tenido en cuenta en los índices de abundancia, la flota pesquera europea de cerco con base en Dakar que pesca sobre banco libre mostraba un aumento gradual en la capturabilidad en torno a 1990 seguido de una estabilidad relativa (**Figura 79**). Esto sugeriría que las mejoras tecnológicas a finales de los años 80 y principios de los 90 habrían conducido a un mayor aumento en la capturabilidad de lo que se había asumido generalmente (véase la sección 5.3.1).

## 7. Proyecciones

### 7.1 Proyecciones – rabil

#### 7.1.1 Proyecciones del modelo VPA

##### Especificaciones

Las proyecciones para el rabil (Ensayos 5 y 10) se basaban en las réplicas de bootstrap de las matrices de mortalidad por pesca por edad y números por edad producidas por el programa VPA-2BOX. El Grupo acordó que las proyecciones y los elementos de referencia deberían ser calculados usando un remuestreo de los reclutamientos observados durante 1970-2006. Esto produjo un reclutamiento esencialmente constante en el valor medio de la serie temporal. Esto contrasta con el enfoque utilizado durante la evaluación de 2003 que utilizaba una relación fija S-R de Beverton y Holt estimada de forma externa al modelo. El alcance de la variabilidad de reclutamiento,  $\sigma_R$ , para cada réplica de bootstrap fue modelado utilizando una desviación estándar de 0,5 sin autocorrelación.

Dado que durante 2007 y 2008 no se habían producido cambios de ordenación (proyectados por el modelo VPA porque los datos no estaban aún disponibles) estos años fueron proyectados en F actual<sup>1</sup>. Se hicieron proyecciones a varios niveles de captura constante o F constante incluyendo:

1) Captura = 50.000 t	2009-2016
2) Captura = 70.000 t	2009-2016
3) Captura = 90.000 t	2009-2016
4) Captura = 110.000 t	2009-2016
5) Captura = 130.000 t	2009-2016
6) Captura = 150.000 t	2009-2016
7) Mortalidad por pesca = F <sub>0,1</sub>	2009-2016
8) Mortalidad por pesca = F <sub>max</sub>	2009-2016
9) Mortalidad por pesca = F <sub>actual</sub>	2009-2016
10) Mortalidad por pesca = F <sub>1992</sub>	2009-2016

Las proyecciones que utilizaban diversos niveles de captura constante empleaban una restricción, que la F plenamente seleccionada estaba restringida para que no superara 3 yr<sup>-1</sup>.

##### Resultados

El Grupo de trabajo recomendó que el asesoramiento en materia de ordenación fuera construido utilizando la distribución conjunta de los ensayos 5 y 10 del VPA. Por tanto, las proyecciones reflejan el resultado de la mediana de ambos ensayos base.

Las proyecciones de la biomasa, rendimiento, mortalidad por pesca, SSB y reclutamiento totales se muestran en las **Figuras 80 y 81**. La SSB y la F están también dibujadas en relación a los elementos de referencia de la ordenación (F<sub>max</sub> y la SSB correspondiente en equilibrio). Las proyecciones de captura constante (**Figura 81**) indican que capturas de 130.000 t o menos son sostenibles durante el intervalo de proyección. Capturas de más de 130.000 t causarían una condición de sobrepescado y objeto de sobrepesca durante el intervalo de proyección. Las proyecciones de mortalidad por pesca constante (**Figura 81**) indican que los niveles actuales de mortalidad por pesca (2003-2006) permiten a la biomasa reproductora aumentar gradualmente durante el intervalo de proyección. Aumentar la presión pesquera hasta los niveles de 1992 provocaría que la situación del stock se deteriora hasta una condición de sobrepescado y objeto de sobrepesca durante el intervalo de proyección.

#### 7.1.2 ASPIC

Las proyecciones de ASPIC (**Figura 82**) para cada uno de los 4 casos fueron ensayadas para los siguientes escenarios de captura: 108.263 t (nivel de captura de 2006), 80,000 t, 100,000 t, 120,000 t, 140,000 t, y 160,000 t. Todos los ensayos indicaban que niveles de captura de 120.000 t o menos recuperarían el stock de la condición de sobrepescado. Un nivel de captura de 140.000 t no recuperaría el stock de acuerdo con los resultados del caso

<sup>1</sup> F actual fue calculada como el valor máximo (apical) de la media geométrica F por edad. La media geométrica fue calculada para los años 2003-2006.

6, pero lo recuperaría para los otros tres casos. Los 4 casos mostraban que el stock no se recuperaría si los niveles de captura eran de 160.000 t o más.

## 8. Recomendaciones

- El Grupo acordó que el nivel de desembarques de “*faux poisson*” en Abidján (del orden de 10.000 t para el listado) y la pequeña talla de los peces desembarcados era lo suficientemente importante para afectar potencialmente a los resultados de las evaluaciones de stock. Por tanto, el Grupo recomienda el desarrollo y la implementación de protocolos de muestreo para recopilar información detallada sobre el volumen de los desembarques, la composición por especies y la composición por tallas de los desembarques de “*faux poisson*”.
- Al igual que se ha implementado ya en otras OROP, diseñar cuidadosamente amplios estudios de marcado convencional que deberían ser implementados por ICCAT para complementar el uso de datos dependientes de la pesquería utilizados para estimar los índices de abundancia.
- Aunque se han producido algunas mejoras, el Grupo acuerda que es necesario aumentar los esfuerzos en los estudios biológicos de las tres especies de túnidos tropicales: rabil, listado y patudo.
- El Grupo se mostró alentado por los resultados preliminares obtenidos para el stock de listado occidental y recomendó que en el futuro se refinen los análisis del modelo Multifan-CL para este stock. Respecto al stock oriental, el Grupo recomendó realizar más modelos intersesiones y posiblemente incluir los datos de marcado una vez que estén totalmente verificados.
- La Secretaría necesita recursos suficientes para preparar los archivos de datos disponibles (tablas de sustituciones, captura por talla, captura por edad, marcado) al menos dos semanas antes de la reunión y los científicos nacionales deben dedicar recursos suficientes a revisar estos archivos antes del inicio de la reunión y solicitar cualquier modificación necesaria, si procede. Cabe señalar que este tema debería ser tratado por el Subcomité de Estadísticas y revisado en las sesiones plenarias del SCRS y que debería considerarse el uso de técnicas modernas de conferencia a través de la web.

## 9. Otros asuntos

El Grupo revisó el Informe de la Subcomisión 1 de 2007 que incluía como parte de sus debates la sugerencia de que “*el SCRS analizase y presentase a la Comisión, para que las considere en la reunión extraordinaria de 2008, un abanico de opciones para aumentar el rendimiento por recluta y el RMS del patudo reduciendo la mortalidad del patudo pequeño mediante el uso de vedas espaciales (es decir, una veda total a todas las pesquerías de superficie) y moratorias al uso de dispositivos de concentración de peces (DCP)*”. Además, se sugirió que *el SCRS analizase el impacto de dichas medidas también en las capturas de rabil y listado* (ICCAT 2008). El Grupo consideró que la sugerencia de la Subcomisión se refería a los análisis llevados a cabo en 2005 que incluían una amplia gama de escenarios de ordenación así como diferentes enfoques para evaluar el efecto de la moratoria y otras medidas alternativas. No obstante, el Grupo consideró útil analizar el efecto de la veda espacio-temporal establecida por la [Rec. 04-01] porque en el momento de la reunión de 2005 no había datos de observación para realizar dichos análisis, ya que en aquel momento la Recomendación acababa de ser adoptada. Sin embargo, estos análisis no pudieron realizarse en la reunión de evaluación ya que el principal objetivo de la reunión de evaluación era actualizar las evaluaciones de la situación de los stocks de listado y rabil. Se mantuvieron discusiones para planificar la realización de análisis entre la reunión de evaluación y la reunión del Grupo de especies en septiembre de 2008.

Al igual que para los análisis previos, el Grupo discutió el periodo de referencia a considerar en los análisis. Teniendo en cuenta que el cumplimiento durante la primera veda espacio-temporal fue sólo parcial, considerar el periodo previo a 2004 como referencia conduciría probablemente a una sobrestimación de los efectos de la actual veda espacio-temporal. Por otra parte, considerar los años previos a la primera moratoria (1993-1996) haría difícil separar el efecto del descenso continuo del esfuerzo por parte de las flotas europea y asociadas desde este periodo. Como alternativa, el Grupo decidió limitar los análisis a las flotas europea y asociadas asumiendo que estas flotas han implementado totalmente las diferentes vedas espacio-temporales.

Además de estos análisis, el Grupo consideró que podrían llevarse a cabo algunos escenarios generales de reducción en el esfuerzo para los diferentes componentes de la flota, tal y como sugirió la Subcomisión 1, y sus efectos en el rendimiento por recluta. Estos análisis podrían proporcionar el rango de opciones solicitado por la Subcomisión 1.

Con el fin de facilitar el trabajo del Grupo en septiembre, durante la reunión del Grupo de especies, se sugirió que los científicos llevaran a cabo estos análisis antes de la reunión del Grupo de especies y presentaran los resultados como documentos SCRS.

El resultado de los análisis llevados a cabo antes y durante la reunión del Grupo de especies se incluye como **Apéndice 9**.

## 10. Adopción del informe y clausura

El Presidente dio las gracias una vez más a los anfitriones por la organización de la reunión. El informe fue adoptado y la reunión fue clausurada.

## Referencias

- Anon., 1984. Report of the Juvenile Tropical Tuna Working Group (Brest, France, July 12-21, 1984). Collect. Vol. Sci. Pap., 21(1): 1-289.
- Anon., 2001. Report of the ICCAT SCRS Atlantic Yellowfin tuna Stock Assessment Session (Cumaná, Venezuela, July 10-15, 2000). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 52(1): 1-148.
- Anon., 2004. 2003 ICCAT Atlantic Yellowfin Tuna Stock Assessment Session (Mérida, Mexico, July 21-26, 2003). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56(2): 443-527.
- Anon., 2007. Report of the 2006 ICCAT Inter-sessional Meeting of the Tropical Species Working Group (Sète, France, April 24-28, 2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(1): 1-90.
- Anon., 2008. Report of the 2007 Inter-sessional Meeting of the Tropical Tunas Species Group. (Recife, Brazil, April 11-16, 2007). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(1): 1-96.
- Butterworth, D.S. and Geromont, H.F., 1999. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49(2): 233-241.
- Cass-Calay, S.L., 2008. Evaluating the impact of changes in fishing pressure on Atlantic tropical tunas using yield-per-recruit and spawner-per-recruit analyses. SCRS/2008/170.
- Casella, G. and Berger, R., 2002. *Statistical Inference* (2<sup>nd</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Casella, G. and Berger, R. 2007. *Statistical Inference* (7<sup>th</sup> ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Caverivière, A., 1976. Longueur prédorsale, longueur a la fourche et poids des albacores (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique. Cah. ORSTOM, ser. Océanogr., 14 (3): 201-208.
- Cayré, P. and Farrugio, H., 1986. Biologie de la reproduction du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 252-272.
- Cayré, P. and Laloê, F., 1986. Relation poids-longueur du listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'Océan Atlantique. In Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program. Symons, P.E.K., Miyake, P.M. and Sakagawa, G.T. (eds.), p. 335-340.
- Davis, K., 1991. Length-Weight relationships for western North Atlantic yellowfin tuna. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 36: 280-288.

- Fonteneau, A., 2000. Comparison of the species composition of tuna schools taken on logs and on free schools in the eastern Atlantic, before and after the deployment of FAD fisheries. Tuna Fishing and Fish Aggregating Devices (Symposium Caribbean-Martinique, 15-19 October 1999). Pêche thoniere et dispositifs de concentration de poissons (Colloque Caraibe-Martinique, 15-19 octobre 1999). No. 28, P. 678. Actes de colloques. Institut français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer. Brest [Actes Colloq. IFREMER].
- Fonteneau, A. and Diouf, T., 1994. An efficient way of bait-fishing for tunas recently developed in Senegal. *Aquatic Living Resources*, 7: 139-151.
- Gaertner, D., Salazar, H., Rodriguez, O., Astudillo, L. and Castillo, C., 1992. Relacion longitud-peso para el atún aleta amarilla en el Atlantico Oeste. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 38: 262-265.
- Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Ariz, J., Pianet, R., Hallier, J.P., 2008. Variabilité de la croissance du listao (*Katsuwonus pelamis*) entre les secteurs de l'Atlantique Est: utilisation de données de marquage-recapture dans un contexte de méta-analyse. *Aquatic Living Resources*, Vol. 21, No. 4, pp. 349-356.
- Gascuel, D., Fonteneau, A., Capisano, A., 1992. A two-stanza growth model for the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 5, No. 3, pp. 155-172.
- Gascuel, D., Fonteneau, A., Foucher, E., 1993. Analysis of fishing power evolution using Virtual Population Analysis: the case of purse seiners exploiting yellowfin (*Thunnus albacares*) in the eastern Atlantic. *Aquatic Living Resources*, Vol. 6, No. 1, pp. 15-30.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B., 2004. Bayesian Data Analysis. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Gotelli, N.J. and Ellison, A.M., 2001. A Primer in Ecology. 3rd edition. Sinauer Associates, Inc. Sunderland, MA.
- Hallier, J.P. and Gaertner, D., 2006. Estimated growth of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from tagging surveys conducted in the Senegalese area (1996-1999) within a meta-analysis framework. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 59(2): 411-420.
- Hampton, J., 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences [Can. J. Fish. Aquat. Sci./J. Can. Sci. Halieut. Aquat.]. Vol. 57, No. 5, pp. 1002-1010.
- Hampton, J., 2002. Stock assessment of yellowfin tuna in the western and central Pacific Ocean. SCTB15 Working Paper.
- ICCAT, 2008. Report of the Meeting of Panel 1. In Report for Biennial Period, 2006-07, Part II (2007) - Vol. 1 COM, pp. 191.
- Langley, A.M., Ogura, M. and Hampton, J., 2003. Stock assessment of skipjack tuna in the western and central Pacific Ocean SCTB16 Working Paper.
- Lessa, R. and Duarte-Neto, P., 2004. Age and growth of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the western Equatorial Atlantic, using dorsal fin spines. *Fisheries Research*, 69: 157-170.
- Lotka, A.J., 1907. Relation between birth rates and death rates. *Science*. 1907. 26:21.
- Maury, O., 2001. PROCEAN: A production catch/effort analysis framework to estimate catchability trends and fishery dynamics in a Bayesian context. IOTC Proceedings, 4: 228-231.
- Maury, O. and Chassot, E., 2001. A simulation framework for testing the PROCEAN model and developing Bayesian priors. IOTC Proceedings 4: 544-554.



- McAllister, M.K., Pikitch, E.K., Punt, A.E., Hilborn, R., 1994. A Bayesian approach to stock assessment and harvest decisions using the sampling/importance resampling algorithm. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 2673-2687.
- McAllister, M.K., and Kirkwood, G.P., 1998. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach to managing newly developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642–2661.
- McAllister, M.K., Kirkwood, G.P., 1999. Applying multivariate conjugate priors in fishery-management system evaluation: how much quicker is it and does it bias the ranking of management options? *ICES Journal of Marine Science [ICES J. Mar. Sci.]*. Vol. 56, No. 6, pp. 448-899. Dec. 1999.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K. and Babcock, E., 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1871-1890.
- McAllister, M.K., Kirchner, C., 2002. Accounting for structural uncertainty to facilitate precautionary fishery management: illustration with Namibian orange roughy. *Bull. Mar. Sci.* 70:499-540.
- McAllister, M. and Carruthers, T., 2008. 2007 stock assessment projections for western Atlantic bluefin tuna using a BSP and other SRA methodology. *Collect. Vol. Sci. Pap., ICCAT*, 62(4): 1206-1270.
- Minte-Vera, C.V., Vasconcellos, M., Cochrane, K. [in prep] Fisheries dynamics models for data-poor situations.
- Pagavino, M. and Gaertner, D., 1995. Fitting a growth curve to size frequencies of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southeastern Caribbean. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 44(2): 303-309.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K., 1969. A generalized stock production model. *Bull. Inter. Am. Trop. Tuna. Com* 13: 420-496.
- Punt, A.E. and Hilborn, R., 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. *Rev. Fish. Biol. Fisher.* 7: 35-63.
- Rikhter, V.A. and Efanov, V.N., 1976. On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish populations. *ICNAF Res. Doc.*, 76/VI/8:1-12.
- Shuford, R.L., Dean, J.M., Stéquert, B., Morize, M., 2007. Age and growth of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean, 2007. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 60(1): 3330-341.
- Vasconcellos, M. and Cochrane, K., 2005. Overview of world status of data-limited fisheries: inferences from landings statistics. *In*: Kruse, G.H., Gallucci, V.F., Hay, D.E., Perry, R.I., Peterman, R.M., Shirley, T.C., Spencer, P.D. Wilson, B., Woodby, D. (Eds.) *Fisheries Assessment and Management in Data-Limited Situations*. Alaska Sea Grant College Program, Anchorage.
- Vilela, M.J. and Castello, J.P., 1993. Dinámica poblacional del barrilete (*Katsuwonus pelamis*) explotado en la región sudeste-sur del Brasil en el periodo 1980-1986. *Frente Marítimo*, Montevideo, 14:111-124.
- Wise, J., 1986. The baitboat fishery for skipjack in the Gulf of Guinea, 1969-82. *In* *Proceedings of the ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program*. P.E.K. Symons, P.M. Miyake and G.T. Sakagawa (eds.), p. 111-117.

## TABLEAUX

- Tableau 1.** Tâche I – Prises estimées (t) d'albacore (*Thunnus albacares*) par zone, engin et pavillon principaux.
- Tableau 2.** Tâche I – Prises estimées (t) de listao (*Katsuwonus pelamis*) par zone, engin et pavillon principaux.
- Tableau 3.** Ventilation des prises atlantiques « non-classifiées » d'albacore de la Tâche I en unités de gestion Est et Ouest à l'aide des informations géographiques de prise et d'effort de la Tâche II.
- Tableau 4.** Catalogue des données de taille de la Tâche II de l'albacore dans la base de données ICCAT.
- Tableau 5.** Catalogue des données de taille du listao de la Tâche II dans la base de données ICCAT.
- Tableau 6.** Matrice globale de prise par taille de l'albacore (nombre de poissons) obtenue pour l'ensemble de l'Atlantique.
- Tableau 7.** Matrice globale de prise par taille du listao (nombre de poissons) obtenue pour le stock Est.
- Tableau 8.** Matrice globale de prise par taille du listao (nombre de poissons) obtenue pour le stock Ouest.
- Tableau 9.** Matrice de prise par âge de l'albacore.
- Tableau 10.** Limites de taille supérieures de l'albacore à des fins de découpage des âges.
- Tableau 11.** Définitions de la pêcherie utilisées pour la préparation des analyses MFCL pour le listao.
- Tableau 12.** Définitions de la pêcherie utilisées pour la préparation des analyses MFCL pour l'albacore.
- Tableau 13.** Estimations des indices pondérés et non-pondérés combinés pour l'albacore et le listao. Se référer au texte pour obtenir une explication des flottilles utilisées dans la procédure de GLM.
- Tableau 14.** Spécifications du fichier de contrôle utilisées pour les sorties du modèle VPA.
- Tableau 15.** Spécifications du fichier de paramètres utilisées pour les sorties du modèle VPA.
- Tableau 16.** Indices d'abondance utilisés pour les sorties du modèle de VPA.
- Tableau 17.** Méthodes utilisées pour estimer les sélectivités des indices pour les modèles VPA. (B&G = Butterworth et Geromont, 1999).
- Tableau 18.** Indices estimés d'abondance utilisés dans les sorties d'ASPIC.
- Tableau 19.** Séries de captures utilisées dans les sorties d'ASPIC.
- Tableau 20.** Scénarios résumés pour les sorties d'ASPIC de l'albacore
- Tableau 21.** Valeurs d'entrée initiales des paramètres du BSP du listao de l'Ouest et valeurs d'entrée techniques pour tous les scénarios.
- Tableau 22.** Valeurs d'entrée initiales des paramètres du BSP du listao de l'Est et valeurs d'entrée techniques pour tous les scénarios.
- Tableau 23.** Indices du BSP du listao de l'Ouest.
- Tableau 24.** Listao de l'Est – Huit indices utilisés dans le modèle BSP. Les pondérations sont déterminées par l'inverse de la fraction de la zone totale pêchée dont l'indice tient compte chaque année<sup>1</sup>. Les pondérations sont utilisées dans le modèle BSP comme CV de façon à ce que plus la valeur est élevée, plus faible est son influence.
- Tableau 25.** Indices combinés et indices UE-senneurs pour le listao de l'Est construits avec la variable q ou une augmentation de 3% de q par an, utilisés pour le modèle BSP.
- Tableau 26.** Résultats récapitulatifs des analyses des tendances de capturabilité dans la pêcherie de senneurs. Les valeurs de la pente de régression peuvent être utilisées pour inférer un changement dans le pourcentage annuel moyen de la capturabilité pour différentes périodes temporelles.
- Tableau 27.** Séries temporelles de l'effort de pêche nominal des senneurs de la CE, estimations des tendances de capturabilité par espèce (et espèces combinées), et effort ajusté pour les changements de capturabilité estimés par année. La dernière colonne montre l'effort ajusté pour l'albacore postulant un changement de 3% par an en suivant la méthode appliquée en 2000.

<sup>1</sup> Pour 1960, la pondération pour SKJ-GHN-BB = 1/% de la zone totale pêchée =  $1/(4/19) = 4,75$ .

**Tableau 28.** Points de repère et références de gestion calculés à partir de la distribution conjointe de l'albacore, dans les scénarios 5 et 10 de la VPA.

**Tableau 29.** Résultats du non-bootstrap des sorties initiales d'ASPIC.

**Tableau 30.** Résultats du bootstrap des cas 2, 4, 6 et 8 d'ASPIC.

**Tableau 31.** Sorties du modèle, critères de convergence et résultats du modèle BSP pour le listao de l'Ouest.

**Tableau 32.** Sorties du modèle, critères de convergence et résultats du modèle BSP pour le listao de l'Est pour les distributions a priori de  $r$  avec des déviations standard plus étroites (0,3 ou 0,25). Il convient de noter que la  $sd=0,25$  était spécifiée à l'origine à partir des analyses démographiques.

**Tableau 33.** Sorties du modèle, critères de convergence et résultats du modèle BSP pour le listao de l'Est avec de larges déviations standard (0,5) de la distribution a priori de  $r$ .

**Tableau 34.** Tableau récapitulatif des sorties du modèle de capture uniquement pour le listao de l'Ouest. Abréviations :  $\ln K$  est  $\ln(K) \sim U(\ln(100), \ln(1000))$ ,  $U$  est  $K \sim U(100, 1000)$ ,  $\log N$  est  $K \sim \log N(\text{moyenne}=350000, CV=0.5)$ ,  $u$  est  $r \sim U(0,4 ; 2,0)$ ,  $D$  est  $r$ -démographique,  $L$  est  $x \sim U(0,10)$ ,  $s$  est  $x \sim U(0 ; 1,1)$ . Les données de capture utilisées allaient de 1976 à 2006.

**Tableau 35.** Tableau récapitulatif des sorties du modèle de capture uniquement pour le listao de l'Est. Abréviations :  $\ln K$  est  $\ln(K) \sim U(\ln(200), \ln(2000))$ ,  $U$  est  $K \sim U(200, 2000)$ ,  $\log N$  est  $K \sim \log N(\text{moyenne}=350000, CV=0.5)$ ,  $u$  est  $r \sim U(0,4 ; 2,0)$ ,  $D$  est  $r$ -démographique,  $L$  est  $x \sim U(0,10)$ ,  $s$  est  $x \sim U(0 ; 1,1)$ . Les sorties ont été ajustées aux séries de capture suivantes : A- 1950 à 2006, B – 1965 à 1984, C- 1985 à 2006.

**Tableau 36.** Estimations maximum de la distribution a posteriori des paramètres et points de référence basés sur les différents scénarios réalisés avec PROCEAN. SD = déviation standard ; q = capturabilité.

## TABLAS

**Tabla 1.** Tarea I – Capturas estimadas (t) de rabil (*Thunnus albacares*) por área, arte y pabellón principales.

**Tabla 2.** Tarea I – Capturas estimadas (t) de listado (*Katsuwonus pelamis*) por área, arte y pabellón principales.

**Tabla 3.** Desglose de las capturas atlánticas “sin clasificar” de rabil de Tarea I en las unidades de ordenación oriental y occidental utilizando la información geográfica de captura y esfuerzo de Tarea II.

**Tabla 4.** Catálogo de datos de talla de Tarea II de rabil en la base de datos de ICCAT.

**Tabla 5.** Catálogo de datos de talla de Tarea II de listado en la base de datos de ICCAT.

**Tabla 6.** Matriz de captura por talla global de rabil (número de peces) obtenida para todo el Atlántico.

**Tabla 7.** Matriz de captura por talla global de listado (número de peces) obtenida para el stock oriental.

**Tabla 8.** Matriz de captura por talla global de listado (número de peces) obtenida para el stock occidental.

**Tabla 9.** Matriz de captura por edad para el rabil.

**Tabla 10.** Límites de talla superiores del rabil utilizados para la determinación de la edad (filo de cuchillo).

**Tabla 11.** Definiciones de la pesquería utilizadas para las preparaciones de los análisis MFCL del listado.

**Tabla 12.** Definiciones de la pesquería utilizadas para las preparaciones de los análisis MFCL del rabil.

**Tabla 13.** Índices combinados ponderados y no ponderados estimados para el rabil y el listado. Véase el texto para la explicación de las flotas utilizadas en el procedimiento GLM.

**Tabla 14.** Especificaciones del archivo de control utilizadas para los ensayos del modelo VPA.

**Tabla 15.** Especificaciones del archivo de parámetros utilizadas para los ensayos del modelo VPA.

**Tabla 16.** Índices de abundancia utilizados para los ensayos del modelo VPA.

**Tabla 17.** Métodos utilizados para estimar las selectividades de los índices para los modelos VPA. (B&G = Butterworth y Geromont, 1999).

**Tabla 18.** Índices estimados de abundancia usados en los ensayos de ASPIC.

**Tabla 19.** Series de captura utilizadas en los ensayos de ASPIC.

**Tabla 20.** Escenarios resumidos para los ensayos de ASPIC del rabil.

**Tabla 21.** Valores de entrada iniciales de los parámetros del BSP del listado occidental y valores de entrada técnicos para todos los ensayos.

**Tabla 22.** Valores de entrada iniciales de los parámetros del BSP del listado oriental y valores de entrada técnicos para todos los ensayos.

**Tabla 23.** Índices del BSP del listado occidental.

**Tabla 24.** Listado oriental – ocho índices utilizados en el modelo BSP. Las ponderaciones están determinadas por el inverso de la fracción del área total pescada que el índice tiene en cuenta cada año<sup>2</sup>. Las ponderaciones se utilizan en el modelo BSP como CV para que cuanto mayor sea el valor menor sea su influencia.

**Tabla 25.** Índices combinados del listado oriental e índices EU-PS contruidos con variable q o un aumento del 3% en q por año usados para el modelo BSP.

**Tabla 26.** Resumen de resultados de los análisis de las tendencias en la capturabilidad en la pesquería de cerco. Los valores de la pendiente de regresión pueden utilizarse para inferir un cambio en el porcentaje anual medio en la capturabilidad para diferentes periodos.

**Tabla 27.** Serie temporal de esfuerzo pesquero nominal del cerco de la CE, estimaciones de las tendencias de capturabilidad por especies (y especies combinadas) y esfuerzo ajustado para los cambios en la capturabilidad estimados por año. La última columna muestra el esfuerzo ajustado para el rabil asumiendo un cambio del 3% por año siguiendo el método aplicado en 2000.

**Tabla 28.** Elementos de referencia y referencias de la ordenación calculadas a partir de la distribución conjunta de los ensayos 5 y 10 del VPA del rabil.

**Tabla 29.** Resultados que no son del bootstrap de los ensayos iniciales de ASPIC.

**Tabla 30.** Resultados de bootstraps de los casos 2, 4, 6 y 8 de ASPIC.

**Tabla 31.** Ensayos del modelo, criterios de convergencia y resultados del modelo BSP para el listado occidental.

**Tabla 32.** Ensayos del modelo, criterios de convergencia y resultados del modelo BSP para el listado oriental para las distribuciones previas de  $r$  con desviaciones estándar más estrechas (0,3 o 0,25). Cabe señalar que  $sd=0,25$  estaba originalmente especificada a partir de los análisis demográficos.

**Tabla 33.** Ensayos del modelo, criterios de convergencia y resultados del modelo BSP para el listado oriental con desviaciones estándar amplias (0,5) de la distribución previa de  $r$ .

**Tabla 34.** Tabla resumen de los ensayos del modelo solo con captura para el listado occidental. Abreviaturas:  $\ln K$  es  $\ln(K) \sim U(\ln(100), \ln(1000))$ ,  $U$  es  $K \sim U(100, 1000)$ ,  $\log N$  es  $K \sim \log N(\text{media}=350000, CV=0.5)$ ,  $u$  es  $r \sim U(0.4, 2.0)$ ,  $D$  es  $r \sim \text{demographic}$ ,  $L$  es  $x \sim U(0, 10)$ ,  $s$  es  $x \sim U(0, 1.1)$ . Los datos de captura utilizados eran desde 1976 a 2006.

**Tabla 35.** Tabla resumen de los ensayos del modelo solo con captura para el listado oriental. Abreviaturas:  $\ln K$  es  $\ln(K) \sim U(\ln(200), \ln(2000))$ ,  $U$  es  $K \sim U(200, 2000)$ ,  $\log N$  es  $K \sim \log N(\text{media}=350000, CV=0.5)$ ,  $u$  es  $r \sim U(0.4, 2.0)$ ,  $D$  es  $r \sim \text{demographic}$ ,  $L$  es  $x \sim U(0, 10)$ ,  $s$  es  $x \sim U(0, 1.1)$ . Los ensayos fueron ajustados a la siguiente serie de captura: A- 1950 hasta 2006, B – 1965 hasta 1984, C- 1985 hasta 2006.

**Tabla 36.** Estimaciones máximas de la distribución posterior de los parámetros y puntos de referencia basados en los diferentes ensayos llevados a cabo con PROCEAN. SD = desviación estándar; q = capturabilidad.

## FIGURES

**Figure 1.** Distribution géographique des prises d'albacore par engin et décennie.

**Figure 2.** Distribution géographique des prises de listao par engin et décennie.

**Figure 3.** Capture d'albacore atlantique par zone.

<sup>2</sup> Para 1960, la ponderación para SKJ-GHN-BB = 1/% área total pescada =  $1/(4/19)=4,75$ .

- Figure 4.** Capture d'albacore atlantique par engin.
- Figure 5.** Capture d'albacore par engin – Est.
- Figure 6.** Capture d'albacore par engin – Ouest.
- Figure 7.** Capture de listao atlantique par zone.
- Figure 8.** Capture de listao par engin dans l'Atlantique Est.
- Figure 9.** Capture de listao par engin dans l'Atlantique Ouest.
- Figure 10.** Changement dans le temps de la capacité de transport de la flottille de senneurs européens et associés.
- Figure 11.** Comparaison de la prise par taille de la Tâche II et de la Tâche I (t) pour l'albacore atlantique.
- Figure 12.** Distribution relative des prises d'albacore atlantique par âge (0-5+) et année (la taille des bulles est proportionnelle aux prises totales).
- Figure 13.** Comparaison de la prise par taille de la Tâche II et de la Tâche I (t) pour le listao.
- Figure 14.** Prise trimestrielle de listao par trimestre cumulatif de 1956 à 2006, selon les définitions des pêcheries de MFCL (Tableau 11).
- Figure 15.** Modes de taux de capture trimestriels par pêcheries élaborés pour le listao (Tableau 11).
- Figure 16.** Prise trimestrielle d'albacore par trimestre cumulatif de 1956 à 2006, selon les définitions des pêcheries de MFCL (Tableau 12).
- Figure 17.** Modes de taux de capture trimestriels par pêcheries élaborés pour l'albacore (Tableau 12).
- Figure 18.** Changement dans le temps de la capacité de transport des canneurs basés à Dakar.
- Figure 19.** Proportion des opérations avec DCP, % des opérations réussies et nombre total d'opérations pour les senneurs de la CE dans l'Atlantique Est.
- Figure 20.** Changement dans le temps de la zone totale que les senneurs de la CE ont visitée et dans laquelle ils ont pêché.
- Figure 21.** Changement dans le temps de la zone totale que les canneurs basés à Dakar ont visitée et dans laquelle ils ont pêché.
- Figure 22.** Changements au fil des ans de la mortalité totale apparente  $Z$ , sur la base de l'équation de Beverton et Holt, pour les trois espèces de thons tropicaux dans l'océan Atlantique. YFT = albacore ; BET = thon obèse ; SKJ = listao (stocks Est et Ouest). La taille du recrutement complet a été fixée à 50 cm (FL).
- Figure 23.** CPUE standardisée du listao pour la pêcherie de canneurs des Açores. L'indice a été obtenu en ajustant un GLM delta-lognormal aux registres de capture journaliers. Symboles ouverts : CPUE observée. Lignes : CPUE prédite et intervalles de confiance d'environ 95%.
- Figure 24.** CPUE standardisées pour le stock de l'Atlantique Est (1969-2006).
- Figure 25.** CPUE standardisées pour le stock de l'Atlantique Ouest (1981-2006). Les lettres w et n indiquent les estimations rassemblées dans l'analyse de la prise en poids et en nombre, respectivement.
- Figure 26.** Poids moyen du listao débarqué dans l'océan Atlantique Est et Ouest.
- Figure 27.** Poids moyen de l'albacore débarqué dans l'océan Atlantique.
- Figure 28.** Poids moyen de l'albacore débarqué par flottille de pêche.
- Figure 29.** CPUE standardisée de l'albacore capturé par les flottilles de senneurs.
- Figure 30.** CPUE nominale de l'albacore capturé par les flottilles de canneurs.
- Figure 31.** CPUE standardisée de l'albacore capturé par la flottille des Etats-Unis de canne et moulinet.
- Figure 32.** CPUE standardisée de l'albacore capturé par les flottilles palangrières.
- Figure 33.** Estimation des indices d'abondance combinés pondérés et non-pondérés pour l'albacore et les deux stocks de listao.
- Figure 34.** Séries de capture d'entrée utilisées dans les analyses des tendances de capturabilité.

**Figure 35.** Séries d'effort nominal d'entrée utilisées dans l'analyse des tendances de capturabilité. Le chiffre à droite exclut les valeurs de 1983 et de 1984.

**Figure 36.** Trajectoires de la biomasse résultant des analyses de la tendance de capturabilité.

**Figure 37.** Tendances de la capturabilité estimée (en unités logarithmiques) pour les trois stocks individuels et combinés. La ligne continue est une moyenne glissante.

**Figure 38.** Effort de pêche des senneurs de la CE et associés (jours de pêche). La ligne noire continue est la série nominale. Les lignes avec les symboles représentent l'effort de pêche ajusté pour les changements de capturabilité potentiels. Toutes les séries sont mises à l'échelle afin de démarrer à la même valeur en 1969.

**Figure 39.** Effort de pêche des senneurs de la CE et associés (jours de pêche). La ligne noire continue est la série nominale. Les lignes avec les symboles représentent l'effort de pêche ajusté pour les changements de capturabilité potentiels pour l'albacore. La ligne rouge avec les carrés vides postule un changement de 3% par an dans  $q$  à partir de 1980 ; la ligne bleue avec les cercles pleins est ajustée pour les changements de capturabilité estimés dans la présente analyse.

**Figure 40.** Ajustements des indices de CPUE pour le modèle de continuité VPA de l'albacore.

**Figure 41.** Ajustements des indices de CPUE pour les scénarios 5 et 8 de la VPA de l'albacore. Les losanges bleus sont les valeurs observées. La ligne rouge et le symbole « X » sont les valeurs prédites du scénario 5 et du scénario 10, respectivement.

**Figure 42.** Tendances rétrospectives de la biomasse reproductrice ( $t$ ) et des recrutements (nombres à l'âge 0) à partir des cas de base de la VPA de l'albacore. La légende indique la dernière année de l'analyse.

**Figure 43.** Schémas rétrospectifs de la mortalité par pêche à l'âge à partir des cas de base du modèle pour l'albacore. La légende indique la dernière année de l'analyse.

**Figure 44.** Schémas rétrospectifs en nombre à l'âge à partir des cas de base du modèle pour l'albacore. La légende indique la dernière année de l'analyse.

**Figure 45.** Estimations annuelles de la mortalité par pêche moyenne par groupe d'âge, biomasse du stock reproductif (SSB), recrutement et F-ratio pour les sorties du cas de base de 2003 (ligne rouge) de la VPA et celui de continuité de 2008 (ligne bleue) de la VPA.

**Figure 46.** Scénario 5 – Estimations annuelles de la production, biomasse totale, mortalité par pêche apicale, des recrutements (âge 0), de la biomasse du stock reproducteur (SSB) et de la SSB par rapport à SSB à  $F_{MAX}$ . Les lignes en pointillés sont les intervalles de confiance de 80% obtenues à partir de 500 sorties de bootstraps.

**Figure 47.** Scénario 10 – Estimations annuelles de la production, biomasse totale, mortalité par pêche apicale, des recrutements (âge 0), de la biomasse du stock reproducteur (SSB) et de la SSB par rapport à SSB à  $F_{MAX}$ . Les lignes en pointillés sont les intervalles de confiance de 80% obtenus à partir de 500 sorties de bootstraps.

**Figure 48.** Trajectoire de l'état du stock de 1970 à 2006. L'état du stock en 2006 (grand cercle) a été estimé à l'aide de  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  et  $F_{Actuel}/F_{MAX}$ . Les points jaunes indiquent qu'il y avait surpêche. Les points verts indiquent que la population n'est ni surpêchée, ni qu'elle fait l'objet de surpêche.

**Figure 49.** Diagrammes de phase illustrant la situation du stock en 2006 (symbole continu) obtenu en utilisant la moyenne de la distribution conjointe des modèles 5 et 10 de la VPA. Les cercles vides montrent 500 sorties de bootstrap de chaque modèle VPA.

**Figure 50.** Histogrammes des estimations de bootstrap de la situation du stock en 2006. Ils ont été construits pour examiner le biais et la normalité.

**Figure 51.** Biomasse relative ( $B/B_{PME}$ ) et mortalité par pêche relative ( $F/F_{PME}$ ) estimées pour 10 sorties d'ASPIC. Consulter le texte pour obtenir une explication plus détaillée des spécifications de chaque sortie.

**Figure 52.** Trajectoires de la biomasse relative – F relative ('snail tracks') pour 4 cas d'ASPIC.

**Figure 53.** Diagrammes de phase des conditions de 2006 à partir des sorties de bootstrap pour 4 sorties d'ASPIC. Le losange vert indique les résultats déterministes.

**Figure 54.** Trajectoires estimées de la biomasse relative et intervalles de confiance de 80% estimés à partir de 500 bootstraps.

**Figure 55.** Trajectoires estimées de F relative et intervalles de confiance de 80% estimés à partir de 500 bootstraps.

**Figure 56.** Estimations de la biomasse par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1950 à 2006.

**Figure 57.** Estimations de la biomasse par rapport à la  $B_{PME}$  par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1950 à 2006.

**Figure 58.** Estimations de  $F$  par rapport à  $F_{PME}$  par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1950 à 2006.

**Figure 59.** Estimations de la biomasse par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1970 à 2006.

**Figure 60.** Estimations de la biomasse par rapport à la  $B_{PME}$  par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1970 à 2006.

**Figure 61.** Estimations de  $F$  par rapport à  $F_{PME}$  par Multifan-CL pour la zone de l'Atlantique Est à l'aide des données de 1970 à 2006.

**Figure 62a.** Déviations de l'effort estimées à partir de l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest pour les trois pêcheries.

**Figure 62b.** Fréquences de taille globales ajustées dans l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest pour les trois pêcheries.

**Figure 63.** Sélectivités estimées par l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest pour les trois pêcheries.

**Figure 64.** Tendances du recrutement et de la biomasse reproductrice estimées par l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest.

**Figure 65.** Intervalles de confiance d'environ 95% pour la SSB et le recrutement estimés par l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest.

**Figure 66.** Trajectoire conjointe de la biomasse et de la mortalité par pêche par rapport aux niveaux de la PME, estimée par l'application de Multifan-CL au listao de l'Ouest.

**Figure 67.** Diagramme des indices d'abondance utilisés pour les modèles de projection BPS pour le listao de l'Ouest.

**Figure 68.** Distributions a priori et a posteriori de  $r$ ,  $K$  et distributions a posteriori de la PME et  $F_{PME}$  pour les scénarios 1, 5, 7 et 9 de BSP, montrant l'expansion de la distribution a posteriori de  $r$  et la migration de  $K$  vers des valeurs plus faibles. Il convient de noter que pour le scénario 9, la distribution a priori de  $r$  était  $N(1,17 ; 0,25)$  et  $N(1,17 ; 0,5)$  pour tous les autres.

**Figure 69.** Ajustements des indices pour le scénario 9 du BSP du listao de l'Ouest.

**Figure 70.** Trajectoire de la biomasse, de  $B/B_{PME}$ ,  $F$ , et  $F/F_{PME}$  avec des projections de 25.000 t à partir de 2007 pour le scénario 9 du listao de l'Ouest. Les lignes en pointillés sont des intervalles de confiance de 90% basés sur les échantillons d'importance.

**Figure 71.** Diagrammes des indices d'abondance utilisés pour les modèles de projection BSP pour le listao de l'Est.

**Figure 72.** Comparaison du listao de l'Est. A. Passage 5B avec une distribution a priori large de  $r$  ( $sd=0,5$ ) et B. Scénario 5BZ avec une distribution a priori étroite de  $r$  ( $sd=0,25$ ).

**Figure 73.** Ajustements des indices pour le scénario 5BZ du BSP avec une distribution a priori de  $r$  avec faible variance.

**Figure 74.** Trajectoire de la biomasse, de  $B/B_{PME}$ ,  $F$ , et  $F/F_{PME}$  avec des projections de 100.000 t à partir de 2007 pour le scénario 5BZ du listao de l'Est, distribution a priori de  $r$  avec faible variance. Les lignes en pointillés sont des intervalles de confiance de 90% basés sur les échantillons d'importance.

**Figure 75.** Distributions a priori et a posteriori pour les scénarios A.1 et B.1 pour le stock de listao de l'Ouest. Les distributions a priori (boîtes en pointillés) et les postérieurs (boîtes en ligne continue) ont été relativisés afin de s'inscrire dans la même échelle. Les boîtes en pointillés pour les quantités de gestion sont les valeurs obtenues en exécutant le modèle seulement avec les distributions a priori.

**Figure 76.** Distributions a posteriori de  $K$ ,  $r$  et PME pour les scénarios A1 à A6 (gauche) et B1 à B6 (droite) pour le stock de listao de l'Ouest (les unités pour  $K$  et PME sont de 1.000 t).

**Figure 77.** Distributions a posteriori de K, r et PME pour les scénarios A1 à A6 (gauche) et C1 à C6 (droite) pour le stock de listao de l'Est (les unités pour K et PME sont de 1.000 t).

**Figure 78.** Total des captures observées (cercles), prédites (ligne continue) et courbe de production en conditions d'équilibre estimée dans le scénario standard.

**Figure 79.** Changements relatifs dans la capturabilité estimés avec une erreur de processus sur la capturabilité pour les 8 flottilles de pêche considérées dans le scénario standard. GHN.BB = canneurs ghanéens ; CAN.BB = canneurs canariens ; POR.BB = canneurs açoréens ; EUSKR.BB = canneurs européens et sénégalais ; EC.PS.FAD = senneurs européens pêchant avec des dispositifs de concentration du poisson ; EUDKR.PS = senneurs espagnols pêchant au large du Sénégal.

**Figure 80.** Résultats de la projection de captures constantes à l'aide de la distribution conjointe des sorties 5 et 10 de VPA de l'albacore.

**Figure 81.** Résultats de la projection de F constante à l'aide de la distribution conjointe des sorties 5 et 10 de VPA de l'albacore.

**Figure 82.** Projections de la biomasse pour les niveaux de capture de 80.000 t, 100.000 t, 120.000 t, 140.000 t et 160.000 t pour chacun des 4 cas d'ASPIC.

## FIGURAS

**Figura 1.** Distribución geográfica de la captura de rabil por arte y década.

**Figura 2.** Distribución geográfica de la captura de listado por arte y década.

**Figura 3.** Captura de rabil del Atlántico por área.

**Figura 4.** Captura de rabil del Atlántico por arte.

**Figura 5.** Captura de rabil por arte – este.

**Figura 6.** Captura de rabil por arte - oeste.

**Figura 7.** Captura de listado del Atlántico por área.

**Figura 8.** Captura de listado por arte en el Atlántico oriental.

**Figura 9.** Captura de listado por arte en el Atlántico occidental.

**Figura 10.** Cambios en el tiempo de la capacidad de transporte de la flota de cerco europea y asociada.

**Figura 11.** Comparación de la captura por talla de Tarea II y la Tarea I (t) para el rabil del Atlántico.

**Figura 12.** Distribución relativa de las capturas de rabil del Atlántico por edad (0-5+) y año (el tamaño de la burbuja es proporcional a las capturas totales).

**Figura 13.** Comparación de la captura por talla de Tarea II y la Tarea I (t) para el listado.

Figura 14. Captura trimestral de listado por trimestre acumulativo empezando en 1956 hasta 2006, por definiciones de pesquería de MFCL (Tabla 11).

**Figura 15.** Patrones trimestrales de tasas de captura por pesquería preparados para el listado (Tabla 11).

**Figura 16.** Captura trimestral de rabil por trimestre acumulativo empezando en 1956 hasta 2006, por definiciones de pesquería de MFCL (Tabla 12).

**Figura 17.** Patrones trimestrales de tasas de captura por pesquería preparados para el rabil (Tabla 12).

**Figura 18.** Cambio en el tiempo de la capacidad de transporte de los buques de cebo vivo con base en Dakar.

**Figura 19.** Proporción de lances sobre DCP, % de lances con éxito y número total de lances de los cerqueros de la CE en el Atlántico oriental.

**Figura 20.** Cambio en el tiempo del área total que han visitado y en la que pescan los cerqueros de la CE.

**Figura 21.** Cambio en el tiempo del área total que han visitado y en la que pescan los buques de cebo vivo con base en Dakar.



**Figura 22.** Cambios a lo largo de los años en la mortalidad total aparente  $Z$ , basados en la ecuación de Beverton y Holt, para las tres especies de tónidos tropicales en el Atlántico. YFT = rabil, BET = patudo, SKJ = listado (stock oriental y occidental). La talla de pleno reclutamiento se fijó en 50 cm (FL).

**Figura 23.** CPUE estandarizada para el listado para la pesquería de cebo vivo de las Azores. El índice se obtuvo ajustando un GLM delta-lognormal a los registros diarios de captura. Símbolos abiertos: CPUE observada. Líneas: CPUE predicha e intervalos de confianza de aproximadamente el 95%.

**Figura 24.** CPUE estandarizadas para el stock del Atlántico oriental (1969-2006).

**Figura 25.** CPUE estandarizadas para el stock del Atlántico occidental (1981-2006). Las letras  $w$  y  $n$  indican estimaciones reunidas en el análisis de la captura en peso y número respectivamente.

**Figura 26.** Peso medio del listado desembarcado en el Atlántico este y oeste.

**Figura 27.** Peso medio del rabil desembarcado en el Atlántico.

**Figura 28.** Peso medio del rabil desembarcado por flota pesquera.

**Figura 29.** CPUE estandarizada para el rabil capturado por las flotas de cerco.

**Figura 30.** CPUE nominal para el rabil capturado por las flotas de cebo vivo.

**Figura 31.** CPUE estandarizada para el rabil capturado por la flota estadounidense de caña y carrete.

**Figura 32.** CPUE estandarizada para el rabil capturado por las flotas de palangre.

**Figura 33.** Índices combinados estimados ponderados y sin ponderar de las abundancias de rabil y de los dos stocks de listado.

**Figura 34.** Series de captura de entrada utilizadas en el análisis de las tendencias de capturabilidad.

**Figura 35.** Series de esfuerzo nominal de entrada utilizadas en el análisis de las tendencias de capturabilidad. La figura de la derecha excluye los puntos de datos de 1983 y 1984.

**Figura 36.** Trayectorias de biomasa que resultan de los análisis de la tendencia de la capturabilidad.

**Figura 37.** Tendencias en la capturabilidad estimada (en unidades logarítmicas) para los tres stocks, individualmente y combinados. La línea sólida es una media móvil.

**Figura 38.** Esfuerzo pesquero de cerco de la CE y asociada (días de pesca). La línea negra sólida es la serie nominal. Las líneas con símbolos representan el esfuerzo pesquero ajustado para los potenciales cambios en la capturabilidad. Todas las series están escaladas para que empiecen con el mismo valor en 1969.

**Figura 39.** Esfuerzo pesquero de cerco de la CE y asociada (días de pesca). La línea negra sólida es la serie nominal. Las líneas con símbolos representan el esfuerzo pesquero ajustado para los potenciales cambios en la capturabilidad del rabil: la línea roja con cuadrados abiertos asume un cambio del 3% anual en  $q$  empezando a partir de 1980; la línea azul con círculos sólidos está ajustada para los cambios en la capturabilidad estimados en el presente análisis.

**Figura 40.** Ajustes a los índices de CPUE del modelo de continuidad VPA del rabil.

**Figura 41.** Ajustes a los índices de CPUE para los Ensayos 5 y 8 del VPA del rabil. Los rombos azules son los valores observados. La línea roja y el símbolo "X" son los valores predichos a partir de los ensayos 5 y 10, respectivamente.

Figura 42. Tendencias retrospectivas de la biomasa reproductora ( $t$ ) y reclutas (número a edad 0) a partir de los casos base del VPA del rabil. La leyenda indica el año terminal del análisis.

Figura 43. Patrones retrospectivos en la mortalidad por pesca por edad (FAA) a partir de los casos base del modelo del rabil. La leyenda indica el año terminal del análisis.

**Figura 44.** Patrones retrospectivos en los números por edad (NAA) a partir de los casos base del modelo del rabil. La leyenda indica el año terminal del análisis.

**Figura 45.** Estimaciones anuales de la mortalidad por pesca media por grupo de edad, de la biomasa del stock reproductor (SSB), del reclutamiento y de la ratio de  $F$  para el ensayo del caso base de 2003 (línea roja) del VPA y para el de continuidad de 2008 (línea azul) del VPA.

**Figura 46.** Ensayo 5 – Estimaciones anuales de rendimiento, biomasa total, mortalidad por pesca apical, reclutas (edad 0), biomasa del stock reproductor (SSB) y SSB relativa a SSB en  $F_{MAX}$ . Las líneas de puntos son los intervalos de confianza del 80% obtenidos a partir de 500 ensayos de bootstrap.

**Figura 47.** Ensayo 10 - Estimaciones anuales de rendimiento, biomasa total, mortalidad por pesca apical, reclutas (edad 0), biomasa del stock reproductor (SSB) y SSB relativa a SSB en  $F_{MAX}$ . Las líneas de puntos son los intervalos de confianza del 80% obtenidos a partir de 500 ensayos de bootstrap.

**Figura 48.** Trayectoria de la situación del stock desde 1970 a 2006. La situación del stock en 2006 (círculo grande) se estimó utilizando  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  y  $F_{actual}/F_{MAX}$ . Los puntos amarillos indican que se estaba produciendo sobrepesca. Los puntos verdes indican que la población ni está sobrepescada ni sufriendo sobrepesca.

**Figura 49.** Diagrama de fase que muestra la situación del stock en 2006 (símbolo sólido) obtenido utilizando la mediana de la distribución conjunta de los modelos 5 y 10 del VPA. Los círculos abiertos muestran 500 ensayos de bootstrap de cada modelo VPA.

**Figura 50.** Histogramas de estimaciones de bootstrap de la situación del stock en 2006. Fueron construidos para examinar el sesgo y la normalidad.

**Figura 51.** Biomasa relativa ( $B/Brms$ ) y mortalidad por pesca relativa ( $F/Frms$ ) estimadas para 10 ensayos de ASPIC. Véase el texto para una explicación más detallada de las especificaciones de cada ensayo.

**Figura 52.** Trayectorias de biomasa relativa – F relativa (*snail tracks*) para 4 casos de ASPIC.

**Figura 53.** Diagramas de fase de las condiciones de 2006 a partir de los ensayos de bootstrap para 4 ensayos de ASPIC. El rombo verde indica resultados deterministas.

**Figura 54.** Trayectorias estimadas de biomasa relativa e intervalos de confianza del 80% estimados a partir de 500 bootstraps.

**Figura 55.** Trayectorias estimadas de F relativa e intervalos de confianza del 80% estimados a partir de 500 bootstraps.

**Figura 56.** Estimaciones de Multifan-CL de la biomasa para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1950 a 2006.

**Figura 57.** Estimaciones de Multifan-CL de la biomasa relativa a  $Brms$  para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1950 a 2006.

**Figura 58.** Estimaciones de Multifan-CL de la F relativa a  $F_{RMS}$  para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1950 a 2006.

**Figura 59.** Estimación de Multifan-CL de la biomasa para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1970 a 2006.

**Figura 60.** Estimaciones de Multifan-CL de la biomasa relativa a  $Brms$  para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1970 a 2006.

**Figura 61.** Estimaciones de Multifan-CL de la F relativa a  $F_{RMS}$  para la región del Atlántico oriental utilizando datos desde 1970 a 2006.

**Figura 62a.** Desviaciones de esfuerzo estimadas a partir de la aplicación de Multifan-CL al listado occidental para las tres pesquerías.

**Figura 62b.** Frecuencias de talla totales ajustadas en la aplicación de Multifan-CL al listado occidental para las tres pesquerías.

**Figura 63.** Selectividades estimadas por la aplicación de Multifan-CL al listado occidental para las tres pesquerías.

**Figura 64.** Tendencias de reclutamiento y biomasa reproductora estimadas por la aplicación de Multifan-CL al listado occidental.

**Figura 65.** Intervalos de confianza de aproximadamente el 95% para la SSB y el reclutamiento estimados por la aplicación de Multifan-CL al listado occidental.

**Figura 66.** Trayectoria conjunta de biomasa y mortalidad por pesca relativa a los niveles de RMS, estimada por la aplicación de Multifan-CL al listado occidental.

**Figura 67.** Diagrama de los índices de abundancia utilizados para los modelos de proyección BSP para el listado occidental.

**Figura 68.** Distribuciones previas y posteriores de  $r$ ,  $K$  y distribuciones posteriores para  $RMS$  y  $F_{RMS}$  para los ensayos 1, 5, 7, y 9 del BSP mostrando la expansión de la distribución posterior de  $r$  y la migración de  $K$  hacia valores más bajos. Cabe señalar que para el ensayo 9 la distribución previa de  $r$  era  $N(1,17, 0,25)$  y  $N(1,17, 0,5)$  para todos los demás.

**Figura 69.** Ajustes a los índices para el ensayo 9 del BSP del listado occidental.

**Figura 70.** Trayectoria de biomasa,  $B/B_{RMS}$ ,  $F$ , y  $F/F_{RMS}$  con proyecciones de 25.000 t empezando en 2007 para el ensayo 9 del listado occidental. Las líneas discontinuas son intervalos de confianza del 90% basados en muestreos de importancia.

**Figura 71.** Diagrama de índices de abundancia utilizados para modelos de proyección BSP para el listado oriental.

**Figura 72.** Comparación del listado oriental. A. Ensayo 5B con una distribución previa ancha de  $r$  ( $sd = 0,5$ ) y B. Ensayo 5BZ con una distribución previa estrecha de  $r$  ( $sd = 0,25$ ).

**Figura 73.** Ajustes a los índices para el ensayo 5BZ del BSP con una distribución previa de  $r$  con varianza baja.

**Figura 74.** Trayectoria de biomasa,  $B/B_{RMS}$ ,  $F$ , y  $F/F_{RMS}$  con proyecciones de 100.000 t empezando en 2007 para el ensayo 5BZ del listado oriental, distribución previa de  $r$  con varianza baja. Las líneas discontinuas son intervalos de confianza del 90% basados en muestreos de importancia.

**Figura 75.** Distribuciones previas y posteriores para los ensayos A.1 y B.1 para el stock de listado occidental. Las distribuciones previas (cajas de líneas discontinuas) y las posteriores (cajas de líneas sólidas) fueron relativizadas para que estuvieran en la misma escala. Las cajas de líneas discontinuas para las cantidades de ordenación son los valores obtenidos al ensayar el modelo sólo con las distribuciones previas.

**Figura 76.** Distribuciones posteriores para  $K$ ,  $r$  y  $RMS$  para los ensayos A1 a A6 (izquierda) y B1 a B6 (derecha) para el stock occidental de listado (las unidades para  $K$  y  $RMS$  están en 1000 t).

**Figura 77.** Distribuciones posteriores para  $K$ ,  $r$  y  $RMS$  para los ensayos A1 a A6 (izquierda) y C1 a C6 (derecha) para el stock oriental de listado (las unidades para  $K$  y  $RMS$  están en 1000 t).

**Figura 78.** Capturas totales observadas (círculos), predichas (línea sólida) y curva de producción en equilibrio estimada en el ensayo estándar.

**Figura 79.** Cambios relativos en la capturabilidad estimados con un error de proceso sobre la capturabilidad para las 8 flotas pesqueras consideradas en el ensayo estándar. GHN.BB = buques de cebo vivo de Ghana; CAN.BB = buques de cebo vivo de las Canarias; POR.BB = buques de cebo vivo de las Azores; EUDKR.BB = buques de cebo vivo europeos y senegaleses; EC.PS.FAD = cerqueros europeos que pescan sobre DCP; EUDKR.PS = cerqueros españoles que pescan en aguas de Senegal.

**Figura 80.** Resultados de la proyección de la captura constante utilizando la distribución conjunta de los ensayos 5 y 10 del VPA del rabil.

**Figura 81.** Resultados de la proyección de  $F$  constante utilizando la distribución conjunta de los ensayos 5 y 10 del VPA del rabil.

**Figura 82.** Proyecciones de biomasa para niveles de captura de 80.000 t, 100.000 t, 120.000 t, 140.000 t y 160.000 t para cada uno de los 4 casos de ASPIC.

## APPENDICES

**Appendice 1.** Ordre du jour.

**Appendice 2.** Liste des participants.

**Appendice 3.** Liste des documents.

**Appendice 4.** Appendices MFCL.

**Appendice 5.** Estimation des indices combinés pour l'albacore et le listao.

**Appendice 6.** Elaboration des distributions a priori démographiques pour l'albacore et le listao.

- Appendice 7.** Résultats de la VPA. Fichier de résultats pour les scénarios 5 et 10 du cas de base de la VPA pour l'albacore.
- Appendice 8.** Résultats détaillés de l'application du modèle de capture seulement à l'évaluation du listao de l'Atlantique.
- Appendice 9.** Production par recrutement et biomasse reproductrice par recrutement des thonidés tropicaux avec modification de la mortalité par pêche spécifique aux flottilles.

## APÉNDICES

- Apéndice 1.** Orden del día.
- Apéndice 2.** Lista de participantes.
- Apéndice 3.** Lista de documentos.
- Apéndice 4.** Apéndices MFCL.
- Apéndice 5.** Estimación de índices combinados para el rabil y el listado.
- Apéndice 6.** Desarrollo de distribuciones previas demográficas para el rabil y el listado.
- Apéndice 7.** Resultados del VPA. Archivo de salida para los Ensayos 5 y 10 del caso base del VPA del rabil
- Apéndice 8.** Resultados detallados de la aplicación del modelo solo con captura a la evaluación del listado del Atlántico.
- Apéndice 9.** Rendimiento por recluta y biomasa reproductora por recluta de los túnidos tropicales con modificación de la mortalidad por pesca específica de la flota.



	Korea Rep.	1221	1248	1480	324	259	174	169	436	453	297	101	23	94	142	3	8	209	984	95	4	
	Libya	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	208	73	73	73	73	73	
	Maroc	1529	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	79	108	95	183	95		
	Mixed flags (FR+ES)	933	932	825	1056	2220	2455	2750	1898	1172	1166	981	1124	1369	1892	1427	599	992	1052	933	1063	655
	Namibia	0	0	0	0	0	0	0	2	14	72	69	3	147	59	165	89	139	85	135	59	
	NEI (ETRO) NEI (Flag related)	2077	3140	5436	12513	4856	10921	9875	8544	8970	9567	6706	7225	5418	5448	10205	8209	5396	4294	6808	6151	6163
	Netherlands Antilles	285	206	280	1115	2310	1315	1157	2524	2975	3588	3368	5464	5679	3072	2090	133	466	0	0	0	
	Norway	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3183	6082	6110	3962	5441	4793	4035	6185	4161	0	1939	1429
	Norway	418	493	1787	1790	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Panama	1858	1239	901	1498	7976	8338	10973	12066	13442	7713	4293	2111	1315	1103	574	1022	0	1887	6170	8557	9363
	Philippines	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	126	173	86	0	50	9	68	69	30	
	Russian Federation	0	0	0	0	3200	1862	2160	1503	2936	2696	4275	4931	4359	737	0	0	0	0	4	42	211
	S. Tomé e Príncipe	178	298	299	164	187	170	181	125	135	120	109	124	114	122	122	122	122	134	145	137	
	Senegal	0	0	2	90	132	40	19	6	20	41	208	251	834	252	295	447	279	681	1301	1262	816
	Seychelles	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	0	0	0	0	
	Seychelles (foreign obs.)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	0	0	0	0	0	0	
	South Africa	68	137	671	624	52	69	266	486	183	157	116	240	320	191	342	152	298	402	1156	1187	
	St. Vincent and Grenadines	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	0	0	0	101	209
	U.S.A.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	U.S.S.R.	1275	3207	4246	3615	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	UK.Sta Helena	93	98	100	92	100	166	171	150	181	151	109	181	116	136	72	9	0	0	0	344	
	Ukraine	0	0	0	0	215	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	Vanuatu	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	24	145	
	Venezuela	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
ATW	Argentina	18	66	33	23	34	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	327	327	0	
	Barbados	57	236	62	89	108	179	161	156	255	160	149	150	155	155	142	115	116	116	116	197	
	Belize	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	143	1164
	Brasil	2266	2512	2533	1758	1838	4228	5131	4169	4021	2767	2705	2514	4127	6145	6239	6172	3503	6985	7223	3790	
	Canada	40	30	7	7	29	25	71	52	174	155	100	57	22	105	125	70	73	304	240	293	276
	China P.R.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	628	655	22	470	435	17	275	74	68	
	Chinese Taipei	709	1641	762	5221	2009	2974	2895	2809	2017	2668	1473	1685	1022	1647	2018	1296	1540	1679	1269	430	156
	Colombia	258	206	136	237	92	95	2404	3418	7172	238	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	
	Cuba	1062	98	91	53	18	11	1	14	54	40	40	15	15	0	0	65	65	65	65	65	
	Dominica	0	0	0	18	12	23	30	31	9	0	0	0	80	78	120	169	119	81	119	65	103
	Dominican Republic	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	89	220	226	226	226	226	226	226	226	226	
	EC.España	0	1	3	2	1462	1314	989	7	4	36	34	46	30	171	0	0	0	0	0	1	
	EC.France	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC.Portugal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	151	60	14
	Grenada	186	215	235	530	620	595	858	385	410	523	302	484	430	403	759	593	749	460	492	502	633







	Grenadines																					
	U.S.A.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
	U.S.S.R.	547	1822	1915	3635	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
	UK.Sta Helena	139	158	397	171	24	16	65	55	115	86	294	298	13	64	205	63	63	63	88		
	Venezuela	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
ATW	Argentina	90	7	111	106	272	123	50	1	0	1	0	2	0	1	0	0	0	30	0	0	
	Barbados	21	3	9	11	14	5	6	6	6	5	5	10	3	3	0	0	0	0	0	0	
	Brasil	16286	17316	20750	20130	20548	18535	17771	20588	16560	22528	26564	23789	23188	25164	24146	18338	20416	23037	26388	23270	
	Canada	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	Chinese Taipei	2	7	19	0	32	26	9	7	2	10	1	2	1	0	1	16	14	27	28	30	2
	Colombia	0	0	0	0	0	0	2074	789	1583	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Cuba	1101	1631	1449	1443	1596	1638	1017	1268	886	1000	1000	651	651	651	0	0	624	545	514	536	0
	Dominica Dominican Republic	0	0	0	60	38	41	24	43	33	33	33	33	85	86	45	55	51	30	20	28	32
	EC.España	62	63	117	110	156	135	143	257	146	146	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	EC.France	0	0	0	0	1592	1120	397	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0
	EC.Portugal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	1	0	3	3	5	21	1
	Grenada	5	22	11	23	25	30	25	11	12	11	15	23	23	23	15	14	16	21	22	15	26
	Jamaica	0	0	0	0	0	0	0	0	0	62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Japan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
	Korea Rep.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Mexico	13	10	14	4	9	8	1	1	0	2	3	6	51	13	54	71	75	9	7	10	7
	Netherlands Antilles	40	40	40	40	40	40	45	40	35	30	30	30	30	30	0	0	0	0	0	0	0
	Panama	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	St. Vincent and Grenadines	0	17	28	29	27	20	66	56	53	37	42	57	37	68	97	357	92	251	251	355	90
	Sta. Lucia Trinidad and Tobago	60	53	38	37	51	39	53	86	72	38	100	263	153	216	151	106	132	137	159	120	89
	U.S.A.	0	1	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	U.S.S.R.	734	57	73	304	858	560	367	99	81	85	84	106	152	44	70	88	79	103	30	61	66
	UK. Bermuda	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0
	Venezuela	5750	4509	3723	3813	8146	7834	11172	6697	2387	3574	3834	4114	2981	3003	6870	2554	3247	3270	1093	2008	0
MED	Algerie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	171	43	89	77	0	0	0	0	0	0
	EC.España	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	0	26	10	15	0	0
	EC.France	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	0	0	0	0	0	0
	EC.Greece	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	102	99	99	0	0	0
	EC.Italy	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	29	34	17	0	0	0
	Maroc	13	0	0	0	0	0	2	0	43	9	4	5	10	1	0	1	1	2	1	5	0
Discards	ATW	Mexico	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0





**Table 5.** Task II size data catalog of skipjack tuna in the ICCAT database.

Species	Flag	GearGrp	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
					[Data grid showing presence/absence of skipjack tuna in Task II size data catalog from 1960 to 2007]																																													







**Table 9.** Yellowfin catch-at-age matrix.

<i>Year</i>	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5+</i>
1970	361290	2229482	607301	650369	335068	85575
1971	344448	1977021	1287353	474486	293744	72602
1972	370595	2052767	1492978	786068	289931	91172
1973	243206	1577104	1251198	811921	370436	103603
1974	886952	2496615	1274896	897957	403301	115146
1975	1850686	2801854	1719568	842170	602660	162022
1976	2183572	3635133	1388487	867883	547868	148267
1977	1488116	4057058	1711726	970685	504842	105140
1978	1592943	3664928	1963323	1155362	441937	60903
1979	2028285	3775358	1022740	1156845	537482	73775
1980	3200008	4016663	1247358	972350	532110	83719
1981	6758071	4062149	1479983	926044	810154	139639
1982	2657563	6800765	1379253	1214320	710570	142131
1983	4323476	4680819	1680974	1290371	704840	128569
1984	2901125	6946804	1953147	861417	211065	30274
1985	4268983	4165569	2143130	957578	738008	69106
1986	3706439	4362541	1306129	1351567	586169	68951
1987	6280192	4318997	1513905	1055188	652139	65881
1988	5045170	5018133	1138051	1362108	479093	44092
1989	5844442	4139343	946698	1212904	945449	121843
1990	6840077	5910204	977104	1354542	1052048	177816
1991	6313402	5500947	1181880	1108701	832673	126849
1992	6170239	5029419	1236534	1294467	780051	124612
1993	8654594	5382283	1528458	1371075	745384	81507
1994	4983084	6443400	2198100	1089902	762615	100493
1995	5210909	4889679	1543835	1000446	724878	82982
1996	5415623	5453178	1306456	1144517	699652	77460
1997	5109588	6051401	1090160	805058	697640	81796
1998	5261746	7237372	1260581	828678	716679	132870
1999	6104314	11684800	1722161	797909	524019	96085
2000	8362333	5878954	1274923	1133947	475691	100301
2001	7465211	10065910	1576328	1271341	534448	117632
2002	7175201	8115388	952183	882558	613958	76429
2003	6879341	7202107	1008228	764832	507098	107459
2004	7118910	5801751	1149694	874474	360014	114175
2005	5792990	6796869	895413	573610	446518	86079
2006	4628314	3926747	1232116	759365	382044	98240



**Table 10.** Yellowfin upper size limits used for slicing.

<i>Upper Slicing limits</i>					
<i>Age</i>	<i>Quarter</i>				
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	
0	42	45	48	53	Current and past
1	60	69	78	89	
2	100	110	120	128	
3	136	143	148	153	
4	157	161	163	166	
0	30	44	58	71	Shuford <i>et al.</i>
1	83	100	104	114	
2	122	131	139	146	
3	153	159	165	170	
4	175	180	185	189	

**Table 11.** Fishery definitions used for skipjack MFCL analyses preparations.

<i>Definition of fisheries</i>					
<i>Region</i>	<i>Fishery</i>	<i>Nation/Gear</i>		<i>Years</i>	<i>Fishery #</i>
#East	1E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1956-1979	1
#East	2E	EC-France, EC-Spain and Others	PS	1980-1990	2
#East	3E	EC-France, EC-Spain and Others-Free School	PS	1991-2005	3
#East	4E	EC-France, EC-Spain and Others-FADs	PS	1991-2005	4
#East	5E	Ghana	PS & BB	1973-2005	5
#East	6E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1956-1983	6
#East	7E	EC-France, EC-Spain (Dakar Based), Senegal	BB	1984-2005	7
#East	8E	Azores, Madeira, Canaries	BB	1956-2005	8
#East	9E	Others	BB	1956-2005	9
#East	10E	Others	Others	1956-2005	10
#West	1W	Brazil	BB	1956-2005	11
#West	2W	Venezuela	PS+BB	1956-2005	12
#West	3W	All	Others	1956-2005	13

**Table 12.** Fishery definitions used for yellowfin MFCL analyses preparations.

	<i>Fishery</i>	<i>Gear</i>	<i>Nation</i>	<i>Years</i>	<i>Region</i>
#	1	PS	EC-France, EC-Spain, Others	1956-1979	E
#	2	PS	EC-France, EC-Spain, Others	1980-1990	E
#	3	PS	EC-France, EC Spain, Others, free schools Qtr 2-4	1991 - 2006	E
#	4	PS	EC-France, EC-Spain, Others, FADS	1991 - 2006	E
#	5	PS&BB	Ghana (1973 - 2005)	1956 - 2006	E
#	6	BB	EC-France, EC-Spain (Dakar based), Senegal	1965 - 1983	E
#	7	BB	EC-France, EC-Spain (Dakar based), Senegal	1984 - 2006	E
#	8	BB	Azores, Madeira, Canaries	1956 - 2005	E
#	9	BB	Others	1956 - 2006	E
#	10	LL	ALL	1956 - 1975	E
#	11	LL	ALL	1976 - 2006	E
#	12	OTH	Others	1956 - 2006	E
#	13	PS	EC-France, EC-Spain, Others, free schools Qtr 1	1991 - 2006	E
#	14	BB	Brazil	1956 - 2006	W
#	15	PS&BB	Venezuela	1956 - 2006	W
#	16	LL	All	1956 - 1975	W
#	17	LL	All	1976 - 2006	W
#	18	Others	Others	1956 - 2006	W

**Table 13.** Estimated yellowfin and skipjack weighted and unweighted combined indexes. Refer to text for explanation of the fleets used in the GLM procedure.

Year	<i>YELLOWFIN</i>		<i>SKIPJACK - ATE</i>		<i>SKIPJACK - ATW</i>	
	Unweighted	Weighted	Unweighted	Weighted	Unweighted	Weighted
1965	2.5708	2.5708	0.1476	0.220		
1966	1.7311	1.7311	0.1985	0.142		
1967	3.4049	3.4049	0.3608	0.582		
1968	3.2299	3.2299	0.3063	0.438		
1969	1.9136	1.9136	0.2339	0.279		
1970	1.5549	1.5549	0.2681	0.226		
1971	1.2247	1.2247	0.1230	0.102		
1972	1.3862	1.3862	0.2730	0.345		
1973	1.2904	1.2904	0.3052	0.492		
1974	1.2970	1.2970	0.4099	0.593		
1975	0.9611	0.9611	0.5716	0.752		
1976	1.0211	1.0211	0.4586	0.594		
1977	1.0334	1.0334	0.7638	0.994		
1978	0.8556	0.8556	0.7091	1.067		
1979	1.0593	1.0593	0.2645	0.227		
1980	0.5871	0.5871	0.5238	0.694		
1981	1.1711	1.1711	0.4980	0.674	1.1371	1.160
1982	1.0718	1.0718	0.7100	0.677	2.5823	2.420
1983	1.3095	1.3095	0.8498	0.956	1.0104	0.934
1984	1.1961	1.1961	1.1888	1.344	0.8831	0.918
1985	1.1660	1.1660	0.7824	0.953	1.1639	1.170
1986	1.2742	1.2742	0.8196	0.685	1.0632	1.152
1987	1.3523	1.3523	1.1653	0.667	0.7874	0.719
1988	1.4114	1.4114	0.8892	0.532	0.8940	0.929
1989	1.1496	1.1496	1.1556	0.651	0.9410	0.930
1990	1.4176	1.4176	1.0684	0.890	1.0947	1.064
1991	1.2238	1.2238	0.8047	0.387	1.0400	0.992
1992	1.1837	1.1837	1.1339	1.283	0.7074	0.636
1993	0.9902	0.9902	0.9468	1.458	1.2769	1.315
1994	1.0952	1.0952	0.9560	1.548	0.7491	0.763
1995	0.7577	0.7577	0.9832	1.097	0.6162	0.597
1996	1.1553	1.1553	1.0552	0.884	0.8227	0.733
1997	0.7201	0.7201	0.8262	0.643	1.2126	1.073
1998	0.8519	0.8519	0.8533	0.484	1.1828	1.141
1999	0.8140	0.8140	1.2205	1.255	0.8910	1.200
2000	0.6015	0.6015	1.3322	1.161	0.5497	0.532
2001	0.5274	0.5274	1.2468	0.956	1.2446	1.297
2002	0.8007	0.8007	1.1831	1.305	0.8448	0.937
2003	0.8928	0.8928	0.1476	0.220	1.0310	1.202
2004	0.7589	0.7589	0.1985	0.142	0.7431	0.769
2005	0.5288	0.5288	0.3608	0.582	0.3078	0.449
2006	0.6980	0.6980	0.3063	0.438	0.6849	0.592

**Table 14.** Control file specifications used for VPA model runs.

<i>SEARCH ALGORITHM CONTROLS</i>		<i>(USED FOR ALL RUNS)</i>
-911	RANDOM NUMBER SEED	
50	MAXIMUM NUMBER OF AMOEBA SIMPLEX SEARCH RESTARTS	
3	NUMBER OF CONSECUTIVE RESTARTS THAT MUST VARY BY LESS THAN 1% TO STOP SEARCH	
0.4	PDEV (standard deviation controlling vertices for Initial simplex of each restart)	
 <i>INDEX WEIGHTING CONTROLS</i>		 <i>(USED FOR ALL RUNS)</i>
1	SCALE (DIVIDE INDEX VALUES BY THEIR MEAN)- ANY VALUE > 0 = YES	
1.0	INDEX WEIGHTING:(0)INPUT CV's, (+)DEFAULT CV, (-)DEFAULT STD. DEV., (999)MLE	
0	(0) MULTIPLICATIVE VARIANCE SCALING FACTOR or (1) ADDITIVE VARIANCE SCALING FACTOR	
 CONSTRAINT ON VULNERABILITY (PARTIAL RECRUITMENT) - LINKS THE VULNERABILITIES IN THE LAST N YEARS. (Number of years affected, Standard Deviation, First Age, Last Age)		
0	0.4	0 5 (CONTINUITY RUN) – NO PENALTY USED
3	0.4	0 5 (BASE RUNS 5 and 10) – PENALTY APPLIED
 CONSTRAINTS ON RECRUITMENT - LINKS THE RECRUITMENTS IN THE LAST N YEARS (N Years,		
4	0.4	(CONTINUITY AND BASE RUNS 5 and 10) – PENALTY APPLIED
 PARAMETER ESTIMATION OPTIONS		
1	USE F'S AS TERMINAL YEAR PARAMETERS	(ALL RUNS)
-1	ESTIMATE Q BY CONCENTRATED MLE's	(ALL RUNS)

**Table 15.** Parameter file specifications used for VPA model Runs.

```

# TERMINAL F PARAMETERS: (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, reference age)
#(USED FOR CONTINUITY AND BASE RUNS 5 and 10)
# _____X_____
$ 1 0 0.2 2 1 0.1 first age (AGE 0 in this case)
$ 1 0 0.8 2 1 0.1
$ 1 0 0.3 2 1 0.1
$ 1 0 0.3 2 1 0.1
$ 1 0 0.5 2 1 0.1 next to last age
# _____X_____

# F-RATIO PARAMETERS F{oldest}/F{oldest-1} (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, std.
dev. of prior)
# one parameter (set of specifications) for each year
#(USED FOR CONTINUITY AND BASE RUNS 5 and 10)
# _____X_____
$ 1 0.1 0.2 5 1 0.2 1970 estimated
$ 36 0.1 0.2 5 3 0.2 1971-2006 random walk
# _____X_____

# NATURAL MORTALITY PARAMETERS: (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, std. dev. of
prior)
# one parameter (set of specifications) for each age
#(USED FOR CONTINUITY AND BASE RUNS 5 and 10)
# _____X_____
$ 1 0 0.8 1 0 0.1
$ 1 0 0.8 1 0 0.1
$ 1 0 0.6 1 0 0.1
$ 1 0 0.6 1 0 0.1
$ 1 0 0.6 1 0 0.1
$ 1 0 0.6 1 0 0.1
# _____X_____

# MIXING PARAMETERS: (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, std. dev. of prior)
# one parameter (set of specifications) for each age :not used here!
#(NO MIXING WAS USED FOR ANY 2008 YFT VPA RUN)
# _____X_____
$ 6 0 0 0 0 0
# _____X_____

# STOCK-RECRUITMENT PARAMETERS: (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, std. dev. of
prior)
# five parameters so 5 sets of specifications : not used here!
#(THESE SETTINGS ARE USED TO CONTRAINT ON THE ESTIMATED S-R RELATIONSHIP. THIS
WAS NOT DONE FOR ANY 2008 YFT VPA RUN)
# _____X_____
0 0 0 0 0 maximum recruitment
0 0 0 0 0 spawning biomass scaling parameter
0 0 0 0 0 extra parameter (not used yet)
0 0 0 0 0 autocorrelation parameter
0 0 0 0 0 variance for penalty function
# _____X_____

# VARIANCE SCALING PARAMETER (lower bound, best estimate, upper bound, indicator, std. dev.)
#(USED FOR CONTINUITY AND BASE RUNS 5 and 10. THESE SETTINGS ESTIMATE A SINGLE
VARIANCE SCALAR FOR ALL INDICES. THE SAME SCALAR IS USED FOR THE INTERANNUAL
VARIANCE OF EACH INDEX. (EQUAL WEIGHTING ACROSS YEARS AND INDICES).
# _____X_____
$ 1 0 0.5 1.0 1 0.1
$ 17 0 1.0 1.0 -0.1 0.1

```

**Table 16.** Indices of abundance used for VPA model runs.

<i>Index</i>	<i>Continuity Run</i>	<i>Runs 5 &amp; 10</i>
Brazilian Bait Boat	Used	Used
Brazilian Longline	Used	Used
Japanese Longline	Used	Used
USA-Mexico Longline (GOM)	Used	Used
USA Rod and Reel	Not Used	Used
USA Pelagic Longline (ATL)	Used	Used
Venezuela Longline	Used	Used
Venezuela Purse Seine	Used	Used
EU FAD Purse Seine	Not Available in 2003	Used
EU PS 3% Annual Increase in Q	Used 1970-2006	Used (1970-1979) ***
EU TROP Purse Seine	Not Available in 2003	Used
EU Dakar Purse Seine	Not Available in 2003	Used
Uruguay Longline	Not Available in 2003	Used
Chinese Taipei Longline	Not Available in 2003	Used
Canary Islands Bait Boat	Not Available in 2003	Used

\*\*\* No increase in catchability was applied during this period. The EU indices for juveniles (EU-FAD\_PS) and adults (EU-TROP-PS) were used when available. They cannot be used with the EU-PS 3% index during overlapping time periods because they were developing using the same datasets.

**Table 17.** Methods used to estimate index selectivities for VPA models. (B&G = Butterworth and Geromont, 1999).

<i>Index</i>	<i>Estimation of Index Selectivities</i>		
	<i>Continuity Run</i>	<i>Run 5</i>	<i>Run 10</i>
Brazilian Bait Boat	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	Identical to Run 5 except that for all <i>LONGLINE INDICES</i> , the selectivity was estimated as in Run 5, then for all ages older than the first fully selected age, the selectivity was fixed at 1.0. Using this method, the selectivity vectors of the longline fleets were assumed to be logistic (flat-topped) rather than dome shaped (as in Run 5).
Brazilian Longline	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
Japanese Longline	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
USA-Mexico Longline (GOM)	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
USA Rod and Reel	Not Used	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
USA Pelagic Longline (ATL)	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
Venezuela Longline	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
Venezuela Purse Seine	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	
EU FAD Purse Seine	Not Used	Partial Catches EU-PS (B&G) Ages 0-1	
EU PS 3% Annual Increase in Q	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	Partial Catches EU-PS (B&G) Ages 0-5	
EU TROP Purse Seine	Not Used	Fixed at Fecundity Proxy Ages 3-5	
EU Dakar Purse Seine	Not Used	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	
Uruguay Longline	Not Used	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
Chinese Taipei Longline	Not Used	Partial Catches (B&G) Ages 0-5	
Canary Islands Bait Boat	Not Used	Partial Catches (B&G) Ages 0-4	

**Table 18.** Estimated indexes of abundance used in ASPIC runs.

YEAR	YFT- JPN- LL(w)	YFT- USA- RR(n)	YFT- BRZ- LL(n)	YFT- USA- LL(w)	YFT- URU- LL(n)	YFT- VEN- PS(w)	YFT- BRZ- BB(w)	YFT- EUDKR- BB(w)	EU PS 3% incQ	combined index (from 1965 to 2006)	combined index (from 1956 to 2006)
1950											
1951											
1952											
1953											
1954											
1955											
1956											72.909
1957											43.752
1958											31.410
1959											32.821
1960											20.334
1961											12.884
1962											4.283
1963											4.027
1964											2.367
1965	2.355									2.537	1.222
1966	1.586									1.708	0.823
1967	3.119									3.360	1.618
1968	2.580									3.128	1.507
1969	2.270							0.659		2.715	1.308
1970	1.690							0.644	5.061	2.099	1.011
1971	1.357							0.636	4.318	1.469	0.707
1972	1.834							0.640	4.795	1.776	0.856
1973	1.288							0.589	4.833	1.560	0.751
1974	1.778							0.925	4.405	1.367	0.658
1975	1.321							0.405	4.744	1.121	0.540
1976	1.297							0.448	4.693	1.169	0.563
1977	1.006							0.684	4.610	1.026	0.494
1978	1.478							0.264	4.195	1.084	0.522
1979	1.783							0.498	4.171	1.246	0.600
1980	1.102								3.457	0.965	0.465
1981	1.390				144.960		1.391	1.024	3.709	1.133	0.546
1982	1.228				196.750		0.212	0.976	3.166	0.915	0.441
1983	1.222				84.811	13.589	0.576	0.994	2.748	1.068	0.514
1984	1.315				42.077	6.027	0.280	1.420	2.172	1.021	0.492
1985	0.840				75.434	10.170	0.209	1.091	3.732	0.909	0.438
1986	1.053	32.756	5.035		116.428	5.977	0.209	1.647	4.026	1.098	0.529
1987	1.110	15.564	6.355	1.766	112.292	4.574	0.295	1.858	3.527	1.141	0.549
1988	1.102	7.789	5.276	1.861	142.612	6.304	0.327	1.798	3.340	1.341	0.646
1989	0.863	12.821	5.342	1.626	56.755	13.656	0.299	0.433	4.162	1.091	0.525
1990	1.169	5.746	9.045	1.371	51.864	7.002	0.620	1.658	4.531	1.323	0.637



1991	0.891	9.236	4.962	1.053	186.624	7.151	0.187	1.200	3.605	1.020	0.491
1992	1.003	6.298	2.069	1.257	293.019	4.812	0.295	2.340	3.290	0.935	0.450
1993	0.478	14.332	2.402	0.716	55.948	5.511	0.350	1.899	3.256	0.766	0.369
1994	0.813	34.744	2.668	0.695	214.310	6.720	0.210	1.414	3.123	0.951	0.458
1995	0.560	47.164	1.810	0.835	88.011	3.025	0.104	0.845	3.192	0.796	0.383
1996	0.613	14.731	4.648	0.824	166.935	6.777	0.289	1.381	3.116	0.864	0.416
1997	0.465	6.324	3.678	0.888	54.748	4.569	0.422	0.586	2.887	0.703	0.339
1998	0.557	10.750	4.685	0.650	62.019	3.704	0.323	0.223	2.589	0.730	0.351
1999	0.563	21.224	4.392	0.982	125.597	5.434	0.112	0.639	2.329	0.729	0.351
2000	0.625	22.736	4.583	0.853	165.542	6.624		0.301	2.983	0.765	0.368
2001	0.421	24.172	3.676	0.771	0.000	13.243	0.681	0.482	3.290	0.621	0.299
2002	0.430	19.716	2.908	0.606	100.350	8.181	0.291	0.731	3.723	0.707	0.340
2003	0.507	17.978	6.166	0.513	152.398	3.999	0.238	0.835	3.175	0.882	0.425
2004	0.657	17.585	7.536	0.868	109.591	2.393	0.091	0.636	2.906	0.905	0.436
2005	0.499	13.211	0.918	0.869	231.081	1.226	0.103	0.519	3.146	0.636	0.306
2006	0.693	19.888	2.305	0.891	90.832		0.376	0.588	3.838	0.749	0.361

**Table 19.** Series of catches used in ASPIC runs.

YEAR	YFT- JPN- LL(w)	YFT- USA- RR(n)	YFT- BRZ- LL(n)	YFT- USA- LL(w)	YFT- URU- LL(n)	YFT- VEN- PS(w)	YFT- BRZ- BB(w)	YFT- EUDKR- BB(w)	EU PS (PILAR) 3% incQ	others	Total
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1200	1200
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1358	1358
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2787	2787
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3600	3600
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3407	3407
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4300	4300
1956	612	0	0	0	0	0	0	0	0	5985	6597
1957	13198	0	0	0	0	0	0	0	0	10500	23698
1958	27159	0	1740	0	0	0	0	0	0	11682	40581
1959	44071	0	5920	111	0	0	0	0	0	7667	57769
1960	50822	0	4700	0	0	0	0	0	0	12971	68493
1961	42609	0	4400	0	0	0	0	0	0	11794	58803
1962	41973	0	1400	17	0	0	0	0	0	14133	57523
1963	37717	0	2400	8	0	0	0	0	88	24384	64598
1964	35106	0	1624	0	0	0	0	0	637	31561	68928
1965	36918	0	696	0	0	0	0	0	718	29390	67721
1966	22354	0	464	0	0	0	0	0	983	34639	58439
1967	12824	0	812	0	0	0	0	0	994	45163	59793
1968	13913	0	812	0	0	0	0	0	1402	68196	84323
1969	9966	0	464	0	0	0	0	14269	1595	68277	94571
1970	6809	0	812	0	0	0	0	7556	4309	54969	74455
1971	10629	0	347	0	0	0	0	7570	3014	52887	74448
1972	6497	0	233	0	0	0	0	7539	5017	75342	94628
1973	3803	0	153	0	0	0	0	5542	5297	80332	95127
1974	3475	0	232	0	0	0	0	6353	12498	84583	107141
1975	4192	0	260	0	0	0	0	2881	27309	90154	124796
1976	3366	0	681	0	0	0	0	3718	17720	99475	124960
1977	1467	0	928	0	0	0	0	3380	22329	102909	131013
1978	1923	0	795	0	0	0	0	2783	24669	103874	134044
1979	1986	0	1076	0	0	0	117	2141	22199	99998	127517
1980	2839	0	521	52	0	4397	392	0	22398	100097	130696
1981	4145	1275	1159	45	67	2500	917	2766	40976	102287	156137
1982	6062	912	935	65	214	12030	1036	2907	35639	105542	165342
1983	2069	2196	887	165	357	23503	1778	2690	39808	92404	165857
1984	3967	404	484	593	368	17814	1298	3460	10972	74690	114050
1985	5308	3393	515	738	354	16241	2176	2874	32339	92680	156619
1986	3405	4836	1057	3975	270	9175	751	3797	32462	86945	146673
1987	3365	3952	653	4888	109	6583	1560	3778	31498	88975	145361
1988	5982	1899	898	8644	177	5992	1596	4420	28618	78039	136265
1989	6970	1930	1126	6247	64	11612	1376	2809	47539	82574	162247

1990	5919	545	661	4474	18	6533	953	3805	50053	120487	193448
1991	4718	1418	582	4141	62	11967	1169	4824	30805	107214	166901
1992	3715	957	1248	5337	74	9693	2660	3359	30426	106290	163760
1993	3096	1898	1518	3886	20	12659	3087	3002	26500	107088	162753
1994	4783	4523	1084	3246	59	19587	2744	3155	30473	102896	172551
1995	5227	4053	1312	3645	53	6338	2613	2152	28324	99529	153246
1996	5250	4032	734	3320	171	10777	1956	2190	26181	98428	153040
1997	3539	3569	849	3773	53	11653	1643	1478	26761	83893	137211
1998	5173	2927	1014	2449	88	9157	1229	569	27255	98703	148564
1999	3405	3967	2930	3541	45	6523	1197	1857	19442	97459	140366
2000	4061	3862	2754	2901	45	7572	3093	872	15627	95447	136235
2001	2691	4185	4883	2200	90	13064	1276	1172	18756	116333	164650
2002	2105	2887	3323	2573	91	7961	2843	2242	23166	93088	140279
2003	2754	5328	1941	2164	95	4607	1289	1963	14816	90558	125515
2004	6260	3759	1968	2492	204	3185	2838	1664	14077	83488	119936
2005	4488	3657	4695	1746	644	2634	2236	1288	10077	75857	107322
2006	5334	4908	1329	2010	218	0	1214	2483	4430	86697	108623

**Table 20.** Summarized scenarios for yellowfin ASPIC runs.

<i>Run</i>	<i>Model</i>	<i>Abundance indicators</i>	<i>Weighting of indexes</i>	<i>BI/K</i>	<i>Time period</i>
1	GENFIT	combined (from 1965 - 2006)	none	fix as 1	1950 -2006
2	LOGISTIC				
3	GENFIT			estimate	
4	LOGISTIC				
5	GENFIT	10 separate series	equal		
6	LOGISTIC				
7	GENFIT				
8	LOGISTIC	weighting by ratio of area convergence			
9	GENFIT		fix as 1		
10	LOGISTIC	combined (from 1956 - 2006)		none	

**Table 21.** Western skipjack BSP starting parameter inputs and technical inputs for all runs.

param.out file		
parameter	starting guess	Comment
K	100000	close to mode
B 1950/K	1	close to mode
r	1.2	close to mode

Techinputs file	
Fmin	0.000001
stepsize	0.000001
eps	0.000001
maxlikefunc	10000

**Table 22.** Eastern skipjack BSP starting parameter inputs and technical inputs for all runs.

Low variance on r prior			High variance on r prior			Same for all runs		
Runs 1-3			Runs 1-3			Techinputs file		
parameter	starting guess	Comment	parameter	starting guess	Comment	Fmin	1.00E-07	
K	1500000	dose to mode	K	1500000	close to mode	stepsize	1.00E-06	
B1950/K	1	dose to mode	B1950/K	1	close to mode	eps	1.00E-07	
r	1.1	dose to mode	r	1.1	close to mode	maxlikefunc	1.00E+04	
Run 4			Run 4					
parameter	starting guess	Comment	parameter	starting guess	Comment			
K	700000	dose to mode	K	700000	close to mode			
B1950/K	1	dose to mode	B1950/K	1	close to mode			
r	1.1	dose to mode	r	1.1	close to mode			
Runs 5-8			Runs 5-8			Run 5B		
parameter	starting guess	Comment	parameter	starting guess	Comment	parameter	starting guess	Comment
K	700000	dose to mode	K	700000	close to mode	K	600000	close to mode
B1950/K	1	dose to mode	B1950/K	1	close to mode	B1950/K	1	close to mode
r	1.3	dose to mode	r	1.3	close to mode	r	1.2	close to mode

**Table 23.** Western skipjack BSP indices.

year	Brazilian Baitboat	VZ ourse seine	US rod and reel	Combined Weighted by area	Combined unweighted
1981	1.171	NA	NA	1.160	1.137
1982	1.577	4.083	NA	2.420	2.582
1983	0.624	1.581	NA	0.934	1.010
1984	0.646	1.167	NA	0.918	0.883
1985	0.928	1.409	1.516	1.170	1.164
1986	0.935	0.848	0.652	1.152	1.063
1987	0.716	1.046	1.018	0.719	0.787
1988	0.827	0.849	0.957	0.929	0.894
1989	0.763	1.142	0.947	0.930	0.941
1990	1.341	1.033	1.090	1.064	1.095
1991	0.834	1.237	0.434	0.992	1.040
1992	0.935	0.872	1.640	0.636	0.707
1993	1.334	0.952	0.795	1.315	1.277
1994	0.822	0.643	0.439	0.763	0.749
1995	1.063	0.501	0.528	0.597	0.616
1996	0.923	1.144	0.710	0.733	0.823
1997	1.257	1.999	1.380	1.073	1.213
1998	0.807	1.487	2.209	1.141	1.183
1999	0.624	0.514	0.525	1.200	0.891
2000	NA	0.559	1.602	0.532	0.550
2001	0.927	1.298	1.289	1.297	1.245
2002	0.777	0.602	1.623	0.937	0.845
2003	1.372	0.492	0.827	1.202	1.031
2004	0.967	0.514	0.455	0.769	0.743
2005	1.409	0.046	0.366	0.449	0.308
2006	1.368	NA	NA	0.592	0.685

**Table 24.** Eastern skipjack - Eight indices used in the BSP model. Weights are determined by the inverse of the fraction of the total fished area that the index accounts for in each year<sup>1</sup>. Weights are used in the BSP model as CVs so that the higher the value, the lower its influence.

year	SKJ-GHN-BB Weight Area	SKJ-CAN1-BB Weight Area	SKJ-CAN2-BB Weight Area	SKJ-POR-BB(w) Weight Area	SKJ-EUDK R1-BB Weight Area	SKJ-EUDK R2-BB Weight Area	SKJ-EC-PS-FAD Weight Area	SKJ-EUDK R-PS Weight Area	Total area
1969	1.138 4.75 4				0.121 1.27 15				19
1970	1.612 6 4			0.0188 12.0 2	0.213 1.33 18				24
1971	1.865 5.75 4			0.793 11.5 2	0.299 1.35 17				23
1972	1.581 5.25 4			0.4535 10.5 2	0.263 1.40 15				21
1973	1.138 4.5 4			0.1962 9.0 2	0.219 1.50 12				18
1974	1.233 4.25 4			0.0655 8.5 2	0.319 1.55 11				17
1975	0.664 4 3			0.0205 6.0 2	0.175 1.71 7				12
1976	0.917 4 3			0.3899 6.0 2	0.257 1.71 7				12
1977	1.201 2.13 8			0.9981 8.5 2	0.224 2.43 7				17
1978	1.296 3.33 3			1.2161 5.0 2	0.296 2.00 5				10
1979	2.308 4.33 3			0.8233 6.5 2	0.503 1.63 8				13
1980	1.771 4 5	1.439 20.0 1		0.6778 10.0 2	0.518 2.50 8			0.147 5.0 4	20
1981	2.340 4.75 4	2.035 19.0 1		0.9066 9.5 2	0.651 2.37 8			0.612 4.7 4	19
1982	2.055 2.87 8	2.105 23.0 1		1.4974 11.5 2	0.620 2.87 8			0.610 5.8 4	23
1983	0.265 16.0 1	0.265 16.0 1		0.1333 8.0 2	0.376 1.78 9			0.098 4.0 4	16
1984	0.883 15.0 1	0.883 15.0 1		1.5574 7.5 2		0.273 1.88 8		0.363 3.7 4	15
1985	2.471 13.0 1	2.471 13.0 1		0.6045 6.5 2		0.311 2.17 6		0.260 3.2 4	13
1986	0.405 13.0 1	0.405 13.0 1		1.1491 6.5 2		0.380 2.17 6		0.696 3.2 4	13
1987	1.191 12.0 1	1.191 12.0 1		1.8142 6.0 2		0.576 2.40 5		0.395 3.0 4	12
1988	1.260 18.0 1	1.260 18.0 1		3.2581 6.0 3		0.663 2.00 9		0.704 3.6 5	18
1989	1.105 15.0 1	1.105 15.0 1		1.8214 7.5 2		0.444 1.88 8		0.541 3.7 4	15
1990	0.811 3.8 5	0.811 3.8 5		0.2639 9.5 2		0.790 2.37 8		0.765 4.7 4	19
1991	0.146 29.0 1	0.146 29.0 1		0.693 14.5 2		0.505 4.14 7	1.2985 1.81 16	1.061 9.7 3	29
1992			0.160 33.0 1	0.2577 16.5 2		0.516 5.50 6	0.8376 1.65 20	0.688 8.3 4	33
1993			0.153 27.0 1	0.2547 13.5 2		1.028 5.40 5	1.0758 1.59 17	0.786 13.5 2	27
1994			0.676 33.0 1	0.4754 16.5 2		0.966 6.60 5	0.8534 1.65 20	0.608 6.6 5	33
1995			0.379 35.0 1	0.0295 17.5 2		0.381 5.00 7	0.9468 1.67 21	0.622 8.8 4	35
1996			1.376 32.0 1	1.5686 16.0 2		2.118 6.40 5	0.7653 1.60 20	0.286 8.0 4	32
1997			3.208 34.0 1	1.3652 17.0 2		1.037 5.67 6	0.5449 1.62 21	0.767 8.5 4	34
1998			4.821 34.0 1	0.7329 17.0 2		1.732 4.86 7	0.474 1.62 21	0.883 11.3 3	34
1999			0.808 37.0 1	0.6019 18.5 2		1.260 5.29 7	0.5722 1.61 23	1.307 9.3 4	37
2000			0.901 35.0 1	0.2085 11.7 3		1.198 4.37 8	0.8031 1.84 19	0.861 8.8 4	35
2001			0.263 32.0 1	0.2975 10.7 3		1.100 8.00 4	0.6577 1.60 20	0.558 8.0 4	32
2002			0.041 33.0 1	0.827 11.0 3		1.230 5.50 6	0.6683 1.65 20	0.272 11.0 3	33
2003			1.232 34.0 1	0.9712 17.0 2		1.169 5.67 6	0.864 1.62 21	0.742 8.5 4	34
2004			0.605 37.0 1	1.0496 18.5 2		1.148 6.17 6	1.0084 1.54 24	0.825 9.3 4	37
2005			0.555 33.0 1	0.6505 16.5 2		1.383 5.50 6	0.9809 1.57 21	0.469 11.0 3	33
2006			0.904 28.0 1	2.7102 14.0 2		1.376 5.80 5	0.8057 1.75 16	0.401 7.0 4	28

<sup>1</sup> For 1960, weight for SKJ-GHN-BB = 1/% total area fished=1/(4/19)=4.75

**Table 25.** Eastern skipjack combined indices and EU-PS indices constructed with variable  $q$  or a 3% increase in  $q$  by year. used for BSP model.

year	Combined, Weighted by area	Combined unweighted	EU-PS CPUE variable $q$	EU-PS CPUE 3% change in $q$
1969	0.220	0.148	4.568	
1970	0.142	0.198	4.953	3.253
1971	0.582	0.361	4.249	4.473
1972	0.438	0.306	2.891	3.791
1973	0.279	0.234	3.760	3.835
1974	0.226	0.268	2.641	4.679
1975	0.102	0.123	2.339	1.994
1976	0.345	0.273	2.755	2.463
1977	0.492	0.305	2.658	3.773
1978	0.593	0.410	2.453	3.158
1979	0.752	0.572	2.931	2.719
1980	0.594	0.459	2.490	2.607
1981	0.994	0.764	2.263	2.608
1982	1.067	0.709	2.171	2.381
1983	0.227	0.265	NA	1.752
1984	0.694	0.524	NA	1.749
1985	0.674	0.498	2.202	1.878
1986	0.677	0.710	2.075	2.492
1987	0.956	0.850	2.434	2.321
1988	1.344	1.189	2.254	2.990
1989	0.953	0.782	2.448	2.426
1990	0.685	0.820	1.935	2.778
1991	0.667	1.165	1.458	4.025
1992	0.532	0.889	1.419	2.823
1993	0.651	1.156	1.152	3.450
1994	0.890	1.068	1.142	2.806
1995	0.387	0.805	1.116	3.032
1996	1.283	1.134	1.174	2.577
1997	1.458	0.947	1.576	2.407
1998	1.548	0.956	1.898	2.137
1999	1.097	0.983	1.623	2.308
2000	0.884	1.055	1.594	2.612
2001	0.643	0.826	1.862	2.484
2002	0.484	0.853	1.912	2.526
2003	1.255	1.220	1.640	3.050
2004	1.161	1.332	1.677	3.180
2005	0.956	1.247	2.206	3.919
2006	1.305	1.183	2.252	4.089

**Table 26.** Summary results from the analyses of catchability trends in the purse seine fishery. The regression slope values can be used to infer average annual percent change in catchability for different time periods.

	$MSY$	$k$	$B_{msy}$	$B/k$	$B/B_{msy}$	$q$ Regression slopes			
						1969-79	1980-90	1991-06	2002-06
SKJ	150000	700000	257516	0.61	1.66	0.04	0.10	0.01	0.13
YFT	150000	644588	237131	0.37	1.00	0.09	0.11	0.05	-0.07
BET	90000	839523	308843	0.33	0.90	0.07	0.06	0.08	0.03
All	390000	2184112	803490	0.55	1.50	0.07	0.10	0.03	0.03

**Table 27.** Time series of nominal EC-purse seine fishing effort, estimates of catchability trends by species (and species combined), and effort adjusted for catchability changes estimated by year. The last column shows adjusted yellowfin effort assuming a 3% change per year following the method applied in 2000.

Year	Effort Nominal	Catchability				Adjusted Effort				Adj. Effort 3%/year
		SKJ	YFT	BET	All	SKJ	YFT	BET	All	
1969	6010	2.3E-06	6.6E-06	3.5E-07	2.7E-06	6010	6010	6010	6010	--
1970	8970	2.4E-06	5.2E-06	4.4E-07	2.4E-06	9647	7063	11308	8060	14686
1971	11708	3.5E-06	4.4E-06	3.7E-07	2.5E-06	17990	7875	12234	11155	17091
1972	13322	4.4E-06	5.3E-06	4.1E-07	3.1E-06	25736	10869	15699	15586	19624
1973	15041	3.0E-06	5.6E-06	4.4E-07	2.8E-06	20076	12961	18768	15566	19683
1974	17491	5.6E-06	5.6E-06	4.8E-07	3.6E-06	43084	15015	23994	23665	24322
1975	19179	2.7E-06	8.0E-06	4.2E-07	3.3E-06	22432	23385	23092	23450	26305
1976	19726	2.7E-06	9.6E-06	5.4E-07	3.7E-06	23797	29052	30327	27424	26624
1977	17065	5.4E-06	1.2E-05	1.0E-06	5.3E-06	40346	30575	49899	33874	28420
1978	19950	4.7E-06	1.1E-05	6.6E-07	4.7E-06	41134	33857	37439	35156	31950
1979	21138	3.1E-06	1.1E-05	5.7E-07	3.9E-06	28357	34101	34399	31223	30570
1980	24732	3.7E-06	9.6E-06	5.2E-07	3.9E-06	39676	36302	36932	36008	37884
1981	25660	4.3E-06	1.1E-05	8.4E-07	4.6E-06	48412	43247	61599	43894	42010
1982	27674	4.7E-06	1.1E-05	7.8E-07	4.5E-06	57154	45305	61622	46823	52118
1983										60175
1984										52468
1985	14362	5.7E-06	1.6E-05	7.2E-07	6.1E-06	35788	35561	29479	32877	41949
1986	11397	8.7E-06	2.1E-05	1.3E-06	8.5E-06	43727	36563	42421	36319	36401
1987	13390	6.6E-06	1.9E-05	8.6E-07	7.1E-06	39055	39317	32772	35475	40951
1988	11647	1.0E-05	1.9E-05	1.1E-06	8.4E-06	53716	33406	35072	36829	40486
1989	13050	6.7E-06	2.4E-05	8.4E-07	8.1E-06	38409	47275	31284	39481	38756
1990	12006	1.2E-05	3.7E-05	1.4E-06	1.3E-05	60990	67900	47327	56488	42480
1991	12109	2.4E-05	3.2E-05	2.2E-06	1.6E-05	127784	60056	77349	72834	46291
1992	12700	1.8E-05	3.5E-05	2.9E-06	1.4E-05	99020	67029	103537	67849	49781
1993	12462	2.7E-05	3.5E-05	5.2E-06	1.9E-05	149726	66026	186500	86770	49990
1994	11679	2.6E-05	4.0E-05	6.5E-06	2.0E-05	135785	70805	215071	86298	55253
1995	10969	2.7E-05	4.4E-05	6.0E-06	2.1E-05	130382	73872	187096	84939	48003
1996	10544	2.3E-05	4.7E-05	6.9E-06	2.0E-05	107790	75714	206154	80148	49115
1997	8506	1.9E-05	4.9E-05	5.8E-06	1.9E-05	72590	63849	141217	60017	47521
1998	8581	1.7E-05	5.3E-05	4.9E-06	1.8E-05	64594	68904	119406	58124	57373
1999	7909	2.5E-05	4.6E-05	6.8E-06	2.1E-05	85731	56112	154479	61369	60271
2000	7337	2.3E-05	5.5E-05	7.8E-06	2.2E-05	74841	61312	163285	59859	45663
2001	7661	2.0E-05	6.6E-05	7.7E-06	2.1E-05	66769	77093	168851	61472	50044
2002	6397	1.8E-05	8.3E-05	9.3E-06	2.2E-05	49771	81084	169902	52767	37675
2003	6366	2.6E-05	7.3E-05	9.3E-06	2.4E-05	73525	71136	168495	56257	39529
2004	5430	3.3E-05	6.3E-05	9.4E-06	2.5E-05	78281	52485	146129	50267	41268
2005	4600	3.0E-05	5.9E-05	8.4E-06	2.3E-05	60619	41337	109729	39417	34118
2006	3675	3.2E-05	6.5E-05	1.1E-05	2.6E-05	51387	36505	117368	35942	28299

**Table 28.** Management benchmarks and references calculated from the joint distribution of yellowfin VPA Runs 5 and 10.

**Table 29.** Non-bootstrap results of initial ASPIC runs.

Run	MSY (mt)	K (mt)	B <sub>MSY</sub> (mt)	F <sub>MSY</sub>	B <sub>2006</sub> /B <sub>MSY</sub>	F <sub>2006</sub> /F <sub>MSY</sub>	Equilibrium yield (mt)
1	170,200	2,151,00	215,100	0.792	3.581	0.175	135,700
2	146,600	852,700	426,400	0.344	0.834	0.845	145,600
3	1,173,000	39,120,0	13,270,000	0.088	3.034	0.031	-73,060
4	146,600	853,000	426,400	0.344	0.834	0.845	145,600
5	111,900	4,027,00	2,014,000	0.056	0.957	1.013	111,700
6	119,800	3,320,00	1,667,000	0.072	0.944	0.955	119,500
7	137,100	1,521,00	459,300	0.299	0.940	0.815	137,100
8	150,400	631,500	315,800	0.476	0.707	0.948	145,100
9	69,460	4,377,00	547,100	0.127	0.811	2.022	68,940
10	8,723	6,179,00	3,089,000	0.003	0.216	62.800	2,882



**Table 30.** ASPIC bootstraps results of cases 2, 4, 6, and 8.

		<i>run02</i>	<i>run04</i>	<i>run06</i>	<i>run08</i>
MSY (MT)	point estimate	1.47E+05	1.47E+05	1.20E+05	1.50E+05
	80% lower	1.20E+05	9.62E+04	9.88E+04	1.44E+05
	80% upper	1.54E+05	1.53E+05	1.42E+05	1.54E+05
K (MT)	point estimate	8.53E+05	8.53E+05	3.32E+06	6.32E+05
	80% lower	4.60E+05	5.17E+05	1.20E+06	4.65E+05
	80% upper	2.63E+06	3.99E+06	4.63E+06	9.82E+05
$B_{MSY}$ (MT)	point estimate	4.26E+05	4.26E+05	1.67E+06	3.16E+05
	80% lower	2.30E+05	2.58E+05	5.99E+05	2.32E+05
	80% upper	1.31E+06	2.00E+06	2.31E+06	4.91E+05
$F_{MSY}$	point estimate	0.344	0.344	0.072	0.476
	80% lower	0.089	0.049	0.040	0.292
	80% upper	0.671	0.590	2.205	0.664
$B_{current}/B_{MSY}$	point estimate	0.834	0.834	0.944	0.707
	80% lower	0.745	0.733	0.871	0.669
	80% upper	0.965	0.963	1.044	0.764
$F_{current}/F_{MSY}$	point estimate	0.845	0.845	0.955	0.948
	80% lower	0.615	0.631	0.749	0.828
	80% upper	1.149	1.206	1.308	1.105
Equilibrium yield (MT)	point estimate	1.46E+05	1.46E+05	1.20E+05	1.45E+05
	80% lower	1.31E+05	1.25E+05	9.64E+04	1.33E+05
	80% upper	1.54E+05	1.53E+05	1.42E+05	1.53E+05

**Table 31.** BSP model runs, convergence criteria and model results for western skipjack.

RUN	Indices	prior on r	limits of uniform prior on ln(K) in 1000 MT		parameter settings for importance function width		status results (marginal posterior distributions of each parameter)						convergence criteria good convergence is achieved if CV(wts)/CV(lp) <2	
			Kmin	Kmax	degf	expand_imp	K	r	MSY	F(2006)/Fmsy	B(2006)/Bmsy	Bmsy	cv(wts)/cv(lp)	comments
RUN1	3 equal	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	2	159,322 (55,374)	1.372 (0.372)	52,064 (14,488)	0.381 (0.461)	1.625 (0.208)	79,661 (27,687)	18.74	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN2	combined eq wt	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	2	164,549 (48,812)	1.392 (0.361)	54,159 (10,465)	0.304 (0.08)	1.69 (0.08)	82,274 (24,406)	60.46	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN3	combined sep wt	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	2	187,037 (48,041)	1.328 (0.329)	59,334 (10,548)	0.271 (0.07)	1.724 (0.071)	93,519 (24,020)	58.51	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN4	3 equal	-U(0.01, 3)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	2	159,322 (55,374)	1.372 (0.372)	52,064 (14,488)	0.381 (0.461)	1.625 (0.208)	79,661 (27,687)	18.74	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN5	3 equal	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	4	147,037 (53,860)	1.342 (0.341)	47,596 (15,286)	0.449 (0.615)	1.565 (0.232)	73,519 (26,930)	12.95	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN6	3 equal	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-05	10	132,316 (34,320)	1.19 (0.344)	38,471 (11,216)	0.596 (0.663)	1.427 (0.271)	66,158 (17,160)	3.79	CV(wts)/CV(lp)>2
RUN7	3 equal	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-08	15	124,907 (14,181)	1.097 (0.154)	33,972 (4,607)	0.664 (0.798)	1.369 (0.249)	62,453 (7,090)	1.66	marginal
RUN8	3 equal	-N(1.17,.5)	ln(500)	ln(2500)	1E-09	20	127,373 (14,677)	1.107 (0.172)	34,912 (5,037)	0.624 (0.662)	1.395 (0.244)	63,686 (7,338)	1.56	marginal
RUN9	3 equal	-N(1.17,.25)	ln(500)	ln(2500)	1E-09	20	200104 (35297)	1.159 (0.278)	57815 (17229)	0.326 (0.262)	1.672 (0.189)	100052 (17649)	1.22	acceptable

**Table 32.** BSP model runs, convergence criteria and model results for eastern skipjack for priors on r with narrower standard deviations (0.3 or 0.25). Note that sd= 0.25 was originally specified from the demographic analysis.

RUN	Indices	prior on r	limits of uniform prior on K or ln(K) in 1000 MT		parameter settings for importance function width		status results (marginal posterior distributions of each parameter)						convergence criteria	
			Kmin	Kmax	degf	expand_imp	K	r	MSY	F(2006)/Fmsy	B(2006)/Bmsy	Bmsy	cv(wt)/cv(lp)	comments
RUN1	8 equal	-normal (1.17,sd=3)	200	2000	0.00001	2	1,393,053 (392,931)	1.351 (0.296)	465,834 (162,805)	0.159 (0.074)	1.834 (0.078)	696,527 (196,466)	1.1578	marginal
RUN2	8 equal	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,293,317 (410,825)	1.285 (0.275)	465,834 (162,805)	0.183 (0.082)	1.808 (0.087)	646,658 (205,413)	0.9627	acceptable
RUN3	combined eq wt	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,316,538 (406,767)	1.326 (0.332)	408,830 (148,173)	0.176 (0.081)	1.816 (0.086)	658,269 (203,383)	0.7832	acceptable
RUN4	combined sep wt	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,278,930 (425,336)	1.305 (0.335)	428,418 (162,252)	0.19 (0.092)	1.801 (0.098)	639,465 (212,668)	0.7667	acceptable
RUN5	8 equal	-normal (1.17,sd=3)	200	1000	0.00001	2	724,475 (146,955)	1.422 (0.281)	407,960 (161,318)	0.261 (0.081)	1.727 (0.087)	395,034 (73,477)	0.9344	acceptable
RUN5B	8 equal	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	762,831 (154,416)	1.416 (0.263)	278,228 (69,645)	0.273 (0.083)	1.713 (0.089)	381,416 (77,208)	0.8815	acceptable
RUN6	8 separate weighting	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	849,344 (115,140)	1.497 (0.316)	267,019 (66,345)	0.221 (0.064)	1.769 (0.069)	424,672 (57,570)	1.4983	marginal
RUN7	1 EU-PS, variable q	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	543,400 (106,018)	1.237 (0.273)	316,192 (74,752)	0.523 (0.151)	1.443 (0.161)	271,700 (53,009)	1.3096	marginal
RUN8	1 EU-PS, 3% per year	-normal (1.17,sd=3)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	731,404 (175,105)	1.286 (0.312)	163,313 (31,388)	0.344 (0.13)	1.637 (0.14)	365,702 (87,553)	0.7225	acceptable
RUN8Z	1 EU-PS, 3% per year	-normal (1.17,sd=25)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	735,623 (169,249)	1.25 (0.269)	229,727 (66,596)	0.347 (0.125)	1.633 (0.135)	367,812 (84,624)	0.99	acceptable
RUN5BZ	8 equal	-normal (1.17,sd=25)	ln(200)	ln(1000)	0.00001	2	768,318 (150,650)	1.371 (0.243)	225,796 (61,501)	0.279 (0.082)	1.707 (0.088)	384,159 (75,325)	0.8185	comments

**Table 33.** BSP model runs, convergence criteria and model results for eastern skipjack with wide standard deviations (0.5) on r prior.

RUN	Indices	prior on r	limits of uniform prior on K or ln(K) in 1000 MT		parameter settings for importance function width		status results (marginal posterior distributions of each parameter)						convergence criteria	
			Kmin	Kmax	degf	expand_imp	K	r	MSY	F(2006)/Fmsy	B(2006)/Bmsy	Bmsy	cv(wt)/cv(l'p)	comments
RUN1	8 equal	~normal (1.17,sd=5)	200	2000	0.00001	2	1,382,655 (408,971)	1.487 (0.444)	504,319 (207,639)	0.153 (0.078)	1.84 (0.083)	691,327 (204,486)	1.1058	marginal
RUN2	8 equal	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,248,077 (449,897)	1.538 (0.483)	461,961 (206,136)	0.172 (0.089)	1.821 (0.094)	624,038 (224,949)	0.9333	acceptable
RUN3	combined eq wt	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,266,776 (435,154)	1.581 (0.502)	485,205 (216,089)	0.163 (0.085)	1.83 (0.09)	633,388 (217,577)	0.8496	acceptable
RUN4	combined sep wt	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	1,243,952 (451,127)	1.518 (0.499)	453,691 (207,983)	0.178 (0.096)	1.814 (0.102)	621,976 (225,563)	0.932	acceptable
RUN5	8 equal	~normal (1.17,sd=5)	200	1000	0.00001	2	790,069 (146,955)	1.422 (0.281)	278,228 (69,645)	0.261 (0.081)	1.727 (0.087)	395,034 (73,477)	0.852	acceptable
RUN5B	8 equal	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	724,475 (174,418)	1.685 (0.369)	300,485 (90,125)	0.246 (0.089)	1.743 (0.095)	362,238 (87,209)	1.0382	marginal
RUN6	8 separate weighting	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	827,685 (127,400)	1.681 (0.352)	345,673 (84,803)	0.201 (0.061)	1.79 (0.065)	413,843 (63,700)	1.2219	marginal
RUN7	1 EU-PS, variable q	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	577,890 (157,188)	1.309 (0.434)	177,892 (52,233)	0.495 (0.197)	1.475 (0.194)	288,945 (78,594)	1.1259	marginal
RUN8	1 EU-PS, 3% per year	~normal (1.17,sd=5)	ln(200)	ln(2000)	0.00001	2	661,461 (195,584)	1.516 (0.454)	241,380 (89,412)	0.343 (0.145)	1.639 (0.156)	330,730 (97,792)	0.7676	acceptable

**Table 34.** Summary table of the model runs for the catch-only model for SKJ-W. Abbreviations: lnK is  $\ln(K) \sim U(\ln(100), \ln(1000))$ , U is  $K \sim U(100, 1000)$ , logN is  $K \sim \log N(\text{mean}=350000, \text{CV}=0.5)$ , u is  $r \sim U(0.4, 2.0)$ , D is  $r \sim \text{demographic}$ , L is  $x \sim U(0, 10)$ , s is  $x \sim U(0, 1.1)$ . The catch data used ranged from 1976 to 2006.

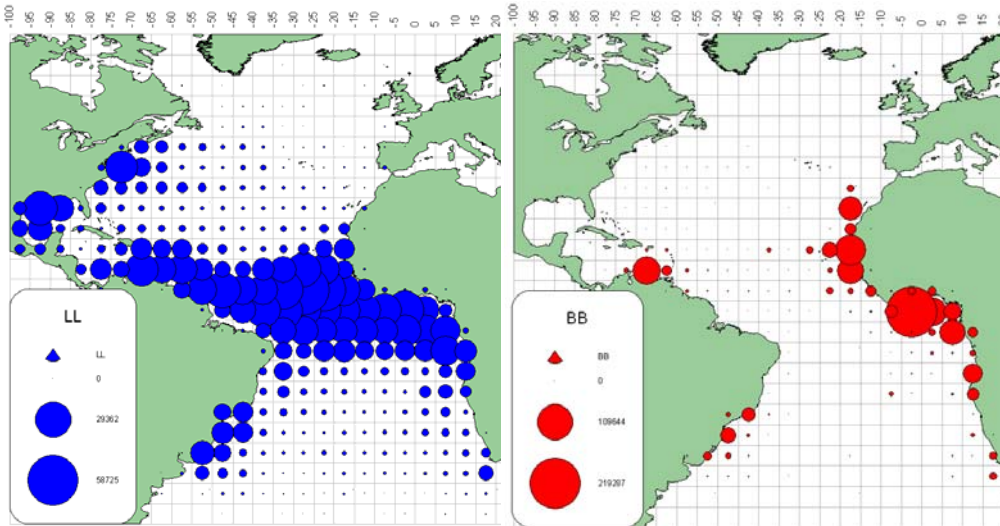
Model	Priors		Posteriors		MSY	$F_{2006}/F_{MSY}$	$B_{2006}/B_{MSY}$	$B_{MSY}$	$P(MSY < C_{2006})$	Obs
	K	r	x	K						
A. 1	lnK	u	L	239 193	0.97	58	0.31	1.71	119	Wide posterior on x
						234			596	
A. 2	logN	u	L	316 597	0.89	69	0.25	1.77	158	
A. 3	U	u	L	399 328	0.82	83	0.20	1.81	199	0.00
						646			664	0.00
A. 4	lnK	D	L	202 204	1.09	54	0.34	1.69	101	0.01
						887			102	0.01
A. 5	logN	D	L	295 618	1.05	77	0.22	1.79	147	0.00
						250			809	0.00
A. 6	U	D	L	312 610	1.04	83	0.21	1.80	156	0.00
						012			305	0.00
B. 1	lnK	u	s			30				
				129 023	0.93	520	0.98	1.22	64 512	0.08
B. 2	logN	u	s			31				
				165 843	0.75	069	0.86	1.26	82 921	0.06
B. 3	U	u	s			30				
				140 755	0.85	702	0.93	1.24	70 377	0.07
B. 4	lnK	D	s			30				
				116 808	1.04	601	1.02	1.20	58 404	0.06
B. 5	logN	D	s			30				
				127 264	0.98	986	0.97	1.23	63 632	0.05
B. 6	U	D	s			30				
				120 434	1.02	892	0.99	1.22	60 217	0.05

**Table 35.** Summary table of the model runs for the catch-only model for eastern skipjack. Abbreviations: lnK is  $\ln(K) \sim U(\ln(200), \ln(2000))$ , U is  $K \sim U(200, 2000)$ , logN is  $K \sim \log N(\text{mean}=350000, \text{CV}=0.5)$ , u is  $r \sim U(0.4, 2.0)$ , D is  $r \sim \text{demographic}$ , L is  $x \sim U(0, 10)$ , s is  $x \sim U(0, 1.1)$ . The runs were fit to the following catch series: A- 1950 to 2006, B – 1965 to 1984, C- 1985 to 2006.

Mode <i>l</i>	Priors			Results – median of the posteriors						Obs <i>P(MS Y &lt; C<sub>2</sub> 006)</i>	
	<i>K</i>	<i>r</i>	<i>x</i>	<i>K</i>	<i>r</i>	<i>MSY</i>	$F_{2006}/$ $F_{MSY}$	$B_{2006}/$ $B_{MSY}$	<i>B<sub>MSY</sub></i>		
A. 1	lnK	u	L	827 839	1.37	223 930	0.37	1.66	413 919	0.03	The fishery was not homogeneous over the whole time series
A. 2	log N	u	L	722 445	1.27	204 349	0.43	1.62	361 222	0.02	
A. 3	U	u	L	1 187 158	1.20	275 904	0.28	1.74	593 579	0.01	
A. 4	lnK	D	L	759 226	1.15	204 510	0.42	1.62	295 061	0.03	
A. 5	log N	D	L	698 803	1.17	198 995	0.45	1.60	349 401	0.03	
A. 6	U	D	L	1 121 772	1.15	308 717	0.24	1.77	560 886	0.02	
B. 1	lnK	u	s	229 516	1.51	88 195			114 758	1.00	The posteriors for K were concentrated on the lower bound
B. 2	log N	u	s	231 966	1.52	87 194			115 983	1.00	
B. 3	U	u	s	234 421	1.49	89 199			117 210	1.00	
B. 4	lnK	D	s	255 996	1.32	85 573			127 998	1.00	
B. 5	log N	D	s	288 006	1.21	87 830			144 003	1.00	
B. 6	U	D	s	266 596	1.28	86 827			133 298	1.00	
C. 1	lnK	u	s	618 746	1.05	143 632	0.94	1.20	309 373	0.06	
C. 2	log N	u	s	663 628	0.95	145 004	0.92	1.24	331 814	0.06	
C. 3	U	u	s	871 930	0.81	155 552	0.71	1.37	435 965	0.05	
C. 4	lnK	D	s	534 309	1.12	142 865	1.10	1.17	267 155	0.06	
C. 5	log N	D	s	569 172	1.09	146 103	1.01	1.21	284 586	0.04	
C. 6	U	D	s	629 915	1.09	156 326	0.82	1.32	314 957	0.04	

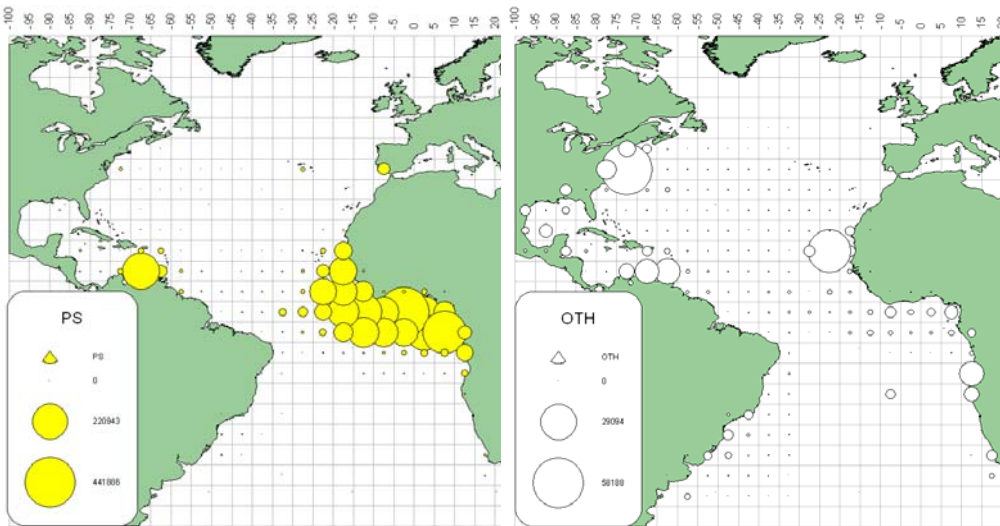
**Table 36.** Maximum posterior estimates of the parameters and reference points based on the different runs conducted with PROCEAN. SD = standard deviation; q = catchability.

	<i>m</i>	<i>r</i>	<i>B0/K</i>	<i>K</i>	<i>MSY</i>	$F_{MSY}$
Standard run	1.2	1.169	0.9	2173530	170200	0.19
Sensitivity m	1.7	1.174	0.9	740914	167798	0.48
Sensitivity B0/K	1.2	1.114	0.7	2265240	169055	0.19
Sensitivity mean prior MSY = 130,000	1.2	1.164	0.9	2020000	157090	0.19
Sensitivity mean prior MSY = 170,000	1.2	1.172	0.9	2360080	185192	0.20
Sensitivity SD prior r = 0.7	1.2	1.161	0.9	2189580	170195	0.19
Combined abundance index	1.2	1.212	0.9	1978800	160653	0.20
Standard run with random walk on q	1.2	1.234	0.9	1860000	153986	0.21



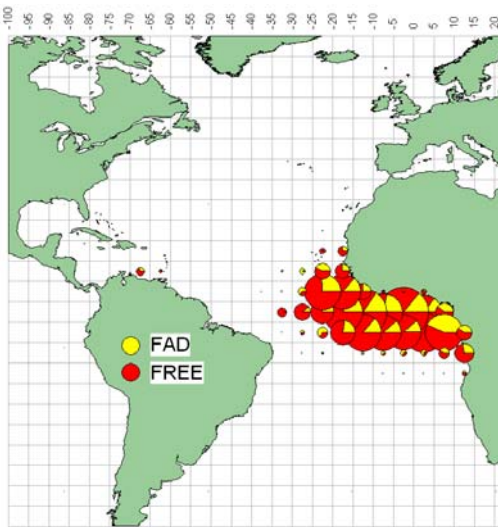
a. YFT (LL)

b. YFT (BB)

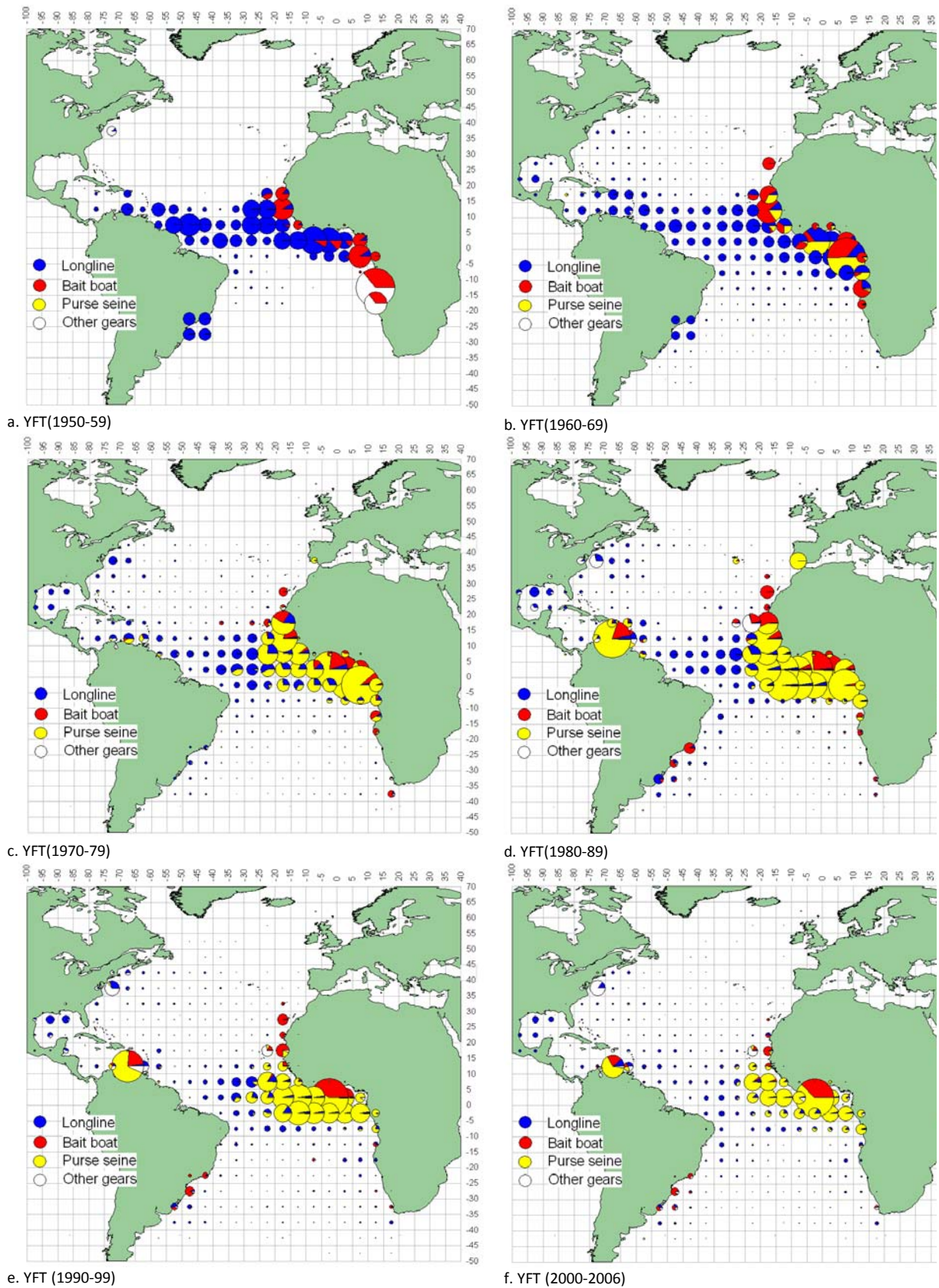


c. YFT (PS)

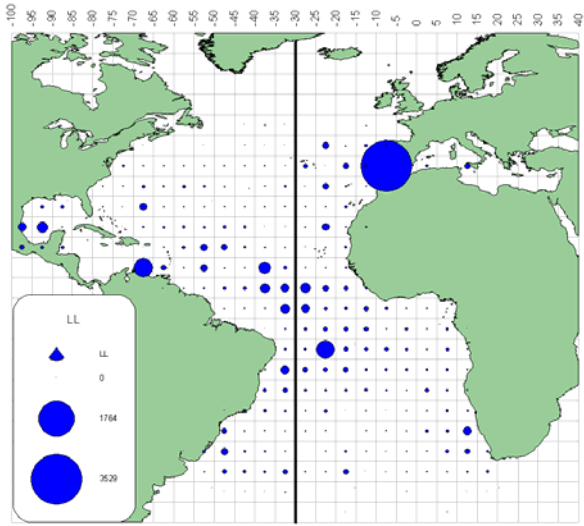
d. YFT (OTH)



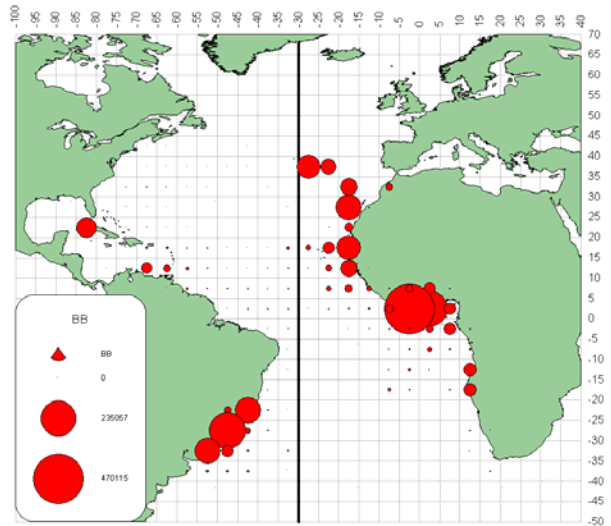
e. YFT (FAD/FREE 1991-2006)



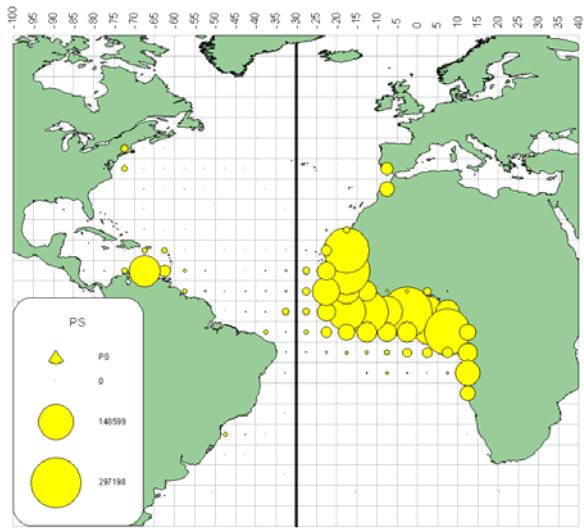
**Figure 1.** Geographic distribution of yellowfin catch by gear and decade.



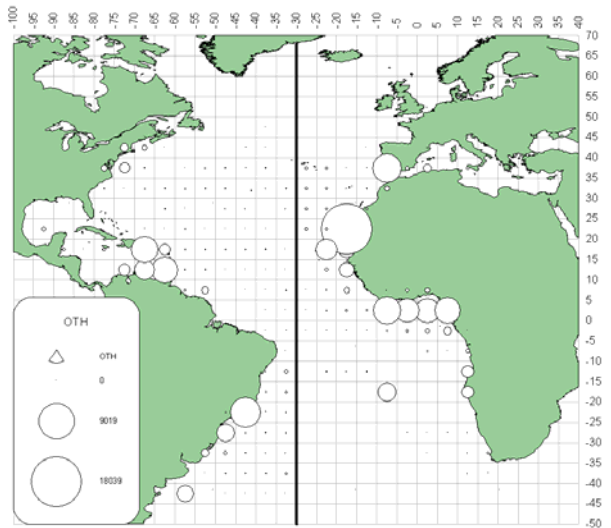
a. SKJ (LL)



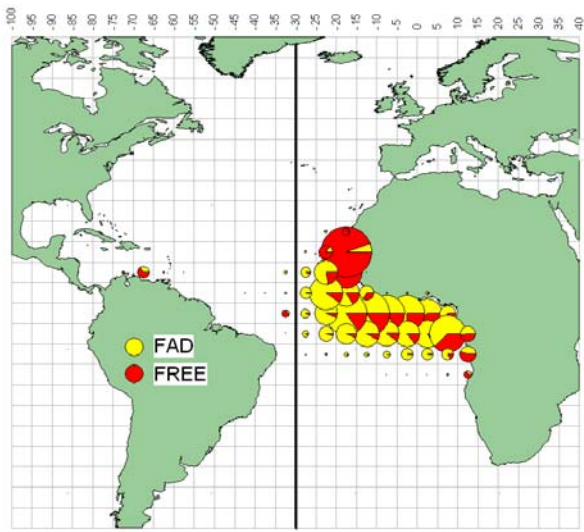
b. SKJ (BB)



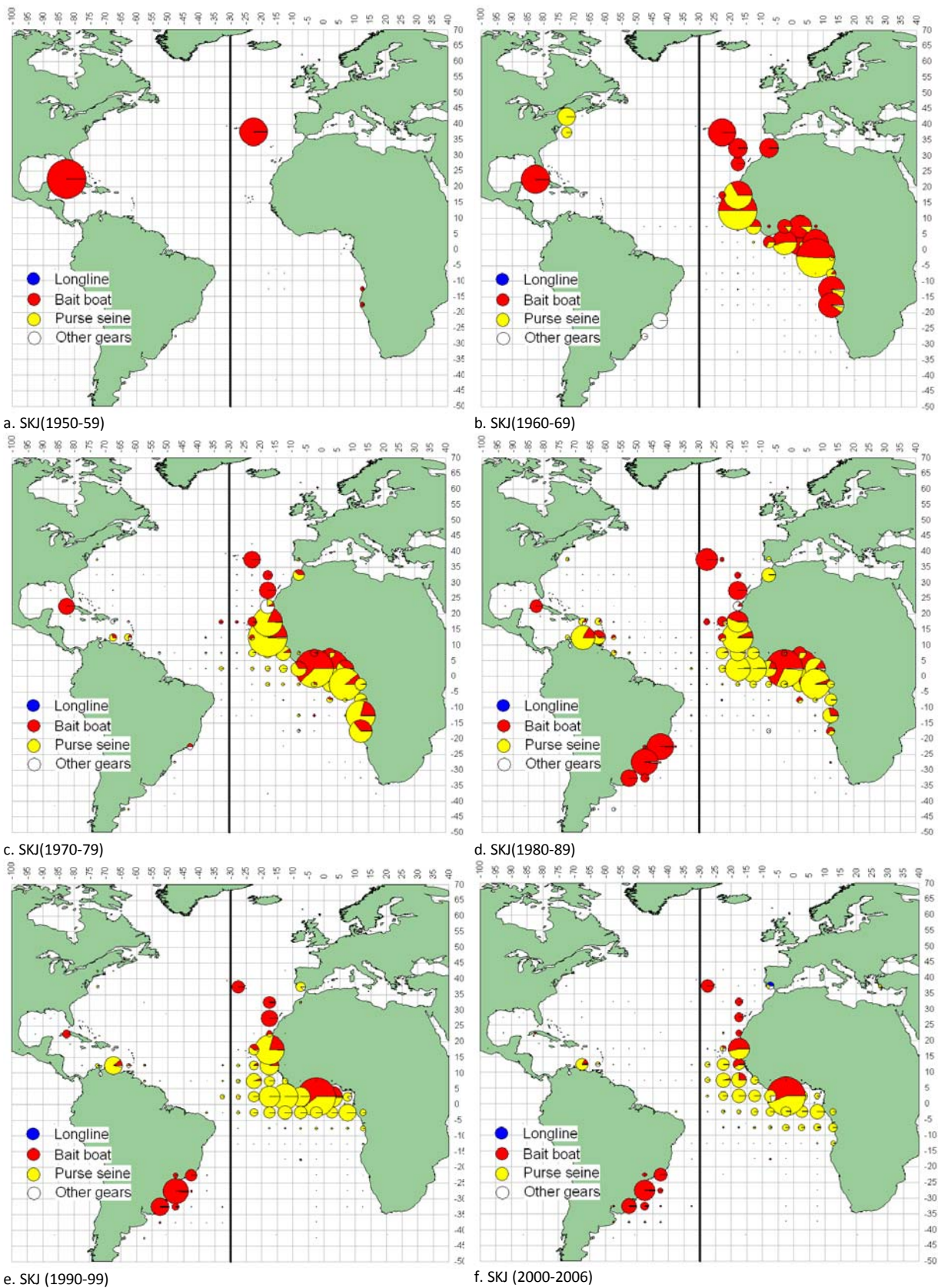
c. SKJ (PS)



d. SKJ (OTH)

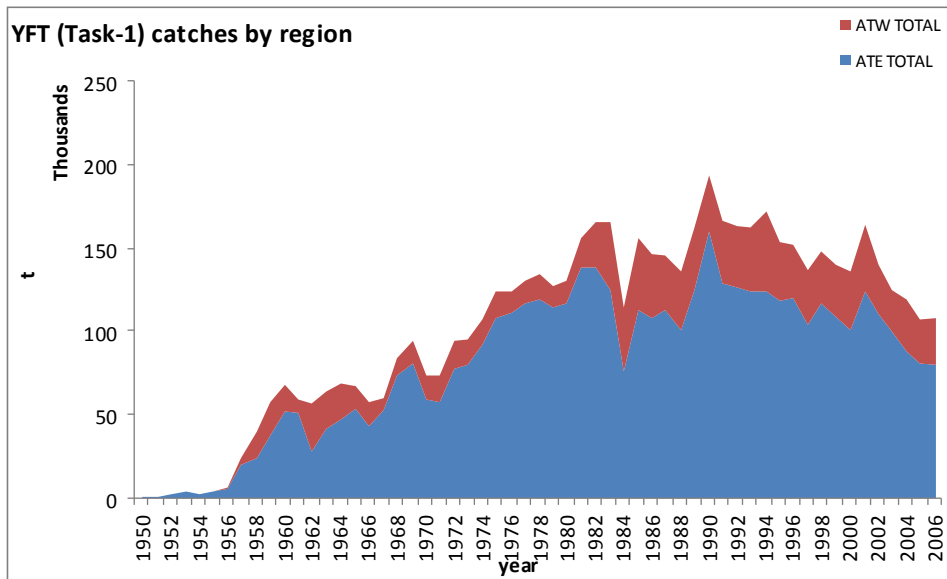


e. SKJ (FAD/FREE 1991-2006)

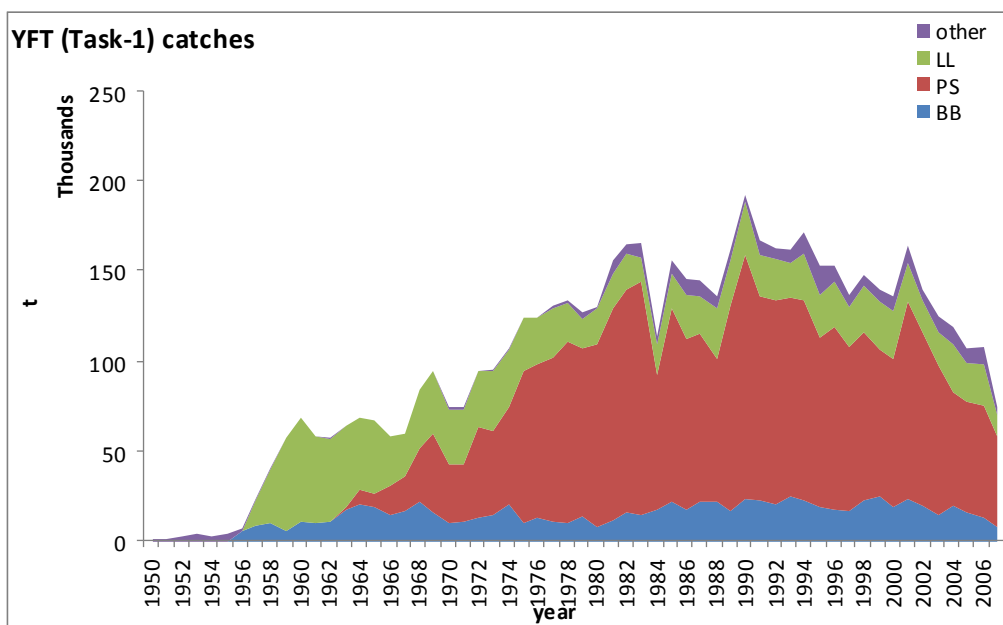


**Figure 2.** Geographic distribution of skipjack catch by gear and decade.





**Figure 3.** Atlantic yellowfin tuna catch by area.



**Figure 4.** Atlantic yellowfin tuna catch by gear.

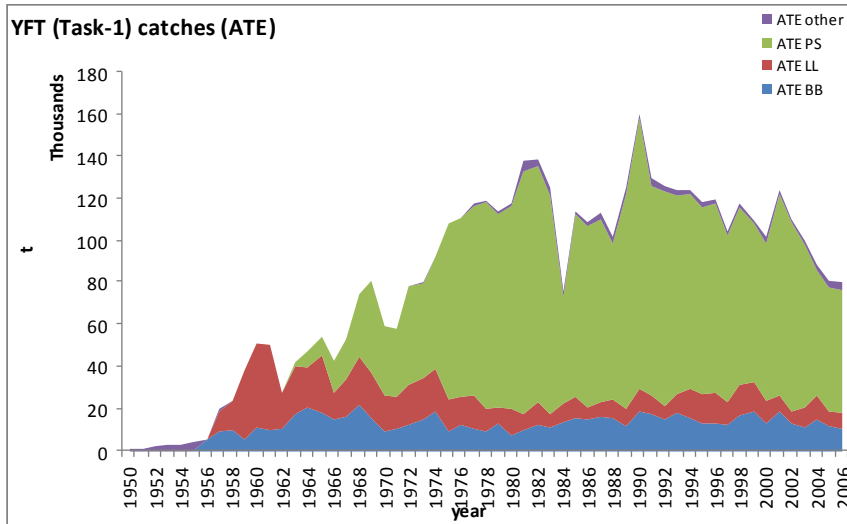


Figure 5. Yellowfin catch by gear – east.

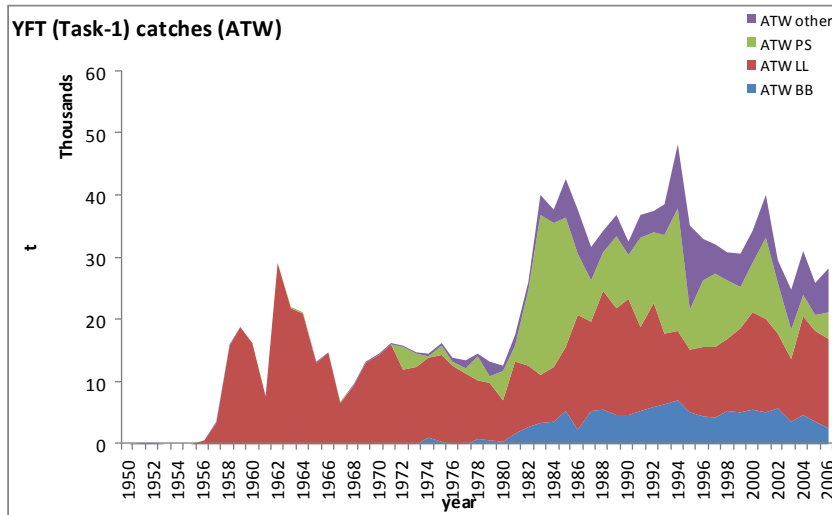


Figure 6. Yellowfin catch by gear – west.

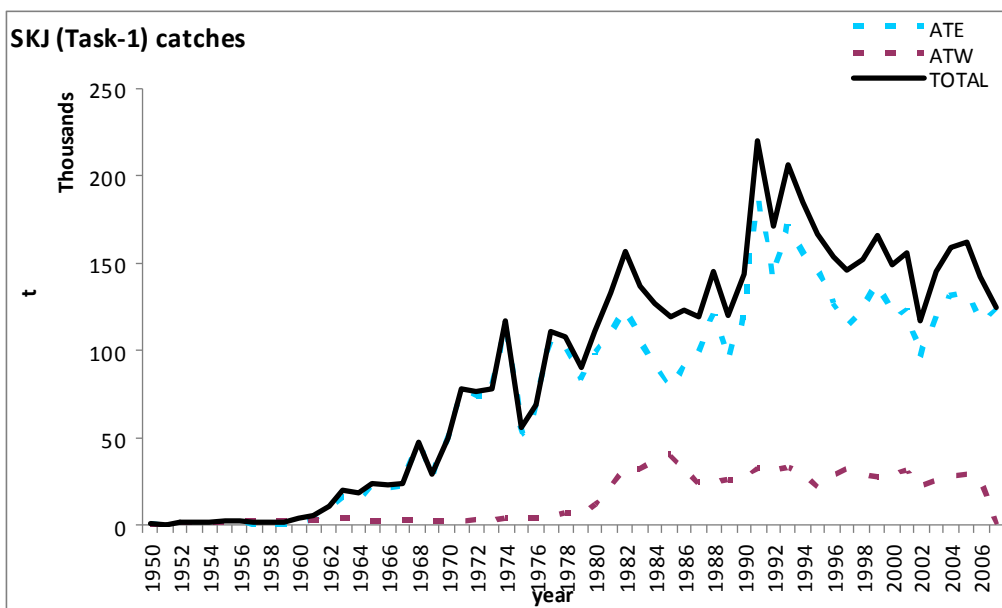
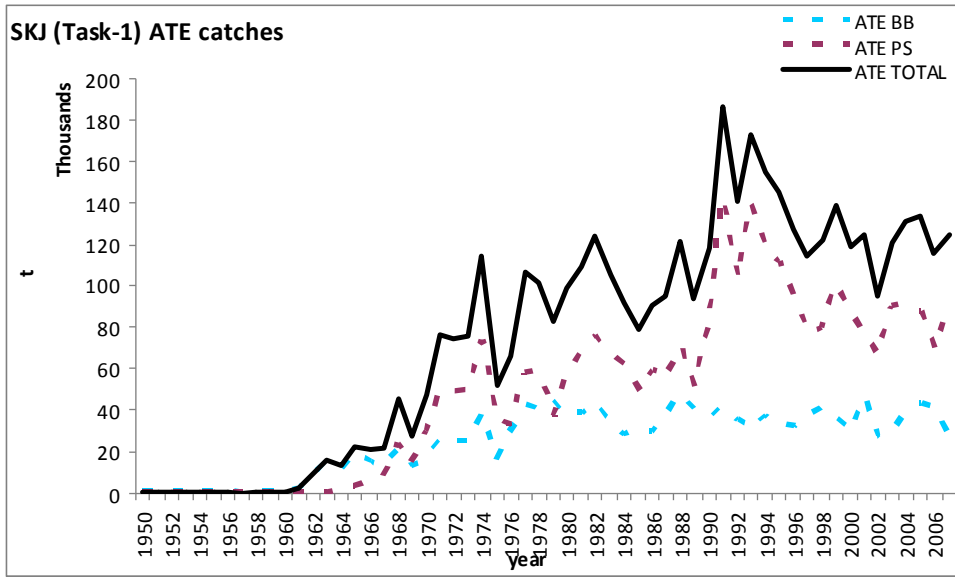
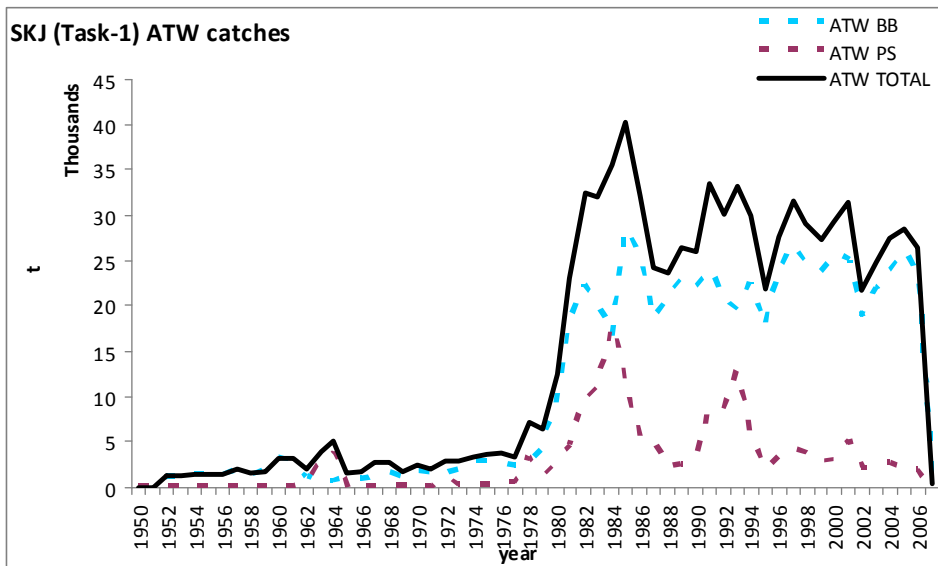


Figure 7. Atlantic skipjack catch by area.



**Figure 8.** Skipjack catch by gear in the eastern Atlantic.



**Figure 9.** Skipjack catch by gear in the western Atlantic.

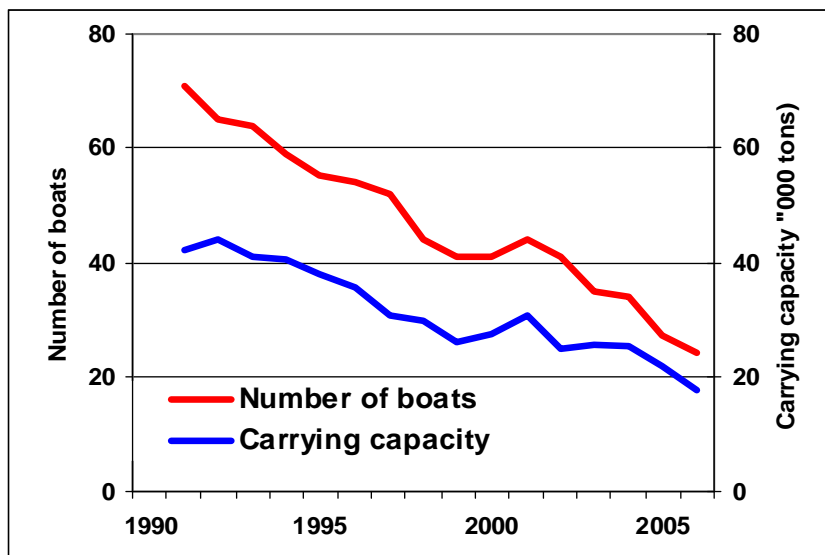


Figure 10. Change over time of the carrying capacity of the European and associated purse seine fleet.

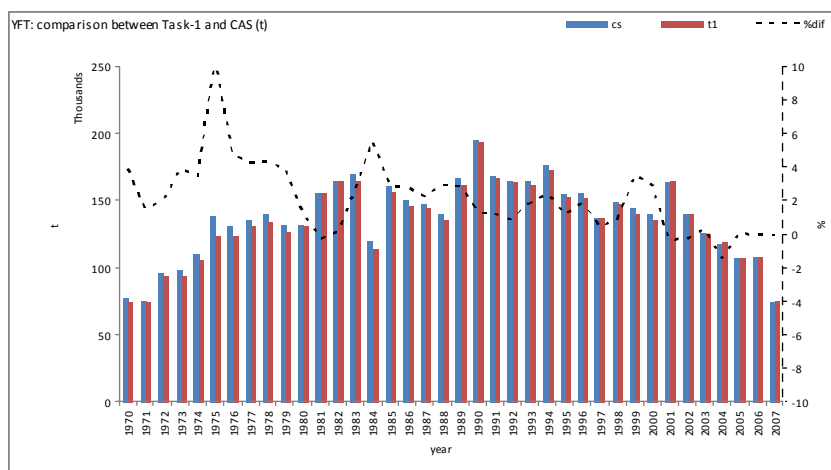


Figure 11. Comparison of Task II catch at size and Task I (t) for Atlantic yellowfin.

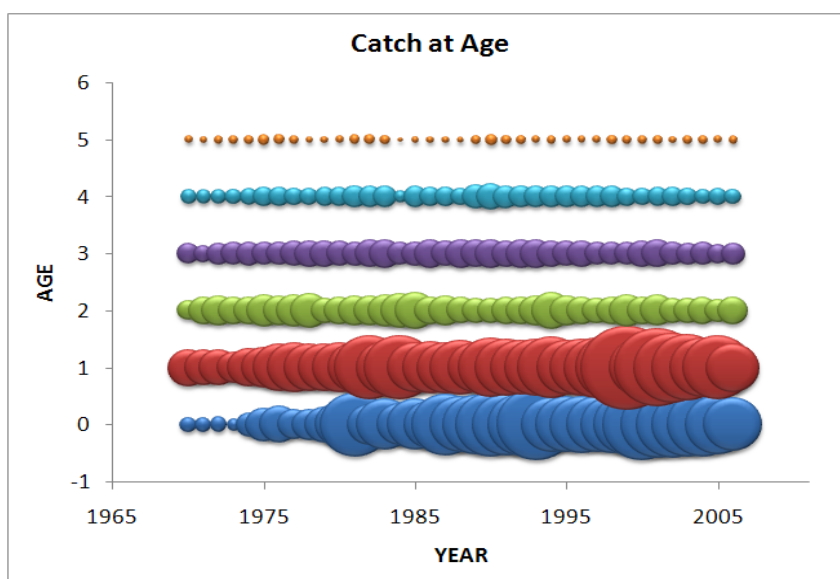
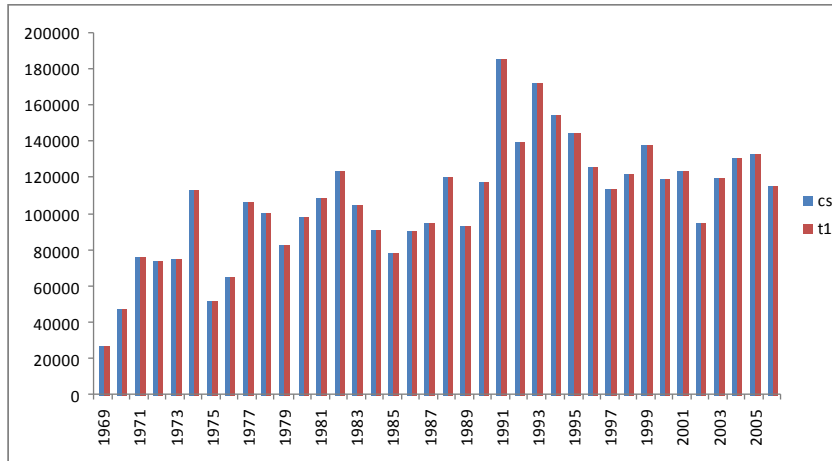
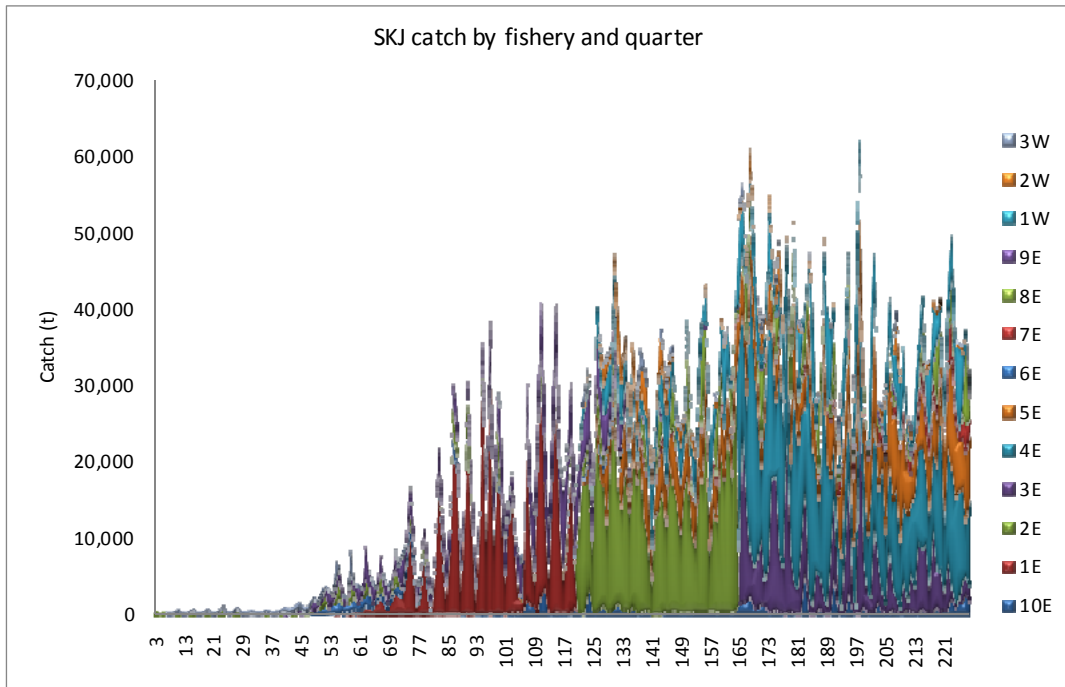


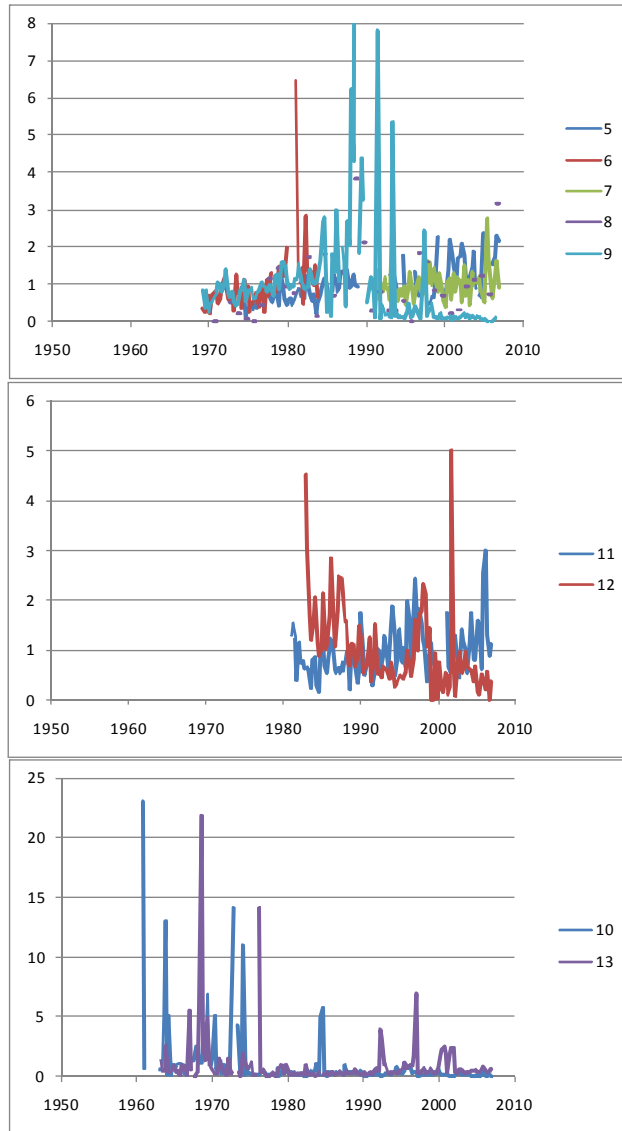
Figure 12. Relative distribution of Atlantic yellowfin catches by age (0-5+) and year (bubble size is proportional to total catches).



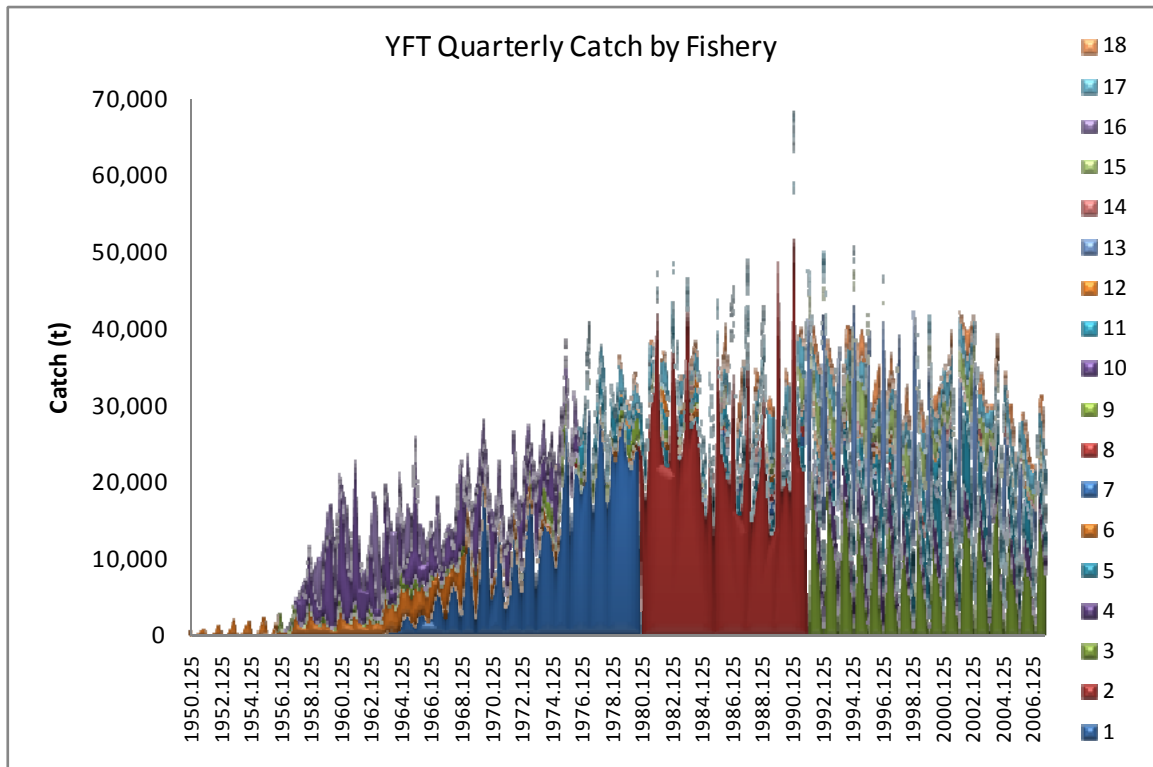
**Figure 13.** Comparison of Task II catch at size and Task I (t.) for skipjack.



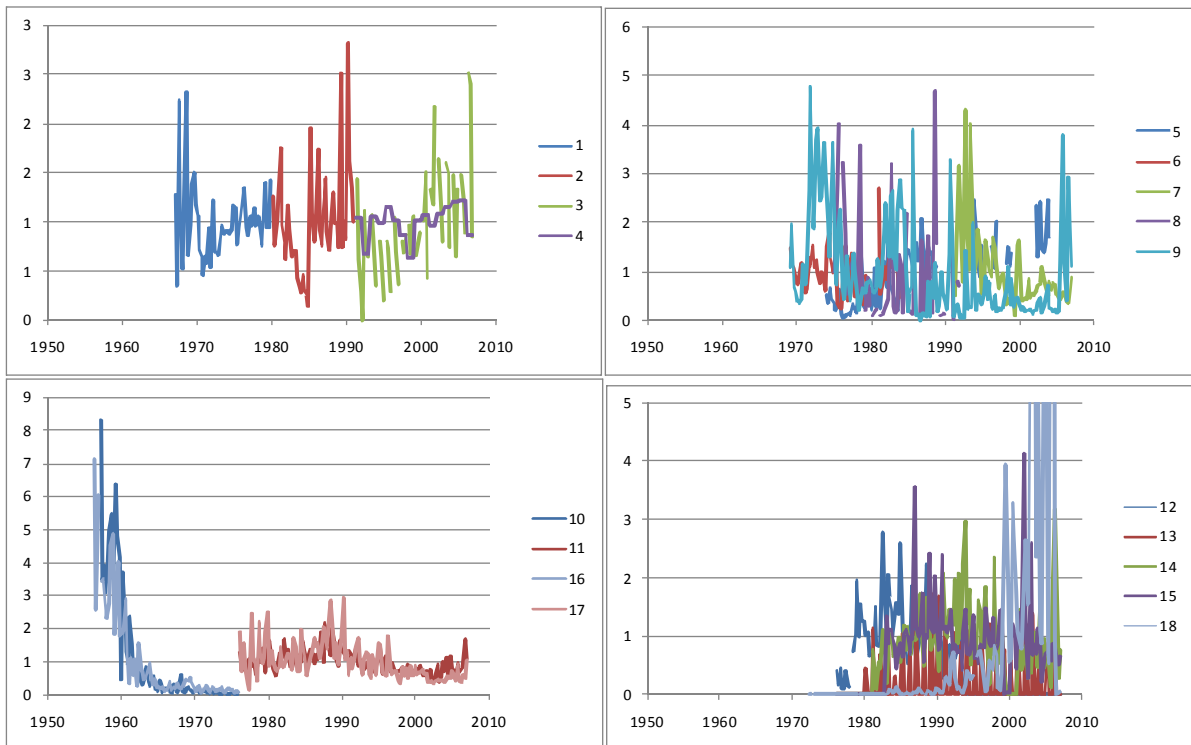
**Figure 14.** Skipjack quarterly catch by cumulative quarter starting in 1956 through 2006, by MFCL fishery definitions (Table 11).



**Figure 15.** Quarterly catch rate patterns by fishery prepared for skipjack (Table 11).



**Figure 16.** Yellowfin quarterly catch by cumulative quarter starting in 1956 through 2006, by MFCL fishery definitions (Table 12).



**Figure 17.** Quarterly catch rate patterns by fishery prepared for yellowfin (Table 12).

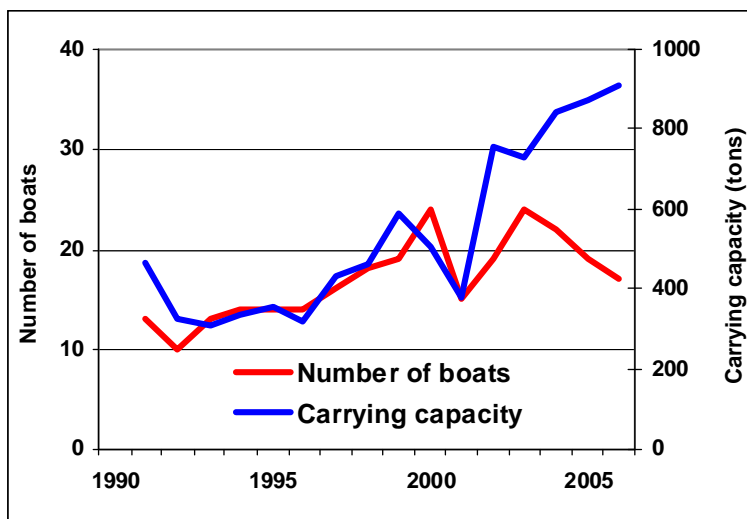


Figure 18. Change over time of the carrying capacity of the Dakar based baitboats.

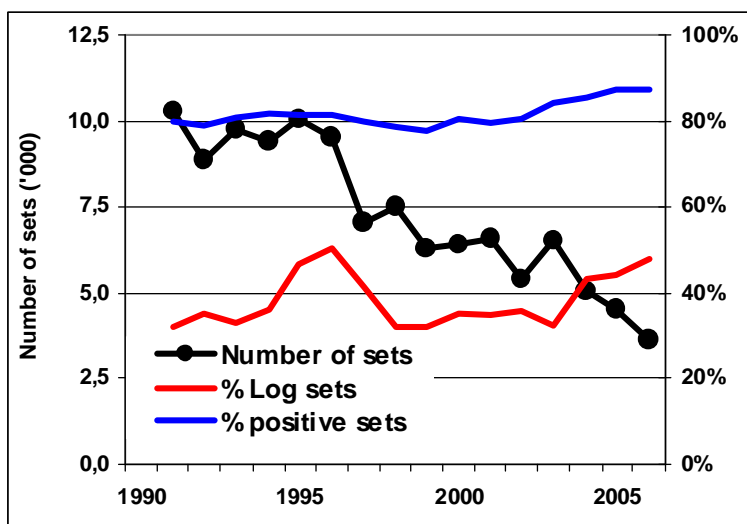


Figure 19. Proportion of FADs sets, % of successful sets and total number of sets for the EC-purse seiners in the eastern Atlantic.

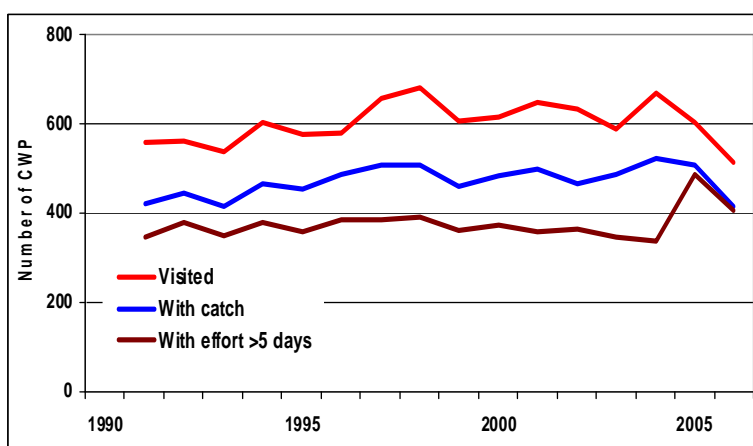
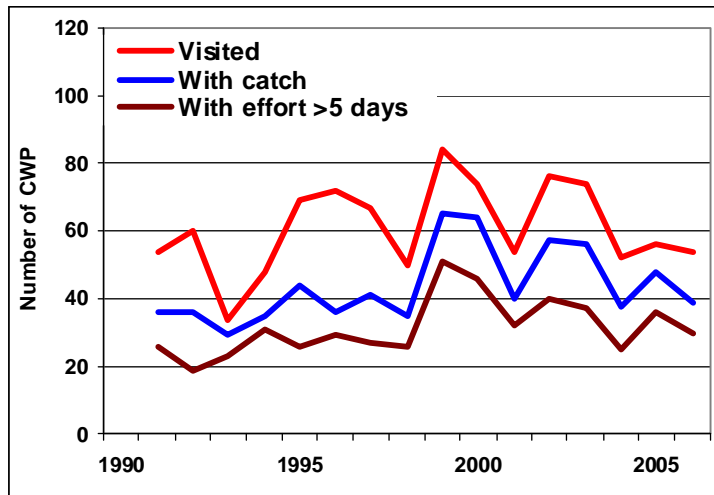
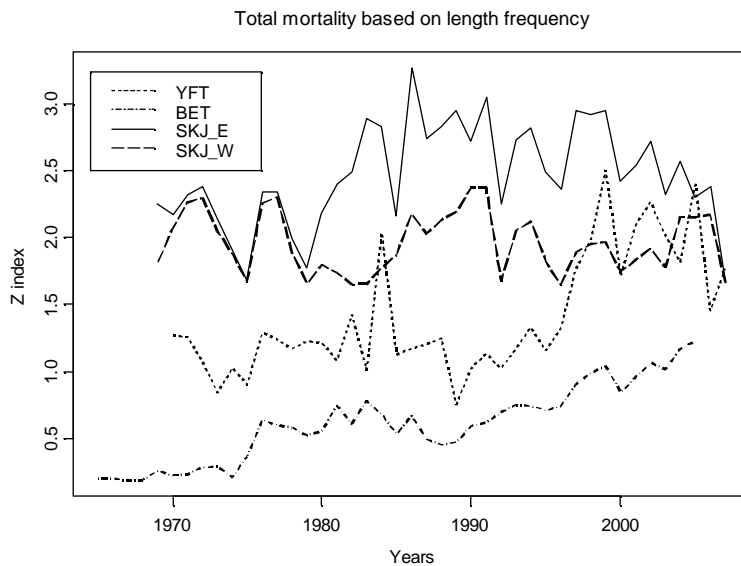


Figure 20. Change over time of the total area visited and fished by the EC-purse seiners.

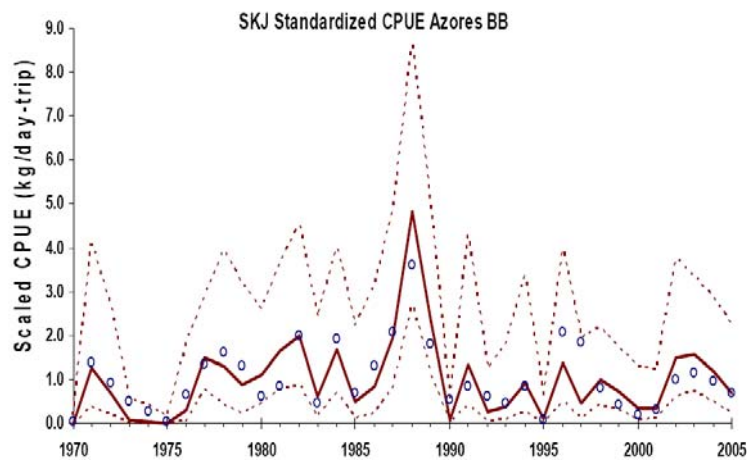




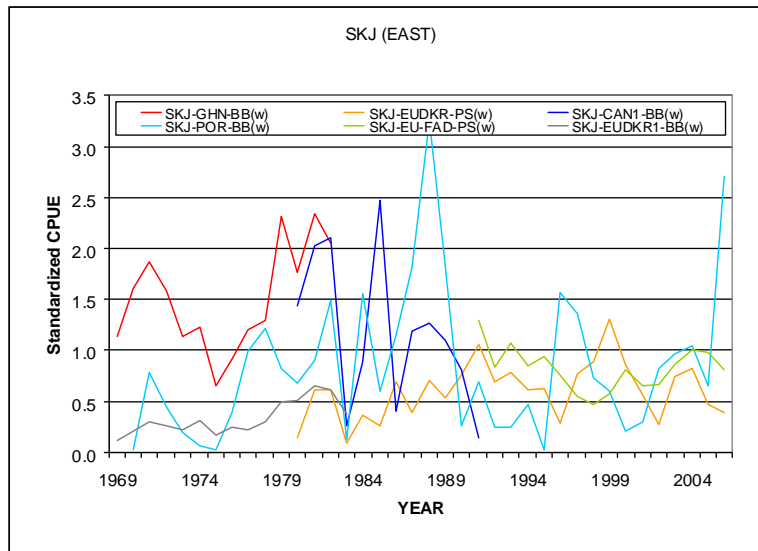
**Figure 21.** Change over time of the total area visited and fished by the Dakar based baitboats.



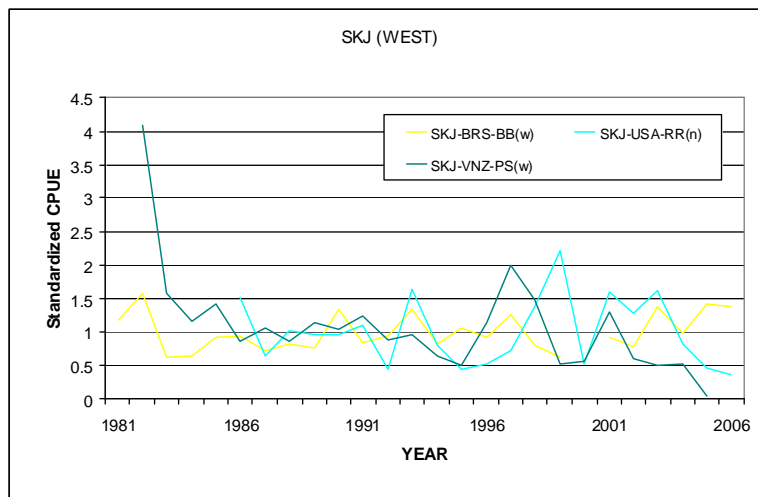
**Figure 22.** Changes over the years in the apparent total mortality  $Z$ , based on Beverton and Holt's equation, for the three tropical tuna species in the Atlantic Ocean. YFT = yellowfin, BET = bigeye, SKJ = skipjack (eastern and western stock). The size of full recruitment was fixed at 50 cm (FL).



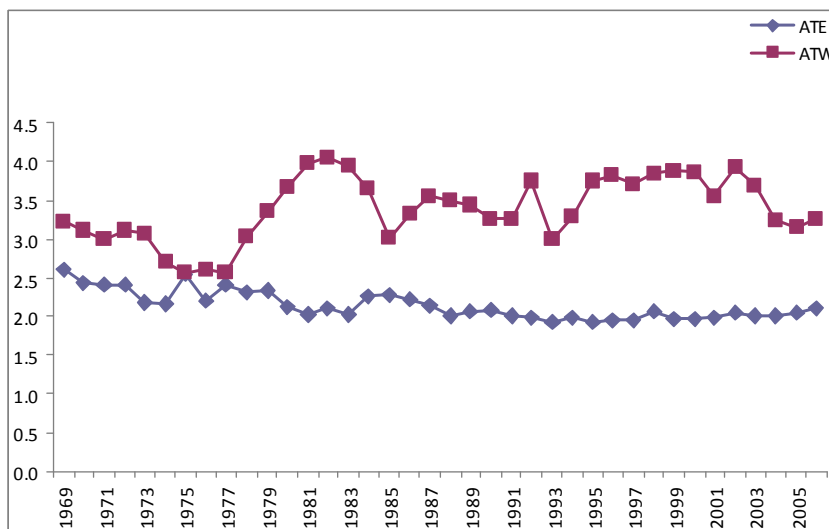
**Figure 23.** Standardized CPUE for skipjack for the Azorean baitboat fishery. The index was obtained by fitting a delta-lognormal GLM to daily catch records. Open symbols: observed CPUE. Lines: predicted CPUE and approximate 95% confidence intervals.



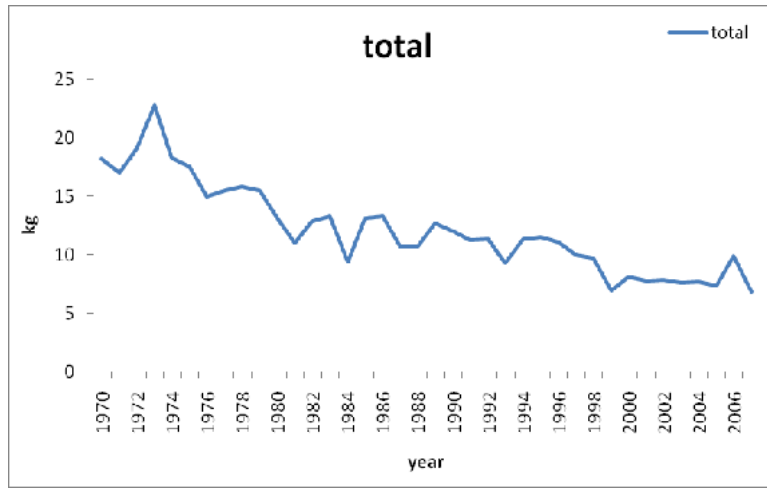
**Figure 24.** Standardized CPUEs for the east Atlantic stock (1969-2006).



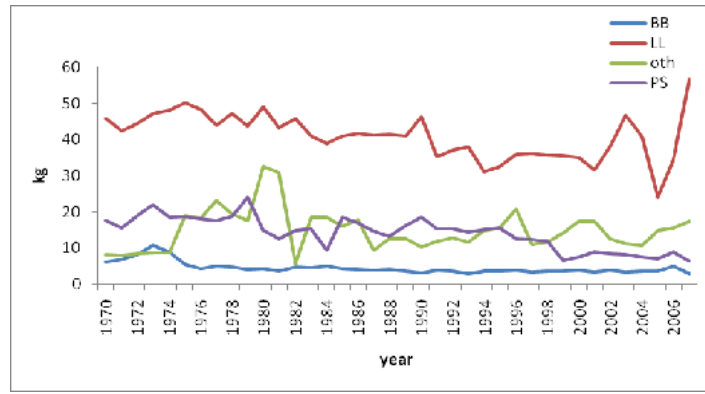
**Figure 25.** Standardized CPUEs for the western Atlantic stock (1981-2006). Letters w and n indicate estimations gathered in analysis of catch in weight and number, respectively.



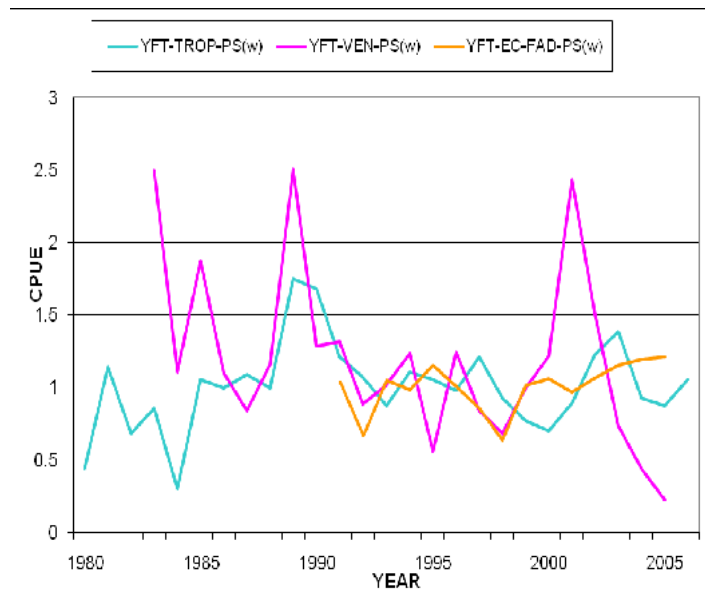
**Figure 26.** Average weight of skipjack landed in the East and West Atlantic Ocean.



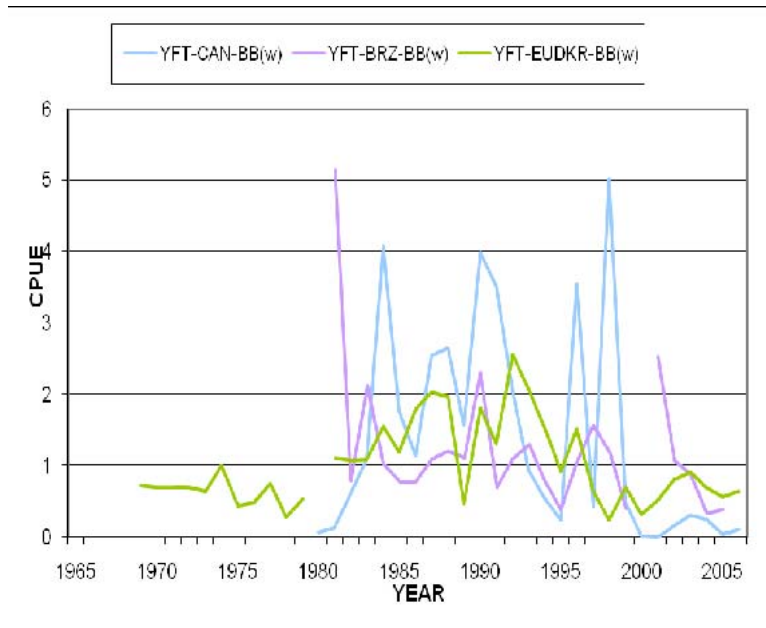
**Figure 27.** Average weight of yellowfin landed in the Atlantic Ocean.



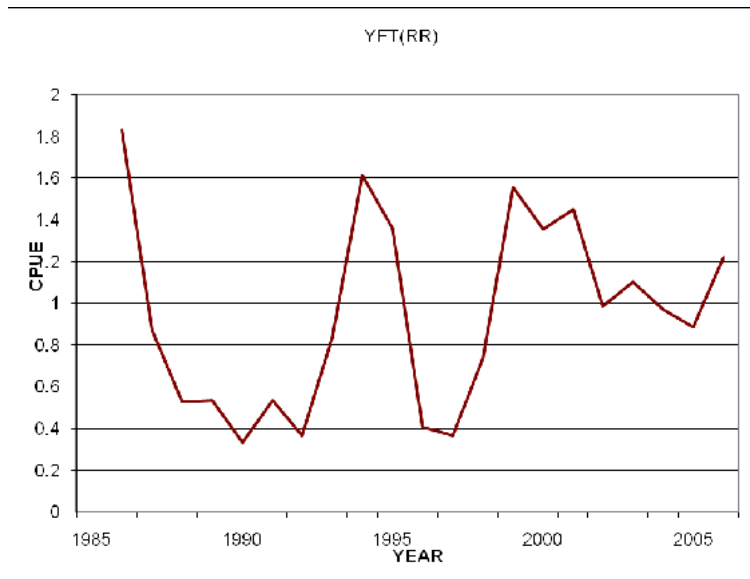
**Figure 28.** Average weight of yellowfin landed by fishing fleet.



**Figure 29.** Standardized CPUE for yellowfin tuna caught by purse seine fleets.



**Figure 30.** Nominal CPUE for yellowfin tuna caught by baitboat fleets.



**Figure 31.** Standardized CPUE for yellowfin tuna caught by the U.S. rod and reel fleet.

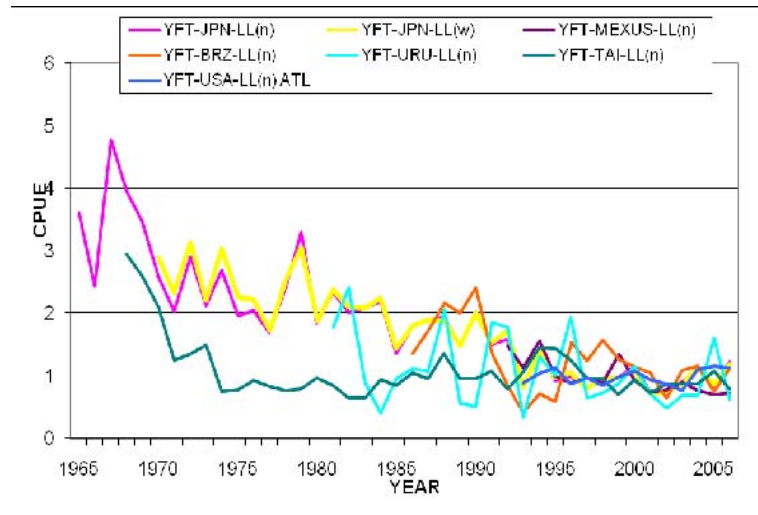


Figure 32. Standardized CPUE for yellowfin tuna caught by longline fleets.

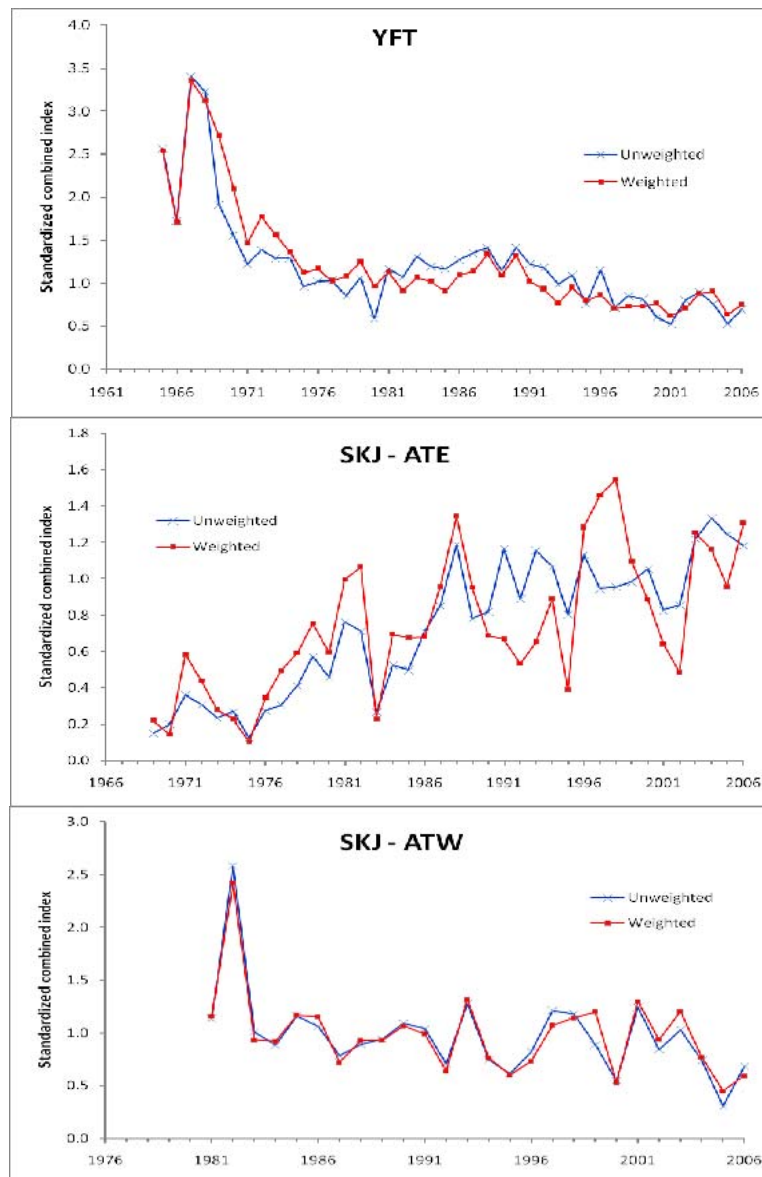
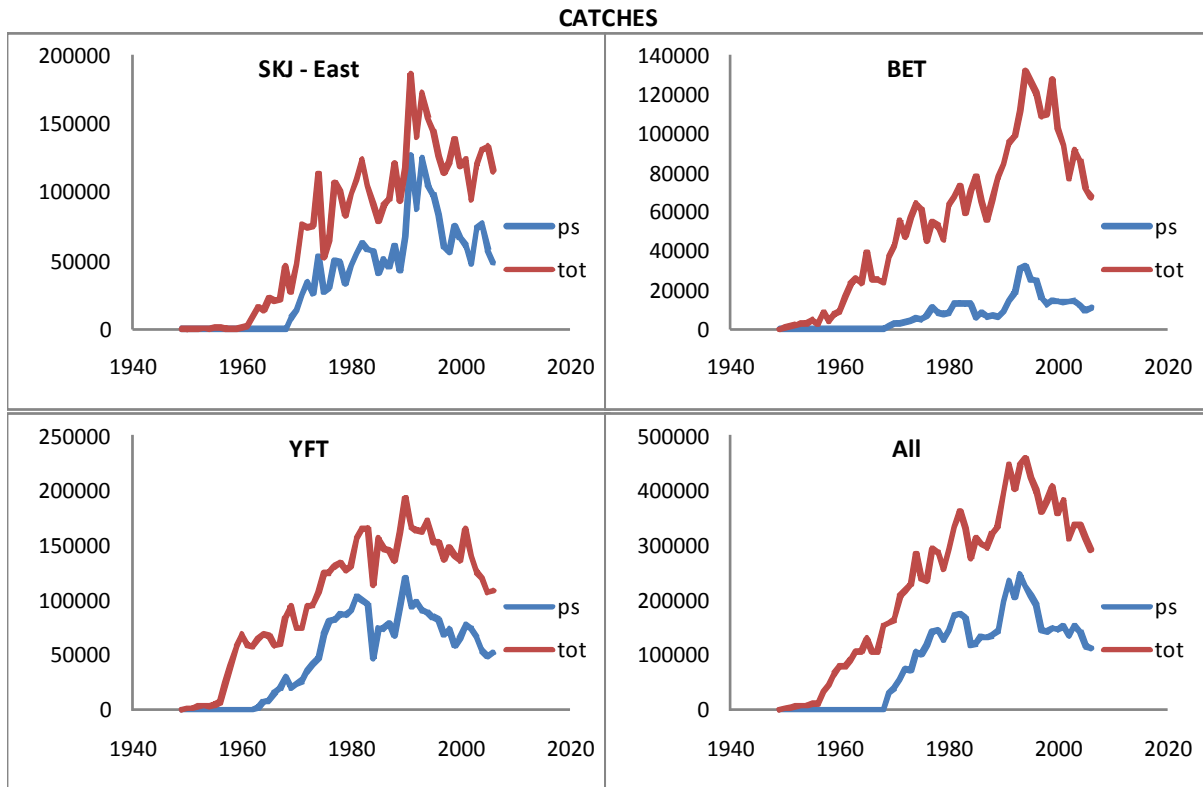
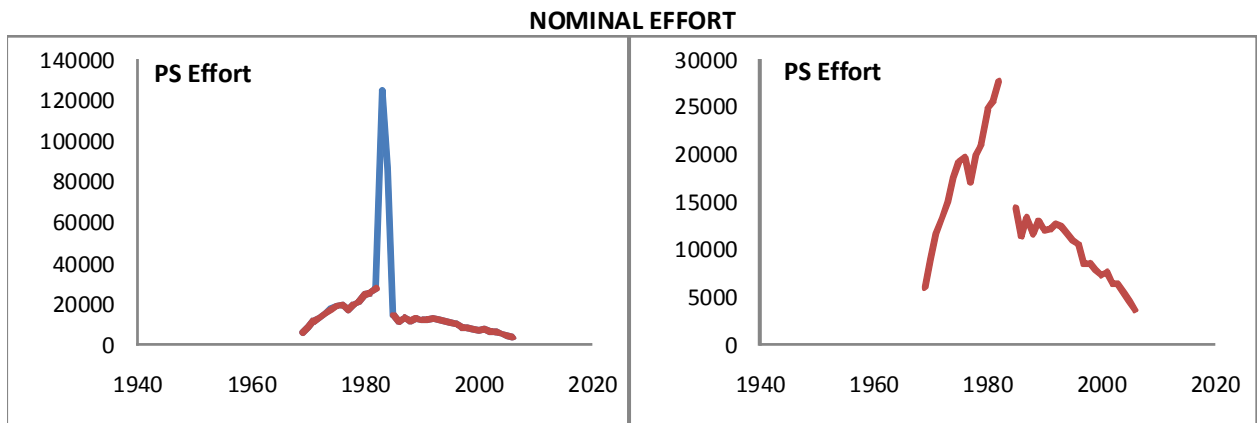


Figure 33. Estimated combined weighted and unweighted indexes of abundances for yellowfin and the two skipjack stocks.



**Figure 34.** Input catch series used in the analyses of catchability trends.



**Figure 35.** Input nominal effort series used in the analysis of catchability trends. The figure on the right excludes the 1983 and 1984 data points.

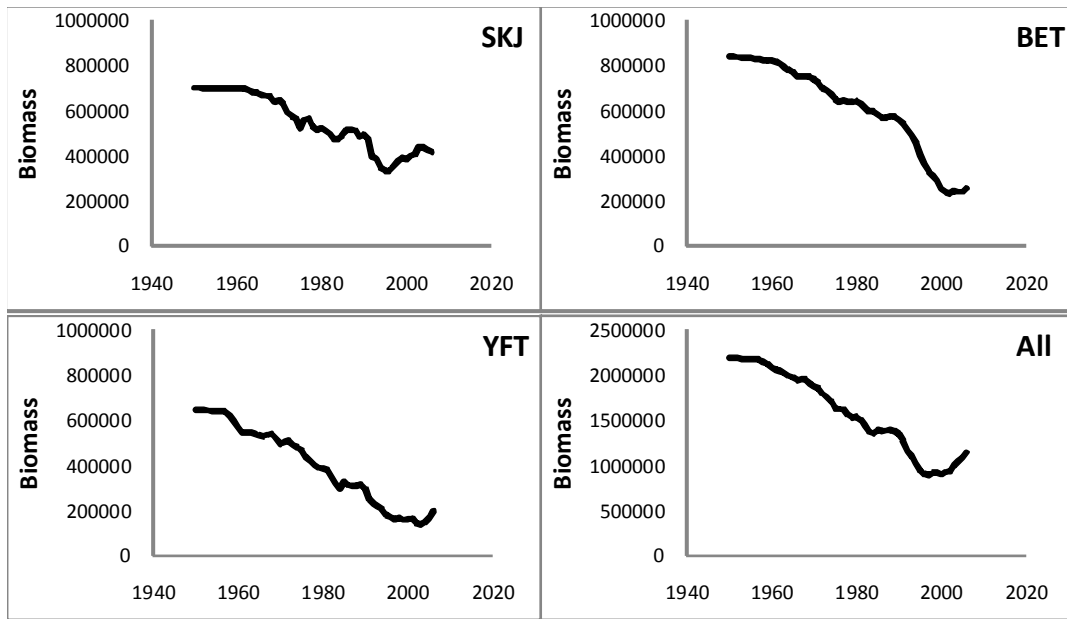


Figure 36. Biomass trajectories that result from the catchability trend analyses.

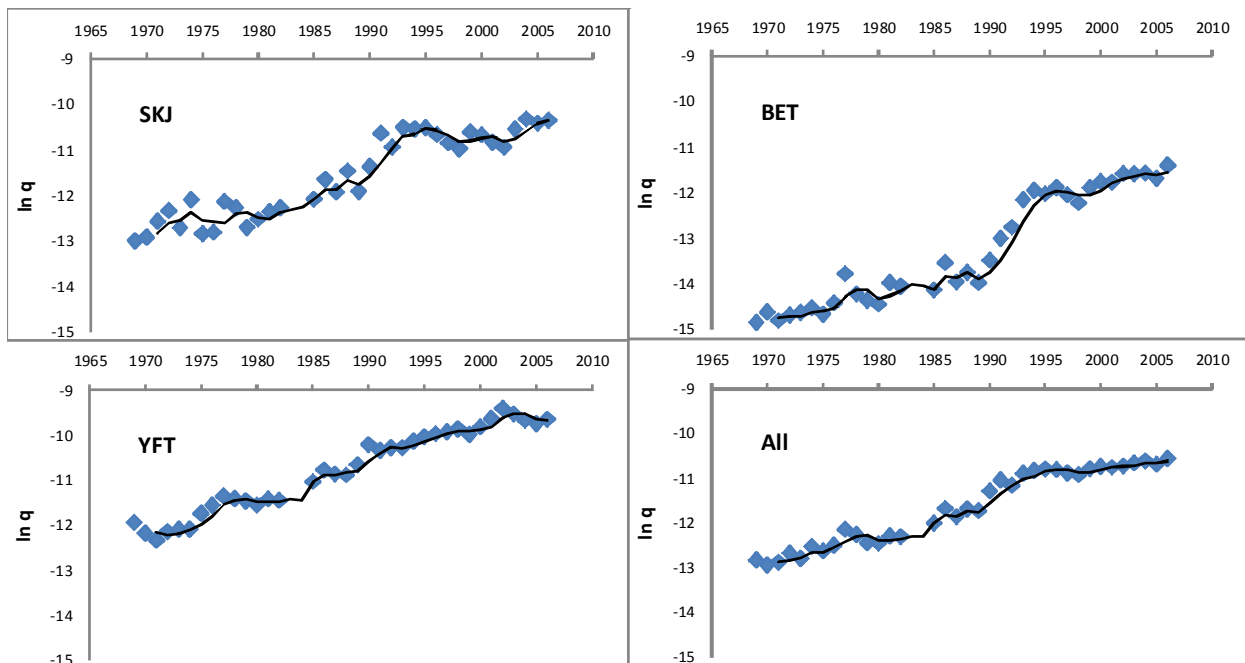
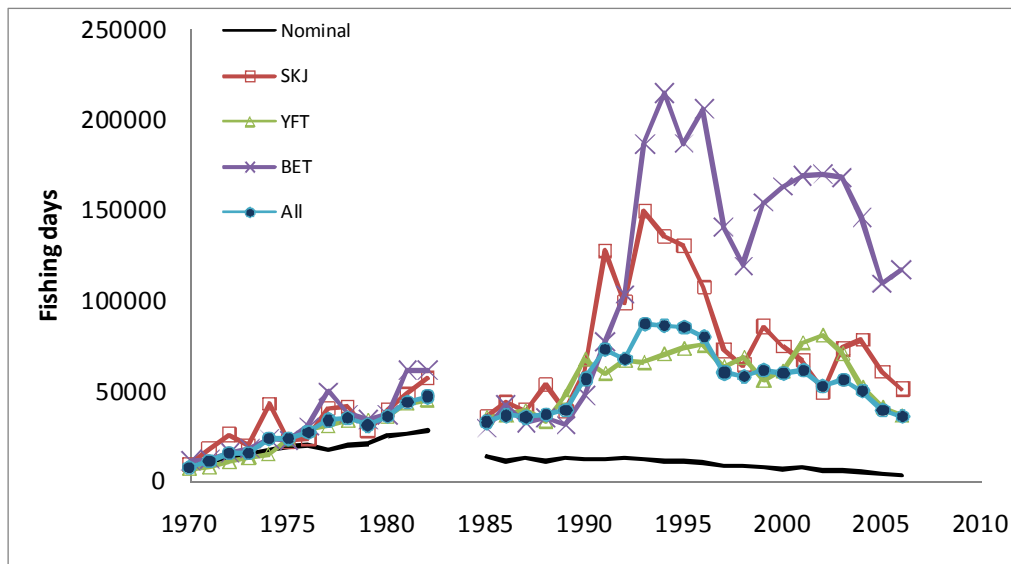
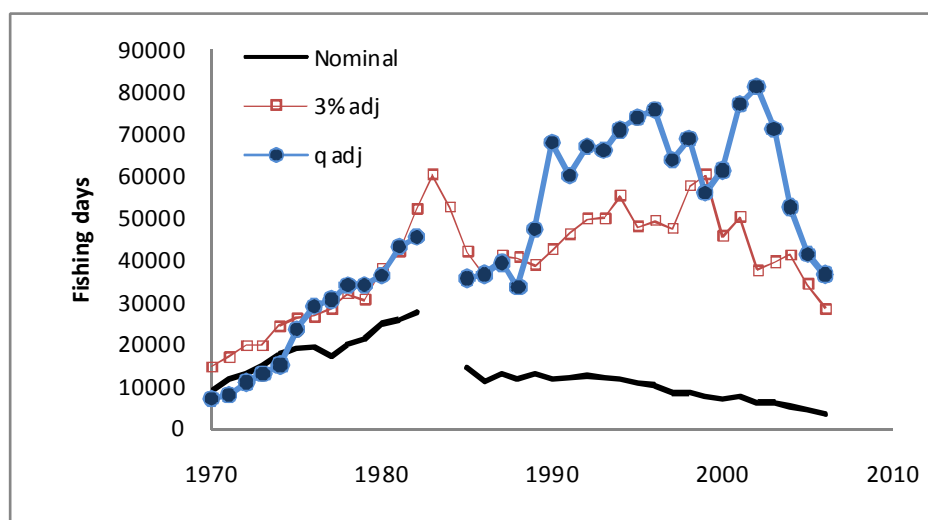


Figure 37. Trends in estimated catchability (in logarithmic units) for the three stocks individually and combined. The solid line is a running average.



**Figure 38.** EC and associated purse seine fishing effort (fishing days). The solid black line is the nominal series. The lines with symbols represent fishing effort adjusted for potential catchability changes. All series are scaled so that they start at the same value in 1969.



**Figure 39.** EC and associated purse seine fishing effort (fishing days). The solid black line is the nominal series. The lines with symbols represent fishing effort adjusted for potential catchability changes for yellowfin tuna: The red line with open squares assumes a 3% per year change in  $q$  starting in 1980; the blue line with solid circles is adjusted for catchability changes estimated in the present analysis.



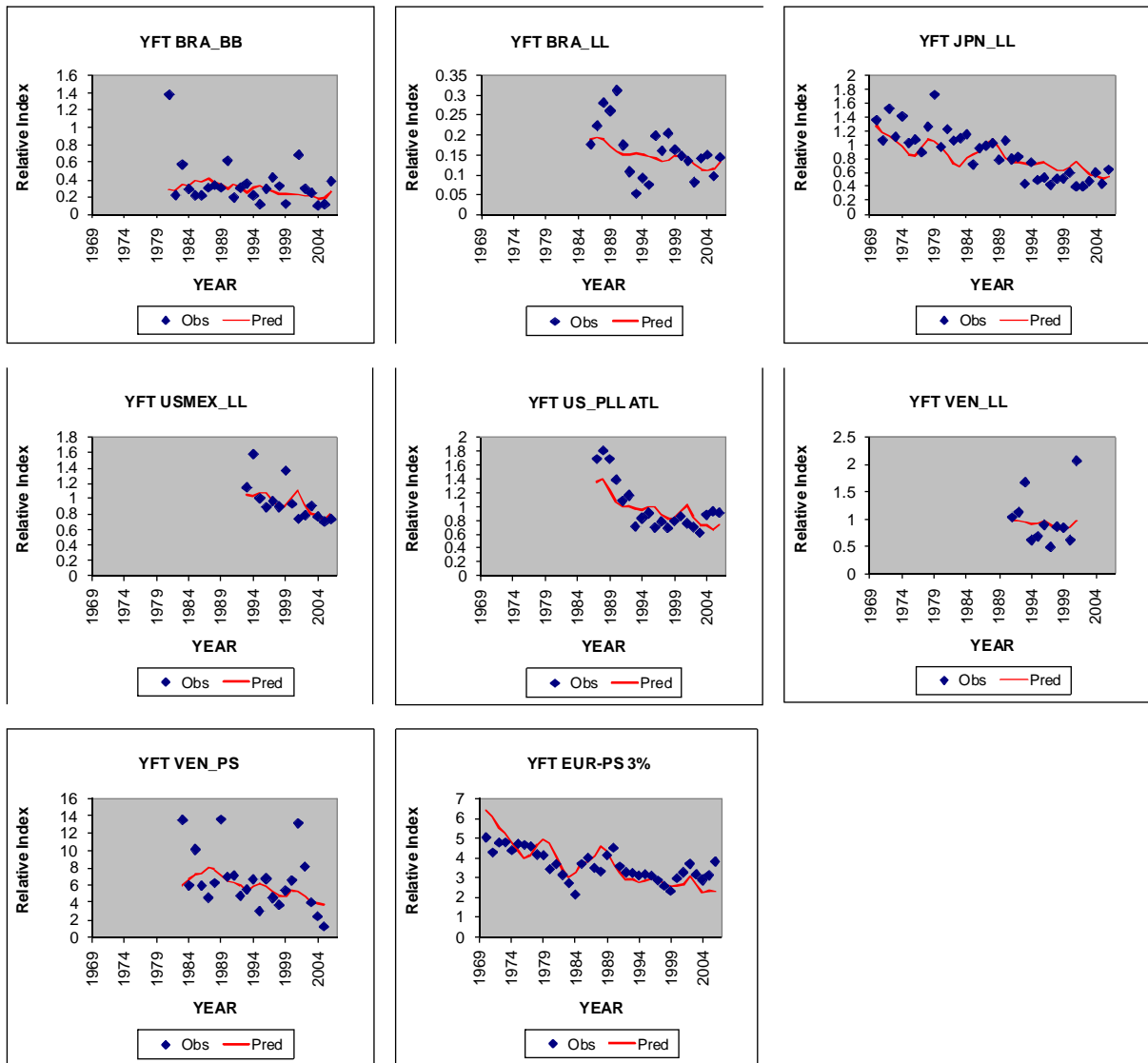
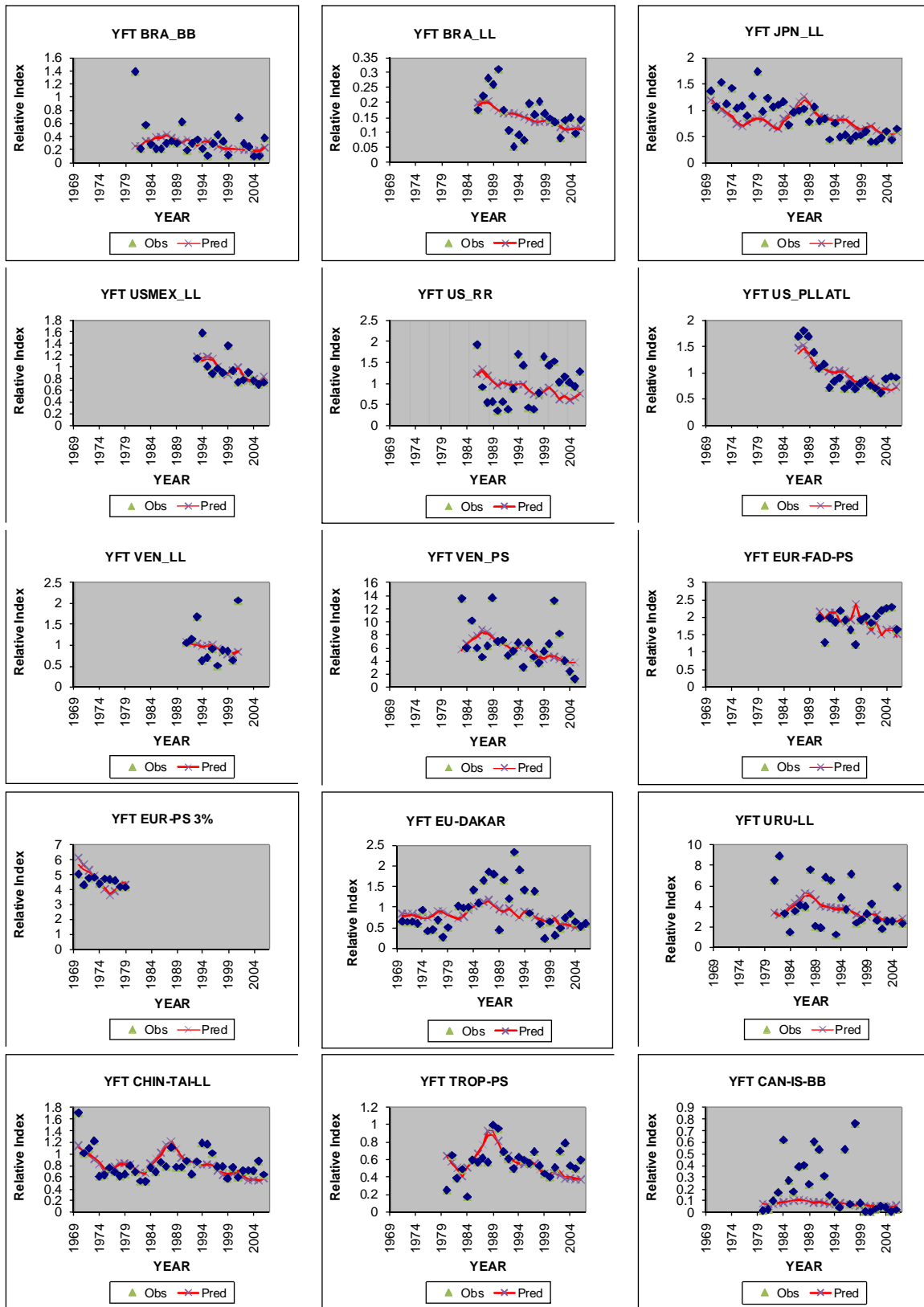
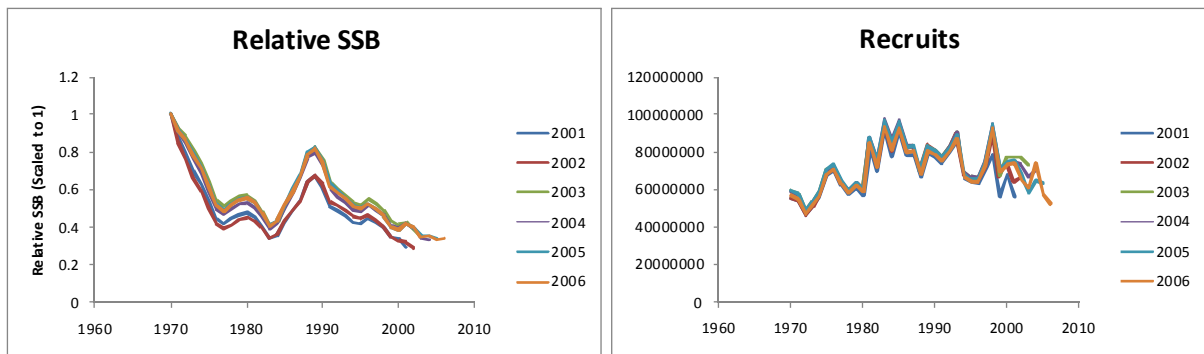


Figure 40. Fits to the CPUE indices for yellowfin VPA continuity model.

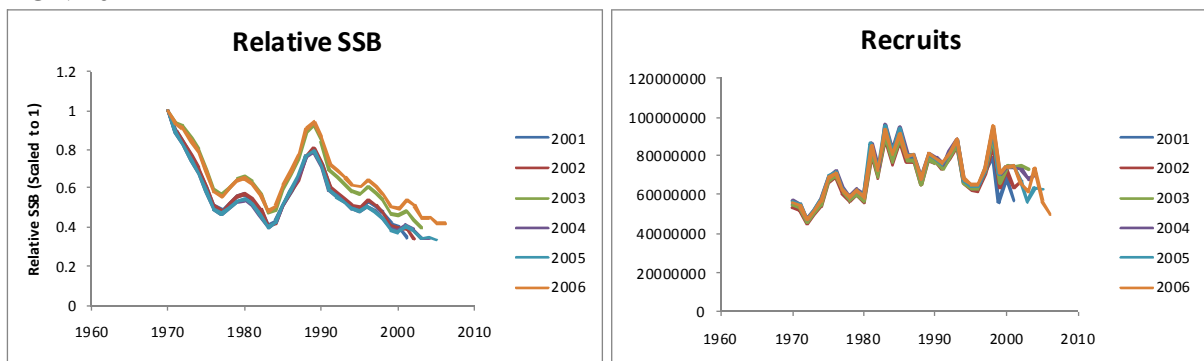


**Figure 41.** Fits to the CPUE indices for YFT VPA Runs 5 and 8. The blue diamonds are the observed values. The red line and the “X” symbol are the predicted values from Run 5 and Run 10, respectively.

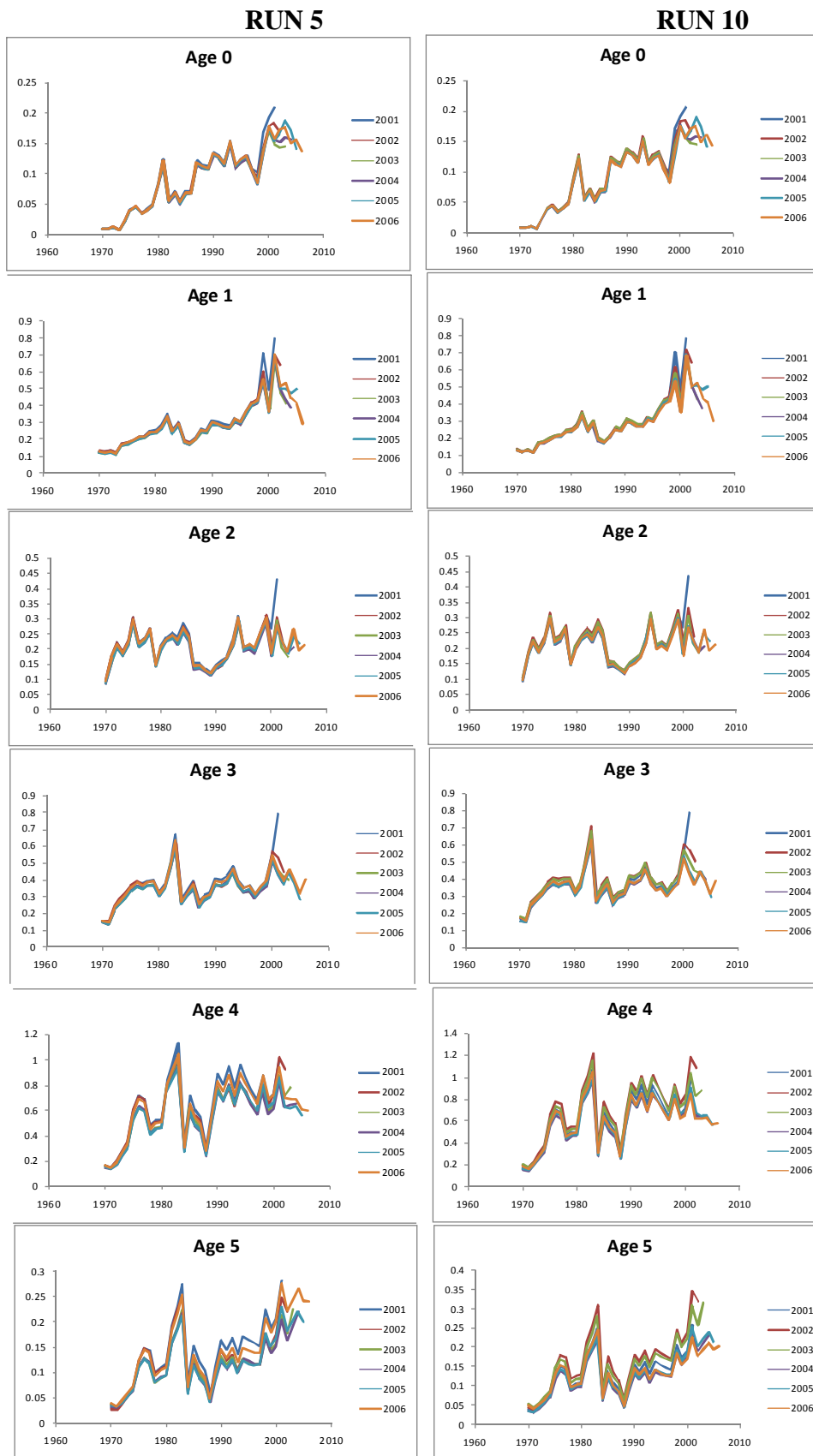
RUN 5



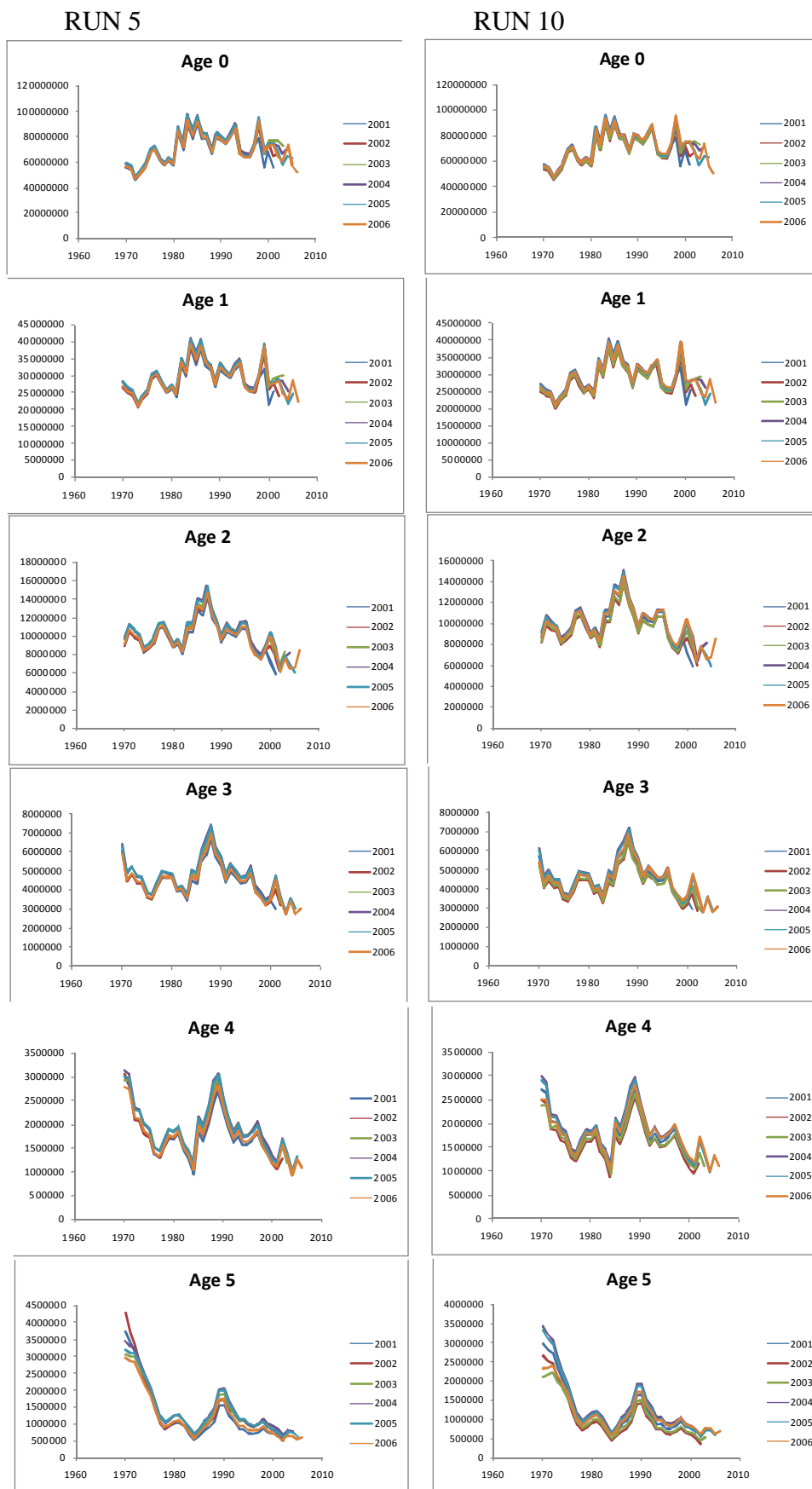
RUN 10



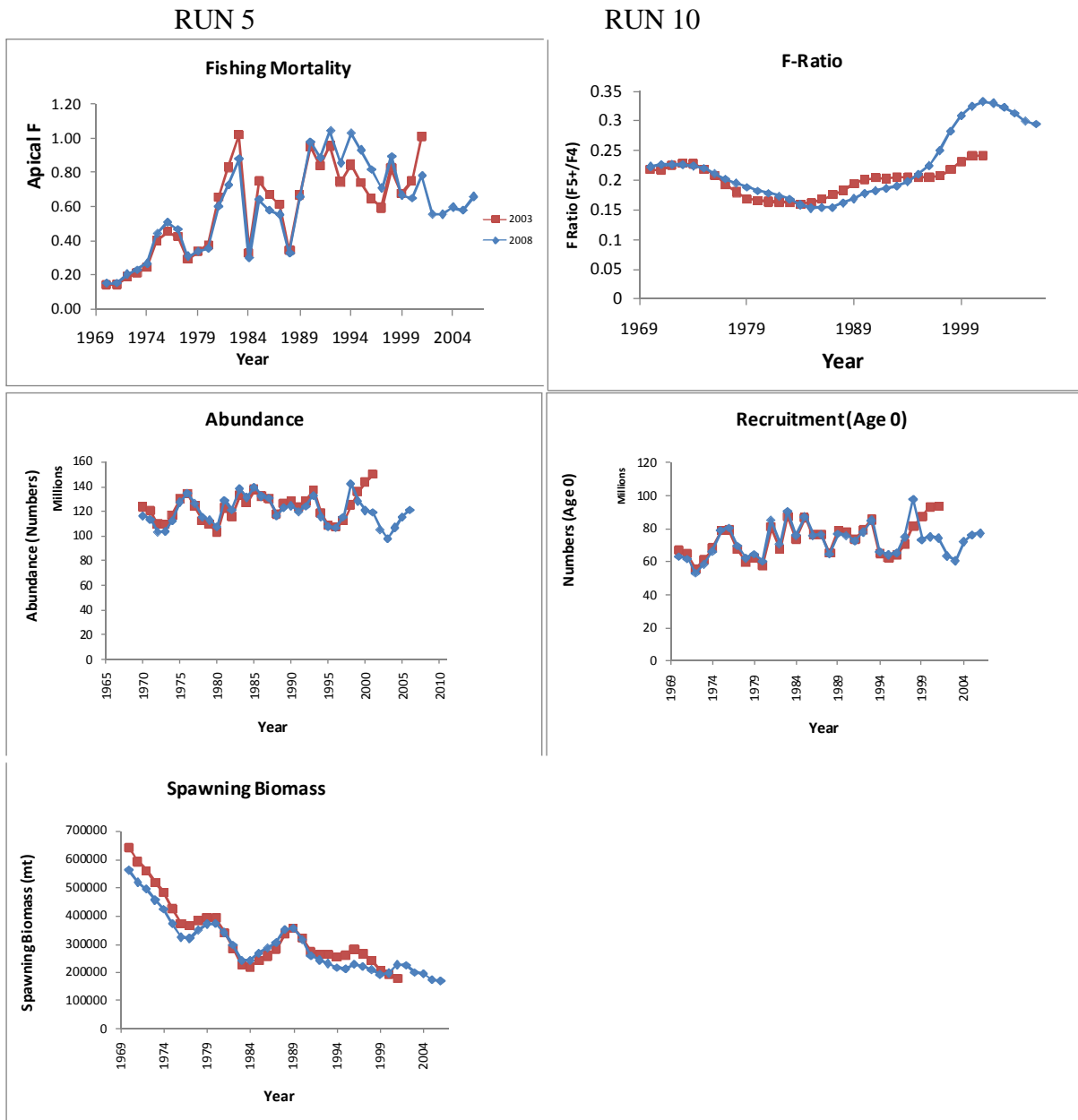
**Figure 42.** Retrospective trends of spawning biomass (mt) and recruits (numbers at Age 0) from the yellowfin VPA base cases. The legend indicates the terminal year of the analysis.



**Figure 43.** Retrospective patterns in fishing mortality at age (FAA) from the yellowfin base models. The legend indicates the terminal year of the analysis.

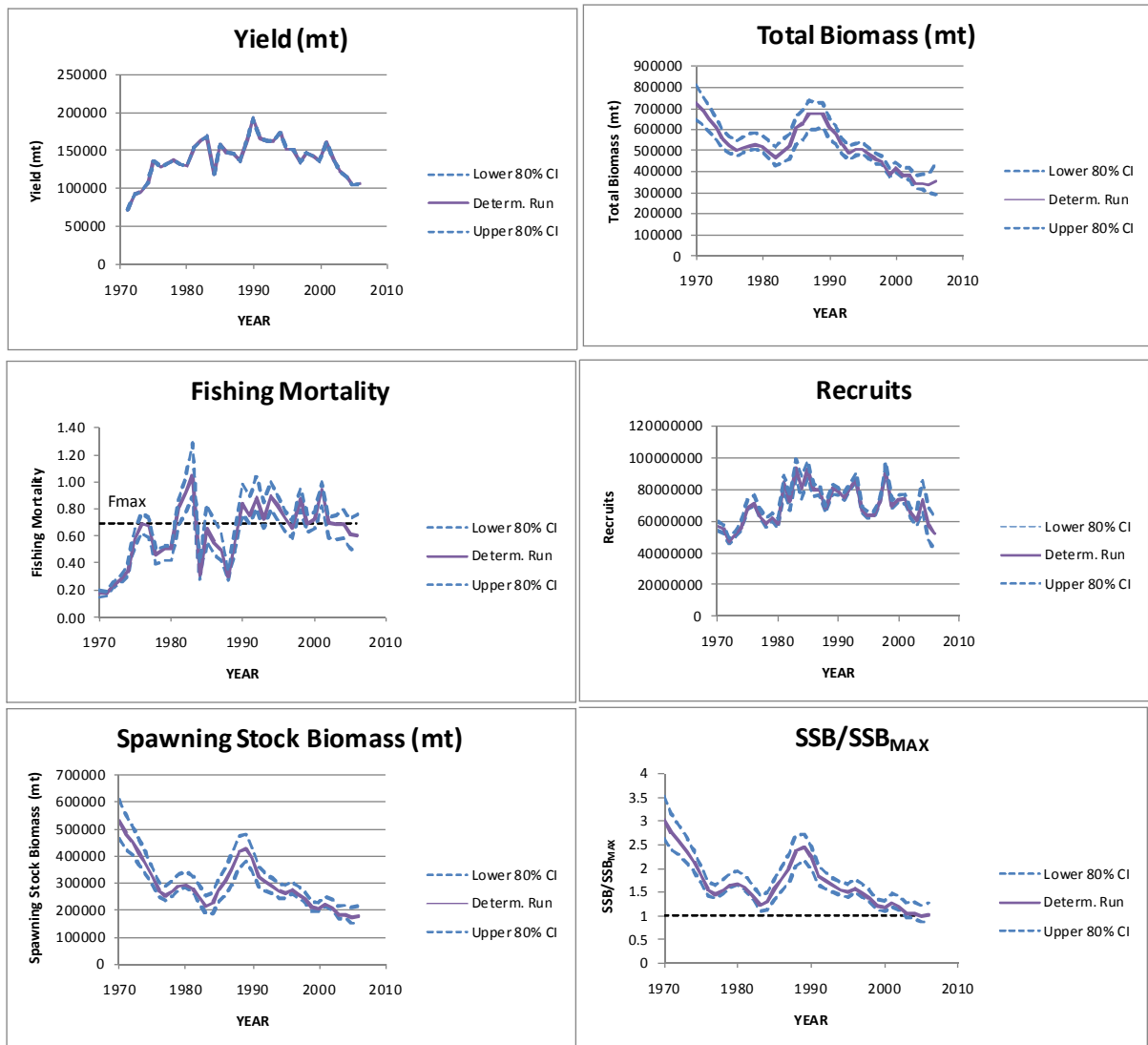


**Figure 44.** Retrospective patterns in numbers at age (NAA) from the yellowfin base models. The legend indicates the terminal year of the analysis.



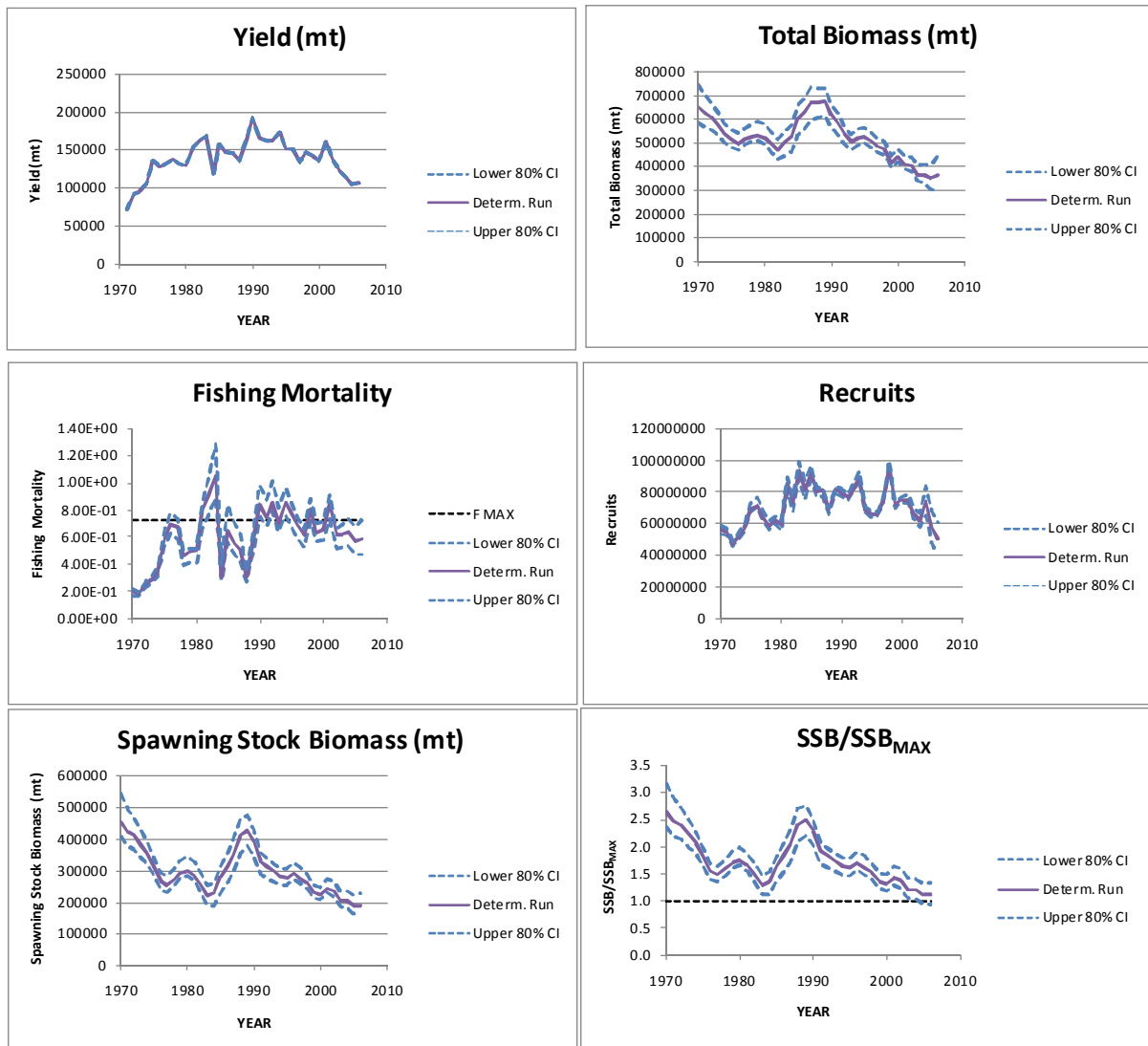
**Figure 45.** Annual estimates of average fishing mortality by age group, spawning stock biomass (SSB), recruitment and F-Ratio for the 2003 base (red line) and 2008 continuity (blue line) VPA runs.

RUN 5



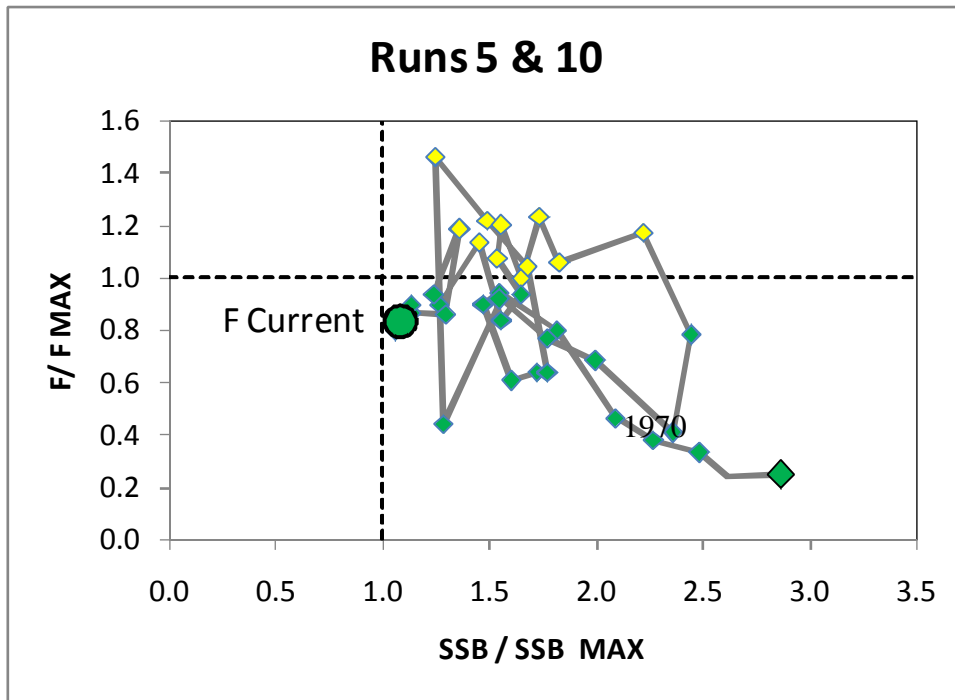
**Figure 46.** Run 5 - Annual estimates of yield, total biomass, apical fishing mortality, recruits (Age 0), spawning stock biomass (SSB) and SSB relative to SSB at  $F_{MAX}$ . The dashed lines are the 80% confidence intervals obtained from 500 bootstrap runs.

RUN 10

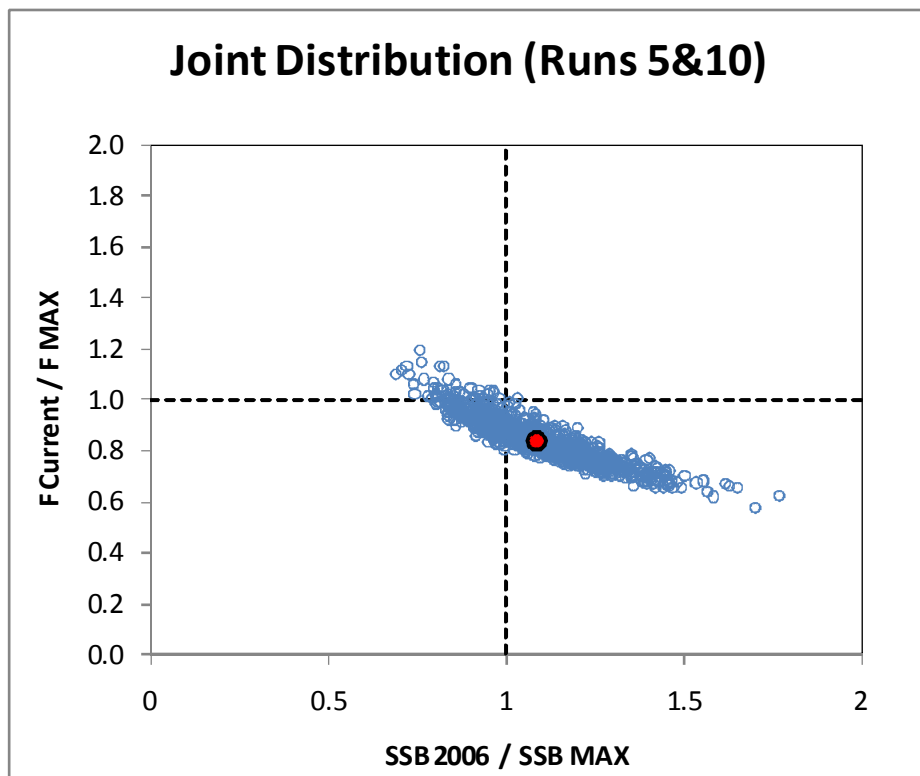


**Figure 47.** Run 10 - Annual estimates of yield, total biomass, apical fishing mortality, recruits (Age 0), spawning stock biomass (SSB) and SSB relative to SSB at  $F_{MAX}$ . The dashed lines are the 80% confidence intervals obtained from 500 bootstrap runs.

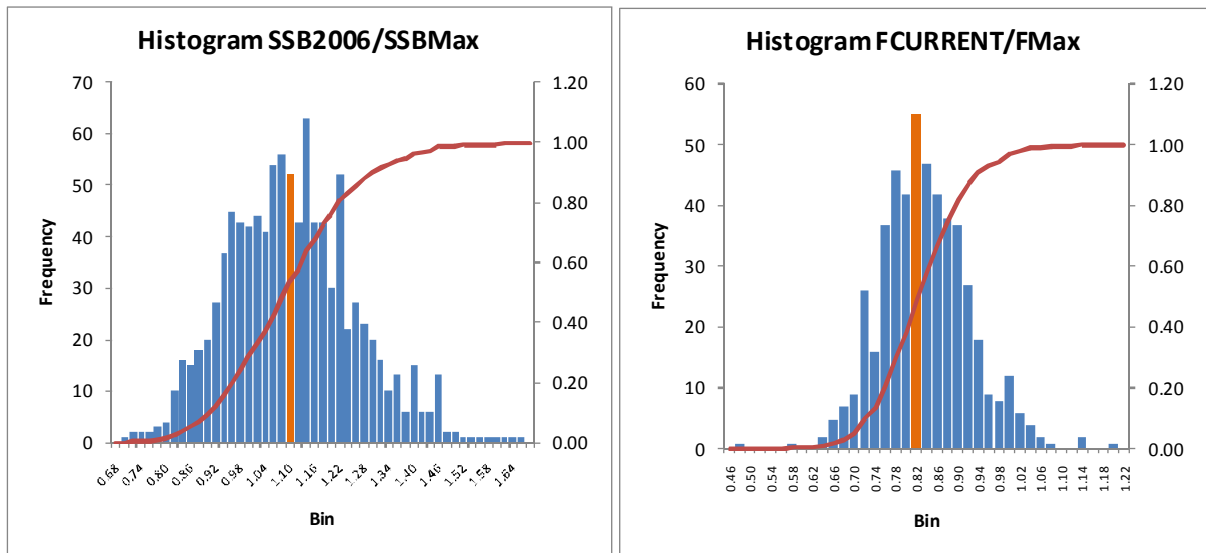




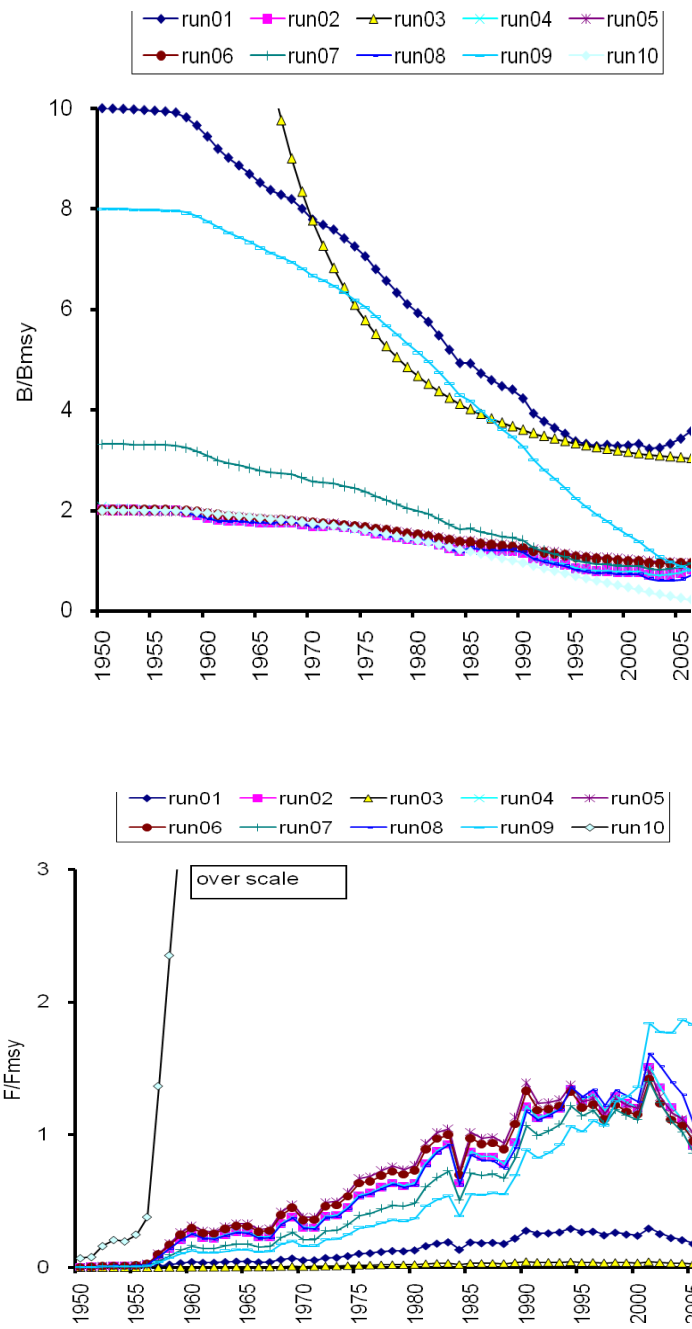
**Figure 48.** Trajectory of stock status from 1970 to 2006. Stock status in 2006 (large circle) was estimated using  $SSB_{2006}/SSB_{MAX}$  and  $F_{Current}/F_{MAX}$ . Yellow points indicate that overfishing was occurring. Green points indicate that the population is neither overfished nor undergoing overfishing.



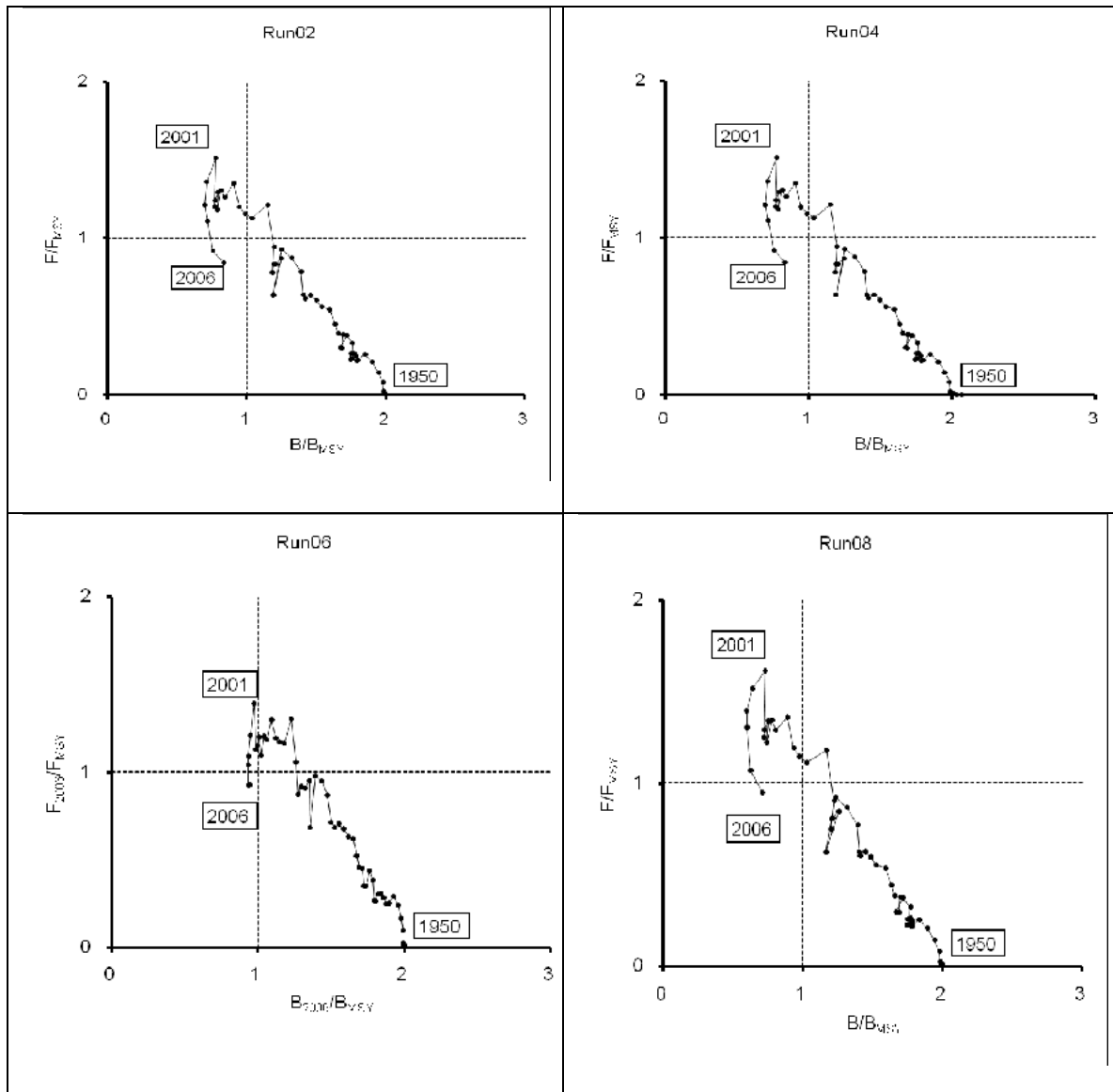
**Figure 49.** Phase plot showing the 2006 stock status (filled symbol) obtained using the median of the joint distribution of VPA models 5 and 10. The open circles show 500 bootstrap runs of each VPA model.



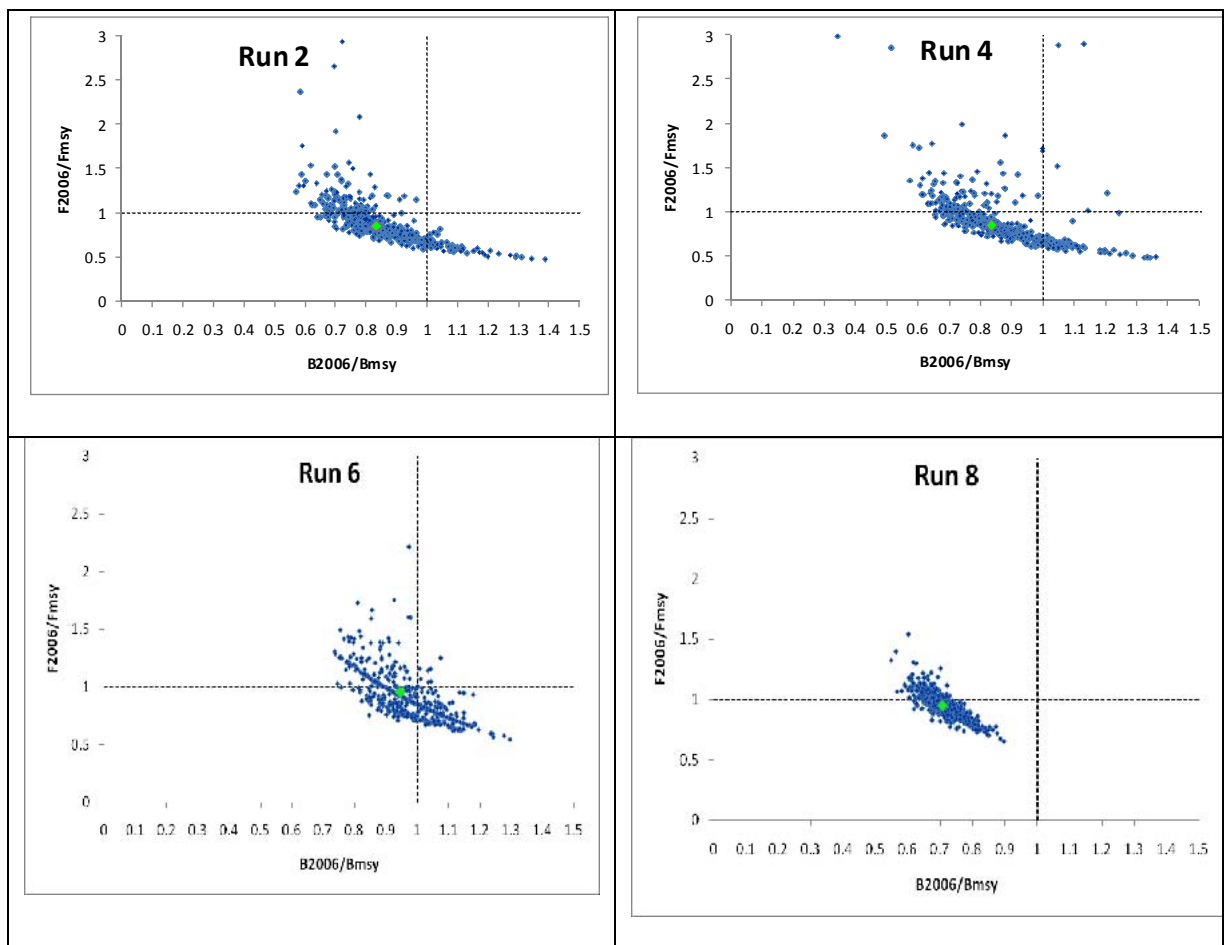
**Figure 50.** Histograms of bootstrap estimates of 2006 stock status. These were constructed to examine bias and normality.



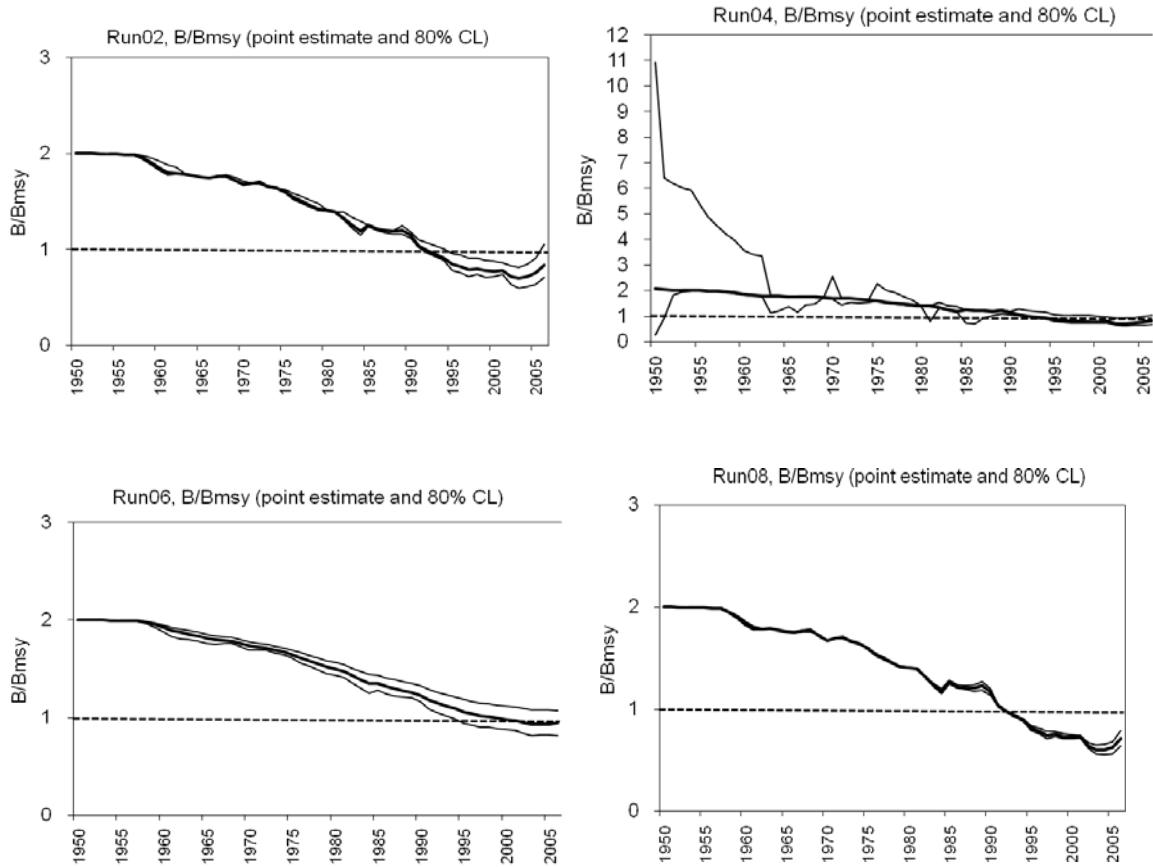
**Figure 51.** Estimated relative biomass (B/Bmsy) and relative fishing mortality (F/Fmsy) for 10 ASPIC runs. Refer to text for detail explanation of each run setting.



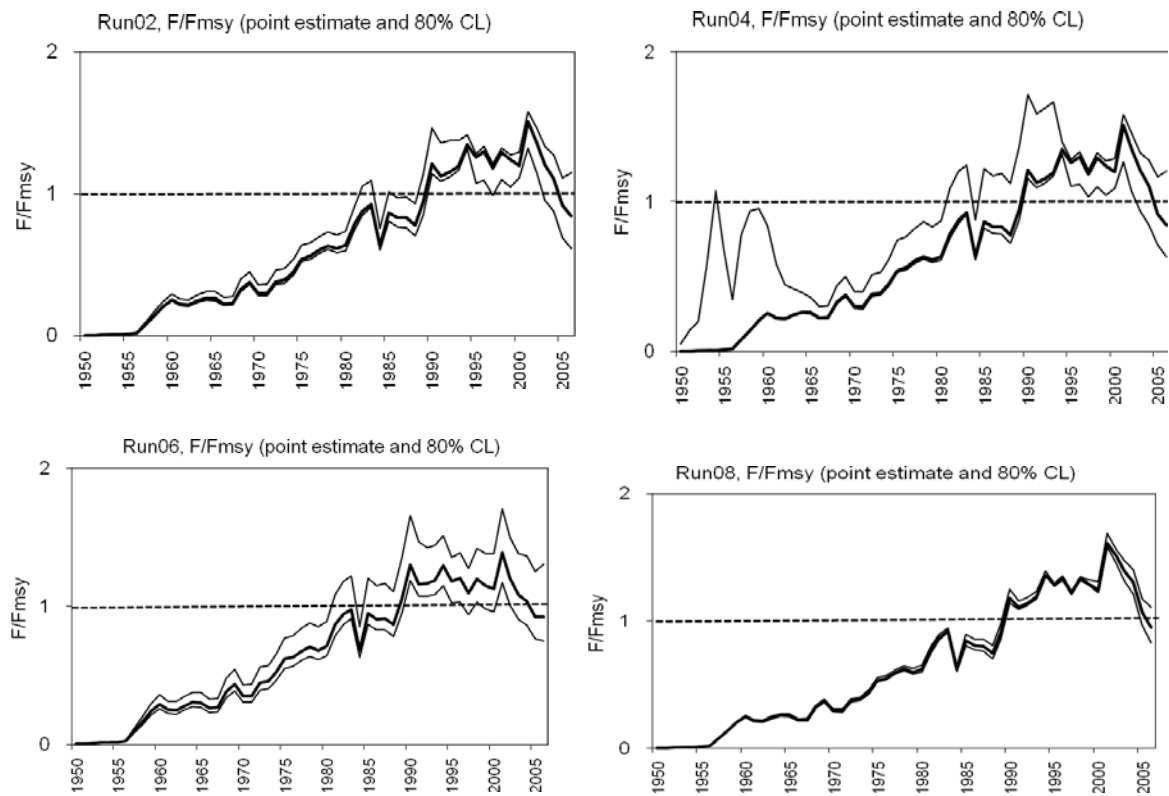
**Figure 52.** Relative Biomass – Relative F trajectories (‘snail tracks’) for 4 cases of ASPIC.



**Figure 53.** Phase plots of 2006 conditions from bootstraps runs for 4 runs of ASPIC. Green diamond indicates deterministic results.



**Figure 54.** Estimated relative biomass trajectories and 80% confidence intervals estimated from 500 bootstraps.



**Figure 55.** Estimated relative F trajectories and 80% confidence intervals estimated from 500 bootstraps.

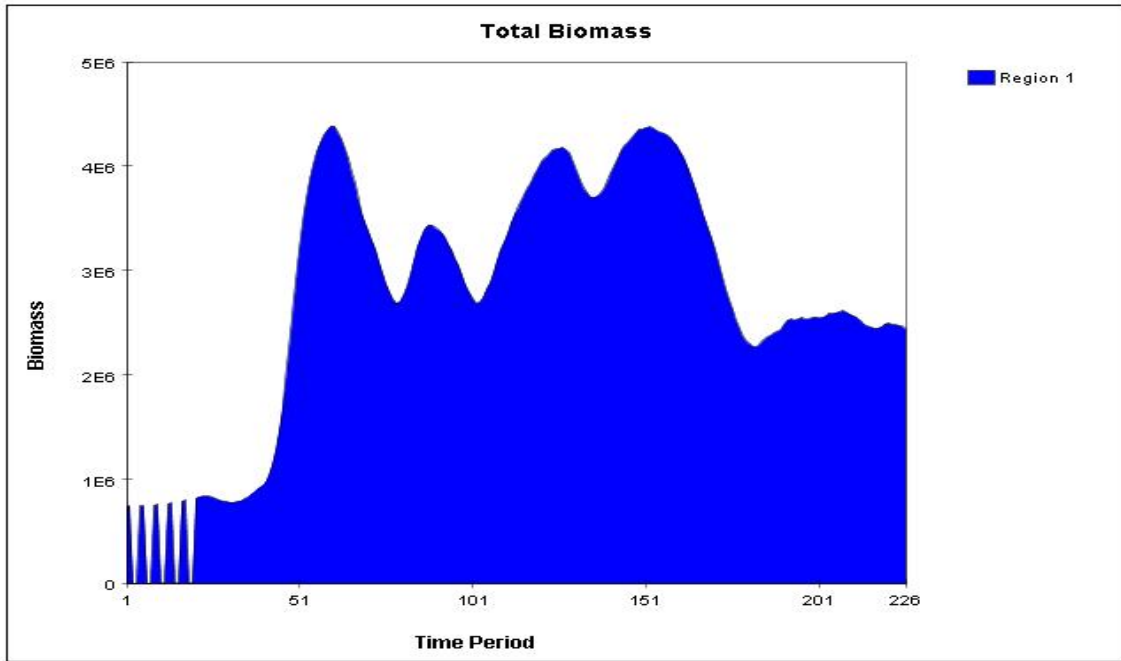


Figure 56. Multifan-CL biomass estimates for the eastern Atlantic region using data from 1950 to 2006.

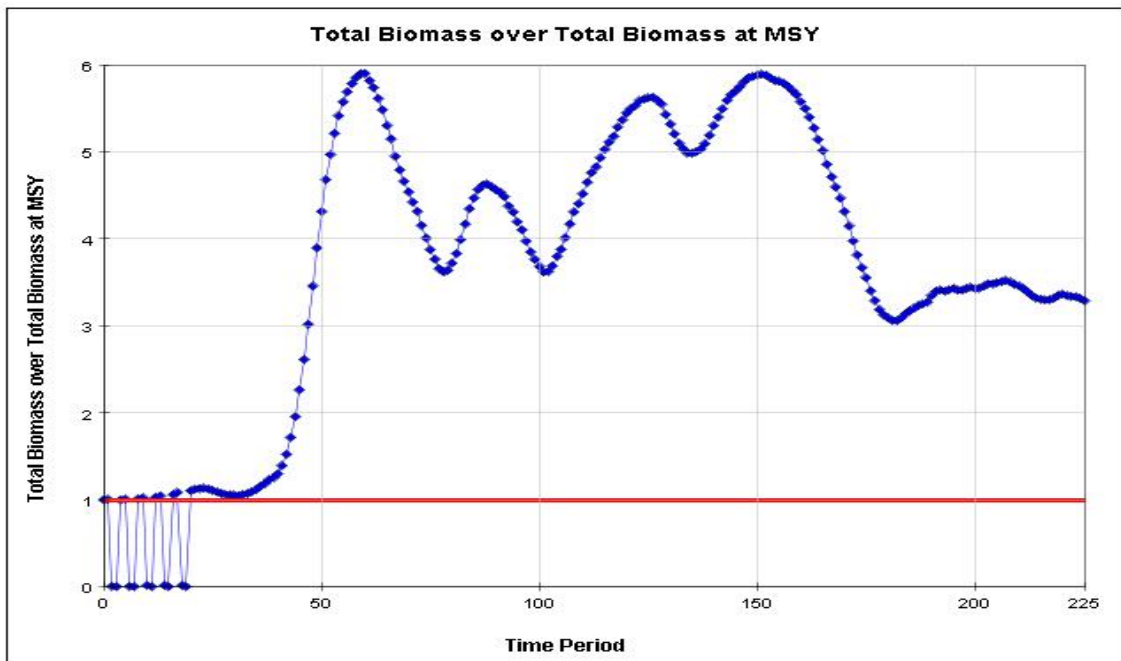
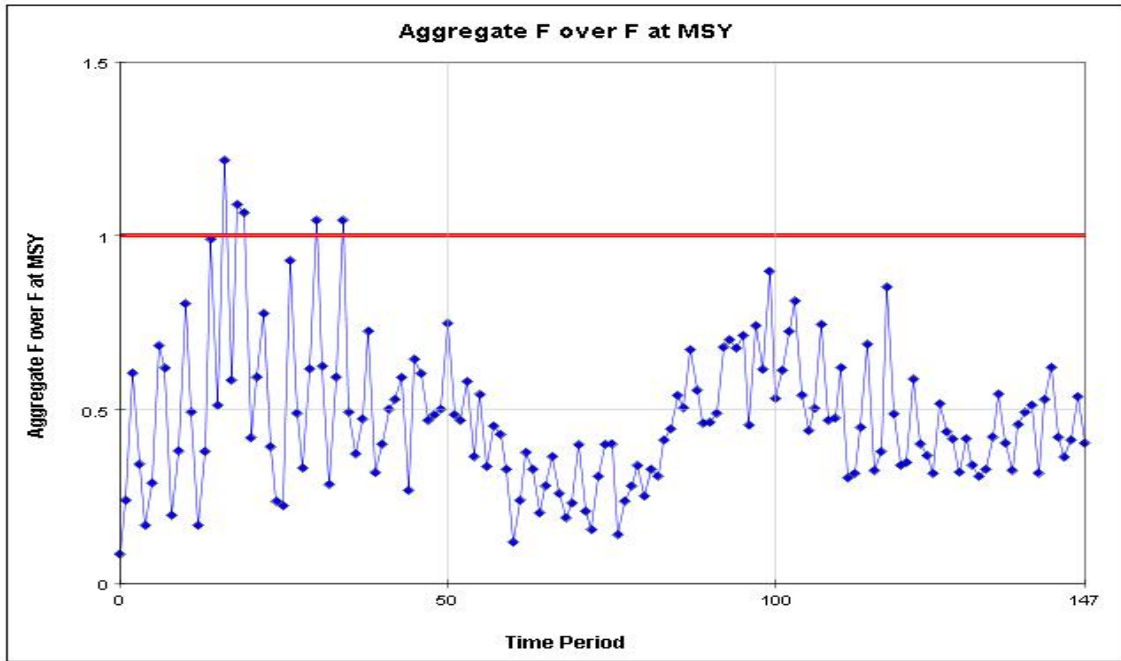
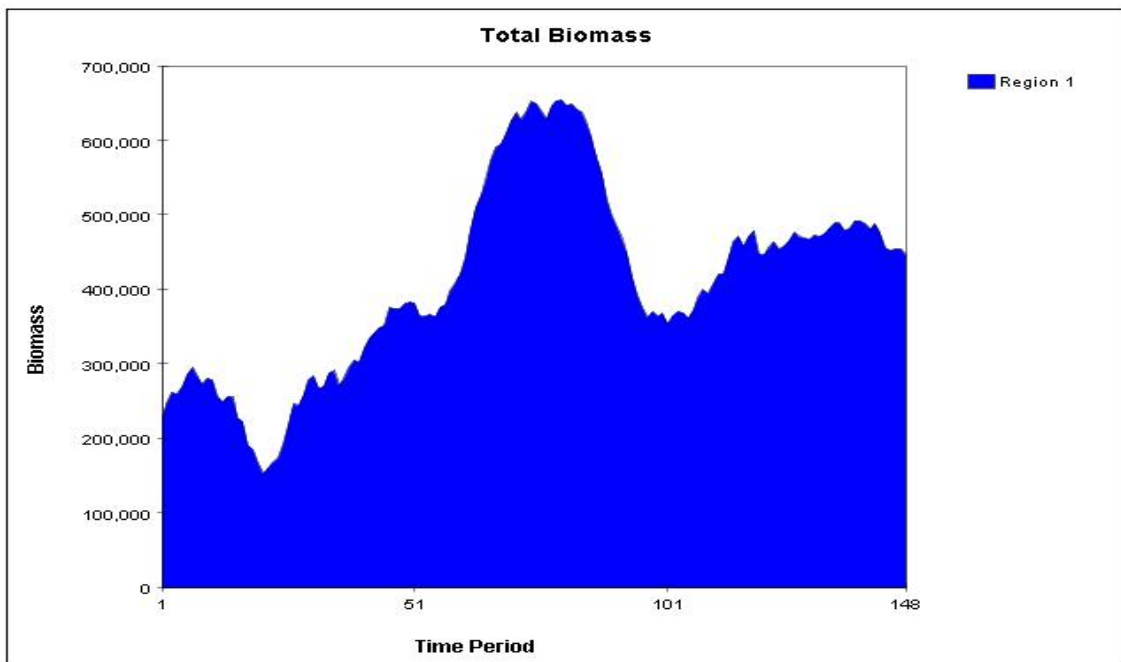


Figure 57. Multifan-CL estimates of biomass relative to  $B_{MSY}$  estimates for the eastern Atlantic region using data from 1950 to 2006.

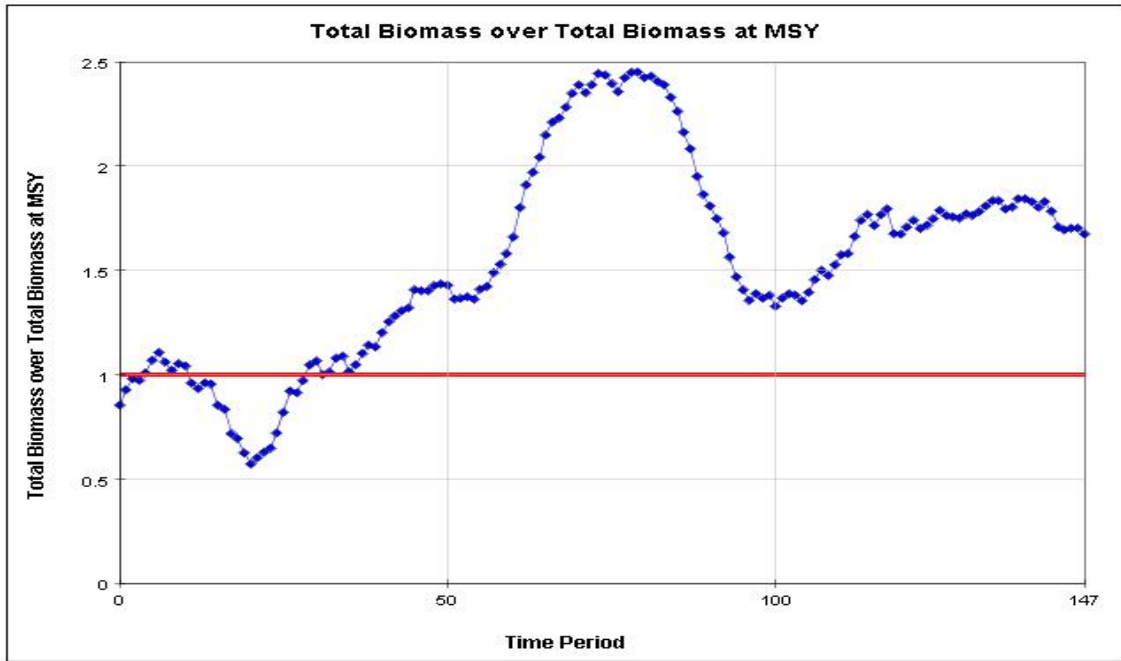


**Figure 58.** Multifan-CL F estimates of biomass relative to  $F_{MSY}$  for the eastern Atlantic region using data from 1950 to 2006.

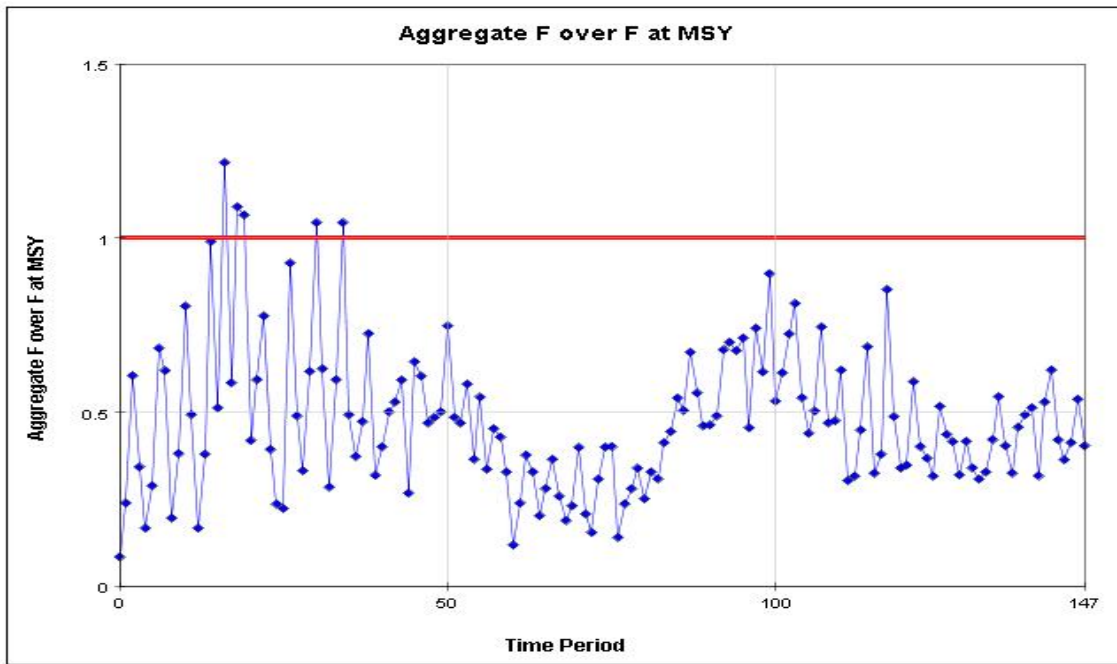


**Figure 59.** Multifan-CL biomass estimation for the eastern Atlantic region using data from 1970 to 2006.

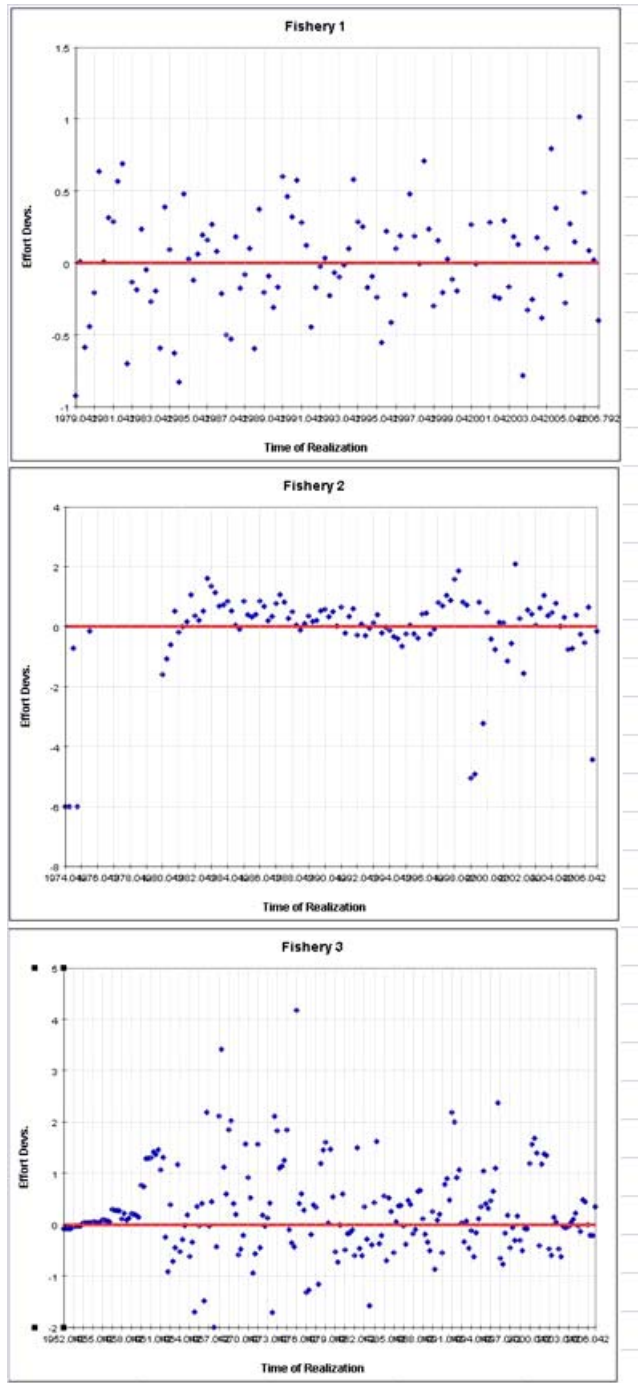




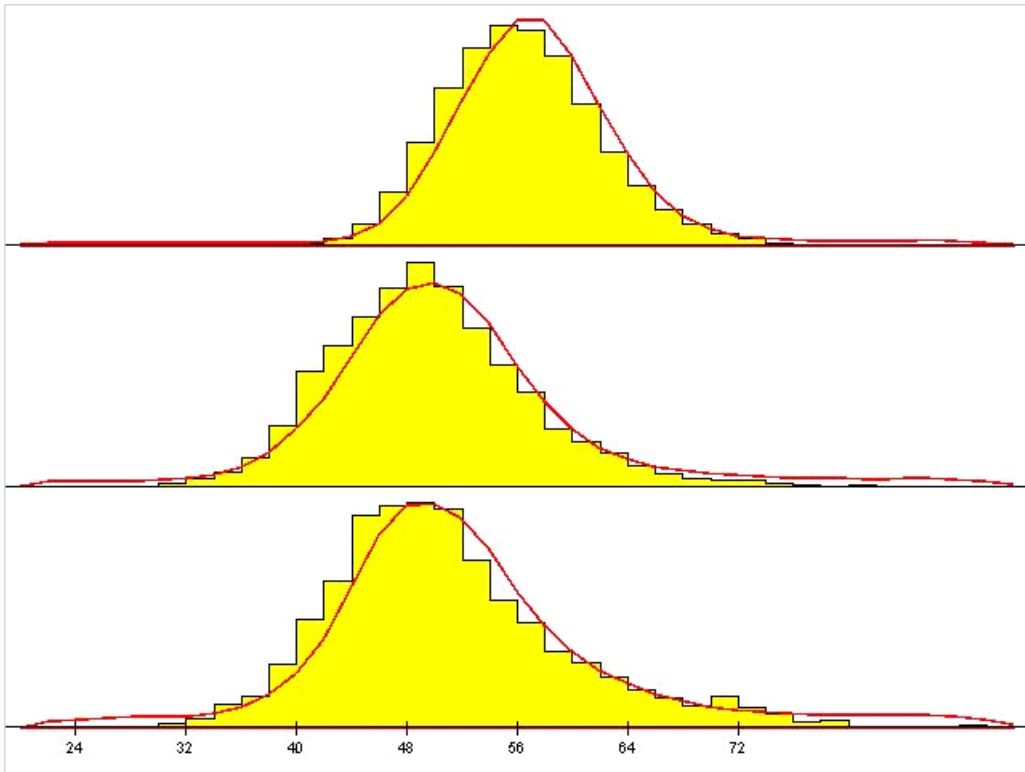
**Figure 60.** Multifan-CL estimates of biomass relative to  $B_{MSY}$  for the eastern Atlantic region using data from 1970 to 2006.



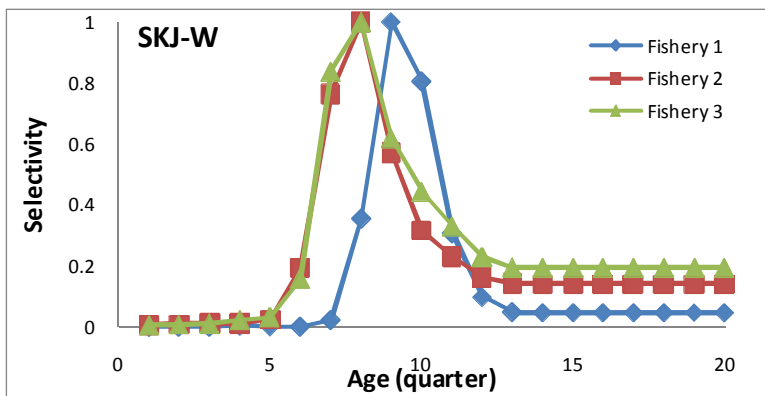
**Figure 61.** Multifan-CL estimates of biomass relative to  $F_{MSY}$  for the eastern Atlantic region using data from 1970 to 2006.



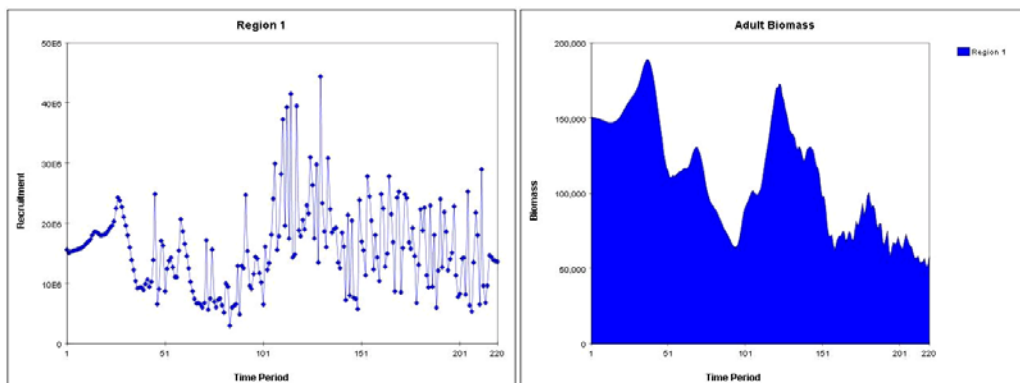
**Figure 62a.** Effort deviations estimated from the Multifan-CL application to western skipjack for the three fisheries.



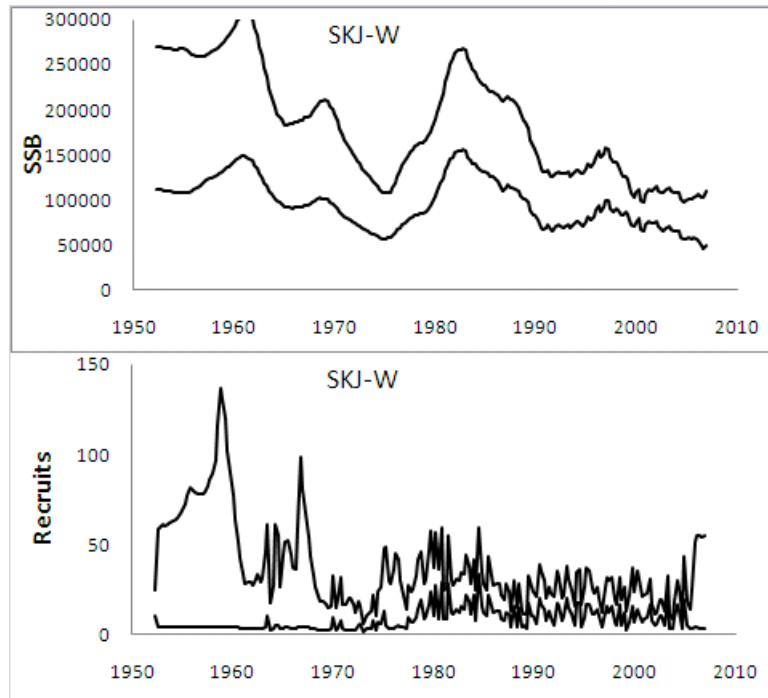
**Figure 62b.** Overall size frequencies fitted in the Multifan-CL application to western skipjack for the three fisheries.



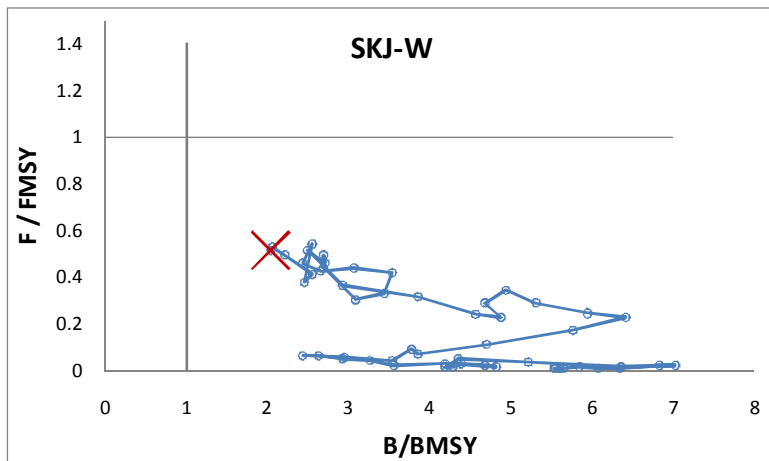
**Figure 63.** Selectivities estimated by the Multifan-CL application to western skipjack for the three fisheries.



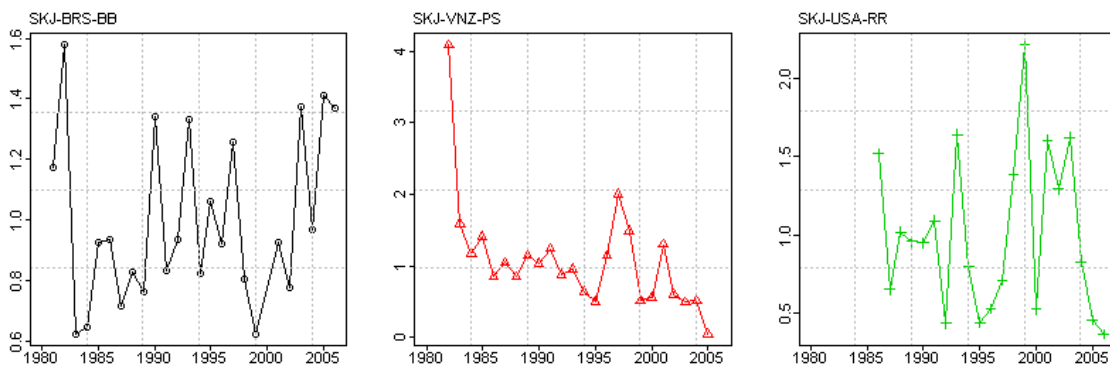
**Figure 64.** Recruitment and spawning biomass trends estimated by the Multifan-CL application to western skipjack.



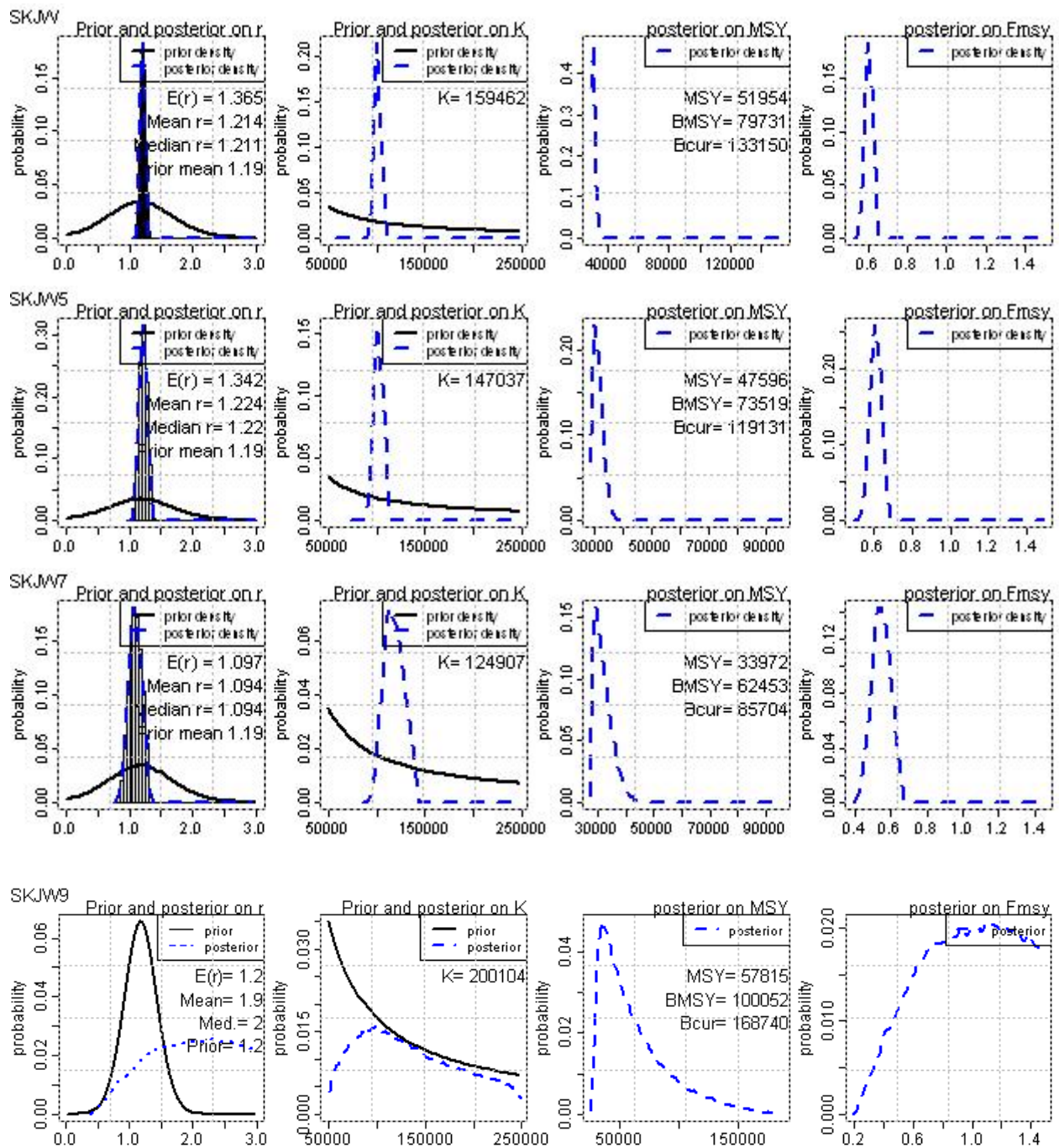
**Figure 65.** Approximate 95% confidence intervals for SSB and recruitment estimated by the Multifan-CL application to western skipjack.



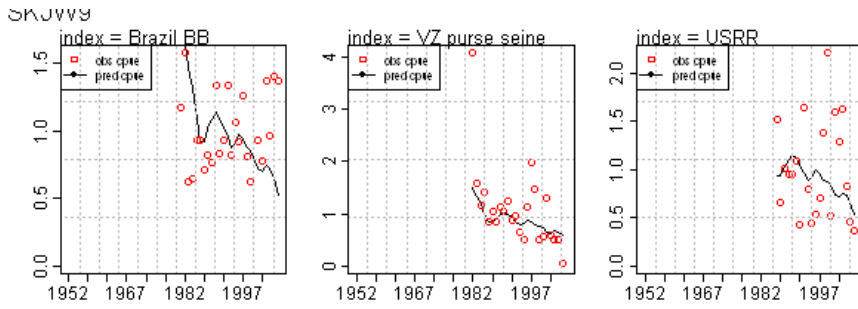
**Figure 66.** Joint trajectory of biomass and fishing mortality relative to MSY levels, estimated by the Multifan-CL application to western skipjack.



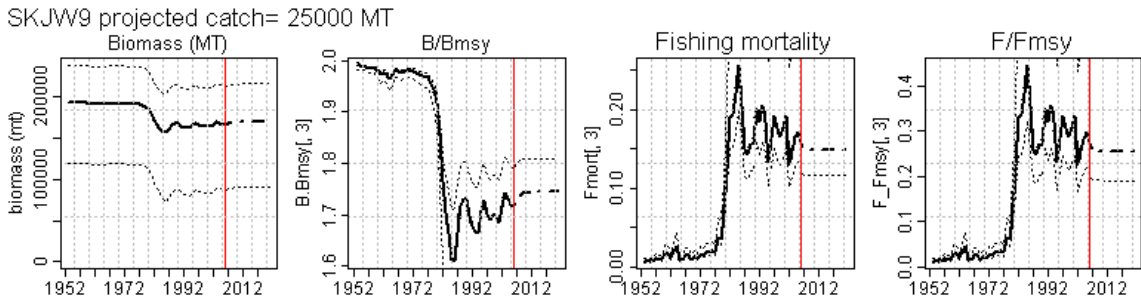
**Figure 67.** Plot of indices of abundance used for BSP projection models for western skipjack.



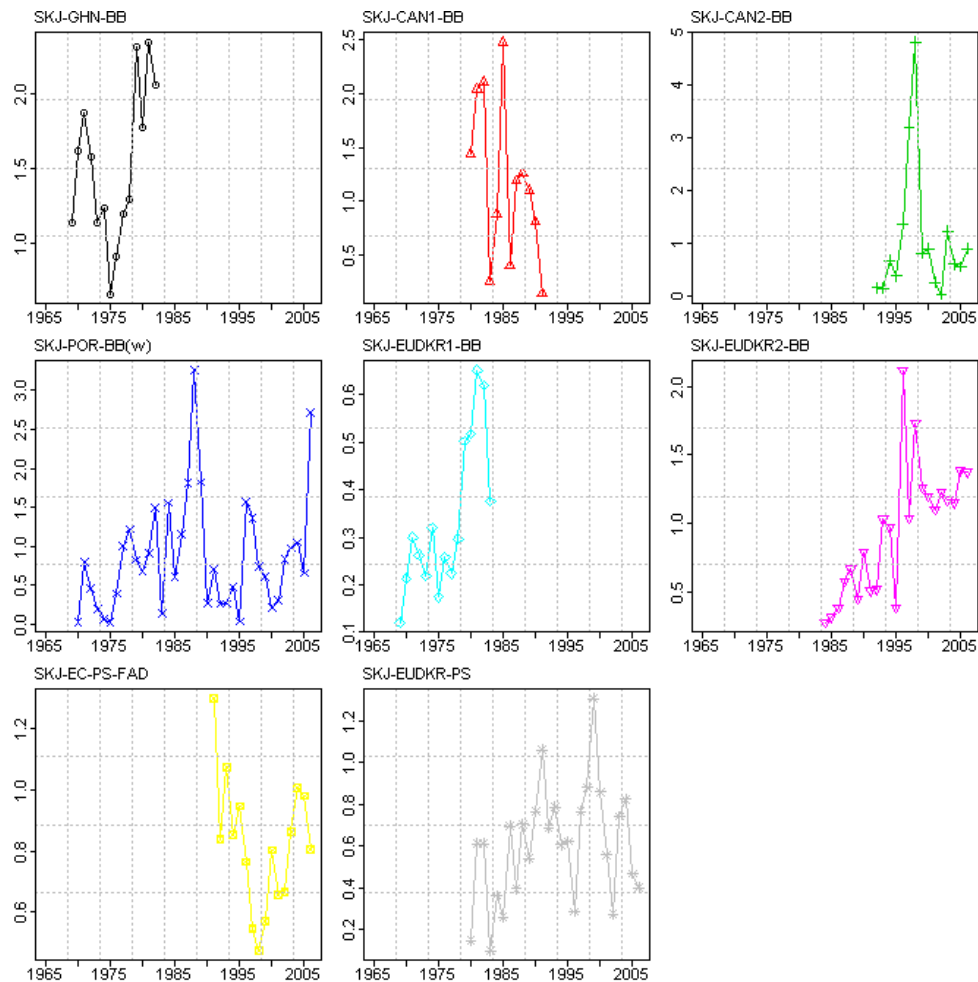
**Figure 68.** Prior and posteriors for  $r$ ,  $K$  and posteriors for  $MSY$  and  $F_{MSY}$  for BSP runs 1, 5, 7 and 9 showing the expansion of the posterior for  $r$  and the migration of  $K$  to lower values. Note that for run 9 the prior for  $r$  was  $N(1.17, 0.25)$  and  $N(1.17, 0.5)$  for all others.



**Figure 69.** Fits to the indices for BSP SKJW-RUN9.



**Figure 70.** Biomass,  $B/B_{MSY}$ ,  $F$ , and  $F/F_{MSY}$  trajectory with projections of 25,000 MT starting in 2007 for SKJW-RUN9. Dashed lines are 90% confidence intervals based on importance samples.



**Figure 71.** Plot of indices of abundance used for BSP projection models for eastern skipjack.

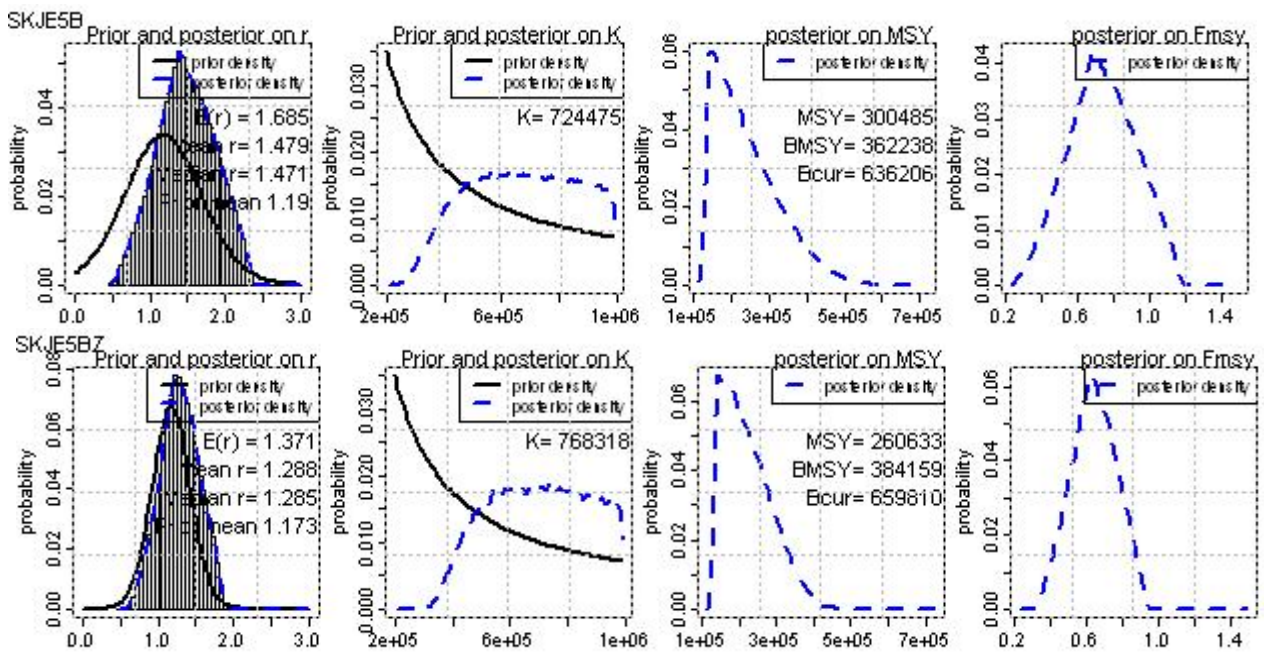


Figure 72. Comparison of SKJE A. Run 5B with a loose prior on  $r$  ( $sd=0.5$ ) and B. Run 5BZ with a tight prior on  $r$  ( $sd=0.25$ ).

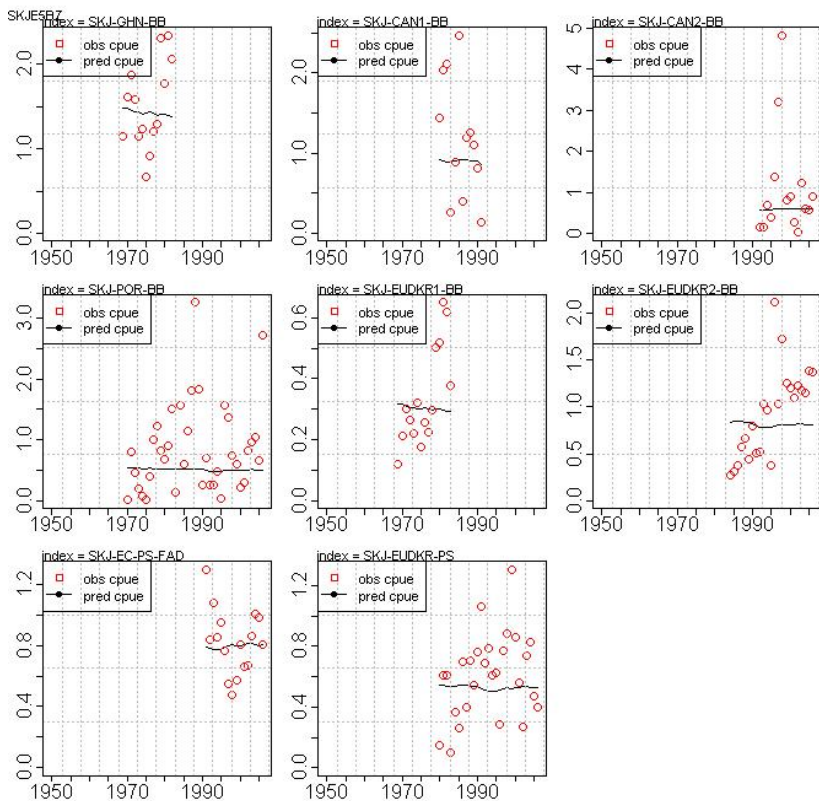
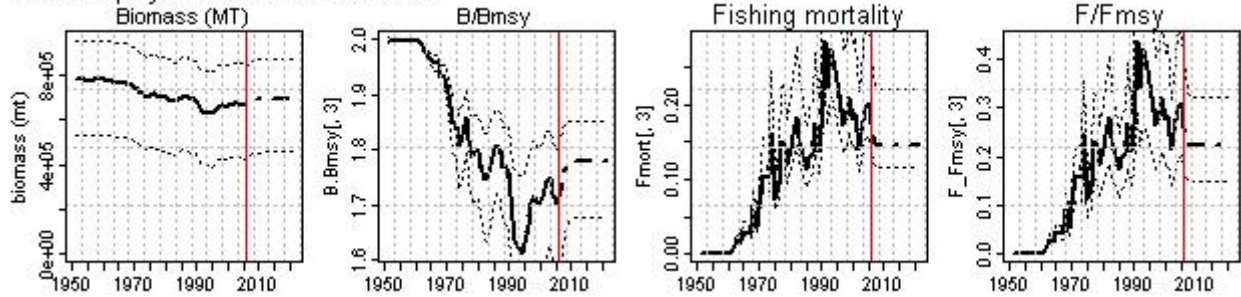
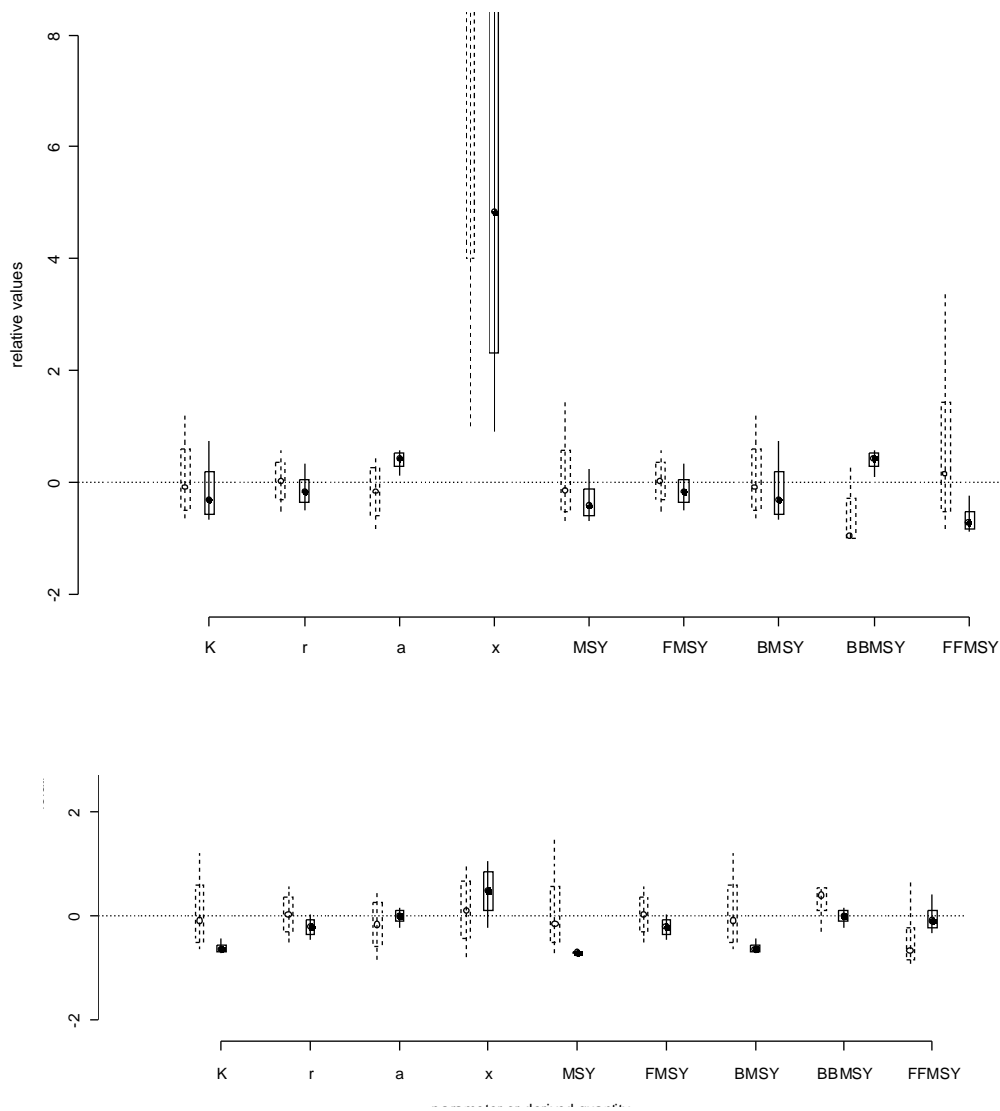


Figure 73. Fits to the indices for BSP RUN5BZ with low variance  $r$  prior.

SKJE5B projected catch= 1e+05 MT

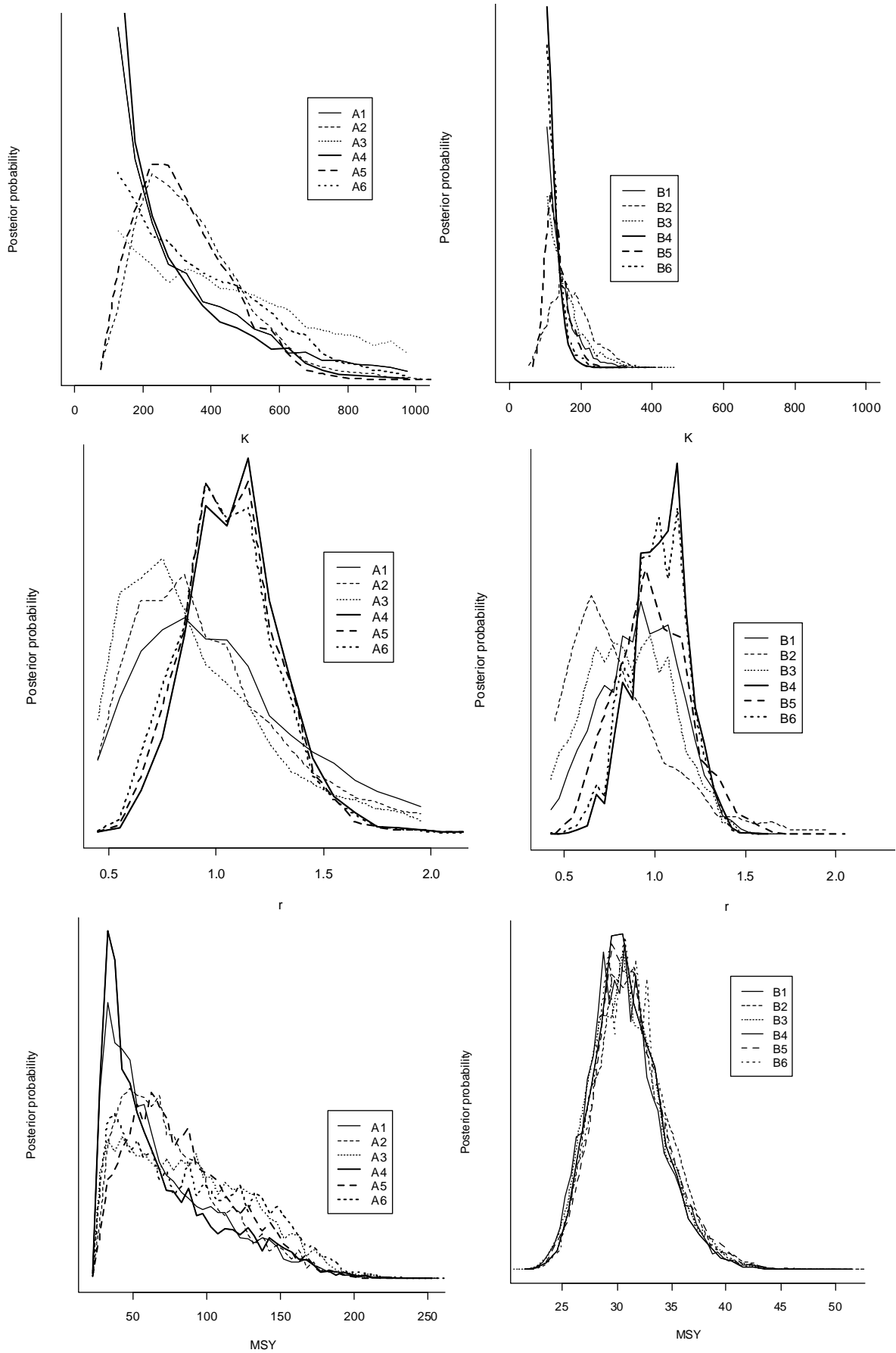


**Figure 74.** Biomass,  $B/B_{MSY}$ ,  $F$ , and  $F/F_{MSY}$  trajectory with projections of 100,000 MT starting in 2007 for SKJE-RUN5BZ, low variance on  $r$ . Dashed lines are 90% confidence intervals based on importance samples.

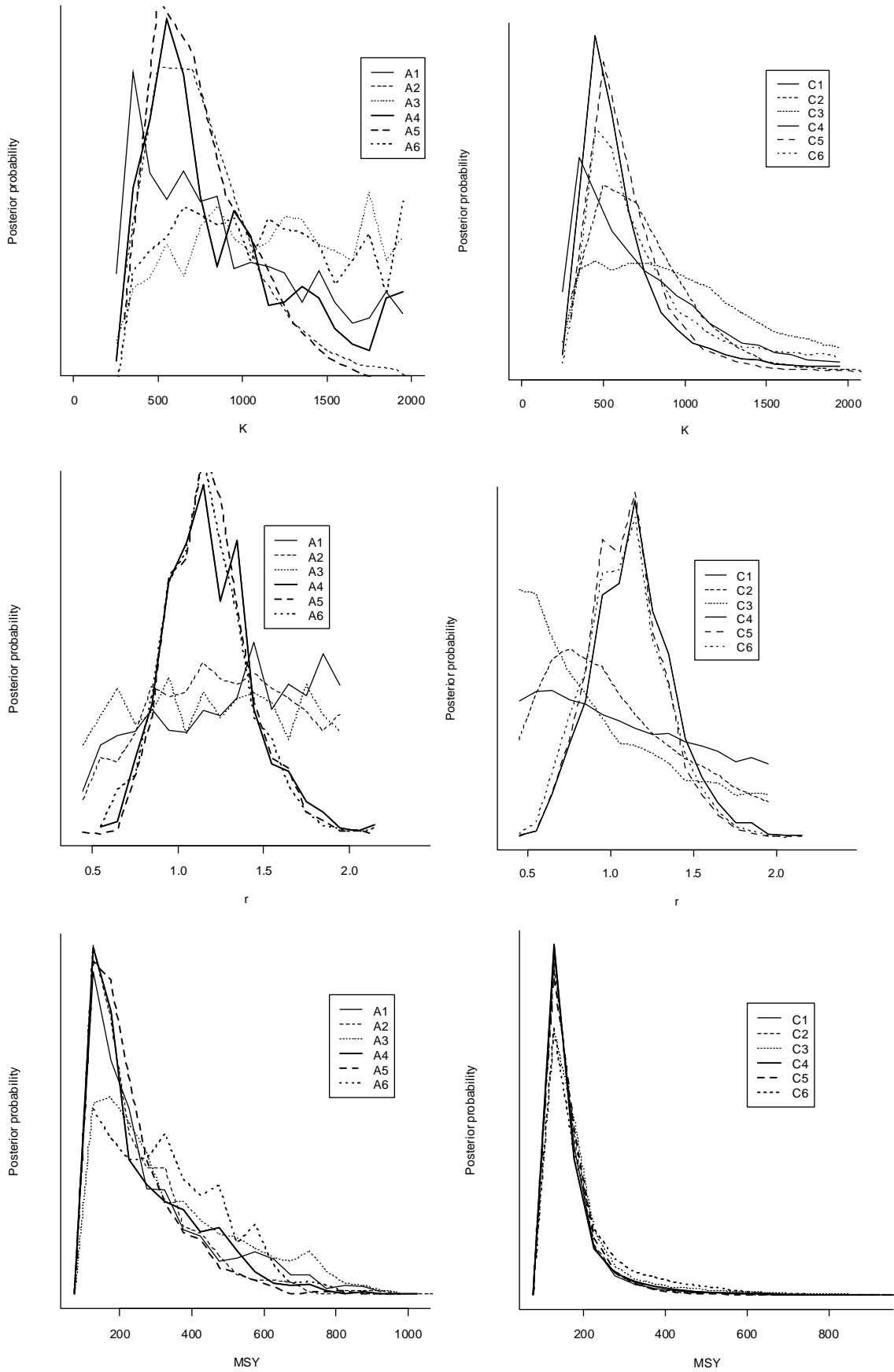


**Figure 75.** Priors and posteriors for runs A.1 and B.1 for the western skipjack stock. The priors (dashed boxes) and posteriors (solid boxes) were relativised to be in the same scale. The dashed boxes for management quantities are the values obtained by running the model only with the priors.

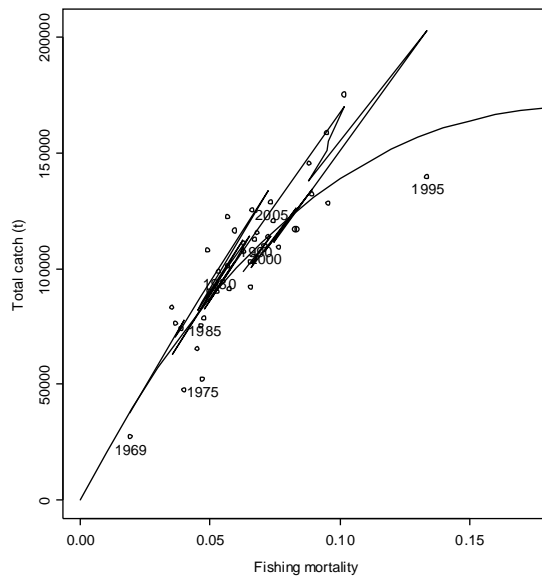




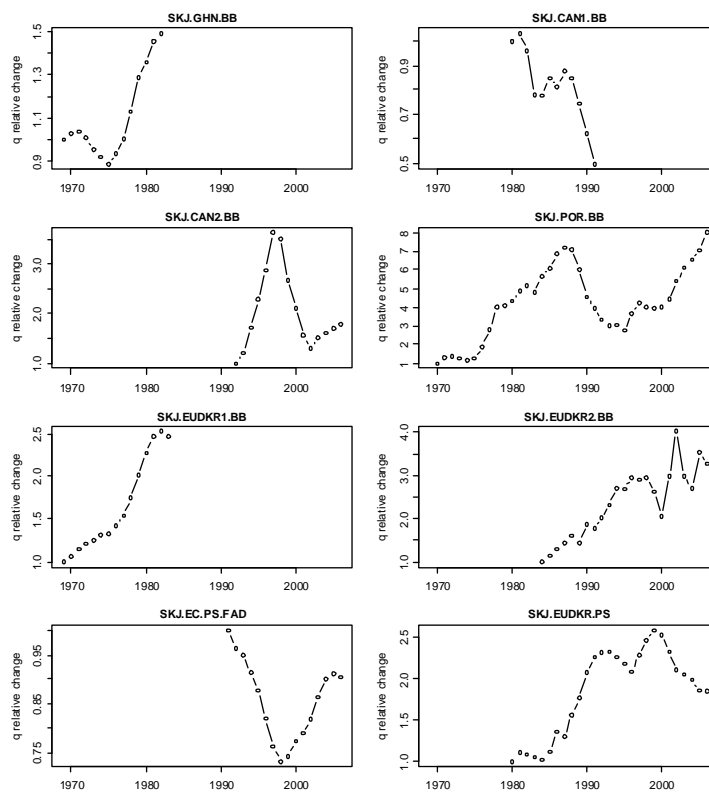
**Figure 76.** Posteriors for  $K$ ,  $r$  and  $MSY$  for runs A1 to A6 (left) and B1 to B6 (right) for the western skipjack stock. (Units for  $K$  and  $MSY$  are in 1,000 t).



**Figure 77.** Posteriors for K, r and MSY for runs A1 to A6 (left) and C1 to C6 (right) for the eastern SKJ stock (units for K and MSY are in 1000 t).



**Figure 78.** Total catches observed (circles), predicted (solid line) and equilibrium production curve estimated in the standard run.



**Figure 79.** Relative changes in catchability estimated with a process error on catchability for the 8 fishing fleets considered in the standard run. GHN.BB = Ghanean baitboats; CAN.BB = Canarian baitboats; POR.BB = Azorean baitboats; EUDKR.BB = European and Senegalese baitboats; EC.PS.FAD = European purse seiners fishing on fishing aggregating devices; EUDKR.PS = Spanish purse seiners fishing off Senegal.

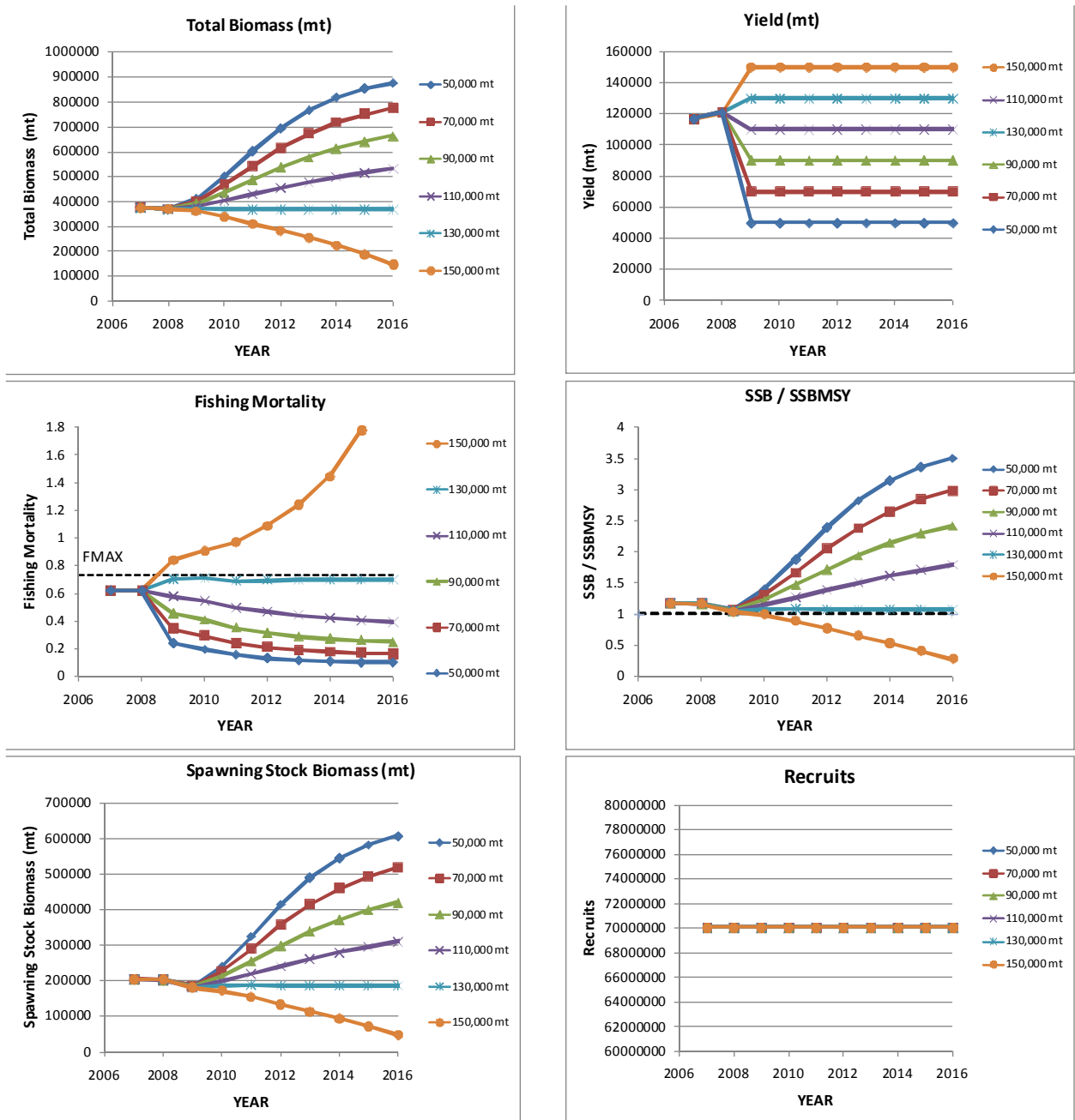


Figure 80. Constant catch projection results using the joint distribution of YFT VPA runs 5 and 10.

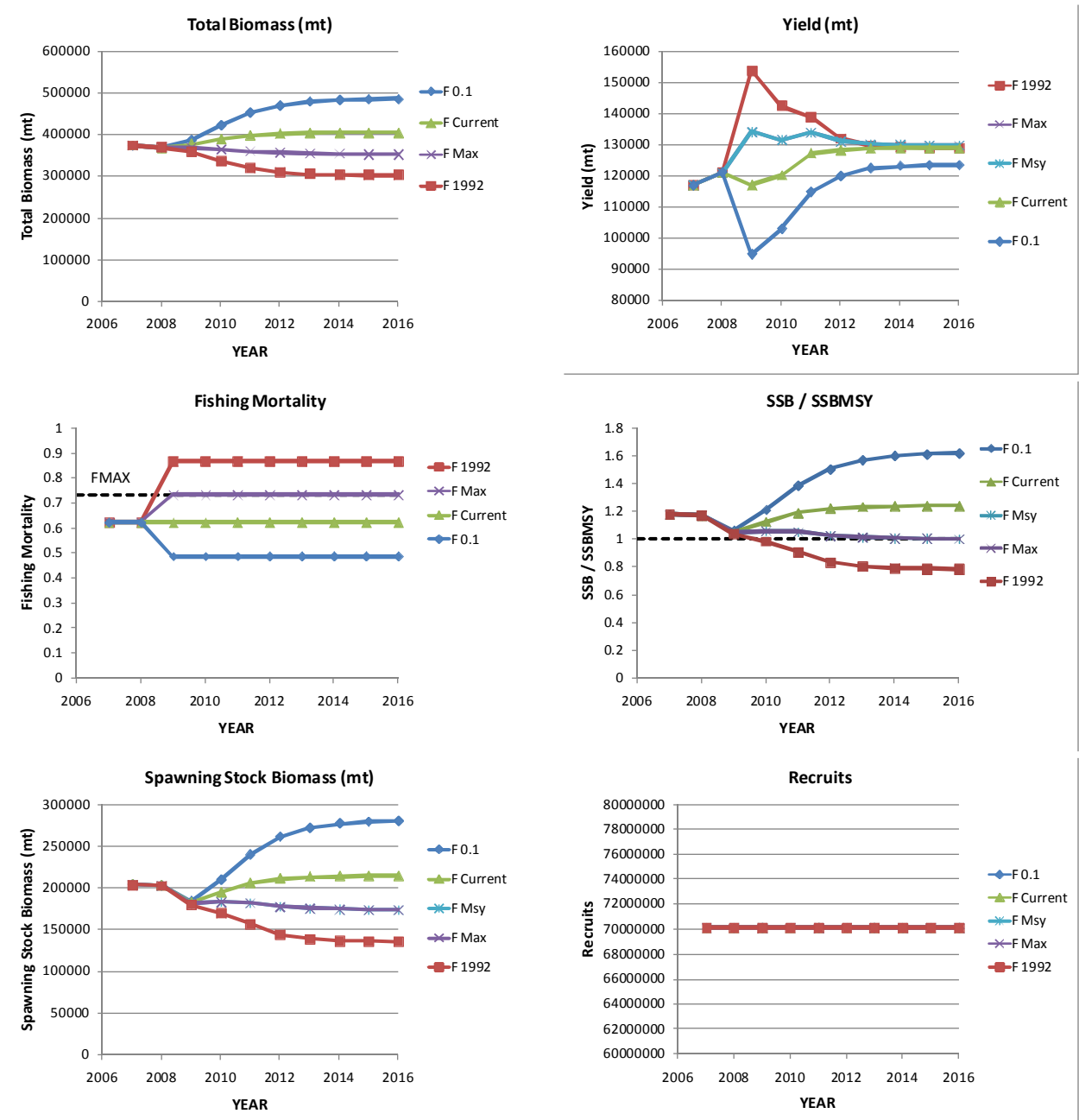
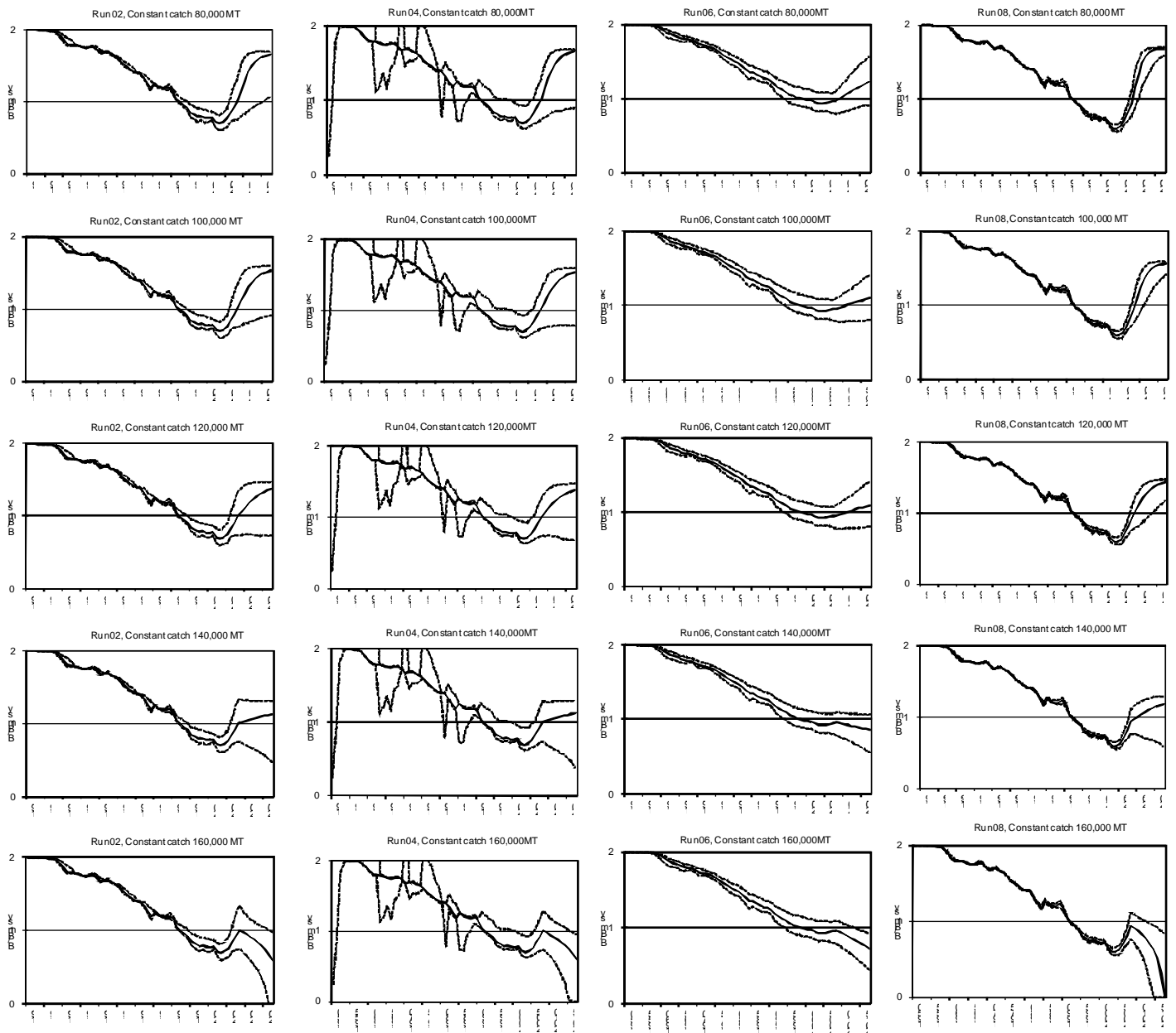


Figure 81. Constant F projection results using the joint distribution of YFT VPA runs 5 and 10.



**Figure 82.** Biomass projections for catch levels of 80,000 t, 100,000 t, 120,000 t, 140,000 t and 160,000 t for each of the 4 ASPIC cases.

### Agenda

1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements.
2. Review of Biological Information, including results from tagging, growth & reproductive studies, and other studies pertinent to the assessment
3. Review of fishery statistics: Effort and Catch data, including size frequencies and fisheries trends
4. Relative abundance indices and other fishery indicators
5. Methods and other data relevant to the assessment
  - 5.1 Methods – Yellowfin
  - 5.2 Methods – Skipjack
6. Stock status results
  - 6.1 Stock status – Yellowfin
  - 6.2 Stock status – Skipjack
7. Projections
  - 7.1 Projections – Yellowfin
  - 7.2 Projections – Skipjack
8. Recommendations
  - 8.1 Research and Statistics – Yellowfin
  - 8.2 Research and Statistics – Skipjack
  - 8.3 Management – Yellowfin
  - 8.4 Management – Skipjack
9. Other matters
10. Adoption of the report and closure

### List of Participants

#### *CONTRACTING PARTIES*

##### **SCRS Chairman**

**Scott, Gerald P.**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149-1099

Tel: +1 305 361 4220, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: gerry.scott@noaa.gov

##### **ANGOLA**

**Airosa Ferreira, Júlia**

Ministério das Pescas. Av. Marginal, Luanda, Angola

Tel: + 244 924 822254, E-Mail: fjairosar@hotmail.com

**Lutuba Nsilulu, Henriette**

INIP-MIN PESCAS. Rua Martala Mohamed. Ilha do Caba. C.P. 2601, Luanda, Angola

Tel: + 244 92334 7560, E-Mail: henrim60@hotmail.com; henrim60@yahoo.com

##### **BRAZIL**

**Agrelli Andrade, Humber**

Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC Depto. Informática e Estatística, INE/CTC Caixa Postal 476, Florianópolis, Santa Catarina 88010-970,

Tel: +55 48 3721 9942, Fax: +55 48 3721 9566, E-Mail: humber@inf.ufsc.br

**de Lima, Luis Henrique**

Esplanada dos Ministerios - Edifício Sede, 2º andar, Sala 236, Brasília D.F.

Tel: +55 61 321 83891, E-Mail: luislima@seap.gov.br

**Hazin, Humberto**

UFRPE/DEPAq, Laboratorio de Oceanografía Pesqueira (LOP), Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmaos, Recife-PE

Tel: +55 44 326 14622, E-Mail: hghazin@hotmail.com

**Minte-Vera, Carolina V.**

Universidade Estadual de Maringá – Av. Colombo n`5790 Bloco H90. Maringá-PR  
Tel: +55 48 3721 9942, Fax: + 55 48 3721 9566, E-Mail: cminte@nupelia.uem.br

**Sheidt de Souza, Guilherme**

Esplanada dos Ministérios –Bloco D, 2 andar, Sala 244. 70043-900 Brasília/DF  
Tel: +55 61 3218 3881, Fax: +55 61 3226 9980, E-Mail: scheidt@seap.gov.br

**Travassos, Paulo**

Universidade Federal Rural de Pernambuco - UFRPE, Laboratorio de Ecologia Marinha - LEMAR, Departamento de Pesca e Aquicultura - DEPAq, Avenida Dom Manoel Medeiros s/n - Dois Irmaos, CEP 52171-900, Recife, Pernambuco  
Tel: +55 81 3320 6511, Fax: +55 81 3320 6512, E-Mail: paulotr@ufrpe.br;p.travassos@depaq.ufrpe.br

**Velasco, Gonzalo**

Secretaria Especial de Aquicultura e Pesca (SEAP/PR). Esplanada dos Ministérios, Bloco D, 2 andar, Sala 238, 70043-900 Brasília/DF  
Tel: +55 61 3218 3893, Fax: +55 61 3218 3886, E-Mail: gonzalovelasco@seap.gov.br

## **EUROPEAN COMMUNITY**

**Ariz Telleria, Javier**

Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Canarias, Apartado 1373, 38080, Santa Cruz de Tenerife, Islas Canarias, Spain  
Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: javier.ariz@ca.ieo.es

**Chassot, Emmanuel**

I.R.D. UR n° 109 Centre de Recherche Halieutique Méditerranéenne et Tropicale, Avenue Jean Monnet - B.P. 171, 34203 Sète Cedex, France  
Tel: +33 4 99 57 32 24, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: Emmanuel.Chassot@ird.fr

**De Bruyn, Paul**

AZTI - Tecnalia, , Herrera Kaia Portualdea z/g, 20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 943 004800, Fax: +34 943 004801, E-Mail: debruyn@pas.azti.es

**Delgado de Molina Acevedo, Alicia**

Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Canarias, Apartado 1373, 38080 Santa Cruz de Tenerife, Spain  
Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: alicia.delgado@ca.ieo.es

**Gaertner, Daniel**

I.R.D. UR n° 109 Centre de Recherche Halieutique Méditerranéenne et Tropicale, Avenue Jean Monnet - B.P. 171, 34203 Sète Cedex, France  
Tel: +33 4 99 57 32 31, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: gaertner@ird.fr

**Monteagudo, Juan Pedro**

Asesor Científico, ANABAC/OPTUC, c/ Txibitxiaga, 24 - entreplanta, 48370 Bermeo, Vizcaya, Spain  
Tel: +34 94 688 2806, Fax: +34 94 688 5017, E-Mail: monteagudog@yahoo.es

**Murua, Hilario**

AZTI - Tecnalia /Itsas Ikerketa Saila, Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia, Gipuzkoa, Spain  
Tel: +34 943 004800 ext. 821, Fax: +34 943 004801, E-Mail: hmurua@pas.azti.es

**Pereira, Joao Gil**

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

**Pereira, Juan Antonio**

OPAGAC c/ Ayala 54, 2 A. 28001 Madrid, Spain  
Tel: +34 91 431 4857, Fax: +34 91 576 1222, E-Mail: opagac@arrakis.es

## **GHANA**

**Bannerman, Paul**

Ministry of Food and Agriculture, Fisheries Department, P.O. Box BT 62, Tema  
Tel: +233 222 02346, Fax: +233 222 06627, E-Mail: paulbann@hotmail.com

## **JAPAN**

**Satoh, Keisuke**

Tropical Tuna Section, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency of Japan, 7-1, 5 Chome Orido, Shizuoka-Shi, Shimizu-Ku , 424-8633  
Tel: +81 543 36 6044, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: kstu21@fra.affrc.go.jp



## **MEXICO**

**González Anía, Luis V.**

Instituto Nacional de la Pesca, Pitágoras 1320 Col. Santa Cruz Atoyac

Tel: +52 54 22 30 49, Fax: +52 56 04 48 87, E-Mail: lgonzalez@inp.semarnap.gob.mx

**Ramírez López, Karina**

Instituto Nacional de la Pesca - SAGARPA, Av. Ejército Mexicano No.106 - Colonia Exhacienda, Ylang Ylang, 94298 Boca de Río, Veracruz

Tel: +52 22 9130 4518, Fax: +52 22 9130 4519, E-Mail: kramirez\_inp@yahoo.com; kramirez\_lopez@yahoo.com.mx

## **UNITED STATES**

**Brown, Craig A.**

NOAA Fisheries Southeast Fisheries Center Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149-1099

Tel: +1 305 361 4590, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

**Cass-Calay, Shannon**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 361 4231, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: shannon.calay@noaa.gov

**Díaz, Guillermo**

Office of Science and Technology, National Marine Fisheries Service NOAA, 1315 East-West Highway, Silver Spring, Maryland 20910

Tel: +1 301 713 2363, Fax: +1 301 713 1875, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

**Restrepo, Victor**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Dr., Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 361 4484, E-Mail: victor.restrepo@noaa.gov

**Walter, John**

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149-1099

Tel: +1 305 365 4114, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.f.walter@noaa.gov

## **URUGUAY**

**Domingo, Andres**

DINARA , 75 Constituyente 1497, Montevideo

Tel: +598 400 4689, E-Mail: adomingo@adinet.com.uy; adomingo@dinara.gub.uy

**Pons, Maite**

DINARA , 75 Constituyente 1497, Montevideo

Tel: +598 400 4689, E-Mail: pons.maite@gmail.com

\*\*\*\*\*

### **ICCAT SECRETARIAT**

C/ Corazón de María, 8-6th floor, 28002 Madrid – Spain

Tel: +34 91 416 5600; Fax: +34 91 415 2612; E-Mail: info@iccat.int

**Kebe, Papa**  
**Pallarés, Pilar**  
**Palma, Carlos**

## **Appendix 3**

### **List of Documents**

- SCRS/2008/105 Estadísticas españolas de la pesquería atunera tropical, en el Océano Atlántico, hasta 2007. DELGADO DE MOLINA, A., J.C. Santana and J. Ariz.
- SCRS/2008/106 Datos estadísticos de la pesquería de túnidos de las Islas Canarias durante el periodo 1975 a 2007. DELGADO DE MOLINA, A., J. Ariz, R. Delgado de Molina and J. C. Santana.
- SCRS/2008/108 Japanese longline CPUE for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Atlantic Ocean standardized using GLM up to 2006. OKAMOTO, H.

- SCRS/2008/109 Estandarización de la CPUE del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) capturados por las flotas de palangre de Brasil y Uruguay (1980-2006). PONS, M., P. Travassos, A. Domingo, H. Hazin and F. Hazin.
- SCRS/2008/110 Estandarización de la CPUE del atún aleta amarilla de la flota palangrera uruguaya (1982-2007). PONS, M. and A. Domingo.
- SCRS/2008/111 Distribución espacio temporal, composición de tallas y relaciones ambientales del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Atlántico SW. DOMINGO, A., M. Rios and M. Pons.
- SCRS/2008/112 Standardization of (*Thunnus albacares*) CPUE series caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean. TRAVASSOS, P., H. Hazin, F. Hazin, B. Mourato and F. Carvalho.
- SCRS/2008/113 Standardized catch rate of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southwest of the South Atlantic Ocean. ANDRADE, H.A.
- SCRS/2008/114 Estimates of total mortality and selectivity for eastern Atlantic skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from catch curves based on length composition data (1971-2005). GAERTNER, D.
- SCRS/2008/115 Actualización de la CPUE estandarizada de rabil de la flota de cerco tropical en el océano Atlántico de 1980 a 2006. SOTO, M., P. Pallarés, A. Delgado de Molina and D. Gaertner.
- SCRS/2008/116 Standardized CPUE for juvenile Atlantic yellowfin and bigeye and skipjack tunas caught by the purse seine fleet fishing with FADs. SOTO, M., D. Gaertner, A. Delgado de Molina and P. Pallarés.
- SCRS/2008/117 A preliminary attempt to estimate tuna discards and by-catch in the French purse seine fishery of the eastern Atlantic Ocean. CHASSOT, E., M.J. Amande, R. Pianet, P. Chavance and R. Dedo.
- SCRS/2008/118 Standardized CPUE for eastern Atlantic skipjack tuna caught in free school by the purse seine fleet. SOTO, M., D. Gaertner, J. Ariz and P. Pallarés.
- SCRS/2008/119 Standardized catch rates for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Gulf of Mexico longline fishery for 1992-2007 based upon observer programs from Mexico and the United States. BROWN, C.A. and K. Ramírez-López.
- SCRS/2008/120 Standardized catch rate in number and weight of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) from the United States pelagic longline fishery 1986-2007. WALTER, J.
- SCRS/2008/121 Standardized catch rate of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from the United States pelagic longline fishery 1991-2007. WALTER, J.
- SCRS/2008/122 Catch rate indices of yellowfin (*Thunnus albacares*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) tunas from the United States recreational fishery in the western North Atlantic Ocean, 1986-2007. CASS-CALAY, S. L.
- SCRS/2008/124 Statistiques de la pêche thonière Européenne et assimilée durant la période 1991-2007. PIANET, R., V. Nordström , P. Dewals , A. Delgado, J. Ariz , R. Saralde, R. Gnegoury Dédo and Y. Diatta.
- SCRS/2008/125 Datos estadísticos de la flota palangrera mexicana dedicada a la pesca del atun aleta amarilla en el Golfo de México durante el periodo 1994 a 2007. RAMIREZ LOPEZ, K.
- SCRS/2008/126 Recollection (historical years, 1969-2004) and update (new years, 2005-07) of the skipjack (*Katsuwonus pelamis*) catch-at size for the Atlantic eastern and western stocks. PALMA, C. and P. Kebe.
- SCRS/2008/127 Update (years 2005-06) of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) catch-at-size for the overall Atlantic stock. PALMA, C. and P. Kebe.

## Appendices MFCL

Available from the ICCAT Secretariat upon request.

## Estimation of Combined Indices for Yellowfin and Skipjack

Combined indexes were estimated for both species using a GLM approach with the following model formulation:

$$\text{Log}(\text{index}) = \text{Year} + \text{Source} + \varepsilon$$

Where ‘Source’ identifies the index (fleet) included in the model and  $\varepsilon$  is the error term. Indexes expressed as number of fish per unit of effort were transformed into biomass by multiplying the index value times the average weight of the fish. Average weights were estimated from the yield-at-age and weight at age matrices for each specific fishery:

$$\bar{W}_{y,g} = \frac{\sum_a C_{y,a,g} * W_{y,a}}{\sum_a C_{y,a,g}}$$

Where  $y$ ,  $a$ , and  $g$  identify the year, age, and fishery, respectively. Prior to estimating the combined indexes, individual indexes were scaled to their mean value of the overlapping years. Annual weighting factors were estimated for each fleet by counting the number of 5°x5° squares where each fishery operated and estimating the proportion to the total number of squares fished for each year. This approach allowed to capture the spatial expansion/contraction experienced by different fleets over time. The index weights were re-scaled so that they would add up to 1.0 each year.

$$\phi_{y,g} = \frac{Y_{y,g}}{\sum_g Y_{y,g}}$$

*Yellowfin tuna*

**Table Appendix 5.1** shows the values of the indexes used in the GLM to estimate the combined index. The fleets included in the model were the Japanese longline, the combined Mexico and US longline in the Gulf of Mexico, the US rod and reel, the Brazilian longline, the Chinese-Taipei longline, the Canadian baitboat, the Venezuelan purse seine, the Brazilian baitboat, the EC-Dakar baitboat, the Venezuelan longline, and the EC-purse seine assuming a constant annual increase in catchability of 3%. The estimated weighting factors are shown in **Table Appendix 5.2** and the estimated unweighted and weighted combined indexes are presented in **Table Appendix 5.5** and **Figure Appendix 5.1**. Both the unweighted and weighted index showed similar trends with a sharp decrease in the late 1960s followed by a relatively stable period until about 1990. From 1990 onward both indexes showed a continuous declining trend.

*Skipjack tuna*

**Table Appendix 5.3** presents the values of the indexes used in the GLM to estimate combined indexes for each skipjack stock. The fisheries used to estimate the combined index for the ATE stock were the EC-Dakar and EC-FAD purse seine fisheries and the Ghana, Canarian, Portugal and EC-Dakar baitboat fisheries. In the case of the ATW stock they were the Venezuelan purse seine, the US rod and reel and the Brazilian baitboat. The combined index for the skipjack eastern Atlantic stock (ATE) showed a variable but constant increasing trend from the beginning of the time series in 1965 to the end in 2006. The western Atlantic stock (ATW) series

started in 1981 and also showed a series with highly variable values but with a relatively constant trend. The weighting factors for each fishery/year are shown in the **Table Appendix 5.4**. Values of the estimated combined indexes for each stocks and matrices of weighting factors are shown in **Table Appendix 5.5** and **Figure Appendix 5.1**.

**Table Appendix 5.1** Yellowfin scaled indexes of abundance used in the GLM to estimate a combined index. The indexes included were the Japanese longline (jp\_ll), the combined Mexico and US longline in the Gulf of Mexico (mxus\_ll), the US rod and reel (US\_rr), the Brazilian longline (br\_ll), the Chinese-Taipei longline (tai\_ll), the Canarian baitboat (can\_bb), the Venezuelan purse seine (ven\_ps), the Brazilian baitboat (br\_bb), the EC-Dakar baitboat (eudkr\_bb), the Venezuelan longline (ven\_ll) and the EC-purse seine assuming an constant annual increase in catchability of 3% (ec\_ps\_3perc).

YEAR	jp_ll	mx_ll	us_rr	br_ll	uru_ll	tai_ll	ca_bb	ve_ps	br_bb	us_ll_atl	Eudkr_bb	ven_ll	ec_ps_3perc
1965	4.16												
1966	2.801												
1967	5.509												
1968	4.557					4.303							
1969	4.01					3.787					0.763		
1970	2.985					3.066					0.746		1.702
1971	2.396					1.745					0.737		1.452
1972	3.24					1.895					0.741		1.612
1973	2.275					2.185					0.682		1.625
1974	3.141					1.128					1.071		1.481
1975	2.334					0.971					0.469		1.595
1976	2.291					1.152					0.519		1.578
1977	1.778					1.038					0.792		1.55
1978	2.611					0.946					0.306		1.411
1979	3.149					0.982					0.577		1.403
1980	1.946					0.918	0.051						1.162
1981	2.456				1.256	0.953	0.103		4.468		1.186		1.247
1982	2.169				1.705	0.716	0.499		0.68		1.131		1.065
1983	2.158				0.735	0.917	0.878	2.199	1.85		1.151		0.924
1984	2.322				0.365	0.916	3.274	0.975	0.9		1.645		0.73
1985	1.484				0.654	0.901	1.422	1.646	0.673		1.264		1.255
1986	1.86		1.503	1.392	1.009	1.046	0.915	0.967	0.673		1.908		1.354
1987	1.961		0.714	1.758	0.973	0.953	2.043	0.74	0.947	2.567	2.152		1.186
1988	1.947		0.357	1.459	1.236	1.835	2.126	1.02	1.05	2.799	2.083		1.123
1989	1.524		0.588	1.477	0.492	1.328	1.257	2.21	0.96	2.218	0.502		1.4
1990	2.064		0.264	2.502	0.449	1.468	3.199	1.133	1.993	1.897	1.92		1.523
1991	1.573		0.424	1.373	1.617	1.233	2.827	1.157	0.602	1.41	1.39	1.114	1.212
1992	1.773		0.289	0.572	2.539	0.925	1.638	0.779	0.947	1.569	2.71	1.634	1.106
1993	0.845	1.124	0.658	0.664	0.485	1.082	0.748	0.892	1.124	0.953	2.2	2.352	1.095
1994	1.437	1.44	1.594	0.738	1.857	1.158	0.445	1.088	0.673	0.995	1.638	1.118	1.05
1995	0.99	0.92	2.164	0.501	0.763	1.283	0.189	0.49	0.333	1.134	0.979	0.765	1.073
1996	1.082	0.868	0.676	1.285	1.446	1.249	2.851	1.097	0.929	0.932	1.6	0.976	1.048
1997	0.821	0.936	0.29	1.017	0.474	0.971	0.341	0.74	1.355	0.999	0.679	0.597	0.971
1998	0.984	0.789	0.493	1.296	0.537	0.978	4.03	0.6	1.038	0.829	0.258	1.021	0.871
1999	0.995	1.198	0.974	1.215	1.088	0.721	0.384	0.879	0.359	0.949	0.74	0.932	0.783
2000	1.104	0.899	1.043	1.268	1.434	0.936	0.012	1.072		1.137	0.349	0.289	1.003
2001	0.743	0.825	1.109	1.017	0.916	0.623	0	2.143	2.189	1.072	0.558	0.95	1.106
2002	0.759	0.817	0.905	0.804	0.869	0.949	0.13	1.324	0.934	1.005	0.847		1.252
2003	0.895	1.02	0.825	1.705	1.32	1.283	0.244	0.647	0.764	0.868	0.967		1.068
2004	1.16	0.809	0.807	2.084	0.95	1.178	0.201	0.387	0.291	1.163	0.737		0.977
2005	0.881	0.766	0.606	0.254	2.002	1.475	0.027	0.198	0.332	1.252	0.601		1.058
2006	1.224	0.738	0.912	0.638	0.787	1.411	0.085		0.376	1.121	0.681		1.291

**Table Appendix 5.2** Weighting factors (by fleet and year) used to estimate the yellowfin weighted combined index.

<i>YEAR</i>	<i>jp_ll</i>	<i>mxus_ll</i>	<i>us_rr</i>	<i>br_ll</i>	<i>usu_ll</i>	<i>tai_ll</i>	<i>ve_ps</i>	<i>br_bb</i>	<i>us_ll_atl</i>	<i>ven_ll</i>	<i>ec_ps_3perc</i>	<i>can_bb</i>	<i>eudkr_bb</i>
1965	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1966	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1967	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1968	0.65	0	0	0	0	0.35	0	0	0	0	0	0	0
1969	0.47	0	0	0	0	0.46	0	0	0	0	0	0	0.07
1970	0.46	0	0	0	0	0.43	0	0	0	0	0.04	0	0.06
1971	0.53	0	0	0	0	0.37	0	0	0	0	0.04	0	0.06
1972	0.49	0	0	0	0	0.41	0	0	0	0	0.03	0	0.06
1973	0.47	0	0	0	0	0.4	0	0	0	0	0.05	0	0.08
1974	0.4	0	0	0	0	0.48	0	0	0	0	0.05	0	0.06
1975	0.48	0	0	0	0	0.42	0	0	0	0	0.06	0	0.05
1976	0.37	0	0	0	0	0.52	0	0	0	0	0.07	0	0.04
1977	0.34	0	0	0	0	0.53	0	0	0	0	0.09	0	0.04
1978	0.35	0	0	0	0	0.52	0	0	0	0	0.1	0	0.02
1979	0.41	0	0	0	0	0.47	0	0	0	0	0.08	0	0.04
1980	0.41	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0.08	0	
1981	0.44	0	0	0	0.01	0.46	0	0.01	0	0	0.08	0	0
1982	0.43	0	0	0	0	0.47	0	0.02	0	0	0.07	0	0
1983	0.38	0	0	0	0.01	0.42	0.03	0.02	0	0	0.09	0	0.04
1984	0.37	0	0	0	0.03	0.39	0.06	0.03	0	0	0.08	0	0.03
1985	0.43	0	0	0	0.03	0.39	0.04	0.02	0	0	0.06	0	0.02
1986	0.36	0	0.03	0.06	0.03	0.4	0.02	0.02	0	0	0.06	0	0.02
1987	0.33	0	0.03	0.06	0.01	0.32	0.01	0.02	0.15	0	0.05	0	0.02
1988	0.4	0	0.03	0.06	0.01	0.16	0.01	0.01	0.19	0	0.08	0	0.03
1989	0.43	0	0.04	0.04	0	0.16	0.01	0.01	0.22	0	0.05	0	0.03
1990	0.4	0	0.03	0.05	0	0.2	0.02	0.02	0.19	0	0.05	0.02	0.03
1991	0.37	0	0.03	0.05	0	0.31	0.01	0.02	0.14	0.01	0.05	0	0.02
1992	0.35	0	0.03	0.1	0	0.23	0.01	0.02	0.16	0.01	0.06	0	0.03
1993	0.28	0.02	0.03	0.09	0	0.35	0.02	0.02	0.12	0.01	0.05	0	0.01
1994	0.31	0.02	0.03	0.07	0	0.37	0.01	0.01	0.11	0.01	0.04	0	0.01
1995	0.33	0.01	0.02	0.07	0	0.32	0.01	0.02	0.13	0	0.05	0	0.02
1996	0.28	0.02	0.03	0.11	0	0.33	0.02	0.01	0.13	0.01	0.06	0	0.02
1997	0.3	0.02	0.03	0.11	0	0.31	0.01	0.01	0.14	0.01	0.04	0	0.02
1998	0.3	0.02	0.03	0.1	0	0.33	0.01	0.02	0.13	0.01	0.05	0	0.01
1999	0.27	0.01	0.02	0.13	0	0.36	0.01	0.01	0.1	0.02	0.04	0	0.01
2000	0.31	0.01	0.02	0.07	0	0.38	0.01	0.01	0.09	0.03	0.05	0	0.01
2001	0.3	0.01	0.02	0.11	0	0.34	0.01	0.01	0.09	0.03	0.05	0	0.01
2002	0.27	0.01	0.02	0.12	0	0.4	0.01	0.02	0.09	0	0.04	0	0.01
2003	0.3	0.02	0.03	0.12	0	0.37	0.01	0.01	0.07	0	0.06	0	0.02
2004	0.3	0.01	0.02	0.11	0	0.38	0.01	0.01	0.07	0	0.07	0	0.01
2005	0.3	0.02	0.03	0.15	0	0.29	0.02	0.04	0.08	0	0.05	0	0.01
2006	0.41	0.02	0.04	0.19	0	0.11	0	0.03	0.1	0	0.07	0	0.02

**Table Appendix 5.3** Skipjack indices of abundance values used in the GLM to estimate a combined indexes. The indexes used included for the Eastern Atlantic stock (ATE) the baitboat fisheries from Ghana (ghn\_bb), Canary Islands (can1\_bb and can2\_bb), Portugal (por\_bb), and EC-Dakar (eudkr1\_bb and eudkr2\_bb) and the purse seine fisheries from EC-Dakar (eudkr\_ps) and the EC on FADs (ec\_ps\_fad). In the case of the western stock (ATW) the fisheries were the Brazilian baitboat (br\_bb), the Venezuelan purse seine (ven\_ps) and the US rod and reel (us\_rr).

Year	SKJ - ATE								SKJ - ATW		
	ghn	can1_b	can2_b	por_b	eudkr1_b	eudkr2_b	ec_ps_fa	eudkr_p	br_b	ven_p	us_r
1969	1.13				0.121						
	1.61										
1970	2			0.019	0.213						
	1.86										
1971	5			0.793	0.299						
	1.58										
1972	1			0.453	0.263						
	1.13										
1973	8			0.196	0.219						
	1.23										
1974	3			0.066	0.319						
	0.66										
1975	4			0.02	0.175						
	0.91										
1976	7			0.39	0.257						
	1.20										
1977	1			0.998	0.224						
	1.29										
1978	6			1.216	0.296						
	2.30										
1979	8			0.823	0.503						
	1.77										
1980	1	1.439		0.678	0.518			0.147			
1981	2.34	2.035		0.907	0.651			0.612	1.17		
	2.05										
1982	5	2.105		1.497	0.62			0.61	1.58	4.08	
1983		0.265		0.133	0.376			0.098	0.62	1.58	
1984		0.883		1.557		0.273		0.363	0.65	1.17	
1985		2.471		0.605		0.311		0.26	0.93	1.41	
1986		0.405		1.149		0.38		0.696	0.94	0.85	1.52
1987		1.191		1.814		0.576		0.395	0.72	1.05	0.65
1988		1.26		3.258		0.663		0.704	0.83	0.85	1.02
1989		1.105		1.821		0.444		0.541	0.76	1.14	0.96
1990		0.811		0.264		0.79		0.765	1.34	1.03	0.95
1991		0.146		0.693		0.505	1.298	1.061	0.83	1.24	1.09
1992			0.16	0.258		0.516	0.838	0.688	0.94	0.87	0.43
1993			0.153	0.255		1.028	1.076	0.786	1.33	0.95	1.64
1994			0.676	0.475		0.966	0.853	0.608	0.82	0.64	0.8
1995			0.379	0.029		0.381	0.947	0.622	1.06	0.5	0.44
1996			1.376	1.569		2.118	0.765	0.286	0.92	1.14	0.53
1997			3.208	1.365		1.037	0.545	0.767	1.26	2	0.71
1998			4.821	0.733		1.732	0.474	0.883	0.81	1.49	1.38
1999			0.808	0.602		1.26	0.572	1.307	0.62	0.51	2.21
2000			0.901	0.208		1.198	0.803	0.861		0.56	0.52
2001			0.263	0.298		1.1	0.658	0.558	0.93	1.3	1.6
2002			0.041	0.827		1.23	0.668	0.272	0.78	0.6	1.29
2003			1.232	0.971		1.169	0.864	0.742	1.37	0.49	1.62
2004			0.605	1.05		1.148	1.008	0.825	0.97	0.51	0.83
2005			0.555	0.651		1.383	0.981	0.469	1.41	0.05	0.45
2006			0.904	2.71		1.376	0.806	0.401	1.37		0.37

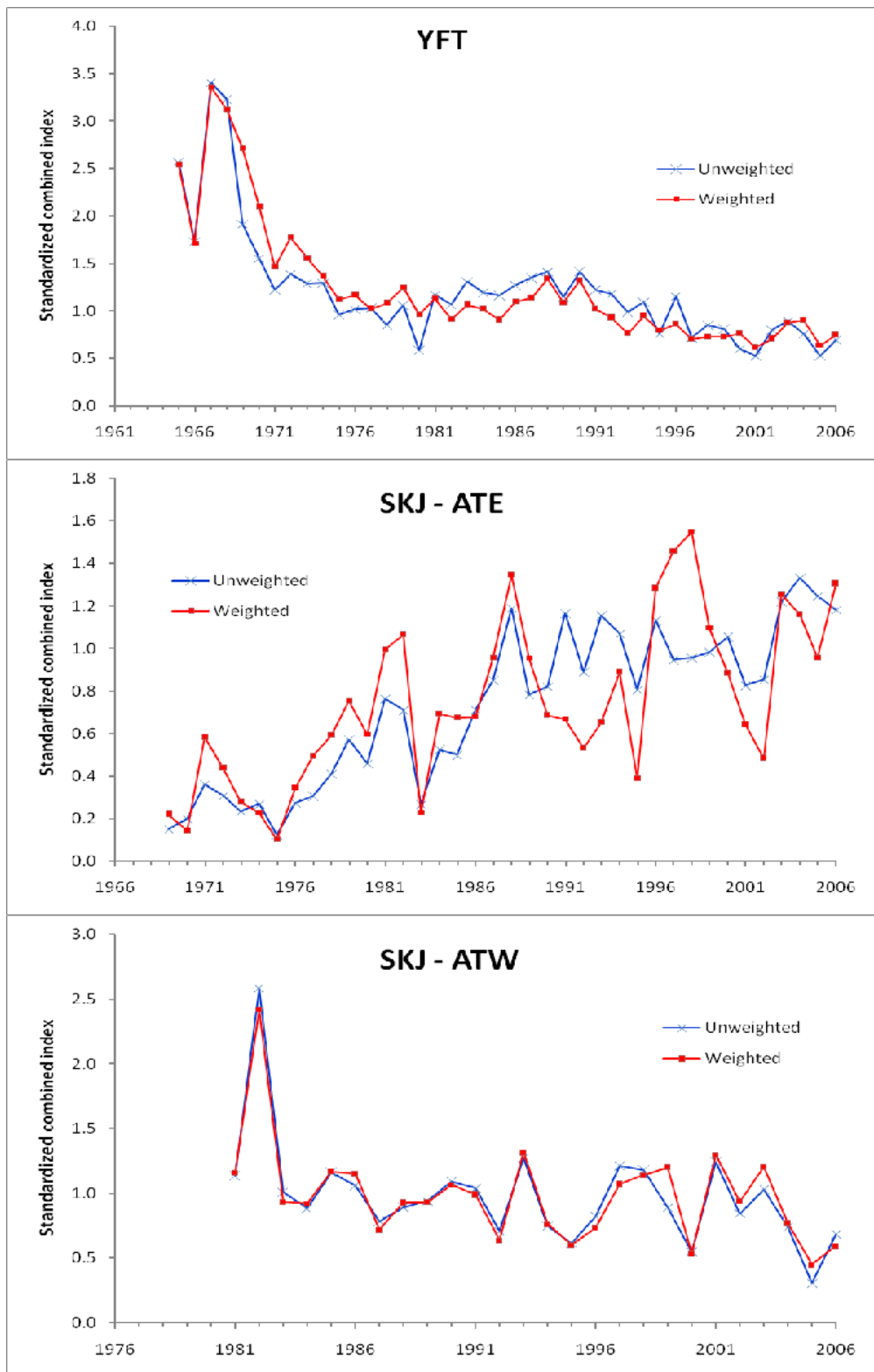
**Table Appendix 5.4** Weighting factors (by fleet and year) used to estimate the skipjack weighted combined indexes.

Year	SKJ - ATE									SKJ - ATW		
	ghn_bb	can1_bb	can2_bb	por_bb	eudkr1_bb	eudkr2_bb	ec_ps_fad	eudkr_ps	br_bb	ven_ps	us_rr	
1969	0.21	0.00	0.00	0.00	0.79	0.00	0.00	0.00				
1970	0.17	0.00	0.00	0.08	0.75	0.00	0.00	0.00				
1971	0.17	0.00	0.00	0.09	0.74	0.00	0.00	0.00				
1972	0.19	0.00	0.00	0.10	0.71	0.00	0.00	0.00				
1973	0.22	0.00	0.00	0.11	0.67	0.00	0.00	0.00				
1974	0.24	0.00	0.00	0.12	0.65	0.00	0.00	0.00				
1975	0.25	0.00	0.00	0.17	0.58	0.00	0.00	0.00				
1976	0.25	0.00	0.00	0.17	0.58	0.00	0.00	0.00				
1977	0.47	0.00	0.00	0.12	0.41	0.00	0.00	0.00				
1978	0.30	0.00	0.00	0.20	0.50	0.00	0.00	0.00				
1979	0.23	0.00	0.00	0.15	0.62	0.00	0.00	0.00				
1980	0.25	0.05	0.00	0.10	0.40	0.00	0.00	0.20				
1981	0.21	0.05	0.00	0.11	0.42	0.00	0.00	0.21	1.00	0.00	0.00	
1982	0.35	0.04	0.00	0.09	0.35	0.00	0.00	0.17	0.56	0.44	0.00	
1983	0.00	0.06	0.00	0.13	0.56	0.00	0.00	0.25	0.57	0.43	0.00	
1984	0.00	0.07	0.00	0.13	0.00	0.53	0.00	0.27	0.42	0.58	0.00	
1985	0.00	0.08	0.00	0.15	0.00	0.46	0.00	0.31	0.47	0.53	0.00	
1986	0.00	0.08	0.00	0.15	0.00	0.46	0.00	0.31	0.38	0.14	0.48	
1987	0.00	0.08	0.00	0.17	0.00	0.42	0.00	0.33	0.32	0.16	0.53	
1988	0.00	0.06	0.00	0.17	0.00	0.50	0.00	0.28	0.22	0.22	0.56	
1989	0.00	0.07	0.00	0.13	0.00	0.53	0.00	0.27	0.24	0.18	0.59	
1990	0.00	0.26	0.00	0.11	0.00	0.42	0.00	0.21	0.29	0.24	0.48	
1991	0.00	0.03	0.00	0.07	0.00	0.24	0.55	0.10	0.37	0.11	0.53	
1992	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.18	0.61	0.12	0.29	0.24	0.48	
1993	0.00	0.00	0.04	0.07	0.00	0.19	0.63	0.07	0.32	0.28	0.40	
1994	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.15	0.61	0.15	0.26	0.21	0.53	
1995	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.20	0.60	0.11	0.32	0.23	0.45	
1996	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.16	0.63	0.13	0.33	0.19	0.48	
1997	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.18	0.62	0.12	0.32	0.23	0.45	
1998	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.21	0.62	0.09	0.38	0.21	0.42	
1999	0.00	0.00	0.03	0.05	0.00	0.19	0.62	0.11	0.22	0.22	0.56	
2000	0.00	0.00	0.03	0.09	0.00	0.23	0.54	0.11	0.22	0.22	0.56	
2001	0.00	0.00	0.03	0.09	0.00	0.13	0.63	0.13	0.30	0.20	0.50	
2002	0.00	0.00	0.03	0.09	0.00	0.18	0.61	0.09	0.33	0.19	0.48	
2003	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.18	0.62	0.12	0.26	0.21	0.53	
2004	0.00	0.00	0.03	0.05	0.00	0.16	0.65	0.11	0.29	0.24	0.48	
2005	0.00	0.00	0.03	0.06	0.00	0.18	0.64	0.09	0.47	0.24	0.29	
2006	0.00	0.00	0.04	0.07	0.00	0.18	0.57	0.14	0.38	0.00	0.63	

**Table Appendix 5.5** Estimated yellowfin and skipjack weighted and unweighted combined indexes. Refer to text for explanation of the fleets used in the GLM procedure.

<i>Year</i>	<i>Yellowfin</i>		<i>Skipjack - ATE</i>		<i>Skipjack - ATW</i>	
	<i>Unweighted</i>	<i>Weighted</i>	<i>Unweighted</i>	<i>Weighted</i>	<i>Unweighted</i>	<i>Weighted</i>
1965	2.5708	2.5708	0.1476	0.220		
1966	1.7311	1.7311	0.1985	0.142		
1967	3.4049	3.4049	0.3608	0.582		
1968	3.2299	3.2299	0.3063	0.438		
1969	1.9136	1.9136	0.2339	0.279		
1970	1.5549	1.5549	0.2681	0.226		
1971	1.2247	1.2247	0.1230	0.102		
1972	1.3862	1.3862	0.2730	0.345		
1973	1.2904	1.2904	0.3052	0.492		
1974	1.2970	1.2970	0.4099	0.593		
1975	0.9611	0.9611	0.5716	0.752		
1976	1.0211	1.0211	0.4586	0.594		
1977	1.0334	1.0334	0.7638	0.994		
1978	0.8556	0.8556	0.7091	1.067		
1979	1.0593	1.0593	0.2645	0.227		
1980	0.5871	0.5871	0.5238	0.694		
1981	1.1711	1.1711	0.4980	0.674	1.1371	1.160
1982	1.0718	1.0718	0.7100	0.677	2.5823	2.420
1983	1.3095	1.3095	0.8498	0.956	1.0104	0.934
1984	1.1961	1.1961	1.1888	1.344	0.8831	0.918
1985	1.1660	1.1660	0.7824	0.953	1.1639	1.170
1986	1.2742	1.2742	0.8196	0.685	1.0632	1.152
1987	1.3523	1.3523	1.1653	0.667	0.7874	0.719
1988	1.4114	1.4114	0.8892	0.532	0.8940	0.929
1989	1.1496	1.1496	1.1556	0.651	0.9410	0.930
1990	1.4176	1.4176	1.0684	0.890	1.0947	1.064
1991	1.2238	1.2238	0.8047	0.387	1.0400	0.992
1992	1.1837	1.1837	1.1339	1.283	0.7074	0.636
1993	0.9902	0.9902	0.9468	1.458	1.2769	1.315
1994	1.0952	1.0952	0.9560	1.548	0.7491	0.763
1995	0.7577	0.7577	0.9832	1.097	0.6162	0.597
1996	1.1553	1.1553	1.0552	0.884	0.8227	0.733
1997	0.7201	0.7201	0.8262	0.643	1.2126	1.073
1998	0.8519	0.8519	0.8533	0.484	1.1828	1.141
1999	0.8140	0.8140	1.2205	1.255	0.8910	1.200
2000	0.6015	0.6015	1.3322	1.161	0.5497	0.532
2001	0.5274	0.5274	1.2468	0.956	1.2446	1.297
2002	0.8007	0.8007	1.1831	1.305	0.8448	0.937
2003	0.8928	0.8928	0.1476	0.220	1.0310	1.202
2004	0.7589	0.7589	0.1985	0.142	0.7431	0.769
2005	0.5288	0.5288	0.3608	0.582	0.3078	0.449
2006	0.6980	0.6980	0.3063	0.438	0.6849	0.592





**Figure Appendix 5.1** Estimated combined weighted and unweighted indexes of abundances for yellowfin and the two stocks of skipjack.

### Developing Demographic Priors for Yellowfin and Skipjack Tuna

Demographic priors for  $r$  for both yellowfin and skipjack tuna were obtained using methods described in McAllister *et al* (2001) whereby estimates of  $r$  are obtained by repeatedly sampling from distributions of basic life history inputs. This method operates by recasting the intrinsic rate of population increase into component parts for which we either have greater knowledge of than  $r$  or for which we can place reasonable distributions around. Prior distributions for  $r$  were obtained through Monte Carlo sampling of inputs and then numerically solving the Euler-Lotka population growth equation using methods outlined in originally in McAllister (2001) and McAllister & Carruthers (2007). The method proceeds by numerically solving for  $r$  from the Euler-Lotka equation (Lotka 1907) with the integration over ages starting at age 0:

$$1 = \int_{a=0}^{\infty} l_a m_a \exp(-a \times r) da \quad (a1)$$

where  $l_a$  is the fraction of animals surviving from age 0 to age  $a$  where the fraction is set at 1 for  $l_0$ , and  $m_a$  is the number of age 0 offspring expected to be produced by an individual of age  $a$ . Equation (a1) can be approximated by the discrete equation below:

$$1 = \sum_{a=0}^{\infty} l_a m_a \exp(-a \times r) \quad (a2)$$

Survivorship ( $l_a$ ) or the fraction of the initial population surviving to age  $a$  can be obtained as follows:

$$l_a = l_0 \exp\left(-\sum_{i=0}^{a-1} M_i\right) \quad (a3)$$

Where  $M_i$  is natural mortality at age. McAllister & Carruthers (2008) make a particularly useful advancement by starting the integration (or summation if using (a2)) of equation (a1) at age 1 and setting  $l_1$  equal to 1. What follows is a description of this method. Provided that there is no reproduction in the first year of the life ( $m_0=0$ ) and  $m_a$  can be specified in terms of age 1 recruits, this bypasses the need to obtain estimates of larval survival and production of larval fish per spawner, making the solution of equation (a1) or (a2) far more tractable.

Estimates of the expected number of recruits produced per adult female of age  $a$ ,  $m_a$ , were obtained by:

$$m_a = \tilde{R}_S W_a G_a \quad (a4)$$

where  $\tilde{R}_S$  is the number of age 1 recruits produced per unit of spawning potential at spawner abundance approaching zero ( $\tilde{R}_S$ ),  $W_a$  is the mass per fish of age  $a$  in grams, and  $G_a$  is the fraction of animals of age  $a$  that are mature. ( $\tilde{R}_S$ ) was computed using an assumed Beverton-Holt stock recruitment relationship for both skipjack and yellowfin tuna:

$$\tilde{R}_S = \frac{4h}{\tilde{S}(1-h)} \quad (a5)$$

Where steepness ( $h$ ) was obtained from a sample from the beta() distributions indicated below in Inputs.

Estimates of the spawner biomass produced per single age 1 recruit ( $\tilde{S}$ ) were obtained as follows:

$$\tilde{S} = \left( \sum_{a=1}^{a_p-1} (W_a G_a \exp(-(a-1) M_a)) \right) + W_{a_p} G_{a_p} \frac{\exp(-a_p M_a)}{1 - \exp(-M_a)} \quad (a6)$$

Where  $W_a$  and  $G_a$  were defined as above,  $M_a$  is natural mortality at age,  $a_p$  is the age of the plus group. However, as no plus group was used for either species the right side equation (a6) was dropped and  $a_p$  equals the last age (10). It is likely more correct to include a plus group on the last age, however, given the high mortality rates for both species including a plus group likely would have little impact upon the resulting  $r$  values.

## Inputs

Inputs into the Euler-Lotka equation take the form of a standard life table representing survivorship, or a natural mortality at age schedule, a fecundity and maturity schedule, lengths at age and weights at age derived from lengths (**Table Appendix 6.1 and Table Appendix 6.2**) (Gotelli & Ellison, 2001). Inputs into the life tables are maturity, survival, weight and reproductive output. Weights at age were computed from lengths using ICCAT length-weight conversions (skipjack:  $RWT = 7.480 \cdot 10^{-6} (FL)^{3.2526}$  (Cayré-Laloe, 1986); yellowfin:  $RWT = 2.1527 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.976}$  (Caveriviere, 1976)) where the lengths at age were determined from sampling from distributions of Von Bertalanffy growth equation parameters as shown below. Maturity at age for skipjack was assumed to be 50% at age 2 and 100% at age 3 based on an assumed size at first maturity of either 41 cm (Entire Atlantic: Cayré & Farrugio, 1986), or 51 cm (Southwestern Atlantic: Vilela & Castello, 1993). For yellowfin maturity was assumed to be knife-edged at age 3 (Anon 2003).

1. prior distribution on steepness ( $h$ ) was chosen to be distributed according to a beta( ) function with a mode of 0.9. This is based upon examination of the prior distribution for  $h$  used in the western Pacific skipjack and yellowfin tuna assessments (Hampton, 2002; Langley *et al.* 2003) but allowing a greater density towards lower values of steepness. This chosen beta(18, 4) distribution was used for both yellowfin and skipjack tuna.

2. prior distributions of mortality at age The vector of mortality at age for skipjack was assumed to be constant at 0.8 for all ages (Anon. 1984) which is close to the value (0.77) estimated Vilela & Castello (1993) using the equation of Rikhter and Efanov (1976). Each mortality at age value was assumed to be distributed as a normal ( $\mu, 0.04$ ) random variable and a single value for mortality at age was chosen from these distributions for each Monte Carlo simulation. For yellowfin tuna mortality natural mortality was assumed to be 0.8 for ages 1 and 2, and 0.6 for ages 3-10. The life tables were extended out to a maximum age of 10 with no plus group for both yellowfin and skipjack tuna.

3. prior distributions on growth rate paramters. For skipjack prior values of  $K$  and  $L_{inf}$  were chosen from von Bertalanffy  $K$  and  $L_{inf}$  pairs obtained from a meta-analysis (Gaertner *et al.* 2008) of skipjack growth rates. For each iteration a single pair of  $K$  and  $L_{inf}$  was chosen. For yellowfin tuna, an empirical bivariate normal distribution (R code: `rmvnorm(n, mean = c(191.30, 0.47), sigma = matrix(c(617.4366667, -3.683830769, -3.683830769, 0.033582936), ncol=2))`) was constructed from the set of 26 Von Bertalanffy  $K$  and  $L_{inf}$  values found in FISH-BASE. From this distribution a random set of von Bertalanffy  $K$  and  $L_{inf}$  pairs was chosen for each Monto Carlo run. For all samples for yellowfin  $t_o$  was set to zero.

For both species 1000 estimates of  $r$  were obtained by numerically solving for  $r$  from random combinations of  $h$ ,  $M_i$ , and the von Bertalanffy growth rate parameters using the R function “nlminb”. Histograms of the prior distributions are shown in **Figure Appendix 6.1** for both yellowfin and skipjack tunas with mean values equal to 0.76 and 1.17, respectively. For input into the catch-free models the empirical histogram values were input into as prior distributions for  $r$ . For the BSP and PROCEAN model a  $N(1.17, 0.25)$  distribution was used as a prior for  $r$ . While the BSP model was not applied to yellowfin tuna during this assessment, the construction of demographic priors for the species will facilitate further analyses that require or can benefit from demographic priors.

**Table Appendix 6.1.** Life table analysis for skipjack tuna. Description of inputs are given in the text.

<i>Age</i>	<i>Maturity</i> ( $G_a$ )	<i>Mortality</i> ( $M_a$ )	<i>Survival</i> ( $\exp(-M_a)$ )	<i>Survivor-ship</i> ( $l_a$ )	<i>length from Von Bert.</i> $K = .294$ $L_{inf} = 91$	<i>Weight (kg) =</i> $0.00000748 * \text{length}^{3.2526}$ <i>Cayré &amp; Lalo�, 1983</i>
1	0	0.8	0.449	1.000	23.180	0.2061
2	0.5	0.8	0.449	0.449	40.455	1.2611
3	1	0.8	0.449	0.202	53.330	3.0978
4	1	0.8	0.449	0.091	62.926	5.3060
5	1	0.8	0.449	0.041	70.077	7.5304
6	1	0.8	0.449	0.018	75.406	9.5578
7	1	0.8	0.449	0.008	79.378	11.2947
8	1	0.8	0.449	0.004	82.339	12.7232
9	1	0.8	0.449	0.002	84.545	13.8659
10	1	0.8	0.449	0.001	86.189	14.7624

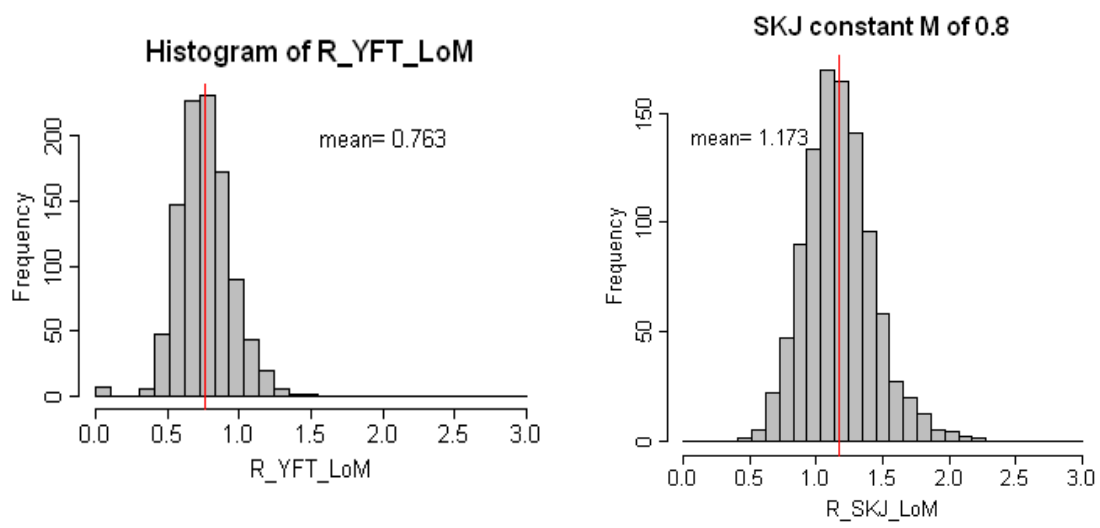
**Table Appendix 6.2** Life table analysis for yellowfin tuna. Description of inputs are given in the text. Note that the Von Bertalannfy parameters for this table are from Lessa & Duarte-Neto (2004) but for the Monte-Carlo sampling are chosen from the bivariate normal distribution.

Age	Maturity ( $G_a$ )	Mortality ( $M_a$ )	Survival ( $\exp(-M_a)$ )	Survivor- ship ( $l_a$ )	length from Von Bert. $t_0=0.042, K=$ .281 $L_{inf}=245$	Weight (kg) = $2.153 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.98}$ (Caveriviere, 1976)
1	0	0.8	0.449	1.000	57.66	3.74
2	0	0.8	0.449	0.449	98.05	18.18
3	1	0.6	0.549	0.247	128.97	41.09
4	1	0.6	0.549	0.135	152.64	67.86
5	1	0.6	0.549	0.074	170.77	94.76
6	1	0.6	0.549	0.041	184.65	119.57
7	1	0.6	0.549	0.022	195.28	141.24
8	1	0.6	0.549	0.012	203.41	159.48
9	1	0.6	0.549	0.007	209.64	174.46
10	1	0.6	0.549	0.004	214.41	186.55

**Table Appendix 6.3** Compilation if  $L_{inf}$  and K pairs randomly chosen to obtain lengths at age obtained from a metanalysis of skipjack tuna growth (Gaertner 2008). For each Monte Carlo simulation, a single  $L_{inf}$  and K pair was chosen randomly. Rows indicated with an asterisk were not used in the simulations as they were deemed to be outliers.

$L_{inf}$	K	PhiPrime	Method
62	2.08	3.903	Tagging*
66.5	1.806	3.902	Tagging*
60	1.537	3.743	Tagging*
61.3	1.25	3.672	Tagging
80	0.95	3.784	Length
65.5	0.945	3.608	Tagging
60.6	0.93	3.533	Length
73	0.82	3.64	Tagging
75.5	0.77	3.642	Tagging
60	0.75	3.431	Length
79	0.64	3.601	Tagging
85	0.62	3.651	Length
80	0.601	3.585	Tagging
76.6	0.6	3.547	Length
64.3	0.55	3.357	Tagging
102.2	0.55	3.759	Reading
77	0.52	3.489	Length
96.3	0.515	3.679	Tagging
74.8	0.515	3.46	Length
90	0.49	3.599	Length
82	0.45	3.481	Length
93.6	0.43	3.576	Reading
107	0.42	3.682	Length
94.9	0.34	3.486	Length
80	0.322	3.314	Tagging
86.7	0.307	3.363	Reading
103.6	0.302	3.511	Reading
97.26	0.251	3.376	Tagging
87.12	0.219	3.221	Reading

\*Not used



**Figure Appendix 6.1** Histograms of prior distributions for  $r$  for yellowfin and skipjack obtained from demographic analysis.

VPA Results. Report Files for YFT VPA Base Runs 5 and 10

Run 5. This file contains basic model inputs and results.

```

*****
VPA-2BOX
SUMMARY STATISTICS AND DIAGNOSTIC OUTPUT
*****

YFT 1970-2006 RUN 5
12:48, 26 July 2008

=====
Total objective function = -25.06
      (with constants) = 297.49
Number of parameters (P) = 58
Number of data points (D)= 351
AIC : 2*objective+2P = 710.98
AICc: 2*objective+2P(...)= 734.42
BIC : 2*objective+Plog(D)= 934.91
Chi-square discrepancy = 421.37

Loglikelihoods (deviance)= -44.11 ( 350.36)
      effort data = -44.11 ( 350.36)

Log-posteriors = 56.58
      catchability = 0.00
      f-ratio = 56.58
      natural mortality = 0.00
      mixing coeff. = 0.00

Constraints = 12.59
      terminal F = 10.17
      stock-rec./sex ratio = 2.42

Out of bounds penalty = 0.00
=====

```

TABLE 1. FISHING MORTALITY RATE FOR Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	0.009	0.128	0.093	0.158	0.172	0.039
1971	0.009	0.120	0.174	0.149	0.151	0.034
1972	0.012	0.128	0.217	0.237	0.196	0.044
1973	0.007	0.115	0.186	0.273	0.261	0.058
1974	0.023	0.169	0.224	0.310	0.333	0.073
1975	0.040	0.178	0.298	0.356	0.576	0.124
1976	0.046	0.195	0.219	0.383	0.691	0.146
1977	0.035	0.212	0.232	0.370	0.669	0.139
1978	0.040	0.214	0.265	0.384	0.461	0.095
1979	0.048	0.242	0.147	0.391	0.502	0.105
1980	0.082	0.243	0.205	0.318	0.508	0.109
1981	0.122	0.273	0.233	0.364	0.810	0.183
1982	0.055	0.337	0.247	0.489	0.912	0.217
1983	0.069	0.246	0.228	0.632	1.047	0.253
1984	0.053	0.291	0.271	0.272	0.310	0.071
1985	0.069	0.190	0.240	0.325	0.654	0.136
1986	0.069	0.176	0.144	0.371	0.550	0.106
1987	0.119	0.204	0.147	0.258	0.498	0.090
1988	0.113	0.253	0.131	0.298	0.279	0.049
1989	0.110	0.245	0.119	0.312	0.567	0.099
1990	0.134	0.300	0.145	0.392	0.833	0.146
1991	0.129	0.293	0.156	0.384	0.750	0.129
1992	0.117	0.277	0.172	0.404	0.881	0.148
1993	0.154	0.273	0.222	0.467	0.723	0.120
1994	0.114	0.319	0.303	0.386	0.894	0.149
1995	0.125	0.303	0.205	0.347	0.820	0.143
1996	0.130	0.365	0.216	0.364	0.731	0.138
1997	0.107	0.415	0.201	0.315	0.657	0.138
1998	0.085	0.427	0.250	0.364	0.876	0.208
1999	0.135	0.556	0.303	0.394	0.690	0.179
2000	0.178	0.365	0.186	0.545	0.726	0.201
2001	0.157	0.703	0.278	0.456	0.944	0.276
2002	0.173	0.514	0.228	0.393	0.699	0.222
2003	0.177	0.530	0.192	0.462	0.688	0.245
2004	0.150	0.442	0.264	0.401	0.688	0.266
2005	0.156	0.412	0.196	0.320	0.606	0.242
2006	0.137	0.290	0.212	0.402	0.602	0.240

TABLE 2. ABUNDANCE AT THE BEGINNING OF THE YEAR [BY AREA] FOR Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	56827076.	26816375.	9071802.	5884865.	2793144.	2966660.
1971	55106729.	25298304.	10606195.	4537515.	2758725.	2856222.
1972	47054028.	24536455.	10086825.	4889354.	2146497.	2815868.
1973	51632776.	20900939.	9696256.	4457788.	2116338.	2447425.
1974	56299245.	23041404.	8369699.	4416666.	1861879.	2162395.
1975	68100480.	24718895.	8741493.	3673188.	1778511.	1835313.
1976	70980976.	29394694.	9299178.	3560807.	1411955.	1438214.
1977	62688538.	30472596.	10865238.	4101046.	1332649.	1070197.
1978	58214208.	27198591.	11080421.	4727969.	1555082.	885900.

1979	62168958.	25120192.	9862202.	4666806.	1767372.	980099.
1980	58551869.	26614566.	8861610.	4671485.	1733012.	1071574.
1981	84969788.	24231497.	9378199.	3962195.	1865189.	1099634.
1982	72220041.	33803026.	8283350.	4079113.	1510692.	957699.
1983	93618531.	30722104.	10846076.	3551608.	1373457.	755870.
1984	81032660.	39255938.	10797621.	4739407.	1036099.	586785.
1985	92594770.	34523286.	13189634.	4519391.	1980767.	716953.
1986	80000485.	38831521.	12826872.	5693023.	1792549.	908768.
1987	80414113.	33537951.	14633132.	6093126.	2155891.	1016047.
1988	67810039.	32064870.	12287775.	6933962.	2583632.	1228496.
1989	80687185.	27200090.	11185917.	5918445.	2825847.	1715199.
1990	78485573.	32467672.	9562891.	5452106.	2376462.	1732600.
1991	75078726.	30840093.	10805767.	4540212.	2022515.	1388887.
1992	80528069.	29648712.	10334831.	5074422.	1697735.	1194334.
1993	87100552.	32186810.	10098026.	4777056.	1858795.	951405.
1994	66443625.	33544313.	11011292.	4438584.	1643773.	957994.
1995	63832247.	26626621.	10953309.	4462745.	1655519.	822078.
1996	63898099.	25308041.	8835028.	4895966.	1731451.	791223.
1997	72830487.	25206331.	7895838.	3905446.	1866539.	835581.
1998	93078749.	29412868.	7481199.	3545574.	1564866.	930587.
1999	69538085.	38407535.	8621467.	3197076.	1351838.	772262.
2000	73582135.	27295975.	9900397.	3493399.	1183460.	726455.
2001	73830946.	27667459.	8517649.	4511530.	1111479.	640601.
2002	64995513.	28351317.	6152743.	3539845.	1568726.	504214.
2003	60926366.	24573507.	7615827.	2689564.	1310971.	649440.
2004	73658093.	22937269.	6499403.	3450777.	930406.	640551.
2005	57823827.	28495271.	6626683.	2738768.	1268101.	525862.
2006	5209904.	22238924.	8484458.	2989618.	1091007.	606128.
2007		20415829.	7477540.	3766537.	1097412.	589827.

TABLE 3. CATCH OF Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	361290.	2229482.	607301.	650369.	335068.	85575.
1971	344448.	1977021.	1287353.	474486.	293744.	72602.
1972	370595.	2052767.	1492978.	786068.	289931.	91172.
1973	243206.	1577104.	1251198.	811921.	370436.	103603.
1974	886952.	2496615.	1274896.	897957.	403301.	115146.
1975	1850686.	2801854.	1719568.	842170.	602660.	162022.
1976	2183572.	3635133.	1388487.	867883.	547868.	148267.
1977	1488116.	4057058.	1711726.	970685.	504842.	105140.
1978	1592943.	3664928.	1963323.	1155362.	441937.	60903.
1979	2028285.	3775358.	1022740.	1156845.	537482.	73775.
1980	3200008.	4016663.	1247358.	972350.	532110.	83719.
1981	6758071.	4062149.	1479983.	926044.	810154.	139639.
1982	2657563.	6800765.	1379253.	1214320.	710570.	142131.
1983	4323476.	4680819.	1680974.	1290371.	704840.	128569.
1984	2901125.	6946804.	1953147.	861417.	211065.	30274.
1985	4268983.	4165569.	2143130.	957578.	738008.	69106.
1986	3706439.	4362541.	1306129.	1351567.	586169.	68951.
1987	6280192.	4318997.	1513905.	1055188.	652139.	65881.
1988	5045170.	5018133.	1138051.	1362108.	479093.	44092.
1989	5844442.	4139343.	946698.	1212904.	945449.	121843.
1990	6840077.	5910204.	977104.	1354542.	1052048.	177816.
1991	6313402.	5500947.	1181880.	1108701.	832673.	126849.
1992	6170239.	5029419.	1236534.	1294467.	780051.	124612.
1993	8654594.	5382283.	1528458.	1371075.	745384.	81507.
1994	4983084.	6443400.	2198100.	1089902.	762615.	100493.
1995	5210909.	4889679.	1543835.	1000446.	724878.	82982.
1996	5415623.	5453178.	1306456.	1144517.	699652.	77460.
1997	5109588.	6051401.	1090160.	805058.	697640.	81796.
1998	5261746.	7237372.	1260581.	828678.	716679.	132870.
1999	6104314.	11684800.	1722161.	797909.	524019.	96085.
2000	8362333.	5878954.	1274923.	1133947.	475691.	100301.
2001	7465211.	10065910.	1576328.	1271341.	534448.	117632.
2002	7175201.	8115388.	952183.	882558.	613958.	76429.
2003	6879341.	7202107.	1008228.	764832.	507098.	107459.
2004	7118910.	5801751.	1149694.	874474.	360014.	114175.
2005	5792990.	6796869.	895413.	573610.	446518.	86079.
2006	4628314.	3926747.	1232116.	759365.	382044.	98240.

TABLE 4. SPAWNING STOCK FECUNDITY AND RECRUITMENT OF Yellowfin Tuna 2008

year	spawning biomass	recruits from VPA
1970	527927.	56827076.
1971	481016.	55106729.
1972	454589.	47054028.
1973	412567.	51632776.
1974	376086.	56299245.
1975	324436.	68100480.
1976	272667.	70980976.
1977	256577.	62688538.
1978	272458.	58214208.
1979	288027.	62168958.
1980	293904.	58551869.
1981	279967.	84969788.
1982	253417.	72220041.
1983	215698.	93618531.
1984	226445.	81032660.
1985	274518.	92594770.
1986	311782.	80000485.
1987	350898.	80414113.
1988	413286.	67810039.
1989	429900.	80687185.
1990	391943.	78485573.
1991	325441.	75078726.



1992	308360.	80528069.
1993	290867.	87100552.
1994	271127.	66443625.
1995	263249.	63832247.
1996	276953.	63898099.
1997	260906.	72830487.
1998	240945.	93078749.
1999	210427.	69538085.
2000	205339.	73582135.
2001	222426.	73830946.
2002	210526.	64995513.
2003	184918.	60926366.
2004	186435.	73658093.
2005	176398.	57823827.
2006	179806.	52099904.

TABLE 5. FITS TO INDEX DATA FOR Yellowfin Tuna 2008

5.1 BRA\_BB

Lognormal dist.  
month 6 biomass  
Ages 0 - 4  
log-likelihood = -1.51  
deviance = 21.69  
Chi-sq. discrepancy= 29.46

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1981	1.614	-0.079	1.693	0.688	0.163E-08	1.391	0.256	17.865
1982	-0.269	-0.076	-0.193	0.688	0.163E-08	0.212	0.257	0.201
1983	0.732	0.185	0.547	0.688	0.163E-08	0.576	0.333	0.218
1984	0.012	0.185	-0.173	0.688	0.163E-08	0.280	0.333	0.187
1985	-0.279	0.359	-0.638	0.688	0.163E-08	0.209	0.396	0.561
1986	-0.279	0.347	-0.626	0.688	0.163E-08	0.209	0.392	0.551
1987	0.063	0.444	-0.381	0.688	0.163E-08	0.295	0.432	0.351
1988	0.165	0.327	-0.162	0.688	0.163E-08	0.327	0.384	0.178
1989	0.076	0.265	-0.189	0.688	0.163E-08	0.299	0.361	0.199
1990	0.807	0.121	0.686	0.688	0.163E-08	0.620	0.312	0.530
1991	-0.390	0.245	-0.635	0.688	0.163E-08	0.187	0.354	0.558
1992	0.062	0.120	-0.058	0.688	0.163E-08	0.295	0.312	0.107
1993	0.234	-0.093	0.327	0.688	0.163E-08	0.350	0.252	0.015
1994	-0.278	0.131	-0.410	0.688	0.163E-08	0.210	0.316	0.374
1995	-0.983	0.172	-1.155	0.688	0.163E-08	0.104	0.329	0.931
1996	0.044	-0.002	0.045	0.688	0.163E-08	0.289	0.276	0.050
1997	0.421	-0.113	0.533	0.688	0.163E-08	0.422	0.247	0.196
1998	0.154	-0.247	0.401	0.688	0.163E-08	0.323	0.216	0.052
1999	-0.906	-0.256	-0.650	0.688	0.163E-08	0.112	0.214	0.570
2001	0.900	-0.310	1.210	0.688	0.163E-08	0.681	0.203	4.475
2002	0.049	-0.362	0.411	0.688	0.163E-08	0.291	0.193	0.060
2003	-0.151	-0.338	0.187	0.688	0.163E-08	0.238	0.197	0.004
2004	-1.118	-0.444	-0.674	0.688	0.163E-08	0.091	0.178	0.589
2005	-0.985	-0.408	-0.577	0.688	0.163E-08	0.103	0.184	0.511
2006	0.305	-0.174	0.479	0.688	0.163E-08	0.376	0.233	0.124

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1981	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1982	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1983	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1984	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1985	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1986	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1987	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1988	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1989	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1990	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1991	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1992	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1993	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1994	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1995	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1996	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1997	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1998	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
1999	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2001	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2002	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2003	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2004	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2005	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011
2006	0.007	0.621	1.000	0.196	0.011

5.2 BRA\_LL

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 0 - 5  
log-likelihood = 4.15  
deviance = 7.39  
Chi-sq. discrepancy= 3.63

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
------	----------	-----------	-------------------------	-----------------------	-----------------	-------------------------	--------------------------	---------------------------

1986	0.178	0.310	-0.132	0.688	0.156E-07	0.177	0.201	0.157
1987	0.416	0.348	0.068	0.688	0.156E-07	0.224	0.209	0.040
1988	0.645	0.330	0.315	0.688	0.156E-07	0.282	0.206	0.011
1989	0.571	0.227	0.344	0.688	0.156E-07	0.262	0.185	0.021
1990	0.752	0.159	0.592	0.688	0.156E-07	0.313	0.173	0.301
1991	0.177	0.110	0.067	0.688	0.156E-07	0.176	0.165	0.040
1992	-0.300	0.104	-0.405	0.688	0.156E-07	0.109	0.164	0.370
1993	-1.013	0.102	-1.115	0.688	0.156E-07	0.054	0.164	0.906
1994	-0.468	0.079	-0.548	0.688	0.156E-07	0.093	0.160	0.488
1995	-0.661	0.030	-0.690	0.688	0.156E-07	0.076	0.152	0.603
1996	0.299	-0.024	0.323	0.688	0.156E-07	0.199	0.144	0.013
1997	0.085	-0.100	0.185	0.688	0.156E-07	0.161	0.134	0.004
1998	0.327	-0.097	0.424	0.688	0.156E-07	0.205	0.134	0.070
1999	0.104	-0.065	0.169	0.688	0.156E-07	0.164	0.139	0.007
2000	0.008	-0.095	0.103	0.688	0.156E-07	0.149	0.134	0.026
2001	-0.086	-0.123	0.037	0.688	0.156E-07	0.136	0.131	0.054
2002	-0.573	-0.215	-0.358	0.688	0.156E-07	0.083	0.119	0.332
2003	-0.043	-0.297	0.254	0.688	0.156E-07	0.142	0.110	0.000
2004	0.020	-0.282	0.302	0.688	0.156E-07	0.151	0.112	0.007
2005	-0.415	-0.251	-0.164	0.688	0.156E-07	0.098	0.115	0.180
2006	-0.022	-0.250	0.228	0.688	0.156E-07	0.145	0.115	0.000

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1986	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1987	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1988	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1989	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1990	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1991	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1992	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1993	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1994	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1995	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1996	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1997	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1998	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
1999	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2000	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2001	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2002	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2003	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2004	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2005	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237
2006	0.018	0.172	0.407	1.000	0.624	0.237

5.3 JPN\_LL

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 9.12

deviance = 9.39

Chi-sq. discrepancy= 6.80

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.526	0.399	0.127	0.688	0.153E-06	1.364	1.201	0.018
1971	0.283	0.299	-0.016	0.688	0.153E-06	1.069	1.087	0.083
1972	0.643	0.231	0.411	0.688	0.153E-06	1.533	1.016	0.060
1973	0.329	0.153	0.176	0.688	0.153E-06	1.119	0.939	0.006
1974	0.566	0.058	0.508	0.688	0.153E-06	1.420	0.854	0.160
1975	0.250	-0.085	0.334	0.688	0.153E-06	1.034	0.740	0.017
1976	0.288	-0.138	0.426	0.688	0.153E-06	1.075	0.702	0.071
1977	0.103	-0.036	0.139	0.688	0.153E-06	0.893	0.777	0.014
1978	0.452	0.065	0.387	0.688	0.153E-06	1.266	0.860	0.043
1979	0.768	0.059	0.709	0.688	0.153E-06	1.737	0.855	0.600
1980	0.190	0.042	0.148	0.688	0.153E-06	0.974	0.840	0.012
1981	0.426	-0.058	0.485	0.688	0.153E-06	1.234	0.760	0.130
1982	0.278	-0.157	0.434	0.688	0.153E-06	1.063	0.689	0.079
1983	0.308	-0.198	0.506	0.688	0.153E-06	1.096	0.661	0.157
1984	0.361	0.039	0.322	0.688	0.153E-06	1.156	0.838	0.013
1985	-0.115	0.138	-0.253	0.688	0.153E-06	0.718	0.925	0.247
1986	0.167	0.246	-0.079	0.688	0.153E-06	0.952	1.030	0.121
1987	0.207	0.382	-0.175	0.688	0.153E-06	0.991	1.180	0.188
1988	0.246	0.449	-0.203	0.688	0.153E-06	1.030	1.262	0.209
1989	-0.032	0.338	-0.370	0.688	0.153E-06	0.780	1.130	0.342
1990	0.277	0.175	0.102	0.688	0.153E-06	1.063	0.960	0.026
1991	-0.011	0.087	-0.098	0.688	0.153E-06	0.797	0.879	0.133
1992	0.034	0.080	-0.046	0.688	0.153E-06	0.833	0.873	0.100
1993	-0.608	0.039	-0.647	0.688	0.153E-06	0.439	0.838	0.568
1994	-0.076	0.003	-0.079	0.688	0.153E-06	0.747	0.808	0.121
1995	-0.500	0.030	-0.530	0.688	0.153E-06	0.489	0.830	0.473
1996	-0.430	0.025	-0.455	0.688	0.153E-06	0.524	0.826	0.411
1997	-0.636	-0.088	-0.548	0.688	0.153E-06	0.426	0.738	0.488
1998	-0.470	-0.220	-0.250	0.688	0.153E-06	0.503	0.646	0.245
1999	-0.440	-0.257	-0.183	0.688	0.153E-06	0.519	0.623	0.194
2000	-0.296	-0.213	-0.083	0.688	0.153E-06	0.599	0.651	0.124
2001	-0.708	-0.145	-0.562	0.688	0.153E-06	0.397	0.697	0.500
2002	-0.708	-0.274	-0.434	0.688	0.153E-06	0.397	0.612	0.394
2003	-0.533	-0.391	-0.142	0.688	0.153E-06	0.473	0.545	0.164
2004	-0.298	-0.362	0.065	0.688	0.153E-06	0.598	0.561	0.041
2005	-0.614	-0.394	-0.219	0.688	0.153E-06	0.436	0.543	0.221
2006	-0.226	-0.321	0.095	0.688	0.153E-06	0.643	0.585	0.029

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212

1971	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1972	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1973	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1974	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1975	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1976	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1977	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1978	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1979	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1980	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1981	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1982	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1983	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1984	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1985	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1986	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1987	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1988	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1989	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1990	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1991	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1992	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1993	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1994	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1995	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1996	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1997	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1998	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
1999	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2000	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2001	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2002	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2003	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2004	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2005	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212
2006	0.000	0.003	0.231	1.000	0.964	0.212

```

-----
5.4 USMEX_LL
-----
Lognormal dist.
month 6 numbers
Ages 0 - 5
log-likelihood = 4.66
deviance = 1.13
Chi-sq. discrepancy= 1.56

```

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1993	0.205	0.216	-0.011	0.688	0.213E-06	1.151	1.164	0.080
1994	0.528	0.194	0.334	0.688	0.213E-06	1.589	1.138	0.017
1995	0.077	0.222	-0.145	0.688	0.213E-06	1.012	1.170	0.167
1996	-0.043	0.200	-0.242	0.688	0.213E-06	0.898	1.144	0.239
1997	0.042	0.072	-0.030	0.688	0.213E-06	0.977	1.007	0.091
1998	-0.039	-0.050	0.011	0.688	0.213E-06	0.901	0.891	0.068
1999	0.382	-0.071	0.452	0.688	0.213E-06	1.373	0.873	0.095
2000	0.001	-0.007	0.008	0.688	0.213E-06	0.938	0.930	0.069
2001	-0.232	0.054	-0.286	0.688	0.213E-06	0.743	0.989	0.273
2002	-0.175	-0.110	-0.065	0.688	0.213E-06	0.787	0.840	0.112
2003	-0.025	-0.208	0.183	0.688	0.213E-06	0.914	0.761	0.005
2004	-0.195	-0.174	-0.021	0.688	0.213E-06	0.771	0.787	0.085
2005	-0.285	-0.215	-0.070	0.688	0.213E-06	0.705	0.756	0.115
2006	-0.240	-0.123	-0.118	0.688	0.213E-06	0.737	0.829	0.147

```

Selectivities by age
Year 0 1 2 3 4 5
-----
1993 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1994 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1995 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1996 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1997 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1998 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
1999 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2000 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2001 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2002 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2003 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2004 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2005 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052
2006 0.000 0.006 0.281 1.000 0.656 0.052

```

```

-----
5.5 US_RR
-----
Lognormal dist.
month 6 numbers
Ages 0 - 5
log-likelihood = 0.24
deviance = 15.20
Chi-sq. discrepancy= 7.28

```

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1986	0.789	0.349	0.441	0.688	0.104E-06	1.939	1.248	0.084
1987	0.046	0.429	-0.383	0.688	0.104E-06	0.922	1.352	0.352
1988	-0.456	0.300	-0.757	0.688	0.104E-06	0.558	1.189	0.654
1989	-0.437	0.197	-0.634	0.688	0.104E-06	0.569	1.073	0.558
1990	-0.911	0.086	-0.998	0.688	0.104E-06	0.354	0.960	0.829

1991	-0.437	0.151	-0.587	0.688	0.104E-06	0.569	1.024	0.520
1992	-0.820	0.109	-0.929	0.688	0.104E-06	0.388	0.982	0.781
1993	0.003	0.085	-0.082	0.688	0.104E-06	0.883	0.959	0.123
1994	0.665	0.119	0.546	0.688	0.104E-06	1.712	0.991	0.217
1995	0.490	0.113	0.377	0.688	0.104E-06	1.438	0.986	0.037
1996	-0.717	-0.062	-0.655	0.688	0.104E-06	0.430	0.828	0.575
1997	-0.822	-0.156	-0.666	0.688	0.104E-06	0.387	0.753	0.583
1998	-0.121	-0.191	0.070	0.688	0.104E-06	0.780	0.727	0.039
1999	0.627	-0.071	0.699	0.688	0.104E-06	1.649	0.820	0.568
2000	0.489	0.023	0.466	0.688	0.104E-06	1.436	0.901	0.110
2001	0.556	-0.139	0.695	0.688	0.104E-06	1.536	0.766	0.558
2002	0.168	-0.340	0.508	0.688	0.104E-06	1.042	0.627	0.160
2003	0.283	-0.224	0.507	0.688	0.104E-06	1.169	0.704	0.159
2004	0.156	-0.359	0.515	0.688	0.104E-06	1.029	0.615	0.169
2005	0.063	-0.279	0.342	0.688	0.104E-06	0.938	0.666	0.020
2006	0.383	-0.140	0.523	0.688	0.104E-06	1.291	0.765	0.181

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1986	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1987	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1988	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1989	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1990	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1991	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1992	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1993	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1994	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1995	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1996	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1997	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1998	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
1999	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2000	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2001	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2002	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2003	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2004	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2005	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027
2006	0.000	0.098	1.000	0.188	0.080	0.027

5.6 US\_PLL ATL

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 6.66

deviance = 1.61

Chi-sq. discrepancy= 2.04

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1987	0.587	0.446	0.140	0.688	0.200E-06	1.696	1.474	0.014
1988	0.652	0.479	0.174	0.688	0.200E-06	1.811	1.523	0.006
1989	0.588	0.351	0.238	0.688	0.200E-06	1.699	1.339	0.000
1990	0.388	0.200	0.188	0.688	0.200E-06	1.391	1.152	0.004
1991	0.140	0.128	0.012	0.688	0.200E-06	1.085	1.072	0.067
1992	0.210	0.143	0.067	0.688	0.200E-06	1.164	1.088	0.040
1993	-0.279	0.090	-0.369	0.688	0.200E-06	0.713	1.032	0.341
1994	-0.125	0.072	-0.197	0.688	0.200E-06	0.832	1.014	0.205
1995	-0.040	0.100	-0.141	0.688	0.200E-06	0.906	1.043	0.163
1996	-0.298	0.078	-0.376	0.688	0.200E-06	0.700	1.020	0.346
1997	-0.191	-0.059	-0.131	0.688	0.200E-06	0.780	0.889	0.156
1998	-0.316	-0.177	-0.139	0.688	0.200E-06	0.687	0.790	0.162
1999	-0.178	-0.199	0.020	0.688	0.200E-06	0.789	0.773	0.063
2000	-0.091	-0.131	0.040	0.688	0.200E-06	0.861	0.827	0.053
2001	-0.218	-0.059	-0.160	0.688	0.200E-06	0.758	0.889	0.177
2002	-0.293	-0.238	-0.055	0.688	0.200E-06	0.703	0.743	0.106
2003	-0.423	-0.340	-0.082	0.688	0.200E-06	0.618	0.671	0.123
2004	-0.063	-0.291	0.228	0.688	0.200E-06	0.886	0.705	0.000
2005	-0.013	-0.345	0.332	0.688	0.200E-06	0.931	0.668	0.016
2006	-0.036	-0.248	0.211	0.688	0.200E-06	0.910	0.736	0.001

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1987	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1988	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1989	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1990	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1991	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1992	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1993	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1994	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1995	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1996	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1997	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1998	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
1999	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2000	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2001	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2002	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2003	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2004	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2005	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026
2006	0.000	0.006	0.267	1.000	0.477	0.026

5.7 VEN\_LL

-----  
 Lognormal dist.  
 month 6 numbers  
 Ages 0 - 5  
 log-likelihood = 2.19  
 deviance = 3.83  
 Chi-sq. discrepancy= 3.45

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1991	0.132	0.150	-0.017	0.688	0.206E-06	1.045	1.063	0.083
1992	0.218	0.138	0.080	0.688	0.206E-06	1.138	1.051	0.035
1993	0.605	0.106	0.499	0.688	0.206E-06	1.676	1.018	0.148
1994	-0.378	0.061	-0.439	0.688	0.206E-06	0.627	0.972	0.398
1995	-0.277	0.070	-0.346	0.688	0.206E-06	0.694	0.981	0.322
1996	-0.011	0.086	-0.097	0.688	0.206E-06	0.905	0.997	0.133
1997	-0.604	-0.016	-0.588	0.688	0.206E-06	0.500	0.901	0.521
1998	-0.051	-0.138	0.087	0.688	0.206E-06	0.870	0.797	0.032
1999	-0.075	-0.178	0.103	0.688	0.206E-06	0.849	0.766	0.026
2000	-0.375	-0.179	-0.196	0.688	0.206E-06	0.629	0.765	0.204
2001	0.815	-0.099	0.914	0.688	0.206E-06	2.067	0.829	1.547

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1991	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1992	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1993	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1994	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1995	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1996	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1997	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1998	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
1999	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
2000	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322
2001	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	0.322

5.8 VEN\_PS

-----  
 Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 4  
 log-likelihood = 2.60  
 deviance = 11.97  
 Chi-sq. discrepancy= 8.72

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1983	0.863	0.003	0.860	0.688	0.222E-07	13.589	5.750	1.233
1984	0.050	0.144	-0.094	0.688	0.222E-07	6.027	6.618	0.131
1985	0.573	0.269	0.304	0.688	0.222E-07	10.170	7.505	0.008
1986	0.042	0.321	-0.279	0.688	0.222E-07	5.977	7.901	0.268
1987	-0.226	0.421	-0.646	0.688	0.222E-07	4.574	8.731	0.568
1988	0.095	0.395	-0.300	0.688	0.222E-07	6.304	8.511	0.285
1989	0.868	0.312	0.556	0.688	0.222E-07	13.656	7.831	0.233
1990	0.200	0.187	0.013	0.688	0.222E-07	7.002	6.915	0.067
1991	0.221	0.169	0.052	0.688	0.222E-07	7.151	6.790	0.047
1992	-0.175	0.109	-0.284	0.688	0.222E-07	4.812	6.395	0.272
1993	-0.040	-0.037	-0.002	0.688	0.222E-07	5.511	5.523	0.075
1994	0.159	0.071	0.088	0.688	0.222E-07	6.720	6.156	0.032
1995	-0.639	0.113	-0.752	0.688	0.222E-07	3.025	6.416	0.650
1996	0.167	0.045	0.122	0.688	0.222E-07	6.777	5.998	0.019
1997	-0.227	-0.103	-0.124	0.688	0.222E-07	4.569	5.173	0.151
1998	-0.437	-0.227	-0.209	0.688	0.222E-07	3.704	4.567	0.214
1999	-0.054	-0.288	0.235	0.688	0.222E-07	5.434	4.297	0.000
2000	0.144	-0.174	0.318	0.688	0.222E-07	6.624	4.818	0.012
2001	0.837	-0.215	1.052	0.688	0.222E-07	13.243	4.623	2.621
2002	0.356	-0.297	0.653	0.688	0.222E-07	8.181	4.259	0.439
2003	-0.360	-0.405	0.045	0.688	0.222E-07	3.999	3.822	0.050
2004	-0.874	-0.405	-0.469	0.688	0.222E-07	2.393	3.824	0.423
2005	-1.543	-0.405	-1.138	0.688	0.222E-07	1.226	3.824	0.921

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1983	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1984	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1985	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1986	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1987	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1988	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1989	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1990	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1991	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1992	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1993	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1994	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1995	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1996	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1997	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1998	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
1999	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2000	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2001	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2002	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2003	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2004	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204
2005	0.014	0.622	0.865	1.000	0.204

-----  
 5.9 EUR-FAD-PS  
 -----

Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 1  
 log-likelihood = 4.80  
 deviance = 2.35  
 Chi-sq. discrepancy= 1.90

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1991	0.054	0.154	-0.100	0.688	0.173E-07	1.960	2.166	0.135
1992	-0.380	0.059	-0.438	0.688	0.173E-07	1.270	1.969	0.398
1993	0.065	0.143	-0.078	0.688	0.173E-07	1.980	2.141	0.120
1994	0.002	0.135	-0.133	0.688	0.173E-07	1.860	2.125	0.158
1995	0.161	0.008	0.153	0.688	0.173E-07	2.180	1.871	0.011
1996	0.029	-0.026	0.055	0.688	0.173E-07	1.910	1.808	0.046
1997	-0.130	0.040	-0.170	0.688	0.173E-07	1.630	1.933	0.185
1998	-0.428	0.245	-0.673	0.688	0.173E-07	1.210	2.372	0.589
1999	0.034	0.022	0.011	0.688	0.173E-07	1.920	1.898	0.067
2000	0.080	0.013	0.067	0.688	0.173E-07	2.010	1.880	0.040
2001	-0.014	-0.135	0.121	0.688	0.173E-07	1.830	1.622	0.020
2002	0.085	-0.009	0.094	0.688	0.173E-07	2.020	1.839	0.029
2003	0.161	-0.217	0.378	0.688	0.173E-07	2.180	1.494	0.038
2004	0.197	-0.128	0.325	0.688	0.173E-07	2.260	1.633	0.014
2005	0.210	-0.101	0.311	0.688	0.173E-07	2.290	1.677	0.010
2006	-0.124	-0.202	0.078	0.688	0.173E-07	1.640	1.516	0.035

Selectivities by age

Year	0	1
1991	0.788	1.000
1992	0.788	1.000
1993	0.788	1.000
1994	0.788	1.000
1995	0.788	1.000
1996	0.788	1.000
1997	0.788	1.000
1998	0.788	1.000
1999	0.788	1.000
2000	0.788	1.000
2001	0.788	1.000
2002	0.788	1.000
2003	0.788	1.000
2004	0.788	1.000
2005	0.788	1.000
2006	0.788	1.000

-----  
 5.10 EUR-PS 3%  
 -----

Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 5  
 log-likelihood = 3.47  
 deviance = 0.53  
 Chi-sq. discrepancy= 0.93

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.101	0.290	-0.188	0.688	0.187E-07	5.061	6.111	0.198
1971	-0.057	0.215	-0.273	0.688	0.187E-07	4.318	5.672	0.263
1972	0.047	0.141	-0.094	0.688	0.187E-07	4.795	5.266	0.131
1973	0.055	0.068	-0.013	0.688	0.187E-07	4.833	4.894	0.080
1974	-0.038	-0.033	-0.004	0.688	0.187E-07	4.405	4.424	0.076
1975	0.037	-0.135	0.171	0.688	0.187E-07	4.744	3.997	0.007
1976	0.026	-0.238	0.264	0.688	0.187E-07	4.693	3.604	0.001
1977	0.008	-0.169	0.177	0.688	0.187E-07	4.610	3.863	0.006
1978	-0.086	-0.080	-0.007	0.688	0.187E-07	4.195	4.223	0.077
1979	-0.092	-0.058	-0.034	0.688	0.187E-07	4.171	4.314	0.093

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1971	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1972	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1973	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1974	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1975	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1976	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1977	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1978	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227
1979	0.040	0.273	0.422	0.632	1.000	0.227

-----  
 5.11 EU-DAKAR  
 -----

Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 4  
 log-likelihood = 3.24  
 deviance = 20.41  
 Chi-sq. discrepancy= 12.29

Residuals Standard Q Untransfrmd Untransfrmd Chi-square

Year	Observed	Predicted	(Obs-pred)	Deviation	Catchabil.	Observed	Predicted	Discrepancy
1970	-0.200	0.070	-0.271	0.688	0.477E-08	0.644	0.844	0.261
1971	-0.213	0.051	-0.264	0.688	0.477E-08	0.636	0.828	0.256
1972	-0.207	0.053	-0.260	0.688	0.477E-08	0.640	0.830	0.253
1973	-0.290	-0.008	-0.282	0.688	0.477E-08	0.589	0.781	0.270
1974	0.162	-0.068	0.229	0.688	0.477E-08	0.925	0.735	0.000
1975	-0.664	-0.057	-0.608	0.688	0.477E-08	0.405	0.744	0.536
1976	-0.563	0.004	-0.567	0.688	0.477E-08	0.448	0.790	0.503
1977	-0.140	0.137	-0.277	0.688	0.477E-08	0.684	0.902	0.266
1978	-1.092	0.130	-1.222	0.688	0.477E-08	0.264	0.896	0.972
1979	-0.457	0.047	-0.505	0.688	0.477E-08	0.498	0.825	0.452
1981	0.263	-0.097	0.361	0.688	0.477E-08	1.024	0.714	0.029
1982	0.215	-0.026	0.241	0.688	0.477E-08	0.976	0.767	0.000
1983	0.234	0.153	0.081	0.688	0.477E-08	0.994	0.917	0.034
1984	0.590	0.253	0.338	0.688	0.477E-08	1.420	1.013	0.019
1985	0.327	0.334	-0.007	0.688	0.477E-08	1.091	1.099	0.077
1986	0.739	0.350	0.389	0.688	0.477E-08	1.647	1.117	0.044
1987	0.859	0.400	0.459	0.688	0.477E-08	1.858	1.174	0.102
1988	0.826	0.286	0.541	0.688	0.477E-08	1.798	1.047	0.208
1989	-0.597	0.183	-0.781	0.688	0.477E-08	0.433	0.945	0.673
1990	0.745	0.118	0.627	0.688	0.477E-08	1.658	0.886	0.375
1991	0.422	0.196	0.226	0.688	0.477E-08	1.200	0.957	0.000
1992	1.090	0.074	1.015	0.688	0.477E-08	2.340	0.848	2.289
1993	0.881	-0.070	0.951	0.688	0.477E-08	1.899	0.734	1.791
1994	0.586	0.111	0.476	0.688	0.477E-08	1.414	0.879	0.120
1995	0.071	0.094	-0.023	0.688	0.477E-08	0.845	0.864	0.086
1996	0.562	-0.046	0.609	0.688	0.477E-08	1.381	0.751	0.334
1997	-0.295	-0.131	-0.164	0.688	0.477E-08	0.586	0.690	0.180
1998	-1.261	-0.187	-1.074	0.688	0.477E-08	0.223	0.653	0.880
1999	-0.208	-0.222	0.013	0.688	0.477E-08	0.639	0.630	0.066
2000	-0.961	-0.096	-0.865	0.688	0.477E-08	0.301	0.715	0.736
2001	-0.490	-0.317	-0.173	0.688	0.477E-08	0.482	0.573	0.187
2002	-0.074	-0.322	0.248	0.688	0.477E-08	0.731	0.570	0.000
2003	0.059	-0.366	0.425	0.688	0.477E-08	0.835	0.546	0.071
2004	-0.213	-0.448	0.235	0.688	0.477E-08	0.636	0.503	0.000
2005	-0.416	-0.359	-0.057	0.688	0.477E-08	0.519	0.550	0.107
2006	-0.291	-0.226	-0.066	0.688	0.477E-08	0.588	0.628	0.113

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1970	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1971	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1972	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1973	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1974	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1975	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1976	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1977	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1978	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1979	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1981	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1982	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1983	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1984	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1985	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1986	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1987	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1988	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1989	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1990	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1991	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1992	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1993	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1994	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1995	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1996	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1997	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1998	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
1999	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2000	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2001	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2002	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2003	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2004	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2005	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047
2006	0.062	1.000	0.665	0.201	0.047

5.12 URU-LL

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 1.86

deviance = 15.70

Chi-sq. discrepancy= 10.38

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1981	0.627	-0.040	0.667	0.688	0.470E-06	6.554	3.365	0.475
1982	0.932	-0.106	1.038	0.688	0.470E-06	8.896	3.149	2.490
1983	-0.050	-0.043	-0.007	0.688	0.470E-06	3.330	3.353	0.077
1984	-0.858	0.117	-0.975	0.688	0.470E-06	1.485	3.936	0.814
1985	0.012	0.221	-0.209	0.688	0.470E-06	3.546	4.368	0.213
1986	0.164	0.309	-0.145	0.688	0.470E-06	4.124	4.769	0.166
1987	0.127	0.419	-0.292	0.688	0.470E-06	3.976	5.324	0.278
1988	0.777	0.400	0.376	0.688	0.470E-06	7.613	5.225	0.037
1989	-0.519	0.285	-0.804	0.688	0.470E-06	2.085	4.657	0.690
1990	-0.609	0.148	-0.757	0.688	0.470E-06	1.904	4.059	0.654

1991	0.672	0.122	0.549	0.688	0.470E-06	6.854	3.957	0.222
1992	0.626	0.112	0.514	0.688	0.470E-06	6.545	3.915	0.168
1993	-1.028	0.071	-1.100	0.688	0.470E-06	1.252	3.760	0.897
1994	0.325	0.071	0.254	0.688	0.470E-06	4.845	3.758	0.000
1995	0.058	0.084	-0.026	0.688	0.470E-06	3.711	3.809	0.088
1996	0.715	0.009	0.707	0.688	0.470E-06	7.159	3.532	0.593
1997	-0.379	-0.109	-0.270	0.688	0.470E-06	2.396	3.140	0.261
1998	-0.255	-0.198	-0.057	0.688	0.470E-06	2.715	2.874	0.107
1999	-0.073	-0.165	0.092	0.688	0.470E-06	3.255	2.969	0.030
2000	0.198	-0.092	0.290	0.688	0.470E-06	4.268	3.195	0.005
2001	-0.283	-0.113	-0.170	0.688	0.470E-06	2.638	3.128	0.185
2002	-0.667	-0.291	-0.376	0.688	0.470E-06	1.796	2.617	0.347
2003	-0.314	-0.311	-0.002	0.688	0.470E-06	2.558	2.564	0.075
2004	-0.318	-0.337	0.019	0.688	0.470E-06	2.547	2.499	0.063
2005	0.528	-0.336	0.864	0.688	0.470E-06	5.937	2.502	1.255
2006	-0.406	-0.226	-0.179	0.688	0.470E-06	2.333	2.792	0.191

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1981	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1982	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1983	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1984	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1985	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1986	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1987	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1988	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1989	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1990	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1991	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1992	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1993	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1994	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1995	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1996	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1997	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1998	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
1999	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2000	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2001	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2002	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2003	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2004	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2005	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120
2006	0.000	0.039	0.572	1.000	0.586	0.120

5.13 BRA-URU-LL

Not used

5.14 CHIN-TAI-LL

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 0 - 5  
log-likelihood = 11.65  
deviance = 4.33  
Chi-sq. discrepancy= 4.53

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.772	0.369	0.403	0.688	0.141E-06	1.712	1.145	0.054
1971	0.251	0.275	-0.024	0.688	0.141E-06	1.017	1.042	0.087
1972	0.328	0.211	0.116	0.688	0.141E-06	1.098	0.978	0.021
1973	0.435	0.133	0.302	0.688	0.141E-06	1.223	0.904	0.008
1974	-0.252	0.041	-0.293	0.688	0.141E-06	0.615	0.824	0.279
1975	-0.212	-0.090	-0.121	0.688	0.141E-06	0.641	0.723	0.149
1976	-0.041	-0.126	0.085	0.688	0.141E-06	0.760	0.698	0.033
1977	-0.145	-0.022	-0.122	0.688	0.141E-06	0.685	0.774	0.150
1978	-0.238	0.066	-0.304	0.688	0.141E-06	0.624	0.846	0.288
1979	-0.200	0.054	-0.255	0.688	0.141E-06	0.648	0.836	0.249
1980	0.006	0.033	-0.027	0.688	0.141E-06	0.796	0.818	0.089
1981	-0.133	-0.061	-0.072	0.688	0.141E-06	0.693	0.745	0.117
1982	-0.394	-0.147	-0.248	0.688	0.141E-06	0.534	0.684	0.244
1983	-0.403	-0.169	-0.234	0.688	0.141E-06	0.529	0.668	0.233
1984	-0.033	0.054	-0.088	0.688	0.141E-06	0.766	0.836	0.127
1985	-0.133	0.149	-0.282	0.688	0.141E-06	0.693	0.919	0.270
1986	0.083	0.254	-0.171	0.688	0.141E-06	0.860	1.021	0.185
1987	-0.009	0.381	-0.391	0.688	0.141E-06	0.784	1.159	0.358
1988	0.342	0.432	-0.091	0.688	0.141E-06	1.114	1.220	0.129
1989	-0.020	0.320	-0.340	0.688	0.141E-06	0.776	1.090	0.317
1990	-0.020	0.166	-0.186	0.688	0.141E-06	0.776	0.935	0.196
1991	0.110	0.088	0.022	0.688	0.141E-06	0.884	0.865	0.062
1992	-0.199	0.082	-0.280	0.688	0.141E-06	0.649	0.859	0.269
1993	0.092	0.042	0.050	0.688	0.141E-06	0.868	0.825	0.048
1994	0.407	0.013	0.394	0.688	0.141E-06	1.189	0.802	0.047
1995	0.391	0.034	0.357	0.688	0.141E-06	1.170	0.819	0.027
1996	0.251	0.016	0.235	0.688	0.141E-06	1.017	0.804	0.000
1997	-0.018	-0.098	0.080	0.688	0.141E-06	0.778	0.718	0.035
1998	-0.010	-0.217	0.207	0.688	0.141E-06	0.783	0.637	0.001
1999	-0.315	-0.238	-0.077	0.688	0.141E-06	0.578	0.624	0.120
2000	-0.023	-0.194	0.170	0.688	0.141E-06	0.773	0.652	0.007
2001	-0.277	-0.144	-0.134	0.688	0.141E-06	0.600	0.686	0.158
2002	-0.101	-0.279	0.178	0.688	0.141E-06	0.715	0.599	0.005
2003	-0.096	-0.380	0.284	0.688	0.141E-06	0.719	0.541	0.004
2004	-0.099	-0.360	0.261	0.688	0.141E-06	0.717	0.552	0.001
2005	0.108	-0.383	0.491	0.688	0.141E-06	0.882	0.540	0.138
2006	-0.201	-0.308	0.106	0.688	0.141E-06	0.647	0.582	0.025



Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1971	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1972	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1973	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1974	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1975	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1976	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1977	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1978	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1979	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1980	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1981	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1982	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1983	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1984	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1985	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1986	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1987	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1988	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1989	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1990	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1991	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1992	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1993	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1994	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1995	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1996	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1997	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1998	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
1999	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2000	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2001	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2002	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2003	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2004	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2005	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204
2006	0.000	0.013	0.272	1.000	0.890	0.204

5.15 TROP-PS

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 3 - 5  
log-likelihood = 5.99  
deviance = 8.19  
Chi-sq. discrepancy= 4.61

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1980	-0.780	0.164	-0.945	0.688	0.320E-08	0.250	0.643	0.793
1981	0.175	0.061	0.114	0.688	0.320E-08	0.650	0.580	0.022
1982	-0.336	-0.071	-0.265	0.688	0.320E-08	0.390	0.508	0.257
1983	-0.108	-0.283	0.175	0.688	0.320E-08	0.490	0.411	0.006
1984	-1.166	-0.067	-1.100	0.688	0.320E-08	0.170	0.510	0.897
1985	0.095	0.061	0.034	0.688	0.320E-08	0.600	0.580	0.055
1986	0.044	0.204	-0.160	0.688	0.320E-08	0.570	0.669	0.177
1987	0.128	0.350	-0.223	0.688	0.320E-08	0.620	0.775	0.224
1988	0.044	0.538	-0.494	0.688	0.320E-08	0.570	0.934	0.444
1989	0.606	0.539	0.067	0.688	0.320E-08	1.000	0.936	0.040
1990	0.565	0.405	0.160	0.688	0.320E-08	0.960	0.818	0.009
1991	0.235	0.229	0.006	0.688	0.320E-08	0.690	0.686	0.070
1992	0.112	0.158	-0.046	0.688	0.320E-08	0.610	0.639	0.100
1993	-0.087	0.095	-0.183	0.688	0.320E-08	0.500	0.600	0.194
1994	0.144	0.024	0.120	0.688	0.320E-08	0.630	0.559	0.020
1995	0.095	0.005	0.090	0.688	0.320E-08	0.600	0.548	0.031
1996	0.026	0.060	-0.034	0.688	0.320E-08	0.560	0.580	0.093
1997	0.235	0.015	0.220	0.688	0.320E-08	0.690	0.554	0.000
1998	-0.029	-0.098	0.069	0.688	0.320E-08	0.530	0.494	0.039
1999	-0.215	-0.215	0.000	0.688	0.320E-08	0.440	0.440	0.073
2000	-0.310	-0.272	-0.039	0.688	0.320E-08	0.400	0.416	0.096
2001	-0.068	-0.203	0.135	0.688	0.320E-08	0.510	0.446	0.015
2002	0.249	-0.234	0.484	0.688	0.320E-08	0.700	0.432	0.129
2003	0.370	-0.368	0.738	0.688	0.320E-08	0.790	0.377	0.700
2004	-0.029	-0.341	0.312	0.688	0.320E-08	0.530	0.388	0.010
2005	-0.087	-0.383	0.296	0.688	0.320E-08	0.500	0.372	0.006
2006	0.095	-0.371	0.466	0.688	0.320E-08	0.600	0.376	0.110

Selectivities by age

Year	3	4	5
1980	29.518	54.953	78.542
1981	29.518	54.953	78.542
1982	29.518	54.953	78.542
1983	29.518	54.953	78.542
1984	29.518	54.953	78.542
1985	29.518	54.953	78.542
1986	29.518	54.953	78.542
1987	29.518	54.953	78.542
1988	29.518	54.953	78.542
1989	29.518	54.953	78.542
1990	29.518	54.953	78.542
1991	29.518	54.953	78.542
1992	29.518	54.953	78.542
1993	29.518	54.953	78.542
1994	29.518	54.953	78.542
1995	29.518	54.953	78.542

1996 29.518 54.953 78.542  
 1997 29.518 54.953 78.542  
 1998 29.518 54.953 78.542  
 1999 29.518 54.953 78.542  
 2000 29.518 54.953 78.542  
 2001 29.518 54.953 78.542  
 2002 29.518 54.953 78.542  
 2003 29.518 54.953 78.542  
 2004 29.518 54.953 78.542  
 2005 29.518 54.953 78.542  
 2006 29.518 54.953 78.542

-----  
 5.16 CAN-IS-BB  
 -----

Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 4  
 log-likelihood = -103.24  
 deviance = 226.64  
 Chi-sq. discrepancy= 323.79

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1980	-1.991	0.078	-2.070	0.688	0.282E-09	0.010	0.076	1.337
1981	-1.284	-0.066	-1.218	0.688	0.282E-09	0.020	0.066	0.969
1982	0.289	-0.061	0.350	0.688	0.282E-09	0.094	0.066	0.024
1983	0.855	0.086	0.769	0.688	0.282E-09	0.166	0.077	0.814
1984	2.171	0.176	1.995	0.688	0.282E-09	0.620	0.084	38.064
1985	1.338	0.316	1.022	0.688	0.282E-09	0.269	0.097	2.344
1986	0.896	0.335	0.561	0.688	0.282E-09	0.173	0.099	0.241
1987	1.700	0.426	1.274	0.688	0.282E-09	0.387	0.108	5.468
1988	1.740	0.376	1.363	0.688	0.282E-09	0.402	0.103	7.169
1989	1.214	0.295	0.920	0.688	0.282E-09	0.238	0.095	1.582
1990	2.148	0.167	1.981	0.688	0.282E-09	0.605	0.084	36.747
1991	2.025	0.209	1.815	0.688	0.282E-09	0.535	0.087	24.419
1992	1.479	0.099	1.380	0.688	0.282E-09	0.310	0.078	7.531
1993	0.695	-0.040	0.735	0.688	0.282E-09	0.142	0.068	0.688
1994	0.176	0.098	0.078	0.688	0.282E-09	0.084	0.078	0.036
1995	-0.679	0.119	-0.797	0.688	0.282E-09	0.036	0.080	0.685
1996	2.033	0.010	2.022	0.688	0.282E-09	0.539	0.071	40.634
1997	-0.092	-0.087	-0.005	0.688	0.282E-09	0.064	0.065	0.076
1998	2.379	-0.208	2.587	0.688	0.282E-09	0.763	0.057	148.409
1999	0.029	-0.243	0.271	0.688	0.282E-09	0.073	0.055	0.002
2000	-3.439	-0.118	-3.321	0.688	0.282E-09	0.002	0.063	1.557
2001	-7.484	-0.286	-7.198	0.688	0.282E-09	0.000	0.053	1.648
2002	-1.054	-0.294	-0.760	0.688	0.282E-09	0.025	0.053	0.657
2003	-0.426	-0.353	-0.073	0.688	0.282E-09	0.046	0.050	0.117
2004	-0.618	-0.436	-0.182	0.688	0.282E-09	0.038	0.046	0.193
2005	-2.617	-0.366	-2.250	0.688	0.282E-09	0.005	0.049	1.387
2006	-1.481	-0.233	-1.249	0.688	0.282E-09	0.016	0.056	0.987

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1980	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1981	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1982	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1983	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1984	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1985	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1986	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1987	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1988	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1989	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1990	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1991	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1992	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1993	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1994	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1995	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1996	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1997	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1998	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
1999	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2000	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2001	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2002	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2003	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2004	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2005	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457
2006	0.006	0.971	1.000	0.519	0.457

-----  
 5.17 NOT-USED  
 -----

Not used

-----  
 5.18 NOT-USED  
 -----

Not used

=====

TOTAL NUMBER OF FUNCTION EVALUATIONS = 11363

**Run 10.** This file contains basic model inputs and results.

\*\*\*\*\*

VPA-2BOX

SUMMARY STATISTICS AND DIAGNOSTIC OUTPUT  
 \*\*\*\*\*

YFT 1970-2006 RUN 10  
 12:55, 27 July 2008

```

=====
Total objective function =      -25.19
      (with constants)   =      297.36
Number of parameters (P) =         58
Number of data points (D)=        351
AIC : 2*objective+2P    =       710.72
AICc: 2*objective+2P(...)=       734.16
BIC : 2*objective+Plog(D)=       934.65
Chi-square discrepancy  =       418.18

Loglikelihoods (deviance)= -44.16 ( 352.21)
      effort data       = -44.16 ( 352.21)

Log-posteriors
      catchability     =         0.00
      f-ratio          =         56.79
      natural mortality =         0.00
      mixing coeff.    =         0.00

Constraints
      terminal F        =         12.56
      stock-rec./sex ratio =         10.19
      stock-rec./sex ratio =         2.37

Out of bounds penalty  =         0.00
=====
  
```

TABLE 1. FISHING MORTALITY RATE FOR Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	0.009	0.131	0.097	0.173	0.194	0.050
1971	0.009	0.122	0.181	0.157	0.169	0.042
1972	0.012	0.129	0.222	0.248	0.209	0.052
1973	0.007	0.115	0.188	0.282	0.276	0.066
1974	0.023	0.169	0.224	0.312	0.347	0.082
1975	0.040	0.177	0.298	0.356	0.585	0.136
1976	0.045	0.193	0.218	0.383	0.692	0.157
1977	0.035	0.210	0.229	0.368	0.670	0.147
1978	0.040	0.213	0.263	0.378	0.458	0.099
1979	0.048	0.241	0.146	0.387	0.489	0.106
1980	0.082	0.243	0.204	0.316	0.500	0.108
1981	0.121	0.272	0.232	0.362	0.800	0.180
1982	0.055	0.334	0.245	0.488	0.904	0.213
1983	0.069	0.245	0.226	0.626	1.046	0.247
1984	0.053	0.290	0.270	0.269	0.306	0.070
1985	0.069	0.191	0.240	0.323	0.640	0.134
1986	0.070	0.177	0.145	0.371	0.546	0.103
1987	0.119	0.205	0.148	0.260	0.497	0.088
1988	0.112	0.252	0.131	0.301	0.281	0.048
1989	0.109	0.243	0.118	0.314	0.576	0.099
1990	0.133	0.296	0.143	0.389	0.839	0.147
1991	0.127	0.289	0.153	0.377	0.741	0.130
1992	0.115	0.272	0.169	0.395	0.852	0.148
1993	0.151	0.267	0.217	0.456	0.695	0.118
1994	0.112	0.311	0.295	0.374	0.854	0.143
1995	0.122	0.294	0.198	0.333	0.774	0.135
1996	0.127	0.352	0.208	0.348	0.685	0.128
1997	0.105	0.401	0.191	0.299	0.609	0.126
1998	0.083	0.416	0.239	0.342	0.804	0.186
1999	0.131	0.535	0.292	0.370	0.623	0.156
2000	0.175	0.352	0.176	0.516	0.652	0.171
2001	0.155	0.687	0.265	0.424	0.846	0.229
2002	0.171	0.503	0.219	0.367	0.616	0.180
2003	0.175	0.525	0.186	0.439	0.615	0.197
2004	0.149	0.435	0.260	0.385	0.631	0.214
2005	0.160	0.410	0.192	0.314	0.567	0.197
2006	0.143	0.299	0.211	0.391	0.584	0.204

TABLE 2. ABUNDANCE AT THE BEGINNING OF THE YEAR [BY AREA] FOR Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	55754410.	26075935.	8662439.	5399353.	2498986.	2339937.
1971	54790348.	24816407.	10273896.	4312957.	2492624.	2351162.
1972	47032848.	24394085.	9870486.	4707253.	2023399.	2392913.
1973	51598339.	20891423.	9632340.	4339346.	2016684.	2147944.
1974	56438414.	23025933.	8365393.	4381645.	1797126.	1943515.
1975	68711754.	24781423.	8734544.	3670825.	1759384.	1679888.
1976	71327404.	29669227.	9327187.	3557013.	1410672.	1342659.
1977	62955983.	30628402.	10988247.	4116392.	1330592.	1017118.
1978	58377594.	27318799.	11150183.	4795328.	1563444.	855697.
1979	62184709.	25193650.	9916057.	4704961.	1804084.	968079.
1980	58772998.	26621652.	8894440.	4701033.	1753795.	1084888.
1981	85481877.	24330807.	9381395.	3980181.	1881324.	1118207.
1982	72408502.	34032890.	8327789.	4080841.	1520495.	976462.
1983	93679565.	30806698.	10948583.	3575910.	1374388.	771317.
1984	80672423.	39283432.	10835469.	4795516.	1049181.	595718.
1985	92044266.	34361419.	13201992.	4540072.	2011466.	728987.
1986	79828955.	38584252.	12754302.	5699738.	1803848.	931880.
1987	80704010.	33460991.	14522197.	6053296.	2159538.	1034850.
1988	68444054.	32195035.	12253292.	6873186.	2561852.	1240796.
1989	81583256.	27484742.	11244101.	5899569.	2792645.	1709998.
1990	79323441.	32869875.	9690246.	5484003.	2366162.	1711798.

1991	76193992.	31215988.	10985457.	4610022.	2039879.	1372014.
1992	81923536.	30149307.	10502783.	5172922.	1735774.	1194360.
1993	88889455.	32813290.	10321825.	4869105.	1912447.	971569.
1994	68017359.	34346748.	11291498.	4561154.	1693772.	997793.
1995	65603142.	27333214.	11311567.	4615868.	1722308.	870360.
1996	65500438.	26103018.	9150664.	5092199.	1815019.	853260.
1997	74239906.	25925386.	8250134.	4078295.	1973589.	914371.
1998	95693809.	30045552.	7800932.	3739637.	1659292.	1031432.
1999	71457060.	39581840.	8902601.	3372047.	1457695.	877607.
2000	74638276.	28157126.	10418232.	3647024.	1278811.	841102.
2001	74939431.	28141072.	8901403.	4795272.	1194655.	754572.
2002	65424217.	28848665.	6359189.	3749685.	1723013.	610520.
2003	61595949.	24765699.	7835700.	2802582.	1425323.	790609.
2004	73837594.	23237480.	6584292.	3571242.	991828.	779340.
2005	56463887.	28575638.	6759904.	2785189.	1333723.	634829.
2006	49948365.	21628769.	8520186.	3062598.	1116358.	701217.
2007		19450311.	7204902.	3786102.	1137160.	655569.

TABLE 3. CATCH OF Yellowfin Tuna 2008

	0	1	2	3	4	5
1970	361290.	2229482.	607301.	650369.	335068.	85575.
1971	344448.	1977021.	1287353.	474486.	293744.	72602.
1972	370595.	2052767.	1492978.	786068.	289931.	91172.
1973	243206.	1577104.	1251198.	811921.	370436.	103603.
1974	886952.	2496615.	1274896.	897957.	403301.	115146.
1975	1850686.	2801854.	1719568.	842170.	602660.	162022.
1976	2183572.	3635133.	1388487.	867883.	547868.	148267.
1977	1488116.	4057058.	1711726.	970685.	504842.	105140.
1978	1592943.	3664928.	1963323.	1155362.	441937.	60903.
1979	2028285.	3775358.	1022740.	1156845.	537482.	73775.
1980	3200008.	4016663.	1247358.	972350.	532110.	83719.
1981	6758071.	4062149.	1479983.	926044.	810154.	139639.
1982	2657563.	6800765.	1379253.	1214320.	710570.	142131.
1983	4323476.	4680819.	1680974.	1290371.	704840.	128569.
1984	2901125.	6946804.	1953147.	861417.	211065.	30274.
1985	4268983.	4165569.	2143130.	957578.	738008.	69106.
1986	3706439.	4362541.	1306129.	1351567.	586169.	68951.
1987	6280192.	4318997.	1513905.	1055188.	652139.	65881.
1988	5045170.	5018133.	1138051.	1362108.	479093.	44092.
1989	5844442.	4139343.	946698.	1212904.	945449.	121843.
1990	6840077.	5910204.	977104.	1354542.	1052048.	177816.
1991	6313402.	5500947.	1181880.	1108701.	832673.	126849.
1992	6170239.	5029419.	1236534.	1294467.	780051.	124612.
1993	8654594.	5382283.	1528458.	1371075.	745384.	81507.
1994	4983084.	6443400.	2198100.	1089902.	762615.	100493.
1995	5210909.	4889679.	1543835.	1000446.	724878.	82982.
1996	5415623.	5453178.	1306456.	1144517.	699652.	77460.
1997	5109588.	6051401.	1090160.	805058.	697640.	81796.
1998	5261746.	7237372.	1260581.	828678.	716679.	132870.
1999	6104314.	11684800.	1722161.	797909.	524019.	96085.
2000	8362333.	5878954.	1274923.	1133947.	475691.	100301.
2001	7465211.	10065910.	1576328.	1271341.	534448.	117632.
2002	7175201.	8115388.	952183.	882558.	613958.	76429.
2003	6879341.	7202107.	1008228.	764832.	507098.	107459.
2004	7118910.	5801751.	1149694.	874474.	360014.	114175.
2005	5792990.	6796869.	895413.	573610.	446518.	86079.
2006	4628314.	3926747.	1232116.	759365.	382044.	98240.

TABLE 4. SPAWNING STOCK FECUNDITY AND RECRUITMENT OF Yellowfin Tuna 2008

year	spawning biomass	recruits from VPA
1970	452061.	55754410.
1971	423048.	54790348.
1972	411420.	47032848.
1973	381632.	51598339.
1974	355344.	56438414.
1975	311738.	68711754.
1976	265347.	71327404.
1977	252932.	62955983.
1978	272542.	58377594.
1979	290143.	62184709.
1980	296829.	58772998.
1981	282729.	85481877.
1982	255400.	72408502.
1983	217599.	93679565.
1984	229378.	80672423.
1985	277632.	92044266.
1986	314297.	79828955.
1987	351375.	80704010.
1988	411351.	68444054.
1989	427222.	81583256.
1990	390735.	79323441.
1991	327078.	76193992.
1992	313194.	81923536.
1993	297839.	88889455.
1994	280258.	68017359.
1995	274757.	65603142.
1996	291581.	65500438.
1997	277349.	74239906.
1998	259041.	95693809.
1999	228871.	71457060.
2000	223352.	74638276.
2001	243476.	74939431.
2002	232604.	65424217.
2003	204756.	61595949.

2004 203493. 73837594.  
 2005 189337. 56463887.  
 2006 190327. 49948365.  
 =====

TABLE 5. FITS TO INDEX DATA FOR Yellowfin Tuna 2008  
 =====

-----  
 5.1 BRA\_BB  
 -----  
 Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 4  
 log-likelihood = -1.43  
 deviance = 21.65  
 Chi-sq. discrepancy= 30.04

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1981	1.614	-0.096	1.711	0.687	0.160E-08	1.391	0.251	18.855
1982	-0.269	-0.089	-0.180	0.687	0.160E-08	0.212	0.253	0.192
1983	0.732	0.176	0.556	0.687	0.160E-08	0.576	0.330	0.237
1984	0.012	0.171	-0.159	0.687	0.160E-08	0.280	0.328	0.177
1985	-0.279	0.340	-0.619	0.687	0.160E-08	0.209	0.389	0.548
1986	-0.279	0.323	-0.602	0.687	0.160E-08	0.209	0.382	0.534
1987	0.063	0.418	-0.355	0.687	0.160E-08	0.295	0.421	0.331
1988	0.165	0.305	-0.139	0.687	0.160E-08	0.327	0.375	0.162
1989	0.076	0.251	-0.174	0.687	0.160E-08	0.299	0.356	0.188
1990	0.807	0.115	0.692	0.687	0.160E-08	0.620	0.310	0.555
1991	-0.390	0.243	-0.633	0.687	0.160E-08	0.187	0.353	0.560
1992	0.062	0.120	-0.057	0.687	0.160E-08	0.295	0.312	0.107
1993	0.234	-0.088	0.322	0.687	0.160E-08	0.350	0.253	0.013
1994	-0.278	0.142	-0.420	0.687	0.160E-08	0.210	0.319	0.384
1995	-0.983	0.188	-1.171	0.687	0.160E-08	0.104	0.334	0.947
1996	0.044	0.019	0.025	0.687	0.160E-08	0.289	0.282	0.060
1997	0.421	-0.086	0.506	0.687	0.160E-08	0.422	0.254	0.160
1998	0.154	-0.221	0.376	0.687	0.160E-08	0.323	0.222	0.037
1999	-0.906	-0.233	-0.673	0.687	0.160E-08	0.112	0.219	0.591
2001	0.900	-0.279	1.180	0.687	0.160E-08	0.681	0.209	4.094
2002	0.049	-0.343	0.391	0.687	0.160E-08	0.291	0.197	0.047
2003	-0.151	-0.328	0.176	0.687	0.160E-08	0.238	0.200	0.006
2004	-1.118	-0.444	-0.674	0.687	0.160E-08	0.091	0.178	0.592
2005	-0.985	-0.410	-0.575	0.687	0.160E-08	0.103	0.184	0.512
2006	0.305	-0.193	0.498	0.687	0.160E-08	0.376	0.228	0.149

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1981	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1982	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1983	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1984	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1985	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1986	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1987	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1988	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1989	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1990	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1991	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1992	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1993	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1994	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1995	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1996	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1997	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1998	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
1999	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2001	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2002	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2003	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2004	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2005	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010
2006	0.007	0.624	1.000	0.194	0.010

-----  
 5.2 BRA\_LL  
 -----  
 Lognormal dist.  
 month 6 numbers  
 Ages 0 - 5  
 log-likelihood = 4.25  
 deviance = 7.29  
 Chi-sq. discrepancy= 3.57

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1986	0.178	0.262	-0.084	0.687	0.140E-07	0.177	0.192	0.125
1987	0.416	0.307	0.109	0.687	0.140E-07	0.224	0.201	0.024
1988	0.645	0.311	0.334	0.687	0.140E-07	0.282	0.202	0.018
1989	0.571	0.238	0.333	0.687	0.140E-07	0.262	0.188	0.017
1990	0.752	0.171	0.581	0.687	0.140E-07	0.313	0.175	0.281
1991	0.177	0.115	0.062	0.687	0.140E-07	0.176	0.166	0.042
1992	-0.300	0.099	-0.399	0.687	0.140E-07	0.109	0.163	0.367
1993	-1.013	0.096	-1.109	0.687	0.140E-07	0.054	0.163	0.908
1994	-0.468	0.076	-0.544	0.687	0.140E-07	0.093	0.159	0.487
1995	-0.661	0.031	-0.692	0.687	0.140E-07	0.076	0.152	0.607
1996	0.299	-0.011	0.310	0.687	0.140E-07	0.199	0.146	0.010
1997	0.085	-0.070	0.155	0.687	0.140E-07	0.161	0.138	0.010

1998	0.327	-0.071	0.398	0.687	0.140E-07	0.205	0.138	0.052
1999	0.104	-0.048	0.152	0.687	0.140E-07	0.164	0.141	0.011
2000	0.008	-0.080	0.088	0.687	0.140E-07	0.149	0.136	0.031
2001	-0.086	-0.114	0.028	0.687	0.140E-07	0.136	0.132	0.058
2002	-0.573	-0.197	-0.376	0.687	0.140E-07	0.083	0.121	0.348
2003	-0.043	-0.279	0.236	0.687	0.140E-07	0.142	0.112	0.000
2004	0.020	-0.285	0.305	0.687	0.140E-07	0.151	0.111	0.009
2005	-0.415	-0.268	-0.147	0.687	0.140E-07	0.098	0.113	0.168
2006	-0.022	-0.283	0.261	0.687	0.140E-07	0.145	0.111	0.001

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1986	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1987	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1988	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1989	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1990	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1991	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1992	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1993	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1994	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1995	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1996	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1997	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1998	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
1999	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2000	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2001	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2002	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2003	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2004	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2005	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000
2006	0.018	0.172	0.407	1.000	1.000	1.000

-----  
5.3 JPN\_LL  
-----

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 0 - 5  
log-likelihood = 9.03  
deviance = 9.75  
Chi-sq. discrepancy= 6.99

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.526	0.350	0.176	0.687	0.134E-06	1.364	1.143	0.006
1971	0.283	0.290	-0.007	0.687	0.134E-06	1.069	1.077	0.077
1972	0.643	0.253	0.390	0.687	0.134E-06	1.533	1.038	0.046
1973	0.329	0.180	0.149	0.687	0.134E-06	1.119	0.965	0.012
1974	0.566	0.097	0.470	0.687	0.134E-06	1.420	0.888	0.115
1975	0.250	-0.042	0.292	0.687	0.134E-06	1.034	0.773	0.006
1976	0.288	-0.119	0.407	0.687	0.134E-06	1.075	0.715	0.058
1977	0.103	-0.054	0.157	0.687	0.134E-06	0.893	0.763	0.009
1978	0.452	0.032	0.419	0.687	0.134E-06	1.266	0.832	0.067
1979	0.768	0.038	0.731	0.687	0.134E-06	1.737	0.837	0.680
1980	0.190	0.029	0.161	0.687	0.134E-06	0.974	0.830	0.009
1981	0.426	-0.063	0.490	0.687	0.134E-06	1.234	0.756	0.139
1982	0.278	-0.170	0.448	0.687	0.134E-06	1.063	0.680	0.092
1983	0.308	-0.227	0.535	0.687	0.134E-06	1.096	0.642	0.202
1984	0.361	-0.017	0.378	0.687	0.134E-06	1.156	0.792	0.039
1985	-0.115	0.084	-0.199	0.687	0.134E-06	0.718	0.876	0.206
1986	0.167	0.195	-0.029	0.687	0.134E-06	0.952	0.979	0.090
1987	0.207	0.324	-0.118	0.687	0.134E-06	0.991	1.115	0.147
1988	0.246	0.401	-0.155	0.687	0.134E-06	1.030	1.203	0.174
1989	-0.032	0.333	-0.365	0.687	0.134E-06	0.780	1.124	0.339
1990	0.277	0.194	0.083	0.687	0.134E-06	1.063	0.979	0.033
1991	-0.011	0.100	-0.111	0.687	0.134E-06	0.797	0.890	0.142
1992	0.034	0.083	-0.050	0.687	0.134E-06	0.833	0.876	0.102
1993	-0.608	0.033	-0.641	0.687	0.134E-06	0.439	0.833	0.566
1994	-0.076	0.008	-0.084	0.687	0.134E-06	0.747	0.812	0.124
1995	-0.500	0.028	-0.528	0.687	0.134E-06	0.489	0.829	0.474
1996	-0.430	0.030	-0.460	0.687	0.134E-06	0.524	0.830	0.417
1997	-0.636	-0.060	-0.576	0.687	0.134E-06	0.426	0.759	0.513
1998	-0.470	-0.164	-0.307	0.687	0.134E-06	0.503	0.684	0.291
1999	-0.440	-0.212	-0.228	0.687	0.134E-06	0.519	0.652	0.229
2000	-0.296	-0.176	-0.120	0.687	0.134E-06	0.599	0.676	0.149
2001	-0.708	-0.117	-0.590	0.687	0.134E-06	0.397	0.716	0.525
2002	-0.708	-0.246	-0.462	0.687	0.134E-06	0.397	0.630	0.419
2003	-0.533	-0.347	-0.186	0.687	0.134E-06	0.473	0.570	0.196
2004	-0.298	-0.340	0.042	0.687	0.134E-06	0.598	0.573	0.051
2005	-0.614	-0.396	-0.218	0.687	0.134E-06	0.436	0.542	0.220
2006	-0.226	-0.331	0.105	0.687	0.134E-06	0.643	0.579	0.025

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1971	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1972	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1973	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1974	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1975	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1976	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1977	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1978	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1979	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1980	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1981	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1982	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000

1983	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1984	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1985	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1986	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1987	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1988	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1989	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1990	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1991	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1992	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1993	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1994	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1995	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1996	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1997	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1998	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
1999	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2000	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2001	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2002	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2003	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2004	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2005	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000
2006	0.000	0.003	0.231	1.000	1.000	1.000

-----  
5.4 USMEX\_LL  
-----

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 0 - 5  
log-likelihood = 4.74  
deviance = 1.04  
Chi-sq. discrepancy= 1.52

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1993	0.205	0.196	0.009	0.687	0.173E-06	1.151	1.140	0.068
1994	0.528	0.175	0.353	0.687	0.173E-06	1.589	1.116	0.026
1995	0.077	0.196	-0.119	0.687	0.173E-06	1.012	1.140	0.148
1996	-0.043	0.185	-0.228	0.687	0.173E-06	0.898	1.128	0.228
1997	0.042	0.095	-0.054	0.687	0.173E-06	0.977	1.031	0.105
1998	-0.039	-0.005	-0.034	0.687	0.173E-06	0.901	0.932	0.093
1999	0.382	-0.043	0.425	0.687	0.173E-06	1.373	0.898	0.072
2000	0.001	0.001	0.000	0.687	0.173E-06	0.938	0.938	0.073
2001	-0.232	0.043	-0.275	0.687	0.173E-06	0.743	0.978	0.265
2002	-0.175	-0.093	-0.082	0.687	0.173E-06	0.787	0.854	0.123
2003	-0.025	-0.178	0.153	0.687	0.173E-06	0.914	0.785	0.011
2004	-0.195	-0.183	-0.013	0.687	0.173E-06	0.771	0.781	0.080
2005	-0.285	-0.230	-0.055	0.687	0.173E-06	0.705	0.745	0.105
2006	-0.240	-0.159	-0.081	0.687	0.173E-06	0.737	0.800	0.123

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1993	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1994	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1995	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1996	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1997	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1998	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
1999	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2000	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2001	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2002	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2003	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2004	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2005	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000
2006	0.000	0.006	0.281	1.000	1.000	1.000

-----  
5.5 US\_RR  
-----

Lognormal dist.  
month 6 numbers  
Ages 0 - 5  
log-likelihood = 0.40  
deviance = 14.99  
Chi-sq. discrepancy= 7.18

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1986	0.789	0.319	0.470	0.687	0.102E-06	1.939	1.212	0.116
1987	0.046	0.397	-0.351	0.687	0.102E-06	0.922	1.310	0.327
1988	-0.456	0.273	-0.730	0.687	0.102E-06	0.558	1.157	0.636
1989	-0.437	0.178	-0.615	0.687	0.102E-06	0.569	1.052	0.544
1990	-0.911	0.076	-0.987	0.687	0.102E-06	0.354	0.950	0.826
1991	-0.437	0.143	-0.580	0.687	0.102E-06	0.569	1.016	0.516
1992	-0.820	0.103	-0.923	0.687	0.102E-06	0.388	0.976	0.781
1993	0.003	0.086	-0.083	0.687	0.102E-06	0.883	0.959	0.124
1994	0.665	0.124	0.541	0.687	0.102E-06	1.712	0.997	0.211
1995	0.490	0.124	0.366	0.687	0.102E-06	1.438	0.997	0.032
1996	-0.717	-0.046	-0.670	0.687	0.102E-06	0.430	0.841	0.590
1997	-0.822	-0.134	-0.688	0.687	0.102E-06	0.387	0.770	0.604
1998	-0.121	-0.171	0.049	0.687	0.102E-06	0.780	0.742	0.048
1999	0.627	-0.054	0.681	0.687	0.102E-06	1.649	0.834	0.523
2000	0.489	0.052	0.437	0.687	0.102E-06	1.436	0.928	0.083
2001	0.556	-0.114	0.671	0.687	0.102E-06	1.536	0.785	0.493
2002	0.168	-0.326	0.494	0.687	0.102E-06	1.042	0.636	0.144

2003	0.283	-0.218	0.501	0.687	0.102E-06	1.169	0.708	0.154
2004	0.156	-0.365	0.521	0.687	0.102E-06	1.029	0.611	0.180
2005	0.063	-0.284	0.347	0.687	0.102E-06	0.938	0.663	0.023
2006	0.383	-0.165	0.547	0.687	0.102E-06	1.291	0.747	0.222

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1986	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1987	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1988	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1989	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1990	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1991	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1992	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1993	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1994	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1995	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1996	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1997	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1998	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
1999	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2000	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2001	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2002	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2003	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2004	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2005	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025
2006	0.000	0.100	1.000	0.186	0.076	0.025

5.6 US\_PLL ATL

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 6.65

deviance = 1.74

Chi-sq. discrepancy= 2.11

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1987	0.587	0.370	0.217	0.687	0.156E-06	1.696	1.365	0.001
1988	0.652	0.436	0.216	0.687	0.156E-06	1.811	1.459	0.001
1989	0.588	0.367	0.221	0.687	0.156E-06	1.699	1.361	0.000
1990	0.388	0.230	0.159	0.687	0.156E-06	1.391	1.187	0.009
1991	0.140	0.144	-0.003	0.687	0.156E-06	1.085	1.089	0.075
1992	0.210	0.125	0.085	0.687	0.156E-06	1.164	1.069	0.033
1993	-0.279	0.077	-0.356	0.687	0.156E-06	0.713	1.019	0.331
1994	-0.125	0.055	-0.180	0.687	0.156E-06	0.832	0.997	0.192
1995	-0.040	0.075	-0.115	0.687	0.156E-06	0.906	1.017	0.146
1996	-0.298	0.067	-0.365	0.687	0.156E-06	0.700	1.009	0.338
1997	-0.191	-0.023	-0.168	0.687	0.156E-06	0.780	0.922	0.183
1998	-0.316	-0.123	-0.193	0.687	0.156E-06	0.687	0.834	0.202
1999	-0.178	-0.163	-0.015	0.687	0.156E-06	0.789	0.801	0.082
2000	-0.091	-0.121	0.030	0.687	0.156E-06	0.861	0.835	0.057
2001	-0.218	-0.076	-0.142	0.687	0.156E-06	0.758	0.874	0.164
2002	-0.293	-0.210	-0.084	0.687	0.156E-06	0.703	0.765	0.124
2003	-0.423	-0.298	-0.124	0.687	0.156E-06	0.618	0.700	0.152
2004	-0.063	-0.301	0.238	0.687	0.156E-06	0.886	0.698	0.000
2005	-0.013	-0.350	0.336	0.687	0.156E-06	0.931	0.665	0.019
2006	-0.036	-0.280	0.244	0.687	0.156E-06	0.910	0.713	0.000

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1987	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1988	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1989	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1990	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1991	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1992	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1993	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1994	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1995	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1996	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1997	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1998	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
1999	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2000	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2001	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2002	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2003	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2004	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2005	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000
2006	0.000	0.006	0.270	1.000	1.000	1.000

5.7 VEN\_LL

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 2.22

deviance = 3.82

Chi-sq. discrepancy= 3.43

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
------	----------	-----------	-------------------------	-----------------------	-----------------	-------------------------	--------------------------	---------------------------



1991	0.132	0.140	-0.008	0.687	0.179E-06	1.045	1.053	0.078
1992	0.218	0.122	0.096	0.687	0.179E-06	1.138	1.034	0.028
1993	0.605	0.079	0.526	0.687	0.179E-06	1.676	0.991	0.188
1994	-0.378	0.046	-0.424	0.687	0.179E-06	0.627	0.959	0.388
1995	-0.277	0.051	-0.328	0.687	0.179E-06	0.694	0.963	0.308
1996	-0.011	0.072	-0.083	0.687	0.179E-06	0.905	0.983	0.124
1997	-0.604	-0.010	-0.594	0.687	0.179E-06	0.500	0.906	0.528
1998	-0.051	-0.104	0.054	0.687	0.179E-06	0.870	0.825	0.046
1999	-0.075	-0.152	0.077	0.687	0.179E-06	0.849	0.786	0.036
2000	-0.375	-0.158	-0.218	0.687	0.179E-06	0.629	0.782	0.221
2001	0.815	-0.087	0.902	0.687	0.179E-06	2.067	0.839	1.486

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1991	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1992	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1993	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1994	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1995	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1996	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1997	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1998	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
1999	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
2000	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000
2001	0.000	0.018	0.132	0.906	1.000	1.000

5.8 VEN\_PS

Lognormal dist.

month 6 biomass

Ages 0 - 4

log-likelihood = 2.77

deviance = 11.76

Chi-sq. discrepancy= 8.48

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1983	0.863	-0.014	0.877	0.687	0.216E-07	13.589	5.654	1.341
1984	0.050	0.125	-0.075	0.687	0.216E-07	6.027	6.499	0.119
1985	0.573	0.246	0.328	0.687	0.216E-07	10.170	7.329	0.015
1986	0.042	0.292	-0.250	0.687	0.216E-07	5.977	7.676	0.246
1987	-0.226	0.387	-0.613	0.687	0.216E-07	4.574	8.444	0.543
1988	0.095	0.362	-0.267	0.687	0.216E-07	6.304	8.231	0.259
1989	0.868	0.285	0.583	0.687	0.216E-07	13.656	7.621	0.286
1990	0.200	0.170	0.030	0.687	0.216E-07	7.002	6.796	0.058
1991	0.221	0.160	0.061	0.687	0.216E-07	7.151	6.728	0.043
1992	-0.175	0.104	-0.279	0.687	0.216E-07	4.812	6.360	0.269
1993	-0.040	-0.039	0.000	0.687	0.216E-07	5.511	5.512	0.073
1994	0.159	0.076	0.082	0.687	0.216E-07	6.720	6.188	0.034
1995	-0.639	0.124	-0.763	0.687	0.216E-07	3.025	6.489	0.662
1996	0.167	0.062	0.105	0.687	0.216E-07	6.777	6.101	0.025
1997	-0.227	-0.081	-0.146	0.687	0.216E-07	4.569	5.289	0.167
1998	-0.437	-0.201	-0.236	0.687	0.216E-07	3.704	4.691	0.235
1999	-0.054	-0.262	0.208	0.687	0.216E-07	5.434	4.412	0.001
2000	0.144	-0.144	0.289	0.687	0.216E-07	6.624	4.963	0.005
2001	0.837	-0.179	1.016	0.687	0.216E-07	13.243	4.795	2.318
2002	0.356	-0.269	0.624	0.687	0.216E-07	8.181	4.383	0.374
2003	-0.360	-0.391	0.031	0.687	0.216E-07	3.999	3.877	0.057
2004	-0.874	-0.401	-0.473	0.687	0.216E-07	2.393	3.839	0.428
2005	-1.543	-0.412	-1.131	0.687	0.216E-07	1.226	3.798	0.922

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1983	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1984	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1985	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1986	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1987	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1988	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1989	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1990	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1991	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1992	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1993	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1994	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1995	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1996	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1997	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1998	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
1999	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2000	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2001	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2002	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2003	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2004	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198
2005	0.015	0.629	0.869	1.000	0.198

5.9 EUR-FAD-PS

Lognormal dist.

month 6 biomass

Ages 0 - 1

log-likelihood = 4.77

deviance = 2.48

Chi-sq. discrepancy= 1.95

Residuals      Standard      Q      Untransfrmd      Untransfrmd      Chi-square

Year	Observed	Predicted	(Obs-pred)	Deviation	Catchabil.	Observed	Predicted	Discrepancy
1991	0.054	0.152	-0.098	0.687	0.170E-07	1.960	2.161	0.133
1992	-0.380	0.061	-0.440	0.687	0.170E-07	1.270	1.973	0.401
1993	0.065	0.148	-0.084	0.687	0.170E-07	1.980	2.153	0.124
1994	0.002	0.145	-0.143	0.687	0.170E-07	1.860	2.145	0.165
1995	0.161	0.021	0.140	0.687	0.170E-07	2.180	1.896	0.014
1996	0.029	-0.011	0.040	0.687	0.170E-07	1.910	1.836	0.053
1997	-0.130	0.051	-0.181	0.687	0.170E-07	1.630	1.953	0.193
1998	-0.428	0.257	-0.685	0.687	0.170E-07	1.210	2.401	0.601
1999	0.034	0.041	-0.007	0.687	0.170E-07	1.920	1.933	0.077
2000	0.080	0.022	0.058	0.687	0.170E-07	2.010	1.898	0.044
2001	-0.014	-0.131	0.117	0.687	0.170E-07	1.830	1.628	0.021
2002	0.085	-0.011	0.096	0.687	0.170E-07	2.020	1.836	0.028
2003	0.161	-0.223	0.383	0.687	0.170E-07	2.180	1.486	0.042
2004	0.197	-0.136	0.333	0.687	0.170E-07	2.260	1.620	0.017
2005	0.210	-0.129	0.339	0.687	0.170E-07	2.290	1.632	0.019
2006	-0.124	-0.258	0.134	0.687	0.170E-07	1.640	1.435	0.016

Selectivities by age

Year	0	1
1991	0.795	1.000
1992	0.795	1.000
1993	0.795	1.000
1994	0.795	1.000
1995	0.795	1.000
1996	0.795	1.000
1997	0.795	1.000
1998	0.795	1.000
1999	0.795	1.000
2000	0.795	1.000
2001	0.795	1.000
2002	0.795	1.000
2003	0.795	1.000
2004	0.795	1.000
2005	0.795	1.000
2006	0.795	1.000

5.10 EUR-PS 3%

Lognormal dist.

month 6 biomass

Ages 0 - 5

log-likelihood = 3.57

deviance = 0.37

Chi-sq. discrepancy= 0.88

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.101	0.213	-0.112	0.687	0.192E-07	5.061	5.662	0.143
1971	-0.057	0.162	-0.220	0.687	0.192E-07	4.318	5.379	0.222
1972	0.047	0.116	-0.069	0.687	0.192E-07	4.795	5.135	0.114
1973	0.055	0.058	-0.002	0.687	0.192E-07	4.833	4.845	0.075
1974	-0.038	-0.028	-0.010	0.687	0.192E-07	4.405	4.448	0.079
1975	0.037	-0.116	0.152	0.687	0.192E-07	4.744	4.075	0.011
1976	0.026	-0.211	0.237	0.687	0.192E-07	4.693	3.702	0.000
1977	0.008	-0.137	0.145	0.687	0.192E-07	4.610	3.990	0.013
1978	-0.086	-0.042	-0.045	0.687	0.192E-07	4.195	4.388	0.099
1979	-0.092	-0.016	-0.076	0.687	0.192E-07	4.171	4.503	0.119

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1971	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1972	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1973	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1974	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1975	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1976	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1977	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1978	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243
1979	0.040	0.271	0.420	0.631	1.000	0.243

5.11 EU-DAKAR

Lognormal dist.

month 6 biomass

Ages 0 - 4

log-likelihood = 3.31

deviance = 20.45

Chi-sq. discrepancy= 12.16

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	-0.200	0.007	-0.208	0.687	0.472E-08	0.644	0.793	0.213
1971	-0.213	0.006	-0.219	0.687	0.472E-08	0.636	0.791	0.221
1972	-0.207	0.020	-0.227	0.687	0.472E-08	0.640	0.803	0.228
1973	-0.290	-0.029	-0.261	0.687	0.472E-08	0.589	0.764	0.254
1974	0.162	-0.082	0.244	0.687	0.472E-08	0.925	0.725	0.000
1975	-0.664	-0.068	-0.597	0.687	0.472E-08	0.405	0.735	0.530
1976	-0.563	-0.002	-0.561	0.687	0.472E-08	0.448	0.785	0.501
1977	-0.140	0.134	-0.274	0.687	0.472E-08	0.684	0.900	0.265
1978	-1.092	0.126	-1.218	0.687	0.472E-08	0.264	0.892	0.975
1979	-0.457	0.041	-0.499	0.687	0.472E-08	0.498	0.820	0.449
1981	0.263	-0.106	0.369	0.687	0.472E-08	1.024	0.708	0.034

1982	0.215	-0.031	0.247	0.687	0.472E-08	0.976	0.763	0.000
1983	0.234	0.149	0.085	0.687	0.472E-08	0.994	0.913	0.033
1984	0.590	0.245	0.346	0.687	0.472E-08	1.420	1.005	0.022
1985	0.327	0.322	0.005	0.687	0.472E-08	1.091	1.086	0.070
1986	0.739	0.333	0.405	0.687	0.472E-08	1.647	1.098	0.057
1987	0.859	0.383	0.477	0.687	0.472E-08	1.858	1.154	0.123
1988	0.826	0.272	0.554	0.687	0.472E-08	1.798	1.033	0.233
1989	-0.597	0.177	-0.774	0.687	0.472E-08	0.433	0.939	0.671
1990	0.745	0.119	0.626	0.687	0.472E-08	1.658	0.887	0.378
1991	0.422	0.201	0.221	0.687	0.472E-08	1.200	0.962	0.000
1992	1.090	0.082	1.008	0.687	0.472E-08	2.340	0.854	2.248
1993	0.881	-0.058	0.939	0.687	0.472E-08	1.899	0.743	1.725
1994	0.586	0.129	0.457	0.687	0.472E-08	1.414	0.895	0.102
1995	0.071	0.117	-0.046	0.687	0.472E-08	0.845	0.885	0.100
1996	0.562	-0.018	0.580	0.687	0.472E-08	1.381	0.773	0.281
1997	-0.295	-0.099	-0.196	0.687	0.472E-08	0.586	0.713	0.204
1998	-1.261	-0.158	-1.103	0.687	0.472E-08	0.223	0.672	0.904
1999	-0.208	-0.190	-0.018	0.687	0.472E-08	0.639	0.651	0.084
2000	-0.961	-0.057	-0.904	0.687	0.472E-08	0.301	0.743	0.768
2001	-0.490	-0.282	-0.208	0.687	0.472E-08	0.482	0.593	0.213
2002	-0.074	-0.296	0.223	0.687	0.472E-08	0.731	0.585	0.000
2003	0.059	-0.350	0.409	0.687	0.472E-08	0.835	0.555	0.059
2004	-0.213	-0.439	0.226	0.687	0.472E-08	0.636	0.507	0.000
2005	-0.416	-0.357	-0.059	0.687	0.472E-08	0.519	0.550	0.108
2006	-0.291	-0.243	-0.048	0.687	0.472E-08	0.588	0.617	0.101

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1970	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1971	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1972	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1973	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1974	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1975	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1976	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1977	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1978	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1979	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1981	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1982	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1983	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1984	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1985	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1986	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1987	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1988	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1989	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1990	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1991	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1992	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1993	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1994	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1995	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1996	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1997	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1998	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
1999	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2000	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2001	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2002	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2003	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2004	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2005	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047
2006	0.062	1.000	0.666	0.200	0.047

-----  
5.12 URU-LL  
-----

Lognormal dist.

month 6 numbers

Ages 0 - 5

log-likelihood = 1.92

deviance = 15.71

Chi-sq. discrepancy= 10.54

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1981	0.627	-0.041	0.668	0.687	0.408E-06	6.554	3.361	0.484
1982	0.932	-0.121	1.053	0.687	0.408E-06	8.896	3.102	2.658
1983	-0.050	-0.083	0.033	0.687	0.408E-06	3.330	3.222	0.056
1984	-0.858	0.058	-0.916	0.687	0.408E-06	1.485	3.709	0.776
1985	0.012	0.174	-0.162	0.687	0.408E-06	3.546	4.169	0.179
1986	0.164	0.259	-0.095	0.687	0.408E-06	4.124	4.537	0.132
1987	0.127	0.369	-0.242	0.687	0.408E-06	3.976	5.064	0.240
1988	0.777	0.378	0.399	0.687	0.408E-06	7.613	5.109	0.052
1989	-0.519	0.302	-0.821	0.687	0.408E-06	2.085	4.737	0.707
1990	-0.609	0.176	-0.785	0.687	0.408E-06	1.904	4.174	0.679
1991	0.672	0.136	0.536	0.687	0.408E-06	6.854	4.012	0.203
1992	0.626	0.110	0.516	0.687	0.408E-06	6.545	3.907	0.173
1993	-1.028	0.072	-1.100	0.687	0.408E-06	1.252	3.761	0.902
1994	0.325	0.069	0.255	0.687	0.408E-06	4.845	3.754	0.001
1995	0.058	0.082	-0.024	0.687	0.408E-06	3.711	3.800	0.087
1996	0.715	0.022	0.693	0.687	0.408E-06	7.159	3.581	0.557
1997	-0.379	-0.065	-0.314	0.687	0.408E-06	2.396	3.280	0.297
1998	-0.255	-0.146	-0.109	0.687	0.408E-06	2.715	3.027	0.141
1999	-0.073	-0.133	0.060	0.687	0.408E-06	3.255	3.066	0.043
2000	0.198	-0.071	0.269	0.687	0.408E-06	4.268	3.263	0.002
2001	-0.283	-0.099	-0.184	0.687	0.408E-06	2.638	3.171	0.195
2002	-0.667	-0.254	-0.414	0.687	0.408E-06	1.796	2.717	0.379
2003	-0.314	-0.279	-0.035	0.687	0.408E-06	2.558	2.649	0.093

2004	-0.318	-0.330	0.012	0.687	0.408E-06	2.547	2.517	0.067
2005	0.528	-0.335	0.863	0.687	0.408E-06	5.937	2.505	1.263
2006	-0.406	-0.250	-0.156	0.687	0.408E-06	2.333	2.727	0.174

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1981	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1982	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1983	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1984	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1985	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1986	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1987	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1988	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1989	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1990	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1991	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1992	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1993	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1994	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1995	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1996	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1997	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1998	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
1999	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2000	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2001	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2002	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2003	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2004	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2005	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000
2006	0.000	0.039	0.572	1.000	1.000	1.000

5.13 BRA-URU-LL

Not used

5.14 CHIN-TAI-LL

Lognormal dist.  
month 6 numbers

Ages 0 - 5  
log-likelihood = 11.89  
deviance = 4.03  
Chi-sq. discrepancy= 4.45

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1970	0.772	0.327	0.445	0.687	0.123E-06	1.712	1.098	0.089
1971	0.251	0.274	-0.023	0.687	0.123E-06	1.017	1.041	0.086
1972	0.328	0.236	0.092	0.687	0.123E-06	1.098	1.002	0.030
1973	0.435	0.164	0.272	0.687	0.123E-06	1.223	0.933	0.002
1974	-0.252	0.081	-0.333	0.687	0.123E-06	0.615	0.858	0.312
1975	-0.212	-0.048	-0.163	0.687	0.123E-06	0.641	0.754	0.180
1976	-0.041	-0.111	0.070	0.687	0.123E-06	0.760	0.709	0.039
1977	-0.145	-0.043	-0.102	0.687	0.123E-06	0.685	0.758	0.136
1978	-0.238	0.034	-0.272	0.687	0.123E-06	0.624	0.819	0.263
1979	-0.200	0.034	-0.234	0.687	0.123E-06	0.648	0.819	0.233
1980	0.006	0.022	-0.016	0.687	0.123E-06	0.796	0.809	0.082
1981	-0.133	-0.066	-0.067	0.687	0.123E-06	0.693	0.741	0.113
1982	-0.394	-0.161	-0.233	0.687	0.123E-06	0.534	0.674	0.233
1983	-0.403	-0.202	-0.202	0.687	0.123E-06	0.529	0.647	0.208
1984	-0.033	-0.004	-0.030	0.687	0.123E-06	0.766	0.789	0.090
1985	-0.133	0.097	-0.230	0.687	0.123E-06	0.693	0.872	0.230
1986	0.083	0.204	-0.121	0.687	0.123E-06	0.860	0.970	0.149
1987	-0.009	0.325	-0.334	0.687	0.123E-06	0.784	1.096	0.314
1988	0.342	0.389	-0.048	0.687	0.123E-06	1.114	1.168	0.101
1989	-0.020	0.319	-0.339	0.687	0.123E-06	0.776	1.089	0.317
1990	-0.020	0.186	-0.206	0.687	0.123E-06	0.776	0.953	0.211
1991	0.110	0.101	0.009	0.687	0.123E-06	0.884	0.876	0.068
1992	-0.199	0.083	-0.281	0.687	0.123E-06	0.649	0.860	0.271
1993	0.092	0.037	0.055	0.687	0.123E-06	0.868	0.821	0.045
1994	0.407	0.016	0.391	0.687	0.123E-06	1.189	0.804	0.047
1995	0.391	0.031	0.360	0.687	0.123E-06	1.170	0.817	0.029
1996	0.251	0.022	0.229	0.687	0.123E-06	1.017	0.809	0.000
1997	-0.018	-0.067	0.049	0.687	0.123E-06	0.778	0.740	0.048
1998	-0.010	-0.163	0.153	0.687	0.123E-06	0.783	0.673	0.011
1999	-0.315	-0.196	-0.119	0.687	0.123E-06	0.578	0.651	0.148
2000	-0.023	-0.161	0.138	0.687	0.123E-06	0.773	0.674	0.014
2001	-0.277	-0.121	-0.157	0.687	0.123E-06	0.600	0.702	0.175
2002	-0.101	-0.250	0.149	0.687	0.123E-06	0.715	0.617	0.012
2003	-0.096	-0.339	0.243	0.687	0.123E-06	0.719	0.564	0.000
2004	-0.099	-0.342	0.243	0.687	0.123E-06	0.717	0.562	0.000
2005	0.108	-0.385	0.493	0.687	0.123E-06	0.882	0.539	0.143
2006	-0.201	-0.322	0.120	0.687	0.123E-06	0.647	0.574	0.020

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4	5
1970	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1971	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1972	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1973	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1974	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1975	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1976	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1977	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1978	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000

1979	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1980	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1981	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1982	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1983	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1984	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1985	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1986	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1987	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1988	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1989	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1990	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1991	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1992	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1993	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1994	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1995	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1996	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1997	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1998	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
1999	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2000	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2001	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2002	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2003	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2004	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2005	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000
2006	0.000	0.013	0.272	1.000	1.000	1.000

-----  
5.15 TROP-PS  
-----

Lognormal dist.  
month 6 biomass  
Ages 3 - 5  
log-likelihood = 6.38  
deviance = 7.55  
Chi-sq. discrepancy= 4.21

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1980	-0.780	0.167	-0.948	0.687	0.245E-08	0.250	0.645	0.799
1981	0.175	0.023	0.152	0.687	0.245E-08	0.650	0.558	0.011
1982	-0.336	-0.092	-0.244	0.687	0.245E-08	0.390	0.498	0.241
1983	-0.108	-0.315	0.207	0.687	0.245E-08	0.490	0.398	0.001
1984	-1.166	-0.093	-1.073	0.687	0.245E-08	0.170	0.497	0.884
1985	0.095	0.059	0.036	0.687	0.245E-08	0.600	0.579	0.054
1986	0.044	0.194	-0.150	0.687	0.245E-08	0.570	0.662	0.170
1987	0.128	0.318	-0.190	0.687	0.245E-08	0.620	0.750	0.200
1988	0.044	0.470	-0.426	0.687	0.245E-08	0.570	0.873	0.389
1989	0.606	0.485	0.121	0.687	0.245E-08	1.000	0.886	0.020
1990	0.565	0.369	0.196	0.687	0.245E-08	0.960	0.789	0.002
1991	0.235	0.190	0.045	0.687	0.245E-08	0.690	0.659	0.050
1992	0.112	0.129	-0.018	0.687	0.245E-08	0.610	0.621	0.083
1993	-0.087	0.080	-0.167	0.687	0.245E-08	0.500	0.591	0.183
1994	0.144	0.011	0.133	0.687	0.245E-08	0.630	0.552	0.016
1995	0.095	0.025	0.070	0.687	0.245E-08	0.600	0.560	0.039
1996	0.026	0.088	-0.062	0.687	0.245E-08	0.560	0.596	0.110
1997	0.235	0.018	0.217	0.687	0.245E-08	0.690	0.555	0.001
1998	-0.029	-0.072	0.043	0.687	0.245E-08	0.530	0.508	0.051
1999	-0.215	-0.192	-0.023	0.687	0.245E-08	0.440	0.450	0.086
2000	-0.310	-0.272	-0.038	0.687	0.245E-08	0.400	0.416	0.095
2001	-0.068	-0.107	0.040	0.687	0.245E-08	0.510	0.490	0.053
2002	0.249	-0.160	0.409	0.687	0.245E-08	0.700	0.465	0.060
2003	0.370	-0.300	0.670	0.687	0.245E-08	0.790	0.404	0.492
2004	-0.029	-0.295	0.266	0.687	0.245E-08	0.530	0.406	0.002
2005	-0.087	-0.345	0.258	0.687	0.245E-08	0.500	0.386	0.001
2006	0.095	-0.380	0.475	0.687	0.245E-08	0.600	0.373	0.121

Selectivities by age

Year	3	4	5
1980	1.000	1.000	1.000
1981	1.000	1.000	1.000
1982	1.000	1.000	1.000
1983	1.000	1.000	1.000
1984	1.000	1.000	1.000
1985	1.000	1.000	1.000
1986	1.000	1.000	1.000
1987	1.000	1.000	1.000
1988	1.000	1.000	1.000
1989	1.000	1.000	1.000
1990	1.000	1.000	1.000
1991	1.000	1.000	1.000
1992	1.000	1.000	1.000
1993	1.000	1.000	1.000
1994	1.000	1.000	1.000
1995	1.000	1.000	1.000
1996	1.000	1.000	1.000
1997	1.000	1.000	1.000
1998	1.000	1.000	1.000
1999	1.000	1.000	1.000
2000	1.000	1.000	1.000
2001	1.000	1.000	1.000
2002	1.000	1.000	1.000
2003	1.000	1.000	1.000
2004	1.000	1.000	1.000
2005	1.000	1.000	1.000
2006	1.000	1.000	1.000

-----  
 5.16 CAN-IS-BB  
 -----

Lognormal dist.  
 month 6 biomass  
 Ages 0 - 4  
 log-likelihood = -104.64  
 deviance = 229.58  
 Chi-sq. discrepancy= 320.68

Year	Observed	Predicted	Residuals (Obs-pred)	Standard Deviation	Q Catchabil.	Untransfrmd Observed	Untransfrmd Predicted	Chi-square Discrepancy
1980	-1.991	0.060	-2.052	0.687	0.275E-09	0.010	0.075	1.340
1981	-1.284	-0.085	-1.199	0.687	0.275E-09	0.020	0.065	0.963
1982	0.289	-0.078	0.368	0.687	0.275E-09	0.094	0.065	0.033
1983	0.855	0.071	0.784	0.687	0.275E-09	0.166	0.076	0.886
1984	2.171	0.159	2.013	0.687	0.275E-09	0.620	0.083	40.044
1985	1.338	0.295	1.043	0.687	0.275E-09	0.269	0.095	2.556
1986	0.896	0.309	0.587	0.687	0.275E-09	0.173	0.096	0.294
1987	1.700	0.397	1.303	0.687	0.275E-09	0.387	0.105	6.037
1988	1.740	0.349	1.391	0.687	0.275E-09	0.402	0.100	7.851
1989	1.214	0.273	0.942	0.687	0.275E-09	0.238	0.093	1.747
1990	2.148	0.154	1.994	0.687	0.275E-09	0.605	0.082	38.279
1991	2.025	0.203	1.822	0.687	0.275E-09	0.535	0.087	25.050
1992	1.479	0.097	1.382	0.687	0.275E-09	0.310	0.078	7.650
1993	0.695	-0.037	0.732	0.687	0.275E-09	0.142	0.068	0.686
1994	0.176	0.107	0.069	0.687	0.275E-09	0.084	0.079	0.039
1995	-0.679	0.133	-0.812	0.687	0.275E-09	0.036	0.081	0.700
1996	2.033	0.031	2.001	0.687	0.275E-09	0.539	0.073	38.979
1997	-0.092	-0.060	-0.032	0.687	0.275E-09	0.064	0.067	0.092
1998	2.379	-0.180	2.559	0.687	0.275E-09	0.763	0.059	140.841
1999	0.029	-0.214	0.243	0.687	0.275E-09	0.073	0.057	0.000
2000	-3.439	-0.084	-3.355	0.687	0.275E-09	0.002	0.065	1.570
2001	-7.484	-0.250	-7.234	0.687	0.275E-09	0.000	0.055	1.658
2002	-1.054	-0.263	-0.792	0.687	0.275E-09	0.025	0.054	0.684
2003	-0.426	-0.335	-0.091	0.687	0.275E-09	0.046	0.051	0.129
2004	-0.618	-0.430	-0.188	0.687	0.275E-09	0.038	0.046	0.198
2005	-2.617	-0.368	-2.249	0.687	0.275E-09	0.005	0.049	1.395
2006	-1.481	-0.252	-1.229	0.687	0.275E-09	0.016	0.055	0.981

Selectivities by age

Year	0	1	2	3	4
1980	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1981	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1982	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1983	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1984	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1985	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1986	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1987	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1988	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1989	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1990	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1991	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1992	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1993	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1994	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1995	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1996	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1997	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1998	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
1999	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2000	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2001	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2002	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2003	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2004	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2005	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455
2006	0.006	0.971	1.000	0.520	0.455

-----  
 5.17 NOT-USED  
 -----

Not used

-----  
 5.18 NOT-USED  
 -----

Not used

=====

TOTAL NUMBER OF FUNCTION EVALUATIONS = 9774

**Detailed Results of the Application of the Catch Only  
Model to the Assessment of the Atlantic Skipjack Tuna**

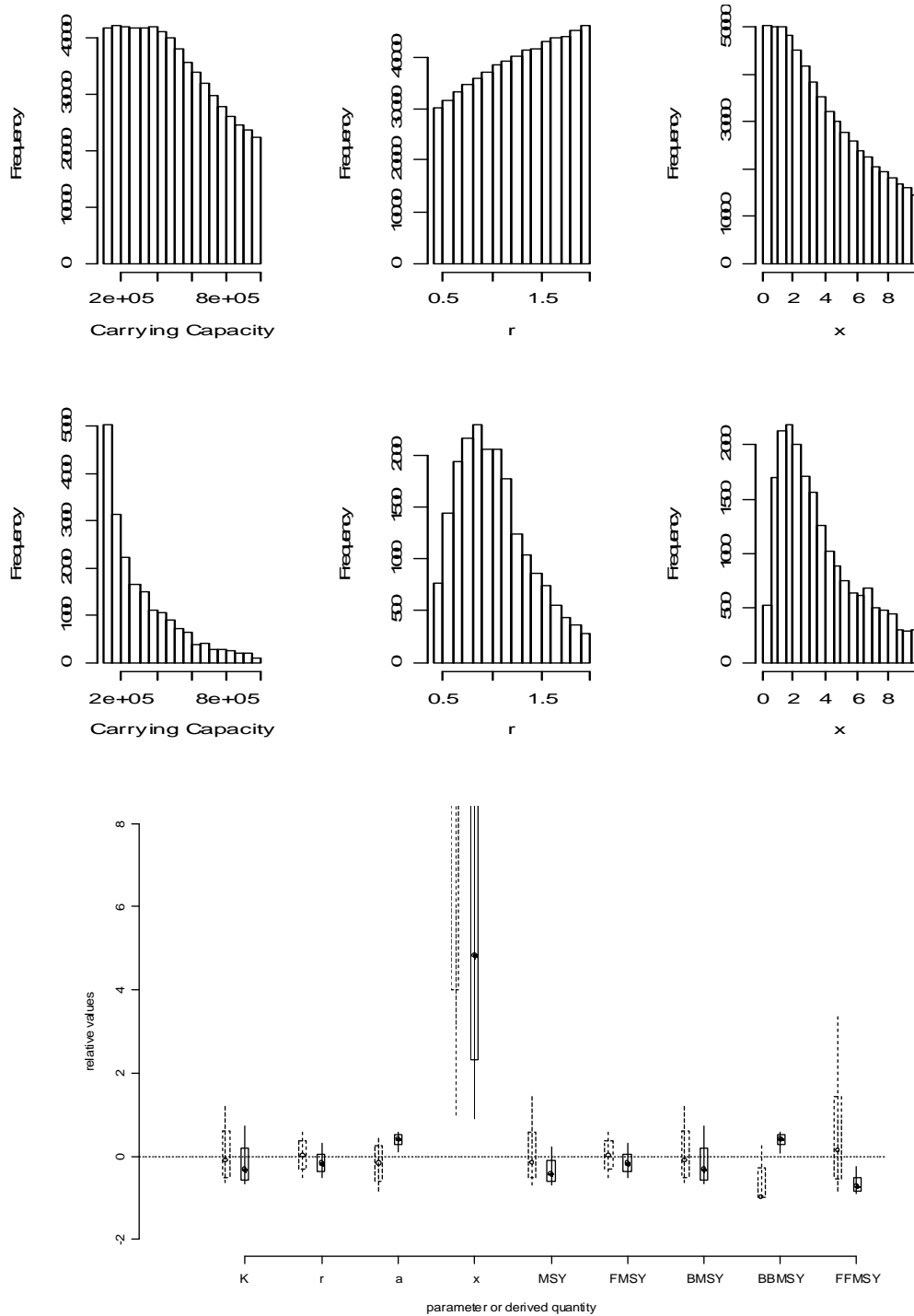
**Table Appendix 8.1.** Quantiles for the posterior distributions for  $MSY$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

<i>Quantile</i>	<i>RUN C.1</i>	<i>RUN C.2</i>	<i>RUN C.3</i>	<i>RUN C.4</i>	<i>RUN C.5</i>	<i>RUN C.6</i>
5%	114 351	114 042	115 711	114 422	116 969	117 642
10%	119 585	119 402	121 736	119 598	121 763	122 714
25%	129 206	129 400	133 617	128 595	131 181	133 591
50%	143 633	145 005	155 552	142 865	146 103	156 326
75%	174 250	176 562	201 661	175 652	178 324	223 066
80%	188 831	189 313	219 754	192 134	191 662	247 780
95%	314 115	294 163	414 574	331 800	283 543	437 924

**Table Appendix 8.2** Quantiles for the posterior distributions for  $B/B_{MSY}$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

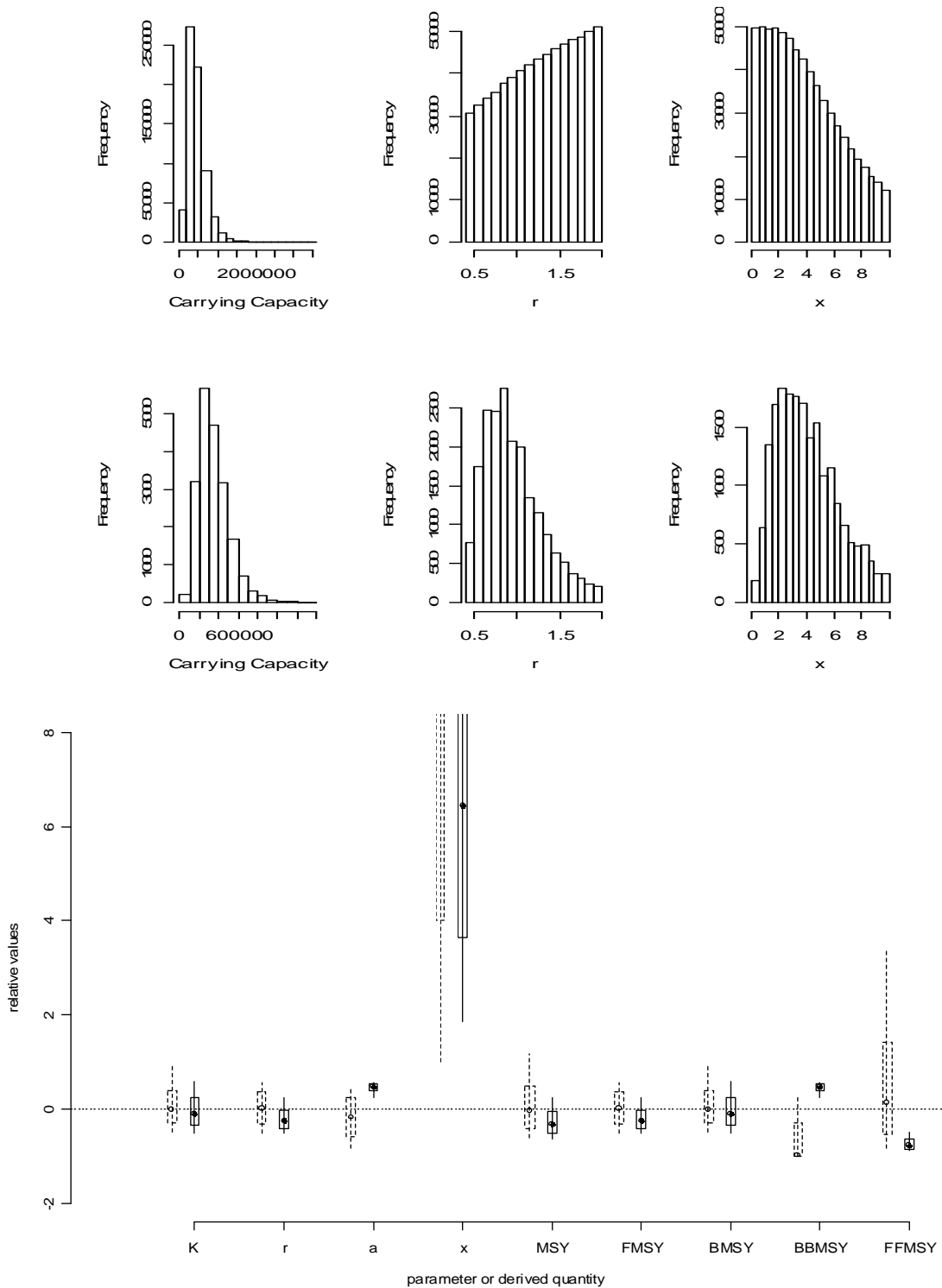
<i>Quantile</i>	<i>RUN 1</i>	<i>RUN 2</i>	<i>RUN 3</i>	<i>RUN 4</i>	<i>RUN 5</i>	<i>RUN 6</i>
5%	0.64	0.65	0.70	0.64	0.64	0.67
10%	0.74	0.76	0.82	0.74	0.75	0.78
25%	0.94	0.98	1.07	0.92	0.96	1.01
50%	1.20	1.24	1.37	1.17	1.21	1.32
75%	1.47	1.47	1.57	1.45	1.47	1.60
80%	1.52	1.52	1.61	1.52	1.52	1.65
95%	1.74	1.71	1.80	1.75	1.70	1.81

*Skipjack western stock*

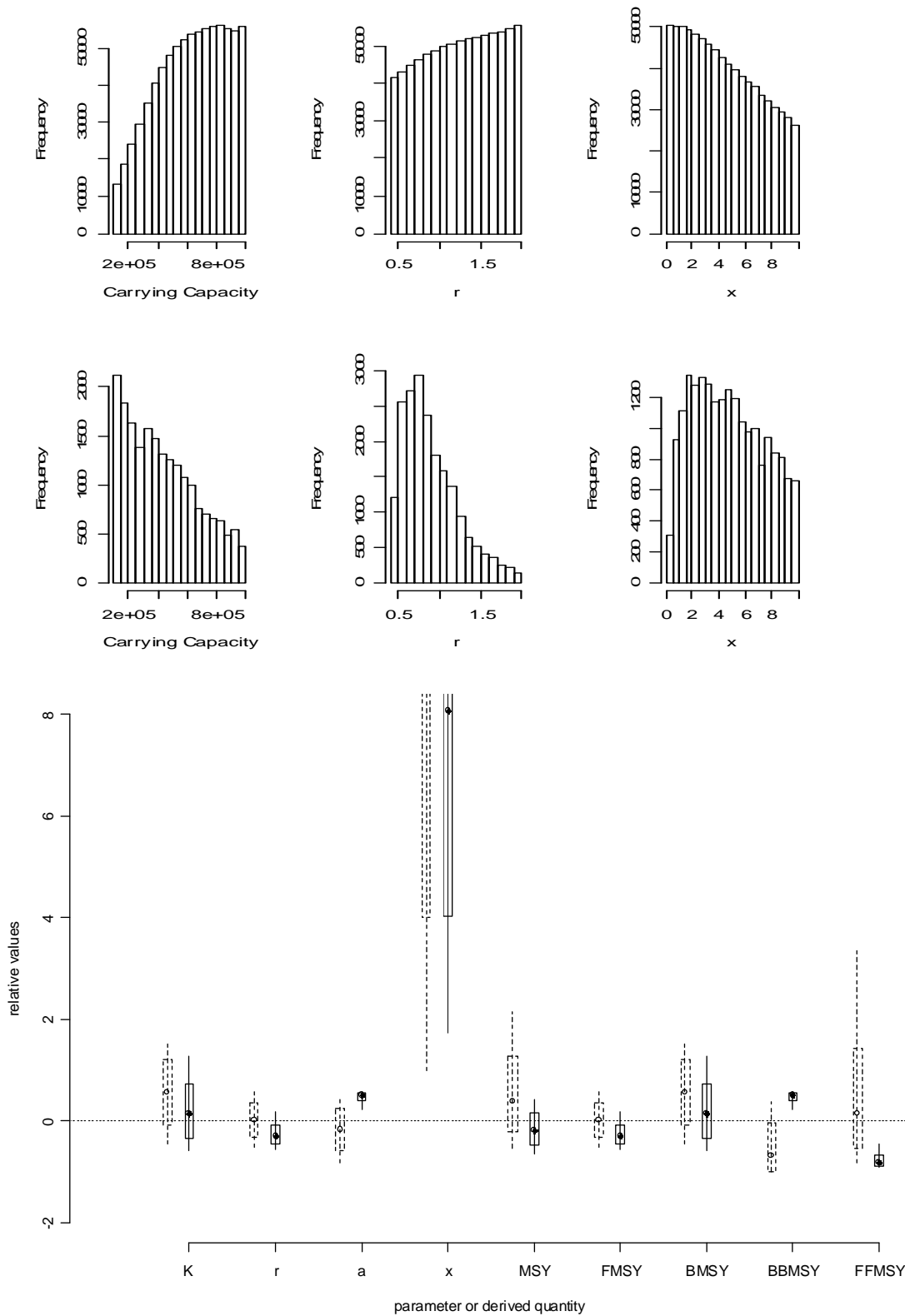


**Figure Appendix 8.1** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.1 fitted to catch data from 1976 to 2006 for western skipjack. The priors (dashed boxes) and posteriors (solid boxes) were relativised to be in the same scale. The dashed boxes for management quantities are the values obtained by running the model only with the priors. The combinations of parameters from the priors that do not cause extinction of the population are called pre-data post-model priors.

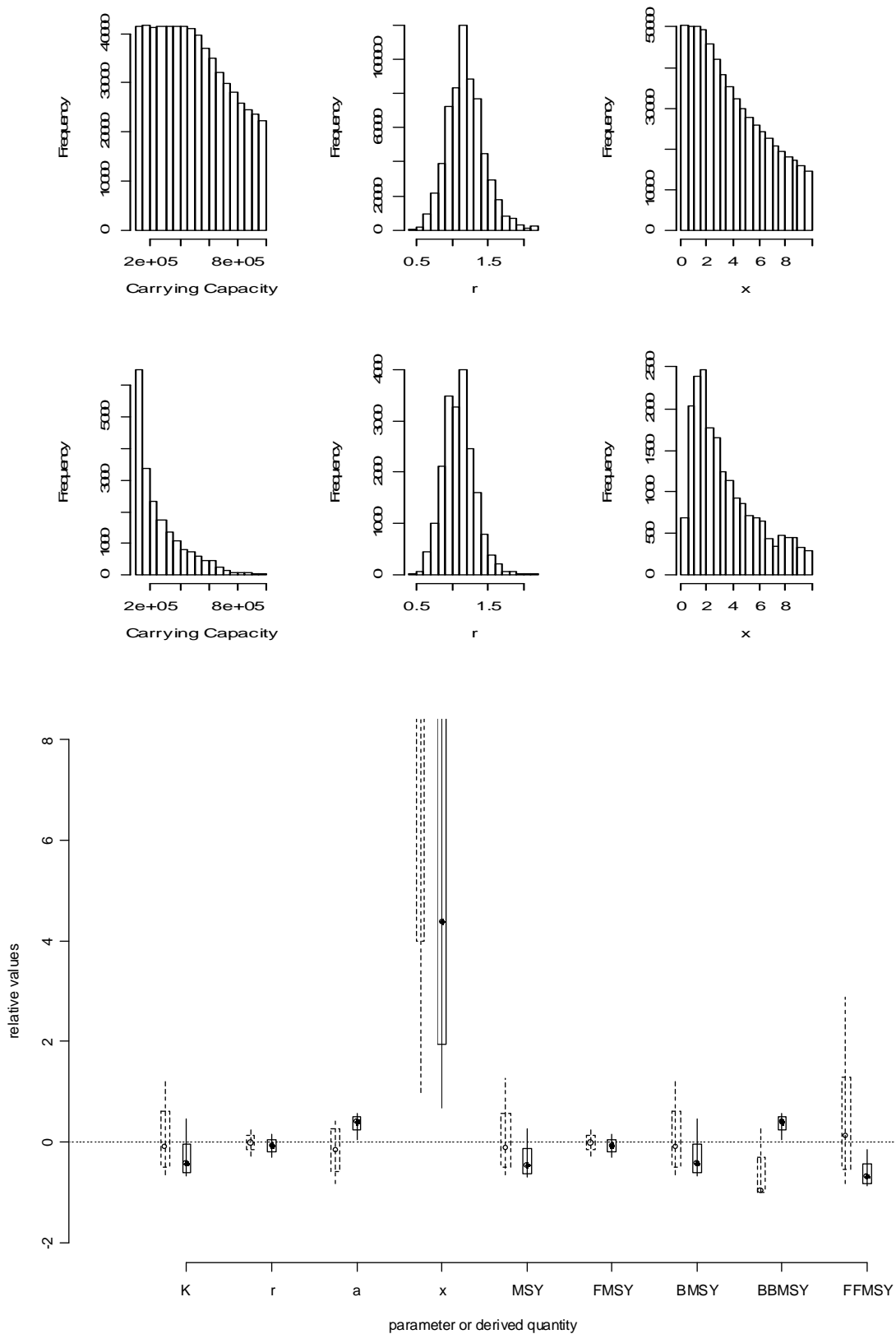




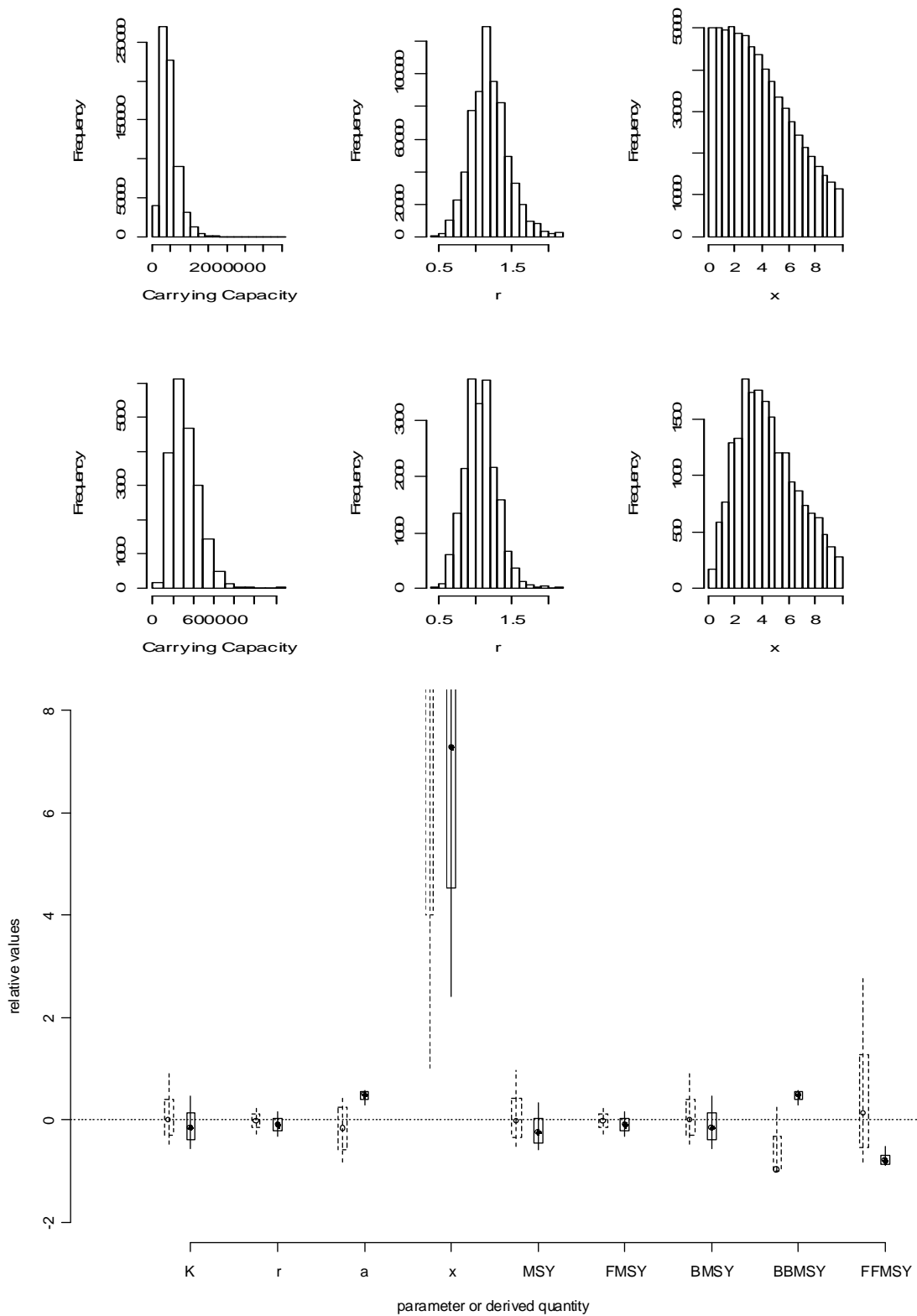
**Figure Appendix 8.2** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.2 fitted to catch data from 1976 to 2006 for western skipjack. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



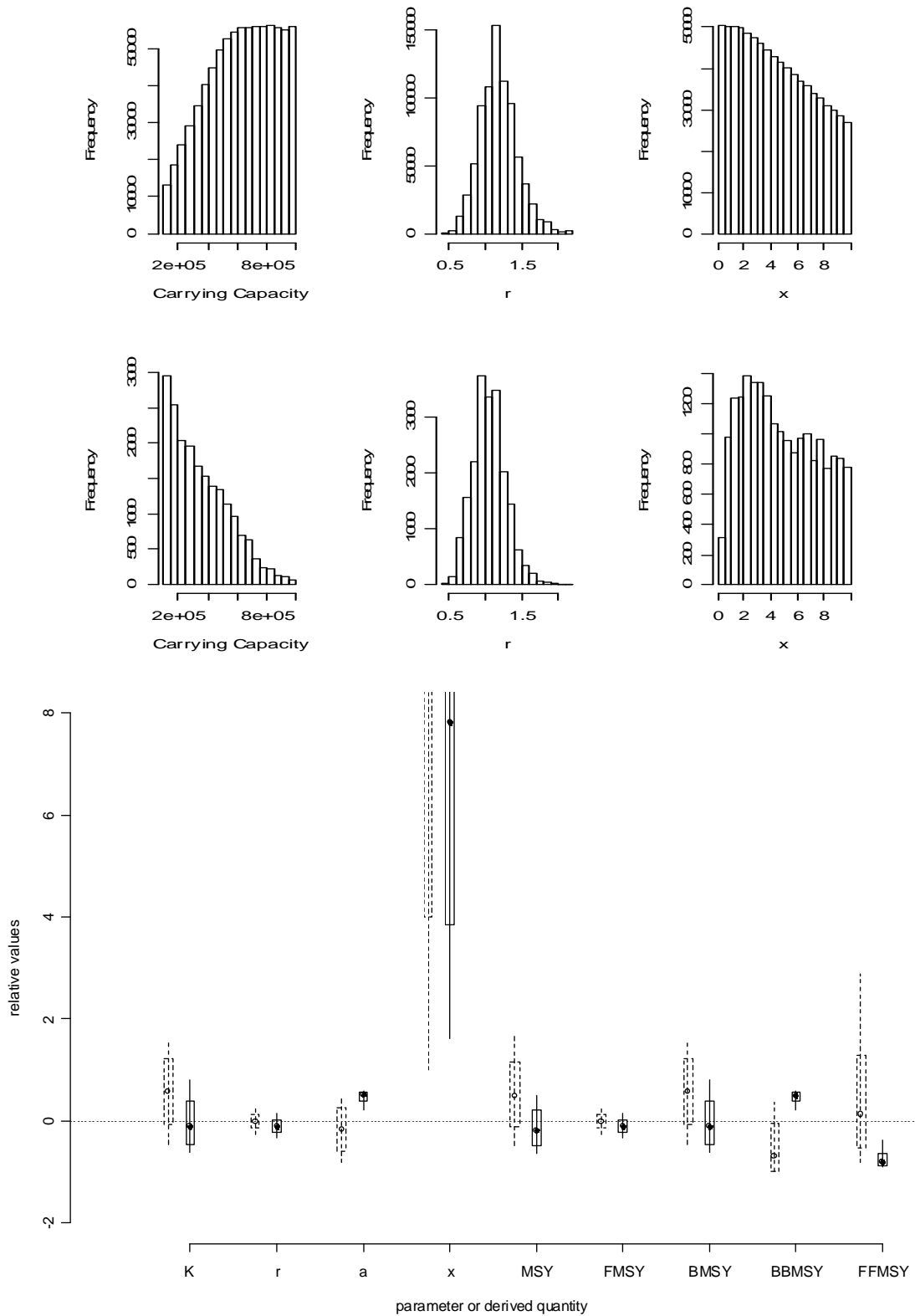
**Figure Appendix 8.3** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.3 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



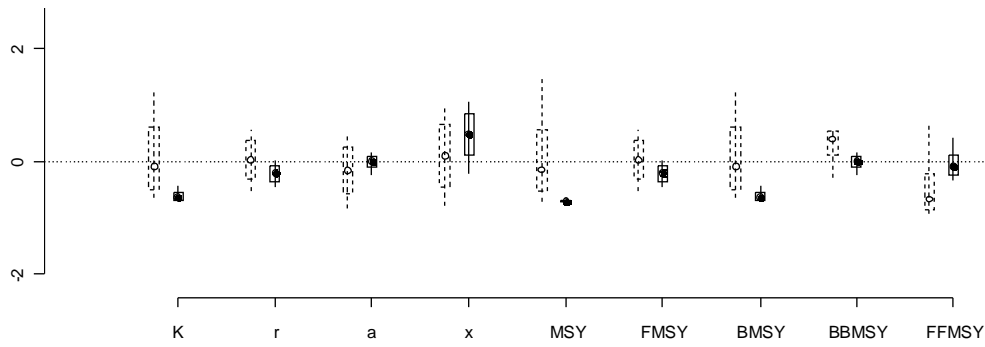
**Figure Appendix 8.4.** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.4 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



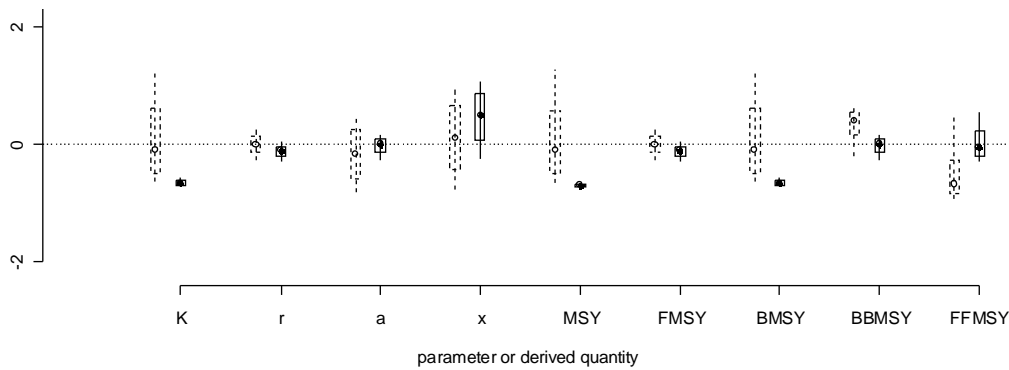
**Figure Appendix 8.5** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.5 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



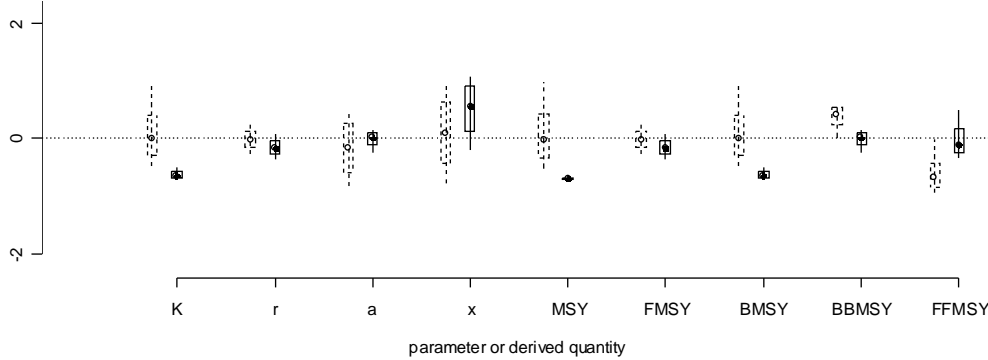
**Figure Appendix 8.6** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (middle row) and relative priors and posteriors (bottom row) for the COM run A.6 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



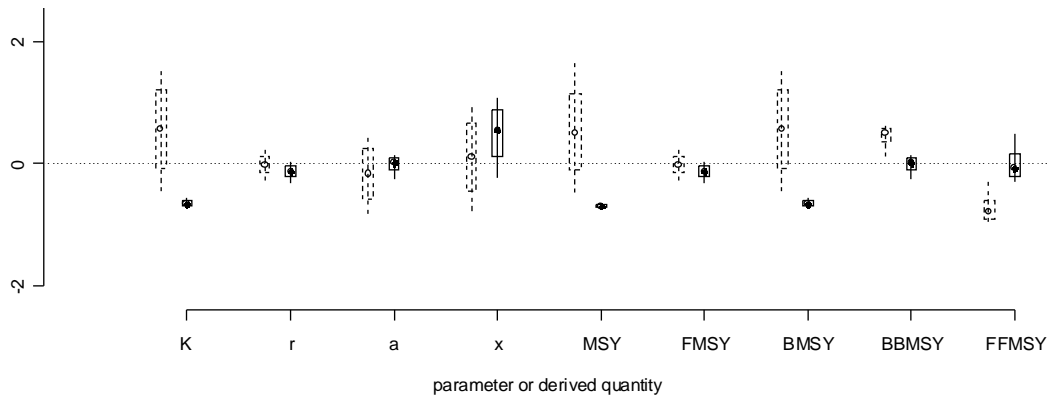
**Figure Appendix 8.7** Relative priors and posteriors for the COM run B.1 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



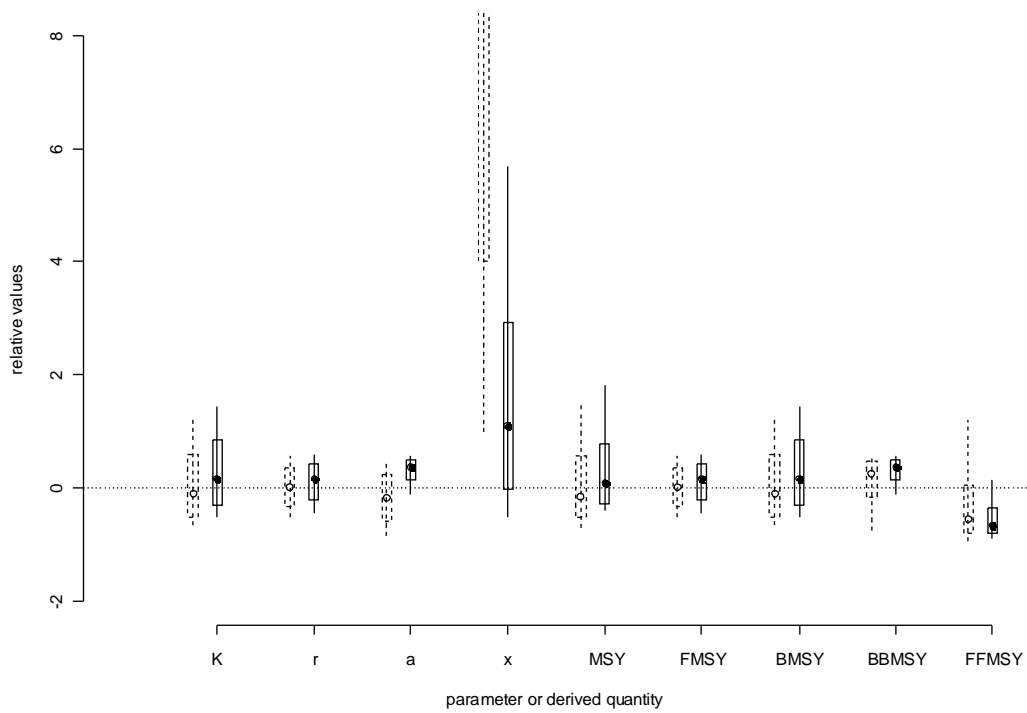
**Figure Appendix 8.8** Relative priors and posteriors for the COM run B.4 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



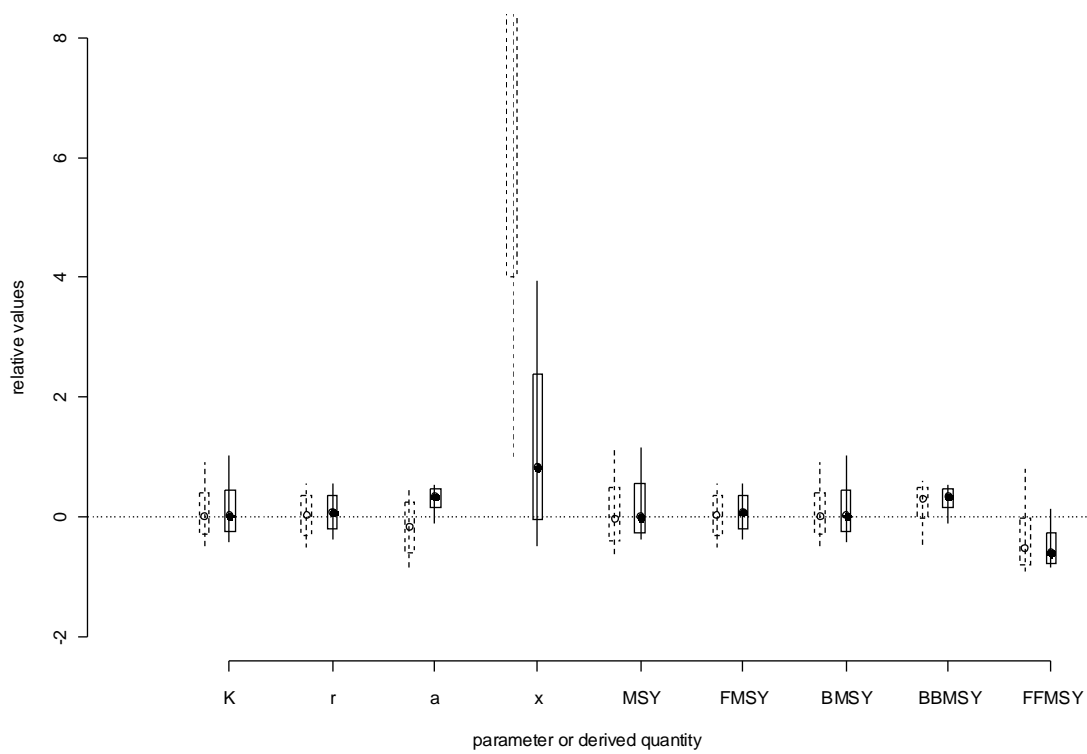
**Figure Appendix 8.9** Relative priors and posteriors for the COM run B.5 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



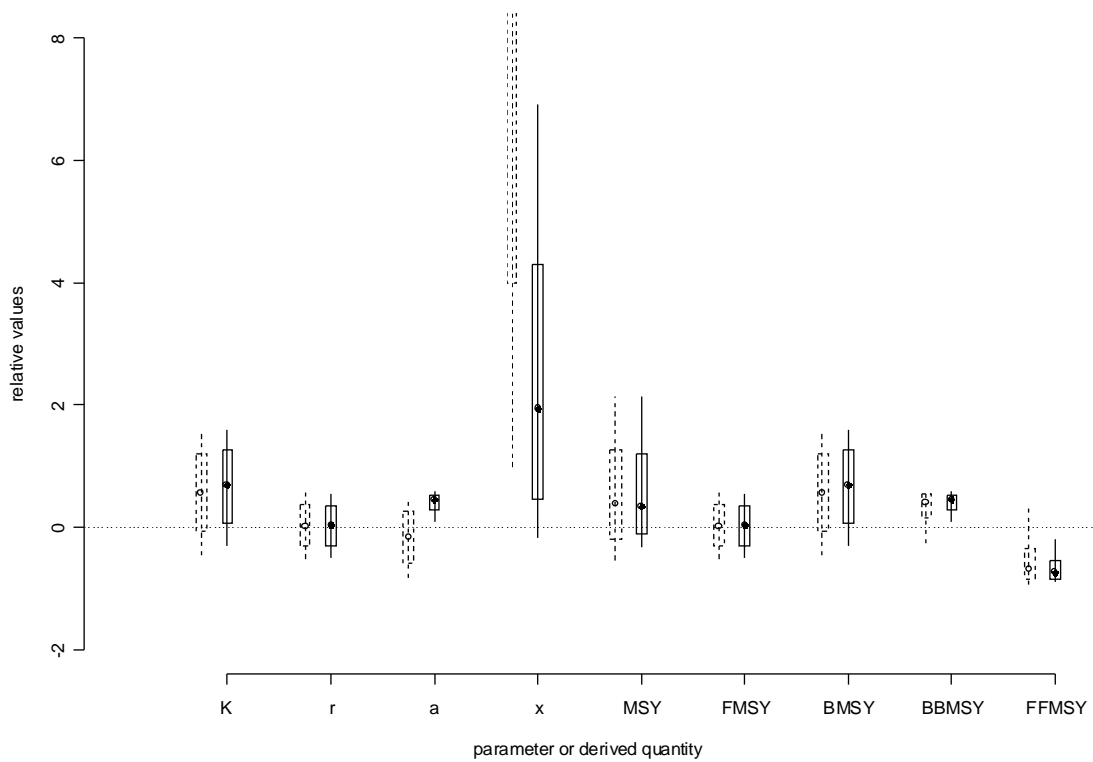
**Figure Appendix 8.10** Relative priors and posteriors for the COM run B.6 fitted to catch data from 1976 to 2006 for SKJ-W. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



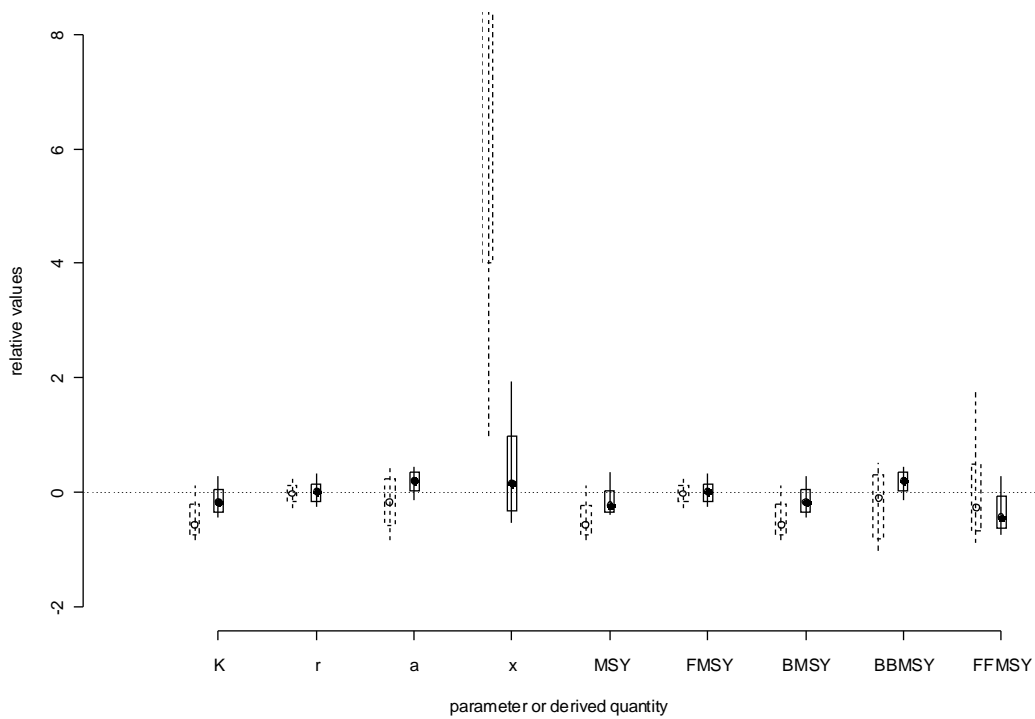
**Figure Appendix 8.11** Relative priors and posteriors for the COM run A.1 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



**Figure Appendix 8.12.** Relative priors and posteriors for the COM run A.2 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.

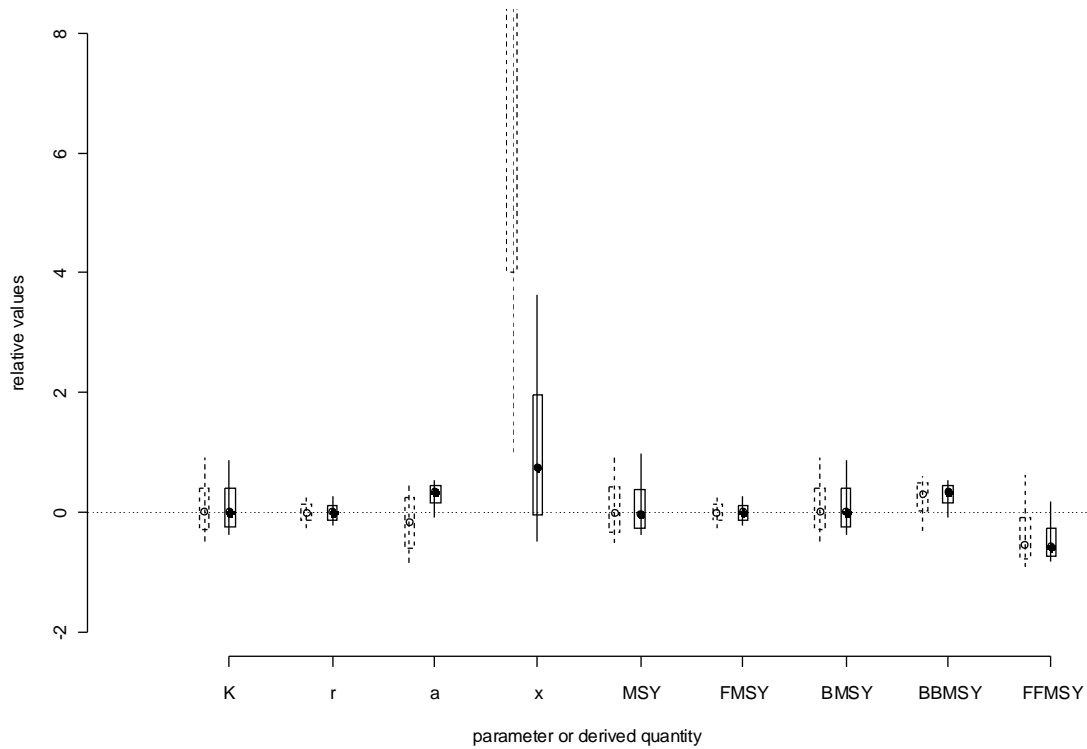


**Figure Appendix 8.13** Relative priors and posteriors for the COM run A.3 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.

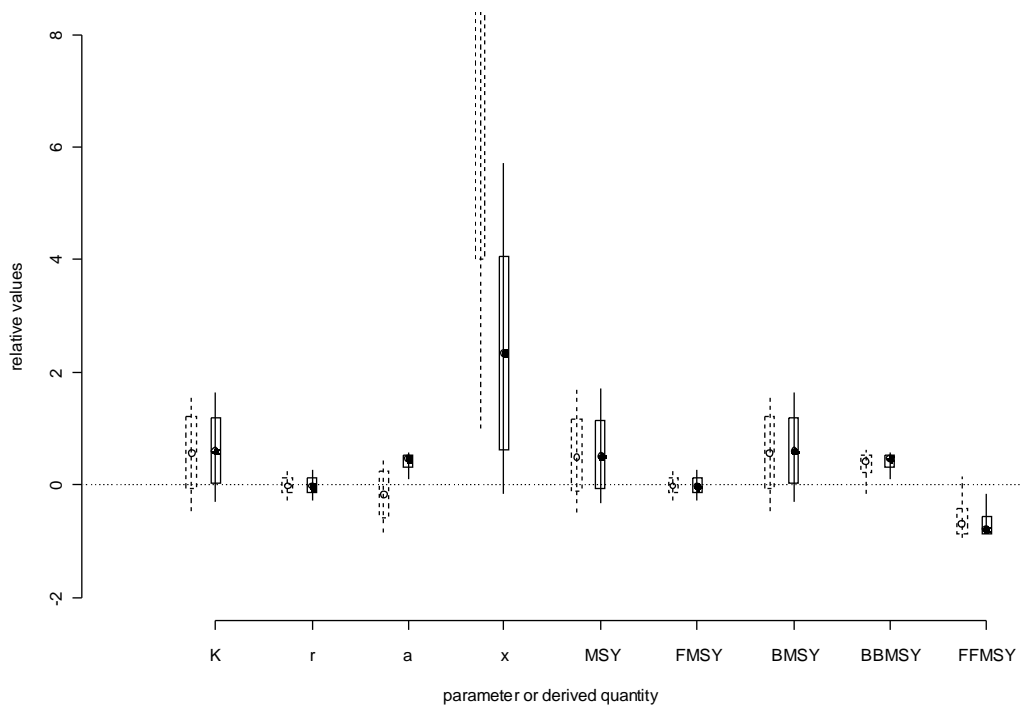


**Figure Appendix 8.14** Relative priors and posteriors for the COM run A.4 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.

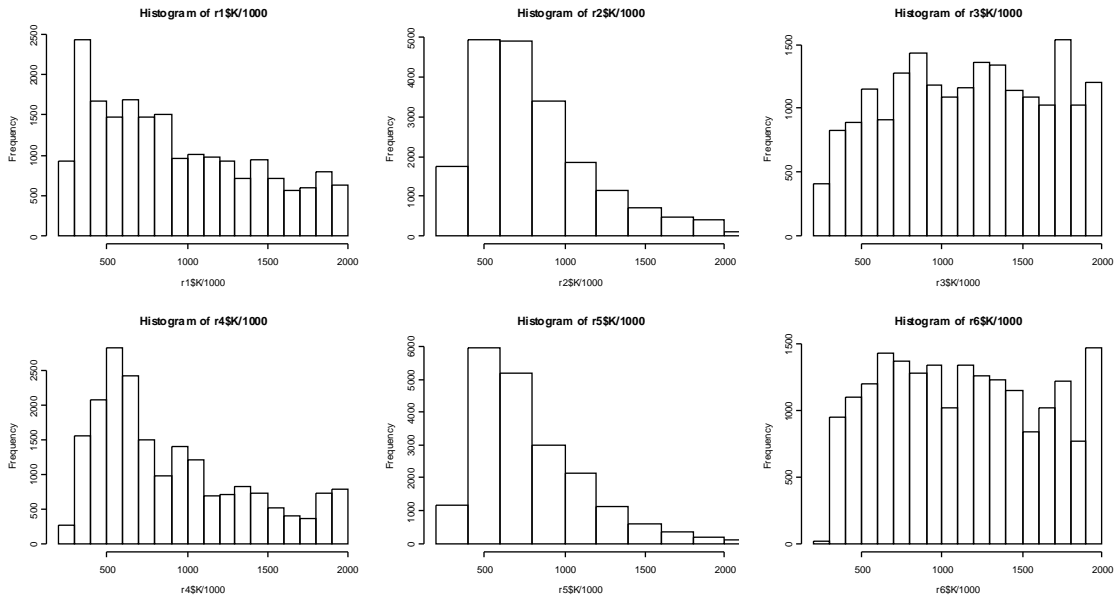




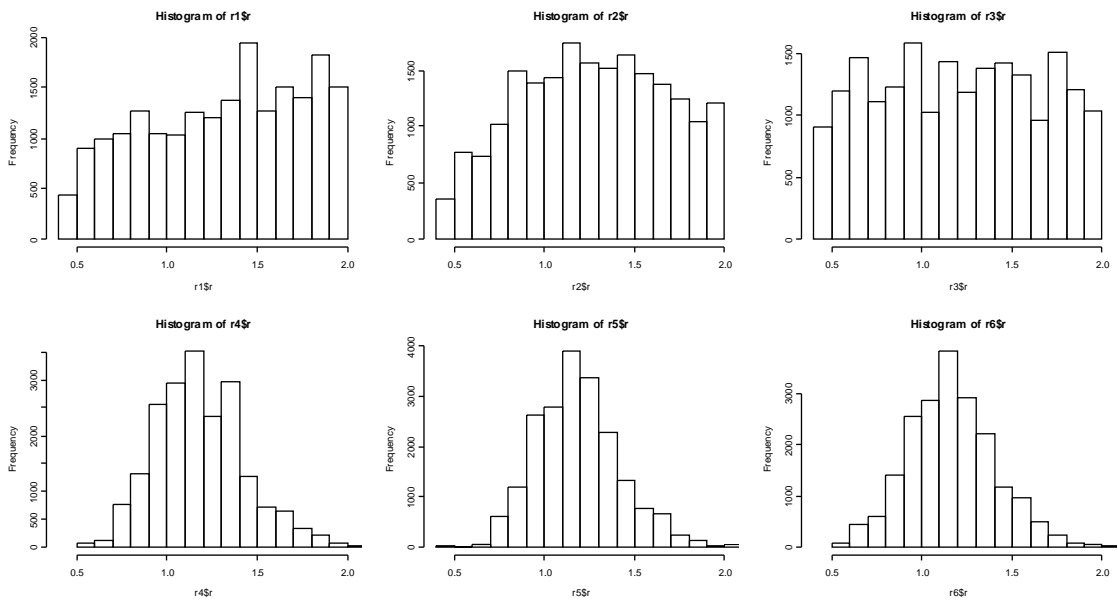
**Figure Appendix 8.15** Relative priors and posteriors for the COM run A.5 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



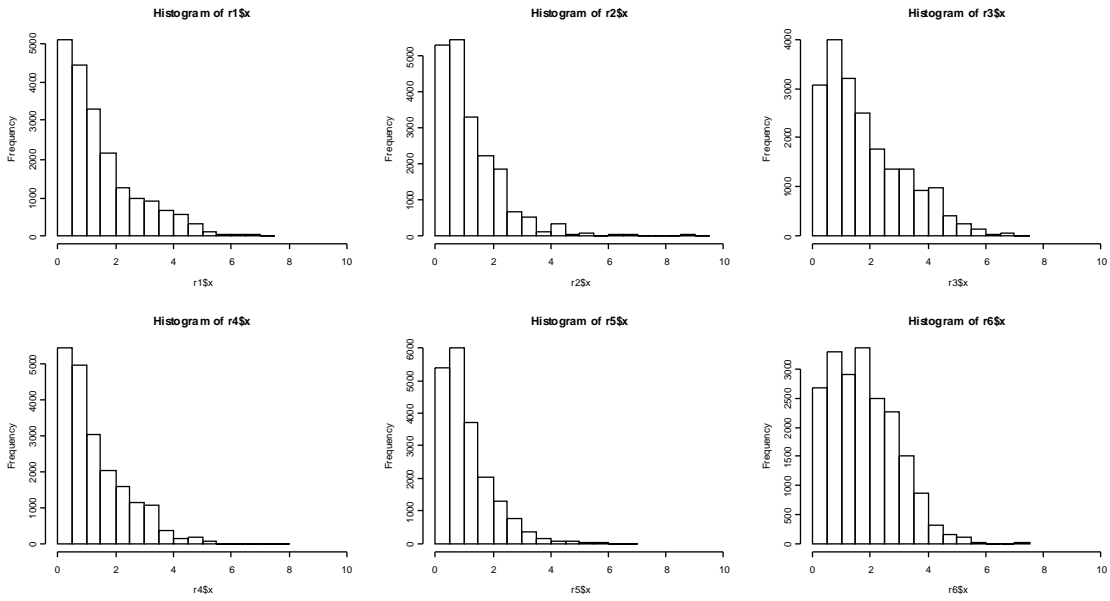
**Figure Appendix 8.16** Relative priors and posteriors for the COM run A.6 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



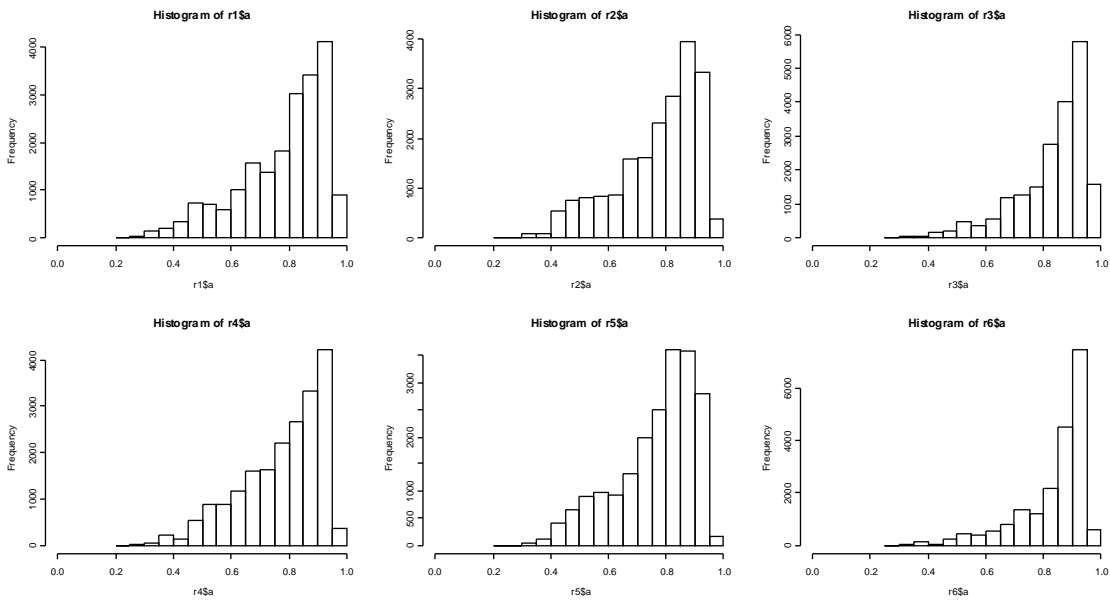
**Figure Appendix 8.17** Posterior distributions for  $K$  for COM runs A.1 to A.6 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E.



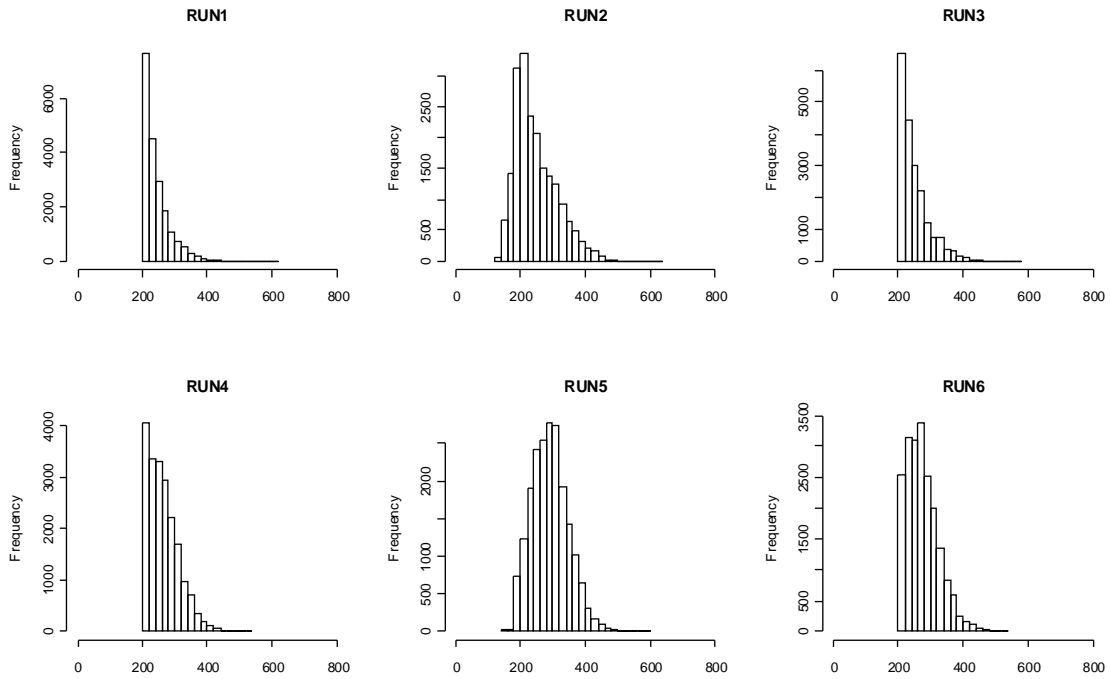
**Figure Appendix 8.18.** Posterior distributions for  $r$  for COM runs A.1 to A.6 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E.



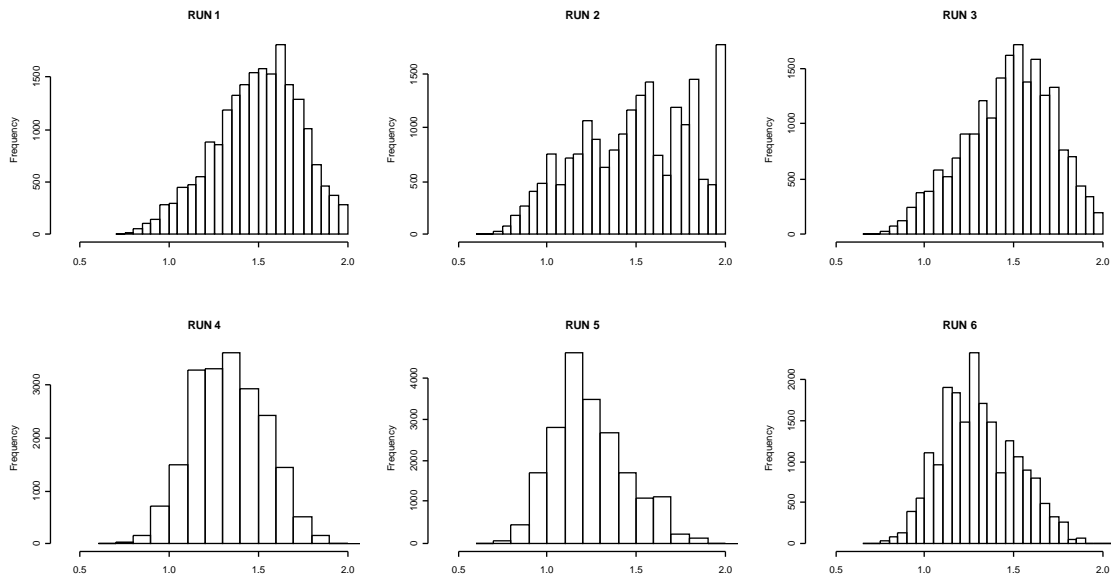
**Figure Appendix 8.19** Posterior distributions for  $x$  for COM runs A.1 to A.6 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E.



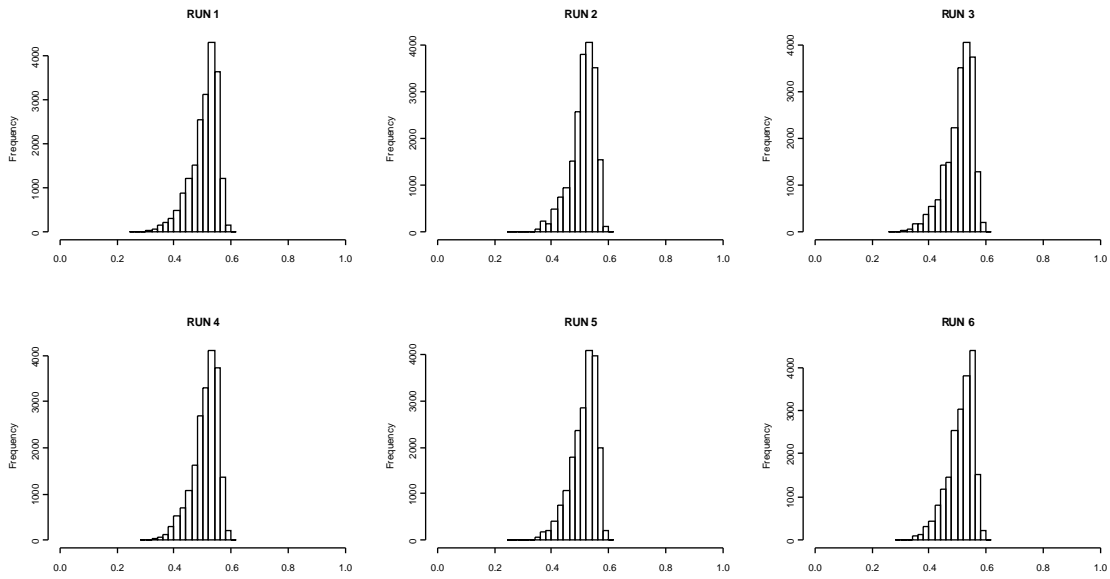
**Figure Appendix 8.20** Posterior distributions for  $a$  for COM runs A.1 to A.6 fitted to catch data from 1950 to 2006 for SKJ-E.



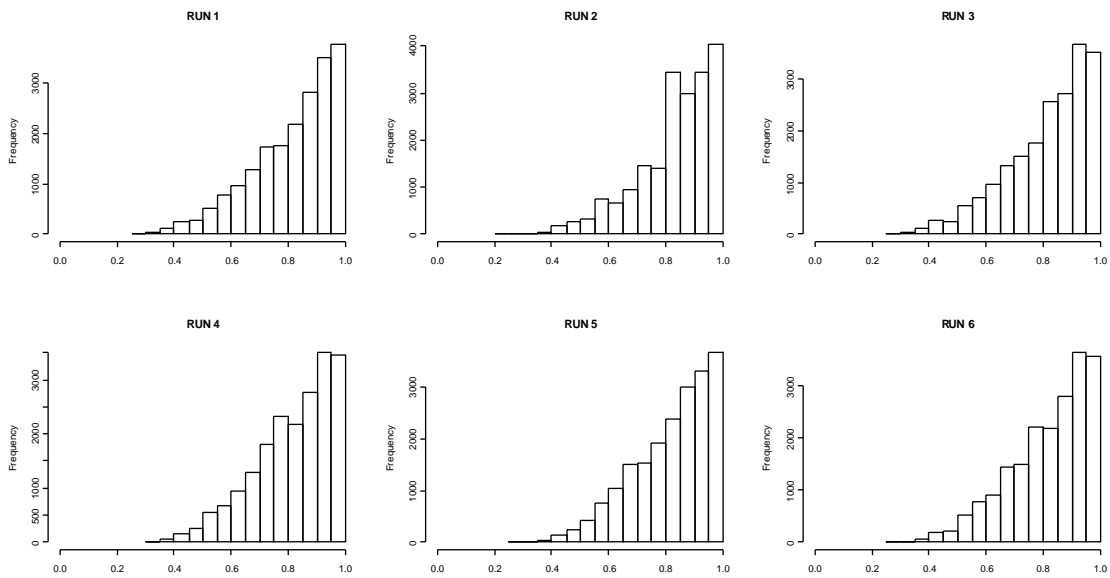
**Figure Appendix 8.21** Posterior distributions for  $K$  for COM runs B.1 to B.6 fitted to catch data from 1965 to 1984 for SKJ-E.



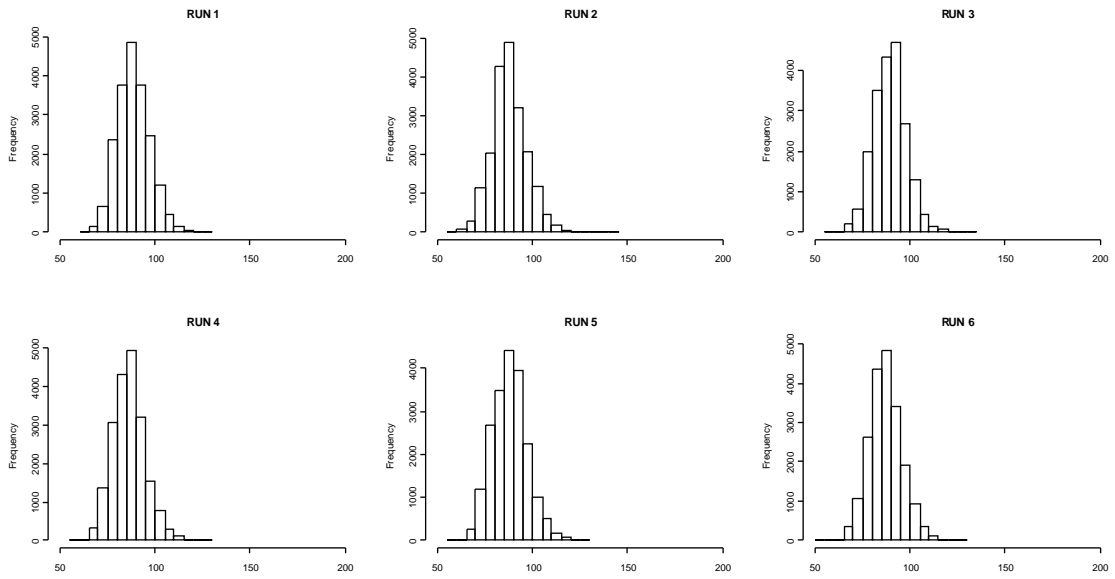
**Figure Appendix 8.22** Posterior distributions for  $r$  for COM runs B.1 to B.6 fitted to catch data from 1965 to 1984 for SKJ-E.



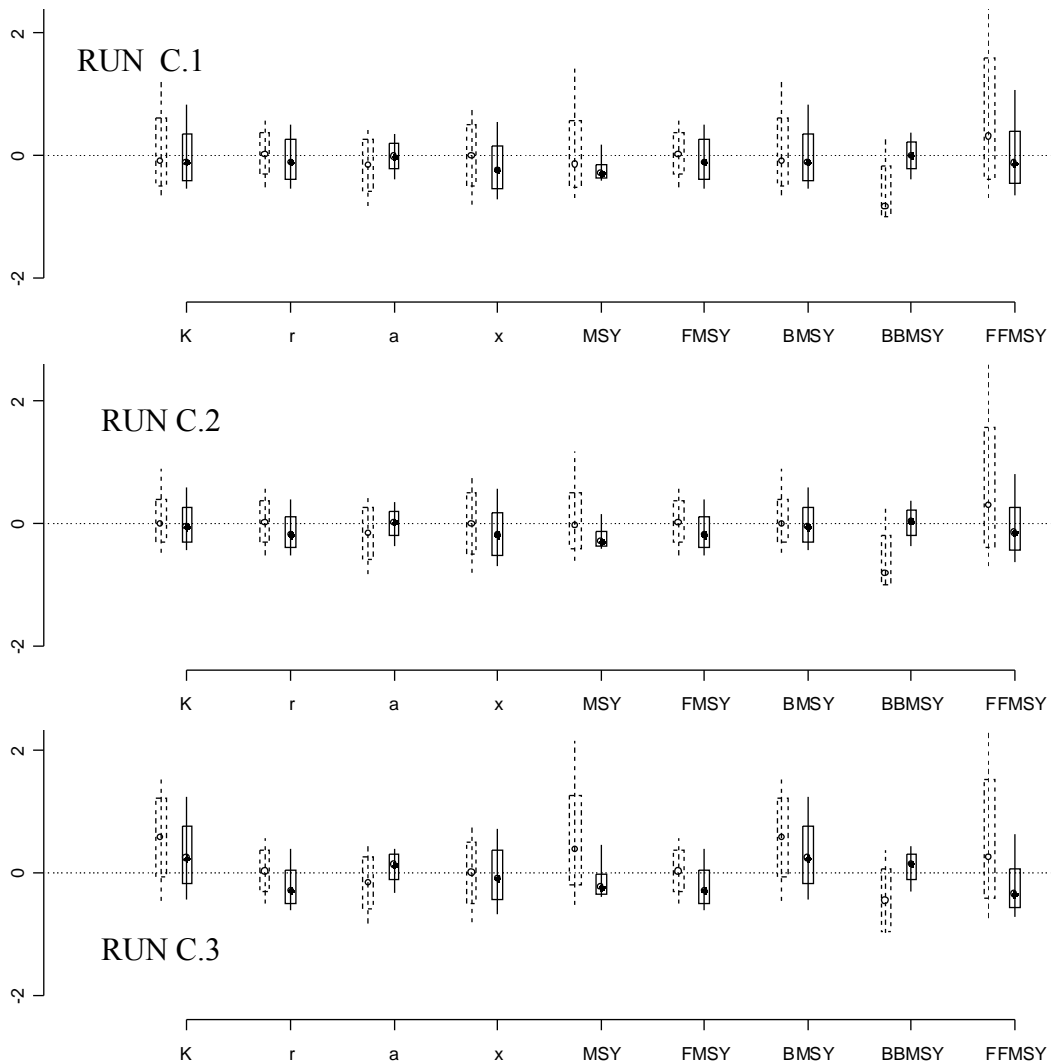
**Figure Appendix 8.23** Posterior distributions for COM runs B.1 to B.6 fitted to catch data from 1965 to 1984 for SKJ-E.

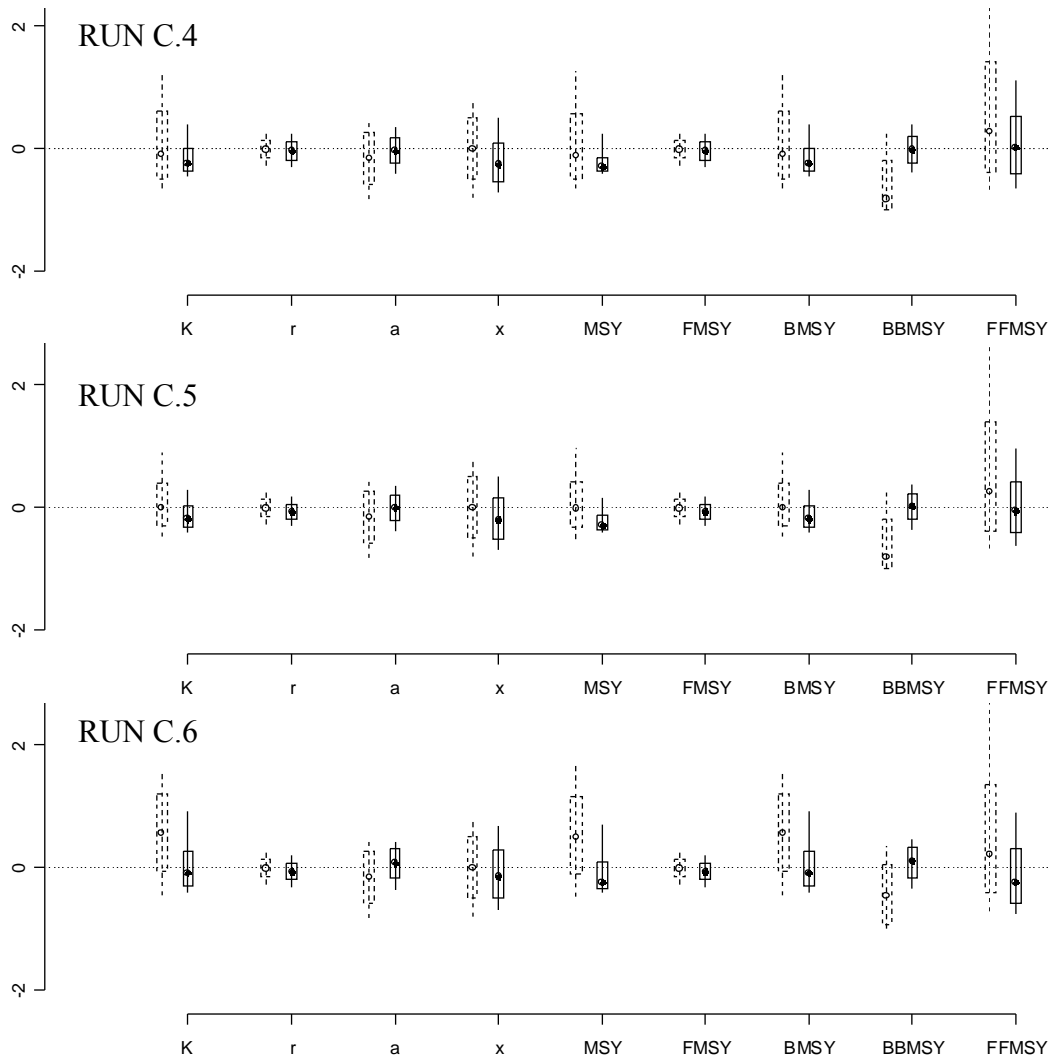


**Figure Appendix 8.24** Posterior distributions for  $x$  for COM runs B.1 to B.6 fitted to catch data from 1965 to 1984 for SKJ-E.

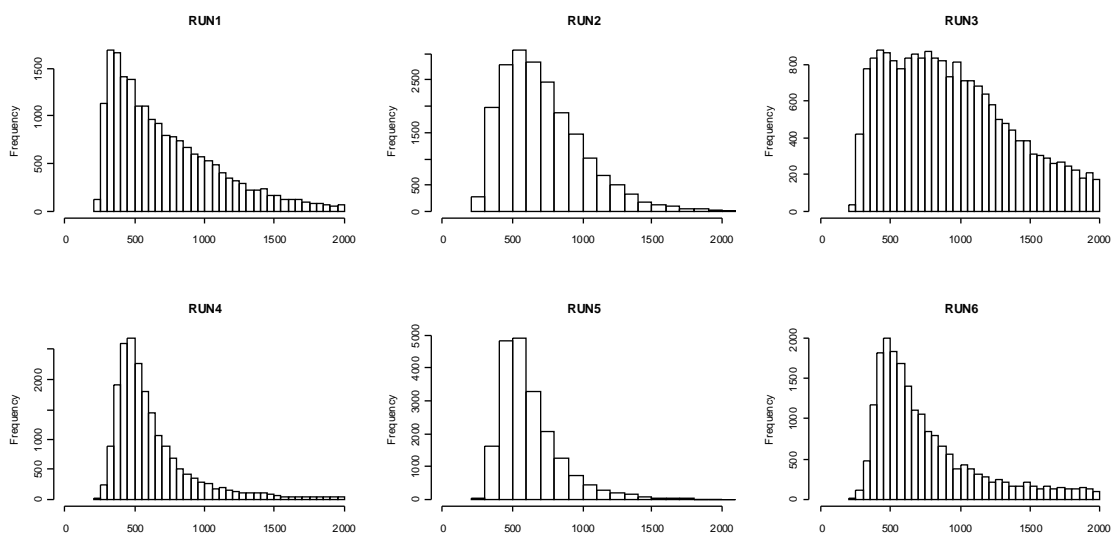


**Figure Appendix 8.25** Posterior distributions for  $MSY$  for COM runs B.1 to B.6 fitted to catch data from 1965 to 1984 for SKJ-E.

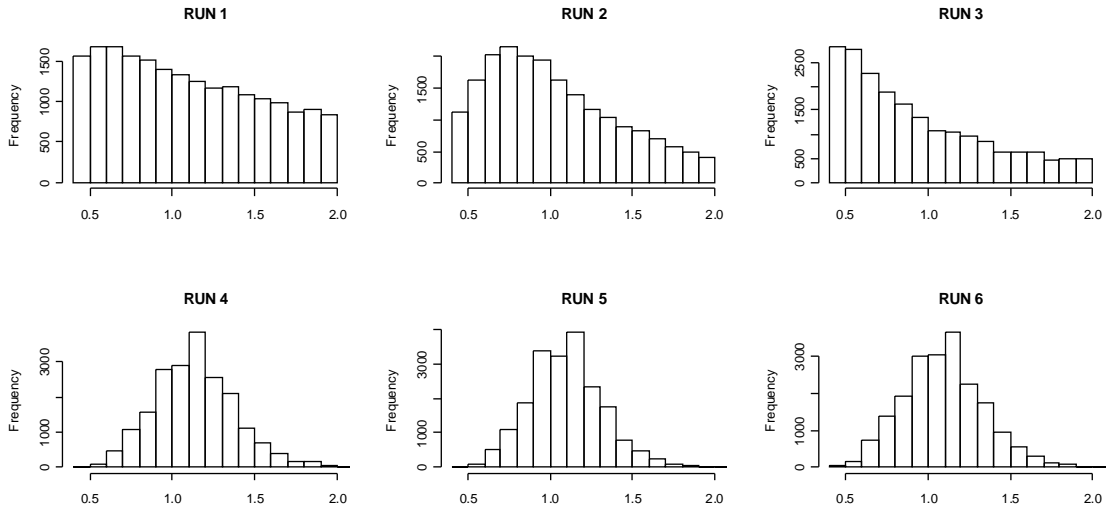




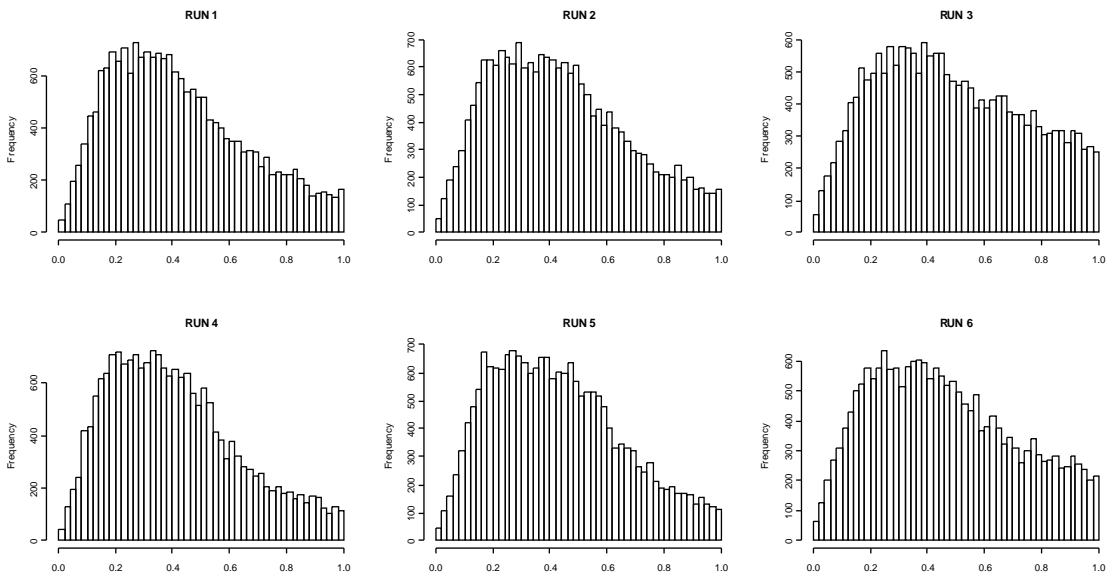
**Figure Appendix 8.26** Relative priors and posteriors for the COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E. See **Figure Appendix 5.1** for explanations.



**Figure Appendix 8.27** Posterior distributions for  $K$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

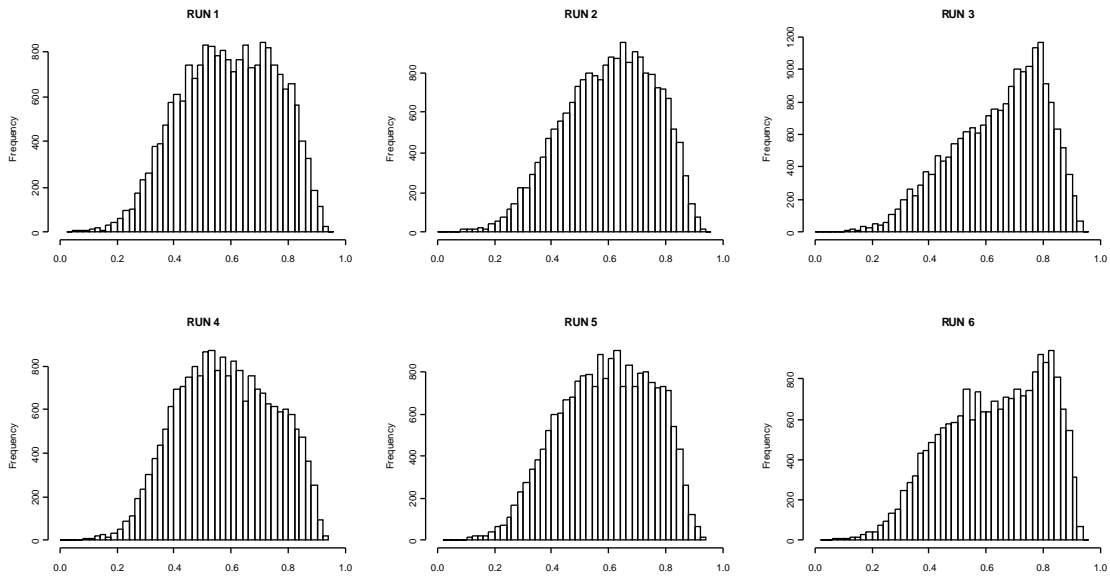


**Figure Appendix 8.28** Posterior distributions for  $r$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

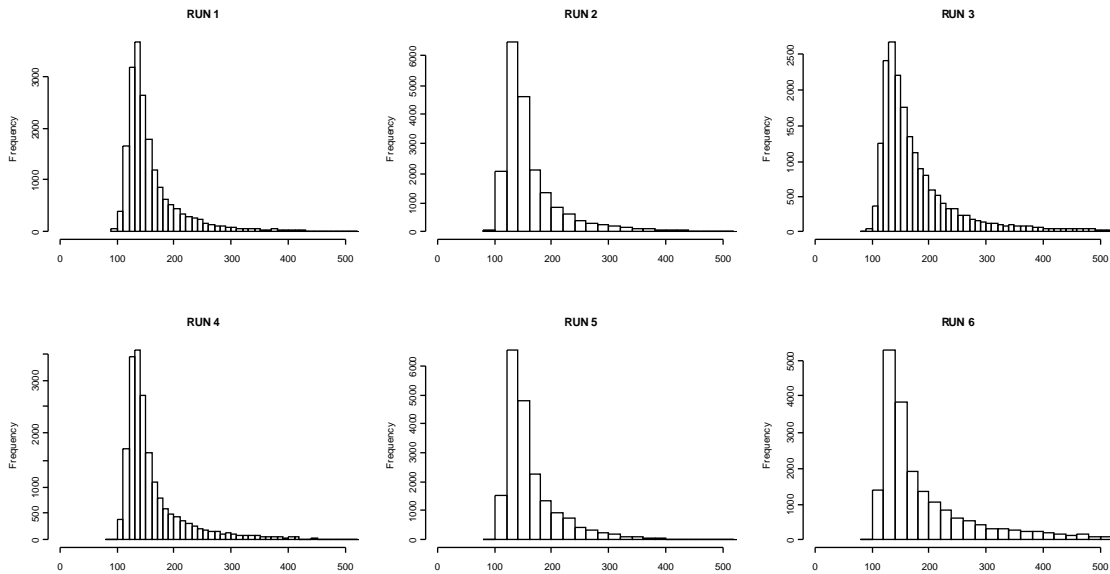


**Figure Appendix 8.28** Posterior distributions for  $x$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

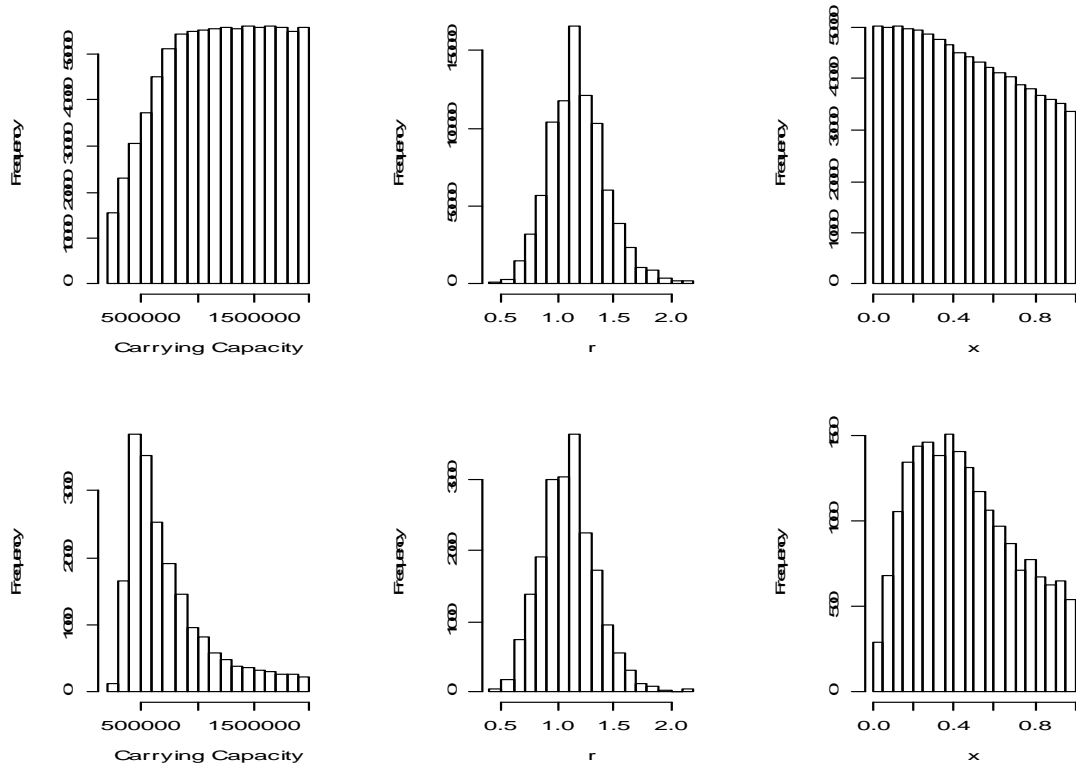




**Figure Appendix 8.28** Posterior distributions for  $a$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.



**Figure Appendix 8.29.** Posterior distributions for  $MSY$  for COM runs C.1 to C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.



**Figure Appendix 8.30.** Pre-data, post-model priors (top row) and posteriors (bottom row) for run C.6 fitted to catch data from 1985 to 2006 for SKJ-E.

**Yield-Per-Recruit and Spawning Biomass-Per-Recruit  
of the Tropical Tunas with Modification of Fleet-Specific Fishing Mortality**

## **TROPICAL TUNA SPECIES GROUP**

### **1. Introduction**

During the 2008 ICCAT Yellowfin and Skipjack Stock Assessments Meeting (Florianópolis, Brazil, July 21 to 29, 2008) The Tropical Species Group reviewed the 2007 Report of Panel 1, which included as part of the discussions, the suggestion that the SCRS analyze and present a range of options to the Commission, in time for consideration at the 2008 Special Meeting, to increase the yield per recruit and MSY of bigeye tuna by reducing mortality on small bigeye tuna through the use of such measures as closed areas (i.e. total closure of all surface fisheries) and moratoriums on the use of fish aggregating devices (FADs). In addition it was also suggested that the SCRS analyze the impacts of such measures on the catches of yellowfin tuna and skipjack tuna.

This report contains the results of one such analysis, as presented and discussed during the 2008 Tropical Tunas Species Group meeting (September 24 to 26, 2008) and described in document SCRS/2008/170. This report discusses the effect of reducing or increasing the effective fishing mortality of two fleets, the equatorial surface fleet and an aggregate fleet (all others) on the yield-per-recruit (YPR) and spawning stock biomass-per-recruit (SPR) of yellowfin and bigeye tunas.

### **2. Methods**

The analyses presented in this report used a method developed in response to the Commissions' concerns, and described in SCRS/2008/170. This method can be used to estimate the effects of changes in fishing mortality (F) by age, fleet, gear and/or area on estimates of YPR and SPR. For this analysis, the effective fishing mortality of the equatorial surface fleet (EU PS + Ghana PS + Ghana BB) and an aggregated fleet (all others) was varied from 0% to 200% of recent values (YFT: 2003-2005; BET: 2002-2004). Age-specific biological inputs (weight of catch, weight of spawning stock, maturity and natural mortality at age) and the resulting fishing mortality at age from the most recent virtual population analysis models (YFT: 2008; BET:2007) were used to parameterize the models.

### **3. Results**

#### **3.1 Yellowfin tuna**

Two VPA base models were used to provide management advice during the 2008 assessment of yellowfin tuna, Runs 5 and 10. The results of the runs are quite similar. According to these runs, the recent YPR (kg) of yellowfin is 1.73 to 1.78 (**Table Appendix 9.1 and Table Appendix 9.2**, both F multipliers = 1.0). The greatest increases in YPR (>1.9) are achieved by reducing the equatorial surface fleet by 40-100% and increasing the effective F of the other fleets by a similar amount (**Table Appendix 9.1 and Table Appendix 9.2**). The current SPR (kg) of yellowfin is 3.11 to 3.22 (**Table Appendix 9.3 and 4**). Simultaneous increases in YPR and SPR can occur with certain fleet modifications. These cases are summarized in **Table Appendix 9.5**. YPR and SPR (expressed as a percentage of  $SPR_{MAX}$ ) results are also illustrated in **Figure Appendix 9.1**.

#### **3.2 Bigeye tuna**

According to the base VPA run, the recent YPR (kg) of bigeye is 1.82 (**Table Appendix 9.6**, both F multipliers = 1.0). The greatest increases in YPR (>2.0) are achieved by reducing the equatorial surface fleet by 20-100% and increasing the effective F of the other fleets by a similar amount (**Table Appendix 9.6**). The current SPR (kg) of bigeye is 8.3 (**Table Appendix 9.7**). Simultaneous increases in YPR and SPR can occur with certain fleet modifications. These cases are summarized in **Table Appendix 9.8**. YPR and SPR (expressed as a percentage of  $SPR_{MAX}$ ) results are also illustrated in **Figure Appendix 9.2**.

#### 4. Discussion

The results of these analyses indicate that modest gains in yield-per-recruit for yellowfin and bigeye can be obtained by simultaneously decreasing considerably the surface fleet fishing mortality and noticeably increasing the fishing mortality exerted by the other fleets (**Table Appendix 9.5 and Table Appendix 9.8**). At this time, no analyses were attempted regarding skipjack tuna. The 2008 stock assessment models conducted for skipjack did not provide estimates of fishing mortality-at-age which are required for this analysis. The Tropical Species Group recommends that analyses of skipjack be conducted in the near future. The group also recommends the development of multi-species approaches.

The Tropical Species Group emphasizes that this analysis is a simplified treatment of the data. A more detailed analysis would separate surface fleet catches under floating aggregation devices (FADs) from those targeting free schools. The selectivity of the two fleet components differs substantially; FAD catches are dominated by the youngest animals. This may be particularly important for yellowfin because a substantial fraction of the equatorial catches of this species are older animals captured in free schools. Unfortunately, this analysis could not be accomplished since no estimates of catch-at-age for the free school and FAD components were available at the time of the meeting. The group recommends that this analysis be conducted in the near future.

The Tropical Species Group notes that these results are very sensitive to the assumed natural mortality vectors, which are quite high on ages 0 and 1 ( $M=0.8$ ) and also poorly known. Also, changes in the method used by ICCAT to convert catch-at-size to catch-at-age may result in important differences in the fishing mortality-at-age vectors used for these analyses. Noting these concerns and the time constraints imposed by a three day meeting, the Tropical Species Group acknowledges that these results do not represent a full range of management options, and should be considered preliminary. Therefore, the group did not recommend any particular management measure. The Group suggested that this topic be explored in more detail at a future Intersessional Meeting.

**Table Appendix 9.1.** YFT VPA RUN 5: Yield per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality. Current YPR (2003-2005) is highlighted.

<b>YPR Run 5</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		<b>0</b>	<b>0.2</b>	<b>0.4</b>	<b>0.6</b>	<b>0.8</b>	<b>1</b>	<b>1.2</b>	<b>1.4</b>	<b>1.6</b>	<b>1.8</b>	<b>2</b>
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	<b>0</b>	0.00	0.51	0.88	1.14	1.31	1.43	1.51	1.56	1.58	1.59	1.58
	<b>0.2</b>	0.47	0.86	1.14	1.33	1.46	1.54	1.59	1.61	1.62	1.62	1.60
	<b>0.4</b>	0.84	1.14	1.35	1.49	1.57	1.63	1.65	1.66	1.65	1.64	1.61
	<b>0.6</b>	1.15	1.37	1.51	1.61	1.66	1.69	1.70	1.69	1.67	1.65	1.62
	<b>0.8</b>	1.39	1.55	1.65	1.70	1.73	1.74	1.73	1.71	1.69	1.66	1.63
	<b>1</b>	1.58	1.69	1.75	1.78	1.78	<b>1.78</b>	1.75	1.73	1.69	1.66	1.63
	<b>1.2</b>	1.73	1.79	1.83	1.83	1.82	1.80	1.77	1.74	1.70	1.66	1.62
	<b>1.4</b>	1.84	1.88	1.89	1.87	1.85	1.82	1.78	1.74	1.70	1.66	1.62
	<b>1.6</b>	1.93	1.94	1.93	1.90	1.87	1.83	1.78	1.74	1.70	1.65	1.61
	<b>1.8</b>	2.00	1.99	1.96	1.92	1.88	1.83	1.78	1.74	1.69	1.65	1.60
<b>2</b>	2.05	2.02	1.98	1.93	1.88	1.83	1.78	1.73	1.68	1.64	1.59	

**Table Appendix 9.2.** YFT VPA RUN 10: Yield per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality. Current YPR (2003-2005) is highlighted.

<b>YPR Run 10</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		<b>0</b>	<b>0.2</b>	<b>0.4</b>	<b>0.6</b>	<b>0.8</b>	<b>1</b>	<b>1.2</b>	<b>1.4</b>	<b>1.6</b>	<b>1.8</b>	<b>2</b>
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	<b>0</b>	0.00	0.47	0.82	1.06	1.24	1.37	1.45	1.50	1.53	1.54	1.55
	<b>0.2</b>	0.44	0.80	1.07	1.26	1.39	1.48	1.53	1.56	1.58	1.58	1.57
	<b>0.4</b>	0.79	1.08	1.28	1.42	1.51	1.57	1.60	1.61	1.61	1.60	1.59
	<b>0.6</b>	1.08	1.30	1.44	1.54	1.60	1.64	1.65	1.65	1.64	1.62	1.60
	<b>0.8</b>	1.32	1.47	1.58	1.64	1.68	1.69	1.69	1.68	1.66	1.63	1.60
	<b>1</b>	1.51	1.62	1.68	1.72	1.73	<b>1.73</b>	1.72	1.69	1.67	1.64	1.61
	<b>1.2</b>	1.66	1.73	1.77	1.78	1.78	1.76	1.74	1.71	1.68	1.64	1.61
	<b>1.4</b>	1.78	1.82	1.83	1.83	1.81	1.78	1.75	1.71	1.68	1.64	1.60
	<b>1.6</b>	1.87	1.89	1.88	1.86	1.83	1.80	1.76	1.72	1.68	1.64	1.60
	<b>1.8</b>	1.94	1.94	1.91	1.88	1.85	1.80	1.76	1.72	1.67	1.63	1.59
<b>2</b>	2.00	1.97	1.94	1.90	1.85	1.81	1.76	1.71	1.67	1.63	1.59	

**Table Appendix 9.3.** YFT VPA RUN 5: Spawning biomass per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality. Current SPR (2003-2005) is highlighted.

SPR Run 5		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	1.2	1.4	1.6	1.8	2
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	0	12.42	10.39	8.75	7.39	6.28	5.36	4.59	3.94	3.40	2.94	2.55
	0.2	10.89	9.15	7.72	6.55	5.58	4.78	4.10	3.54	3.06	2.65	2.30
	0.4	9.57	8.07	6.84	5.82	4.98	4.27	3.68	3.18	2.75	2.39	2.08
	0.6	8.44	7.14	6.08	5.19	4.45	3.83	3.31	2.86	2.49	2.17	1.89
	0.8	7.46	6.34	5.41	4.64	3.99	3.44	2.98	2.59	2.25	1.96	1.72
	1	6.62	5.64	4.83	4.15	3.58	<b>3.10</b>	2.69	2.34	2.04	1.78	1.56
	1.2	5.89	5.04	4.33	3.73	3.22	2.80	2.43	2.12	1.85	1.62	1.42
	1.4	5.25	4.51	3.88	3.36	2.91	2.53	2.20	1.92	1.69	1.48	1.30
	1.6	4.70	4.04	3.49	3.03	2.63	2.29	2.00	1.75	1.54	1.35	1.19
	1.8	4.21	3.64	3.15	2.74	2.38	2.08	1.82	1.60	1.40	1.23	1.09
2	3.79	3.28	2.85	2.48	2.16	1.89	1.66	1.46	1.28	1.13	1.00	

**Table Appendix 9.4.** YFT VPA RUN 10: Spawning biomass per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality. Current SPR (2003-2005) is highlighted.

SPR Run 10		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	1.2	1.4	1.6	1.8	2
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	0	12.42	10.47	8.87	7.54	6.43	5.51	4.73	4.07	3.52	3.05	2.65
	0.2	10.95	9.26	7.87	6.71	5.74	4.93	4.24	3.66	3.17	2.75	2.39
	0.4	9.68	8.21	7.00	5.98	5.13	4.41	3.81	3.30	2.86	2.49	2.17
	0.6	8.58	7.30	6.24	5.35	4.60	3.97	3.43	2.98	2.59	2.25	1.97
	0.8	7.62	6.50	5.57	4.79	4.13	3.57	3.09	2.69	2.34	2.05	1.79
	1	6.79	5.81	4.99	4.30	3.72	<b>3.22</b>	2.80	2.44	2.13	1.86	1.63
	1.2	6.06	5.20	4.48	3.87	3.35	2.91	2.53	2.21	1.93	1.69	1.49
	1.4	5.42	4.67	4.03	3.49	3.03	2.63	2.30	2.01	1.76	1.54	1.36
	1.6	4.86	4.20	3.63	3.15	2.74	2.39	2.09	1.83	1.60	1.41	1.24
	1.8	4.37	3.78	3.28	2.85	2.49	2.17	1.90	1.67	1.47	1.29	1.14
2	3.94	3.41	2.97	2.59	2.26	1.98	1.73	1.52	1.34	1.18	1.04	

**Table Appendix 9.5.** YFT: Fleet-specific multipliers that result in increases in YPR (medium grey with diagonal bar), SPR (light grey) and both YPR and SPR (black) over 2003-2005 levels.

<b>YFT: Run 5</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										<b>YFT: Run 10</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>											
		0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0			0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	0.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	0.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	0.2	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		0.2	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	0.4	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		0.4	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	0.6	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		0.6	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	0.8	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		0.8	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	1.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		1.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	1.2	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		1.2	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	1.4	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		1.4	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	1.6	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		1.6	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
	1.8	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		1.8	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR
2.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	2.0	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR	SPR		

**Table Appendix 9.6.** BET: Yield per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality. Current SPR (2002-2004) is highlighted.

<b>YPR</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		<b>0</b>	<b>0.2</b>	<b>0.4</b>	<b>0.6</b>	<b>0.8</b>	<b>1</b>	<b>1.2</b>	<b>1.4</b>	<b>1.6</b>	<b>1.8</b>	<b>2</b>
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	<b>0</b>	0.00	0.16	0.31	0.44	0.56	0.67	0.77	0.86	0.93	1.01	1.07
	<b>0.2</b>	0.50	0.62	0.73	0.83	0.91	0.99	1.06	1.12	1.18	1.23	1.27
	<b>0.4</b>	0.92	1.00	1.08	1.15	1.21	1.26	1.31	1.35	1.38	1.42	1.44
	<b>0.6</b>	1.27	1.32	1.37	1.41	1.45	1.48	1.51	1.53	1.55	1.57	1.58
	<b>0.8</b>	1.55	1.58	1.61	1.63	1.65	1.66	1.68	1.69	1.69	1.70	1.70
	<b>1</b>	1.79	1.80	1.81	1.81	1.82	<b>1.82</b>	1.82	1.81	1.81	1.80	1.80
	<b>1.2</b>	1.99	1.98	1.97	1.97	1.95	1.94	1.93	1.92	1.91	1.89	1.88
	<b>1.4</b>	2.15	2.13	2.11	2.09	2.07	2.05	2.03	2.01	1.98	1.96	1.94
	<b>1.6</b>	2.29	2.26	2.22	2.19	2.16	2.13	2.10	2.08	2.05	2.02	2.00
	<b>1.8</b>	2.40	2.36	2.32	2.28	2.24	2.20	2.17	2.13	2.10	2.07	2.04
	<b>2</b>	2.49	2.44	2.39	2.35	2.30	2.26	2.22	2.18	2.15	2.11	2.08

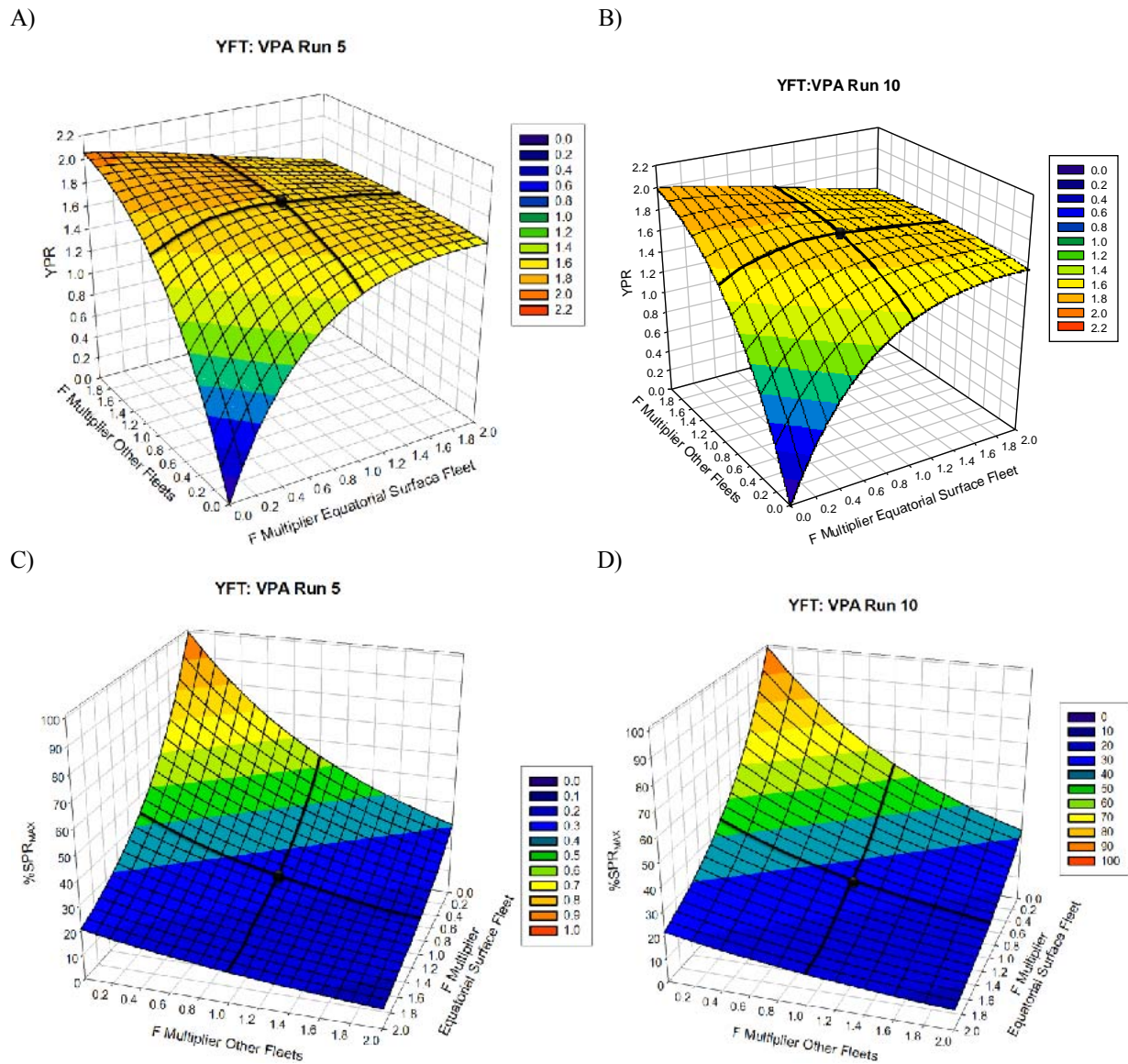
**Table Appendix 9.7.** BET: Spawning biomass per recruit (kg) with modification of fleet-specific fishing mortality.

<b>SPR</b>		<i>F Multiplier of Equatorial Surface Fleet</i>										
		<b>0</b>	<b>0.2</b>	<b>0.4</b>	<b>0.6</b>	<b>0.8</b>	<b>1</b>	<b>1.2</b>	<b>1.4</b>	<b>1.6</b>	<b>1.8</b>	<b>2</b>
<i>F Multiplier of Other Fleets</i>	<b>0</b>	22.0	20.2	18.5	17.0	15.6	14.3	13.1	12.0	11.0	10.1	9.3
	<b>0.2</b>	19.6	18.0	16.5	15.1	13.9	12.7	11.7	10.7	9.8	9.0	8.3
	<b>0.4</b>	17.5	16.0	14.7	13.5	12.4	11.4	10.4	9.6	8.8	8.1	7.4
	<b>0.6</b>	15.7	14.4	13.2	12.1	11.1	10.2	9.4	8.6	7.9	7.2	6.6
	<b>0.8</b>	14.1	12.9	11.9	10.9	10.0	9.2	8.4	7.7	7.1	6.5	6.0
	<b>1</b>	12.7	11.7	10.7	9.8	9.0	<b>8.3</b>	7.6	7.0	6.4	5.9	5.4
	<b>1.2</b>	11.5	10.6	9.7	8.9	8.2	7.5	6.9	6.3	5.8	5.3	4.9
	<b>1.4</b>	10.4	9.6	8.8	8.1	7.4	6.8	6.2	5.7	5.3	4.8	4.4
	<b>1.6</b>	9.5	8.7	8.0	7.3	6.7	6.2	5.7	5.2	4.8	4.4	4.0
	<b>1.8</b>	8.7	8.0	7.3	6.7	6.2	5.7	5.2	4.8	4.4	4.0	3.7
	<b>2</b>	7.9	7.3	6.7	6.1	5.6	5.2	4.8	4.4	4.0	3.7	3.4



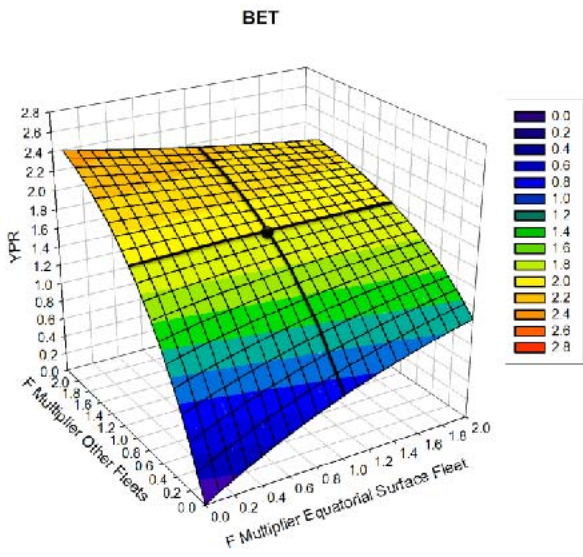
**Table Appendix 9.8.** BET: Fleet-specific multipliers that result in increases in YPR (medium grey diagonal bar), SPR (light grey) and both YPR and SPR (black) over 2002-2004 levels.

BET		<i>F Multiplier of the Equatorial Surface Fleet</i>										
		0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	1.2	1.4	1.6	1.8	2
<i>F multiplier of the Other Fleets</i>	0											
	0.2											
	0.4											
	0.6											
	0.8											
	1											
	1.2											
	1.4											
	1.6											
	1.8											
2												

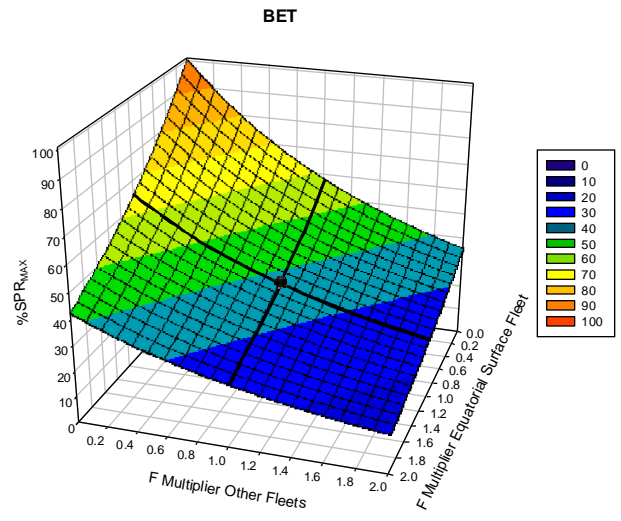


**Figure Appendix 9.1.** YFT: YPR and SPR with modification of fleet-specific F multipliers. (A) YPR VPA Run 5, (B) YPR VPA Run 10, (C) SPR VPA Run 5 and (D) SPR VPA Run 10. The solid lines are at F Multiplier = 1 (current F) for each fleet. The black circle is the current status quo.

A)



B)



**Figure Appendix 9.2.** BET: YPR (A) and SPR (B) with modification of fleet-specific F multipliers. The solid lines are at F Multiplier = 1 (current F) for each fleet. The black circle is the current status quo.