

REPORT OF THE 2020 PORBEAGLE SHARK STOCK ASSESSMENT MEETING

(Online, 15-22 June 2020)

SUMMARY

The meeting was held Online 15-22 June 2020. It focussed on the northwest Atlantic stock of porbeagle shark, and the southwest and southeast stocks, to the extent possible. A joint assessment of the northeast Atlantic stock of porbeagle shark with ICES is envisaged for 2022. The meeting focused on the following: updating any information from research projects; assembling and reviewing all available porbeagle information, and assessing the status of porbeagle stocks through the application Ecological Risk assessments, using alternative Incidental Catch Models, and length-based-spawner-per-recruit analysis.

RÉSUMÉ

La réunion a été tenue en ligne du 15 au 22 juin 2020. Elle s'est concentrée sur le stock de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Ouest et sur les stocks du Sud-Ouest et du Sud-Est, dans la mesure du possible. Une évaluation conjointe du stock de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est avec le CIEM est envisagée pour 2022. La réunion s'est concentrée sur les points suivants : la mise à jour des informations provenant de projets de recherche ; le rassemblement et l'examen de toutes les informations disponibles sur le requin-taupe commun, et l'évaluation de l'état des stocks de requin-taupe commun par le biais de l'application de l'évaluation des risques écologiques, en utilisant d'autres modèles de capture accidentelle, et l'analyse des reproducteurs par recrue basée sur la longueur.

RESUMEN

La reunión se celebró en on line del 15 al 22 de junio de 2020. La reunión se centró en el stock del Atlántico noroccidental de marrajo sardinero, y en los stocks del suroeste y sureste, en la medida de lo posible. Se ha programado para 2022 una evaluación conjunta del stock del Atlántico nordeste de marrajo sardinero con ICES. La reunión se centró en lo siguiente: actualizar cualquier información procedente de los programas de investigación, reunir y revisar toda la información disponible sobre marrajo sardinero y evaluar el estado de los stocks de marrajo sardinero mediante la aplicación de evaluaciones del riesgo ecológico utilizando modelos de captura incidental y análisis de reproductor por recluta basados en la talla.

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements

The Chair opened the meeting by expressing his gratitude for attendees' interest and participation. He reminded the Group that the meeting's objectives were to assemble and review all available information on porbeagle sharks, assess the status of porbeagle sharks, and update any information from research projects. On behalf of the Executive Secretary the Assistant Executive Secretary welcomed the participants. The Group agreed to adopt the agenda (**Appendix 1**). The list of participants is included in **Appendix 2**. The list of papers and presentations is in **Appendix 3** and the abstracts provided by the authors are in **Appendix 4**.

Rapporteurs were assigned to the agenda sections as follows:

<i>Sections</i>	<i>Rapporteur</i>
Item 1	N.G. Taylor
Item 2	J. Carlson, A. Domingo, C. Palma, M. Ortiz, Y. Semba, R. Forselledo, C. Santos, R. Coelho, F. Mas
Item 3	E. Cortes, X. Zhang, H. Bowlby, L.G. Cardoso, and N.G. Taylor
Item 4	H. Bowlby, N.G. Taylor, E. Cortés, Y. Semba, E. Babcock
Item 5	A. Domingo, N. Duprey, and C. Brown
Item 6	E. Cortés
Item 7	R. Coelho
Item 8	N.G. Taylor

2. Summary of Available Data

2.1 Stock identity

The stock structure for porbeagle shark was addressed in 2009 at the joint ICCAT/ICES stock assessment. Data at that time supported the view of restricted movements between northeast and northwest Atlantic individuals. Therefore, it was concluded that in the North Atlantic there were two stocks. Regarding the South Atlantic, it was understood that there were two stocks, southwest and southeast, and that they both distributed up to 25° south latitude. At that time, the possibility was raised that both southern stocks would extend to bordering Oceans (Pacific and Indian), but that this possibility was not conclusive.

Since 2009, a number of mark-recapture, pop-off archival satellite tag (PSAT) studies have further examined the movements of porbeagle, particularly in the North Atlantic Ocean. Nearly all of the long-term satellite tagging (Campana *et al.*, 2010a; Pade *et al.*, 2009; Saunders *et al.*, 2010; Biais *et al.*, 2017), conventional tagging (Kohler and Turner 2019) and survival tagging (J. Sulikowski, pers. comm.) support that porbeagle stocks in the northeast Atlantic are separate from the northwest, with the exclusion of a single tagged animal that moved from the NE to the NW (Cameron *et al.*, 2018). There is little tagging information from the South Atlantic. In addition to tagging studies, a study of genomic DNA from 224 individuals suggests there is strong genetic subdivision between the North Atlantic and Southern Hemisphere populations, but found no differentiation within these hemispheres (Testerman, 2014). New information derived from fishery and research data from the Atlantic, Pacific and Indian Oceans indicates that there is a continuous distribution of the species in the three oceans and that it ranges from 20° to 60° south latitude (Semba *et al.*, 2013).

Overall, recent satellite and long-term conventional tagging studies suggest that there are separate stocks in the eastern and western North Atlantic with limited mixing. While Testerman (2014) found no genetic evidence for differentiation between the eastern and western North Atlantic porbeagle stocks, it was noted that genetically there are only approximately 30 - 150 migrants per generation, or about 2 - 12 migrants per year, between the stocks. Testerman (2014) proposed that the Northern and Southern Hemisphere be managed as two separate, genetically distinct populations and, although no genetic differentiation was found between the northeast and northwest stocks, genetic recruitment between these areas is low and they should be considered as two stocks. There is insufficient data to define the appropriate number of stocks in the Southern Hemisphere.

SCRS/2020/073 presented information on porbeagle size from the North and South Atlantic and sporadic observations were recorded in eastern areas between 20° North to 20° South. These rare catches, made in different years, could extend the range of distribution regularly considered for this species. On the other hand, in an exercise carried out during the meeting, the Secretariat presented the information from Task 2 Catch and Effort, which also shows catches reported by some countries in that area, particularly Japan, in the most recent years. However, the

Japanese scientist noted that these results must be verified because they are not based on research and observer data, and thus a potential range extension based on these data must be more thoroughly discussed before being accepted. Although both sources of information may suggest the occurrence of this species in tropical areas and some rare events in those inter-tropical eastern areas, further investigation is required. The Group understood that this information was very important. The authors pointed out that those records had been previously verified because some of them come from areas with high SSTs. However, the authors also indicated that those records are probably related to colder temperatures in the deeper layers because of upwelling-coastal events in the western African coast and the effect of the cold currents flowing along those areas, which manifests itself when studying the temperature profiles in relation to depth, in addition to high food availability in those areas. Although the distribution of this species is regularly linked to high latitudes and cold waters, the authors cautioned that SST or latitude is just a simplification and should not be the only variable considered to explain these rare events, particularly in those eastern Atlantic regions affected by deep cold waters and cold currents, which can serve as cold-water corridors from higher latitudes so that some individuals can sporadically reach lower latitudes than those most frequently and regularly described.

2.2 Catches

The Secretariat presented to the Group the most up to date ICCAT nominal catches (T1NC: Task 1 nominal catches) on porbeagle (POR). The full POR catch series, historically classified geographically with three main Task 1 regions (NORT: North Atlantic; SOUT: South Atlantic; MEDI: Mediterranean Sea), was finally split into the four POR Atlantic stocks using the ICCAT billfish sampling areas (**Figure 1**) with the following association table:

<i>POR stock</i>	<i>Sampling areas (BIL only)</i>	<i>Task 1 area (optional)</i>
<i>POR-NE (Atlantic Northeast)</i>	BIL94B, BIL94C	NE, AZORES, CANA, CVER, ETRO
<i>POR-NW (Atlantic Northwest)</i>	BIL91, BIL92, BIL93, BIL94A	NW, GOFM, WTRO
<i>POR-SE (Atlantic Southeast)</i>	BIL97	SE
<i>POR-SW (Atlantic Southwest)</i>	BIL96	SW
<i>*POR-MD (Mediterranean)</i>	BIL95	MEDI

*The Mediterranean catch series (mostly Italy and Malta) were left apart (outside the POR-NE stock), following the same approach used in shortfin mako (SMA) and blue shark (BSH).

For yearly catches without billfish sampling areas and having the already discontinued Task 1 areas “NORT” and “SOUT” (less than 2% of the entire catch series between 1926 and 2018, affecting in its majority the earliest years), the split into stocks was performed using proportions obtained from the closest year (NORT split into NE and NW, and, SOUT split into SE and SW). The BIL sampling area adopted on each split was the largest one: NE (BIL94B); NW (BIL94A); SE (BIL97); SW (BIL96). This allocation criterion should be revised in the future, or by the respective CPCs, or when more detailed and complete Task 2 (catch and effort) information containing POR catches is recovered.

No new SCRS documents with information on POR T1NC were presented to the Group. Therefore, the differences are minimal when comparing the current POR catch series with the catch series adopted at the SCRS 2019 Annual meeting. These modifications are majorly due to late reports of revisions made by ICCAT CPCs after September 2019.

Due to time constraints, the improvements made during the meeting to T1NC in terms of catch recoveries and gap completion were small and only limited to the two Atlantic western stocks (POR-NW and POR-SW).

Northwest stock:

As per request of the Group, the Secretariat used an alternative approach to the one used in Anon. (2009) to estimate non-reported catches (landings and dead discards) for CPCs that did not reported landings and or dead discards in the period 2008-2018, and that reported catches of porbeagle shark prior to 2008. The Group noted that reporting of dead discards continues to be very limited and some landings could remain unreported.

The catch estimation focused only on longline fisheries for the period 2008-2018, using T1NC and EFFDIS (nominal effort distribution, Taylor *et al.*, *in press*) datasets to:

- Obtain yearly based average nominal catch rates for both landings (L) and dead discards (DD), respectively CPUE(L) and CPUE(DD).

- ii. For CPUE(L), use only USA and Japan catches of POR as by-catch (excluded Canada as being a POR target fishery in the period 2008-2013).
- iii. And for CPUE(DD), use Canada and USA.
- iv. Each CPUE series was then multiplied by the estimated number of hooks (on all the 5x5 degree squares of POR-NW stock) of each longline fleet that has historical T1NC of POR for the NW stock.
- v. The estimated series for flags with EFFDIS were:
 - L series: Barbados, Chinese Taipei, Japan, Korea Rep., and Venezuela
 - DD series: Barbados, Chinese Taipei, Japan, Korea Rep., and Venezuela
- vi. No estimations were made for longline fleets without EFFDIS (Faroe Islands, France (SPM), Cuba, Norway). These fleets did not have EFFDIS possibly because they were not actively fishing between 2008 and 2018; Faroe Island is not an ICCAT CPC.
- vii. For the 2 years of USA without reported DD (2009 and 2012), DD were estimated as the average of the two prior years for 2012, and the two subsequent years for 2009.

This approach assumes that longline fleets with historical catches prior to 2008 in the POR-NW stock would have catch rates of POR similar to the longline fleets of USA and Japan (non-target fisheries), and/or dead discards (Canada, USA) if actively fishing after 2008, unless proven otherwise. This approach is preliminary because the index of a fleet that occurs within POR habitat is multiplied by the effort of a fleet occurring outside POR habitat (e.g., Venezuela, Barbados, and some Chinese Taipei fishing grounds) and thus further improvement is necessary to estimate both non-reported landings and dead discards.

Southwest stock:

The Uruguayan T1NC longline series (1981-2001) reconstructed using the catch ratio approach (see report: [WG-SHK 2019](#)) and not included in 2019 was finally added to the Task 1 database. This series was already adopted by the Group at that meeting.

Overall:

The new estimates from non-reporting fleets are presented in **Table 1**. The final overall T1NC by stock, gear and year, are presented in **Table 2** and **Figure 2**. **Figure 3** shows differences in catches of POR-NW before and after the new estimations.

The Group adopted these new estimates (**Table 1**) as preliminary SCRS estimations for POR-NW and agreed that they represent the best SCRS scientific estimations for Atlantic POR total removals by stock within the timeframe allowed. By convention, all the SCRS preliminary estimations added to Task 1 should be replaced in the future by the corresponding official CPC estimates.

The Group also recognized that landings and dead discard estimates need to be further reviewed in the future to improve them due to the reasons described above. Due to time constraints it was not possible to perform this review at the meeting, highlighting the importance of holding Data Preparatory meetings, especially for stocks that have poor reporting of landings and/or dead discards such as pelagic sharks. It is therefore recommended that a Data Preparatory meeting be held for the next porbeagle assessment process in order to allow sufficient time to review and update total removal estimates.

The Group also recognized the importance of having post-release mortality of live releases of the POR-NW associated with fishing activities, particularly under the current management regulations [Rec 15-06 pg 1]. Previous and recent studies (Campana *et al.*, 2016, Anderson *et al.*, 2019) have reported post-release mortality rates to the order of 17% (ranging from 6.7% to 27.2%). The lack of official reports on live releases (DL) (only Canada has reported DL between 2015 and 2018) hindered the ability to estimate the post-release mortality component with reasonable confidence. However, the post-release mortality component should be considered in the future, particularly because discard amounts are expected to be higher than landings at present.

2.3 Indices of abundance

SCRS/2020/084 presented the results of an indicator analysis for the western North Atlantic population of porbeagle based on Japanese longline observer data between 2000 and 2018. The analysis included the description of the spatio-temporal change in effort, CPUE (catch in number per 1,000 hooks), and gear deployment, the estimation of an abundance index, and the trend in size and sex ratio in a limited area. Longline sets targeting Atlantic bluefin tuna showed strong seasonality and inter-annual variability in the operation area. The estimated annual trend of abundance was close to that of the nominal CPUE and was stable between 2000 and 2014 at a low level of < 1.0 shark per 1,000 hooks, but showed an increasing trend from 2014 to 2018. Size data analysis suggested that juveniles dominated in both sexes and that sex ratios were approximately even throughout the years analyzed. Median and mean body length became smaller (<1m PCL) in recent years with increasing CPUE, compared to those in the preceding years. Although these trends were obtained based on limited geographic areas and thus careful consideration is necessary, the resulting time series suggests the possibility of increasing trends of abundance and young fish since the mid-2010s.

The Group commented that the Canadian fleets changed their area of operation, which affected where porbeagles were caught. Changes in oceanographic conditions as well as fleet behavior for vessels targeting swordfish have led to a substantial reduction of porbeagle CPUE from this fleet. However, a similar reduction in CPUE was not seen from the Japanese fleet targeting bluefin tuna. Also, the shift in operation area of the Japanese fleet was mainly due to increased efficiency of operations for Atlantic bluefin tuna, not to a shift in target species. The author noted that the effect of oceanographic conditions was not considered in the analysis. It was also clarified that the increase in the Japanese CPUE after 2015 was not only caused by large catches in a few sets, but also by constant catch in each set.

SCRS/P/2020/035 presented a standardized CPUE of porbeagle shark caught by Uruguayan longliners in the southwestern Atlantic Ocean between 1982 and 2012. The Uruguayan tuna fleet can be divided into two well-defined periods: 1982-1992 Japanese-style longline (deep sets) and 1993-2012 American-style longline (shallow sets). Standardization analyses were performed using Generalized Additive Mixed Models and splitting the time series in these two periods. Results of the GAMM models show the important effect of *Sea Surface Temperature (SST)* and *Latitude* on porbeagle catches. The first period presented higher standardized CPUE values, suggesting that fishing method factors such as set depth or bait type may have an effect on porbeagle catch rates.

Comments following the presentation were mainly related to the importance of environmental variables on porbeagle catches. The fact that *SST* and *Latitude* might be confounded variables was mentioned. This aspect was discussed before the analysis and the authors decided to use it either way as the environmental conditions of the area of fleet operation are very variable throughout the year, depending on the influence of the warm Brazil current and the cold Falkland/Malvinas current.

SCRS/P/2020/037 presented preliminary results and analyses of the Canadian fishery-independent longline survey directed at porbeagle. A spatially-implicit hurdle model that incorporated environmental effects suggested that porbeagle distribution has become more diffuse (less concentrated along the shelf edge) and that abundance has declined from 2007 to 2017. The strong abundance decline is contrary to predictions from the model used in the 2020 assessment (SCRS/2020/096), as well as the CPUE trends from Japan (SCRS/2020/084). Variability in catch rates was unacceptably high from this fixed-station design and catches may have been related to a predictor variable that was not considered. These results were provided as an example of why a survey may not index abundance for a pelagic shark like porbeagle.

After the presentation, some more operational details of the surveys were requested, such as a description of the gear, depth of operation, and time of year. For this last point, it was mentioned that there was a short time window to complete the surveys, due to operational issues, but that the campaigns started in mid-June and lasted 3 weeks. In response to a question regarding the population component of porbeagle sampled each year, the authors said that slight variations in size and sex composition were observed between surveys. In response to a question of whether other species captured on the survey showed the same decline, the authors mentioned that it was not possible to evaluate because captures of the other species were too low. The authors remarked that this presentation was given as information, and that there was no intention to use this as an abundance index or to include the results in the current assessment.

2.4 Life History

SCRS/2020/090 presented vital rates for the western North Atlantic population and the South Atlantic population of porbeagle shark, as well as several parameters of interest that can be used as inputs to other models like the intrinsic rate of population increase (r_{max}), the maximum lifetime reproductive rate ($\hat{\alpha}$), the spawning potential ratio at maximum excess recruitment (SPR_{MER}), and generation time. Values of these parameters were obtained deterministically through six methods and a stochastic simulation was performed with the Leslie matrix approach. For the western North Atlantic, the simulation scenario that considered an annual or biennial reproductive cycle as equally probable was deemed the most plausible, implying values of $r_{max} = 0.059$, $\hat{\alpha} = 3.22$, and $SPR_{MER} = 0.56$. Information for the South Atlantic was very scarce and thus published values for the South Pacific had to be used for most life history inputs. As incorporation of those values in the simulation led to several estimated parameters being out of bounds/undefined, the deterministic scenario that assumed an annual reproductive cycle and a longevity obtained through bomb radiocarbon was deemed the most plausible, implying values of $r_{max} = 0.059$, $\hat{\alpha} = 3.253$, and $SPR_{MER} = 0.55$.

It was noted that the methods used to derive estimates of r_{max} in this work were consistent with those used in the 2009 porbeagle stock assessment (Anon. 2010). It was also asked if the individual values for each parameter estimated in the stochastic simulation approach were available for potential use in the MSE analysis, in response to which it was noted that the original code had been modified for use in the ICM and the values were thus available. In all, the Group agreed to use the parameters recommended in SCRS/2020/090 for the western North Atlantic and the South Atlantic for the different assessment approaches.

2.5 Length compositions

SCRS/2020/097 presented information on size and sex distribution of porbeagle sharks collected by fishery observers from several longline fleets in the Atlantic (EU-Portugal, Canada, Japan, Namibia, South Africa, Uruguay and the USA). A total of 26,404 porbeagle shark records collected between 1992 and 2019 were compiled and analyzed, including region-specific size distributions and time series. Sex-ratios were also analyzed over regions and seasons.

The Group noted that in recent years the sample sizes (N) of measured specimens are small, so in those years the time series are not so representative. In the specific case of the SW, there is a large increase in sizes in recent years, but it was only due to low sample size in some of the years, while there are years without any measured specimens. For the NW, the authors pointed out that the sharp increase in sizes in 2019 was due to the catch of a few large-sized specimens close to the stock limit longitude in the North Atlantic.

Given such low sample size in some years, the Group recommended caution in interpretation and conclusions drawn from the size trends in the time series. Specifically, for the Southern Hemisphere this analysis was split into SW and SE areas, and it was mentioned that one idea could be to combine the time series of those two regions into one single series.

It was clarified that the data used in the paper comes from scientific observers on commercial longline vessels and scientific surveys. In the specific case of Canada, the majority of data collected prior to 2005 comes from sampling on vessels that were targeting porbeagle sharks, while for the other fleets it is mostly bycatch from longlines targeting tuna and tuna like species.

The Group noted the difference in sizes between the catches of USA and Canadian vessels that operate in a similar area, with Canada catches comprised by larger specimens compared to the USA. One possibility is related to differences in seasonality from the two components of the Canadian fishery; prior to 2013 when targeting POR, fishing used to take place from early spring until late October and tended to catch larger specimens. In more recent years, the catch comes mostly from bycatch in more coastal waters and tends to catch smaller specimens closer to the coast. Also, the Group questioned if the type of hook used in the USA and Canadian pelagic longline fisheries was similar, and it was clarified that both fleets operate with circle hooks.

It was further noted that gear configuration in Canada also changed from when the fishery was directed at porbeagle to more recent years when it is directed at swordfish. The fleet is still composed of the same fishing vessels operating in the same general region, but the fishing strategy changed over time and that could have contributed to having mostly smaller specimens in recent years. It was noted that for the SAFE analysis the data used was only from 2010 onwards (when several regulations started in multiple countries), so that approach uses mostly data from when most vessels were already targeting SWO.

The Group also noted that in the specific case of Canada where there was this change in target, it could be interesting to explore the size distribution of those two components of the fleet separately. Results were subsequently presented to the Group from a comparison of the size distribution by decade (1990s, 2000s and 2010 onwards) from the two components of the fleet. No differences in the size distribution of captures was evident.

SCRS/2020/073 provided size observations of porbeagle recovered from scientific records in the Spanish longline fishery targeting swordfish in the Atlantic Ocean for the period 1987-2017. For the northern zones, the analysis of data showed stability of mean length throughout the time series, a very stable range of mean values and very few differences between sexes. The data suggest that a small fraction of the individuals is available in the oceanic areas where this fleet regularly fishes and that some individuals could sporadically reach some intertropical areas of the Atlantic.

The authors clarified that the Spanish longline fleet where this data comes from targets swordfish and operates year-round, not just in a specific seasonal pattern. This fleet has sporadically caught some porbeagle as a very low bycatch.

The Group noted that there are some sporadic catches between 20°S and 20°N, in areas that might represent an extension of the POR distribution range. It was also noted that most of the sizes between 20°S and 20°N are from specimens with undetermined sex over different years.

The Secretariat split and showed the catch and effort data by region and showed that there are some records of catches between 20°N and 20°S in the ICCAT CE database. It was noted that in some cases those catches would be close to the 20°N or 20° S limits, but there are also some data closer to the equator. A further request was made for the Secretariat to produce a map between 20°N and 20°S at 5° x 5° resolution showing POR presence information from ICCAT databases.

It was noted that when POR are very small, species identification is problematic and there is a possibility of confusing POR with shortfin makos. It was further noted that while the ICCAT CE data is likely mostly coming from logbooks, size data is mostly coming from observer data with a much higher degree of reliability for species ID. After the Group requested that records close to the equator be further scrutinized, the scientists from EU-Spain clarified that the data used in SCRS/2020/073 were collected in different years and reported from different sources, such as highly qualified onboard scientists and also some collaborative skippers. The authors dismissed potential misidentification of porbeagle individuals as shortfin makos after a thorough review of the data from the different sources.

2.6 Other Relevant Data

SCRS/P/2020/034 presented information regarding porbeagle shark hooking mortality on longline fishing vessels operating in the southwestern Atlantic. Data used in the analysis came from scientific observers onboard Uruguayan longline fishing vessels and also Japanese longliners operating within the Uruguayan EEZ. A Generalized Additive Mixed Model (GAMM) was fitted considering biological, environmental, and operational covariates. Results showed that deep longline sets had lower hooking mortality compared to shallow sets. Size, sea surface temperature and sex were also significant covariates, with hooking mortality increasing with size and temperature, and being lower in females compared to males. The authors suggested that the differences observed in hooking mortality between deep and shallow sets could be related to the length of the branch lines. Japanese vessels have longer branch-lines that could provide a less restricted movement for caught individuals. On the other hand, the shorter branch-lines of the Uruguayan fleet could restrict movement to an extent that might limit the individual's capacity to ventilate properly, ultimately decreasing their chances of survival. Even though the authors acknowledge that soak time was an important variable to be included, they discussed the issues associated with using the available soak time data and how it affected the model performance and rendered inconsistent results. Finally, the authors mentioned some alternatives that could be incorporated in future work in order to include this variable in a more meaningful way (i.e. hook timers, temperature depth recorders).

3. Assessment Methods and Results

3.1 Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE)

SCRS/2020/100 described how distribution information for the northern and southern porbeagle stocks was evaluated relative to fishing effort to determine the extent of geographical overlap between the species with commercial longline fishing activity. The amount of overlap is called ‘availability’ and is one of the inputs to the Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE) quantitative ecological risk assessment (ERA). To describe porbeagle distribution in the previous assessment, spatial information for the North and South Atlantic came from the IUCN. For this assessment, the distribution of porbeagle in the northwest Atlantic was extended using substantial new information on occurrences from commercial catch data as well as satellite tagging. Distribution in the South Atlantic was still described from the IUCN data. It was not possible to consider the relative density of porbeagle in different regions of the North or South Atlantic, so the spatial extent of their distribution encompassed all areas with at least one occurrence of porbeagle (presence/absence data). To characterize the spatial distribution of fishing effort, the sum of the number of hooks at a 5-degree spatial resolution was transformed into a raster grid. Effort was summed from the specific fleets that had contributed data to other components of the ERA, giving an aggregate effort distribution in the North and South Atlantic. Availability was calculated as the area of the effort distribution that overlaps with porbeagle distribution divided by the total area of porbeagle distribution in the North and South Atlantic, respectively (called Type 1 in the manuscript). Biologically, this calculation represents the proportion of the porbeagle population that is accessible to fishing activity. Three other metrics of overlap were calculated as well, representing the amount of fishing activity that overlapped with porbeagle divided by the total amount of effort (called Type 2 in the manuscript). This represents the proportion of fishing activity that has the potential to catch porbeagle. Estimates markedly changed when effort was characterized as presence/absence, or as a relative magnitude from Task 2 reporting (T2CE), or EFFDIS estimates of total effort.

There was ensuing discussion about how the new species distribution data obtained from electronic tagging was added to the IUCN species distribution shape file. In the case of the data presented by Spain in SCRS/2020/073 that show the occurrence of porbeagle in tropical regions (between south of 20° North and north of 20° South), while it is desirable to include the new available data since they substantially expand the prevailing species distribution range from IUCN, the Group concluded that they should be thoroughly investigated before being used.

There was also discussion about how to best consolidate the IUCN smooth species distribution shape file with the 5° x 5° degree square effort file and 5° x 5° spatial raster grids. The IUCN smooth species distribution shape file does not include land and therefore some grids along the coast would not be 5° x 5°, whereas the 5° x 5° square effort file and spatial raster grids include land (i.e. the entire area within the grid square). A question was then asked about the best way to treat these coastal grids when calculating the area overlap ratio of effort and species distribution for the SAFE availability component. It was noted that the effort data represented centroids and needed to be shifted by adding a 2.5° offset to the centroid of the 5° x 5° square in the North and shifting down 2.5° in the South. In response to these comments, this modification was introduced, and effort data are now represented by centroids where every point has its own 5° x 5° square. These shifts moderately increased the previous SAFE availability estimates.

It was also noted that, while availability for the South Atlantic was calculated with respect to the distribution of the species in the entire Southern hemisphere, it would be desirable to calculate availability in relation to the species distribution in the South Atlantic only. Thus, the southern distribution was restricted to the ICCAT Convention area, encompassing -70° to 20° degrees longitude.

All effort data was shifted to represent centroids and POR distribution for the southern stock was restricted to the South Atlantic in an updated analysis. For consistency with the effort centroids, the species distribution in the South was also put on a 5° spatial scale. As a result, availability in the North Atlantic increased marginally from 0.53 to 0.59, but increased markedly in the South Atlantic from 0.11 to 0.49.

It was also noted that using presence/absence data is a rough representation of the species distribution because it assumes uniform occurrence of the species throughout its range. However, this is a data-poor assessment and there were not sufficient data to calculate relative species density as could be the case for a data-rich assessment.

It was also noted that, as was done for the 2012 ERA, it would be desirable to calculate availability separately for fleets that include both a shallow and deep-water component. It was also mentioned that it would be desirable to increase the current 5° x 5° spatial resolution when these data become available in the future.

SCRS/2020/099 presented a preliminary SAFE (Sustainability Assessment for Fishing Effects) of pelagic longlines in the North and South Atlantic. The approach calculates a proxy for fishing mortality as the product of four components: availability of the stock to the fleet(s), encounterability of the gear given the species vertical distribution, gear selectivity, and post-capture mortality. F values were compared to an F-based reference point (F_{MSY}) calculated based on the productivity (expressed as the maximum lifetime reproductive rate, $\hat{\alpha}$) estimated in SCRS/2020/090 (Cortés and Semba 2020) and F_{MSY}/M ratios from Cortés and Brooks (2018) to evaluate the overfishing status. Preliminary results suggested that porbeagle in the North and South Atlantic are not undergoing overfishing.

Description of the SAFE method

Susceptibility was computed quantitatively based on the SAFE approach as the product of four conditional probabilities (availability, encounterability, selectivity and post-capture mortality). Availability is the probability that the fleet will interact with the stock on the horizontal plane; encounterability is the probability that one unit of fishing effort will encounter the available stock; selectivity is the probability that the encountered population will actually be captured by the fishing gear; and post-capture mortality is the probability that the captured population will die.

The analysis included the fleets for which information from observer programs was made available. For the North Atlantic we used data from Canada, Japan, Portugal, and USA; and for the South Atlantic, information from Japan, Namibia, South Africa, and Uruguay. We limited the analysis to 2010-2018 because of the likely influence of management changes on catch rates, size compositions, and treatment and disposition of the catch.

Availability was calculated as the proportion of the spatial distribution of the pelagic longline fleet that overlaps that of the stock as has traditionally been done in previous ERAs. Spatial effort distribution was aggregated for all years to calculate a single availability metric at a $5^\circ \times 5^\circ$ resolution (see Bowlby *et al.*, 2020; SCRS/2020/100 for more details on computation of availability). IUCN (Global Marine Species Assessment) distribution maps were used to describe species distribution, with information from observer records, catch records, and archival (satellite) tagging augmenting the IUCN data in the northwest Atlantic. Distribution data were also aggregated at a $5^\circ \times 5^\circ$ resolution to allow comparison with the effort distribution (Bowlby *et al.* 2020; SCRS/2020/100).

Encounterability was estimated as the degree of overlap between the depth distribution of the stock and that of the longline gear. To that end, we described the approximate depth distribution of the gear from each of the fleets included in the analysis. We then collated information on depth preference of porbeagle sharks tagged with archival satellite tags from several sources, including activities from the Shark Research and Data Collection Program (SRDCP), summarized as histograms of time at depth in 5 m bins during the day and night. Information was available from four sharks tagged in the northeast Atlantic (latitude $\sim 47^\circ$ N, longitude $\sim 7^\circ$ W; two females: 195 cm FL each; two males: 181-203 cm FL), from 18 sharks tagged in the northwest Atlantic (latitude ~ 42 to 44° N, longitude ~ -48 to -70° W; 13 females: 88-209 cm FL; three males: 95-127 cm FL; 2 sex unknown: 110-152 cm FL), and 1 animal tagged in the southwest Atlantic (latitude: -36.191, longitude: -52.850, tagged 7/3/2016, 181 cm FL mature male, 28 days with complete depth information at a sampling rate of 10 minutes). We combined the satellite tagging data from the northwest and northeast Atlantic to construct the porbeagle depth distribution histograms for the North Atlantic and data from the single, but detailed, southwest Atlantic shark for the South Atlantic. The final step was to calculate the overlap between the species distribution and that of the gear at night and during the day (day and night were defined with an algorithm that takes into account time, data, latitude, longitude, and nautical dusk and dawn in the specific region) and average them to obtain the daily probability of being encountered. For the Uruguayan fleet, encounterability was calculated as the mean of the values for the shallow and deep-water components. Overall encounterability was calculated as the mean of values for each individual fleet weighted by the proportional effort exerted by each fleet to the total effort by all fleets (from EFFDIS for 2010-2018).

Selectivity is size dependent by definition, and thus any attempt to produce a single value for a stock should be regarded as a crude approximation. Here, we estimated a “contact selectivity” (proportion of fish encountering the gear that are caught; Griffiths *et al.*, 2018) by 1) obtaining a stable age distribution from a life table/Leslie matrix approach (Cortés and Semba 2020; SCRS/2020/090) and transforming it into a “stable length” distribution through the von Bertalanffy growth function separately for females and males (because the stable age/length distribution from the life table/Leslie matrix is only available for females, the female stable age distribution was assumed for males); 2) computing length-frequency distributions for females and males from 2010-2018 observer program data; 3) using these observed length-frequency distributions to estimate selectivity by eye, assuming a dome-shaped selectivity function; 4) computing a value of selectivity for each fleet as the sum of the products of the

stable length distribution and the proportion selected at each length bin (doing this separately for females and males); 5) computing the overall selectivity for each fleet as the mean of the selectivity values for females and males (assuming females and males are equally abundant); and 6) computing a single value of selectivity for all fleets combined as the mean of selectivities for the individual fleets weighted by the proportional total catch of each fleet to the total catch of all fleets during 2010-2018 obtained from Task 1 (**Table 2**). In equation form, selectivity for each fleet f for females is:

$$Sel_{f,females} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=females}$$

and for males:

$$Sel_{f,males} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=males}$$

where p_l is the proportion of the population in each length interval from minimum to maximum length (equal for females and males), and $s_{l=females}$ and $s_{l=males}$ are the proportions in each length interval selected according to the fit of the selectivity curve to the observed data for females and males, respectively. The selectivity for each fleet is then computed as the average of $Sel_{f,females}$ and $Sel_{f,males}$.

For all fleets combined, selectivity was expressed as:

$$Sel_{all\ fleets} = \frac{\sum_{f=1}^{f=n} Sel_f \times C_f}{\sum_{f=1}^{f=n} C_f}$$

where C_f is the total catch of fleet f during 2010-2018.

Post-capture mortality was estimated based on information on status (at-vessel, prior to boarding) and fate (action taken) of animals collected in scientific observer programs. Total post-capture mortality (PCM) was calculated as the sum of animals kept (K) and discarded dead (DD) relative to the total number of animals observed. We also accounted for cryptic mortality by applying post-release mortality (p_D) to the sum of animals lost (L) and whose fate was unknown (U). Mortality of animals released alive (RA) was also estimated by applying the same post-release mortality estimate. The equation was thus:

$$PCM = \frac{K + DD + (L + U)p_D + RAp_D}{K + DD + L + U + RA}$$

Post-capture mortality for all fleets combined was calculated as the mean of PCM values for the individual fleets weighted by the proportional total catch of each fleet to the total catch by all fleets during 2010-2018 from Task 1 (**Table 2**).

The fraction of the populations lost to fishing (Zhou and Griffiths 2008), which is the exploitation rate (U) was approximated as the product of the four components: availability, encounterability, selectivity, and post-capture mortality, such that:

$$U \approx \frac{\sum a_f}{A} \times \frac{D_f}{D} \times Sel \times PCM$$

where a_f is the spatial distribution of the fleet, A is the spatial distribution of the stock, D_f is the depth distribution of the gear, D is the depth distribution of the stock, Sel is selectivity, and PCM is post-capture mortality.

The value of U is the fraction of the population lost due to fishing and the corresponding instantaneous fishing mortality rate (F) is:

$$F = -\ln(1 - U)$$

This F can then be compared to an F -based reference point such as F_{MSY} derived based on life history (Cortés and Brooks 2018).

Status determination

We used values of $\hat{\alpha}$, the maximum number of female spawners that can be produced by a female spawner throughout her life, from Cortés and Semba (2020; SCRS/2020/090) to determine the productivity level (low, medium, high) reported in Cortés and Brooks (2018). The derived productivity levels can then be linked to a specific F_{MSY}/M ratio that takes into account when animals are selected (i.e., immature, mature) and the type of fishery selectivity. Using the average values of M used in Cortés and Semba (2020; SCRS/2020/090), the resulting value of F_{MSY} can then be compared to the F value obtained in the SAFE analysis to determine whether overfishing is occurring.

SAFE method results

After the presentation of SCRS/2020/099, there was a question about why a dome-shaped selectivity was assumed in the computation of the selectivity component. The rationale was that there are likely to be more bite-offs of larger animals. In the case of Canada, selectivity was previously estimated from an integrated statistical catch-at-age model (Campana *et al.*, 2010) and was dome-shaped. It was also mentioned that large sharks tend to be found at higher latitudes than where most of the fleets operate, leading to the capture of smaller animals, and that circle hooks could lead to the retention of smaller animals.

There was also a question about the effect of assuming that post-release mortality is equal to the mean of the Campana *et al.*, (2016) study (27.2%) and the Anderson *et al.*, (2019) study (0%). It was clarified that sensitivity runs assuming the values from each of these two studies could easily be undertaken to evaluate whether the value used affects conclusions.

There was also a question as to why the average (vs. the sum) of the day and night values was used in the computation of encounterability. In response to this inquiry, it was explained that if the species were to occupy the full range of the gear depth distribution both during the day and at night, the sum of the two would equal 200%, hence the use of the mean.

In response to these comments and the new values of availability generated following the presentation of SCRS/2020/100, the SAFE analysis was updated to incorporate the following changes: 1) using the new availability values for the North and South Atlantic, 2) adjusting the computation of encounterability to reflect the fact that it should be the average, not the sum, of the day and night overlap between the gear and the species vertical distribution, and 3) using updated values for post-release mortality (PRM). Use of the new availability values increased estimated F , but this was offset by the reduction in encounterability. For post-release mortality (3), it was clarified that most of the porbeagles included in the Campana *et al.*, (2016) study had been brought onboard, whereas, of 15 sharks caught by longline that transmitted data in the Anderson *et al.*, (2019) study, 7 were in "good" or "healthy" condition and 8 in "poor" or "injured" condition, and that there was only one mortality of a shark that was "injured", which would result in a post-release mortality rate of 6.7%. Based on these findings, the new average PRM rate would be 16.95% (mean of 27.2 and 6.7) and two sensitivity scenarios were explored: high PRM (27.2%) and low PRM (6.7%). Incorporation of all these changes did not affect conclusions on status, with the prediction remaining that neither the North Atlantic nor the South Atlantic stocks are undergoing overfishing (**Tables 3 and 4**). It was also noted that results for the South Atlantic are in line with those found in the Southern Hemisphere assessment, which reported an average value of $F/F_{MSY} = 0.063$ (range: 0.046 to 0.083 for 2006-2014), whereas those found here ranged from $F/F_{MSY} = 0.107$ -0.119 for 2010-2018.

3.2 Incidental Catch Model

SCRS/2020/096 proposed a new life history-based simulation approach for data-poor assessment and status evaluation (an Incidental Catch Model; ICM), using the northwest Atlantic porbeagle stock as an example. The approach was designed for assessments where length-frequency data and CPUE series may not be available to index changes in abundance. The model was based on the same general premise as other data-poor assessment approaches, in that it used life-history information and equilibrium assumptions to derive a theoretical age-structured population in the absence of fishing. Preliminary results demonstrated how status of the northwest Atlantic stock changed depending on productive capacity, where the stock was predicted to be above the Overfished threshold if reproduction was annual but had a substantial probability (72%) of being overfished in

2018 if reproduction was a mix of annual and biennial or exclusively biennial. In all reproductive scenarios, future removals needed to remain low to permit population recovery.

Description of the ICM method

The ICM is a simulation model with two main parts: (1) a backward-projecting component, used to predict the historical abundance trajectory given the actual time series of removals and assess status relative to reference points, and (2) a forward-projecting component that can be used to assess the probability of population increase given different levels of fishery removals. The ICM accounts for uncertainty in our understanding of porbeagle life history by simulating over a distribution of values for population productivity. This distribution comes from the Leslie matrix approach described in Cortés and Semba (2020; SCRS/2020/090) to get the theoretical maximum capacity for population growth in the absence of fishing (r_{max}). Similar modeling approaches have been previously applied to assess the capacity of bycatch species to withstand removals. There are examples for cetaceans (Caswell *et al.*, 1998; Dans *et al.*, 2003), basking sharks (Campana *et al.*, 2008) and white sharks (Bowlby and Gibson 2020). This is the first time that this type of simulation model has been applied for stock assessment at ICCAT, which is being applied to a species that was historically targeted, but is now almost exclusively non-retained bycatch.

The backwards projections use a simple exponential model to predict changes in population size (N) from the current year (y) to the previous year ($y-1$), accounting for removals (R):

$$(1) N_y = e^r N_{y-1} - R_{y-1}$$

which can be rearranged as:

$$(2) N_{y-1} = \frac{(N_y + R_{y-1})}{e^r}$$

The time series of removals from Task 1 data informs R and needs to be calculated in numbers rather than biomass. The backwards projections occur on an annual time step where population increase happens first and removals take place afterwards. This makes the analysis more precautionary as it slightly exaggerates the effects of removals by modeling them as a discrete rather than a continuous process. Note that the population's capacity for growth in the absence of fishing (r_{max}) was used in the backwards projections, based on Cortés and Semba 2020 (SCRS/2020/090). This means that the effect of removals in each year was calculated relative to the population's theoretical capacity for growth at equilibrium, which is the same premise that underlies length-based assessment approaches (Hordyk *et al.*, 2015a; Hordyk *et al.*, 2015b).

The forwards projections used a simple logistic growth model, assuming a high carrying capacity (K) (i.e. very weak density dependence).

$$(3) N_{t+1} = e^r N_t \left(1 - \frac{N_t}{K}\right)$$

A logistic model ensured that the future projections could not grow without bound and thus substantially overestimate the potential for population recovery. The population was projected forwards for 50 years (2.5 generations) under multiple different removals scenarios, to assess how future fishing mortality could influence the probability of being overfished. In an age-structured population, fishing mortality (F) reduces the population growth rate (r) by changing survival at age (l_x). Natural mortality rates (M) were determined from the life history analysis of Cortés and Semba 2020 (SCRS/2020/090) and survival at age becomes:

$$(4) l_x = \prod_{i=0}^{x-1} e^{-(M_i + F_i)}$$

The value for F is found through minimization of the sum of squared residuals between observed removals (R_y) and predicted removals, accounting for the selectivity of the fishery. From the basic relationship between an annual exploitation rate (u) and instantaneous fishing mortality (F):

$$(5) u = 1 - e^{-F}$$

The number of animals in the population in a given year (N_y) that are vulnerable to the fishery becomes:

$$(6) \text{ vulnerable} = N_y \frac{\sum_{x=sel}^A l_x}{\sum_{x=0}^A l_x}$$

Predicted removals are simply $\text{vulnerable} * u$.

The ICM approximated a dome-shaped selectivity function by assuming constant fishing mortality rates on juveniles and no fishing mortality on adults. This reflects the length composition data from various fleets, where the vast majority of fisheries captures are immature.

Recent research has suggested a possible biennial reproductive cycle for porbeagle (Natanson *et al.*, 2019). Thus, three different scenarios for productivity were considered in the ICM: a reproductive periodicity of one year (annual; high productivity), a reproductive periodicity of two years (biennial; low productivity), and an intermediate scenario that assumes a 50:50 mix of annually-reproducing and biennially-reproducing females (annual + biennial; medium productivity).

Status evaluation

Overfished status in 2018 or in each year of the future projections can be evaluated using the SPR_{MER} reference point proposed by Brooks *et al.*, (2010): the Spawning Potential Ratio at Maximum Excess Recruitment. This biological reference point is derived entirely from life history data and has been found to accurately predict overfished status relative to Maximum Sustainable Yield (MSY) reference points from traditional stock assessments (Cortés and Brooks 2018). It is calculated as:

$$(7) SPR_{MER} = \frac{1}{\sqrt{\hat{a}}}$$

where $\hat{a}$ represents the maximum lifetime reproductive rate (Myers *et al.*, 1997, 1999), which is the maximum number of female spawners that can be produced by a female spawner throughout her life (Bowlby and Gibson 2020). It is calculated from the net reproductive rate or spawners per recruit (SPR) multiplied by maximum age-0 survival (Brooks *et al.*, 2010). Overfished status is determined by comparing current abundance with a threshold value. This value typically represents a given proportion (p) of the stock size which is expected to produce MSY. Previous assessments have used $p = (1-M)$ for sharks (Brooks *et al.*, 2010).

The threshold value representing the depletion of spawners and recruits at Maximum Excess Recruitment, assuming a Beverton-Holt stock-recruit relationship, is:

$$(8) \frac{s_{MER}}{s_0} = \frac{\sqrt{\hat{a}}-1}{\hat{a}-1}$$

The population is considered overfished if the level of depletion in an abundance index (I) divided by the threshold value in Equation (8) is smaller than the proportion p :

$$(9) \frac{\frac{I_{current}}{I_{unfished}}}{\frac{s_{MER}}{s_0}} < p$$

Predicted abundance at the start of the removals time series was taken to represent unfished population size and abundance in 2018 represents current abundance. Each iteration of the simulation yields a different value for $\hat{a}$, as well as for current and unfished population size due to the manner in which variability is incorporated into the model (MC sampling from distributions; Cortés and Semba 2020; SCRS/2020/090). Therefore, solving Equation 9 gives a distribution of values that can be compared to p .

Similarly, the proportion of simulations that are overfished at a given time step in the forward projections can be found by using predicted future abundance as $I_{current}$. The forward predictions were evaluated at 5-year intervals relative to removal scenarios ranging from 0 to 24,000 animals. In each future year, the proportion of trajectories that are overfished becomes the number of simulations $< p$ divided by the total number of simulations.

Validation

The ICM model is a simulation approach that is conditional on the input values used where different inputs give different results. Unlike traditional fisheries models, it does not compare predicted and observed data using a statistical fitting procedure. In order to qualitatively validate the ICM as a reasonable approach, inputs (time period, productivity assumptions, NAFO removals series) were standardized as close as possible with a historical Canadian Statistical Catch-at-Age (SCA) model (Campana *et al.*, 2010b) and the 1961-2009 abundance trajectory predicted by the ICM was compared with that from the SCA. The ICM and SCA gave extremely similar results, predicting nearly identical initial abundance and decline rates over the time series. The ability of the ICM to re-create the SCA output when inputs were standardized between the two approaches suggested it was a reasonable assessment method.

ICM discussion and additional work

Following the presentation, there was a question of why a knife-edged selectivity was chosen, where F on adults drops to zero. The authors clarified that F is estimated from a female-only life history model (life-table analysis and Euler-Lotka equation), so the selectivity reflects the assumption that adult females are encountered very rarely in the catches. It is a simplification of previous selectivity estimates from the 2009 assessment (dome-shaped with low selectivity on adults).

A follow-up question asked for clarification if the entire ICM model was female only, and if the removals series had been partitioned to be only females. The authors clarified that the life-history method to estimate population productivity was female only, but that the abundance predictions from the ICM are for the whole population and use the whole removals series.

There was a question on whether the declines in the historical trajectory match the peaks in the removal series. The authors clarified that they do. They also noted that the only way to get population decline when projecting backwards ($N_{t-1} > N_t$) using an exponential model is if removals are higher than the annual productive capacity of the stock.

There was a question on the sensitivity of the predicted historical abundance trajectory to assumed abundance in 2018, as this would affect the probability of being overfished. It was noted that the Canadian SCA model was being used to approximate 2018 abundance even though the SCA only considered years up to 2009. A request was made to better match the prediction of 200,000 animals in 2009 in the historic abundance trajectory of the ICM. The authors noted that matching the 2009 value was possible and that it would give different results for the three productivity scenarios used in the ICM. They also commented that this match had not been done originally because productivity based on the most recent life history data (SCRS/2020/090) was lower than that used in the SCA model, which would affect absolute abundance predictions.

The authors presented updated ICM model output for all three productivity scenarios in which 2009 abundance had to be ~200,000 animals. This caused two main changes: (1) initial abundance in 2018 increased considerably because recent removals are very low, and the trajectory is predicted to be increasing from 2009 to 2018; and (2) the extent of historical population decline was reduced, dropping to ~56% over the time series if reproduction was annual vs. ~76% in the original model formulation.

This sparked a discussion on the removal series in recent years and whether a consistent method had been used to derive the Task 1 data from 2009-2018. The Secretariat confirmed that no estimations had been performed in the 2009 to 2018 time period, and the Group remarked that such estimations would typically be carried out at a Data Preparatory meeting, which was not conducted in advance of this assessment. Following substantial work to use a consistent methodology to estimate removals throughout the time series (see section 2.2), the Group decided to use the updated removals in the ICM. This change increased removals in 2009 to 2018 and reduced the level of predicted population increase from 2009 in the ICM.

There was substantial discussion on whether it was useful to use the 2009 abundance prediction from the Canadian SCA model to scale the ICM, given that status in 2018 is sensitive to the value used to initialize abundance in 2018. It was noted that abundance predictions in the terminal year of an SCA tend to be the most uncertain, while the relative changes in the trajectory are less uncertain. Updated fits to the ICM where 2009 abundance had to be ~200,000 animals substantially reduced the extent of predicted historical population decline, and increased 2018 abundance by > 100,000 animals. The original ICM model predicted a more similar total decline as the SCA, while ICM predictions from a higher abundance in 2018 reduced the historical decline rate substantially. The Group decided to use the original formulation of the model, but to show the output from a run assuming higher abundance in 2018 as a sensitivity.

The authors requested clarification on which productivity scenario would be considered the most plausible in the assessment. The Group decided to use the medium productivity scenario (annual + biennial) as the base case and to show the results from the high productivity scenario (annual) as a sensitivity run. Annual reproduction was assumed in the previous assessment and so some consideration of an annual reproductive life history is required for continuity.

There was a question of how the ICM could be applied to other populations, specifically in the South Atlantic where there is no abundance prediction from the historical assessment that could be used to scale abundance in 2018. The authors noted that it would be necessary to have the ICM match an index of relative decline (i.e. changes in a CPUE index). Using information on the extent of population decline over a specific number of years, given the observed time series of removals, would give an estimate of 2018 abundance, current status relative to the overfished reference point, and enable evaluation of future fisheries removals.

The authors presented preliminary fits of the ICM to trends in the CPUE index of Uruguay, using the life-history parameters given for the South in Cortés and Semba 2020 (SCRS/2020/090). This CPUE series was quite variable and suggested a decline of ~85% from 1993 to 2012. Matching this trend over the same time period using the ICM predicted that the population in the South Atlantic was extremely small in 2018 (~30,000 animals), and that there was a very high probability of being overfished. An alternate CPUE index from the Japanese fleet (Semba and Yokawa 2011) was considered, and the Group noted that the CPUE series from Japan showed no evidence of decline over a similar range of years. The Group decided not to move forward with the ICM model for the South Atlantic, given the conflicting information in the CPUE indices.

There were three comments related to standardizing this assessment with others conducted at ICCAT. Firstly, the threshold value (p) for the SPR_{MER} reference point should be calculated relative to MSY . This means that $p = 1$ should be the critical value rather than $p = 1 - M$. Secondly, future projections should show abundance relative to abundance at MSY , in order to help understand where the population is relative to the overfished reference point. Thirdly, the projections needed to be redone to assume average catches from 2016-2018 in 2019 and 2020, in order to account for the lag in implementing management regulations following an assessment. The constant removal scenarios should start in 2021.

ICM Results

In response to these comments, the ICM model was applied to the northwest Atlantic stock only and was updated to incorporate the following changes: (1) biomass was transformed into numbers using stock-specific length-frequency information from Santos *et al.*, 2020 (SCRS/2020/097) and the growth parameters from Cortés and Semba 2020 (SCRS/2020/090), (2) the critical value of $p = 1$ was used to assess overfished status, (3) the removals series was updated to incorporate estimation of recent catches (2009-2018; section 2.2), (4) the annual + biennial (medium productivity) life-history scenario was considered to be the most representative, (5) a sensitivity analysis for the medium productivity scenario was run, which scaled 2009 abundance at 200,000 animals in the backwards projections, (6) a second sensitivity analysis was run to consider the annual reproduction (high productivity) scenario, (7) the original plot showing future median abundance in each removal scenario was replaced with a Figure showing relative abundance and the threshold value for assessing overfished status, and (8) the projections were redone to start in 2021, assuming average catches from 2016-2018 for 2019 and 2020.

The backwards projections of the ICM indicated that maximum abundance for the northwest Atlantic stock occurred in the 1960s, with a median predicted population size just under 1 million animals (**Figure 4** top panel). The two distinct periods of decline in the 1960s and the 1990s correspond to years with comparatively high removals, based on reconstructed Task 1 catches (**Figure 4** bottom panel). Minimum abundance is predicted to have occurred in 2001, and the population is likely to have been increasing since that time. If removals in 2019 and 2020 remain at the average level during 2016-2018, population increase is sustained. This increasing trajectory is consistent with trends in the Japanese CPUE index for the northwest Atlantic from 2014 to 2018 (Semba and Kai 2020; SCRS/2020/084) but is much smaller in magnitude. The trajectory from the ICM represents the maximum potential for population growth based on life history, given observed removals.

The stock is currently overfished with a high probability, with 98% of simulations falling below the MSY threshold value for biomass in 2018. If removals were to be reduced to zero, the future projections suggest that it would still take over 10 years or more than half a generation for the population to rebuild to abundance at MSY with a 60% probability (**Figure 5; Table 5**). If removals are higher, the time period required for rebuilding becomes greater (**Figure 5**). The future projections suggest that removals must remain below 7,000 animals (214 mt) to rebuild to MSY in 50 years, or 2.5 generations, with a 60% probability (**Table 5**).

From the reconstructed catch series, removals averaged 47 mt from 2014-2018, 143 mt from 2009-2013 and 305 mt from 2000-2009. The results of this assessment suggest that the porbeagle stock in the northwest Atlantic cannot sustain the level of fishing pressure seen in the 10-year period preceding the 2009 assessment. However, management changes following the 2009 assessment (including international trade restrictions related to listing on Appendix II of CITES and the closure of the Canadian porbeagle-directed fishery in 2013) have reduced removals to a level that allows for a population increase. The Group also noted that there have been substantial changes in discarding practices since 2014, yet dead discards and post-release mortality from live discards could not be incorporated into the removal series used for this assessment. If removals were underestimated in recent years, status in 2018 would not change, but the time necessary to reach biomass at MSY would increase in the future projections.

Relative to the sensitivity analyses, assuming a reproductive periodicity of one year (annual reproduction) reduces the probability that the population is currently overfished from 98% to 83%. Although current status is the same, higher productivity allows the population to increase more quickly in the future projections. Under a high productivity scenario, removals could be as high as 13,000 animals (398 mt) to have a > 60% probability of reaching abundance at MSY in 50 years, or 2.5 generations. Similarly, scaling the historical abundance predictions of the ICM relative to an abundance of 200,000 animals in 2009 reduces the extent of historical population decline predicted by the ICM. Abundance in 2019 becomes much greater, at ~310,000 animals, yet the historical maximum in 1961 remains very similar to the base case (just under 1 million animals). This scenario suggests that the population in 2018 is much closer to biomass at MSY, even though it still has a 70% probability of being overfished. In this scenario, future removals should be kept below 14,000 animals (428 mt) to have a > 60% probability of reaching abundance at MSY in 50 years, or 2.5 generations.

The sensitivity analyses do not markedly affect the perception of status in 2018 for porbeagle in the northwest Atlantic. All scenarios evaluated suggest that the population is currently overfished with a high probability and that the stock has declined by > 56% from maximum abundance in the 1960s.

3.3 Length-based Spawning Potential Ratio

SCRS/2020/P/040 presented a study on the possibility of applying length-based models to estimate the reproductive potential of porbeagle. This was defined at the Reproductive Workshop that was held in Faro, February 2020, after a testing application of a framework called FishPath (FP). This framework was used to contribute to the discussions about what kind of method could be used to assess the species considering the lack of data necessary to apply traditional stock assessment methods. Before the first model runs, an exploration of the available size data for female porbeagle was performed splitting the data by stock, fleet, and year, using only years with more than 70 measured individuals. However, this exploration revealed that the catches were composed mainly of immature individuals, as can be seen in the figures of SCRS/P/2020/040. The lack of representativeness of mature females prevents the use of the LBSPR to assess the stock status since this model requires a representative size composition of the mature portion of the stock.

3.4 Other Methods

SCRS/P/2020/036 showed some results of a set of closed-loop simulations under development to potentially apply a Management Strategy Evaluation approach for porbeagle shark stocks. The approach built operating models using Stochastic Stock Reduction Analysis (Walters *et al.*, 2006) that were conditioned on EffDis effort reconstruction information (Taylor *et al.*, *in press*) and Task 1 time series for the NW porbeagle stock. Each operating model was fitted to CPUE time series extracted from the 2009 porbeagle stock assessment (Anon., 2010) and to length composition information extracted from the Task 2 catch at size data prepared at the meeting. The closed-loop simulations explored the performance of a series of predominantly input control including a variety of length-based management procedures. Even given the preliminary state of development of the simulations, the presentation illustrated the possibility of employing the approach to evaluate the performance of alternative Management Procedures for the stock assessment and management of porbeagle sharks.

There were many comments on the presentation. First, the Group noted that some examples of input controls having been applied at ICCAT, including time-area closures in tropical fisheries, rolling periods of closures, effort capacity limitation, and others, suggesting that these might be practical management measures to consider in Management Procedures. The issue of unreported discards as a potential problem was brought up as one that needed to be addressed for the performance of any harvest control rule and, for that matter, parameterizing operating and assessment models. The reliability of effort and its linear proportionality to catch was discussed: the Group noted that while incidental catch may be proportional, effort targeting porbeagle in the historical effort

series should be considered differently for fleets where Porbeagle is predominantly bycatch. In addition, some refinement of data and assumptions would be beneficial. The key issue was that there were (and are) many regulations about catch: these will affect the conditioning of operating models as well as the efficacy of any input and output control management procedure explored. The Group suggested cross-checking the fit of the CPUE series in the operating models with SC-ECO indicators, and that other CPUE series possibly be developed. However, it was noted that the provision of indicators (i.e. stock status in B base and F base) for the SC-ECO Report Card being developed should be prioritized over MSE work that has not yet been identified by the Group.

The Group noted that North Atlantic porbeagle may not be targeted now because of stock depletion and/or EU prohibition, but the species remains potentially quite valuable for meat and fins. CITES Appendix II mandates trade measures aimed at ensuring sustainability, not necessarily catch limits or prohibitions (or any other specific fishery management measures). Despite CITES listing, neither porbeagles nor makos are subject to across-the-board ICCAT output controls at present. The ability to impose input controls or output controls depends on fishing nations' capacity, enforcement, and the consistency between them. Among these potential difficulties, a "live release" rule is very different from a prohibition on retention. Live release may be an incentive to ensure the shark is dead upon haulback if a legal market exists, whereas a retention prohibition is likely to switch the incentive to avoid catching the shark in the first place.

SCRS/2020/105 also evaluated a method to estimate fishing mortality rates from the average length of sharks that are in the fully selected age range, along with information on growth and natural mortality, using a method derived by Beverton and Holt. The method was applied to the northwest, southwest and southeast stocks. The Beverton and Holt estimator assumes that growth, mortality, and selectivity are consistent over time so that the length-frequency distribution reaches equilibrium. If this assumption is not met, then the estimated fishing mortality rates may reflect fishing mortality rates from the recent past rather than the current rate. Thus, the values should be treated as an index of whether F is increasing or decreasing, and not necessarily as an estimate of current F . For the southwest stock, the length-frequency distribution was bimodal so that only a small fraction of the catch could be assumed to be fully recruited. The estimates of F were well above the natural mortality rate M in the northwest and northeast population, but not in the south west. In the northwest, F appeared to be decreasing over time. Confidence intervals developed by bootstrapping the length data and drawing values of the life history parameters from a multivariate normal distribution showed a large uncertainty in the F/M values, implying uncertainty regarding recent trends.

In response to a request from the Group, the author re-did the analysis by fleet and found that the trends remained the same, including the decrease in F/M in the northwest. However, this analysis does not account for possible changes in selectivity in fleets over time, which could bias the results. The Group discussed why the results from this analysis estimated higher values of F than the SAFE analysis. The two methods have very different assumptions. In particular, because this analysis is based on only length-frequency data, high estimates of F should be interpreted as meaning that the length frequencies have not yet balanced to what would be seen in a population with no recent history of overfishing. The decrease in F in the northwest Atlantic may indicate that recent reductions in catch are allowing some rebuilding.

4. Synthesis of assessment results

Two modeling approaches were used to assess the status of porbeagle shark in the Atlantic and two additional modeling approaches were also explored. The SAFE approach (section 3.1) was used to evaluate whether the North and South Atlantic stocks were experiencing overfishing. The ICM model was used to evaluate whether the northwest Atlantic stock was currently overfished and to determine the stock's capacity for future removals (section 3.2). Exploratory analyses that were not used to derive advice for the current assessment included the ICM fit to the South Atlantic stock (Section 3.2); the fit of length-based approaches to the northwest, southwest, and southeast stocks (sections 3.3 and 3.4); and input control management options explored in a preliminary MSE approach for the northwest stock (section 3.4). All of the exploratory approaches show promise and could be further explored in future assessments.

Results of the SAFE approach indicated that neither the North Atlantic nor the South Atlantic stocks are undergoing overfishing (**Table 4**, section 3.1). The Group noted that while this is a data-poor approach, the overfishing status results were robust to the selectivity curve assumed and the post-release mortality value used in the computation of post-capture mortality. The Group noted that for the South Atlantic results are in line with those found in the Southern Hemisphere (SH) assessment, with F/F_{MSY} values from both studies being of relatively similar magnitude (0.063, range: 0.046 to 0.083 for 2006-2014 in the SH assessment vs. 0.107-0.119 for 2010-2018 in the SAFE analysis).

Annual plus biennial reproduction was considered the most likely for the porbeagle population in the northwest Atlantic (see section 2.4, Life history) so these productivity assumptions were used for the base case formulation of the ICM model. The removals series that was used in the model was updated to the augmented catch series (Section 2.2; **Table 2**) and the threshold value used to assess status was based directly on an MSY proxy (i.e. $p = 1$ rather than $p = (1-M)$) to be consistent with other ICCAT assessments. Two alternate parameterizations of the ICM were evaluated to determine the model's sensitivity to life history assumptions, as well as to the assumed population size in 2018. The first sensitivity analysis assumed a reproductive periodicity of one year (annual reproduction), consistent with productivity assumptions in the 2009 assessment (Anon., 2010). The second assumed larger population size in 2018, so that predicted abundance in 2009 matched the value of 200,000 animals from the Canadian Statistical-Catch-at-Age model presented at the 2009 assessment (Campana *et al.*, 2010b). In all formulations, the stock was predicted to be overfished in 2018 with $> 70\%$ probability, even though abundance has been increasing since 2001. The scenarios differed in how far 2018 abundance was below the MSY proxy for biomass, with both sensitivity analyses suggesting that the population was closer to the threshold value.

The base case formulation of the ICM estimated biomass in 2018 to be 57% of the MSY proxy reference point (353,000 animals), giving a 98% probability of the stock being overfished. Projections indicated that removals of less than 7,000 sharks (214 mt) would allow rebuilding with a 60% probability by 2070 (a projection interval of 2.5 generations) and removals of less than 8,000 sharks (245 mt) would allow rebuilding with a 50% probability by 2060 (**Table 5**). If removals remained similar to 2014-2018 (mean = 47 mt), the stock was predicted to rebuild with at least a 50% probability between 2030 and 2035 (**Table 5**). However, the Group emphasized that recent removals are very likely underestimated because few CPCs report dead discards, and post-release mortality of live discards was not taken into account.

The LB-SPR model (section 3.3) initially attempted to estimate the reproductive potential for the species was not further considered due to a lack of representation of mature individuals in the available size-distribution data from all stocks and fleets. However, the Group also evaluated an alternative length-based method derived from the original Beverton-Holt formulation (section 3.4). As a result of the assumptions implicit in this method, the values obtained should be treated as an index of whether F is increasing or decreasing, and not necessarily as an estimate of current F . The estimates of F were well above the natural mortality rate, M , in the northwest and northeast populations, but not in the southwest stock. In the northwest, F appeared to be decreasing over time, but there was large uncertainty about recent trends. These results held when the analysis was disaggregated into fleets but may be biased because potential changes in selectivity are not considered. Also, because the analysis is based only on length-frequency data, high estimates of F should be interpreted as meaning that the length frequencies have not yet reached the distribution that would be expected in a population with no recent history of overfishing. The decrease in F in the northwest stock may indicate that recent reductions in catch are allowing some rebuilding. The Group also noted that the reason for the difference in the overfishing prediction between this method and the SAFE method is that the two methods have very different assumptions and the computation of F relies on widely different data inputs.

While some preliminary simulation results for a porbeagle MSE were presented, the main intent of the MSE (section 3.4) was not to draw any specific conclusions, but rather to demonstrate that analyzing the performance of management procedures may be feasible for porbeagle and explore the effectiveness of some input control options for management of the NW porbeagle stock.

5. Recommendations

5.1 Research and Statistics

1. Given that the stock identity for South Atlantic stocks is unclear, further studies (including genetic studies as well as life-history and tagging studies) are required to better inform on stock units in the Southern Hemisphere.
2. Although stock structure in the North Atlantic is better understood, there is a need for more targeted research, for example, the potential mixing between NW Atlantic, NE Atlantic and Mediterranean porbeagle.
3. According to the new information presented during the meeting, more data are required from the fisheries in the equatorial zone (between 20° south latitude and 20° north latitude) in order to corroborate the presence of the species in this area.

4. Improve understanding of Southern Hemisphere porbeagle dynamics in conjunction with other RFMOs, including IOTC, CCSBT, and IATTC, so as to collate better data on catch, distribution, commercial CPUE and stock structure.
5. Given that porbeagle in the North Atlantic represent a key pelagic stock in continental shelf ecosystems, as well as in the high seas, ICCAT and RFMOs (e.g. NAFO, ICES) should continue to cooperate on the development of assessments and management actions for this species.
6. Porbeagle may associate with hydrographic features (or as an indirect effect by associating with their main prey). A better understanding of the temporal and spatial distribution of porbeagle in relation to such environmental/ecosystem features (including population structure) may enhance our understanding of catch and CPUE trends.
7. More historical information on catch and effort data may be available and should be investigated. In the absence of historical effort data, estimates of fleet size could provide a useful surrogate.
8. Get better estimates of discards in shelf and high-seas fisheries and continue studies to measure post-release survival.
9. Conduct research to improve knowledge of life history in different areas and for different stocks.
10. Improve the estimation methods for non-reported landings and dead discards developed at the meeting and used in the assessment (which will appear in the ICCAT database as being estimated by the SCRS) by considering the spatiotemporal pattern of operation and discarding practices of each fleet. It is preferable that scientists from each CPC be involved in this process.
11. Need to allocate sharks reported as unclassified to species where possible.

5.2 Management Recommendations

1. SCRS needs the cooperation of all CPCs to improve catch statistics, which is critical to advancing the assessments of all porbeagle stocks.
 - a) Only 1 CPC has reported live discards of porbeagle. The Group underlines that the reporting and quantification of live discards is critical, especially for a stock where all live animals must be released (Rec. 15-06); the Commission should find ways to encourage improved reporting of live discards.
 - b) There is a need for CPCs to strengthen their monitoring and data collection efforts, including but not limited to improved estimates of dead discards and the estimation of CPUEs using observer data.
 - c) The Group requests that CPCs revise their porbeagle catch series (landings, live discards, and dead discards), including incidental captures from their other non-ICCAT fisheries (gillnet, trawling, purse seiner, etc.) to allow the SCRS to incorporate all mortality sources into future assessments and reduce the uncertainty in stock status and projections.
 - d) In addition, the Group recommends that ICCAT liaise with parties (e.g. other RFMOs) and engage in data mining to determine the total capture from non-ICCAT parties.
2. The Group notes that management recommendations for porbeagle stocks under the responsibility of ICCAT are drafted for ICCAT fisheries. However, porbeagle stocks are subject to mortality from CPCs' coastal fisheries and countries that are not ICCAT Parties, therefore the Group recommends developing integrated management approaches (with other countries, other Regional Fisheries Bodies, FAO) to assure the sustainability of Atlantic porbeagle stocks.
3. The Group notes that some landings and the majority of discards go unreported, meaning that total mortality of porbeagle from all sources (i.e. landings, dead discards and live releases that subsequently die as a result of gear interactions) is underestimated. For the purposes of this assessment, the Group estimated unreported landings and dead discards that were 89% higher than reported, but did not estimate mortality following live release. Commissioners should be aware that actual removals are higher than what is being reported and Kobe matrices will be overly optimistic to the extent that removals are underreported.
4. For the northwest stock, all formulations of the ICM model indicate a rebuilding trend since 2001, yet biomass in 2018 was still only 57% of biomass at the SPRmer reference point and the stock is predicted to be overfished with a 98% probability. There are contradictory signals with respect to the overfishing status (with the SAFE approach indicating no overfishing and the exploratory length-based method suggesting overfishing), but with the large reduction in recent removals, the Group does not consider it likely that the stock is undergoing overfishing if total removals (unreported landings, dead discards, and post-release mortalities) do not largely exceed what the Group has estimated for removals. However, as

the magnitude of dead discards remains uncertain and post-release mortalities are not incorporated in this assessment, there remains considerable uncertainty in the overfishing status.

5. Considering the underreporting of removals, and the current low stock status of the northwest Atlantic stock, the Group recommends that catches do not exceed current levels to allow for stock recovery. Although the Kobe matrix might suggest that some increases in catches could allow for potential recovery in the long term, the assessment suggests that the stock is productive enough to recover in a much shorter time frame if catches are maintained at a lower level. This is consistent with [Res. 11-13] that overfished stocks be recovered in as short a period as possible. However, commissioners should be aware that actual removals (particularly dead discards and live post-release mortalities) are higher than what is being reported and the Kobe matrix is overly optimistic to the extent that removals are underreported.
6. While there is large uncertainty in southern stock structure (see section 2.1), new information (see Section 2.1) suggests a single stock of porbeagle in the South Atlantic; until now, the Group had considered two stock units: southwest and southeast. Indeed, there may be a southern stock that extends across the Indian and Pacific Ocean basins. More research on stock structure needs to be undertaken to determine an appropriate unit stock. Until this research is done, the Group recommends leaving the management units as currently defined.
7. The Group was not able to draw any conclusions on the overfished status of the southern stock(s) (see data improvement recommendation above). It noted that, indeed, conventional data (e.g. landings, representative length compositions) cannot be collected for porbeagle stocks, so the Group concluded that alternative (e.g., fishery independent) data collection methods that allow CPUE or length-frequency data (or other altogether different forms of data) to be collected are required to provide more reliable estimates of stock status in the north and in the South Atlantic.

6. Executive Summary

The Executive Summary will be provided after this report is approved.

7. Other matters

No other matters were raised.

8. Adoption of the report and closure

The report was adopted by correspondence.

References

- Anon. 2010. Report of the 2009 Porbeagle Stock Assessments Meeting (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 65(6): 1909-2005.
- Anderson, B.N., L.J. Natanson, J.K. Carlson, R. Coelho, E. Cortés, A. Domingo, and J.A. Sulikowski. Preliminary estimates of post-release survival of porbeagles following capture and handling. Joint tRFMO Bycatch Working Group meeting, Porto, Portugal, December 16-18, 2019.
- Biais, G., Coupeau, Y., Séret, B., Calmettes, B., Lopez, R., Hetherington, S., & Righton, D. (2017). Return migration patterns of porbeagle shark (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic: implications for stock range and structure. *ICES Journal of Marine Science*, 74(5), 1268-1276.
- Bowlby, H., N. Taylor, and J. Carlson. Quantifying horizontal overlap between longline fleets and porbeagle distribution for Ecological Risk Assessment. SCRS/2020/100.
- Bowlby, H.D., and A.J.F. Gibson. 2020. Implications of life history uncertainty when evaluating status in the Northwest Atlantic population of white shark (*Carcharodon carcharias*). *Ecology and Evolution*. 00:1-11. DOI: 10.1002/ece3.6252.
- Brooks, E.N., J.E. Powers and E. Cortés. 2010. Analytical reference points for age-structured models: application to data-poor fisheries. *ICES Journal of Marine Science*. 67:165-175.
- Campana, S.E., J. Gibson, J. Brazner, L. Marks, and W. Joyce. 2008. Status of basking sharks in Atlantic Canada. DFO Canadian Science Advisory Secretariat Research Document. 2008/004.
- Campana, S. E., Joyce, W., & Fowler, M. 2010a. Subtropical pupping ground for a cold-water shark. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 67(5), 769-773.
- Campana, S.E., A.J.F. Gibson, M. Fowler, A. Dorey, and W. Joyce. 2010b. Population dynamics of Porbeagle in the northwest Atlantic, with an assessment of status to 2009 and projections for recovery. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(6): 2109-2182
- Campana, S.E., W. Joyce, M. Fowler, and M. Showell. 2016. Discards, hooking, and post-release mortality of porbeagle (*Lamna nasus*), shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*), and blue shark (*Prionace glauca*) in the Canadian pelagic longline fishery. *ICES J. Mar. Sci.* 73:520528.
- Cameron, L. W., Roche, W., Green, P., Houghton, J. D., & Mensink, P. J. (2018). Transatlantic movement in porbeagle sharks, *Lamna nasus*. *Fisheries Research*, 207, 25-27.
- Caswell, H., S. Brault, A.J. Read, and T.D. Smith. 1998. Harbor porpoise and fisheries: uncertainty in analysis of incidental mortality. *Ecological Applications*. 8:1226-1238.
- Cortés, E., and E.N. Brooks. 2018. Stock status and reference points for sharks using data-limited methods and life history. *Fish and Fisheries* 19:1110-1129.
- Cortés, E. and Y. Semba. 2020. Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest for porbeagle shark in the Western North Atlantic and South Atlantic oceans. SCRS/2020/090.
- Dans, S.L., M. Koen Alonso, S.N. Pedraza, and E.A. Crespo. 2003. Incidental catch of dolphins in trawling fisheries off Patagonia, Argentina: can populations persist? *Ecological Applications*. 13:754-762.
- Forselledo R., Mas F., Domingo A., Hoyle S.D. 2017. Standardized CPUE of porbeagle shark (*Lamna nasus*) caught by the Uruguayan pelagic longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean (1982-2012). WCPFC-SC13-2017/SA-IP-18 <https://www.wcpfc.int/node/29542>
- Griffiths, S., K. Kesner-Reyes, C. Garilao, L. Duffy, and M. Roman. 2018. Development of a flexible Ecological Risk Assessment (ERA) approach for quantifying the cumulative impacts of fisheries on bycatch species in the eastern Pacific Ocean. 9th Meeting of the Scientific Advisory Committee La Jolla, California USA, 14-18 May 2018.

- Hordyk, A., K. Ono, S. Valencia, N. Loneragan, and J. Prince. 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR), and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES Journal of Marine Science*. 72: 217–231.
- Hordyk, A.R., K. Ono, K. Sainsbury, N.R. Loneragan, and J.D. Prince. 2015a. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio. *ICES Journal of Marine Science*. 72:204–216.
- Kohler, NE and Turner, PA (2019). Distributions and Movements of Atlantic Shark Species: A 52-Year Retrospective Atlas of Mark and Recapture Data. *Marine Fisheries Review* 81(2):1-93.
- Myers, R.A., G. Mertz, and S. Fowlow. 1997. Maximum population growth rates and recovery times for Atlantic cod, *Gadus morhua*. *Fishery Bulletin*. 95:762–772.
- Myers, R.A., K.G. Bowen, and N.J. Barrowman. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 56:2404–2419.
- Natanson, L.J., B.M. Deacy, W. Joyce, and J. Sulikowski. 2019. Presence of a resting population of female porbeagles (*Lamna nasus*), indicating a biennial reproductive cycle, in the western North Atlantic Ocean. *Fisheries Bulletin*. 117:70-77.
- Pade NG, Queiroz N, Humphries NE, Witt MJ, Jones CS, Noble LR, Sims DW (2009) First results from satellite-linked archival tagging of porbeagle sharks, *Lamna nasus*: Area fidelity, wider-scale movements and plasticity in diel depth changes. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology*, 370, 64-74.
- Saunders RA, Royer F, Clarke MW. 2010. Winter migration and diving behaviour of porbeagle shark, *Lamna nasus*, in the Northeast Atlantic. *ICES Journal of Marine Science*, 68, 166-174.
- Semba, Y., and Yokawa, K. 2011. Preliminary results of standardized CPUE for porbeagle in the South Atlantic from Japanese longline logbook data between 1994 and 2010. *SCRS/2011/088*
- Semba, Y., Yokawa, K., Matsunaga, H., and Shono, H.. 2013. Distribution and trend in abundance of the porbeagle (*Lamna nasus*) in the southern hemisphere. *Mar. Freshwater Res.* 64: 518–529.
- Taylor, N.G., Palma, C., Ortiz, M., Kimoto, A. and Beare, D.J. Reconstructing Spatial Longline Effort Time Series Col. Vol. Sci. Pap. *In press*
- Testerman, C. B. 2014. Molecular ecology of globally distributed sharks. Dissertation. Nova University.
- Walters, C.J., Martell, S.J.D., and Korman J. 2006. A stochastic approach to stock reduction analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 63:212-223 doi: 10.1139/f05-213
- Zhou, S. and S.P. Griffiths. 2008. Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE): A new quantitative ecological risk assessment method and its application to elasmobranch bycatch in an Australian trawl fishery. *Fisheries Research* 91:56–68.

RAPPORT DE LA RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE REQUIN-TAUPE COMMUN DE 2020

(En ligne, 15 - 22 juin 2020)

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

Le Président a ouvert la réunion en exprimant sa gratitude pour l'intérêt et la participation à la réunion. Il a rappelé au Groupe que les objectifs de la réunion étaient de rassembler et d'examiner toutes les informations disponibles sur le requin-taupe commun, d'évaluer le statut des requins-taupes communs et de mettre à jour toute information provenant des projets de recherche. Au nom du Secrétaire exécutif, le Secrétaire exécutif adjoint a souhaité la bienvenue aux participants à la réunion. Le Groupe a convenu d'adopter le rapport par correspondance (**appendice 1**). La liste des participants se trouve à l'**appendice 2**. La liste des documents et des présentations se trouve à l'**appendice 3** et les résumés fournis par les auteurs se trouvent à l'**appendice 4**.

Les rapporteurs ont été affectés aux sections de l'ordre du jour comme suit :

<i>Points</i>	<i>Rapporteurs</i>
Point 1	N.G. Taylor
Point 2	J. Carlson, A. Domingo, C. Palma, M. Ortiz, Y. Semba, R. Forselledo, C. Santos, R. Coelho, F. Mas
Point 3	E. Cortes, X. Zhang, H. Bowlby, L.G. Cardoso et N.G. Taylor
Point 4	H. Bowlby, N.G. Taylor, E. Cortes, Y. Semba, E. Babcock
Point 5	A. Domingo, N. Duprey et C. Brown
Point 6	E. Cortés
Point 7	R. Coelho
Point 8	N.G. Taylor

2. Résumé des données disponibles

2.1 Identité des stocks

La structure du stock de requin-taupe commun a été abordée en 2009 lors de l'évaluation conjointe des stocks de l'ICCAT et de la CIEM. Les données de l'époque confirmaient l'opinion selon laquelle les mouvements des spécimens de l'Atlantique du Nord-Est et du Nord-Ouest étaient limités. Il a donc été conclu que dans l'Atlantique Nord, il y avait deux stocks. En ce qui concerne l'Atlantique Sud, il était entendu qu'il y avait deux stocks, le Sud-Ouest et le Sud-Est, et qu'ils se répartissaient tous deux jusqu'à 25° de latitude Sud. À l'époque, la possibilité a été évoquée que les deux stocks méridionaux s'étendent aux océans limitrophes (Pacifique et Indien), mais cette possibilité n'était pas concluante.

Depuis 2009, un certain nombre d'études de marquage-récupération de marques réalisées avec des marques-archives pop-up reliées par satellite (PSAT) ont permis d'examiner plus en détail les mouvements du requin-taupe commun, en particulier dans l'océan Atlantique Nord. La quasi-totalité du marquage par satellite à long terme (Campana et al. 2010a ; Pade et al. 2009 ; Saunders et al. 2010 ; Biais et al. 2017), du marquage conventionnel (Kohler et Turner 2019) et du marquage de survie (J. Sulikowski, comm. pers.) confirme que les stocks de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est sont séparés de ceux du Nord-Ouest, à l'exclusion d'un seul animal marqué qui s'est déplacé du NE au NO (Cameron et al. 2018). Il y a peu d'informations sur le marquage dans l'Atlantique Sud. En plus des études de marquage, une étude de l'ADN génomique de 224 spécimens suggère qu'il existe une forte subdivision génétique entre les populations de l'Atlantique Nord et de l'hémisphère Sud, mais n'a trouvé aucune différenciation au sein de ces hémisphères (Testerman, 2014). De nouvelles informations tirées des données sur les pêcheries et la recherche des océans Atlantique, Pacifique et Indien indiquent qu'il existe une distribution continue de l'espèce dans les trois océans et qu'elle s'étend de 20° à 60° de latitude Sud (Semba et al. 2013).

Dans l'ensemble, de récentes études de marquage conventionnel à long terme et par satellite suggèrent qu'il existe des stocks distincts dans l'Atlantique Nord oriental et occidental, avec un mélange limité. Bien que Testerman (2014) n'ait trouvé aucune preuve génétique de différenciation entre les stocks de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord oriental et occidental, il a été noté que génétiquement, il n'y a qu'environ 30 à 150 migrants par génération ou environ 2 à 12 migrants par an entre les stocks. Testerman (2014) a proposé que l'hémisphère Nord

et l'hémisphère Sud soient gérés comme deux populations distinctes et génétiquement séparées. Bien qu'aucune différenciation génétique n'ait été trouvée entre les stocks du nord-est et du nord-ouest, le recrutement génétique entre ces zones est faible et doit être considéré comme deux stocks. Les données sont insuffisantes pour définir le nombre approprié de stocks dans l'hémisphère sud.

Le SCRS/2020/073 a présenté des informations sur la taille du requin-taupe commun dans l'Atlantique Nord et Sud et des observations sporadiques ont été enregistrées dans les zones orientales entre 20° Nord et 20° Sud. Ces rares captures, effectuées au cours de différentes années, pourraient étendre l'aire de répartition régulièrement envisagée pour cette espèce. D'autre part, dans un exercice réalisé pendant la réunion, le Secrétariat a présenté l'information de prise et d'effort de la tâche 2, qui montre également les captures déclarées par certains pays dans cette zone, notamment le Japon, au cours des dernières années. Toutefois, le scientifique japonais a fait remarquer que ces résultats doivent être vérifiés car ils ne sont pas basés sur des données de recherche et d'observateurs, et qu'une éventuelle extension de la gamme basée sur ces données doit donc être discutée plus en détail avant d'être acceptée. Bien que les deux sources d'information puissent suggérer la présence de cette espèce dans les zones tropicales et certains événements rares dans ces zones intertropicales orientales, des recherches plus approfondies sont nécessaires. Le Groupe a compris que cette information était très importante. Les auteurs ont souligné que ces enregistrements avaient été préalablement vérifiés parce que certains d'entre eux proviennent de régions où les SST sont élevées. Cependant, les auteurs ont également indiqué que ces enregistrements sont probablement liés à des températures plus froides dans les couches plus profondes en raison des phénomènes de remontées d'eaux côtières sur la côte ouest africaine et de l'effet des courants froids qui circulent le long de ces zones, ce qui se manifeste lors de l'étude des profils de température en fonction de la profondeur, et de la grande disponibilité alimentaire dans ces zones. Bien que la distribution de cette espèce soit régulièrement liée aux hautes latitudes et aux eaux froides, les auteurs ont averti que la SST ou la latitude n'est qu'une simplification et ne devrait pas être la seule variable considérée pour expliquer ces rares phénomènes, en particulier dans les régions de l'Atlantique Est touchées par des eaux froides profondes et des courants froids, qui peuvent servir de couloirs d'eau froide à partir de latitudes plus élevées, de sorte que certains spécimens peuvent atteindre sporadiquement des latitudes plus basses que celles qui sont le plus fréquemment et régulièrement décrites.

2.2 Captures

Le Secrétariat a présenté au Groupe les prises nominales de l'ICCAT les plus récentes (T1NC: prises nominales de tâche 1) sur le requin-taupe commun (POR). La série complète des prises de requin-taupe commun, historiquement classées géographiquement avec trois principales régions de la tâche 1 (NORT : Atlantique Nord ; SOUT : Atlantique Sud ; MEDI : Méditerranée), a finalement été divisée en quatre stocks de requin-taupe commun de l'Atlantique en utilisant les zones d'échantillonnage des istiophoridés de l'ICCAT (**figure 1**) avec le tableau d'association suivant :

<i>Stock de requin-taupe commun</i>	<i>Zones d'échantillonnage (istiophoridés uniquement)</i>	<i>Zone de la tâche 1 (facultatif)</i>
<i>POR-NE (Atl- Nord-Est)</i>	BIL94B, BIL94C	NE, AÇORES, CANA, CVER, ETRO
<i>POR-NW (Atl- Nord-Ouest)</i>	BIL91, BIL92, BIL93, BIL94A	NW, GOFM, WTRO
<i>POR-SE (Atlantique Sud-Est)</i>	BIL97	SE
<i>POR-SW (Atlantique SO)</i>	BIL96	AT-SW
<i>*POR-MD (Méditerranée)</i>	BIL95	MEDI

*Les séries de captures en Méditerranée (principalement l'Italie et Malte) ont été laissées de côté (en dehors du stock POR-NE) en suivant la même approche que celle utilisée pour le requin-taupe bleu (SMA) et le requin peau bleue (BSH).

Dans le cas des captures annuelles sans zone d'échantillonnage d'istiophoridés et avec les zones de la tâche 1 déjà interrompues "NORT" et "SOUT" (moins de 2% de l'ensemble des séries de captures entre 1926 et 2018, affectant dans sa majorité les premières années), la division en stocks a été effectuée en utilisant les proportions obtenues pour l'année la plus proche (division du NORT en NE et NW et du SOUT en SE et SW). La zone d'échantillonnage BIL adoptée pour chaque division était la plus grande : NE (BIL94B) ; NW (BIL94A) ; SE (BIL97) ; SW (BIL96). Ce critère d'allocation devrait être révisé à l'avenir, ou par les CPC respectives, ou lorsque des informations plus détaillées et plus complètes sur la tâche 2 (prise et effort) contenant les prises de requin-taupe commun seront récupérées.

Aucun nouveau document du SCRS contenant des informations sur POR T1NC n'a été présenté au Groupe. Par conséquent, les différences sont minimales lorsque l'on compare les séries de capture actuelles de requin-taupe commun avec les séries de capture adoptées lors de la réunion annuelle du SCRS de 2019. Ces modifications sont principalement dues aux déclarations tardives des révisions effectuées par les CPC de l'ICCAT après septembre 2019.

En raison de contraintes de temps, les améliorations apportées au cours de la réunion à la T1NC en termes de reconstitution des captures et de comblement des lacunes, ont été faibles et limitées seulement aux deux stocks de l'Atlantique ouest (POR-NW et POR-SW).

Stock du nord-ouest :

A la demande du Groupe, le Secrétariat a utilisé une approche différente de celle utilisée dans Anon. (2009) pour estimer les prises non déclarées (débarquements et rejets morts) pour les CPC qui n'ont pas déclaré de débarquements et/ou de rejets morts au cours de la période 2008-2018, et qui ont déclaré des prises de requin-taupe commun avant 2008. Le Groupe a noté que la déclaration des rejets morts reste très limitée et que certains débarquements pourraient ne pas être déclarés.

L'estimation des captures s'est concentrée uniquement sur les pêcheries palangrières pour la période 2008-2018, en utilisant les jeux de données T1NC et EFFDIS (distribution de l'effort nominal, Taylor et al. *sous presse*) pour :

- i. Obtenir les taux de capture nominaux moyens annuels pour les débarquements (L) et les rejets morts (DD), respectivement les CPUE(L) et les CPUE(DD).
- ii. Pour la CPUE(L), utiliser uniquement les captures de requin-taupe commun des États-Unis et du Japon comme prises accessoires (en excluant le Canada dont la pêche ciblait le requin-taupe commun pendant la période 2008-2013).
- iii. Et pour la CPUE(DD), utiliser le Canada et les États-Unis.
- iv. Chaque série de CPUE a ensuite été multipliée par le nombre estimé d'hameçons (sur tous les carrés de 5x5 degrés du stock POR-NW) de chaque flottille palangrière qui a un T1NC historique de requin-taupe commun pour le stock NW.
- v. Les séries estimées pour les pavillons avec EFFDIS étaient :
 - Série L : Barbade, Taipei chinois, Japon, Rép. de Corée et Venezuela.
 - Séries DD : Barbade, Taipei chinois, Japon, Rép. de Corée et Venezuela.
- vi. Aucune estimation n'a été faite pour les flottilles palangrières sans EFFDIS (îles Féroé, France (SPM), Cuba, Norvège). Ces flottilles ne disposaient pas d'EFFDIS, peut-être parce qu'elles ne pêchaient pas activement entre 2008 et 2018 ; l'île Féroé n'est pas une CPC de l'ICCAT.
- vii. Pour les deux années où les États-Unis n'ont pas déclaré DD (2009 et 2012), les DD ont été estimés comme la moyenne des deux années précédentes pour 2012, et des deux années suivantes pour 2009.

Cette approche suppose que les flottilles palangrières qui ont des captures historiques antérieures à 2008 dans le stock POR-NW auraient des taux de capture de POR similaires à ceux des flottilles palangrières des États-Unis et du Japon (pêcheries non ciblées), et/ou des rejets morts (Canada, États-Unis) si elles pêchaient activement après 2008, sauf preuve du contraire. Cette approche est préliminaire parce que l'indice d'une flottille qui se trouve dans l'habitat du requin-taupe commun est multiplié par l'effort d'une flottille qui se trouve en dehors de l'habitat du requin-taupe commun (par exemple, le Venezuela, la Barbade et certaines zones de pêche du Taipei chinois) et donc une amélioration supplémentaire est nécessaire pour l'estimation des débarquements et des rejets morts non déclarés.

Stock du sud-ouest :

La série palangrière T1NC de l'Uruguay (1981-2001) reconstituée en utilisant l'approche du ratio de capture (voir le rapport : [WG-SHK 2019](#)) et non incluse en 2019 a finalement été ajoutée à la base de données de la tâche 1. Cette série a déjà été adoptée par le Groupe lors de cette réunion.

Vue générale :

Les nouvelles estimations des flottilles non déclarantes sont présentées dans le **tableau 1**. Le **tableau 2** et la **figure 2** présentent la T1NC globale finale par stock, engin et année. La **figure 3** montre les différences de captures de POR-NW avant et après les nouvelles estimations.

Le Groupe a adopté ces nouvelles estimations (**tableau 1**) comme estimations préliminaires du SCRS pour le POR-NW et a convenu qu'elles représentent les meilleures estimations scientifiques du SCRS pour les ponctions totales de requin-taube commun de l'Atlantique par stock dans le délai imparti. Par convention, toutes les estimations préliminaires du SCRS ajoutées à la tâche 1 devraient être remplacées à l'avenir par les estimations officielles correspondantes de la CPC.

Le Groupe a également reconnu que les estimations des débarquements et des rejets morts doivent être revues à l'avenir pour les améliorer pour les raisons décrites ci-dessus. En raison de contraintes de temps, il n'a pas été possible de procéder à cet examen lors de cette réunion, ce qui souligne l'importance de tenir des réunions de préparation des données, en particulier pour les stocks dont les débarquements et/ou les rejets morts sont mal communiqués, comme les requins pélagiques. Il est donc recommandé que pour le prochain processus d'évaluation du requin-taube commun, une réunion de préparation des données soit organisée afin de disposer de suffisamment de temps pour revoir et mettre à jour les estimations des ponctions totales.

Le Groupe a également reconnu l'importance de la mortalité post-remise à l'eau de spécimens vivants de POR-NW associée aux activités de pêche, en particulier dans le cadre des règlements de gestion actuels [Rec. 15-06, page 1]. Des études antérieures et récentes (Campana et al. 2016, Anderson et al. 2019) ont fait état de taux de mortalité post-remise à l'eau de l'ordre de 17% (allant de 6,7% à 27,2%). L'absence de déclarations officielles sur les rejets vivants (DL) (seul le Canada a déclaré des rejets vivants entre 2015 et 2018) a empêché d'estimer avec un degré de confiance raisonnable la composante de la mortalité après la remise à l'eau. Toutefois, la composante de la mortalité après la remise à l'eau devrait être prise en compte à l'avenir, notamment parce que les quantités rejetées devraient être plus élevées que les débarquements actuels.

2.3 Indices d'abondance

Le SCRS/2020/084 a présenté les résultats d'une analyse des indicateurs pour la population de requins-taupes communs de l'Atlantique Nord occidental basée sur les données des observateurs palangriers japonais entre 2000 et 2018. L'analyse comprenait la description de l'évolution spatio-temporelle de l'effort, de la CPUE (prise en nombre pour 1.000 hameçons) et du déploiement des engins, l'estimation d'un indice d'abondance et la tendance de la taille et du sex-ratio dans une zone limitée. Les opérations à la palangre ciblant le thon rouge de l'Atlantique ont montré une forte variabilité saisonnière et interannuelle dans la zone d'opération. La tendance annuelle estimée de l'abondance était proche de celle de la CPUE nominale et était stable entre 2000 et 2014, à un faible niveau < 1,0 requin pour 1.000 hameçons, mais a montré une tendance à la hausse de 2014 à 2018. L'analyse des données de taille a suggéré que les juvéniles dominaient dans les deux sexes et que les sex-ratios étaient à peu près égaux tout au long des années analysées. La longueur corporelle médiane et moyenne est devenue plus petite (<1m PCL) ces dernières années avec l'augmentation de la CPUE, par rapport aux années précédentes. Bien que ces tendances aient été obtenues sur la base de zones géographiques limitées et qu'un examen attentif soit donc nécessaire, la série temporelle qui en résulte suggère la possibilité de tendances à la hausse de l'abondance et des jeunes poissons depuis le milieu des années 2010.

Le Groupe a indiqué que les flottilles canadiennes ont changé de zone d'opération, ce qui a eu des répercussions sur les lieux de capture des requins-taupes communs. Les changements dans les conditions océanographiques ainsi que dans le comportement des flottilles dont les navires ciblent l'espadon ont entraîné une réduction substantielle de la CPUE des requins-taupes communs de ces flottilles. Toutefois, la flottille japonaise ciblant le thon rouge n'a pas enregistré de réduction similaire de la CPUE. En outre, le changement de zone d'opération de la flottille japonaise était principalement dû à une efficacité accrue des opérations pour le thon rouge de l'Atlantique, et non à un changement d'espèce cible. L'auteur a noté que l'effet des conditions océanographiques n'a pas été pris en compte dans l'analyse. Il a également été précisé que l'augmentation de la CPUE japonais après 2015 n'était pas seulement due à des prises importantes en quelques opérations, mais aussi à des prises constantes dans chaque opération.

Le SCRS/P/2020/035 a présenté une CPUE standardisée du requin-taube commun capturé par les palangriers uruguayens dans le sud-ouest de l'océan Atlantique entre 1982 et 2012. La flottille thonière uruguayenne peut être divisée en deux périodes bien définies : 1982-1992 pour la palangre de style japonais (opérations en eaux profondes) et 1993-2012 pour la palangre de style américain (opérations en eaux peu profondes). Les analyses de standardisation ont été effectuées à l'aide de modèles mixtes additifs généralisés et en divisant les séries temporelles dans ces deux périodes. Les résultats des modèles GAMM montrent un effet important de la *température de surface de la mer* (SST) ainsi que de la *latitude* dans les prises de requins-taupes communs. La première période a présenté des valeurs de CPUE standardisées plus élevées, ce qui suggère que des facteurs liés à la méthode de pêche, tels que la profondeur de l'opération ou le type d'appât, pourraient avoir un effet sur les taux de capture des requins-taupes communs.

Les commentaires qui ont suivi la présentation portaient principalement sur l'importance des variables environnementales dans les prises de requins-taupes communs. Le fait que la *SST* et la *latitude* puissent être des variables confondues a été mentionné. Cet aspect a été discuté avant l'analyse et les auteurs ont décidé de l'utiliser dans un sens ou dans l'autre, car les conditions environnementales de la zone d'opération des flottilles sont très variables au cours de l'année, en fonction de l'influence du courant chaud du Brésil et du courant froid des Malouines.

Le SCRS/P/2020/037 a présenté les résultats et les analyses préliminaires de la prospection palangrière à la palangre indépendante des pêcheries du Canada visant le requin-taupe commun. Un modèle « hurdle » spatialement implicite qui incorporait les effets environnementaux a suggéré que la distribution du requin-taupe commun est devenue plus diffuse (moins concentrée le long du rebord du plateau) et que l'abondance a diminué de 2007 à 2017. La forte baisse de l'abondance est contraire aux prévisions du modèle utilisé dans l'évaluation de 2020 (SCRS/2020/096), ainsi qu'aux tendances de la CPUE du Japon (SCRS/2020/084). La variabilité des taux de capture était excessivement élevée à partir de cette conception de station fixe et les prises pourraient avoir été liées à une variable prédictive qui n'a pas été prise en compte. Ces résultats ont été fournis à titre d'exemple pour expliquer pourquoi une prospection ne peut pas indexer l'abondance d'un requin pélagique comme le requin-taupe commun.

Après la présentation, il a été demandé de fournir des détails opérationnels supplémentaires sur les prospections, tels que la description de l'engin, la profondeur d'opération et la période de l'année. Pour ce dernier point, il a été mentionné qu'il y avait un court délai pour terminer les prospections, en raison de problèmes opérationnels, mais que les campagnes ont commencé à la mi-juin et ont duré trois semaines. En réponse à une question concernant la composante de la population de requins-taupes communs échantillonnée chaque année, les auteurs ont déclaré que de légères variations dans la composition par taille et par sexe étaient observées entre les prospections. En réponse à la question de savoir si d'autres espèces capturées dans le cadre de la prospection ont connu le même déclin, les auteurs ont mentionné qu'il n'était pas possible de l'évaluer car les captures des autres espèces étaient trop faibles. Les auteurs ont fait remarquer que cette présentation était donnée à titre d'information, et qu'il n'était pas question de l'utiliser comme un indice d'abondance ou d'inclure les résultats dans l'évaluation actuelle.

2.4 Cycle vital

Le SCRS/2020/090 a présenté les taux vitaux pour la population de l'Atlantique Nord-Ouest et la population de l'Atlantique Sud du requin-taupe commun ainsi que plusieurs paramètres d'intérêt qui peuvent être utilisés comme données d'entrée dans d'autres modèles comme le taux intrinsèque d'augmentation de la population (r_{max}), le taux de reproduction maximal sur toute la durée de la vie ($\hat{\alpha}$), le ratio du potentiel de reproduction au moment du recrutement maximal excédentaire (SPR_{MER}) et le temps de génération. Les valeurs de ces paramètres ont été obtenues de manière déterministe par le biais de six méthodes et une simulation stochastique a été réalisée avec l'approche de la matrice de Leslie. Pour l'Atlantique Nord-Ouest, le scénario de simulation qui considérait un cycle de reproduction annuel ou biennal comme également probable a été jugé le plus plausible, impliquant des valeurs de $r_{max} = 0,059$, $\hat{\alpha} = 3,22$, et SPR_{MER} = 0,56. Les informations concernant l'Atlantique Sud étant très rares, les valeurs publiées pour le Pacifique Sud ont dû être utilisées pour la plupart des données d'entrée sur le cycle vital. Comme l'incorporation de ces valeurs dans la simulation a conduit à ce que plusieurs paramètres estimés soient hors limites/indéfinis, le scénario déterministe qui supposait un cycle de reproduction annuel et une longévité obtenue grâce au radiocarbone radioactif a été jugé le plus plausible, impliquant des valeurs de $r_{max} = 0,059$, = 3,253, et SPR_{MER} = 0,55.

Il a été noté que les méthodes utilisées pour dériver les estimations de r_{max} dans ce travail étaient cohérentes avec celles utilisées dans l'évaluation du stock de requin-taupe commun de 2009 (Anon. 2010). Il a également été demandé si les valeurs individuelles de chaque paramètre estimé dans l'approche de simulation stochastique étaient disponibles pour une utilisation potentielle dans l'analyse de la MSE, en réponse à quoi il a été noté que le code original avait été modifié pour être utilisé dans l'ICM et que les valeurs étaient donc disponibles. Au total, le Groupe a convenu d'utiliser les paramètres recommandés dans le SCRS/2020/090 pour l'Atlantique Nord occidentale et l'Atlantique Sud pour les différentes approches d'évaluation.

2.5 Compositions par taille

Le document SCRS/2020/097 présentait des informations sur la distribution par taille et par sexe des requins-taupes communs recueillies par les observateurs des pêcheries de plusieurs flottilles palangrières dans l'Atlantique (UE-Portugal, Canada, Japon, Namibie, Afrique du Sud, Uruguay et États-Unis). Un total de 26.404 registres de

requins-taupes communs collectés entre 1992 et 2019 ont été compilés et analysés, y compris les distributions par taille spécifiques à chaque région et les séries temporelles. Les sex-ratios ont également été analysés par région et par saison.

Le Groupe a noté que ces dernières années, les tailles d'échantillon (N) des spécimens mesurés sont petites, de sorte que les séries temporelles de ces années ne sont pas aussi représentatives. Dans le cas spécifique du Sud-Ouest, on observe une forte augmentation des tailles ces dernières années, mais elle n'est due qu'à la faible taille des échantillons certaines années, alors que certaines années, aucun spécimen n'est mesuré. Pour le Nord-Ouest, les auteurs ont souligné que la forte augmentation des tailles en 2019 était due à la capture de quelques spécimens de grande taille à proximité de la longitude limite du stock dans l'Atlantique Nord.

Compte tenu de la faible taille de l'échantillon certaines années, le Groupe a recommandé la prudence dans l'interprétation et les conclusions tirées des tendances de la taille dans les séries temporelles. Plus précisément, pour l'hémisphère sud, cette analyse a été divisée en zones Sud-Ouest et Sud-Est, et il a été mentionné qu'une idée pourrait être de combiner les séries temporelles de ces deux régions en une seule série.

Il a été précisé que les données utilisées dans le document proviennent d'observateurs scientifiques embarqués sur les palangriers commerciaux et de prospections scientifiques. Dans le cas particulier du Canada, la majorité des données collectées avant 2005 proviennent de l'échantillonnage de navires qui ciblaient les requins-taupes communs, tandis que pour les autres flottilles, il s'agit surtout de prises accessoires provenant de palangriers ciblant les thonidés et les espèces apparentées.

Le Groupe a noté la différence de taille entre les États-Unis et le Canada qui opèrent dans une zone similaire, les captures du Canada étant composées de spécimens plus grands que celles des États-Unis. Une possibilité est liée aux différences de saisonnalité des deux composantes de la pêcherie canadienne ; avant 2013, lorsque la pêcherie était ciblée sur le requin-taube commun, elle se déroulait du début du printemps à la fin octobre et avait tendance à capturer des spécimens plus grands. Ces dernières années, les prises proviennent principalement de prises accessoires dans les eaux plus côtières et tendent à être composées de plus petits spécimens capturés plus près de la côte. Le Groupe s'est également demandé si le type d'hameçon utilisé dans les pêcheries palangrières pélagiques des États-Unis et du Canada était similaire et il a été précisé que les deux flottilles utilisent des hameçons circulaires.

Il a également été noté que la configuration des engins de pêche au Canada a également changé entre l'époque où la pêcherie était dirigée sur le requin-taube commun et les années plus récentes où elle est dirigée sur l'espadon. La flottille est toujours composée des mêmes navires de pêche opérant dans la même région générale, mais la stratégie de pêche a changé au fil du temps et cela pourrait avoir contribué à ce que la plupart des spécimens soient plus petits ces dernières années. Il a été noté que pour l'analyse SAFE, les données utilisées ne commençaient qu'à partir de 2010 (lorsque plusieurs réglementations sont entrées en vigueur dans plusieurs pays), de sorte que cette approche utilise principalement des données datant de l'époque où la plupart des navires visaient déjà l'espadon.

Le Groupe a également noté que dans le cas spécifique du Canada où il y a eu ce changement de ciblage, il pourrait être intéressant d'étudier la distribution par taille de ces deux composantes de la flottille séparément. Les résultats ont ensuite été présentés au Groupe à partir d'une comparaison de la distribution des tailles par décennie (années 1990, 2000 et 2010 et au-delà) des deux composantes de la flottille. Aucune différence dans la distribution des tailles des captures n'est apparue.

Le SCRS/2020/073 a fourni des observations sur la taille du requin-taube commun récupérées dans les registres scientifiques de la pêcherie palangrière espagnole ciblant l'espadon dans l'océan Atlantique pour la période 1987-2017. Pour les zones septentrionales, l'analyse des données a montré une stabilité de la longueur moyenne tout au long de la série temporelle, une gamme très stable de valeurs moyennes et très peu de différences entre les sexes. Les données suggèrent qu'une petite fraction de spécimens est disponible dans les zones océaniques où cette flottille pêche régulièrement et que certains spécimens pourraient atteindre sporadiquement certaines zones intertropicales de l'Atlantique.

Les auteurs ont précisé que la flottille de palangriers espagnols, dont ces données proviennent, cible l'espadon et opère toute l'année et non selon un schéma saisonnier spécifique. Cette flottille a sporadiquement capturé quelques requins-taupes communs en tant que prises accessoires très faibles.

Le Groupe a noté qu'il y a quelques prises sporadiques entre 20°S et 20°N, dans des zones qui pourraient représenter une extension de l'aire de distribution du requin-taube commun. Il a également été noté que la plupart des tailles entre 20°S et 20°N proviennent de spécimens de sexe indéterminé, sur différentes années.

Le Secrétariat a divisé et montré les données de capture et d'effort par région et a indiqué qu'il y a quelques registres de capture entre 20°N et 20°S dans la base de données CE de l'ICCAT. Il a été noté que dans certains cas, ces prises seraient proches des limites 20°N ou 20° S, mais il existe également des données plus proches de l'équateur. Il a en outre été demandé au Secrétariat de produire une carte entre 20°N et 20°S à une résolution de 5° x 5° montrant des informations sur la présence des requins-taupes communs à partir des bases de données de l'ICCAT.

Il a été noté que lorsque les requins-taupes communs sont très petits, l'identification des espèces est problématique et il est possible de confondre le requin-taube commun avec le requin-taube bleu. Il a également été noté que si les données CE de l'ICCAT proviennent probablement principalement des carnets de pêche, les données de taille proviennent essentiellement des données d'observateurs avec un degré de fiabilité beaucoup plus élevé pour l'identification des espèces. Après que le Groupe a eu demandé que les registres proches de l'équateur soient examinés de manière plus approfondie, les scientifiques de l'UE-Espagne ont précisé que les données utilisées dans le SCRS/2020/073 ont été collectées au cours de différentes années et ont été communiquées par différentes sources, telles que des scientifiques hautement qualifiés à bord et également certains capitaines collaborateurs. Les auteurs ont écarté la possibilité d'une identification erronée de spécimens de requin-taube commun comme étant des requins-taupes bleus après un examen approfondi des données provenant des différentes sources.

2.6 Autres données pertinentes

Le SCRS/P/2020/034 a présenté des informations concernant la mortalité due à l'hameçon du requin-taube commun sur les palangriers opérant dans l'Atlantique Sud-Ouest. Les données utilisées dans l'analyse proviennent d'observateurs scientifiques à bord de palangriers uruguayens et aussi de palangriers japonais opérant dans la ZEE uruguayenne. Un modèle mixte additif généralisé (GAMM) a été ajusté en tenant compte des covariables biologiques, environnementales et opérationnelles. Les résultats ont montré que les calées de palangres en eaux profondes avaient une mortalité due à l'hameçon plus faible que les calées en eaux peu profondes. La taille, la température de la surface de la mer et le sexe étaient également des covariables significatives, la mortalité due à l'hameçon augmentant avec la taille et la température, et étant plus faible chez les femelles que chez les mâles. Les auteurs ont suggéré que les différences observées dans la mortalité due à l'hameçon entre les calées en eaux profondes et les calées en eaux peu profondes pourraient être liées à la longueur des avançons. Les navires japonais ont des avançons plus longs qui pourraient permettre un mouvement moins restreint des spécimens capturés. D'autre part, les avançons plus courts de la flottille uruguayenne pourraient restreindre les mouvements dans une mesure qui pourrait limiter la capacité du spécimen à ventiler correctement, diminuant en fin de compte ses chances de survie. Même si les auteurs reconnaissent que la durée de l'immersion était une variable importante à inclure, ils ont discuté des problèmes associés à l'utilisation des données disponibles sur la durée de l'immersion et de la manière dont cela a affecté la performance du modèle et rendu les résultats incohérents. Enfin, les auteurs ont mentionné quelques alternatives qui pourraient être incorporées dans les travaux futurs afin d'inclure cette variable de manière plus significative (c'est-à-dire minuteurs d'hameçons, enregistreurs de température et de profondeur).

3. Méthodes d'évaluation et résultats

3.1 Évaluation de la durabilité des effets de la pêche (SAFE)

Le SCRS/2020/100 décrivait la façon dont les informations sur la distribution des stocks de requins-taupes communs du Nord et du Sud ont été évaluées par rapport à l'effort de pêche afin de déterminer l'étendue du chevauchement géographique entre les espèces avec l'activité de pêche palangrière commerciale. Le degré de chevauchement est appelé "disponibilité" et constitue l'un des éléments de l'évaluation quantitative des risques écologiques (ERA) de l'évaluation de la durabilité des effets de la pêche (SAFE). Pour décrire la distribution du requin-taube commun dans l'évaluation précédente, les informations spatiales pour l'Atlantique Nord et Sud provenaient de l'IUCN. Pour cette évaluation, la distribution du requin-taube commun dans l'Atlantique Nord-Ouest a été étendue en utilisant de nouvelles informations substantielles sur les présences obtenues à partir des données des prises commerciales ainsi que du marquage par satellite. La répartition dans l'Atlantique Sud était encore décrite à partir des données de l'IUCN. Il n'a pas été possible de prendre en compte la densité relative des requins-taupes communs dans les différentes régions de l'Atlantique Nord ou Sud, de sorte que l'étendue spatiale de leur distribution englobe toutes les zones où l'on trouve au moins la présence d'un spécimen de requin-taube commun (données de présence/absence). Pour caractériser la répartition spatiale de l'effort de pêche, la somme du

nombre d'hameçons à une résolution spatiale de 5 degrés a été transformée en une grille de trame. L'effort a été additionné à partir des flottilles spécifiques qui avaient fourni des données aux autres composantes de l'ERA, donnant une distribution de l'effort agrégée dans l'Atlantique Nord et Sud. La disponibilité a été calculée comme étant la zone de répartition de l'effort qui chevauche la répartition du requin-taupe commun divisée par la zone totale de répartition du requin-taupe commun dans l'Atlantique Nord et Sud, respectivement (appelée type 1 dans le manuscrit). Biologiquement, ce calcul représente la proportion de la population de requins-taupes communs qui est accessible à l'activité de pêche. Trois autres mesures de chevauchement ont également été calculées, représentant la quantité d'activité de pêche qui se superposait avec le requin-taupe commun divisée par la quantité totale de l'effort (appelée type 2 dans le manuscrit). Cela représente la proportion de l'activité de pêche qui a le potentiel de capturer le requin-taupe commun. Les estimations ont sensiblement changé lorsque l'effort a été caractérisé comme présence/absence, ou comme une magnitude relative de la déclaration de la tâche 2 (T2CE), ou des estimations EFFDIS de l'effort total.

Une discussion s'ensuit sur la manière dont les nouvelles données sur la répartition des espèces obtenues grâce au marquage électronique ont été ajoutées au fichier de formes de l'IUCN de la répartition des espèces. Dans le cas des données présentées par l'UE-Espagne dans le document SCRS/2020/073 qui montrent la présence de requins-taupes communs dans les régions tropicales (entre le sud de 20° Nord et le nord de 20° Sud), bien qu'il soit souhaitable d'inclure les nouvelles données disponibles car elles élargissent considérablement l'aire de répartition des espèces prédominantes de l'IUCN, le Groupe a conclu qu'elles devraient faire l'objet d'une étude approfondie avant d'être utilisées.

Il a également été question de la meilleure façon de consolider le fichier de formes lisse de l'IUCN sur la répartition des espèces avec le fichier d'effort par carrés de 5° x 5° degrés et les grilles spatiales de 5° x 5°. Le fichier de formes lisse de l'IUCN sur la répartition des espèces n'inclut pas la terre et donc certaines grilles le long de la côte ne seraient pas 5° x 5°, alors que le fichier d'effort par carré de 5° x 5° et les grilles spatiales incluent la terre (c'est-à-dire toute la zone dans le carré de la grille). La question a ensuite été posée sur la meilleure façon de traiter ces grilles côtières lors du calcul du ratio de chevauchement des zones d'effort et de distribution des espèces pour la composante de disponibilité de SAFE. Il a été noté que les données d'effort représentaient des centroïdes et devaient être déplacées en ajoutant un décalage de 2,5° au centroïde du carré de 5° x 5° au Nord et en le déplaçant vers le bas de 2,5° au Sud. En réponse à ces commentaires, cette modification a été introduite, et les données d'effort sont maintenant représentées par des centroïdes où chaque point a son propre carré de 5° x 5°. Ces déplacements ont modérément augmenté les estimations précédentes de la disponibilité de SAFE.

Il a également été noté que si la disponibilité pour l'Atlantique Sud était calculée par rapport à la répartition de l'espèce dans tout l'hémisphère Sud, il serait souhaitable de calculer la disponibilité par rapport à la répartition de l'espèce dans l'Atlantique Sud uniquement. Ainsi, la distribution du Sud a été limitée à la zone de la Convention de l'ICCAT, englobant de -70° à 20° degrés de longitude.

Toutes les données d'effort ont été déplacées pour représenter les centroïdes et la distribution du stock de requins-taupes communs du Sud a été limitée à l'Atlantique Sud dans une analyse actualisée. Par souci de cohérence avec les centroïdes de l'effort, la répartition des espèces dans le Sud a également été placée sur une échelle spatiale de 5°. En conséquence, la disponibilité dans l'Atlantique Nord a légèrement augmenté, passant de 0,53 à 0,59, mais a nettement augmenté dans l'Atlantique Sud, passant de 0,11 à 0,49.

Il a également été noté que l'utilisation des données de présence/absence est une représentation approximative de la distribution de l'espèce car elle suppose une présence uniforme de l'espèce dans toute son aire de répartition. Cependant, il s'agit d'une évaluation pauvre en données et il n'y avait pas suffisamment de données pour calculer la densité relative des espèces comme cela pourrait être le cas pour une évaluation riche en données.

Il a également été noté que, comme cela a été fait pour l'ERA de 2012, il serait souhaitable de calculer la disponibilité séparément pour les flottilles qui comprennent à la fois une composante en eaux peu profondes et en eaux profondes. Il a également été mentionné qu'il serait souhaitable d'augmenter la résolution spatiale actuelle de 5° x 5° lorsque ces données seront disponibles à l'avenir.

Le SCRS/2020/099 a présenté une SAFE préliminaire (Évaluation de la durabilité des effets de la pêche) des palangres pélagiques dans l'Atlantique Nord et Sud. L'approche SAFE calcule un indice approchant de la mortalité par pêche comme le produit de quatre composantes : la disponibilité de l'espèce pour les flottilles, la possibilité de rencontrer l'engin de pêche compte tenu de la distribution verticale de l'espèce, la sélectivité de l'engin de pêche et la mortalité après capture. Les valeurs de F ont été comparées à un point de référence basé sur F_{PME} calculé sur la base de la productivité (exprimée comme le taux de reproduction maximal sur toute la durée de vie, $\hat{\alpha}$) estimée

dans le SCRS/2020/090 (Cortés et Semba 2020) et les ratios F_{PME}/M de Cortés et Brooks (2018) pour évaluer l'état de surpêche. Les résultats préliminaires suggèrent que le requin-taube commun dans l'Atlantique Nord et Sud ne fait pas l'objet d'une surpêche.

Description de la méthode SAFE

La susceptibilité a été calculée quantitativement sur la base de l'approche SAFE comme le produit de quatre probabilités conditionnelles (disponibilité, possibilité de rencontre, sélectivité et mortalité après capture). La disponibilité est la probabilité que la flottille interagisse avec le stock sur le plan horizontal ; la possibilité de rencontre est la probabilité qu'une unité d'effort de pêche rencontre le stock disponible ; la sélectivité est la probabilité que la population rencontrée soit effectivement capturée par l'engin de pêche ; et la mortalité post-capture est la probabilité que la population capturée meure.

L'analyse incluait les flottilles pour lesquelles des informations provenant des programmes d'observateurs ont été mises à disposition. Pour l'Atlantique Nord, nous avons utilisé des données du Canada, du Japon, de UE-Portugal et des États-Unis ; et pour l'Atlantique Sud, des informations du Japon, de la Namibie, de l'Afrique du Sud et de l'Uruguay. Nous avons limité l'analyse à la période 2010-2018 en raison de l'influence probable des changements de gestion sur les taux de capture, la composition des tailles, et le traitement et la disposition des prises.

La disponibilité a été calculée comme étant la proportion de la distribution spatiale de la flottille palangrière pélagique qui chevauche celle du stock, comme cela a été traditionnellement fait dans les ERA précédentes. La distribution spatiale de l'effort a été agrégée pour toutes les années afin de calculer une seule mesure de disponibilité à une résolution de $5^\circ \times 5^\circ$ (voir Bowlby et al. 2020 ; SCRS/2020/100 pour plus de détails sur le calcul de la disponibilité). Les cartes de distribution de l'IUCN (Évaluation mondiale des espèces marines) ont été utilisées pour décrire la distribution des espèces, avec des informations provenant des registres des observateurs, des registres des prises et du marquage par marques-archives (par satellite) qui complètent les données de l'IUCN dans l'Atlantique Nord-Ouest. Les données de distribution ont également été agrégées à une résolution de $5^\circ \times 5^\circ$ pour permettre la comparaison avec la distribution de l'effort (Bowlby et al. 2020 ; SCRS/2020/100).

La possibilité de rencontre a été estimée comme étant le degré de chevauchement entre la distribution en profondeur du stock et celle de l'engin de palangre. À cette fin, nous avons décrit la répartition approximative en profondeur des engins de chacune des flottilles incluses dans l'analyse. Nous avons ensuite rassemblé des informations sur les préférences de profondeur des requins-taupes communs marqués avec des marques-archives par satellite provenant de plusieurs sources, notamment des activités du programme de recherche et de collecte des données sur les requins (SRDCP), résumées sous forme d'histogrammes du temps en profondeur dans des intervalles de 5 m pendant le jour et la nuit. Des informations ont été fournies pour quatre requins marqués dans l'Atlantique Nord-Est (latitude $\sim 47^\circ$ N, longitude $\sim 7^\circ$ O ; deux femelles : 195 cm FL chacune ; deux mâles : 181-203 cm FL), pour 18 requins marqués dans l'Atlantique Nord-Ouest (latitude ~ 42 à 44° N, longitude ~ -48 à -70° O ; 13 femelles : 88-209 cm FL ; trois mâles : 95-127 cm FL ; 2 de sexe inconnu : 110-152 cm FL), et 1 animal marqué dans l'Atlantique Sud-Ouest (latitude : $-36,191$, longitude: $-52,850$, marqué le 7/3/2016, 181 cm FL mâle adulte, 28 jours avec des informations complètes sur la profondeur à un taux d'échantillonnage de 10 minutes). Nous avons combiné les données de marquage par satellite de l'Atlantique Nord-Ouest et Nord-Est pour construire les histogrammes de distribution de la profondeur du requin-taube commun pour l'Atlantique Nord et les données détaillées du seul requin de l'Atlantique Sud-Ouest pour l'Atlantique Sud. L'étape finale a consisté à calculer le chevauchement entre la distribution des espèces et celle des engins de pêche de nuit et de jour (le jour et la nuit ont été définis à l'aide d'un algorithme qui tient compte du temps, des données, de la latitude, de la longitude et du crépuscule et de l'aube nautiques dans la région concernée) et à en faire la moyenne pour obtenir la probabilité quotidienne d'être rencontré. Pour la flottille uruguayenne, la capacité de rencontre a été calculée comme la moyenne des valeurs des composantes en eaux peu profondes et profondes. La capacité globale de rencontre a été calculée comme la moyenne des valeurs pour chaque flottille individuelle pondérée par l'effort proportionnel exercé par chaque flottille par rapport à l'effort total de toutes les flottilles (d'après EFFDIS pour 2010-2018).

La sélectivité dépend de la taille par définition, et toute tentative de produire une valeur unique pour un stock devrait donc être considérée comme une approximation brute. Ici, nous avons estimé une "sélectivité de contact" (proportion de poissons rencontrant l'engin qui sont capturés ; Griffiths et al. 2018) en 1) obtenant une distribution d'âge stable à partir d'un tableau de survie/approche de matrice de Leslie (Cortés et Semba, 2020 ; SCRS/2020/090) et en la transformant en une distribution de "longueur stable" par la fonction de croissance de von Bertalanffy pour les femelles et les mâles séparément (parce que la distribution stable d'âge/longueur du tableau de survie/matrice de Leslie n'est disponible que pour les femelles, la distribution stable de l'âge des femelles a été supposée pour les mâles) ; 2) en calculant les distributions longueur-fréquence pour les femelles et les mâles à partir des données des

programmes d'observateurs de 2010-2018 ; 3) en utilisant ces distributions longueur-fréquence observées pour estimer la sélectivité à l'œil en supposant une fonction de sélectivité en forme de cloche ; 4) en calculant une valeur de sélectivité pour chaque flottille comme la somme des produits de la distribution stable des longueurs et la proportion sélectionnée dans chaque intervalle de longueur (en faisant cela séparément pour les femelles et les mâles) ; 5) en calculant la sélectivité globale pour chaque flottille comme la moyenne des valeurs de sélectivité pour les femelles et les mâles (en supposant que les femelles et les mâles sont abondants à parts égales) ; et 6) en calculant une valeur unique de sélectivité pour toutes les flottilles combinées comme la moyenne des sélectivités pour les flottilles individuelles pondérée par la prise totale proportionnelle de chaque flottille par rapport à la prise totale de toutes les flottilles pendant la période 2010-2018 obtenue à partir de la tâche 1 (**tableau 2**). Sous forme d'équation, la sélectivité de chaque flottille f pour les femelles est :

$$Sel_{f,females} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=females}$$

et pour les mâles :

$$Sel_{f,males} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=males}$$

où p_l est la proportion de la population dans chaque intervalle de longueur allant de la longueur minimale à la longueur maximale (égale pour les femelles et les mâles), et $s_{l=femelles}$ et $s_{l=mâles}$ sont les proportions dans chaque intervalle de longueur sélectionnées selon la courbe de sélectivité ajustée aux données observées pour les femelles et les mâles, respectivement. La sélectivité de chaque flottille est alors calculée comme la moyenne de $Sel_{f,femelles}$ et $Sel_{f,mâles}$.

Pour toutes les flottilles combinées, la sélectivité a été exprimée comme suit :

$$Sel_{all\ fleets} = \frac{\sum_{f=1}^{f=n} Sel_f \times C_f}{\sum_{f=1}^{f=n} C_f}$$

où C_f est le total des captures de la flottille f pendant la période 2010-2018.

La mortalité post-capture a été estimée sur la base des informations sur le statut (à bord du navire, avant l'embarquement) et le sort (mesures prises) des animaux recueillis dans le cadre de programmes d'observateurs scientifiques. La mortalité totale post-capture (PCM) a été calculée comme la somme des animaux gardés (K) et des animaux rejetés morts (DD) par rapport au nombre total d'animaux observés. Nous avons également pris en compte la mortalité cryptique en appliquant la mortalité post-remise à l'eau (p_D) à la somme des animaux perdus (L) et dont le sort était inconnu (U). La mortalité des animaux relâchés vivants (RA) a également été estimée en appliquant la même estimation de la mortalité post-remise à l'eau. L'équation était donc la suivante :

$$PCM = \frac{K + DD + (L + U)p_D + RAp_D}{K + DD + L + U + RA}$$

La mortalité post-capture pour toutes les flottilles combinées a été calculée comme la moyenne des valeurs PCM pour les flottilles individuelles pondérées par la prise totale proportionnelle de chaque flottille par rapport à la prise totale de toutes les flottilles pendant la période 2010-2018 de la tâche I (**tableau 2**).

La fraction des populations perdues du fait de la pêche (Zhou et Griffiths 2008), qui correspond au taux d'exploitation (U), a été calculée approximativement comme le produit des quatre composantes : disponibilité, possibilité de rencontre, sélectivité et mortalité post-capture, de sorte que :

$$U \approx \frac{\sum a_f}{A} \times \frac{D_f}{D} \times Sel \times PCM$$

où a_f est la distribution spatiale de la flottille, A est la distribution spatiale du stock, D_f est la distribution de la profondeur de l'engin, D est la distribution de la profondeur du stock, Sel est la sélectivité et PCM est la mortalité post-capture.

La valeur de U est la fraction de la population perdue du fait de la pêche et le taux de mortalité par pêche instantanée correspondant (F) est :

$$F = -\ln(1 - U)$$

Ce F peut ensuite être comparé à un point de référence basé sur F , tel que F_{PME} dérivé du cycle vital (Cortés et Brooks, 2018).

Détermination du statut

Nous avons utilisé les valeurs de $\hat{\alpha}$, le nombre maximal de femelles reproductrices pouvant être produites par une génitrice tout au long de sa vie, de Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090) pour déterminer le niveau de productivité (faible, moyen, élevé) publié dans Cortés et Brooks (2018). Les niveaux de productivité dérivés peuvent ensuite être rattachés à un ratio de F_{PME}/M spécifique qui tient compte du moment où les animaux sont sélectionnés (c'est-à-dire immatures, matures) et du type de sélectivité de la pêche. En utilisant les valeurs moyennes de M employées dans Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090), la valeur résultante de F_{PME} peut alors être comparée à la valeur de F obtenue dans l'analyse SAFE pour déterminer s'il y a surpêche.

Résultats de la méthode SAFE

Après la présentation du SCRS/2020/099, la question s'est posée de savoir pourquoi une sélectivité en forme de cloche était supposée dans le calcul de la composante de la sélectivité. Le raisonnement était qu'il y aura probablement plus de cassures d'engins dues aux morsures de gros animaux. Dans le cas du Canada, la sélectivité était auparavant estimée à partir d'un modèle statistique intégré de prise par âge (Campana et al. 2010) et était en forme de cloche. Il a également été mentionné que les grands requins ont tendance à se trouver à des latitudes plus élevées que celles où la plupart des flottilles opèrent, ce qui conduit à la capture de plus petits animaux et que les hameçons circulaires pourraient conduire à la rétention de plus petits animaux.

On s'est également interrogé sur l'effet de l'hypothèse selon laquelle la mortalité après la remise à l'eau est égale à la moyenne de l'étude de Campana *et al.* (2016) (27,2%) et de l'étude d'Anderson *et al.* (2019) (0%). Il a été précisé qu'il serait facile de réaliser des scénarios de sensibilité postulant les valeurs de chacune de ces deux études pour évaluer si la valeur utilisée affecte les conclusions.

On s'est également demandé pourquoi la moyenne (par rapport à la somme) des valeurs du jour et de la nuit était utilisée dans le calcul de la possibilité de rencontre. En réponse à cette question, il a été expliqué que si l'espèce devait occuper toute l'étendue de la distribution de la profondeur des engins de pêche tant le jour que la nuit, la somme des deux serait égale à 200%, d'où l'utilisation de la moyenne.

En réponse à ces commentaires et aux nouvelles valeurs de disponibilité générées suite à la présentation du SCRS/2020/100, l'analyse SAFE a été mise à jour pour intégrer les changements suivants : 1) en utilisant les nouvelles valeurs de disponibilité pour l'Atlantique Nord et Sud, 2) en ajustant le calcul de la possibilité de rencontre pour refléter le fait qu'elle devrait être la moyenne, et non la somme, du chevauchement jour/nuit entre la distribution verticale de l'engin et de l'espèce, et 3) en utilisant des valeurs actualisées pour la mortalité post-remise à l'eau (PRM). L'utilisation des nouvelles valeurs de disponibilité a augmenté l'estimation de F , mais cela a été compensé par la réduction de la possibilité de rencontre. En ce qui concerne la mortalité après la remise à l'eau (3), il a été précisé que la plupart des requins-taupes communs inclus dans l'étude de Campana et al. (2016) avaient été amenés à bord, alors que sur les 15 requins capturés à la palangre qui ont transmis des données dans l'étude d'Anderson et al. (2019), sept étaient en "bonne" ou "saine" condition et huit en "mauvaise" condition ou "blessés", et qu'il n'y avait qu'une seule mortalité d'un requin "blessé", ce qui donnerait un taux de mortalité après la remise à l'eau de 6,7%. Sur la base de ces résultats, le nouveau taux moyen de PRM serait de 16,95 % (moyenne de 27,2 et 6,7) et deux scénarios de sensibilité ont été explorés : PRM élevé (27,2%) et PRM faible (6,7%). L'intégration de tous ces changements n'a pas affecté les conclusions sur l'état, la prévision restant que ni les stocks de l'Atlantique Nord ni ceux de l'Atlantique Sud ne font l'objet d'une surpêche (**tableaux 3 et 4**). Il a également été noté que les résultats pour l'Atlantique Sud sont conformes à ceux de l'évaluation de l'hémisphère Sud, qui a fait état d'une valeur moyenne de $F/F_{PME} = 0,063$ (fourchette : 0,046 à 0,083 pour 2006-2014), alors que ceux trouvés ici vont de $F/F_{PME} = 0,107$ à 0,119 pour 2010-2018.

3.2. Modèle de capture accidentelle

Le SCRS/2020/096 proposait une nouvelle approche de simulation basée sur le cycle vital pour les évaluations limitées en données et l'évaluation de l'état du stock (un Modèle de capture accidentelle : ICM), en utilisant le stock de requin-taube commun de l'Atlantique nord-ouest comme exemple. Cette approche a été conçue pour les évaluations dans lesquelles les données de fréquence de tailles et les séries de CPUE pourraient ne pas être disponibles pour répertorier les changements d'abondance. Le modèle se fondait sur le même principe général que d'autres approches d'évaluation limitées en données : il utilisait des données sur le cycle vital et des postulats en conditions d'équilibre pour obtenir une population structurée par âge théorique en l'absence de pêche. Les résultats préliminaires démontraient comment l'état du stock de l'Atlantique nord-ouest changeait selon sa capacité de production : le modèle prévoyait que le stock se situerait au-dessus du seuil d'un état surexploité si la reproduction était annuelle mais qu'il aurait une forte probabilité (72 %) d'être surexploité en 2018 si la reproduction était une combinaison de reproduction annuelle et biennale ou une reproduction exclusivement biennale. Dans tous les scénarios de reproduction, les futures ponctions devaient rester faibles pour permettre le rétablissement de la population.

Description de la méthode ICM

L'ICM est un modèle de simulation qui s'articule autour de deux grandes parties : (1) une composante de projection en arrière, utilisée pour prévoir la trajectoire de l'abondance historique au vu des séries temporelles de ponctions actuelles et évaluer l'état par rapport aux points de référence ; et (2) une composante de projection en avant qui peut être utilisée pour évaluer la probabilité d'accroissement de la population au vu de différents niveaux de ponctions des pêcheries. L'ICM tient compte de l'incertitude dans nos connaissances sur le cycle vital du requin-taube commun en procédant à une simulation sur une distribution de valeurs de productivité de la population. Cette distribution provient de l'approche de matrice de Leslie décrite dans Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090) pour obtenir la capacité de croissance maximum théorique de la population en l'absence de pêche (r_{max}). Des approches de modélisation similaires ont auparavant été appliquées pour évaluer la capacité des espèces de prises accessoires à résister aux ponctions : par exemple pour les cétacés (Caswell et al. 1998 ; Dans et al. 2003), le requin pèlerin (Campana et al. 2008) et le requin blanc (Bowlby et Gibson 2020). Il s'agit de la première application de ce type de modèle de simulation à une évaluation des stocks au sein de l'ICCAT. Il est appliqué à une espèce qui était historiquement ciblée mais qui est devenue presque exclusivement une prise accessoire non-retenue.

Les projections en arrière utilisent un modèle exponentiel simple pour prédire les changements de la taille de la population (N) de l'année actuelle (y) par rapport à l'année précédente ($y-1$), en tenant compte des ponctions (R) :

$$(1) N_y = e^r N_{y-1} - R_{y-1}$$

ce qui peut être restructuré comme suit :

$$(2) N_{y-1} = \frac{(N_y + R_{y-1})}{e^r}$$

La série temporelle de ponctions des données de Tâche 1 informe R et doit être calculée en nombres plutôt qu'en biomasse. Les projections en arrière sont réalisées par intervalles annuels dans lesquels l'accroissement de la population survient dans un premier temps et les ponctions ont lieu par la suite. Cela rend l'analyse plus préventive en ce qu'elle amplifie légèrement les effets des ponctions en les modélisant comme un processus isolé et non continu. Il est à noter que la capacité de croissance de la population en l'absence de pêche (r_{max}) a été utilisée dans les projections en arrière, basées sur Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090). Cela signifie que l'effet des ponctions chaque année a été calculé par rapport à la capacité de croissance théorique de la population en conditions d'équilibre, ce qui est le même principe que celui à la base des approches d'évaluation basées sur les tailles (Hordyk et al. 2015a ; Hordyk et al. 2015b).

Les projections en avant utilisaient un modèle de croissance logistique simple, en postulant une capacité de charge (K) élevée (c'est-à-dire une dépendance de la densité très faible).

$$(3) N_{t+1} = e^r N_t \left(1 - \frac{N_t}{K}\right)$$

Un modèle logistique garantissait que les projections futures ne pouvaient pas augmenter indéfiniment et surestimer ainsi fortement le potentiel de rétablissement de la population. La population a été projetée en avant sur 50 ans (2,5 générations) dans le cadre de multiples scénarios de ponctions différents afin d'évaluer comment la future mortalité par pêche pourrait influencer la probabilité d'être surexploité. Dans une population structurée par âge, la mortalité par pêche (F) réduit le taux de croissance de la population (r) en modifiant la survie à l'âge (l_x). Les taux de mortalité naturelle (M) ont été déterminés d'après l'analyse du cycle vital de Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090) et la survie à l'âge obtenue correspond à :

$$(4) \quad l_x = \prod_{i=0}^{x-1} e^{-(M_i + F_i)}$$

La valeur de F est obtenue en réduisant la somme des carrés des valeurs résiduelles entre les ponctions observées (R_y) et les ponctions prédites, en tenant compte de la sélectivité de la pêche. D'après la relation de base entre un taux d'exploitation annuel (u) et une mortalité par pêche (F) instantanée :

$$(5) \quad u = 1 - e^{-F}$$

Le nombre de spécimens dans la population au cours d'une année donnée (N_y) qui est vulnérable à la pêche correspond à :

$$(6) \quad \text{vulnerable} = N_y \frac{\sum_{x=sel}^A l_x}{\sum_{x=0}^A l_x}$$

Les ponctions prédites sont simplement $\text{vulnerable} * u$.

L'ICM calculait par approximation une fonction de sélectivité en forme de dôme en postulant des taux de mortalité par pêche constants chez les juvéniles et aucune mortalité par pêche chez les adultes. Ceci reflète les données de composition par tailles issues de plusieurs flottilles, dont la grande majorité des captures se composent de spécimens immatures.

Des projets de recherche récemment menés suggèrent un cycle de reproduction qui serait biennal pour le requin-taube commun (Natanson et al. 2019). Par conséquent, trois scénarios de productivité différents ont été pris en considération dans l'ICM : une périodicité de la reproduction d'un an (annuelle, forte productivité), une périodicité de la reproduction de deux ans (biennale, faible productivité) et un scénario intermédiaire postulant une combinaison à 50:50 de femelles se reproduisant annuellement et de femelles se reproduisant de façon biennale (annuelle + biennale ; productivité moyenne).

Évaluation de l'état du stock

L'état surexploité en 2018 ou à chaque année des projections futures peut être évalué en utilisant le point de référence SPR_{MER} proposé par Brooks et al. (2010) : le ratio du potentiel de reproduction au recrutement excédentaire maximum. Ce point de référence biologique est obtenu entièrement à partir des données du cycle vital et s'est avéré prédire avec précision l'état surexploité par rapport aux points de référence de la Production Maximale Équilibrée (PME) dans les évaluations des stocks traditionnelles (Cortés et Brooks 2018). Il est calculé comme suit :

$$(7) \quad SPR_{MER} = \frac{1}{\sqrt{\hat{\alpha}}}$$

où $\hat{\alpha}$ représente le taux de reproduction maximum (Myers et al. 1997, 1999), qui est le nombre maximum de femelles reproductrices pouvant être produit par une femelle reproductrice au cours de sa vie (Bowlby et Gibson 2020). Il est calculé d'après le taux de reproduction net ou de reproducteurs par recrue (SPR) multiplié par la survie maximum à l'âge-0 (Brooks et al. 2010). L'état surexploité est déterminé en comparant l'abondance actuelle avec une valeur seuil. Cette valeur représente généralement une proportion donnée (p) de la taille du stock qui devrait produire la PME. Les évaluations précédentes ont utilisé $p = (1-M)$ pour les requins (Brooks et al. 2010).

La valeur seuil représentant l'épuisement des reproducteurs et des recrues au Recrutement Excédentaire Maximum, en postulant une relation stock-recrutement de Beverton-Holt, est comme suit :

$$(8) \quad \frac{S_{MER}}{S_0} = \frac{\sqrt{\hat{\alpha}}-1}{\hat{\alpha}-1}$$

La population est considérée comme étant surexploitée si le niveau d'épuisement dans un indice d'abondance (I) divisé par la valeur seuil de l'Équation (8) est inférieur à la proportion p :

$$(9) \frac{\frac{I_{current}}{I_{unfished}}}{\frac{S_{MER}}{S_0}} < p$$

L'abondance prédite au début de la série temporelle de ponctions visait à représenter la taille de la population non exploitée et l'abondance en 2018 représente l'abondance actuelle. Chaque itération de la simulation produit une valeur différente pour $\hat{\alpha}$ ainsi que pour la taille de la population actuelle et non exploitée en fonction du mode d'inclusion de la variabilité dans le modèle (échantillonnage MC des distributions ; Cortés et Semba 2020 ; SCRS/2020/090). Ainsi, la résolution de l'Équation 9 donne une distribution des valeurs comparable à p .

De même, la proportion de simulations qui sont surexploitées à un intervalle de temps donné dans les projections en avant peut être obtenue en utilisant l'abondance future prédite comme $I_{current}$. Les projections en avant ont été évaluées par intervalles de 5 ans par rapport aux scénarios de ponction allant de 0 à 24.000 spécimens. Dans chacune des années à venir, la proportion de trajectoires qui sont surexploitées devient le nombre de simulations $< p$ divisé par le nombre total de simulations.

Validation

Le modèle ICM est une approche de simulation qui est tributaire des valeurs d'entrée utilisées, dans laquelle différentes valeurs d'entrée donnent des résultats différents. Contrairement aux modèles des pêches traditionnels, il n'effectue pas de comparaison entre les données prédites et observées par une procédure d'ajustement statistique. Afin de valider qualitativement l'ICM en tant qu'approche raisonnable, les valeurs d'entrée (période temporelle, postulats de productivité, séries de ponctions de la NAFO) ont été standardisées le plus près possible avec un modèle statistique de prise par âge (SCA) historique canadien (Campana et al. 2010b) et la trajectoire de l'abondance de 1961-2009 prédite par l'ICM a été comparée avec celle du SCA. L'ICM et le SCA produisaient des résultats extrêmement similaires, prévoyant une abondance initiale et des taux de déclin au cours de la série temporelle presque identiques. La capacité de l'ICM à reproduire les résultats du SCA lorsque les valeurs d'entrée étaient standardisées entre les deux approches donnait à penser qu'il s'agissait d'une méthode d'évaluation raisonnable.

Discussion sur l'ICM et travaux additionnels

À l'issue de la présentation, il a été demandé pourquoi une sélectivité en arête vive avait été choisie, dans laquelle F tombe à zéro chez les adultes. Les auteurs ont expliqué que l'estimation de F est réalisée à partir d'un modèle du cycle vital basé uniquement sur les femelles (analyse du tableau du cycle vital et équation d'Euler-Lotka), de telle sorte que la sélectivité reflète le postulat selon lequel les femelles adultes sont très rarement présentes dans les captures. Il s'agit d'une simplification des estimations de la sélectivité antérieures, issues de l'évaluation de 2009 (en forme de dôme avec une faible sélectivité chez les adultes).

Une question additionnelle a été posée afin de savoir si l'ensemble du modèle ICM se basait uniquement sur les femelles et si les séries de ponctions avaient été séparées pour ne tenir compte que des femelles. Les auteurs ont expliqué que la méthode du cycle vital permettant d'estimer la productivité de la population était basée uniquement sur les femelles mais que les prévisions de l'abondance de l'ICM sont pour l'ensemble de la population et utilisent l'ensemble des séries de ponctions.

Il a également été demandé si les déclins de la trajectoire historique correspondaient aux pics atteints dans les séries de ponctions. Les auteurs ont expliqué que cela était le cas. Ils ont également noté que la seule façon d'obtenir le déclin de la population dans les projections en arrière ($N_{t-1} > N_t$) à l'aide d'un modèle exponentiel est lorsque les ponctions sont supérieures à la capacité de production annuelle du stock.

Une question a été posée sur la sensibilité de la trajectoire d'abondance historique prédite à l'abondance postulée en 2018, car cela affecterait la probabilité d'être surexploité. Il a été noté que le modèle SCA canadien était utilisé pour faire une approximation de l'abondance de 2018 même si le SCA ne tenait compte que des années jusqu'en 2009. Il a été demandé de mieux ajuster la prévision de 200.000 spécimens en 2009 dans la trajectoire d'abondance historique de l'ICM. Les auteurs ont répondu que l'ajustement de la valeur de 2009 était possible et que cela donnerait des résultats différents pour les trois scénarios de productivité utilisés dans l'ICM. Ils ont aussi indiqué que cela n'avait pas été initialement effectué étant donné que la productivité basée sur les données les plus récentes du cycle vital (SCRS/2020/090) était inférieure à celle utilisée dans le modèle SCA, ce qui affecterait les prévisions de l'abondance absolue.

Les auteurs ont présenté les résultats du modèle ICM actualisé pour les trois scénarios de productivité dans lesquels l'abondance de 2009 devait se situer à ~200.000 spécimens. Cette actualisation a produit deux changements majeurs : (1) l'abondance initiale en 2018 augmentait considérablement en raison des très faibles ponctions récentes, et le modèle prévoyait que la trajectoire augmente de 2009 à 2018 ; et (2) l'ampleur du déclin de la population historique diminuait, chutant à ~56 % au cours de la série temporelle si la reproduction était annuelle, contre ~76 % dans la formulation initiale du modèle.

Une discussion s'est alors engagée sur les séries de ponctions des dernières années et si une méthode cohérente avait été utilisée pour obtenir les données de Tâche 1 de 2009-2018. Le Secrétariat a confirmé qu'aucune estimation n'avait été réalisée pour la période 2009 à 2018 et le Groupe a fait observer que ces estimations étaient généralement effectuées lors d'une réunion de préparation des données qui n'avait pas été tenue avant cette évaluation. Suite à des travaux considérables visant à utiliser une méthodologie homogène pour estimer les ponctions tout au long de la série temporelle (cf. point 2.2), le Groupe a décidé d'utiliser les ponctions actualisées de l'ICM. Cette modification augmentait les ponctions entre 2009 et 2018 et réduisait le niveau d'accroissement de la population prédit à partir de 2009 dans l'ICM.

De longues discussions se sont tenues sur l'utilité d'utiliser la prévision de l'abondance de 2009 du modèle SCA canadien pour mettre à l'échelle l'ICM, étant donné que l'état du stock en 2018 est sensible à la valeur utilisée pour initialiser l'abondance en 2018. Il a été noté que les prévisions de l'abondance de la dernière année d'un SCA tendent à être les plus incertaines tandis que les changements relatifs de la trajectoire sont moins incertains. Des ajustements actualisés à l'ICM dans lesquels l'abondance de 2009 devait être ~200.000 spécimens réduisaient fortement l'ampleur du déclin de la population historique prédit et augmentaient l'abondance de 2018 de > 100.000 spécimens. Le modèle ICM initial prévoyait un déclin total plus semblable à celui du SCA, tandis que les prévisions de l'ICM à partir d'une abondance supérieure en 2018 réduisaient considérablement le taux de déclin historique. Le Groupe a décidé d'utiliser la formulation initiale du modèle mais de présenter le résultat d'un scénario postulant une plus grande abondance en 2018 comme scénario de sensibilité.

Les auteurs ont demandé des clarifications quant au scénario de productivité qui serait considéré comme le plus plausible dans l'évaluation. Le Groupe a décidé d'utiliser le scénario de productivité moyenne (annuelle + biennale) comme cas de base et de présenter les résultats du scénario de forte productivité (annuelle) comme scénario de sensibilité. La reproduction annuelle a été postulée dans l'évaluation précédente et un examen du cycle vital de la reproduction annuelle est nécessaire à des fins de continuité.

Il a été demandé comment l'ICM pourrait être appliqué à d'autres populations, et plus précisément à l'Atlantique sud, où il n'existe pas de prévision d'abondance d'après l'évaluation historique pouvant servir pour la mise à l'échelle de l'abondance de 2018. Les auteurs ont noté qu'il serait nécessaire que l'ICM s'ajuste à un indice de déclin relatif (c'est-à-dire des changements dans un indice de CPUE). L'utilisation des informations sur l'ampleur du déclin de la population sur un nombre d'années donné, au vu de la série temporelle de ponctions observée, donnerait une estimation de l'abondance de 2018, l'état actuel du stock par rapport au point de référence d'état surexploité et permettrait d'évaluer les futures ponctions des pêcheries.

Les auteurs ont présenté les ajustements préliminaires de l'ICM aux tendances de l'indice de CPUE de l'Uruguay, en utilisant les paramètres du cycle vital communiqués pour le sud dans Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090). Cette série de CPUE était assez variable et suggérait un déclin de ~85 % entre 1993 et 2012. En ajustant cette tendance sur la même période temporelle en utilisant l'ICM, le modèle prévoyait que la population dans l'Atlantique sud était extrêmement réduite en 2018 (~30.000 spécimens), et qu'il y avait une forte probabilité d'être surexploité. Un autre indice de CPUE provenant de la flottille japonaise (Semba et Yokawa 2011) a été étudié et le Groupe a noté que la série de CPUE du Japon ne présentait pas de preuve de déclin sur une gamme d'années similaire. Le Groupe a décidé de ne pas poursuivre les travaux sur le modèle ICM pour l'Atlantique sud en raison des informations contradictoires dans les indices de CPUE.

Trois commentaires ont été formulés en ce qui concerne la standardisation de cette évaluation avec d'autres conduites au sein de l'ICCAT. Premièrement, la valeur seuil (p) pour le point de référence SPR_{MER} devrait être calculée par rapport à la PME. Cela signifie que $p = 1$ devrait être la valeur critique plutôt que $p = 1-M$. Deuxièmement, les projections futures devraient présenter l'abondance par rapport à l'abondance au niveau de la PME pour permettre de comprendre où se situe la population par rapport au point de référence d'état surexploité. Troisièmement, les projections devaient être répétées pour postuler les captures moyennes de 2016-2018 pour 2019 et pour 2020 afin de tenir compte du décalage dans la mise en œuvre des réglementations de gestion à la suite d'une évaluation. Les scénarios de ponctions constantes devraient débiter en 2021.

Résultats de l'ICM

En réponse à ces commentaires, le modèle ICM a été appliqué seulement à l'Atlantique nord-ouest et a été mis à jour afin d'inclure les changements suivants : (1) la biomasse a été transformée en nombres à l'aide des données de fréquence de tailles spécifiques aux stocks, issues de Santos et al. (2020 ; SCRS/2020/097), et des paramètres de croissance de Cortés et Semba (2020 ; SCRS/2020/090), (2) la valeur critique de $p = 1$ a été utilisée pour évaluer l'état surexploité, (3) la série de ponctions a été actualisée pour inclure l'estimation des captures récentes (2009-2018 ; point 2.2), (4) le scénario du cycle vital annuel + biennal (productivité moyenne) a été considéré comme étant le plus représentatif, (5) une analyse de sensibilité pour le scénario de productivité moyenne a été exécutée et a mis à l'échelle l'abondance de 2009 à 200.000 spécimens dans les projections en arrière, (6) une deuxième analyse de sensibilité a été exécutée pour étudier le scénario de reproduction annuelle (forte productivité), (7) le diagramme initial représentant la médiane de l'abondance future dans chaque scénario de ponction a été remplacé par une figure représentant l'abondance relative et la valeur seuil pour évaluer l'état surexploité, et (8) les projections ont été réexécutées pour débiter en 2021, en postulant les captures moyennes de la période 2016-2018 pour 2019 et 2020.

Les projections en arrière de l'ICM indiquaient que l'abondance maximum pour le stock de l'Atlantique nord-ouest a été atteinte dans les années 1960, avec une médiane de la taille de la population prédite juste en-deçà de 1 million de spécimens (**figure 4**, panneau supérieur). Les deux périodes de déclin différentes dans les années 1960 et 1990 correspondent aux années avec des ponctions comparativement élevées, d'après les captures reconstruites de Tâche 1 (**figure 4**, panneau inférieur). Le modèle prévoyait que l'abondance minimum a été atteinte en 2001 et qu'il est probable que la population ait augmenté depuis lors. Si les ponctions en 2019 et 2020 demeurent au niveau moyen de 2016-2018, l'accroissement de la population est soutenu. Cette trajectoire ascendante coïncide avec les tendances de l'indice de CPUE japonais pour l'Atlantique nord-ouest de 2014 à 2018 (Semba et Kai 2020 ; SCRS/2020/084) mais est d'une moindre ampleur. La trajectoire de l'ICM représente le potentiel maximum de croissance de la population d'après le cycle vital, au vu des ponctions observées.

Le stock est actuellement surexploité avec une forte probabilité, 98 % des simulations tombant au-dessous de la valeur seuil de la PME pour la biomasse en 2018. Si les ponctions étaient réduites à zéro, les projections futures suggèrent que plus de 10 ans ou plus de la moitié d'une génération serait nécessaire pour que la population se rétablisse à l'abondance au niveau de la PME avec une probabilité de 60 % (**figure 5 ; tableau 5**). Si les ponctions sont plus élevées, la période temporelle nécessaire pour le rétablissement augmente (**figure 5**). Les projections futures suggèrent que les ponctions doivent demeurer en-deçà de 7.000 spécimens (214 t) afin de rétablir la PME en 50 ans ou en 2,5 générations avec une probabilité de 60 % (**tableau 5**).

D'après la série de capture reconstruite, les ponctions se sont élevées en moyenne à 47 t en 2014-2018, à 143 t en 2009-2013 et à 305 t en 2000-2009. Les résultats de cette évaluation donnent à penser que le stock de requin-taube commun de l'Atlantique nord-ouest ne peut pas soutenir le niveau de pression de pêche observé dans la période de 10 ans précédant l'évaluation de 2009. Toutefois, des changements de gestion à la suite de l'évaluation de 2009 (y compris des restrictions commerciales internationales en lien avec l'inscription à l'Annexe II de la CITES et la fermeture de la pêcherie canadienne ciblant le requin-taube commun en 2013) ont réduit les ponctions à un niveau permettant l'accroissement de la population. Le Groupe a également noté que d'importants changements étaient survenus dans les pratiques de rejets depuis 2014, mais que les rejets morts et la mortalité après remise à l'eau des rejets vivants n'ont pas pu être inclus dans les séries de ponctions utilisées pour cette évaluation. Si les ponctions étaient sous-estimées ces dernières années, l'état du stock en 2018 ne changerait pas mais le temps nécessaire pour atteindre la biomasse au niveau de la PME augmenterait dans les projections futures.

S'agissant des analyses de sensibilité, en postulant une périodicité de la reproduction d'un an (reproduction annuelle), la probabilité que la population soit actuellement surexploitée diminue, passant de 98 % à 83 %. Même si l'état du stock actuel est identique, une plus grande productivité permet un accroissement de la population plus rapide dans les projections futures. Dans le cadre d'un scénario de forte productivité, les ponctions pourraient être de l'ordre de 13.000 spécimens (398 t) pour avoir une probabilité > 60 % d'atteindre l'abondance au niveau de la PME en 50 ans ou 2,5 générations. De même, la mise à l'échelle des prévisions de l'abondance historique de l'ICM par rapport à une abondance de 200.000 spécimens en 2009 réduit l'ampleur du déclin de la population historique prévu par l'ICM. L'abondance en 2019 devient bien plus élevée, ~310.000 spécimens, mais le maximum historique de 1961 reste très similaire au cas de base (juste en-deçà de 1 million de spécimens). Ce scénario suggère que la population en 2018 est bien plus proche de la biomasse au niveau de la PME même s'il a toujours une probabilité de 70 % d'être surexploité. Dans le cadre de ce scénario, les futures ponctions devraient être maintenues en-deçà de 14.000 spécimens (428 t) pour avoir une probabilité > 60 % d'atteindre l'abondance au niveau de la PME en 50 ans ou 2,5 générations.

Les analyses de sensibilité n'ont pas une forte incidence sur la perception de l'état du stock en 2018 pour le requin-taube commun de l'Atlantique nord-ouest. Tous les scénarios évalués donnent à penser que la population est actuellement surexploitée avec une forte probabilité et que le stock a décliné de > 56 % par rapport à son abondance maximum dans les années 1960.

3.3 Ratio du potentiel de reproduction fondé sur la taille (LBSPR)

Le document SCRS/2020/P/040 présentait une étude sur la possibilité d'appliquer des modèles basés sur les tailles pour estimer le potentiel de reproduction du requin-taube commun. Cela avait été défini à l'occasion de l'Atelier sur la reproduction tenu à Faro, au mois de février 2020, après une application de test d'un cadre nommé FishPath (FP). Ce cadre a été utilisé pour contribuer aux discussions sur le type de méthode qui pourrait être utilisé pour évaluer cette espèce compte tenu du manque de données nécessaires pour appliquer les méthodes d'évaluation des stocks traditionnelles. Avant les premiers scénarios du modèle, les données de tailles disponibles pour les requins-taubes communs femelles ont été étudiées en ventilant les données par stock, flottille et année, en utilisant uniquement les années avec plus de 70 spécimens mesurés. Cette étude a cependant révélé que les captures étaient essentiellement composées de spécimens immatures, comme l'indiquent les figures du document SCRS/P/2020/040. Le manque de représentativité des femelles matures empêche l'utilisation du LBSPR pour évaluer l'état du stock étant donné que ce modèle nécessite une composition par taille représentative de la portion mature du stock.

3.4 Autres méthodes

Le document SCRS/P/2020/036 présentait les résultats d'un ensemble de simulations en boucle fermée en cours de développement pour appliquer éventuellement une approche d'Évaluation de la Stratégie de Gestion aux stocks de requin-taube commun. Cette approche élaborait des modèles opérationnels à l'aide d'une analyse de réduction des stocks stochastique (Walters et al. 2006) qui étaient conditionnés aux données de reconstruction de l'effort EFFDIS (Taylor et al. *sous presse*) et aux séries temporelles de Tâche 1 pour le stock de requin-taube commun de l'Atlantique nord-ouest. Chaque modèle opérationnel a été ajusté aux séries temporelles de CPUE extraites de l'évaluation du stock de requin-taube commun de 2009 (Anon., 2010) et aux données de composition par taille extraites des données de prise par taille de Tâche 2 préparées à la réunion. Les simulations en boucle fermée étudiaient la performance d'un ensemble de contrôles de la capacité essentiellement, dont plusieurs procédures de gestion basées sur les tailles. Malgré l'état de développement préliminaire de ces simulations, la présentation illustrait la possibilité d'utiliser cette approche pour évaluer la performance de Procédures de gestion alternatives pour l'évaluation et la gestion des stocks de requin-taube commun.

De nombreux commentaires ont été formulés sur cette présentation. Le Groupe a tout d'abord noté que des exemples de contrôles de la capacité ont été appliqués au sein de l'ICCAT, notamment des fermetures spatio-temporelles des pêcheries de thons tropicaux, des périodes continues de fermeture, une limitation de la capacité et de l'effort et d'autres encore, ce qui suggère qu'il pourrait s'agir de mesures de gestion concrètes à envisager dans les procédures de gestion. La question des rejets non-déclarés a été soulevée comme étant un problème potentiel qui doit être résolu pour la performance des règles de contrôle de l'exploitation et, au demeurant, le paramétrage des modèles opérationnels et d'évaluation. La fiabilité de l'effort et sa proportionnalité linéaire aux captures a été discutée : le Groupe a noté que même si les prises accidentelles pourraient être proportionnelles, il convenait de tenir compte de l'effort dirigé sur le requin-taube commun dans les séries d'effort historiques de manière différente pour les flottilles pour lesquelles le requin-taube commun est surtout une prise accessoire. En outre, les données et les postulats gagneraient à être affinés. Le problème majeur était qu'il y avait (et qu'il y a) de nombreuses réglementations relatives aux captures : elles affecteront le conditionnement des modèles opérationnels et l'efficacité des procédures de gestion de contrôles de la capacité et de contrôles de production qui sont à l'étude. Le Groupe a suggéré de vérifier l'ajustement des séries de CPUE dans les modèles opérationnels par rapport aux indicateurs du Sous-comité des écosystèmes et de développer éventuellement d'autres séries de CPUE. Il a toutefois été noté que la soumission d'indicateurs (état du stock basé sur B et basé sur F) pour les fiches informatives du Sous-comité des écosystèmes en cours de développement devrait avoir la priorité sur les travaux relatifs à la MSE qui n'ont pas encore été identifiés par le Groupe.

Le Groupe a noté que le requin-taube commun de l'Atlantique nord pourrait ne pas être ciblé actuellement en raison de l'épuisement du stock et/ou l'interdiction de l'UE mais cette espèce demeure potentiellement précieuse pour sa chair et ses ailerons. L'Annexe II de la CITES requiert des mesures commerciales visant à garantir la durabilité, pas forcément des interdictions ou des limites de capture (ou toute autre mesure de gestion des pêches spécifique). Malgré l'inscription à la CITES, ni les requins-taubes communs ni les requins-taubes ne font actuellement l'objet de contrôles de production appliqués de façon systématique par l'ICCAT. La faculté à imposer

des contrôles de capacité ou des contrôles de production dépend de la capacité de la nation de pêche, des mesures coercitives mises en place et de leur homogénéité. Parmi ces potentielles difficultés, une réglementation de « remise à l'eau à l'état vivant » est très différente d'une interdiction de rétention. La remise à l'eau à l'état vivant pourrait être une mesure incitative pour s'assurer que le requin est mort à la remontée, s'il existe un marché légal, tandis qu'une interdiction de rétention inverserait probablement la mesure incitative pour éviter de capturer le requin en premier lieu.

Le document SCRS/2020/105 évaluait également une méthode permettant d'estimer les taux de mortalité par pêche à partir de la longueur moyenne des requins qui se situent dans les classes d'âge « entièrement sélectionnées », conjointement avec des informations sur la croissance et la mortalité naturelle, en utilisant une méthode calculée par Beverton et Holt. Cette méthode a été appliquée aux stocks nord-ouest, sud-ouest et sud-est. L'estimateur de Beverton et Holt postule que la croissance, la mortalité et la sélectivité sont constantes au fil du temps, de telle sorte que la répartition des fréquences de tailles atteint des conditions d'équilibre. Si cette condition n'est pas remplie, les taux de mortalité par pêche estimés pourraient alors refléter les taux de mortalité par pêche du passé récent et non le taux actuel. Ainsi, les valeurs devraient être traitées comme un indice de l'augmentation ou de la réduction de F et pas forcément comme une estimation de la F actuelle. Pour le stock du sud-ouest, la répartition des fréquences de tailles était bimodale, de telle sorte que seule une petite fraction des captures pouvait être postulée comme étant pleinement recrutée. Les estimations de F se situaient bien au-dessus du taux de mortalité naturelle, M , dans la population du nord-ouest et du nord-est mais pas dans celle du sud-ouest. Dans le nord-ouest, F semblait diminuer au fil du temps. Les intervalles de confiance développés par bootstrap des données de taille et en déduisant des valeurs des paramètres du cycle vital à partir d'une distribution normale multivariée montraient une grande incertitude dans les valeurs de F/M , impliquant que les tendances récentes sont incertaines.

En réponse à la demande du Groupe, l'auteur a répété l'analyse par flottille et a constaté que les tendances restaient identiques, y compris le recul de F/M dans le nord-ouest. Cette analyse ne tient toutefois pas compte des possibles changements de sélectivité des flottilles au fil du temps, ce qui pourrait biaiser les résultats. Le Groupe a discuté des raisons pour lesquelles les résultats de cette analyse estimaient des valeurs de F plus élevées que l'analyse SAFE. Ces deux méthodes se basent sur des postulats très différents. Étant donné que cette analyse se base uniquement sur des données de fréquence de tailles, les estimations de F élevées devraient être interprétées comme signifiant que les fréquences de tailles ne sont pas encore parvenues à un équilibre qui serait constaté dans une population sans historique récent de surexploitation. Le recul de F dans l'Atlantique nord-ouest pourrait indiquer que les récentes réductions des captures entraînent un certain rétablissement.

4. Synthèse des résultats de l'évaluation

Deux approches de modélisation ont été utilisées pour évaluer l'état du requin-taupe commun dans l'Atlantique et deux autres approches de modélisation additionnelles ont également été étudiées en détail. L'approche SAFE (point 3.1) a été employée pour déterminer si les stocks de l'Atlantique nord et sud faisaient l'objet de surexploitation. Le modèle ICM a été utilisé pour déterminer si le stock de l'Atlantique nord-ouest était actuellement surexploité et déterminer la capacité du stock au regard des futures ponctions (point 3.2). Les analyses exploratoires qui n'ont pas été utilisées pour obtenir un avis pour l'évaluation actuelle incluaient l'ajustement d'ICM au stock de l'Atlantique sud (point 3.2), l'ajustement des approches basées sur les tailles aux stocks du nord-ouest, du sud-ouest et du sud-est (points 3.3 et 3.4) et les options de gestion de contrôle de la capacité envisagées dans le cadre d'une approche préliminaire de MSE pour le stock du nord-ouest (point 3.4). Tous ces approches exploratoires se sont avérées prometteuses et pourraient être étudiées plus avant dans les futures évaluations.

Les résultats de l'approche SAFE indiquaient que ni le stock de l'Atlantique nord ni le stock de l'Atlantique sud ne font l'objet de surexploitation (**tableau 4**, point 3.1). Le Groupe a noté que même s'il s'agit d'une approche limitée en données, les résultats de l'état de surexploitation étaient solides face à la courbe de sélectivité postulée et à la valeur de mortalité après remise à l'eau utilisée dans le calcul de la mortalité après capture. Le Groupe a noté que pour l'Atlantique sud les résultats coïncident avec ceux obtenus dans l'évaluation de l'hémisphère sud (SH), l'ampleur des valeurs de F/F_{PME} de ces deux études étant relativement similaire (0,063, gamme : 0,046 à 0,083 pour 2006-2014 dans l'évaluation SH et 0,107-0,119 pour 2010-2018 dans l'analyse SAFE).

Une reproduction annuelle et biennale a été considérée comme étant la plus probable pour la population de requin-taupe commun dans l'Atlantique nord-ouest (*cf.* point 2.4, Cycle vital) et ce postulat de productivité a été utilisé pour la formulation du cas de base du modèle ICM. La série de ponctions utilisée dans le modèle a été mise à jour avec la série de captures élargie (point 2.2; **tableau 2**) et la valeur seuil utilisée pour évaluer l'état du stock se

basait directement sur un indice approchant de la PME ($p = 1$ plutôt que $p = (1-M)$) à des fins de cohérence avec d'autres évaluations de l'ICCAT. Deux autres paramétrages de l'ICM ont été évalués pour déterminer la sensibilité du modèle aux postulats sur le cycle vital et à la taille de la population postulée en 2018. La première analyse de sensibilité postulait une périodicité de la reproduction d'un an (reproduction annuelle), conforme aux postulats sur la productivité de l'évaluation de 2009 (Anon 2010). La deuxième postulait une plus grande taille de la population en 2018, de telle sorte que l'abondance prédite en 2009 correspondait à la valeur de 200.000 spécimens du modèle statistique de prise par âge canadien présenté à l'évaluation de 2009 (Campana et al. 2010b). Dans toutes les formulations, le modèle prévoyait que le stock était surexploité en 2018 avec une probabilité $> 70 \%$, même si l'abondance a augmenté depuis 2001. Les scénarios différaient sur la mesure dans laquelle l'abondance de 2018 se situait en-deçà de l'indice approchant de la PME pour la biomasse, les deux analyses de sensibilité suggérant que la population était plus proche de la valeur seuil.

La formulation du cas de base de l'ICM estimait que la biomasse de 2018 se situait à 57% du point de référence de l'indice approchant de la PME (353.000 spécimens), donnant une probabilité de 98% que le stock soit surexploité. Les projections indiquaient que des ponctions inférieures à 7.000 requins (214 t) permettraient au stock de se rétablir avec une probabilité de 60% d'ici 2070 (un intervalle de projection de 2,5 générations) et que des ponctions inférieures à 8.000 requins (245 t) permettraient au stock de se rétablir avec une probabilité de 50% d'ici 2060 (**tableau 5**). Si les ponctions restaient similaires au niveau de 2014-2018 (moyenne = 47 t), le modèle prévoyait que le stock se rétablirait avec une probabilité d'au moins 50% entre 2030 et 2035 (**tableau 5**). Le Groupe a néanmoins souligné que les ponctions récentes sont très probablement sous-estimées, étant donné que peu de CPC déclarent les rejets morts et que la mortalité après remise à l'eau des rejets vivants n'était pas prise en considération.

Le modèle LB-SPR (point 3.3) a initialement tenté d'estimer le potentiel de reproduction de cette espèce mais n'a pas été étudié plus avant en raison du manque de représentation de spécimens matures dans les données de répartition des tailles disponibles pour tous les stocks et toutes les flottilles. Toutefois, le Groupe a également évalué une autre méthode basée sur les tailles, calculée à partir de la formulation originale de Beverton-Holt (point 3.4). En raison des postulats implicites dans cette méthode, les valeurs obtenues devraient être traitées comme un indice de l'augmentation ou de la réduction de F et pas forcément comme une estimation de la F actuelle. Les estimations de F se situaient bien au-dessus du taux de mortalité naturelle, M , dans les populations du nord-ouest et du nord-est mais pas dans celle du stock sud-ouest. Dans le nord-ouest, F semblait diminuer au fil du temps mais il existait de grandes incertitudes quant aux tendances récentes. Ces résultats étaient maintenus lorsque l'analyse était ventilée en flottilles mais pourraient être biaisés étant donné que les changements potentiels de sélectivité ne sont pas pris en considération. En outre, étant donné que l'analyse se base uniquement sur les données de fréquence de tailles, les estimations élevées de F devraient être interprétées comme signifiant que les fréquences de tailles n'ont pas encore atteint la répartition que l'on pourrait attendre dans une population sans historique récent de surexploitation. Le recul de F dans le stock nord-ouest pourrait indiquer que les récentes réductions des captures entraînent un certain rétablissement. Le Groupe a également noté que la raison de la différence dans la prévision de surpêche entre cette méthode et la méthode SAFE réside dans le fait que ces deux méthodes se basent sur des postulats très différents et que le calcul de F repose sur des valeurs d'entrée de données très différentes.

Alors que les résultats préliminaires des simulations pour la MSE du requin-taube commun ont été présentés, l'objectif principal de la MSE (point 3.4) n'était pas de tirer des conclusions spécifiques mais de démontrer que l'analyse de la performance des procédures de gestion pourrait être possible pour le requin-taube commun et d'étudier l'efficacité de certaines options de contrôle de la capacité aux fins de la gestion du stock de requin-taube commun du nord-ouest.

5. Recommandations

5.1 Recherche et statistiques

1. Étant donné que l'identité du stock pour les stocks de l'Atlantique sud est imprécise, de nouvelles études (incluant des études génétiques ainsi que des études sur le cycle vital et le marquage) sont requises en vue d'apporter de meilleures connaissances sur les unités de stock de l'hémisphère sud.
2. Même si la structure des stocks dans l'Atlantique nord est mieux comprise, il est nécessaire de procéder à des recherches plus ciblées : comme par exemple, le mélange potentiel entre le requin-taube commun de l'Atlantique nord-ouest, de l'Atlantique nord-est et de la Méditerranée.

3. D'après les nouvelles informations présentées lors de la réunion, un plus grand nombre de données est requis des pêcheries de la zone équatoriale (entre 20 ° de latitude sud et 20 ° de latitude nord) afin de corroborer la présence de cette espèce dans cette zone.
4. Améliorer les connaissances sur la dynamique du requin-taube commun de l'hémisphère sud conjointement avec d'autres ORGP, notamment la CTOI, la CCSBT et l'IATTC, en vue de recueillir de meilleures données sur les captures, la répartition, la CPUE commerciale et la structure des stocks.
5. Étant donné que le requin-taube commun de l'Atlantique nord est un stock pélagique clé pour les écosystèmes du plateau continental et en haute mer, l'ICCAT et les ORGP (NAFO, ICES, par exemple) devraient poursuivre leur coopération aux fins de l'élaboration d'évaluations et de mesures de gestion pour cette espèce.
6. Le requin-taube commun pourrait être associé à des éléments hydrographiques (ou en tant qu'effet indirect via une association avec sa proie principale). De meilleures connaissances sur la répartition spatio-temporelle du requin-taube commun par rapport à ces éléments environnementaux/écosystémiques (y compris la structure de la population) pourraient nous permettre de mieux comprendre les tendances des captures et de CPUE.
7. Un plus grand nombre d'informations historiques sur les données de prise et d'effort pourraient être disponibles et devraient être étudiées de façon approfondie. En l'absence de données d'effort historiques, les estimations de la taille des flottilles pourraient être un élément de substitution utile.
8. Obtenir de meilleures estimations des rejets dans les pêcheries du plateau continental et en haute mer et poursuivre les études visant à mesurer la survie après remise à l'eau.
9. Mener des projets de recherche afin d'améliorer les connaissances sur le cycle vital dans différentes zones et pour différents stocks.
10. Améliorer les méthodes d'estimation des débarquements et des rejets morts non-déclarés, développées lors de la réunion et utilisées dans l'évaluation (qui figureront dans la base de données de l'ICCAT comme étant estimés par le SCRS) en tenant compte du schéma spatio-temporel des opérations et des pratiques de rejets de chaque flottille. Il est souhaitable que les scientifiques de chaque CPC participent à ce processus.
11. Il est nécessaire d'assigner les requins déclarés comme « non classés » aux espèces correspondantes, dans la mesure du possible.

5.2 Recommandations de gestion

1. Le SCRS a besoin de la coopération de toutes les CPC en vue d'améliorer les statistiques de capture, qui sont essentielles pour faire progresser les évaluations de tous les stocks de requin-taube commun.
 - a. 1 seule CPC a déclaré les rejets vivants de requin-taube commun. Le Groupe rappelle que la déclaration et quantification des rejets vivants est fondamentale, s'agissant notamment d'un stock dont tous les spécimens vivants doivent être remis à l'eau (Rec. 15-06) ; la Commission devrait identifier les moyens d'encourager une meilleure déclaration des rejets vivants.
 - b. Il est nécessaire que les CPC renforcent leurs efforts en matière de suivi et de collecte des données, y compris mais sans s'y limiter, de meilleures estimations des rejets morts et l'estimation des CPUE à l'aide des données des observateurs.
 - c. Le Groupe demande aux CPC de réviser leurs séries de capture de requin-taube commun (débarquements, rejets vivants et rejets morts), y compris les captures accidentelles dans leurs autres pêcheries ne relevant pas de l'ICCAT (filet maillant, chalut, senne, etc.) pour permettre au SCRS d'inclure toutes les sources de mortalité dans les futures évaluations et de réduire l'incertitude entourant l'état du stock et les projections.
 - d. Le Groupe recommande, en outre, que l'ICCAT contacte les parties prenantes (les autres ORGP, par exemple) et procède à l'exploration des données pour déterminer la capture totale des parties extérieures à l'ICCAT.
2. Le Groupe note que les recommandations de gestion relatives aux stocks de requin-taube commun sous la responsabilité de l'ICCAT sont élaborées pour les pêcheries de l'ICCAT. Toutefois, la mortalité des stocks de requin-taube commun est imputable aux pêcheries côtières des CPC ainsi qu'à des pays qui ne sont pas parties à l'ICCAT. Par conséquent, le Groupe recommande de développer des approches de gestion intégrées (avec d'autres pays, d'autres Organisations Régionales des Pêches, la FAO) pour garantir la durabilité des stocks de requin-taube commun de l'Atlantique.

3. Le Groupe note que certains débarquements et que la majorité des rejets ne sont pas déclarés, ce qui implique que la mortalité totale du requin-taube commun, induite par toutes les sources (débarquements, rejets morts et remises à l'eau à l'état vivant qui meurent par la suite du fait des interactions avec les engins de pêche), est sous-estimée. Aux fins de la présente évaluation, le Groupe a estimé des débarquements et des rejets morts non-déclarés qui étaient 89 % plus élevés que ceux déclarés, mais il n'a pas estimé la mortalité consécutive à la remise à l'eau à l'état vivant. Les membres de la Commission doivent garder à l'esprit que les ponctions réelles sont supérieures à celles déclarées et que les matrices de Kobe seront excessivement optimistes dans la mesure où les ponctions sont sous-déclarées.
4. Pour le stock du nord-ouest, toutes les formulations du modèle ICM indiquent une tendance de rétablissement depuis 2001, mais la biomasse en 2018 était encore de 57 % seulement de la biomasse au point de référence SPRmer et on prévoit que le stock soit surexploité avec une probabilité de 98 %. Il existe des signes contradictoires en ce qui concerne l'état de surexploitation (l'approche SAFE indiquant l'absence de surexploitation et la méthode exploratoire basée sur les tailles suggérant une surexploitation), mais avec la forte réduction des ponctions récentes, le Groupe ne considère pas qu'il soit probable que le stock fasse l'objet de surpêche si les ponctions totales (débarquements, rejets morts et mortalités après remise à l'eau non-déclarés) ne dépassent pas largement les estimations du Groupe pour les ponctions. Cependant, l'ampleur des rejets morts demeure incertaine et les mortalités après remise à l'eau ne sont pas incluses dans l'évaluation et l'état de surexploitation reste très incertain.
5. Au regard de la sous-déclaration des ponctions et du faible état du stock actuel dans l'Atlantique nord-ouest, le Groupe recommande que les captures ne dépassent pas les niveaux actuels afin de permettre le rétablissement du stock. Même si la matrice de Kobe pourrait suggérer que des augmentations des captures pourraient permettre un rétablissement potentiel à long terme, l'évaluation suggère que le stock est suffisamment productif pour se rétablir dans un délai bien plus bref si les captures sont maintenues à un niveau inférieur. Ceci est conforme à la Rec. 11-13 qui stipule que les stocks surpêchés doivent être rétablis dans une période aussi courte que possible. Néanmoins, les membres de la Commission doivent garder à l'esprit que les ponctions réelles (en particulier les rejets morts et les mortalités après remise à l'eau à l'état vivant) sont plus élevées que celles déclarées et que la matrice de Kobe est excessivement optimiste dans la mesure où les ponctions sont sous-déclarées.
6. Même s'il existe de grandes incertitudes quant à la structure du stock du sud (cf. point 2.1), de nouvelles informations (cf. point 2.1) donnent à penser à l'existence d'un seul stock de requin-taube commun dans l'Atlantique sud. Le Groupe a, jusqu'à présent, considéré la présence de deux unités de stock : sud-ouest et sud-est. Il pourrait y avoir, en fait, un stock du sud s'étendant aux bassins de l'Océan Indien et de l'Océan Pacifique. Un plus grand nombre de projets de recherche doit être mené en vue de déterminer une unité de stock appropriée. Tant que ces recherches ne seront pas menées, le Groupe recommande de conserver les unités de gestion telles qu'elles sont actuellement définies.
7. Le Groupe n'a pas été en mesure de tirer des conclusions sur l'état surexploité du/des stock(s) du sud (se reporter à la recommandation d'amélioration des données ci-dessus). Il a noté que les données traditionnelles (débarquements, compositions par tailles représentatives, par exemple) ne peuvent pas être recueillies pour les stocks de requin-taube commun. Le Groupe a donc conclu que des méthodes de collecte de données (indépendantes des pêcheries, par exemple) alternatives permettant de collecter les données de CPUE ou de fréquence de tailles (ou d'autres formes de données totalement différentes) sont nécessaires pour fournir des estimations plus fiables de l'état du stock dans l'Atlantique nord et sud.

6. Résumé exécutif

Le Résumé exécutif sera fourni après approbation du présent rapport.

7. Autres questions

Aucune autre question n'a été soulevée.

8. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté par correspondance.

Bibliographie

- Anon. 2010. Report of the 2009 Porbeagle Stock Assessments Meeting (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 65(6): 1909-2005.
- Anderson, B.N., L.J. Natanson, J.K. Carlson, R. Coelho, E. Cortés, A. Domingo, and J.A. Sulikowski. Preliminary estimates of post-release survival of porbeagles following capture and handling. Joint tRFMO Bycatch Working Group meeting, Porto, Portugal, December 16-18, 2019.
- Biais, G., Coupeau, Y., Séret, B., Calmettes, B., Lopez, R., Hetherington, S., & Righton, D. (2017). Return migration patterns of porbeagle shark (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic: implications for stock range and structure. *ICES Journal of Marine Science*, 74(5), 1268-1276.
- Bowlby, H., N. Taylor, and J. Carlson. Quantifying horizontal overlap between longline fleets and porbeagle distribution for Ecological Risk Assessment. SCRS/2020/100.
- Bowlby, H.D., and A.J.F. Gibson. 2020. Implications of life history uncertainty when evaluating status in the Northwest Atlantic population of white shark (*Carcharodon carcharias*). *Ecology and Evolution*. 00:1-11. DOI: 10.1002/ece3.6252.
- Brooks, E.N., J.E. Powers and E. Cortés. 2010. Analytical reference points for age-structured models: application to data-poor fisheries. *ICES Journal of Marine Science*. 67:165-175.
- Campana, S.E., J. Gibson, J. Brazner, L. Marks, and W. Joyce. 2008. Status of basking sharks in Atlantic Canada. DFO Canadian Science Advisory Secretariat Research Document. 2008/004.
- Campana, S. E., Joyce, W., & Fowler, M. 2010a. Subtropical pupping ground for a cold-water shark. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 67(5), 769-773.
- Campana, S.E., A.J.F. Gibson, M. Fowler, A. Dorey, and W. Joyce. 2010b. Population dynamics of Porbeagle in the northwest Atlantic, with an assessment of status to 2009 and projections for recovery. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(6): 2109-2182
- Campana, S.E., W. Joyce, M. Fowler, and M. Showell. 2016. Discards, hooking, and post-release mortality of porbeagle (*Lamna nasus*), shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*), and blue shark (*Prionace glauca*) in the Canadian pelagic longline fishery. *ICES J. Mar. Sci.* 73:520528.
- Cameron, L. W., Roche, W., Green, P., Houghton, J. D., & Mensink, P. J. (2018). Transatlantic movement in porbeagle sharks, *Lamna nasus*. *Fisheries Research*, 207, 25-27.
- Caswell, H., S. Brault, A.J. Read, and T.D. Smith. 1998. Harbor porpoise and fisheries: uncertainty in analysis of incidental mortality. *Ecological Applications*. 8:1226-1238.
- Cortés, E., and E.N. Brooks. 2018. Stock status and reference points for sharks using data-limited methods and life history. *Fish and Fisheries* 19:1110-1129.
- Cortés, E. and Y. Semba. 2020. Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest for porbeagle shark in the Western North Atlantic and South Atlantic oceans. SCRS/2020/090.
- Dans, S.L., M. Koen Alonso, S.N. Pedraza, and E.A. Crespo. 2003. Incidental catch of dolphins in trawling fisheries off Patagonia, Argentina: can populations persist? *Ecological Applications*. 13:754-762.
- Forselledo R., Mas F., Domingo A., Hoyle S.D. 2017. Standardized CPUE of porbeagle shark (*Lamna nasus*) caught by the Uruguayan pelagic longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean (1982-2012). WCPFC-SC13-2017/SA-IP-18 <https://www.wcpfc.int/node/29542>
- Griffiths, S., K. Kesner-Reyes, C. Garilao, L. Duffy, and M. Roman. 2018. Development of a flexible Ecological Risk Assessment (ERA) approach for quantifying the cumulative impacts of fisheries on bycatch species in the eastern Pacific Ocean. 9th Meeting of the Scientific Advisory Committee La Jolla, California USA, 14-18 May 2018.

- Hordyk, A., K. Ono, S. Valencia, N. Loneragan, and J. Prince. 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR), and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES Journal of Marine Science*. 72: 217–231.
- Hordyk, A.R., K. Ono, K. Sainsbury, N.R. Loneragan, and J.D. Prince. 2015a. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio. *ICES Journal of Marine Science*. 72:204–216.
- Kohler, NE and Turner, PA (2019). Distributions and Movements of Atlantic Shark Species: A 52-Year Retrospective Atlas of Mark and Recapture Data. *Marine Fisheries Review* 81(2):1-93.
- Myers, R.A., G. Mertz, and S. Fowlow. 1997. Maximum population growth rates and recovery times for Atlantic cod, *Gadus morhua*. *Fishery Bulletin*. 95:762–772.
- Myers, R.A., K.G. Bowen, and N.J. Barrowman. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 56:2404–2419.
- Natanson, L.J., B.M. Deacy, W. Joyce, and J. Sulikowski. 2019. Presence of a resting population of female porbeagles (*Lamna nasus*), indicating a biennial reproductive cycle, in the western North Atlantic Ocean. *Fisheries Bulletin*. 117:70-77.
- Pade NG, Queiroz N, Humphries NE, Witt MJ, Jones CS, Noble LR, Sims DW (2009) First results from satellite-linked archival tagging of porbeagle sharks, *Lamna nasus*: Area fidelity, wider-scale movements and plasticity in diel depth changes. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology*, 370, 64-74.
- Saunders RA, Royer F, Clarke MW. 2010. Winter migration and diving behaviour of porbeagle shark, *Lamna nasus*, in the Northeast Atlantic. *ICES Journal of Marine Science*, 68, 166-174.
- Semba, Y., and Yokawa, K. 2011. Preliminary results of standardized CPUE for porbeagle in the South Atlantic from Japanese longline logbook data between 1994 and 2010. *SCRS/2011/088*
- Semba, Y., Yokawa, K., Matsunaga, H., and Shono, H.. 2013. Distribution and trend in abundance of the porbeagle (*Lamna nasus*) in the southern hemisphere. *Mar. Freshwater Res.* 64: 518–529.
- Taylor, N.G., Palma, C., Ortiz, M., Kimoto, A. and Beare, D.J. Reconstructing Spatial Longline Effort Time Series Col. Vol. Sci. Pap. *In press*
- Testerman, C. B. 2014. Molecular ecology of globally distributed sharks. Dissertation. Nova University.
- Walters, C.J., Martell, S.J.D., and Korman J. 2006. A stochastic approach to stock reduction analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 63:212-223 doi: 10.1139/f05-213
- Zhou, S. and S.P. Griffiths. 2008. Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE): A new quantitative ecological risk assessment method and its application to elasmobranch bycatch in an Australian trawl fishery. *Fisheries Research* 91:56–68.

INFORME DE LA REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE MARRAJO SARDINERO DE ICCAT DE 2020

(On line, 15 a 22 de junio de 2020)

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

El presidente abrió la reunión expresando su gratitud por el interés y la participación en la reunión. Recordó al Grupo que los objetivos de la reunión eran reunir y examinar toda la información disponible sobre el marrajo sardinero, evaluar el estado del marrajo sardinero y actualizar cualquier información de los proyectos de investigación. En nombre del secretario ejecutivo, el secretario ejecutivo adjunto dio la bienvenida a los participantes. El Grupo de acordó adoptar el orden del día (**Apéndice 1**). La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos y presentaciones figura en el **Apéndice 3** y los resúmenes proporcionados por los autores en el **Apéndice 4**.

Los relatores fueron asignados a las secciones del orden del día de la siguiente manera:

Sección	Relatores
Punto 1	N.G. Taylor
Punto 2	J. Carlson, A. Domingo, C. Palma, M. Ortiz, Y. Semba, R. Forselledo, C. Santos, R. Coelho, F. Mas
Punto 3	E. Cortes, X. Zhang, H. Bowlby, L.G. Cardoso, and N.G. Taylor
Punto 4	H. Bowlby, N.G. Taylor, E. Cortes, Y. Semba, E. Babcock
Punto 5	A. Domingo, N. Duprey, and C. Brown
Punto 6	E. Cortes
Punto 7	R. Coelho
Punto 8	N.G. Taylor

2. Resumen de los datos disponibles

2.1 Identidad del stock

La estructura del stock de marrajo sardinero se abordó en 2009 en la evaluación conjunta de stocks ICCAT/ICES. Los datos de esa época respaldaban la visión de movimientos restringidos entre los ejemplares del Atlántico nororiental y noroccidental. Por lo tanto, se concluyó que en el Atlántico norte había dos stocks. En cuanto al Atlántico sur, se entendió que había dos stocks, suroccidental y suroriental, y que ambos se distribuían hasta los 25° de latitud sur. En ese momento se planteó la posibilidad de que ambos stocks meridionales se extendieran a los océanos limítrofes (Pacífico e Índico), pero esa posibilidad no era concluyente.

Desde 2009, en una serie de estudios de marcado y recuperación realizados marcas archivo por satélite (PSAT) se han examinado más a fondo los movimientos del marrajo sardinero, en particular en el océano Atlántico norte. Casi todo el marcado con marcas vía satélite a largo plazo (Campana *et al.* 2010a; Pade *et al.* 2009; Saunders *et al.* 2010; Biais *et al.* 2017), el marcado convencional (Kohler y Turner 2019) y el marcado de supervivencia (J. Sulikowski, com. pers.) sostiene que las poblaciones de marrajo sardinero en el Atlántico nororiental están separadas del noroeste, con la exclusión de un único ejemplar marcado que se desplazó del NE al NW (Cameron *et al.* 2018). Hay poca información de marcado del Atlántico sur. Además de los estudios de marcado, un estudio del ADN genómico de 224 ejemplares sugiere que existe una fuerte subdivisión genética entre las poblaciones de los hemisferios norte y sur, pero no se encontró ninguna diferenciación dentro de estos hemisferios (Testerman, 2014). La nueva información derivada de los datos de pesca e investigación de los océanos Atlántico, Pacífico e Índico indica que existe una distribución continua de la especie en los tres océanos y que se extiende entre los 20° y los 60° de latitud sur (Semba *et al.* 2013).

En general, los recientes estudios de marcado convencional por satélite y a largo plazo sugieren que existen stocks separados en el Atlántico norte oriental y occidental con una mezcla limitada. Si bien Testerman (2014) no encontró pruebas genéticas para diferenciar los stocks de marrajo sardinero del Atlántico Norte oriental y occidental, se observó que genéticamente sólo hay aproximadamente 30 a 150 migrantes por generación o unos 2 a 12 migrantes por año entre los stocks. Testerman (2014) propuso que el hemisferio norte y el hemisferio sur se gestionaran como dos stocks separados y genéticamente distintos y, aunque no se encontró ninguna diferenciación genética entre los stocks del noreste y el noroeste, el reclutamiento genético entre estas zonas es bajo y deberían considerarse dos stocks. No hay datos suficientes para definir el número apropiado de stocks en el hemisferio sur.

En el documento SCRS/2020/073 se presentó información sobre la talla del marrajo sardinero en el Atlántico norte y sur y se registraron observaciones esporádicas en las zonas orientales entre los 20° norte y los 20° sur. Estas raras capturas, realizadas durante diferentes años, podrían ampliar el rango de distribución considerado regularmente para esta especie. Por otra parte, en un ejercicio realizado durante la reunión, la Secretaría presentó la información de la Tarea 2 de captura y esfuerzo, que también muestra las capturas declaradas por algunos países de esa zona, en particular Japón, en los años más recientes. Sin embargo, el científico japonés señaló que estos resultados deben ser verificados porque no se basan en datos de investigación y de observadores, por lo que una posible ampliación de la zona de distribución basada en estos datos debe ser discutida más a fondo antes de ser aceptada. Aunque ambas fuentes de información pueden sugerir la presencia de esta especie en las zonas tropicales y algunos eventos raros en esas zonas intertropicales orientales, es necesario seguir investigando. El Grupo entendió que esta información es muy importante. Los autores señalaron que esos registros habían sido previamente verificados porque algunos de ellos procedían de zonas con altas SST. Sin embargo, los autores también indicaron que esos registros están probablemente relacionados con temperaturas más frías en las capas más profundas debido a los afloramientos costeros en la costa occidental de África y al efecto de las corrientes frías que fluyen a lo largo de esas zonas, lo que se manifiesta al estudiar los perfiles de temperatura en relación con la profundidad, y la alta disponibilidad de alimentos en esas zonas. Aunque la distribución de esta especie está regularmente vinculada a las altas latitudes y las aguas frías, los autores advirtieron que la SST o la latitud es sólo una simplificación y no debería ser la única variable considerada para explicar estos raros eventos, en particular en las regiones del Atlántico oriental afectadas por aguas frías profundas y corrientes frías, que pueden servir como corredores de agua fría desde latitudes más altas, de modo que algunos ejemplares pueden alcanzar esporádicamente latitudes más bajas que las descritas con mayor frecuencia y regularidad.

2.2 Capturas

La Secretaría presentó al Grupo las capturas nominales de ICCAT más actualizadas (T1NC: Tarea 1 capturas nominales) sobre marrajo sardinero (POR). La serie completa de capturas POR, históricamente clasificada a nivel geográfico en tres regiones principales de Tarea 1 (NORT: Atlántico norte; SOUT-S: Atlántico sur; MEDI-M: Mar Mediterráneo), se dividió finalmente en los cuatro stocks de marrajo sardinero del Atlántico utilizando las zonas de muestreo de istiofóridos de ICCAT (**Figura 1**) con la siguiente tabla de asociación:

<i>POR stock</i>	<i>Áreas de muestreo (sólo BIL)</i>	<i>Área de la tarea 1 (opcional)</i>
<i>POR-NE (Atlántico noreste)</i>	BIL94B, BIL94C	NE, AZORES, CANA, CVER, ETRO
<i>POR-NW (Atlántico noroeste)</i>	BIL91; BIL92; BIL93; BIL94A	NW, GOFM, WTRO
<i>POR-SE (Atlántico sureste)</i>	BIL97	SE
<i>POR-SW (Atlántico suroeste)</i>	BIL96	SW
<i>*POR-MD (Mediterráneo)</i>	BIL95	MEDI

*Las series de capturas del Mediterráneo (principalmente Italia y Malta) se dejaron aparte (fuera del stock de POR-NE) siguiendo el mismo enfoque utilizado para el marrajo dientuso (SMA) y la tintorera (BSH).

En el caso de las capturas anuales sin áreas de muestreo de istiofóridos y con las áreas de Tarea 1 "NORTE" y "SUR" ya canceladas (menos del 2 % de toda la serie de capturas entre 1926 y 2018, afectando en su mayoría a los primeros años) la división en stocks se realizó utilizando proporciones obtenidas del año más cercano (NORTE dividido en NE y NW, y, SUR dividido en SE y SW). El área de muestreo de BIL adoptada en cada división fue la más grande: NE (BIL94B); NW (BIL94A); SE (BIL97); SW (BIL96). Este criterio de asignación debería ser revisado en el futuro, o por las respectivas CPC, o cuando se recupere una información más detallada y completa de Tarea 2 (captura y esfuerzo) que contenga capturas POR.

No se presentaron al Grupo nuevos documentos del SCRS con información sobre T1NC de marrajo sardinero. Por lo tanto, las diferencias son mínimas cuando se compara la actual serie de captura POR con la serie de captura adoptada en la reunión anual del SCRS de 2019. Estas modificaciones se deben en gran medida a las comunicaciones tardías de las revisiones realizadas por las CPC de ICCAT después de septiembre de 2019.

Debido a las limitaciones de tiempo, las mejoras introducidas durante la reunión en T1NC en lo que respecta a la recuperación de las capturas y la finalización de las lagunas, fueron pequeñas y sólo se limitaron a los dos stocks occidentales del Atlántico (POR-NW y POR-SW).

Stock del noroeste

Respondiendo a una petición del grupo, la Secretaría utilizó un enfoque alternativo al utilizado en Anón. (2009) para estimar las capturas- no comunicadas (desembarques y descartes muertos) de las CPC que no han comunicado desembarques y/o descartes muertos en el período 2008-2018, y que han declarado capturas de marrajo sardinero antes de 2008. El Grupo observó que la comunicación de los descartes muertos sigue siendo muy limitada, y que es posible que sigan sin comunicarse algunos desembarques.

La estimación de la captura se centró únicamente en las pesquerías de palangre para el período 2008-2018, utilizando los conjuntos de datos T1NC y EFFDIS (distribución del esfuerzo nominal, Taylor *et al.* en prensa) para:

- i. Obtener tasas de captura nominales medias anuales tanto para los desembarques (L) como para los descartes muertos (DD), respectivamente CPUE(L) y CPUE(DD).
- ii. En el caso de CPUE(L), utilizar únicamente las capturas de POR de Estados Unidos y Japón como captura fortuita (se excluye Canadá por ser una pesquería dirigida a POR como especie objetivo en el período 2008-2013).
- iii. Y para CPUE(DD), utilizar Canadá y EE.UU.
- iv. Cada serie de CPUE fue entonces multiplicada por el número estimado de anzuelos (en todos los cuadrados de 5x5 grados del stock POR-NW) de cada flota palangrera que tiene T1NC histórica de POR para el stock NW.
- v. Las series estimadas para los pabellones con EFFDIS fueron:
 - Series de L: Barbados, Taipei Chino, Japón, República de Corea y Venezuela.
 - Series de DD Barbados, Taipei Chino, Japón, Rep. de Corea y Venezuela
- vi. No se hicieron estimaciones para las flotas de palangre sin EFFDIS (Islas Feroe, Francia (SPM), Cuba, Noruega). Estas flotas no tenían EFFDIS posiblemente porque no pescaron activamente entre 2008 y 2018; la Isla de Faroe no es una CPC de ICCAT.
- vii. En los dos años en los que Estados Unidos comunicó DD (2009 y 2012), se estimó que el volumen de DD era el promedio de los dos años anteriores para 2012, y de los dos años posteriores para 2009.

Este enfoque asume que las flotas palangreras que tienen capturas históricas anteriores a 2008 en el stock de POR-NW tendrían tasas de captura de POR similares a las de las flotas palangreras de Estados Unidos y Japón (pesquerías no objetivo), y/o descartes de peces muertos (Canadá, Estados Unidos) si pescan activamente después de 2008, a menos que se demuestre lo contrario. Este enfoque es preliminar porque el índice de una flota que opera dentro del hábitat de POR se multiplica por el esfuerzo de una flota que opera fuera del hábitat de POR (por ejemplo, Venezuela, Barbados y algunos de los caladeros de Taipei Chino) y, por lo tanto, es necesario mejorar aún más para la estimación tanto de los desembarques no declarados como de los descartes muertos.

Stock del suroeste

La serie de T1NC de la pesquería de palangre uruguayo (1981-2001) se reconstruyó utilizando el enfoque de ratio de capturas (véase el informe: [WG-SHK 2019](#)) y no incluida en 2019 fue finalmente añadida a la base de datos de la Tarea 1. Esta serie ya fue aprobada por el Grupo en esa reunión.

General

Las nuevas estimaciones de las flotas que no han comunicado información se presentan en la **Tabla 1**. El total final de T1NC por stock, arte y año, se presenta en la **Tabla 2** y la **Figura 2**. La **Figura 3** muestra las diferencias en las capturas de POR-NW antes y después de las nuevas estimaciones.

El Grupo adoptó estas nuevas estimaciones (**Tabla 1**) como estimaciones preliminares del SCRS para el POR-NW y acordó que representan las mejores estimaciones científicas del SCRS para las extracciones totales del POR del Atlántico por stock dentro del plazo concedido. Por convención, todas las estimaciones preliminares del SCRS añadidas a Tarea 1 deberían ser sustituidas en el futuro por las correspondientes estimaciones oficiales de las CPC.

El Grupo también reconoció que las estimaciones de desembarques y descartes muertos deben examinarse más a fondo en el futuro para mejorarlas por las razones descritas anteriormente. Debido a limitaciones de tiempo, no fue posible en esta reunión realizar este examen, lo que pone de relieve la importancia de celebrar reuniones de preparación de datos, especialmente en el caso de los stocks para los que no se comunican debidamente los desembarques y/o descartes de peces muertos, como los tiburones pelágicos. Por consiguiente, se recomienda que para el próximo proceso de evaluación del marrajo sardinero se celebre una reunión de preparación de datos que permita disponer de tiempo suficiente para examinar y actualizar las estimaciones de extracción total.

El Grupo también reconoció la importancia que puede tener la existencia de una mortalidad posterior a la liberación en el marco de las liberaciones vivas de POR-NW asociadas con las actividades pesqueras, en particular en el marco de los reglamentos de ordenación vigentes [Rec. 15.06, pág. 1]. Estudios anteriores y recientes (Campana *et al.* 2016, Anderson *et al.* 2019) han comunicado tasas de mortalidad posteriores a la liberación del orden de un 17 % (que oscilan entre el 6,7 % y el 27,2 %). La falta de comunicaciones oficiales sobre las liberaciones de ejemplares vivos (sólo Canadá ha informado sobre las liberaciones entre 2015 y 2018) obstaculizó la capacidad de estimar el componente de mortalidad posterior a la liberación con un nivel de confianza razonable. Sin embargo, el componente de mortalidad posterior a la liberación debe considerarse en el futuro, en particular porque se prevé que actualmente las cantidades descartadas superan a las cantidades desembarcadas.

2.3 Índices de abundancia

En el documento SCRS/2020/084 se presentaron los resultados de un análisis de indicadores para el stock de marrajo sardinero del Atlántico noroccidental, basado en datos de observadores de palangre japoneses entre 2000 y 2018. El análisis incluyó la descripción del cambio espacio-temporal del esfuerzo, la CPUE (captura en número por 1.000 anzuelos) y el despliegue de los artes, la estimación de un índice de abundancia y la tendencia en la talla y ratio de sexos en una zona limitada. Los lances de palangre dirigidos al atún rojo del Atlántico mostraron una fuerte estacionalidad y variabilidad interanual en la zona de operaciones. La tendencia anual estimada de la abundancia se aproximó a la de la CPUE nominal y se mantuvo estable entre 2000 y 2014, a un nivel bajo < 1,0 tiburón por cada 1.000 anzuelos, pero mostró una tendencia creciente de 2014 a 2018. El análisis de los datos de talla sugirió que los juveniles predominaban en ambos sexos y que los ratios de sexo eran aproximadamente iguales a lo largo de los años analizados. La mediana y la media de la longitud del cuerpo se han reducido (<1m PCL) en los últimos años con un aumento de la CPUE, en comparación con las de los años anteriores. Aunque estas tendencias se obtuvieron sobre la base de zonas geográficas limitadas y, por lo tanto, es necesario examinarlas cuidadosamente, la serie cronológica resultante sugiere la posibilidad de tendencias crecientes de la abundancia y los peces jóvenes desde mediados de la década de 2000.

El Grupo comentó que las flotas canadienses cambiaron su zona de operaciones, lo que afectó al lugar donde se capturaban los marrajos sardineros. Los cambios en las condiciones oceanográficas, así como el comportamiento de la flota para los buques que se dirigen al pez espada han dado lugar a una reducción sustancial de la CPUE del marrajo sardinero de esta flota. Sin embargo, no se observó una reducción similar de la CPUE en la flota japonesa dirigida al atún rojo. Además, el cambio en la zona de operaciones de la flota japonesa se debió principalmente al aumento de la eficiencia de las operaciones de pesca de atún rojo del Atlántico, y no a un cambio en las especies objetivo. El autor señaló que el efecto de las condiciones oceanográficas no se consideraba en el análisis. También se aclaró que el aumento de la CPUE japonesa después de 2015 no sólo fue causado por grandes capturas en unos pocos calados, sino también por la captura constante en cada uno de ellos.

En el documento SCRS/P/2020/035 se presentó una CPUE estandarizada del marrajo sardinero capturado por los palangreros uruguayos en el océano Atlántico suroccidental entre 1982 y 2012. La flota atunera uruguaya puede dividirse en dos períodos bien definidos: 1982-1992 palangre de estilo japonés (calados profundos) y, 1993-2012 palangre de estilo americano (calados superficiales). Los análisis de estandarización se realizaron utilizando modelos mixtos aditivos generalizados y dividiendo las series temporales en estos dos períodos. Los resultados de los modelos GAMM muestran un importante efecto de la temperatura de la superficie del mar (SST) así como de la latitud en las capturas de marrajo sardinero. El primer período presentó valores de CPUE estandarizados más altos, lo que sugiere que los factores del método de pesca, como la profundidad de calado o el tipo de cebo, pueden tener un efecto en las tasas de captura del marrajo sardinero.

Los comentarios que siguieron a la presentación se refirieron principalmente a la importancia de las variables medioambientales en las capturas de marrajo sardinero. Se mencionó el hecho de que la STT y la latitud podrían ser variables confusas. Este aspecto se discutió antes del análisis y los autores decidieron utilizarlo de todos modos, ya que las condiciones medioambientales del área de operaciones de la flota son muy variables durante el año, dependiendo de la influencia de la corriente cálida de Brasil y la corriente fría de las islas Malvinas.

En el documento SCRS/P/2020/037 se presentaron los resultados preliminares y los análisis de la prospección de palangre independiente de la pesca canadiense dirigida al marrajo sardinero. Un modelo «hurdle» espacialmente implícito que incorporaba los efectos medioambientales sugería que la distribución del marrajo sardinero se ha hecho más difusa (menos concentrada a lo largo del borde de la plataforma) y que su abundancia ha disminuido de 2007 a 2017. La fuerte disminución de la abundancia es contraria a las predicciones del modelo utilizado en la evaluación de 2020 (SCRS/2020/096), así como a las tendencias de la CPUE de Japón (SCRS/2020/084). La variabilidad en las tasas de captura fue inaceptablemente alta a partir de este diseño de estación fija y las capturas pueden haber estado relacionadas con una variable predictora que no fue considerada. Estos resultados se proporcionaron como ejemplo de por qué una prospección puede no indicar la abundancia de un tiburón pelágico como el marrajo sardinero.

Después de la presentación, se solicitaron algunos detalles operativos adicionales de las prospecciones, como la descripción del arte de pesca, la profundidad de la operación y la época del año. En relación con este último punto, se mencionó que había un corto período de tiempo para completar las prospecciones, debido a cuestiones operativas, pero que las campañas comenzaron a mediados de junio y tuvieron una duración de tres semanas. En respuesta a una pregunta relativa al componente de la población de marrajo sardinero muestreada cada año, los autores dijeron que se observaron ligeras variaciones en la composición por talla y por sexo entre las distintas prospecciones. En respuesta a la pregunta de si otras especies capturadas en la prospección mostraban la misma disminución, los autores mencionaron que no se podía evaluar esta cuestión porque las capturas de las otras especies eran demasiado bajas. Los autores observaron que esta presentación se daba como información y que no había intención de utilizarla como índice de abundancia ni de incluir los resultados en la evaluación actual.

2.4 Ciclo vital

En el documento SCRS/2020/090 se presentaron las tasas vitales de la población del Atlántico noroccidental y de la población de marrajo sardinero del Atlántico sur, así como varios parámetros de interés que pueden utilizarse como entradas para otros modelos, como la tasa intrínseca de aumento de la población (r_{max}), la tasa máxima de reproducción durante el ciclo vital ($\hat{\alpha}$), la ratio de potencial de desove en el momento del reclutamiento máximo en exceso (SPR_{MER}) y el tiempo de generación. Los valores de estos parámetros se obtuvieron de forma determinística a través de seis métodos y se realizó una simulación estocástica con el enfoque de matriz de Leslie. Para el Atlántico noroccidental, el escenario de simulación que consideraba un ciclo reproductivo anual o bienal como igualmente probable se consideró el más plausible, implicando valores de $r_{max} = 0,059$, $\hat{\alpha} = 3,22$ y $SPR_{MER} = 0,56$. La información para el Atlántico sur era muy escasa y, por lo tanto, se tuvieron que utilizar los valores publicados para el Pacífico sur para la mayoría de las entradas para el ciclo vital. Debido a que la incorporación de esos valores en la simulación llevó a que varios parámetros estimados estuvieran fuera de los límites/indefinidos, se consideró que el escenario determinista que suponía un ciclo reproductivo anual y una longevidad obtenida mediante bomba de radiocarbono era el más plausible, lo que implicaba valores de $r_{max} = 0,059$, $\hat{\alpha} = 3,253$ y $SPR_{MER} = 0,55$.

Se observó que los métodos utilizados para derivar las estimaciones de r_{max} en este trabajo eran coherentes con los utilizados en la evaluación de stock de marrajo sardinero de 2009 (Anón. 2010). También se preguntó si los valores individuales de cada parámetro estimado en el enfoque de simulación estocástica estaban disponibles para su posible uso en el análisis de la MSE, en respuesta a lo cual se observó que el código original había sido modificado para su uso en el modelo de captura incidental (ICM) y, por lo tanto, los valores estaban disponibles. En resumidas cuentas, el Grupo convino en utilizar los parámetros recomendados en el documento SCRS/2020/090 para el Atlántico Noroccidental y el Atlántico sur para los diferentes enfoques de evaluación.

2.5. Composiciones por tallas

En el documento SCRS/2020/097 se presentó información sobre la distribución por tallas y por sexos de marrajo sardinero recopilada por observadores de varias flotas palangreras del Atlántico (UE, Portugal, Canadá, Japón, Namibia, Sudáfrica, Uruguay y Estados Unidos). Se compiló y analizó un total de 26.404 registros de marrajo sardinero recogidos entre 1992 y 2019, que incluían distribuciones de talla específicas de la región y series temporales. Las ratios de sexos también fueron analizadas por regiones y estaciones.

El Grupo constató que en los últimos años los tamaños de las muestras (N) de los ejemplares medidos son pequeños, por lo que en esos años las series temporales no son tan representativas. En el caso específico del suroeste, hay un gran aumento de las tallas en los últimos años, pero esto se debió únicamente al pequeño tamaño de la muestra en algunos de los años, mientras que hay años en los que no se midió ningún ejemplar. En lo que respecta al noroeste, los autores señalaron que el fuerte aumento de las tallas en 2019 se debía a la captura de unos pocos ejemplares de gran talla cerca de la longitud límite del stock del Atlántico norte.

Dado que el tamaño de la muestra es tan pequeño en algunos años, el Grupo recomendó cautela en la interpretación y las conclusiones extraídas de las tendencias de talla en las series temporales. Específicamente, para el hemisferio sur este análisis se dividió en áreas SW y SE, y se mencionó que una idea podría ser la de combinar las series temporales de esas dos regiones en una sola serie.

Se aclaró que los datos utilizados en el documento proceden de observadores científicos en buques palangreros comerciales y de prospecciones científicas. En el caso concreto de Canadá, la mayoría de los datos reunidos antes de 2005 proceden de muestreos realizados en buques con una pesca dirigida al marrajo sardinero, mientras que en el caso de las demás flotas se trata en su mayor parte de capturas fortuitas de palangres cuyas especies objetivo son los túnidos y especies afines.

El Grupo observó la diferencia de tallas entre las flotas Estados Unidos y Canadá que operan en una zona similar, ya que las capturas de Canadá estaban compuestas por ejemplares más grandes que las de Estados Unidos. Una posibilidad está relacionada con las diferencias de estacionalidad de los dos componentes de la pesquería canadiense; antes de 2013, cuando se dirigía a POR, la pesca solía tener lugar desde principios de la primavera hasta finales de octubre y tendía a capturar ejemplares grandes. En años más recientes, la captura proviene principalmente de la captura fortuita en aguas más costeras y tiende a capturar ejemplares más pequeños más cerca de la costa. Además, el Grupo preguntó si el tipo de anzuelo utilizado en las pesquerías de palangre pelágico de Estados Unidos y Canadá era similar, y se aclaró que ambas flotas operan con anzuelos circulares.

Se observó además que la configuración del arte en Canadá también ha cambiado, desde cuando la pesca se dirigía al marrajo sardinero hasta los años más recientes en que se dirige al pez espada. La flota sigue estando compuesta por los mismos buques pesqueros que operan en la misma región general, pero la estrategia de pesca ha cambiado con el tiempo y eso podría haber contribuido a que en los últimos años haya habido sobre todo ejemplares más pequeños. Se observó que para el análisis SAFE los datos utilizados eran sólo a partir de 2010 (cuando se iniciaron varias reglamentaciones en múltiples países), por lo que ese enfoque utiliza sobre todo datos de cuando la mayoría de los buques ya tenían como especie objetivo el pez espada.

El Grupo también observó que, en el caso concreto de Canadá, donde se produjo este cambio en la especie objetivo, podría ser interesante explorar la distribución de tallas de esos dos componentes de la flota por separado. Posteriormente se presentaron al Grupo los resultados de una comparación de la distribución de tallas por décadas (décadas de 1990, 2000 y 2010 en adelante) de los dos componentes de la flota. No se observaron diferencias en la distribución de tallas de las capturas.

En el documento SCRS/2020/073 se proporcionaron observaciones de la talla de marrajo sardinero recuperadas de registros científicos en la pesquería palangrera española dirigida al pez espada en el océano Atlántico para el período 1987-2017. En el caso de las zonas septentrionales, el análisis de los datos mostró una estabilidad de la talla media a lo largo de la serie temporal, un rango muy estable de valores medios y muy pocas diferencias entre los sexos. Los datos sugieren que una pequeña fracción de los ejemplares está disponible en las zonas oceánicas donde esta flota pesca regularmente y que algunos individuos podrían llegar esporádicamente a algunas zonas intertropicales del Atlántico.

Los autores aclararon que la flota palangrera española, de la que proceden estos datos, tiene como objetivo el pez espada y opera todo el año y no en un patrón estacional específico. Esta flota ha capturado esporádicamente algunos marrajos sardineros como una captura fortuita muy baja.

El Grupo observó que hay algunas capturas esporádicas entre los 20°S y los 20°N, en zonas que podrían representar una extensión del rango de distribución del marrajo sardinero. También se observó que la mayoría de las tallas entre 20°S y 20°N son de ejemplares de sexo indeterminado, en años diferentes.

La Secretaría dividió y mostró los datos de captura y esfuerzo por región y demostró que hay algunos registros de capturas entre 20°N y 20°S en la base de datos de captura y esfuerzo de ICCAT. Se observó que en algunos casos esas capturas estarían cerca de los límites de 20°N o 20° S, pero también hay algunos datos más cercanos al ecuador. Se pidió además a la Secretaría que elaborara un mapa entre 20°N y 20°S con una resolución de 5° x 5° que mostrara la información sobre la presencia de marrajo sardinero en las bases de datos de ICCAT.

Se observó que cuando el marrajo dientuso es muy pequeño, la identificación de la especie es problemática y existe la posibilidad de confundir al marrajo sardinero con el marrajo dientuso. Se señaló además que, si bien los datos de captura y esfuerzo de ICCAT probablemente procedan en su mayor parte de los cuadernos de pesca, los datos de talla proceden en su mayor parte de los datos de los observadores con un grado de fiabilidad mucho mayor para la identificación de las especies. Después de que el Grupo pidiera que se siguieran examinando los registros cercanos al ecuador, los científicos de UE-España aclararon que los datos utilizados en el documento SCRS/2020/073 se habían recopilado durante diferentes años y habían sido extraídos de diferentes fuentes, como los científicos altamente cualificados que se encontraban a bordo y también algunos patrones que colaboraron. Los autores descartaron la posible identificación errónea de los ejemplares de marrajo dientuso como marrajo sardinero después de un examen exhaustivo de los datos de las diferentes fuentes.

2.6 Otros datos pertinentes

En el documento SCRS/P/2020/034 se presentó información sobre la mortalidad por enganche en el anzuelo de marrajo sardinero en los buques de pesca con palangre que operan en el Atlántico suroccidental. Los datos utilizados en el análisis procedían de observadores científicos a bordo de buques pesqueros palangreros uruguayos y también de palangreros japoneses que operaban dentro de la ZEE uruguaya. Se ajustó un modelo mixto aditivo generalizado (GAMM) teniendo en cuenta las covariables biológicas, medioambientales y operativas. Los resultados mostraron que los calados de palangre profundos tenían una menor mortalidad por enganche en comparación con los calados superficiales. La talla, la temperatura de la superficie del mar y el sexo también fueron covariables importantes, y la mortalidad por enganche aumentó con la talla y la temperatura, siendo menor en las hembras que en los machos. Los autores sugirieron que las diferencias observadas en la mortalidad por enganche entre los calados profundos y los superficiales podrían estar relacionadas con la longitud de las brazoladas. Los buques japoneses tienen brazoladas más largas que podrían proporcionar un movimiento menos restringido a los ejemplares capturados. Por otra parte, las brazoladas más cortas de la flota uruguaya podrían restringir el movimiento hasta el punto de limitar la capacidad de los ejemplares para ventilar adecuadamente, disminuyendo en última instancia sus posibilidades de supervivencia. Aunque los autores reconocen que el tiempo de inmersión constituye una variable importante que debía incluirse, examinaron las cuestiones relacionadas con la utilización de los datos disponibles sobre el tiempo de inmersión y la forma en que afecta al desempeño del modelo y arroja resultados incoherentes. Por último, los autores mencionaron algunas alternativas que podrían incorporarse en futuros trabajos a fin de incluir esta variable de manera más significativa (por ejemplo, temporizadores de anzuelo, registradores de profundidad de temperatura).

3. Métodos de evaluación y resultados

3.1. Evaluación de la sostenibilidad de los efectos de la pesca (SAFE)

En el documento SCRS/2020/100 se describe cómo se evaluó la información sobre la distribución de los stocks septentrionales y meridionales en relación con el esfuerzo pesquero para determinar el grado de superposición geográfica entre la especie y la actividad pesquera comercial. La cantidad de superposición se denomina "disponibilidad" y es una de las aportaciones a la evaluación cuantitativa de riesgo ecológico de la evaluación de la sostenibilidad de los efectos de la pesca (SAFE). Para describir la distribución del marrajo sardinero en la evaluación anterior, la información espacial para el Atlántico norte y sur provino de IUCN. Para esta evaluación, se amplió la distribución del marrajo sardinero en el Atlántico noroccidental utilizando nueva información sustancial sobre presencia a partir de datos de capturas comerciales, así como el marcado por satélite. La distribución en el Atlántico sur todavía se describía a partir de los datos de IUCN. No fue posible considerar la densidad relativa del marrajo sardinero en diferentes regiones del Atlántico norte o sur, por lo que la extensión espacial de su distribución abarcaba todas las zonas con al menos un caso de marrajo sardinero (datos de presencia/ausencia). Para caracterizar la distribución espacial del esfuerzo de pesca, la suma del número de anzuelos a una resolución espacial de 5 grados se transformó en una cuadrícula rasterizada. Se sumaron los esfuerzos de las flotas específicas que habían aportado datos a otros componentes de la ERA, lo que dio una distribución agregada del esfuerzo en el Atlántico norte y sur. La disponibilidad se calculó como el área de la distribución del esfuerzo que se superpone con la distribución del marrajo sardinero dividida por el área total de

la distribución del marrajo sardinero en el Atlántico norte y sur, respectivamente (llamada Tipo 1 en el documento). Biológicamente, este cálculo representa la proporción de la población de marrajo sardinero que es accesible a la actividad pesquera. También se calcularon otras tres métricas de superposición, que representan la cantidad de actividad pesquera que se superpone con el marrajo sardinero dividida por la cantidad total de esfuerzo (llamada Tipo 2 en el documento). Esto representa la proporción de la actividad pesquera que tiene el potencial de capturar marrajo sardinero. Las estimaciones cambiaron notablemente cuando el esfuerzo se caracterizó como presencia/ausencia, o como una magnitud relativa de la comunicación de Tarea 2 (T2CE), o las estimaciones EFFDIS del esfuerzo total.

A continuación, se debatió cómo se añadieron los nuevos datos de distribución de especies obtenidos mediante el marcado electrónico al archivo de formas de IUCN de distribución de especies. En el caso de los datos presentados por España en el documento SCRS/2020/073 que muestran la presencia del marrajo sardinero en las regiones tropicales (entre el sur de 20° norte y el norte de 20° sur), si bien es conveniente incluir los nuevos datos disponibles ya que amplían sustancialmente el rango de distribución de las especies predominantes de IUCN, el Grupo llegó a la conclusión de que debían ser investigados a fondo antes de ser utilizados.

También se discutió cómo consolidar mejor el archivo de formas liso de IUCN de distribución de especies con el archivo de esfuerzo por cuadrículas de 5° x 5° grados y las cuadrículas de trama espacial de 5° x 5°. El archivo de formas liso de IUCN de distribución de especies no incluye la tierra y por lo tanto algunas cuadrículas a lo largo de la costa no serían de 5° x 5°, mientras que el archivo de esfuerzo de cuadrículas de 5° x 5° y las cuadrículas rasterizadas espaciales incluyen zonas de tierra (es decir, toda la superficie dentro de la cuadrícula). A continuación, se planteó la cuestión de la mejor manera de tratar estas cuadrículas costeras al calcular la ratio de superposición de áreas de esfuerzo y distribución de la especie para el componente de disponibilidad SAFE. Se observó que los datos de esfuerzo representaban los centroides y que era necesario desplazarlos añadiendo un desplazamiento de 2,5 ° al centroide de la cuadrícula de 5° x 5° en el norte y desplazando hacia abajo 2,5 ° en el sur. En respuesta a estos comentarios, se introdujo esta modificación, y los datos de esfuerzo están ahora representados por los centroides donde cada punto tiene su propia cuadrícula de 5° x 5°. Estos cambios aumentaron moderadamente las anteriores estimaciones de disponibilidad de SAFE.

También se observó que, si bien la disponibilidad para el Atlántico sur se calculaba con respecto a la distribución de la especie en todo el hemisferio sur, sería conveniente calcular la disponibilidad en relación con la distribución de la especie en el Atlántico sur únicamente. Por lo tanto, la distribución del sur se restringió al área del Convenio de ICCAT, abarcando de -70° a 20° grados de longitud.

Todos los datos de esfuerzo se desplazaron para representar los centroides y la distribución del stock de marrajo sardinero del sur se restringió al Atlántico sur en un análisis actualizado. Para ser consistentes con los centroides de esfuerzo, la distribución de la especie en el sur también se puso en una escala espacial de 5°. Como resultado, la disponibilidad en el Atlántico norte aumentó marginalmente de 0,53 a 0,59, pero aumentó notablemente en el Atlántico sur de 0,11 a 0,49.

También se observó que la utilización de datos de presencia/ausencia es una representación aproximada de la distribución de la especie porque asume una presencia uniforme de la especie en toda su área de distribución. Sin embargo, se trata de una evaluación con pocos datos y no había suficientes datos para calcular la densidad relativa de las especies como podría ser el caso de una evaluación con muchos datos.

Se señaló también que, al igual que se hizo para la Era de 2012, sería conveniente calcular la disponibilidad por separado para las flotas que incluyen tanto un componente de aguas superficiales como de aguas profundas. También se mencionó que sería conveniente aumentar la actual resolución espacial de 5° x 5° cuando estos datos estén disponibles en el futuro.

En el documento SCRS/2020/099 se presentó una evaluación preliminar SAFE (Evaluación de la sostenibilidad de los efectos de la pesca) de los palangres pelágicos en el Atlántico norte y sur. El enfoque calcula una aproximación para la tasa de mortalidad por pesca como producto de cuatro componentes: la disponibilidad de la especie para la(s) flota(s), la posibilidad de encontrar el arte de pesca dada la distribución vertical de la especie, la selectividad del arte de pesca y la mortalidad posterior a la captura. Los valores de F se compararon con un punto de referencia basado en F (F_{RMS}) calculado en función de la productividad (expresada como la tasa máxima de reproducción durante la vida) estimada en SCRS/2020/090 (Cortés y Semba 2020) y las ratios de F_{RMS}/M de Cortés y Brooks (2018) para evaluar el estado de sobrepesca. Los resultados sugieren que los stocks de marrajo sardinero en el Atlántico norte y sur no están siendo objeto de sobrepesca.

Descripción del método SAFE

La susceptibilidad se calculó cuantitativamente sobre la base del enfoque SAFE como producto de cuatro probabilidades condicionales (disponibilidad, posibilidad de encuentro, selectividad y mortalidad posterior a la captura). La disponibilidad es la probabilidad de que la flota interactúe con el stock en el plano horizontal; la posibilidad de encuentro es la probabilidad de que una unidad de esfuerzo de pesca se encuentre con el stock disponible; la selectividad es la probabilidad de que la población encontrada sea realmente capturada por los artes de pesca; y la mortalidad posterior a la captura es la probabilidad de que la población capturada muera.

El análisis incluía las flotas para las que se disponía de información de los programas de observación. Para el Atlántico norte se utilizaron datos de Canadá, Japón, Portugal y Estados Unidos; y para el Atlántico sur, información de Japón, Namibia, Sudáfrica y Uruguay. El análisis se limitó a 2010-2018 debido a la probable influencia de los cambios de ordenación en las tasas de captura, la composición por tallas y el tratamiento y la disposición de la captura.

La disponibilidad se calculó como la proporción de la distribución espacial de la flota palangrera pelágica que se superpone a la de los stocks, como se ha hecho tradicionalmente en anteriores ERA. La distribución del esfuerzo espacial fue agregada para todos los años para calcular una única métrica de disponibilidad con una resolución de $5^\circ \times 5^\circ$ (véase Bowlby *et al.* 2020; SCRS/2020/100 para más detalles sobre el cálculo de la disponibilidad. Se utilizaron los mapas de distribución de IUCN (evaluación mundial de especies marinas) para describir la distribución de las especies, con información procedente de los registros de los observadores, los registros de capturas y el marcado con marcas archivo (por satélite) que aumenta los datos de IUCN en el Atlántico noroccidental. Los datos de distribución también se agregaron con una resolución de $5^\circ \times 5^\circ$ para permitir la comparación con la distribución del esfuerzo (Bowlby *et al.* 2020 (SCRS/2020/100).

Se estimó la posibilidad de encuentro como el grado de superposición entre la distribución en profundidad del stock y la del arte de palangre. Para ello, se describe la distribución en profundidad aproximada de los artes de cada una de las flotas incluida en el análisis. Posteriormente se cotejó la información sobre la preferencia de profundidad de los ejemplares de marrajo sardinero marcados con marcas archivo vía satélite de varias fuentes, lo que incluye las actividades del Programa de investigación y recopilación de datos sobre tiburones (SRDCP), resumida en forma de histogramas de tiempo en profundidad en intervalos de 5 m durante el día y la noche. Se disponía de información de cuatro tiburones marcados en el Atlántico nororiental (latitud $\sim 47^\circ$ N, longitud $\sim 7^\circ$ W; dos hembras: 195 cm FL cada una; dos machos: 181-203 cm FL), de 18 tiburones marcados en el Atlántico noroeste (latitud ~ 42 a 44° N, longitud ~ -48 a -70° W; 13 hembras: 88-209 cm FL; tres machos: 95-127 cm FL; 2 sexo desconocido 110-152 cm FL), y un ejemplar marcado en el Atlántico suroccidental (latitud: -36.191 , longitud: -52.850 , marcado el 7/3/2016, 181 cm FL macho maduro, 28 días con información completa de la profundidad a una tasa de muestreo de 10 minutos). Se combinaron los datos de marcado por satélite del Atlántico noroccidental y nororiental para construir los histogramas de distribución de profundidad del marrajo sardinero para el Atlántico norte y los datos del único pero detallado tiburón del Atlántico suroccidental para el Atlántico sur. El paso final consistió en calcular el solapamiento entre la distribución de las especies y la del arte de pesca durante la noche y el día (el día y la noche se definieron con un algoritmo que tiene en cuenta la hora, los datos, la latitud, la longitud y el atardecer y el amanecer náuticos en la región específica) y promediarlos para obtener la probabilidad diaria de encontrarse. En el caso de la flota uruguaya, la capacidad de encuentro se calculó como la media de los valores de los componentes de aguas superficiales y profundas. La probabilidad de encuentro global se calculó como la media de los valores de cada flota individual ponderados por el esfuerzo proporcional ejercido por cada flota con respecto al esfuerzo total de todas las flotas (del EFFDIS para 2010-2018).

La selectividad depende de la talla por definición y, por lo tanto, cualquier intento de producir un valor único para un stock debe considerarse como una burda aproximación. Aquí, se estimó una "selectividad de contacto" (proporción de peces que se encuentran con los artes y que son capturados; Griffiths *et al.* 2018) mediante 1) la obtención una distribución estable por edades a partir de un enfoque de tabla de vida/matriz Leslie (Cortés y Semba 2020; SCRS/2020/090) y su transformación en una distribución de "talla estable" mediante la función de crecimiento de von Bertalanffy para las hembras y los machos por separado (dado que la distribución estable por edades/talla de la tabla de vida/matriz Leslie sólo está disponible para las hembras, se asumió la distribución estable por edades de las hembras para los machos); 2) el cálculo de las distribuciones de frecuencia de tallas para hembras y machos a partir de los datos del programa de observadores para 2010-2018; 3) la utilización de estas distribuciones de frecuencia de tallas observadas para estimar la selectividad a ojo asumiendo una función de selectividad en forma de bóveda; 4) el cálculo de un valor de selectividad para cada flota como la suma de los productos de la distribución por tallas estable y la proporción seleccionada en cada intervalo de tallas (haciendo esto por separado para hembras y machos); 5) el cálculo de la selectividad global para cada flota como la media

de los valores de selectividad para hembras y machos (suponiendo que las hembras y los machos son igualmente abundantes); y 6) el cálculo de un único valor de selectividad para todas las flotas combinadas como la media de selectividades para las flotas individuales ponderada por la captura total proporcional de cada flota a la captura total de todas las flotas durante 2010-2018 obtenida de la Tarea I (**Tabla 2**). En forma de ecuación la selectividad para cada flota f para las hembras es:

$$Sel_{f,females} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=females}$$

y para los machos:

$$Sel_{f,males} = \sum_{l=min}^{l=max} p_l \times s_{l=males}$$

donde p_l es la proporción de la población en cada intervalo de talla desde la talla mínima a la máxima (igual para hembras y machos), y $s_{l=mujeres}$ y $s_{l=machos}$ son las proporciones en cada intervalo de talla seleccionado según el ajuste de la curva de selectividad a los datos observados para hembras y machos, respectivamente. La selectividad de cada flota se calcula como el promedio de $Sel_{f,hembras}$ y $Sel_{f,machos}$

Para todas las flotas combinadas, la selectividad se expresó como:

$$Sel_{all\ fleets} = \frac{\sum_{f=1}^{f=n} Sel_f \times C_f}{\sum_{f=1}^{f=n} C_f}$$

donde C_f es la captura total de la flota f durante 2010-2018.

La mortalidad posterior a la captura se estimó basándose en la información sobre el estado (en el buque, antes del embarque) y el destino (acciones emprendidas) de los animales recogidos en los programas de observación científica. La mortalidad total posterior a la captura (PCM) se calculó como la suma de los animales mantenidos (K) y los muertos descartados (DD) con respecto al número total de animales observados. También se contabilizó la mortalidad críptica aplicando la mortalidad posterior a la liberación (p_D) a la suma de animales perdidos (L) y cuyo destino se desconocía (U). También se estimó la mortalidad de los animales liberados vivos (RA) aplicando la misma estimación de mortalidad posterior a la liberación. La ecuación era así:

$$PCM = \frac{K + DD + (L + U)p_D + RAp_D}{K + DD + L + U + RA}$$

La mortalidad posterior a la captura de todas las flotas combinadas se calculó como la media de los valores de PCM de las flotas individuales ponderados por la captura total proporcional de cada flota a la captura total de todas las flotas durante 2010-2018 de la Tarea I (**Tabla 2**).

La fracción de las poblaciones perdidas debido a la pesca (Zhou y Griffiths 2008), que es la tasa de explotación (U), se aproximó como producto de los cuatro componentes: disponibilidad, posibilidad de encuentro, selectividad y mortalidad posterior a la captura, de tal manera que:

$$U \approx \frac{\sum a_f}{A} \times \frac{D_f}{D} \times Sel \times PCM$$

donde a_f es la distribución espacial de la flota, A es la distribución espacial de la población, D_f es la distribución en profundidad del arte de pesca, D es la distribución en profundidad del stock, Sel es la selectividad y PCM es la mortalidad posterior a la captura.

El valor de U es la fracción de la población perdida debido a la pesca y la correspondiente tasa de mortalidad instantánea por pesca (F) es:

$$F = -\ln(1 - U)$$

Esta F puede entonces compararse con un punto de referencia basado en F como F_{RMS} basado en el ciclo vital (Cortés y Brooks 2018).

Determinación del estado

Se usaron valores de $\hat{\alpha}$, el número máximo de hembras reproductoras que pueden ser producidas por una hembra reproductora durante su vida, de Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090) para determinar el nivel de productividad (bajo, medio, alto) comunicado en Cortés y Brooks (2018). Los niveles de productividad derivados pueden vincularse entonces a una ratio específica F_{RMS}/M que tiene en cuenta cuándo se seleccionan los animales (es decir, inmaduros, maduros) y el tipo de selectividad de la pesquería. Usando valores medios de M utilizados en Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090), el valor resultante de F_{RMS} puede compararse entonces con el valor de F obtenido en el análisis de SAFE para determinar si se está produciendo sobrepesca.

Resultados del método SAFE

Después de la presentación del SCRS/2020/099 se planteó una pregunta acerca de por qué se asumió la selectividad con forma de bóveda en el cálculo del componente de selectividad. La razón era que es probable que se produzcan más casos de rotura de línea de animales grandes. En el caso de Canadá, la selectividad se estimó previamente a partir de un modelo de captura por edad estadísticamente integrado (Campana *et al.* 2020) y tenía forma de bóveda. Se mencionó también que los tiburones grandes tienden a hallarse en latitudes mayores que en las que operan la mayoría de las flotas, lo que conduce a la captura de animales más pequeños, y que los anzuelos circulares pueden provocar la retención animales más pequeños.

Se planteó también una pregunta acerca del efecto de asumir que la mortalidad tras la liberación es igual a la media del estudio de Campana *et al.* (2016) (27,2 %) y del estudio de Anderson *et al.* (2019) (0 %). Se aclaró que los ensayos de sensibilidad que asumen valores de cada uno de estos dos estudios podrían realizarse fácilmente para evaluar si el valor utilizado afecta a las conclusiones.

Se planteó también otra pregunta sobre por qué la media (vs. la suma) de los valores diarios y nocturnos se utilizó en el cálculo de la probabilidad de encuentro. En respuesta, se explicó que, si la especie ocupara todo el rango de la distribución de profundidad del arte durante el día y la noche, la suma de los dos equivaldría al 200 %, de ahí el uso de la media.

En respuesta a estos comentarios y a los nuevos valores de disponibilidad generados tras la presentación del SCRS/2020/100, se actualizó el análisis de SAFE para incorporar los siguientes cambios: 1) usando los nuevos valores de disponibilidad para el Atlántico norte y el Atlántico sur, 2) ajustando el cálculo de la probabilidad de encuentro para reflejar el hecho de que debería ser la media, no la suma, del solapamiento diario y nocturno entre la distribución vertical del arte y de la especie, y 3) utilizando valores actualizados para la mortalidad tras la liberación (PRM). El uso de los nuevos valores de disponibilidad aumentó la F estimada, pero esto fue contrarrestado por la reducción en la probabilidad de encuentro. Para la mortalidad tras la liberación (3), se aclaró que la mayoría de los marrajos sardineros incluidos en el estudio de Campana *et al.* (2016) habían sido subidos a bordo, mientras que de los 15 tiburones capturados con palangre que transmitieron datos en el estudio de Anderson *et al.* (2019) 7 estaban en condiciones «buenas» o «saludables» y 8 en condiciones «malas» o «heridos», y que solo se había producido la muerte de un tiburón que estaba «herido», lo que daría lugar a una tasa de mortalidad posterior a la liberación del 6,7 %. Basándose en estos hallazgos, la nueva tasa media de PRM sería del 16,95 % (media de 27,2 y 6,7) y se exploraron dos escenarios de sensibilidad: alta PRM (27,2 %) y baja PRM (6,7 %). La incorporación de todos estos cambios no afectó a las conclusiones sobre el estado, y permaneció la predicción de que ni el stock del Atlántico norte ni el del Atlántico sur están experimentando sobrepesca (**Tablas 3 y 4**). Se indicó también que los resultados para el Atlántico sur se corresponden con los hallados en la evaluación del hemisferio sur, que comunicó un valor medio de $F/F_{RMS} = 0,063$ (rango: 0,046 a 0,083 para 2006-2014) mientras que los hallados aquí oscilaron entre $F/F_{RMS} = 0,107$ -0,119 para 2010-2018.

3.2. Modelo de captura incidental

El SCRS/2020/096 proponía un nuevo enfoque de simulación basado en el ciclo vital para las evaluaciones con pocos datos y la evaluación del estado del stock (un modelo de captura incidental, ICM), utilizando el stock de marrajo sardinero del Atlántico noroeste como ejemplo. El enfoque se diseñó para evaluaciones en las que los datos de frecuencia de tallas y las series de CPUE podrían no estar disponibles para incluir en el índice cambios en la abundancia. El modelo se basa en la misma premisa general que otros enfoques de evaluación con pocos datos, en el sentido de que utiliza la información del ciclo vital y los supuestos de equilibrio para derivar una

población teórica estructurada por edad en ausencia de pesca. Los resultados preliminares demostraron cómo cambiaba el estado del stock del Atlántico noroeste dependiendo de la capacidad productiva, cuando se predecía que el stock estaba por encima del umbral de sobrepescado si la reproducción era anual, pero tenía una importante probabilidad (72 %) de estar sobrepescado en 2018 si la reproducción era una mezcla de reproducción anual y bienal o exclusivamente bienal. En todos los escenarios reproductivos, las extracciones futuras debían permanecer bajas para permitir la recuperación de la población.

Descripción del método ICM

El ICM es un modelo de simulación con dos partes principales: (1) un componente de proyección hacia atrás, utilizado para predecir la trayectoria de la abundancia histórica dada la serie temporal actual de extracciones y para evaluar el estado en relación con los puntos de referencia y (2) un componente de proyección hacia delante que puede usarse para evaluar la probabilidad de aumento de la población teniendo en cuenta diferentes niveles de extracciones de la pesquería. El ICM tiene en cuenta las incertidumbres en nuestra interpretación del ciclo vital del marrajo sardinero simulando entre una distribución de valores para la productividad de la población. Esta distribución procede del enfoque de matriz Leslie descrito en Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090) para obtener la máxima capacidad teórica de crecimiento de la población en ausencia de pesca ($r_{\max}$). Similares enfoques de modelación han sido aplicados previamente para evaluar la capacidad de las especies de captura fortuita de aguantar las extracciones. Existen ejemplos para los cetáceos (Caswell et al. 1998; Dans et al. 2003), tiburón peregrino (Campana et al. 2008) y tiburón blanco (Bowlby y Gibson 2020). Esta es la primera aplicación de este tipo de modelo de simulación para una evaluación de stock en ICCAT, que se está aplicando a especies que eran objetivo históricamente, pero que ahora son casi exclusivamente captura fortuita no retenida.

Las proyecciones hacia atrás utilizan un modelo exponencial simple para predecir cambios en el tamaño de la población (N) del año actual (y) respecto al año previo ($y-1$), teniendo en cuenta las extracciones (R):

$$(1) N_y = e^r N_{y-1} - R_{y-1}$$

lo que puede reorganizarse como:

$$(2) N_{y-1} = \frac{(N_y + R_{y-1})}{e^r}$$

La serie temporal de extracciones a partir de los datos de Tarea 1 aporta información a R y debe ser calculada en números más que en biomasa. Las proyecciones hacia atrás se producen en intervalos anuales cuando el aumento de la población ocurre primero y las extracciones tienen lugar después. Esto hace el análisis más precautorio ya que exagera ligeramente el efecto de las extracciones modelándolo como un proceso separado más que como un proceso continuo. Cabe señalar que la capacidad de la población para el crecimiento en ausencia de pesca ($r_{\max}$) se utilizó en las proyecciones hacia atrás, en base a Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090). Esto significa que el efecto de las extracciones en cada año se calculó en relación con la capacidad teórica de la población del crecimiento en equilibrio, que es la misma premisa que subyace en los enfoques de evaluación basados en la talla (Hordyk et al. 2015a; Hordyk et al. (2015b).

Las proyecciones hacia delante usaron un modelo de crecimiento logístico simple, asumiendo una elevada capacidad de transporte (K) (es decir, una dependencia de la densidad muy débil).

$$(3) N_{t+1} = e^r N_t \left(1 - \frac{N_t}{K}\right)$$

Un modelo logístico aseguraba que las proyecciones futuras no pudieran crecer sin límite y, por tanto, sobrestimaba sustancialmente el potencial de recuperación de la población. La población se proyectó hacia delante 50 años (2,5 generaciones) en el marco de múltiples escenarios de extracción diferentes, para evaluar cómo podría influir la mortalidad por pesca futura en la probabilidad de estar sobrepescado. En una población estructurada por edad, la mortalidad por pesca (F) reduce la tasa de crecimiento de la población (r) cambiando la supervivencia por edad (l_x). Las tasas de mortalidad natural (M) se determinaron a partir del análisis del ciclo vital de Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090) y la supervivencia por edad corresponde a:

$$(4) l_x = \prod_{i=0}^{x-1} e^{-(M_i + F_i)}$$

El valor para F se halla minimizando la suma de los valores residuales cuadrados entre las extracciones observadas (R_y) y las extracciones predichas, teniendo en cuenta la selectividad de la pesquería. A partir de la relación básica entre una tasa de explotación anual (u) y la mortalidad por pesca (F) instantánea:

$$(5) \quad u = 1 - e^{-F}$$

El número de animales en la población en un año determinado (N_y) que son vulnerables a la pesquería es:

$$(6) \quad \text{vulnerable} = N_y \frac{\sum_{x=sel}^A l_x}{\sum_{x=0}^A l_x}$$

Las extracciones predichas son simplemente vulnerable* u .

El ICM aproximaba una función de selectividad en forma de bóveda asumiendo tasas de mortalidad por pesca constantes sobre los juveniles y ninguna mortalidad por pesca para los adultos. Esto refleja los datos de composición por tallas de varias flotas, en las que la mayoría de las capturas de las pesquerías son de ejemplares inmaduros.

Investigaciones recientes han sugerido un posible ciclo reproductivo bienal del marrajo sardinero (Natanson *et al.* 2019). Por tanto, en el ICM se consideraron tres escenarios diferentes para la productividad: una periodicidad reproductiva de un año (anual, alta productividad), una periodicidad reproductiva de dos años (bienal, baja productividad) y un escenario intermedio que asume una mezcla 50:50 de hembras con reproducción anual y reproducción bienal (anual + bienal, productividad media).

Evaluación del estado

El estado de sobrepescado en 2018 o en cada año de las proyecciones futuras puede evaluarse usando el punto de referencia SPR_{MER} propuesto por Brooks *et al.* (2010): la ratio potencial de desove en el reclutamiento en exceso máximo. Este punto de referencia biológico se deriva completamente de los datos del ciclo vital y se ha descubierto que describe precisamente el estado de sobrepescado en relación con los los puntos de referencia del rendimiento máximo sostenible (RMS) de las evaluaciones de stock tradicionales (Cortés y Brooks, 2018). Se calcula de la siguiente manera:

$$(7) \quad SPR_{MER} = \frac{1}{\sqrt{\hat{\alpha}}}$$

Donde $\hat{\alpha}$ representa la tasa reproductiva máxima del ciclo vital (Myers *et al.* 1997, 1999), que es el número máximo de hembras reproductoras que puede producir una hembra reproductora a lo largo de su vida (Bowlby y Gibson, 2020). Se calcula a partir de la tasa reproductiva neta o los reproductores por recluta (SPR) multiplicada por la supervivencia máxima a la edad-0 (Brooks *et al.* 2010). El estado de sobrepescado se determina comparando la abundancia actual con un valor umbral. Este valor representa típicamente una proporción determinada (p) del tamaño del stock que se espera que produzca el RMS. Evaluaciones anteriores han utilizado $p = (1-M)$ para los tiburones (Brooks *et al.* 2010).

El valor umbral que representa la merma de reproductores y reclutas en el reclutamiento en exceso máximo, asumiendo una relación stock-reclutamiento de Beverton-Hol, es:

$$(8) \quad \frac{S_{MER}}{S_0} = \frac{\sqrt{\hat{\alpha}}-1}{\hat{\alpha}-1}$$

La población se considera sobrepescada si el nivel de merma en un índice de abundancia (I) dividido por el valor umbral en la Ecuación (8) es inferior a la proporción p :

$$(9) \quad \frac{\frac{I_{current}}{I_{unfished}}}{\frac{S_{MER}}{S_0}} < p$$

La abundancia predicha el inicio de la serie temporal de extracciones se tomó para representar el tamaño de la población sin pesca y la abundancia en 2018 representa la abundancia actual. Cada iteración de la simulación produce un valor diferente para $\hat{\alpha}$, así como para el tamaño de la población actual y sin pescar debido a la forma en que la variabilidad se incorpora en el modelo (muestreo MC de las distribuciones; Cortés and Semba 2020;

SCRS/2020/090). Por tanto, resolviendo la Ecuación (9) se obtiene una distribución de valores que puede compararse con p .

De manera similar, puede obtenerse la proporción de simulaciones que está sobrepescada en un determinado momento en las proyecciones hacia delante utilizando la abundancia futura predicha como $I_{current}$. Las predicciones hacia delante se evaluaron en intervalos de 5 años en relación con escenarios de extracción oscilando entre 0 y 24.000 animales. En cada año futuro, la proporción de trayectorias que están sobrepescadas se convierte en el número de simulaciones $< p$ dividida entre el número total de simulaciones.

Validación

El modelo ICM es un enfoque de simulación condicionado a los valores de entrada utilizados cuando diferentes valores de entrada proporcionan resultados diferentes. A diferencia de los modelos de pesquerías tradicionales, no compara los datos observados y los predichos mediante un procedimiento de ajuste estadístico. Con el fin de validar cualitativamente el ICM como un enfoque razonable, los valores de entrada (período, supuestos de productividad, series de extracción NAFO) se estandarizaron al máximo posible con un modelo de captura por edad estadístico (SCA) canadiense (Campana *et al.* 2010B) y la trayectoria de abundancia predicha para 1961-2009 por el ICM se comparó con la del SCA. El ICM y el SCA proporcionaron resultados extremadamente similares, prediciendo una abundancia inicial y tasas de descenso a lo largo de la serie temporal casi idénticas. La capacidad del ICM de recrear los resultados del SCA cuando se estandarizaron los valores entre los dos enfoques sugería que era un método de evaluación razonable.

Discusión del ICM y trabajo adicional

Tras la presentación, se planteó una pregunta sobre por qué se eligió una selectividad de tipo filo de cuchillo, donde la F en los adultos cae a cero. Los autores aclararon que la estimación de F se realiza a partir de un modelo de ciclo vital basado solo en hembras (análisis de la tabla vital y ecuación Euler-Lotka) por lo que la selectividad refleja el supuesto de que las hembras adultas se encuentran muy rara vez en las capturas. Es una simplificación de estimaciones previas de la selectividad de la evaluación de 2009 (en forma de bóveda con baja selectividad de adultos).

Otra pregunta realizada solicitaba una aclaración sobre si todo el modelo ICM se basaba solo en hembras, y si las series de extracción se habían dividido para que fueran solo de hembras. Los autores aclararon que el método del ciclo vital para estimar la productividad se basaba solo en hembras, pero que las predicciones de abundancia de ICM son para toda la población y utilizan la serie de extracciones total.

Se preguntó también si el descenso en la trayectoria histórica se corresponde con los picos en la serie de extracciones. Los autores aclararon que sí. Además, indicaron que la única forma de obtener el descenso de la población al proyectar hacia atrás ($N_{t-1} > N_t$) usando un modelo exponencial es que las extracciones sean superiores a la capacidad productiva anual del stock.

Se realizó otra pregunta sobre la sensibilidad de la trayectoria de abundancia histórica predicha a la abundancia asumida en 2018, ya que esto afectaría a la probabilidad de estar sobrepescado. Se indicó que el modelo SCA canadiense se estaba utilizando para aproximar la abundancia de 2018 aunque el SCA solo consideraba años hasta 2009. Se solicitó ajustar mejor la predicción de 200.000 animales en 2009 en la trayectoria de abundancia histórica del ICM. Los autores indicaron que ajustar el valor de 2009 era posible y que produciría diferentes resultados para los tres escenarios de productividad utilizados en el ICM. Asimismo, comentaron que este ajuste no se realizó originalmente porque la productividad basada en los datos sobre ciclo vital más recientes (SCRS/2020/090) era inferior a la usada en el modelo SCA, lo que afectaría a las predicciones de abundancia absoluta.

Los autores presentaron el resultado del modelo ICM actualizado para los tres escenarios de productividad en los que la abundancia de 2009 debía ser de ~ 200.000 animales. Esto provocó dos cambios principales: (1) la abundancia inicial en 2018 aumentó considerablemente porque las extracciones recientes son muy bajas y se predijo que la trayectoria aumentaría desde 2009 hasta 2018 y (2) el alcance del descenso histórico de la población se redujo, cayendo a $\sim 56\%$ a lo largo de la serie temporal si la reproducción era anual frente a $\sim 76\%$ en la formulación original del modelo.

Esto provocó una discusión sobre la serie de extracciones en años recientes y sobre si se había usado un método coherente para derivar los datos de Tarea 1 de 2009-2018. La Secretaría confirmó que no se habían realizado estimaciones en el período 2009-2018 y el Grupo observó que dichas estimaciones se harían normalmente en una

reunión de preparación de datos, que no se había realizado antes de esta evaluación. Tras un trabajo considerable para usar una metodología coherente para estimar las extracciones a lo largo de la serie temporal (véase la sección 2.2), el Grupo decidió utilizar las extracciones actualizadas del ICM. Este cambio aumentó las extracciones en 2009-2018 y redujo el nivel de aumento predicho de la población de 2009 en el ICM.

Se produjo una importante discusión sobre si era útil usar la predicción de abundancia de 2009 del modelo SCA canadiense para escalar el ICM, dado que el estado en 2018 es sensible al valor usado para iniciar la abundancia en 2018. Se indicó que las predicciones de abundancia en el año terminal de un SCA tienden a ser las más inciertas, mientras que los cambios relativos en la trayectoria son menos inciertos. Los ajustes actualizados al ICM en los que la abundancia de 2009 tenía que ser de ~200.000 animales redujeron el alcance del descenso histórico predicho de la población y aumentaron la abundancia de 2018 en más de 100.000 animales. El modelo ICM original predecía un descenso total más similar al del SCA, mientras que las predicciones del ICM a partir de una abundancia mayor en 2018 reducían la tasa de descenso histórico sustancialmente. El Grupo decidió usar la formulación original del modelo, pero mostrar el resultado de un ensayo asumiendo una mayor abundancia en 2018 como ensayo de sensibilidad.

Los autores solicitaron una aclaración sobre qué escenario de productividad se consideraría el más plausible en la evaluación. El Grupo decidió utilizar el escenario de productividad medio (anual + bienal) como caso base y mostrar los resultados del escenario de productividad elevada (anual) como un ensayo de sensibilidad. En la evaluación anterior la productividad anual se asumió y, por tanto, es necesaria alguna consideración de un ciclo vital reproductivo anual en aras de la continuidad.

Se planteó una pregunta sobre cómo podría aplicarse el ICM a otras poblaciones, específicamente en el Atlántico sur, donde no hay predicciones de abundancia de la evaluación histórica que puedan usarse para escalar la abundancia en 2018. Los autores señalaron que sería necesario hacer que el ICM se corresponda con un índice de descenso relativo (es decir, cambios en un índice de CPUE). Usar la información sobre el alcance del descenso de la población a lo largo de un número específico de años, dada la serie temporal observada de extracciones, produciría una estimación de la abundancia de 2018, del estado actual en relación con el punto de referencia de sobrepescado y permitiría la evaluación de extracciones futuras de las pesquerías.

Los autores presentaron los ajustes preliminares del ICM a tendencias en el índice de CPUE de Uruguay, usando los parámetros del ciclo vital proporcionados para el sur en Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090). Esta serie de CPUE era bastante variable y sugería un descenso de aproximadamente el 85 % durante 1993-2012. Ajustando esta tendencia durante el mismo periodo usando el ICM predecía que la población del Atlántico sur era extremadamente pequeña en 2018 (aproximadamente 30.000 animales), y que había una probabilidad muy elevada de que estuviera sobrepescada. Se consideró un índice alternativo de la flota japonesa (Semba y Yokawa, 2011), y el Grupo indicó que la serie de CPUE de Japón no mostraba evidencias de descenso a lo largo de una gama similar de años. El Grupo decidió no avanzar con el modelo ICM para el Atlántico sur dada la información contradictoria en los índices de CPUE.

Se realizaron tres comentarios relacionados con la estandarización de esta evaluación respecto a otras realizadas en ICCAT. En primer lugar, el valor umbral (p) para el punto de referencia SPR_{MER} debería calcularse en relación con RMS. Esto significa que $p = 1$ debería ser el valor crítico en lugar de $p = 1-M$. En segundo lugar, las proyecciones futuras deberían mostrar la abundancia en relación con la abundancia en RMS, para ayudar a entender cuándo la población es relativa al punto de referencia de sobrepescado. En tercer lugar, las proyecciones necesitaban rehacerse para asumir las capturas medidas de 2016-2018 en 2019 y 2020, para tener en cuenta el desfase a la hora de implementar reglamentaciones de ordenación tras una evaluación. Los escenarios de extracción constante deberían empezar en 2021.

Resultados del ICM

En respuesta a estos comentarios, el modelo ICM se aplicó solo al stock del Atlántico noroccidental y se actualizó para incorporar los siguientes cambios: (1) la biomasa se transformó a números usando información de frecuencias de tallas específica del stock de Santos *et al.* (2020; SCRS/2020/097) y los parámetros de crecimiento de Cortés y Semba (2020; SCRS/2020/090), (2) el valor crítico de $p = 1$ se utilizó para evaluar el estado de sobrepescado, (3) las series de extracciones se actualizaron para incorporar la estimación de las capturas recientes (2009-2018, sección 2.2), (4) el escenario de ciclo vital anual + bienal (productividad media) se consideró el más representativo, (5) se ejecutó un análisis de sensibilidad para el escenario de productividad media que escaló la abundancia de 2009 a 200.000 animales en las proyecciones hacia atrás, (6) se ejecutó un segundo análisis de sensibilidad para considerar el escenario de reproducción anual (productividad elevada), (7) el gráfico original que mostraba la

mediana de la abundancia futura en cada escenario de extracción fue sustituido por una Figura que muestra la abundancia relativa y el valor umbral para evaluar el estado de sobrepescado y (8) las proyecciones se rehicieron para empezar en 2021, asumiendo capturas medias de 2016-2018 para 2019 y 2020.

Las proyecciones hacia atrás del ICM indicaban que la abundancia máxima para el stock del Atlántico noroccidental se produjo en los 60, con un tamaño de población media predicho de justo menos de 1 millón de animales (**Figura 4**, panel superior). Los dos periodos separados de descenso, en los 60 y los 90, corresponden a años con extracciones comparativamente elevadas, basándose en las capturas reconstruidas de Tarea 1 (**Figura 4**, panel inferior). Se predice que la abundancia mínima se produjo en 2001, y que es probable que la población haya estado aumentando desde entonces. Si las extracciones en 2019 y 2020 continúan en el nivel medio de 2016-2018, el aumento de la población se mantiene. Esta trayectoria creciente es coherente con las tendencias del índice de CPUE japonés para el Atlántico noroccidental desde 2014 a 2018 (Semba y Kai, 2020; SCRS/2020/084), pero es de magnitud mucho menor. La trayectoria del ICM representa el potencial máximo de crecimiento de la población basado en el ciclo vital, teniendo en cuenta las extracciones observadas.

Existe una elevada probabilidad de que el stock esté actualmente sobrepescado, ya que el 98 % de las simulaciones caen por debajo del valor umbral de RMS para la biomasa en 2018. Si las extracciones se redujeran a cero, las proyecciones futuras sugieren que deberían pasar más de 10 años o más del tiempo de media generación para que la población recupere la abundancia hasta RMS con un 60 % de probabilidades (**Figura 5**, **Tabla 5**). Si las extracciones son mayores, el periodo necesario para la recuperación es mayor (**Figura 5**). Las proyecciones futuras sugieren que las extracciones deben permanecer por debajo de 7.000 animales (214 t) para recuperarse hasta RMS en años o 2,5 generaciones con un 60 % de probabilidades (**Tabla 5**).

A partir de las series de captura reconstruidas, las extracciones alcanzaron una media de 47 t durante 2014-2018, 143 t en 2009-2013 y 305 t en 2000-2009. Los resultados de esta evaluación sugieren que el stock de marrajo sardinero del Atlántico noroccidental no puede sostener el nivel de presión pesquera observado en el periodo de 10 años anterior a la evaluación de 2009. Sin embargo, los cambios en la ordenación tras la evaluación de 2009 (incluidas las restricciones al comercio internacional relacionadas con su inclusión en el Apéndice II de CITES y el cierre de la pesquería canadiense dirigida al marrajo sardinero en 2013) han reducido las extracciones a un nivel que permite a la población aumentar. El Grupo también constató que se han producido cambios sustanciales en las prácticas de descarte desde 2014, aunque los descartes de ejemplares muertos y la mortalidad posterior a la liberación de los descartes de ejemplares vivos no pudieron ser incorporados en las series de extracciones utilizadas para esta evaluación. Si las extracciones han sido subestimadas en años recientes, el estado del stock en 2018 no cambiaría, pero el tiempo necesario para alcanzar la biomasa en RMS aumentaría en las proyecciones futuras.

En relación con los análisis de sensibilidad, asumir una periodicidad reproductiva de un año (reproducción anual) reduce la probabilidad de que la población esté actualmente sobrepescada del 98 % al 83 %. Aunque el estado actual es el mismo, una mayor productividad permite a la población aumentar más rápidamente en las proyecciones futuras. En el marco de un escenario de productividad elevada, las extracciones podrían ser de 13.000 animales (398 t) para tener más de un 60 % de probabilidades de lograr la abundancia en RMS en 50 años o 2,5 generaciones. De manera similar, escalar las predicciones de abundancia histórica del ICM en relación con una abundancia de 200.000 animales en 2009 reduce el alcance del descenso histórico de la población predicho por el ICM. La abundancia en 2019 se vuelve mucho mayor, hasta aproximadamente 310.000 animales, aunque el máximo histórico de 1961 permanece muy similar al caso base (justo por debajo de 1 millón de animales). Este escenario sugiere que la población en 2018 está mucho más cerca de la biomasa en RMS, aunque todavía tiene un 70 % de probabilidades de estar sobrepescada. En este escenario, las extracciones futuras deberían mantenerse por debajo de los 14.000 animales (428 t) para tener más de un 60 % de probabilidades de alcanzar la abundancia en RMS en 50 años o en 2,5 generaciones.

Los análisis de sensibilidad no afectan notablemente a la percepción del estado del stock en 2018 del marrajo sardinero en el Atlántico noroccidental. Todos los escenarios evaluados sugieren que actualmente la población está sobrepescada con gran probabilidad y que el stock ha descendido en más de un 56 % respecto a la abundancia máxima en los años 60.

3.3 Ratio potencial de reproducción basada en la talla (LBSPR)

La SCRS/2020/P/040 presentaba un estudio sobre la posibilidad de aplicar modelos basados en la talla para estimar el potencial reproductivo del marrajo sardinero. Esto se decidió en el Taller sobre reproducción celebrado en Faro en febrero de 2020, tras una aplicación de prueba de un marco de trabajo denominado FishPath (FP). Este marco de trabajo se utilizó para contribuir a las discusiones sobre qué tipo de método podría usarse para evaluar la especie

considerando la falta de datos necesarios para aplicar los métodos de evaluación de stock tradicionales. Antes de los primeros ensayos del modelo, se realizó una exploración de los datos de talla de hembras de marrajo sardinero disponibles separando los datos por stock, flota y año, usando solo los años con más de 70 ejemplares medidos. Sin embargo, esta exploración reveló que las capturas estaban compuestas principalmente por ejemplares inmaduros, como puede verse en las figuras de la SCRS/P/2020/040. La falta de representatividad de hembras maduras impide el uso de la LBSPR para evaluar el estado del stock ya que este modelo requiere una composición por tallas representativa de la parte madura del stock.

3.4 Otros métodos

La SCRS/P/2020/036 presentaba algunos resultados de un conjunto de simulaciones de círculo cerrado bajo desarrollo para, posiblemente, aplicar un enfoque de evaluación de estrategias de ordenación a los stocks de marrajo sardinero. El enfoque construyó modelos operativos utilizando el análisis de reducción de stock estocástico (Walters *et al.* 2006) que fueron condicionados en base a la información de reconstrucción de esfuerzo de EffDis (Taylor *et al. in press*) y a la serie temporal de Tarea 1 para el stock de marrajo sardinero del Atlántico noroccidental. Cada modelo operativo se ajustó a la serie temporal de CPUE extraída de la evaluación del stock de marrajo sardinero de 2009 (Anón. 2010) y a la información de composición por tallas extraída de los datos de captura por talla de Tarea 2 preparados en la reunión. Las simulaciones de círculo cerrado exploraron el rendimiento de una serie de, predominantemente, control de insumos que incluía una variedad de procedimientos de ordenación basados en la talla. Incluso teniendo en cuenta lo preliminar del desarrollo de las simulaciones, la presentación ilustraba la posibilidad de emplear el enfoque para evaluar el desempeño de procedimientos de ordenación alternativos para la evaluación y la ordenación del stock del marrajo sardinero.

Hubo muchos comentarios sobre la presentación. En primer lugar, el Grupo indicó que algunos ejemplos de los controles de los insumos ya se habían aplicado en ICCAT, lo que incluye las vedas espacio-temporales en las pesquerías tropicales, las prórrogas de los periodos de veda, la limitación de la capacidad del esfuerzo y otros, sugiriendo que estas podrían ser medidas de ordenación prácticas para considerar en los procedimientos de ordenación. Se planteó el tema de los descartes no comunicados como un posible problema que debe solucionarse para el desempeño de cualquier norma de control de la captura y, para ello, parametrizar los modelos operativos y de evaluación. Se discutió la fiabilidad del esfuerzo y proporcionalidad lineal respecto a la captura: El Grupo indicó que, aunque la captura incidental podría ser proporcional, el esfuerzo dirigido al marrajo sardinero en la serie histórica de esfuerzo debería considerarse de manera diferente para las flotas en las que el marrajo sardinero es predominantemente captura fortuita. Además, serían provechosos algunos refinamientos de los datos y los supuestos. El tema clave era que existían (y existen) muchas reglamentaciones sobre la captura: dichas reglamentaciones afectarán al condicionamiento de los modelos operativos, así como a la eficacia de cualquier procedimiento de ordenación basado en el control de insumos y el control del rendimiento explorados. El Grupo sugirió hacer una verificación cruzada del ajuste de las series de CPUE en los modelos operativos con los indicadores del Subcomité de ecosistemas y posiblemente, desarrollar otras series de CPUE. Sin embargo, se indicó que la provisión de indicadores (es decir, estado del stock en términos de biomasa y de mortalidad por pesca) para la ficha informativa del Subcomité de ecosistemas que se está desarrollando debería tener prioridad frente al trabajo sobre MSE que no ha sido aun identificado por el Grupo.

El Grupo señaló que el marrajo sardinero del Atlántico norte podría no ser una especie objetivo ahora a causa de la merma del stock y/o de la prohibición de la UE, pero la especie sigue siendo potencialmente bastante valiosa por su carne y aletas. El Apéndice II de CITES establece medidas comerciales destinadas a garantizar la sostenibilidad, no necesariamente límites de captura o prohibiciones (o cualquier otra medida de ordenación específica de la pesquería). A pesar de la inclusión en CITES, ni los marrajos sardineros ni los marrajos están sujetos a controles generalizados de rendimiento en ICCAT actualmente. La capacidad de imponer controles de insumos o del rendimiento depende de la capacidad de las naciones pesqueras, la ejecución y la coherencia entre ellas. Entre estas posibles dificultades, la norma de «liberación de ejemplares vivos» es muy diferente a una prohibición de retención. La liberación de ejemplares vivos podría ser un incentivo para garantizar que el tiburón está muerto en la virada si existe un mercado legal, mientras que la prohibición de retención es probable que cambie el incentivo para evitar capturar el tiburón desde el principio.

El SCRS/2020/105 evaluaba también un método para estimar las tasas de mortalidad por pesca a partir de la talla media de los tiburones que se encuentran en el rango de edad plenamente seleccionado, junto con información sobre crecimiento y mortalidad natural, utilizando un método derivado por Beverton y Holt. El método se aplicó a los stocks del noroeste, sudoeste y sudeste. El estimador de Beverton y Holt asume que el crecimiento, la mortalidad y la selectividad son constantes en el tiempo, de tal forma que la distribución de frecuencia de tallas alcanza el equilibrio. Si este supuesto no se cumple, entonces las tasas de mortalidad por pesca estimadas podrían

reflejar las tasas de mortalidad por pesca del pasado reciente más que la tasa actual. Por tanto, los valores deberían tratarse como un índice de si F está aumentando o descendiendo, y no necesariamente como una estimación de la F actual. Para el sudoeste, la distribución de frecuencia de tallas era bimodal para que pudiera asumirse que solo una pequeña parte de la captura estaba plenamente reclutada. Las estimaciones de F estaban muy por encima de la tasa de mortalidad natural, M , en las poblaciones del noroeste y el nordeste, pero no en el sudoeste. En el noroeste, la F parecía estar descendiendo a lo largo del tiempo. Los intervalos de confianza desarrollados haciendo un bootstrap de los datos de talla y extrayendo valores de los parámetros del ciclo vital a partir de una distribución normal multivariable presentaban una gran incertidumbre en los valores de F/M , implicando incertidumbre respecto a las tendencias recientes.

En respuesta a una solicitud del Grupo, el autor rehízo el análisis por flota y constató que las tendencias seguían igual, incluido el descenso de F/M en el noroeste. Sin embargo, este análisis no tiene en cuenta posibles cambios en la selectividad de las flotas a lo largo del tiempo, lo que podría sesgar los resultados. El Grupo discutió por qué los resultados de este análisis estimaban valores de F superiores a los del análisis de SAFE. Los dos métodos tienen supuestos muy diferentes. En particular, dado que este análisis se basa solo en datos de frecuencias de tallas, las elevadas estimaciones de F deberían interpretarse como que significan que las frecuencias de tallas no han sido aun equilibradas a los que se vería en una población sin historia reciente de sobrepesca. La disminución de F en el Atlántico noroccidental puede indicar que las recientes reducciones en la captura están permitiendo cierta recuperación.

4. Síntesis de los resultados de la evaluación

Se utilizaron dos enfoques de modelación para evaluar el estado del marrajo sardinero en el Atlántico y se exploraron también dos enfoques de modelación adicionales. El enfoque SAFE (sección 3.1) se utilizó para evaluar si los stocks del Atlántico norte y sur estaban experimentando sobrepesca. El modelo ICM se utilizó para evaluar si el stock del Atlántico noroccidental estaba actualmente sobrepescado y para determinar la capacidad del stock frente a extracciones futuras (sección 3.2). Los análisis exploratorios que no se utilizaron para derivar asesoramiento para la evaluación actual incluían el ajuste del ICM al stock del Atlántico sur (sección 3.2), los ajustes de los enfoques basados en la talla a los stocks noroccidentales, suroccidentales y sudorientales (secciones 3.3 y 3.4) y las opciones de ordenación de control de los insumos exploradas en un enfoque preliminar de la MSE para el stock noroccidental (sección 3.4). Todos los enfoques exploratorios parecían prometedores y podrían explorarse más en profundidad en futuras evaluaciones.

Los resultados del enfoque SAFE indicaron que ni el stock del Atlántico norte ni el del Atlántico sur están siendo objeto de sobrepesca (**Tabla 4**, sección 3.1). El Grupo observó que, si bien se trata de un enfoque con pocos datos, los resultados del estado de sobrepesca eran sólidos con respecto a la curva de selectividad asumida y al valor de la mortalidad posterior a la liberación utilizado en el cálculo de la mortalidad posterior a la captura. El Grupo observó que, en el caso del Atlántico sur, los resultados coinciden con los de la evaluación del hemisferio sur (SH), y que los valores de F/F_{RMS} de ambos estudios son de magnitud relativamente similar (0,063, rango: 0,046 a 0,083 para 2006-2014 en la evaluación del hemisferio sur frente a 0,107-0,119 para 2010-2018 en el análisis SAFE).

La reproducción anual además de bienal se consideró la más probable para la población de marrajo sardinero en el Atlántico noroccidental (véase la sección 2.4, Ciclo vital) por lo que estos supuestos de productividad se utilizaron para la formulación del caso base del modelo ICM. La serie de extracciones que se utilizó en el modelo fue actualizada a una serie de captura aumentada (sección 2.2, **Tabla 2**) y el valor umbral utilizado para evaluar el estado estaba basado directamente en una aproximación de RMS (es decir $p = 1$ más que $p = (1-M)$), para ser coherentes con otras evaluaciones de ICCAT. Se evaluaron dos parametrizaciones alternativas del ICM para determinar la sensibilidad del modelo a los supuestos sobre el ciclo vital, así como al tamaño asumido de la población en 2018. El primer análisis de sensibilidad asumía una periodicidad reproductiva de un año (reproducción anual), coherente con los supuestos de productividad de la evaluación de 2009 (Anón. 2010). El segundo asumía un tamaño de la población más grande en 2018, para que la abundancia predicha en 2009 se correspondiera con el valor de 200.000 animales de modelo SCA canadiense presentado en la evaluación de 2009 (Campana *et al.* 2010b). En todas las formulaciones, se predecía que el stock estaría sobrepescado en 2018 con más de un 70 % de probabilidades, aunque la abundancia había estado aumentando desde 2001. Los escenarios diferían en cuanto a la medida en que la abundancia de 2018 estaba por debajo de la aproximación de RMS para la biomasa, y ambos análisis de sensibilidad sugerían que la población estaba más cerca del valor umbral.

La formulación del caso base del ICM estimaba que la biomasa en 2018 era el 57 % del punto de referencia de aproximación de RMS (353.000 animales), aportando un 98 % de probabilidades de que el stock estuviera sobrepescado. Las proyecciones predijeron que extracciones de menos de 7.000 tiburones (214 t) permitirían la recuperación con una probabilidad del 60 % desde ahora hasta 2070 (un intervalo de proyección de 2,5 generaciones) y que extracciones de menos de 8.000 tiburones (245 t) permitirían la recuperación con una probabilidad del 50 % desde ahora hasta 2060 (**Tabla 5**). Si las extracciones permanecieran similares a las de 2014-2018 (media = 47 t), se predecía que el stock se recuperaría con una probabilidad de al menos el 50 % entre 2030 y 2035 (**Tabla 5**). Sin embargo, el Grupo resaltó que las extracciones recientes es muy probable que estén subestimadas porque pocas CPC comunican los descartes de ejemplares muertos y la mortalidad posterior a la liberación de los descartes de ejemplares vivos no se tuvo en cuenta.

El modelo LB-SPR (sección 3.3) inicialmente intentaba estimar el potencial reproductivo de la especie, pero no se consideró debido a la falta de representación de ejemplares maduros en los datos de distribución por tallas disponibles de todos los stocks y flotas. No obstante, el Grupo evaluó también un método alternativo basado en la talla derivado de la formulación original de Beverton-Holt (sección 3.4). A causa de los supuestos implícitos en este método, los valores obtenidos deberían tratarse como un índice de si F está aumentando o disminuyendo, y no necesariamente como una estimación de la F actual. Las estimaciones de F se situaron muy por encima de la tasa de mortalidad natural, M , en las poblaciones del noroeste y el noreste, pero no en el stock del suroeste. En el noroeste, F parecía estar disminuyendo con el tiempo, pero había una gran incertidumbre sobre las tendencias recientes. Estos resultados fueron mantenidos cuando el análisis se disgregó en flotas, pero podría estar sesgado porque no se consideraron posibles cambios en la selectividad. Además, dado que el análisis se basa solo en datos de frecuencias de tallas, las elevadas estimaciones de F deberían interpretarse como que significan que las frecuencias de tallas no han alcanzado aun la distribución que sería de prever en una población sin historia reciente de sobrepesca. La disminución de F en el stock del noroeste puede indicar que las recientes reducciones en la captura están permitiendo cierta recuperación. El Grupo también observó que la razón de la diferencia en la predicción de la sobrepesca entre este método y el método SAFE es que los dos métodos parten de supuestos muy diferentes y el cálculo de F se basa en entradas de datos muy diferentes.

Si bien se presentaron algunos resultados preliminares de la simulación de una MSE para el marrajo sardinero, la intención principal de la MSE (sección 3.4) no fue llegar a ninguna conclusión específica, sino más bien demostrar que el análisis del desempeño de los procedimientos de ordenación podría ser factible en el caso del marrajo sardinero, y explorar la eficacia de algunas opciones de control de los insumos para la ordenación del stock del noroeste.

5. Recomendaciones

5.1 Investigación y estadísticas

1. Dado que la identidad de stock de los stocks del Atlántico sur no está clara, son necesarios más estudios (incluidos estudios genéticos, así como estudios de marcado y del ciclo vital) para aportar mejor información sobre las unidades de stock en el hemisferio sur.
2. Aunque la estructura del stock del Atlántico norte se comprende mejor, es necesaria una investigación más dirigida. Por ejemplo, la posible mezcla entre el marrajo sardinero del Atlántico noroeste, el Atlántico noreste y el Mediterráneo.
3. De conformidad con la nueva información presentada durante la reunión, son necesarios más datos de las pesquerías de la zona ecuatorial (entre 20° latitud sur y 20° latitud norte) para corroborar la presencia de la especie en esta zona.
4. Mejorar la comprensión de la dinámica del marrajo sardinero del hemisferio sur junto con otras OROP, incluidas CTOI, CCSBT e IATTC, para reunir mejores datos sobre captura, distribución, CPUE comercial y estructura del stock.
5. Dado que el marrajo sardinero del Atlántico norte es un stock pelágico clave en los ecosistemas de la plataforma continental, así como en alta mar, ICCAT y las OROP (por ejemplo, NAFO, ICES) deberían continuar cooperando en el desarrollo de evaluaciones y acciones de ordenación para esta especie.

6. El marrajo sardinero podría asociarse con características hidrográficas (o como un efecto indirecto por medio de asociaciones con sus presas principales). Una mejor comprensión de la distribución espacial y temporal del marrajo sardinero en relación con dichas características medioambientales/ecosistémicas (incluida la estructura de la población) podría mejorar nuestra comprensión de las tendencias de la CPUE y de la captura.
7. Podría estar disponible más información histórica sobre datos de captura y esfuerzo y debería investigarse. A falta de datos de esfuerzo histórico, las estimaciones del tamaño de la flota podrían proporcionar un sustituto útil.
8. Obtener mejores estimaciones de los descartes en las pesquerías de altura y de las plataformas continentales y continuar los estudios para medir la mortalidad posterior a la liberación.
9. Realizar investigaciones para mejorar los conocimientos del ciclo vital en diferentes zonas y para diferentes stocks.
10. Mejorar los métodos de estimación de los desembarques no comunicados y los descartes de ejemplares muertos desarrollados en la reunión y utilizados en la evaluación (que aparecerán en la base de datos de ICCAT como estimados por el SCRS) considerando el patrón espaciotemporal de operación y las prácticas de descarte en cada flota. Es preferible que se involucren en este proceso científicos de cada CPC.
11. Es necesario asignar los tiburones declarados como sin clasificar a sus correspondientes especies cuando sea posible.

5.2 Recomendaciones de ordenación

1. El SCRS necesita la cooperación de todas las CPC para mejorar las estadísticas de captura, algo crítico para avanzar en las evaluaciones de todos los stocks de marrajo sardinero.
 - a) Solo 1 CPC ha comunicado descartes de ejemplares vivos de marrajo sardinero. El Grupo resalta que la comunicación y cuantificación de los descartes de ejemplares vivos es crítica, especialmente para un stock del que todos los animales vivos deben ser liberados (Rec. 15-06), y la Comisión deberían encontrar formas de fomentar una mejor comunicación de los descartes de ejemplares vivos.
 - b) Es necesario que las CPC refuercen sus esfuerzos en cuanto a seguimiento y recopilación de datos, lo que incluye, sin limitarse a ello, mejores estimaciones de los descartes muertos y la estimación de las CPUE a partir de los datos de observadores.
 - c) El Grupo solicita a las CPC que revisen sus series de captura de marrajo sardinero (desembarques, descartes de ejemplares vivos y descartes de ejemplares muertos), lo que incluye capturas incidentales de sus otras pesquerías no de ICCAT (redes de enmalle, arrastre, cerco, etc.) para permitir al SCRS incorporar todas las fuentes de mortalidad en evaluaciones futuras y reducir la incertidumbre sobre el estado del stock y las proyecciones.
 - d) Además, el Grupo recomienda que ICCAT contacte con otras partes (por ejemplo, otras OROP) y participe en minería de datos para determinar la captura total de las partes que no son miembros de ICCAT.
2. El Grupo indica que las recomendaciones de ordenación para los stocks de marrajo sardinero bajo la responsabilidad de ICCAT están redactadas para las pesquerías de ICCAT. Sin embargo, los stocks de marrajo sardinero están sujetos a mortalidad procedente de las pesquerías costeras de las CPC y de países que no son miembros de ICCAT, por lo tanto, el Grupo recomienda desarrollar enfoques de ordenación integrados (con otros países, otros organismos regionales pesqueros, FAO) para garantizar la sostenibilidad de los stocks de marrajo sardinero del Atlántico.
3. El Grupo indica que algunos desembarques y la mayoría de los desembarques no se comunican, lo que significa que la mortalidad total del marrajo sardinero de todas las fuentes (es decir, desembarques, descartes de ejemplares muertos, descartes de ejemplares vivos que posteriormente mueren debido a las interacciones con el arte) está subestimada. Con miras a la presente evaluación, el Grupo estimó los desembarques y descartes de ejemplares muertos no comunicados, que eran un 89 % superiores a los comunicados, pero no estimó la mortalidad posterior a la liberación de los descartes de ejemplares vivos. Los delegados de la Comisión deben ser conscientes de que las extracciones actuales son superiores a lo

que se ha estado comunicando y de que las matrices de Kobe son muy optimistas en la medida en que las extracciones están subdeclaradas.

4. Para el stock noroccidental, todas las formulaciones del modelo ICM indican una tendencia de recuperación desde 2001, aunque la biomasa en 2018 solo era solo el 57 % de la biomasa en el punto de referencia de SPRmer y está predicho que el stock está sobrepescado con un 98 % de probabilidades. Existen señales contradictorias respecto al estado de sobrepesca (el enfoque de SAFE indica que no existe sobrepesca y el método exploratorio basado en la talla sugiriendo sobrepesca), pero con la gran reducción de las extracciones recientes, el Grupo no considera probable que el stock esté experimentando sobrepesca si las extracciones totales (desembarques, descartes de ejemplares muertos y mortalidades tras la liberación no comunicados) no superan enormemente lo que el Grupo ha estimado como extracciones. Sin embargo, dado que la magnitud de los descartes de ejemplares muertos sigue siendo incierta y las mortalidades tras la liberación no están incorporadas en la liberación, continúa existiendo una incertidumbre considerable respecto al estado de sobrepesca.
5. Considerando la infradeclaración de las extracciones y el actualmente bajo estado del stock del Atlántico noroccidental, el Grupo recomienda que las capturas no superen los niveles actuales para permitir la recuperación del stock. Aunque la matriz de Kobe podría sugerir que algunos aumentos en las capturas podrían permitir la posible recuperación a largo plazo, la evaluación sugiere que el stock es lo suficientemente productivo para recuperarse en un plazo mucho más corto si las capturas se mantienen en un nivel menor. Esto es coherente con la Rec. 11-13 en que los stocks sobrepescados deben recuperarse en un periodo lo más corto posible. Sin embargo, los delegados de la Comisión deben ser conscientes de que las extracciones reales (particularmente descartes de ejemplares muertos y mortalidades posteriores a la liberación de ejemplares vivos) son superiores a lo que se ha estado comunicando y la matriz de Kobe es muy optimista, en la medida en que las extracciones están subdeclaradas.
6. Aunque existe una gran incertidumbre en la estructura del stock meridional (véase la sección 2.1), la nueva información (sección 2.1) sugiere un único stock de marrajo sardinero en el Atlántico sur, hasta ahora el Grupo consideraba dos unidades de stock sudoeste y sudeste. De hecho, podría existir un stock meridional que se extienda entre las cuencas de los océanos Índico y Pacífico. Deben realizarse más investigaciones sobre la estructura del stock para determinar una unidad de stock adecuada. Hasta que esta investigación se realice, el Grupo recomienda dejar las unidades de ordenación tal y como están definidas actualmente.
7. El Grupo no pudo llegar a ninguna conclusión sobre el estado de sobrepescado de los stocks meridionales (véase la recomendación sobre mejora de los datos anterior). Indicó que, de hecho, los datos convencionales (por ejemplo, desembarques, composiciones por tallas representativas) no pueden recopilarse para los stocks de marrajo sardinero, por lo que el Grupo concluyó que son necesarios métodos alternativos de recopilación de datos (por ejemplo, independientes de la pesquería) que permitan recopilar datos de CPUE o de frecuencias de tallas (u otras formas de datos totalmente diferentes) para proporcionar estimaciones más fiables del estado del stock en el Atlántico norte y sur.

6. Resumen Ejecutivo

El resumen ejecutivo se facilitará después de aprobar este informe.

7. Otros asuntos

No se debatieron otras cuestiones.

8. Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado por correspondencia.

Referencias

- Anderson, B.N., L.J. Natanson, J.K. Carlson, R. Coelho, E. Cortés, A. Domingo, and J.A. Sulikowski. Preliminary estimates of post-release survival of porbeagles following capture and handling. Joint tRFMO Bycatch Working Group meeting, Porto, Portugal, December 16-18, 2019.
- Anon. 2010. Report of the 2009 Porbeagle Stock Assessments Meeting (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 65(6): 1909-2005.
- Biais, G., Coupeau, Y., Séret, B., Calmettes, B., Lopez, R., Hetherington, S., & Righton, D. (2017). Return migration patterns of porbeagle shark (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic: implications for stock range and structure. *Bulletin of Marine Science* 74(5):1268-1276.
- Bowlby, H., N. Taylor, and J. Carlson. Quantifying horizontal overlap between longline fleets and porbeagle distribution for Ecological Risk Assessment. SCRS/2020/100.
- Bowlby, H.D., and A.J.F. Gibson. **2020**. Implications of life history uncertainty when evaluating status in the Northwest Atlantic population of white shark (*Carcharodon carcharias*). *Ecology and Evolution*. 00:1-11. DOI: 10.1002/ece3.6252
- Brooks, E.N., J.E. Powers and E. Cortés. **2010**. Analytical reference points for age-structured models: application to data-poor fisheries. *ICES - Center of Marine Sciences*. 67:165-175.
- Campana, S.E., J. Gibson, J. Brazner, L. Marks, and W. Joyce. **2008**. Status of basking sharks in Atlantic Canada. DFO Canadian Science Advisory Secretariat Research Document. 2008/ 004
- Campana, S. E., Joyce, W., & Fowler, M. 2010a. Subtropical pupping ground for a cold-water shark. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 67(5), 769-773.
- Campana, S.E., A.J.F. Gibson, M. Fowler, A. Dorey, and W. Joyce. 2010b. Population dynamics of Porbeagle in the northwest Atlantic, with an assessment of status to 2009 and projections for recovery. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 65(6): 2109-2182
- Campana, S.E., W. Joyce, M. Fowler, and M. Showell. **2016**. Discards, hooking, and post-release mortality of porbeagle (*Lamna nasus*), shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*), and blue shark (*Prionace glauca*) in the Canadian pelagic longline fishery. *ICES J. Mar. Sci.* 73:520528.
- Cameron, L. W., Roche, W., Green, P., Houghton, J. D., & Mensink, P. J. (2018). Transatlantic movement in porbeagle sharks, *Lamna nasus*. *Fisheries Research*, 207-27:
- Caswell, H., S. Brault, A.J. Read, and T.D. Smith. **1998**. Harbor porpoise and fisheries: uncertainty in analysis of incidental mortality. *Ecological Applications*. 8:1226-1238.
- Cortés, E., and E.N. Brooks. **2018**. Stock status and reference points for sharks using data-limited methods and life history. *Fish and Fisheries* 19:1110-1129.
- Cortés, E. and Y. Semba. **2020**. Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest for porbeagle shark in the Western North Atlantic and South Atlantic oceans. SCRS/2020/090.
- Dans, S.L., M. Koen Alonso, S.N. Pedraza, and E.A. Crespo. **2003**. Incidental catch of dolphins in trawling fisheries off Patagonia, Argentina: can populations persist? *Ecological Applications*. 13:754-762.
- Forselledo R., Mas F., Domingo A., Hoyle S.D. **2017**. Standardized CPUE of porbeagle shark (*Lamna nasus*) caught by the Uruguayan pelagic longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean (1982-2012). WCPFC-SC13-2017/SA-IP-18 <https://www.wcpfc.int/node/29542>
- Griffiths, S., K. Kesner-Reyes, C. Garilao, L. Duffy, and M. Roman. **2018**. Development of a flexible Ecological Risk Assessment (ERA) approach for quantifying the cumulative impacts of fisheries on bycatch species in the eastern Pacific Ocean. 9th Meeting of the Scientific Advisory Committee La Jolla, California USA, 14-18 May 2018.

- Hordyk, A., K. Ono, S. Valencia, N. Loneragan, and J. Prince. 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR), and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. ICES - Center of Marine Sciences. 72:217-231.
- Hordyk, A.R., K. Ono, K. Sainsbury, N.R. Loneragan, and J.D. Prince. 2015a Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio. ICES - Center of Marine Sciences. 72:204-216.
- Kohler, NE and Turner, PA (2019). Distributions and Movements of Atlantic Shark Species: A 52-Year Retrospective Atlas of Mark and Recapture Data. Marine Fisheries Review 81(2):1-93.
- Myers, R.A., G. Mertz, and S. Fowlow. **1997**. Maximum population growth rates and recovery times for Atlantic cod, *Gadus morhua*. Fishery Bulletin. 95:762-772.
- Myers, R.A., K.G. Bowen, and N.J. Barrowman. **1999**. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 56:2404-2419.
- Natanson, L.J., B.M. Deacy, W. Joyce, and J. Sulikowski. **2019**. Presence of a resting population of female porbeagles (*Lamna nasus*), indicating a biennial reproductive cycle, in the western North Atlantic Ocean. Fisheries Bulletin. 117:70-77.
- Pade NG, Queiroz N, Humphries NE, Witt MJ, Jones CS, Noble LR, Sims DW (2009) First results from satellite-linked archival tagging of porbeagle sharks,: Area fidelity, wider-scale movements and plasticity in diel depth changes. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology, 370, 64-74.
- Saunders RA, Royer F, Clarke MW. **2010**. Winter migration and diving behaviour of porbeagle shark, *Lamna nasus*, in the Northeast Atlantic. ICES Journal of Marine Science, -174:
- Semba Y., and Yokawa, K. 2011. Preliminary results of standardized CPUE for porbeagle in the South Atlantic from Japanese longline logbook data between 1994 and 2010. SCRS/2011/088
- Semba,Y. Yokawa, K., Matsunaga, H., and Shono, H.. **2013**. Distribution and trend in abundance of the porbeagle (*Lamna nasus*) in the southern hemisphere. Mar. Freshwater Res. 64: 518-529.
- Taylor, N.G., Palma, C., Ortiz, M., Kimoto, A. and Beare, D.J. Reconstructing Spatial Longline Effort Time Series for the Atlantic Ocean. ICCAT Col. Vol. Pap. [In press].
- Testerman, C. B. 2014. Molecular ecology of globally distributed sharks. Dissertation. Nova University.
- Walters, C.J., Martell, S.J.D., and Korman J. 2006. A stochastic approach to stock reduction analysis. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 63:212-223 doi: 10.1139/f05
- Zhou, S. and S.P. Griffiths. **2008**. Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE): A new quantitative ecological risk assessment method and its application to elasmobranch bycatch in an Australian trawl fishery. Fisheries Research, 91-68:

TABLAS

Tabla 1. Nueva serie preliminar de L (desembarques) y DD (descartes de ejemplares muertos) estimada por el Grupo.

Tabla 2. Capturas totales de marrajo sardinero de Tarea 1 por stock (NW, NE, SW, SE), arte principal (palangre, otros), tipo de captura (desembarques [L], descartes de ejemplares muertos [DD] y año (1950-2018)).

Tabla 3. Valores actualizados de los cuatro componentes de susceptibilidad (disponibilidad, probabilidad de encuentro, selectividad, y mortalidad posterior a la captura) utilizados para calcular la proporción capturada de la población (U) y la correspondiente aproximación de F por flota y para las zonas del Atlántico norte y sur combinadas.

Tabla 4. Valores actualizados de la tasa de mortalidad por pesca (F) instantánea y valores de F_{RMS} para el Atlántico norte y sur obtenidos con diferentes supuestos acerca de la selectividad. «Original» se refiere a los valores preliminares del SCRS/2020/099, «Nueva PRM media» es el escenario actualizado asumiendo un PRM igual a la media de los dos valores disponibles (ahora 16,95 %), «Nueva PRM elevada» es el escenario actualizado asumiendo el valor alto de PRM (27,2 %) y «Nueva PRM baja» es el escenario actualizado asumiendo el valor la PRM baja (6,7 %).

Tabla 5. Probabilidad de encontrarse por encima del punto de referencia de sobrepescado antes del periodo de 5 años para los escenarios de extracción oscilando entre 0 y 24.000 ejemplares (0-734 t) para el marrajo sardinero del Atlántico noroccidental. El escenario de mayores extracciones que permite al stock recuperarse con un 60 % de probabilidades en el marco de 2,5 generaciones (50 años) se muestra en negrita.

TABLEAUX

Tableau 1. Nouvelles séries préliminaires de L (débarquements) et DD (rejets morts) estimées par le Groupe.

Tableau 2. Total des prises de la tâche 1 de requin-taupe commun par stock (NW, NE, SW, SE), par principal engin (palangre, autres), par type de prise (débarquements [L], rejets morts [DD]) et par année (1950-2018).

Tableau 3. Valeurs actualisées des quatre composantes de la susceptibilité (disponibilité, possibilité de rencontre, sélectivité et mortalité après capture) utilisées pour calculer la proportion de la population capturée (U) et l'indice approchant F correspondant par flottille et pour les zones de l'Atlantique Nord et Sud combinées.

Tableau 4. Valeurs actualisées du taux de mortalité par pêche (F) instantanée et des valeurs de F_{PME} pour l'Atlantique Nord et Sud obtenues avec différentes hypothèses sur la sélectivité. "Original" fait référence aux valeurs préliminaires du SCRS/2020/099 ; "Nouvelle PRM moyenne" est le scénario mis à jour qui suppose une PRM égale à la moyenne des deux valeurs disponibles (actuellement 16,95%) ; "Nouvelle PMR élevée" est le scénario mis à jour qui suppose la valeur élevée de la PRM (27,2%) ; et "Nouvelle PMR faible" est le scénario mis à jour qui suppose la valeur faible de la PRM (6,7%).

Tableau 5. Probabilité d'être au-dessus du point de référence de surpêché par période de 5 ans pour des scénarios de ponction allant de 0 à 24.000 spécimens (0-734 t) pour le requin-taupe commun dans l'Atlantique Nord-Ouest. Le scénario de ponction le plus élevé qui permet au stock de se rétablir avec une probabilité de 60% en 2,5 générations (50 ans) est indiqué en gras.

FIGURES

Figure 1. Zones d'échantillonnage des istiophoridés (BIL) utilisées pour allouer les prises nominales de requin-taube commun de la tâche 1 aux quatre stocks. La zone méditerranéenne (BIL95) a été laissée de côté pour un examen ultérieur.

Figure 2. Prises nominales de la tâche 1 (t) de requin-taube commun par stock principal entre 1926 et 2018.

Figure 3. Anciennes et nouvelles estimations des séries de capture T1NC pour le requin-taube commun, 2005-2018.

Figure 4. Médiane de l'abondance prédite (ligne continue) plus le 80^e centile (lignes en pointillés) de l'ICM entre 1961 et 2019 pour le stock de requins-taupes communs de l'Atlantique Nord-Ouest (panneau supérieur) par rapport à la série temporelle reconstituée des ponctions de la tâche 1 (panneau inférieur). Les deux sont présentées comme un nombre d'animaux plutôt que comme une biomasse.

Figure 5. Abondance relative prédite pour des ponctions annuelles allant de 0 à 24.000 animaux, exprimée par le ratio biomasse/biomasse à SPR_{MER} pour le cas de base de l'ICM. La ligne horizontale indique le point de référence et les projections s'étendent sur 50 ans. Les ponctions moyennes de 2016 à 2018 ont été supposées pour 2019 et 2020 et la projection commence en 2021.

FIGURAS

Figura 3. Zonas de muestreo de istiofóridos (BIL) utilizadas para asignar las capturas nominales de Tarea 1 de marrajo sardinero en los cuatro stocks. La zona del Mediterráneo (BIL95) se ha dejado aparte para considerarla en el futuro.

Figura 4. Capturas de nominales de Tarea 1 (t) de marrajo sardinero por stock principal, entre 1926 y 2018.

Figura 3. Series de captura antiguas y recientemente estimadas de T1NC para el marrajo sardinero, 2005-2018.

Figura 4. Mediana de la abundancia predicha (línea continua) además de los percentiles 80 (líneas discontinuas) del ICM durante 1961-2019 para el stock del Atlántico noroccidental de marrajo sardinero (panel superior) comparada con la serie temporal reconstruida de las extracciones de la Tarea 1 (panel inferior). Ambas se muestran como número de animales y no como biomasa.

Figura 5. Abundancia relativa predicha para las extracciones anuales que oscilan entre 0 y 24.000 animales, expresadas como la ratio biomasa/de biomasa en SPR_{MER} para el caso base del ICM. La línea horizontal muestra el punto de referencia y las proyecciones se extienden 50 años. Las extracciones medias de 2016-2018 se asumieron para 2019 y 2020 y la proyección empieza en 2021.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Listes des documents et des présentations.

Appendice 4. Résumés des documents et présentations SCRS fournis par les auteurs.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día.

Apéndice 2. Lista de participantes.

Apéndice 3. Lista de documentos y presentaciones.

Apéndice 4. Resúmenes de documentos y presentaciones SCRS tal y como fueron presentadas por los autores.

Table 1. New preliminary series of L (landings) and DD (dead discards) estimated by the Group.

Stock	Catch type	Flag	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
POR-NW	L	Barbados	0.4	0.5	0.5	2.0	3.1	13.1	0.8	1.6	1.0	1.0	1.0
		Chinese Taipei	2.3	1.9	3.0	7.4	14.7	49.6	0.9	4.5	3.7	5.8	4.5
		Korea Rep.	0.9	1.1	0.6	12.8	20.0	2.5	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	DD	Venezuela	1.1	3.1	2.7	9.2	18.8	69.1	4.0	5.9	4.0	8.1	4.3
		Barbados	0.0	0.1	0.3	0.1	0.1	0.3	0.7	3.7	1.1	0.9	1.0
		Chinese Taipei	0.2	0.5	1.9	0.2	0.6	1.0	0.7	10.7	4.1	5.2	4.5
		Japan	0.4	1.3	3.8	0.3	1.0	1.1	1.4	4.8	1.0	1.3	0.5
		Korea Rep.	0.1	0.3	0.4	0.0	0.8	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
		Venezuela	0.1	0.8	1.7	0.3	0.7	1.4	3.3	14.0	4.3	7.2	4.4
Task 1 reports			136	73	98	54	86	146	23	48	11	21	8
Task 1 (new)			141	84	113	87	147	284	35	93	30	50	28
% increase			4%	15%	15%	60%	71%	95%	53%	95%	181%	143%	248%

Table 2. Porbeagle total Task 1 catches by stock (NW, NE, SW, SE), major gear (longline, others), catch type (landings [L], dead discards [DD]), and year (1950-2018).

Year	POR-NE					POR-NW					POR-SE					POR-SW					POR(MED)				
	Longline		Others		Total	Longline		Others		Total	Longline		Others		Total	Longline		Others		Total	Longline		Others		Total
	L	DD	L	DD		L	DD	L	DD		L	DD	L	DD		L	DD	L	DD		L	DD	L	DD	
1950	1362		1900		3262																				
1951	781		1600		2381																				
1952	609		1600		2209																				
1953	816		1100		1916																				
1954	895		700		1595																		6		6
1955	999		600		1599																		7		7
1956	872		400		1272											1				1			6		6
1957	1200		600		1800											1				1			6		6
1958	1383		907		2290											8				8			3		3
1959	1786		609		2395											42				42			3		3
1960	2431		410		2841											52				52			1		1
1961	1058		609		1667	1924				1924						53				53			2		2
1962	451		420		871	3017				3017						82				82			2		2
1963	124		217		341	6593				6593						154				154			1		1
1964	95		305		400	9302				9302						162				162			5		5
1965	208		208		416	5208				5208						146				146			8		8
1966	227		206		433	2150				2150						37				37			3		3
1967	313		207		520	646				646						28				28			2		2
1968	623		107		730	1084				1084						64				64			2		2
1969	920		103		1023	1097				1097						392				392			2		2
1970	279		205		484	926				926						463				463			0		0
1971	222		953		1175	563				563						104				104			0		0
1972	222		1430		1652	393				393						171				171			2		2
1973	12		953		965	361				361						107				107			4		4
1974	9		726		735	88				88						116				116			2		2
1975	12		1104		1116	143				143						82				82			3		3
1976	9		1179		1188	473				473						91				91			2		2
1977	10		823		833	475				475						129				129			3		3
1978	11		1022		1033	250				250						146				146			3		3
1979	8		1272		1280	469				469						163				163			2		2
1980	12		1168		1180	579				579						153				153			1		1
1981	12		1027		1039	514				514						247				247			1		1
1982	14		324		338	339				339						266		0		267			1		1
1983	28		877		905	366				366						288		1		289			1		1
1984	100		464		564	281				281						303		1		304			1		1
1985	23		429		452	355				355						319		1		320			1		1
1986	26		413		439	462				462						420		1		420			0		0
1987	33		370		403	580				580						348		0		348			1		1
1988	72		497		569	554				554						381		2		383			0		0
1989	43		418		461	626		1		627						341		0		341			1		1
1990	28		650		679	695		1		696						328				328			0		0
1991	48		419		467	1585		1		1586						256		0		256			1		1
1992	15		622		637	2019	2			2021						384		0		385			0		0
1993	23		754		777	1475				1475						213		1		213			0		0
1994	101		943		1045	1724	1			1726						282		1		284			0		0
1995	64		685		749	1422		2		1424						170		0		170	0				0
1996	55		373		428	1206		6		1212	3				3	326		0		327	1				1
1997	39		405		444	1420		12		1432	15		4		19	159		1		159	0				0
1998	33		338		371	1126		19		1144	1		0		1	259		1		261	1				1
1999	28		396		424	1034		12		1047	2		4		6	170		1		172	0				0
2000	33		533		567	985		3		988						213		0		214	1				1
2001	41		465		506	566		8		574	1				1	141		0		141	1				1
2002	83		527		610	269		13		282	1				1	181		0		181	0				0
2003	142		385		527	151		13		164	9				9	187				187	0				0
2004	275		303		578	253		12		264	3				3	105				105	2		1		3
2005	63		305		367	226		12		237	1				1	133				133	2		0		2
2006	62		240		302	209		8		217						122				122	0		1		1
2007	301		120		421	91		11		101	5				5	143		0		143	0				0
2008	229		162		391	131	1	9		141	30				30	55				55	2				2
2009	143		206		349	67	4	13		84	36		0		37	26				26	1		0		1
2010	9		13		21	83	11	18		113	6				6	10				10	0		0		1
2011	2	0	12		14	68	2	17		87	7	0	0		7	14	0			14	0	0	0		0
2012	1	0	24		25	134	5	8		147	25	0	0	0	26	12	0			12	1	0	0		1
2013	1	0	9		10	248	6	30	0	284	29	0	0	0	29	0	0			0	0	0	0		0
2014	0	0	5	0	5	14	14	7		35	13	0	25		38	0	0			0	0	0	0	0	0
2015	5	0	3		8	15	67	9	2	93	3	0			3	0	0			0	0				0
2016	3	0	6		9	10	13	5	2	30	1	0			1	0	0			0	0	0	1		1
2017	1	0	7	0	8	16	24	8	2	50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1		1
2018	0	0	4		4	11	12	3	2	28	4	0			4	0	0			0	0	0	0		0

Table 3. Updated values of the four components of susceptibility (availability, encounterability, selectivity, and post-capture mortality) used to calculate the harvested proportion of the population (U) and the corresponding F proxy by fleet and for the North and South Atlantic areas combined.

Fleet	Availability	Encounterability	Selectivity	Post-capture mortality	U	F
Canada	0.10	0.31	0.66	0.42	0.0089	0.0089
Portugal	0.15	0.20	0.46	0.51	0.0073	0.0074
Japan North	0.32	0.09	0.20	0.58	0.0033	0.0033
USA	0.33	0.46	0.19	0.53	0.0154	0.0155
Japan South	0.44	0.07	0.20	0.67	0.0043	0.0043
Namibia	0.11	0.16	0.47	0.71	0.0060	0.0060
South Africa	0.11	0.04	0.29	0.71	0.0009	0.0009
Uruguay	0.12	0.13	0.40	0.75	0.0047	0.0048
North Atlantic	0.60	0.18	0.38	0.50	0.0200	0.0202
South Atlantic	0.49	0.08	0.26	0.69	0.0070	0.0070

Table 4. Updated values of instantaneous fishing mortality rate (F) and F_{MSY} values for the North and South Atlantic obtained with different assumptions about selectivity. “Original” refers to the preliminary values in SCRS/2020/099; “New mean PRM” is the updated scenario assuming a PRM equal to the mean of the two available values (now 16.95%); “New high PRM” is the updated scenario assuming the high PRM value (27.2%); and “New low PRM” is the updated scenario assuming the low PRM value (6.7%).

Area	F				F_{MSY}		
	Original	New_mean PRM	New_high PRM	New_low PRM	Dome-shaped	Logistic	Both
North	0.031	0.020	0.023	0.018	0.049	0.036	0.042
South	0.005	0.0070	0.0074	0.0066	0.062	0.045	0.053

Table 5. Probability of being above the overfished reference point by 5-year time period for removal scenarios ranging from 0 to 24,000 individuals (0-734 mt) for porbeagle in the northwest Atlantic. The highest removals scenario that enables the stock to rebuild with a 60% probability within 2.5 generations (50 years) is shown in bold.

Removals (#)	Removals (mt)	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2065	2070
0	0	2%	21%	47%	68%	83%	92%	96%	98%	99%	99%	100%
1000	31	3%	21%	44%	63%	77%	87%	92%	95%	97%	98%	99%
2000	61	2%	19%	40%	57%	71%	81%	87%	91%	94%	95%	96%
3000	92	1%	16%	35%	50%	62%	72%	79%	85%	88%	90%	92%
4000	122	2%	15%	32%	47%	58%	66%	73%	78%	82%	84%	87%
5000	153	2%	13%	27%	41%	50%	58%	64%	68%	72%	76%	78%
6000	183	1%	12%	25%	37%	45%	52%	57%	62%	65%	67%	70%
7000	214	2%	10%	22%	32%	39%	46%	50%	54%	57%	60%	62%
8000	245	2%	10%	19%	27%	34%	39%	44%	47%	50%	53%	55%
9000	275	2%	8%	17%	23%	30%	34%	38%	41%	43%	45%	47%
10000	306	2%	8%	14%	20%	25%	29%	31%	34%	36%	38%	39%
11000	336	1%	6%	13%	17%	21%	25%	27%	29%	31%	32%	33%
12000	367	2%	7%	11%	15%	18%	21%	23%	24%	26%	27%	28%
13000	398	2%	5%	9%	12%	14%	16%	18%	19%	20%	21%	22%
14000	428	2%	5%	7%	9%	12%	13%	14%	15%	16%	17%	18%
15000	459	1%	3%	5%	6%	8%	9%	10%	11%	11%	12%	12%
16000	489	2%	3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%	9%	10%	10%
17000	520	2%	2%	3%	4%	5%	5%	6%	6%	6%	7%	7%
18000	550	2%	2%	2%	3%	3%	4%	4%	4%	5%	5%	5%
19000	581	2%	1%	2%	2%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	4%
20000	612	2%	1%	1%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	3%	3%
21000	642	2%	1%	1%	1%	1%	1%	2%	2%	2%	2%	2%
22000	673	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%
23000	703	2%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
24000	734	2%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

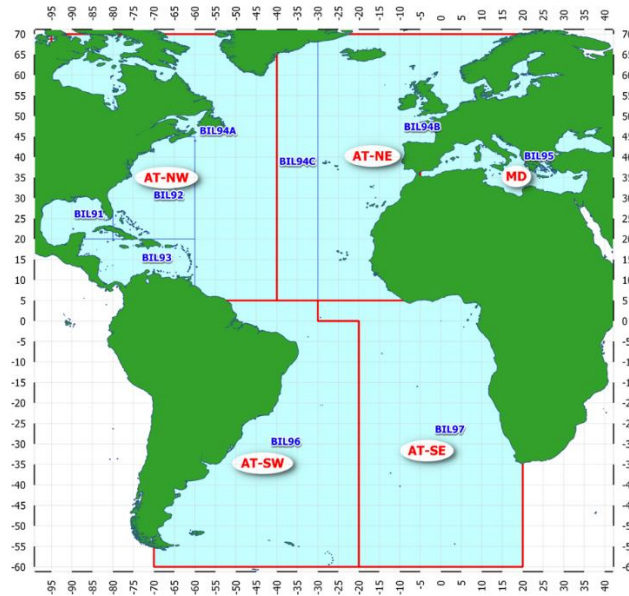


Figure 5. Billfish (BIL) sampling areas used to allocate the Task 1 nominal catches of POR into the four stocks. The Mediterranean area (BIL95) was left apart for future consideration.

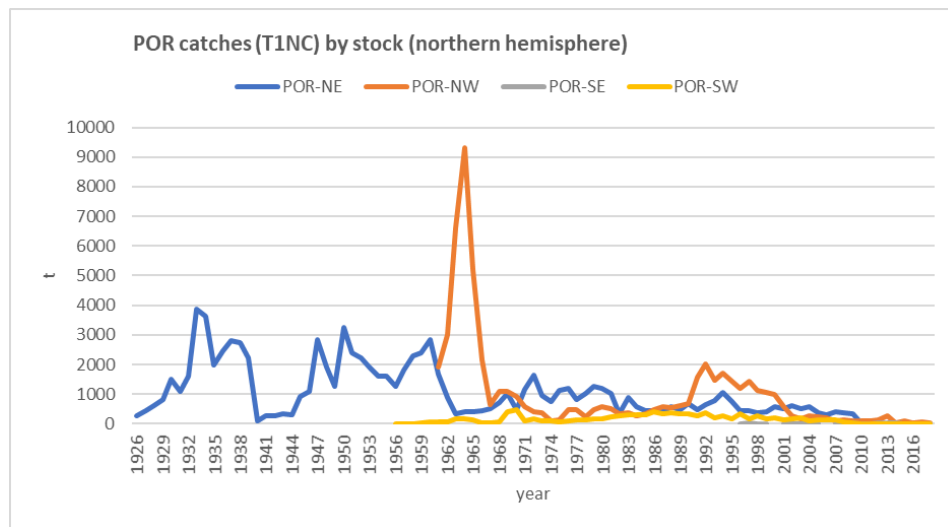


Figure 6. POR Task 1 nominal catches (t) by major stock between 1926 and 2018.

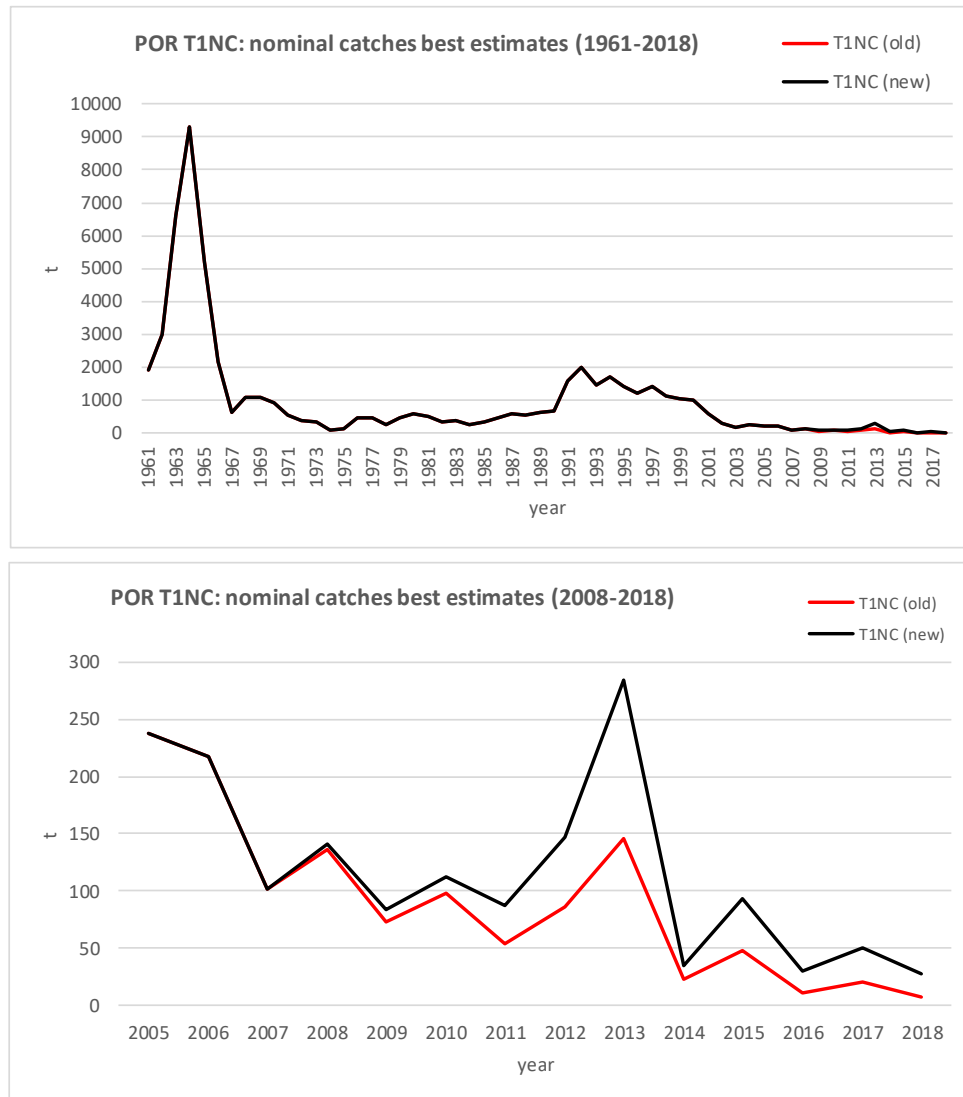


Figure 3. Old and new estimated T1NC catch series for Porbeagle shark, 2005-2018.

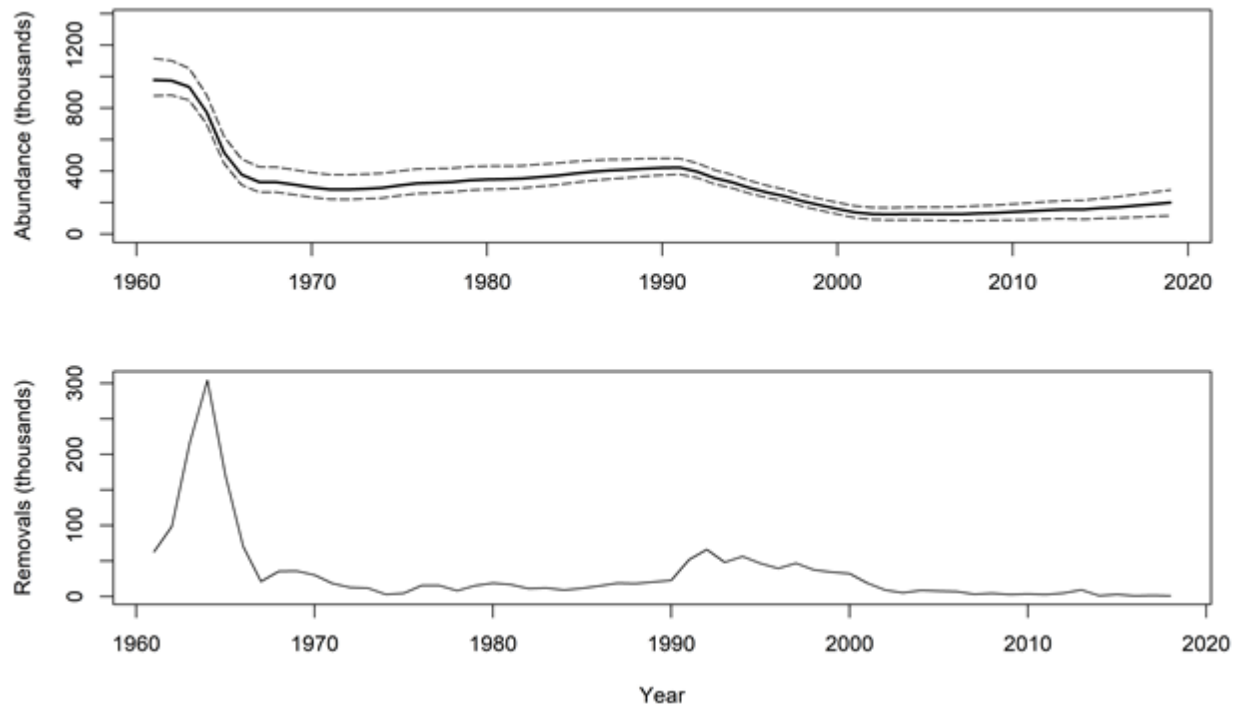


Figure 4. Median predicted abundance (solid line) plus 80th percentiles (dashed lines) from the ICM during 1961 to 2019 for the northwest Atlantic stock of porbeagle (top panel) compared to the re-constructed time series of removals from Task 1 (lower panel). Both are shown as a number of animals rather than biomass.

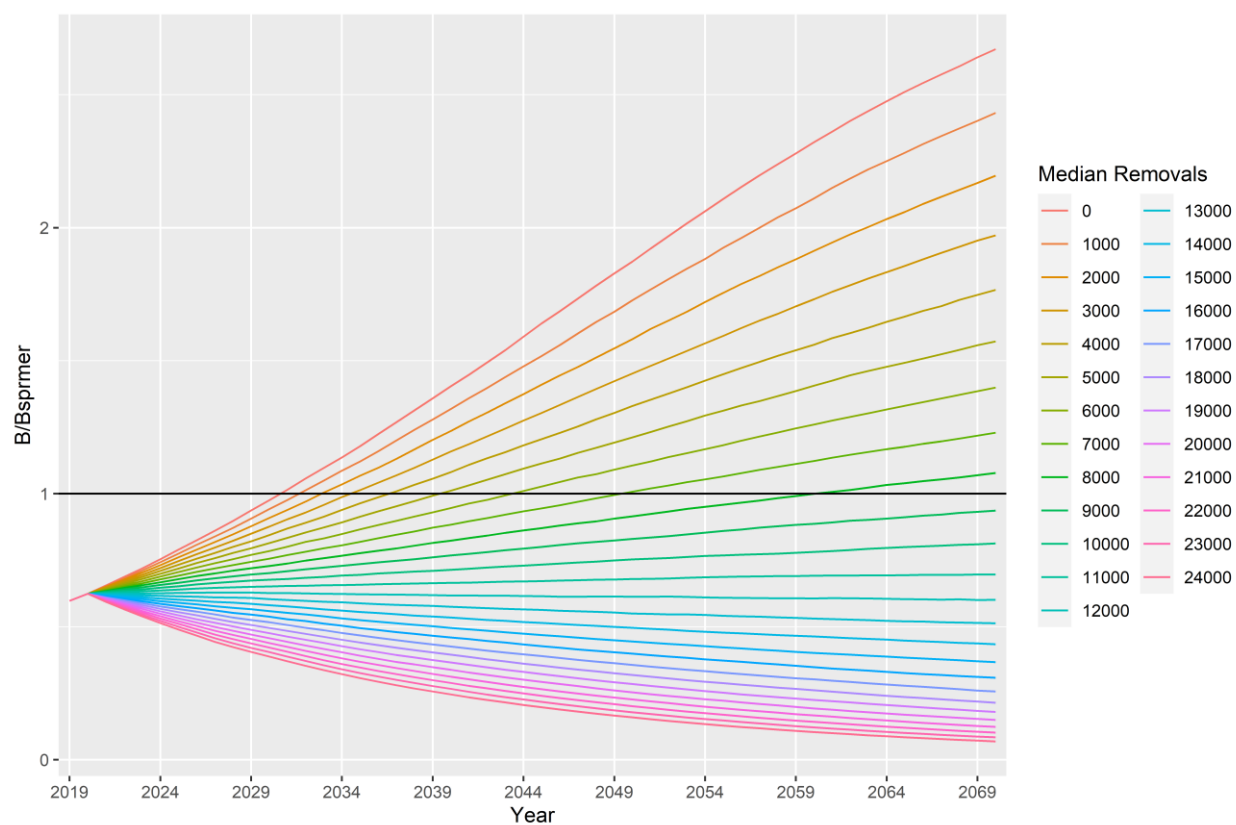


Figure 5. Predicted relative abundance for annual removals ranging from 0 to 24,000 animals, expressed as the biomass/biomass at SPR_{MER} ratio for the base case of the ICM. The horizontal line shows the reference point and the projections extend for 50 years. Average removals from 2016-2018 were assumed for 2019 and 2020 and the projection starts in 2021.

Agenda

15-19 June 2020 (working hours 12:00 - 16:30 CET)

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
2. Summary of available data submitted by the assessment data deadline (15 May 2020)
 - 2.1 Stock identity
 - 2.2 Catches
 - 2.3 Indices of abundance
 - 2.4 Life history
 - 2.5 Length compositions
 - 2.6 Other relevant data
3. Methods and other data relevant to the assessment
 - 3.1 Quantitative (SAFE) Ecological Risk Assessment
 - 3.2 An incidental catch model (ICM)
 - 3.3 Length-based Spawning Potential Ratio
 - 3.4 Other methods
4. Stock status results
 - 4.1 Quantitative (SAFE) Ecological Risk Assessment
 - 4.2 An incidental catch model (ICM)
 - 4.3 Length-based Spawning Potential Ratio
 - 4.4 Other methods
 - 4.5 Synthesis of assessment results
5. Recommendations
 - 5.1 Research and statistics
 - 5.2 Management

22 June 2020 (working hours 12:00 - 17:00 CET)

6. Executive Summary for Porbeagle
7. Other matters
8. Adoption of the report and closure

List of Participants

CONTRACTING PARTIES**ALGERIA****Rouidi, Samir**

Chercheur, Centre National de Recherche et de Développement de la Pêche et de l'Aquaculture, Ministère de la Pêche et des Ressources Halieutiques, 11, boulevard colonel Amirouche, 42004, Bou-Ismaïl, Tipaza
 Tel: +213 552 910 779, E-Mail: sdvd@mpeche.gov.dz; rouidi.samir@gmail.com

BRAZIL**Cardoso, Luis Gustavo**

Federal University of Rio Grande - FURG, Av. Itália, Km 8, Rio Grande - RS
 Tel: +55 53 999010168, E-Mail: cardosolg15@gmail.com

CANADA**Bowlby, Heather**

Research Scientist; Fisheries and Oceans, 1 Challenger Drive, Dartmouth, Nova Scotia, B2Y 4A2
 Tel: +1 902 426 5836; +1 902 456 2402, Fax: +1 902 426 1506, E-Mail: heather.bowlby@dfo-mpo.gc.ca

Dalton, Alexander

Fisheries and Oceans Canada, St. Andrews Biological Station, 125 Marine Science Drive, New Brunswick St. Andrews E5B 0E4
 Tel: +1 506 529 5721, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: alexander.dalton@dfo-mpo.gc.ca

Duprey, Nicholas

Senior Science Advisor, Fisheries and Oceans Canada - Fish Population Science, Government of Canada, 200-401 Burrard Street, Vancouver, BC V5V 4V1
 Tel: +1 604 499 0469; +1 250 816 9709, E-Mail: nicholas.duprey@dfo-mpo.gc.ca

EUROPEAN UNION**Biais, Gérard**

IFREMER Laboratoire LIENs Université de La Rochelle, 2, rue Olympe de Gouges, 17000 La Rochelle
 Tel: +33 689 526 924, E-Mail: gbiais@ifremer.fr

Fernández Costa, Jose Ramón

Instituto Español de Oceanografía, Ministerio de Ciencia e Innovación, Centro Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, España
 Tel: +34 981 205 362, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@ieo.es

Santos, Catarina

IPMA - Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P., Av. 5 Outubro s/n, 8700-305 Olhao, Portugal
 Tel: +351 289 700 500, Fax: +351 289 700 53, E-Mail: catarina.santos@ipma.pt

JAPAN**Semba (Murakami), Yasuko**

Researcher, Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1 Orido, Shimizu-ku, Shizuoka-City, Shizuoka 424-8633
 Tel: +81 5 4336 6045, Fax: +81 5 4335 9642, E-Mail: senbamak@affrc.go.jp

NORWAY**Albert, Ole Thomas**

Head of Research Group for Deep Sea Species and Elasmobranchs, Institute of Marine Research, P.O. Box 6404, 9294 Tromsø
 Tel: +47 99626002, E-Mail: ole.thomas.albert@imr.no; olet@imr.no

Junge, Claudia

Institute of Marine Research, Fram centre Hjalmar, Johansens gate 14, 9007 Tromsø
 Tel: + 47 418 60794, E-Mail: Claudia.junge@hi.no

UNITED STATES

Babcock, Elizabeth

Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, Department of Marine Biology and Ecology, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149

Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Brown, Craig A.

Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 586 6589, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

Carlson, John

NOAA Fisheries Service, 3500 Delwood Beach Road, Florida Panama City 32408

Tel: +1 850 234 6541, E-Mail: john.carlson@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

Cortés, Enric

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Panama City Laboratory, 3500 Delwood Beach Road, Panama City, Florida

Tel: +1 850 234 6541; +1 850 814 4216, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: enric.cortes@noaa.gov

Zhang, Xinsheng

NOAA/NMFS/SEFSC, 3500 Delwood Beach Rd., Florida 32408

Tel: +1 850 234 6541 ext. 264, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: Xinsheng.Zhang@noaa.gov; Xinsheng.Zhang0115@gmail.com

URUGUAY

Domingo, Andrés

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo

Tel: +5982 400 46 89, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: adomingo@dinara.gub.uy; direcciongeneral@dinara.gub.uy

Forselledo, Rodrigo

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, CP 11200 Montevideo

Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 2401 3216, E-Mail: rforselledo@gmail.com

Mas, Federico

DINARA - Dirección Nacional de Recursos Acuáticos, Laboratorio de Recursos Pelágicos (LaRPe), CICMAR - Centro de Investigación y Conservación Marina, Constituyente 1497, CP 11200 Montevideo

E-Mail: federico.mas@cicmar.org; f.masbervejillo@gmail.com

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

ASSOCIAÇÃO DE CIENCIAS MARINHAS E COOPERAÇÃO - SCIAENA

Blanc, Nicolas

Incubadora de Empresas da Universidade do Algarve, Campus de Gambelas, Pavilhão B1, 8005-226 Faro, Portugal

Tel: +351 917 017 720, E-Mail: nblanc@sciaena.org

ECOLOGY ACTION CENTRE - EAC

Arnold, Shannon

Marine Coordinator, Ecology Action Centre, 2705 Fern Lane, Halifax, Nova Scotia B3K 3L4, Canada

Tel: +1 902 446 4840, E-Mail: sharnold@ecologyaction.ca

THE OCEAN FOUNDATION

Fordham, Sonja V

Shark Advocates International, President, c/o The Ocean Foundation, suite 250, 1320 19th Street, NW Fifth Floor, Washington, DC 20036, United States

Tel: +1 202 436 1468, E-Mail: sonja@sharkadvocates.org

THE SHARK TRUST**Hood, Ali**

The Shark Trust, 4 Creykes Court, The Millfields, Plymouth PL1 3JB, United Kingdom
Tel: +44 7855 386083, Fax: +44 1752 672008, E-Mail: ali@sharktrust.org

WORLD WIDE FUND FOR NATURE – WWF**Niedermueller, Simone**

WWF Mediterranean, Via Po, 25 C, 00198 Rome, Italy
Tel: +43 676 834 88259, E-Mail: simone.niedermueller@wwf.at

SCRS VICE-CHAIRMAN**Coelho, Rui**

SCRS Vice-Chairman, Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Avenida 5 de Outubro, s/n, 8700-305 Olhão, Portugal
Tel: +351 289 700 504, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

ICCAT Secretariat

C/ Corazón de María 8 – 6th floor, 28002 Madrid – Spain
Tel: +34 91 416 56 00; Fax: +34 91 415 26 12; E-mail: info@iccat.int

Neves dos Santos, Miguel**Ortiz, Mauricio****Palma, Carlos****Kimoto, Ai****Taylor, Nathan G.**

List of Papers and Presentations

SCRS/2020/008	Report of the Porbeagle stock assessment meeting	Anonymous
SCRS/2020/073	Distribución de tallas de <i>Lamna nasus</i> en la pesquería española de palangre dirigida al pez espada	Mejuto J., Ramos-Cartelle A., García-Cortés B., and Fernández-Costa J.
SCRS/2020/084	Indicator analysis of porbeagle in the northwest Atlantic Ocean based on Japanese longline observer data	Semba Y., and Kai M.
SCRS/2020/090	Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest for porbeagle shark in the western North Atlantic and South Atlantic oceans	Cortés E., and Semba Y.
SCRS/2020/096	An incidental catch model for porbeagle assessment and status evaluation	Bowlby H.D., and Cortés E.
SCRS/2020/097	Size distribution of porbeagle shark in the North and South Atlantic using data from observer programs	Santos C.C., Forselledo R., Mas F., Cortés E., Carlson J., Bowlby H., Semba Y., Kerwath S., da Silva C., Parker D., Jagger C., Rosa D., Domingo A., and Coelho R.
SCRS/2020/099	Preliminary sustainability assessment for fishing effects (SAFE) of pelagic longline fisheries on porbeagle sharks and identification of f-based biological reference points	Cortés E., Bowlby H., Carlson J., Coelho R., Domingo A., Forselledo R., Jagger C., Mas F., Parker D., Santos C., Semba Y., Taylor N., and Zhang X.
SCRS/2020/100	Quantifying horizontal overlap between longline fleets and porbeagle distribution for ecological risk assessment	Bowlby H.D., Taylor N., and Carlson J.
SCRS/2020/105	Estimates of mortality rates from mean length in the fully selected size range for porbeagle	Babcock E.

SCRS/P/2020/034	Hooking mortality of porbeagle shark (<i>Lamna nasus</i>) in pelagic longline fisheries in the southwestern Atlantic Ocean	Federico Mas, Rodrigo Forselledo, Sebastián Jiménez & Andrés Domingo
SCRS/P/2020/035	Standardized CPUE of porbeagle shark (<i>Lamna nasus</i>) caught by the Uruguayan pelagic longline fleet in the southwestern Atlantic Ocean (1982-2012)	R. Forselledo, F. Mas, A. Domingo and S.D. Hoyle
SCRS/P/2020/036	The performance of input control options for the management of porbeagle shark - a management strategy evaluation approach.	Taylor N.G.
SCRS/P/2020/037	Fisheries independent abundance index for porbeagle	Bowlby H., Yin Y., Joyce W.
SCRS/P/2020/038	Estimates of vital rates, productivity, and other population dynamics parameters of interest for Porbeagle sharks	Cortés E. and Semba Y.
SCRS/P/2020/039	Preliminary Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE) of pelagic longline fisheries on Porbeagle sharks and identification of F-based biological reference points	Cortés E, Bowlby H., Carlson J, Coelho R, Domingo A, Forselledo R, Jagger C, Mas F., Parker D, Santos C, Semba Y, Taylor N, and Zhang X

SCRS/P/2020/040	Study on the possibility of applying length-based models to estimate the reproductive potential of Porbeagle	Cardoso L.G.
SCRS/P/2020/041	An incidental catch model for porbeagle assessment and status evaluation	Bowlby H.D. and Cortés E.
SCRS/P/2020/042	Quantifying horizontal overlap between longline fleets and porbeagle distribution for ecological risk assessment.	Bowlby H.D., Taylor N., and Carlson J.

SCRS Documents and Presentations abstracts as provided by the authors

SCRS/2020/073 A total of 5,136 size observations of porbeagle were recovered for the period 1987-2017. The GLM results explained very moderately the variability of the sizes considering three main factors, suggesting minor but significant differences in some cases especially for the year factor and non-significant differences in other factors depending on the analysis. The greatest differences in the standardized mean length between some zones were caused by some large fish of unidentified sex. The standardized mean length data for the northern zones showed stability throughout the time series, a very stable range of mean values and very few differences between sexes. The size distribution for northern areas indicated an FL-overall mean of 158 cm. The size showed a normal distribution confirming that a small fraction of individuals of this stock/s is available in the oceanic areas where the North Atlantic fleet is regularly fishing and the fishes are not fully recruited to those areas and /or this fishing gear up to 160 cm. The data suggests that some individuals could sporadically reach some intertropical areas of the Atlantic.

SCRS/2020/084 This document presents indicator analysis, a review of the results for the annual change of abundance index and body size of porbeagle (*Lamna nasus*) caught in the northwest Atlantic Ocean based on Japanese longline observer data between 2000 and 2018, to examine the trends of abundance after implementing the management measure. Due to the low spatiotemporal coverage of the catch data, the modeling approach for the standardization of CPUE (catch number per 1,000 hooks) was limited in terms of the explanatory variables used. The estimated annual trend of abundance was close to that of nominal CPUE and stable between 2000 and 2014 at a low level of < 1.0 catch number per 1,000 hooks, but it showed an increasing trend from 2014 to 2018. Body size in the dataset used for the standardization showed that juvenile dominated in both sexes, but annual trend was observed during the period. In relation to the trend of the abundance index, median and mean body length became smaller (<1m PCL) in recent years with increasing CPUE, compared to those in the preceding years. The sex ratio was generally even and the adult ratio was lower than 5% in most years, except for few years in both sexes. Although these trends were obtained based on limited area and thus careful consideration is necessary, a series of results may suggest the possibility of an increasing trend of abundance and young individuals since the mid-2010s.

SCRS/2020/090 Vital rates and population dynamics parameters for potential use as inputs in stock assessment models were updated for the western North Atlantic Ocean population of porbeagle shark and computed for the South Atlantic Ocean based on published biological information. Population dynamics parameters included maximum population growth rate (r_{max}), generation time (A), steepness of the Beverton-Holt stock-recruitment relationship (h), position of the inflection point of population growth curves (R), and spawning potential ratio at maximum excess recruitment (SPR_{MER}). We used multiple methods to compute r_{max} : four age-aggregated methods and two age-structured methods. Additionally, we used a Leslie matrix approach to incorporate uncertainty in growth parameters, maturity ogive, natural mortality, and lifespan. Productivity (r_{max}) for the western North Atlantic assuming an equally probable 1- or 2-year breeding frequency was 0.045-0.068 yr⁻¹ for the six deterministic methods. For the stochastic Leslie matrix, mean values were: $r_{max} = 0.059$ yr⁻¹ (approximate 95% CIs=0.037 – 0.081), $h = 0.45$ (0.31 – 0.59), $R = 0.60$ (0.54 – 0.70), $A = 20.1$ years (17.3 – 21.3), and $SPR_{MER} = 0.56$ (0.41– 0.74). The South Atlantic was more data deficient and we had to use life history data from the South Pacific. The stochastic Leslie matrix resulted in very low or implausible values of productivity and other population parameters for all breeding frequency scenarios, especially for the assumption of long breeding frequency and even for the annual reproductive cycle some estimated parameters were out of bounds. Based on this we recommend using results of the deterministic scenario with an annual reproductive cycle and longevity obtained through bomb radiocarbon (65 years), which yields $r_{max} = 0.059$ yr⁻¹, $h = 0.45$, and $SPR_{MER} = 0.55$.

SCRS/2020/096 Fisheries landings and associated biological data collection for porbeagle shark (*Lamna nasus*) declined substantially following CITES Appendix II trade restrictions in 2013. This document describes a new stock assessment method that can be used when length-frequency data and CPUE series are not available or reliable to index changes in abundance. The Incidental Catch Model (ICM) is based on the same general premise as data-poor, length-based assessments, in that it uses life history information and equilibrium assumptions to derive a theoretical age-structured population in the absence of fishing. In the ICM, the effect of historical fishing pressure on productivity is taken into account prior to evaluating fishery removals and abundance relative to reference points. The northwest Atlantic stock was used to demonstrate the method, which can be easily adapted to assess stocks in the northeast and South Atlantic by changing life history inputs.

SCRS/2020/097 Information on size and sex distribution of porbeagle sharks collected by fishery observers from several longline fleets in the Atlantic (EU-Portugal, Canada, Japan, Namibia, South Africa, Uruguay and the USA) were analyzed. Datasets included information on the geographic location, size and sex of the specimens. A total of 26,404 porbeagle shark records collected between 1992 and 2019 were compiled, with the sizes ranging from 45 to 285 cm FL (fork length). The distributional patterns presented in this study provide a better understanding of different aspects of the porbeagle shark distribution in the Atlantic and can be used in the 2020 ICCAT POR stock assessment.

SCRS/2020/099 A Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE) was conducted for the porbeagle shark in the North and South Atlantic oceans. The SAFE approach is a quantitative assessment that computes a proxy for fishing mortality rate as the product of four susceptibility components: availability of the species to the fleets, encounterability of the gear given the species vertical distribution, gear selectivity, and post-capture mortality. The information used to compute the four components came from several sources: observer programs from several ICCAT fleets (capture location, size, status, and disposition of observed animals, vertical distribution of the gear), archival tags from various ongoing projects (distribution, vertical habitat use, and post-release mortality), and ICCAT catch and effort data. The product of these four components was used to compute a harvest rate that can be expressed as F (instantaneous fishing mortality rate) and compared to a value of F_{MSY} obtained based on productivity values derived exclusively from life history data. Results suggest that the porbeagle in the North and South Atlantic are not undergoing overfishing.

SCRS/2020/100 The Sustainability Assessment for Fishing Effects (SAFE) ecological risk assessment was updated by the Sharks Species Group for the 2020 assessment of porbeagle shark (*Lamna nasus*). This paper describes how distribution information for the northern and southern stocks was evaluated relative to fishing effort to determine the extent of geographical overlap (i.e. availability) of porbeagle to commercial fishing activity. Availability was calculated as the amount of the porbeagle distribution (5x5 degree resolution) used by the fishery divided by the total area of the porbeagle distribution in the North or South Atlantic. For comparison, the proportion of fishing effort that overlaps with porbeagle relative to the total amount of fishing effort was also calculated in the North and South Atlantic

SCRS/2020/105 The method of Beverton and Holt was used to estimate fishing mortality rates from mean lengths of fully selected porbeagle sharks in each year for the northwest, southwest, and southeast stocks. Confidence intervals were calculated by bootstrapping the length data and drawing values of the parameters from a multivariate normal distribution. The analysis was conducted first with all the length data combined for each stock and then by fleet within each stock. Fishing mortality rates were estimated to be higher than M and declining in the northwest Atlantic, high and variable in the southeast Atlantic, and low in the northeast Atlantic. These results imply that the length distributions in the northwest and southeast are consistent with a population experiencing overfishing, while the southwest is not experiencing overfishing. However, since this method makes an equilibrium assumption, the results reflect historical overfishing more than current fishing mortality rates.

SCRS/P/2020/034. In the frame of the Shark Research and Data Collection Program (SRDCP), and the upcoming Porbeagle shark (*Lamna nasus*) stock assessment, this document has the main objective of presenting new information related to hooking mortality of the species in the southwest Atlantic Ocean. To this end, data gathered by the Uruguayan National Observer Program onboard longline fishing vessels as well as data from Uruguay's research vessel were used. Data from fishing vessels came from two fleets, namely the Uruguayan longline fleet (2003-2012) and the Japanese longline fleet which operated within the Uruguayan EZZ in 2009-2011 and during 2013. A General Additive Mixed Model (GAMM) with a binomial distribution was adjusted considering biological, environmental, and operational covariates. The final model also included the Vessel ID as random factor. Covariates considered included size (fork length), sex, mean sea surface temperature, gear type (deep: Japanese vessels; shallow: Uruguayan vessels including the research vessel) and soak time. Results showed a significant effect of size and sex, albeit the interaction between these terms was not significant. Porbeagle hooking mortality was higher in males but also in larger individuals compared to smaller ones. Mean sea surface temperature had a positive effect on hooking mortality. Gear type was also found to have a significant effect with higher mortality rates in shallow longline sets compared to deep ones. It is suggested that the longer branch-lines used by the Japanese fleet (40-45 m) may allow the specimens to swim more freely, whereas the Uruguayan shorter branch-lines (10-16 m) might restrict their movement and therefore their ventilation capacity. Given that the porbeagle is a highly active and metabolically demanding species, this restriction in movement might result in higher rates of mortality. Soke time was also considered as a covariate in the model but it rendered inconsistent results, probably because it does not fully reflect the time elapsed between hooking and gear retrieval. In addition, sharks caught in the same fishing set would have the same soak time which may confound the real effect of the variable. Possible solutions for this issue in future works are discussed, including the use of hook timers or temperature depth recorders attached to the branch-lines.

SCRS/P/2020/035 corresponds to a paper presented to the WCPFC (Forselleo *et al* 2017) as part of the 2017 Southern Hemisphere Porbeagle Shark Stock Status Assessment. The document presents a standardized CPUE of porbeagle shark caught by Uruguayan longliners in the southwest Atlantic Ocean between 1982 and 2012 based on data from logbooks. The Uruguayan tuna fleet started its activities in 1981 and can be divided into two well-defined periods regarding vessels, type of gear and target species characteristics. In the first period (1982-1992), the fleet was comprised mainly of large freezer vessels with Japanese-style longlines. During the second period (1993-2012) most of the fleet was replaced by smaller size fresh fishing vessels operating mainly with American-style longlines and a few operating with Spanish-style longlines. Vessels in the later period set their fishing gears at shallower depths. Given the change in the fleet, standardization analyses were performed using Generalized Additive Mixed Models as a whole (1982-2012) and as two periods: 1982-1992 and 1993-2012. Finally, the split two-period standardization was selected and presented. Results of the GAMM models show the important effect of *Sea Surface Temperature* (SST), as well as *Latitude*, on porbeagle catches. Standardized CPUE values increase over most of the first part of the time series, when catch rates are higher. In the second part of the time series, after the fleet changed its fishing gear from a Japanese-style to an American-style longline, catch rates are in general much lower. The substantial changes in catch rate after the transformation of the fleet from Japanese style to American-style longlines are independent of SST and *Latitude*, suggesting that fishing method factors such as set depth or bait type may affect porbeagle catch rates.

SCRS/P/2020/036 showed the result of a set of MSE simulations on the performance of a series of alternative management procedures that could be used for the assessment and management of porbeagle shark. The approach was to develop operating models based on CPUE series from the 2008 porbeagle assessment, updated task I catch data, and Task 2 size composition information. Model conditioning and closed-loop simulation were developed using the R package MSEtool. The simulations illustrate the performance of a variety of input and output controls for porbeagle shark. Additional development will involve adding fleet structure, updated catch series, and adding implementation error. While some preliminary simulation results for a Porbeagle MSE were presented, the main intent of the MSE (section 3.4) was not to draw any specific conclusions and management procedure performance at this point, but rather to demonstrate that analyzing the performance of management procedures was feasible for porbeagle and that there may be some effective input/out control options for management of porbeagle.

SCRS/P/2020/037 A summary of the preliminary results and analyses of the Canadian fishery-independent longline survey (2007, 2009, 2017) was presented. Although this fixed-station survey was standardized to the extent possible, environmental changes at individual stations likely influenced catch rates of porbeagle. A spatially-implicit hurdle model that incorporated environmental effects suggested that porbeagle distribution has become more diffuse (less concentrated along the shelf edge) and that abundance has declined from 2007 to 2017. The strong abundance decline is counter to predictions from fishery assessment models and CPUE indices from catch data. Variability in catch rates was unacceptably high from this fixed-station design and catches may have been related to a predictor variable that was not considered. These results were not intended to inform the abundance trajectory in the northwest Atlantic for the current assessment. They were provided as an example of why a survey may not index abundance for a pelagic shark like porbeagle.

SCRS/P/2020/038 corresponds to document SCRS/2020/090.

SCRS/P/2020/039 corresponds to document SCRS/2020/099.

SCRS/P/2020/040 The study on the possibility of applying length-based models to estimate the reproductive potential of porbeagle was defined at the Reproductive workshop that was held in Faro, February 2020, after a testing application of a framework, called FishPath (FP). This framework was used in order to contribute to the discussions about what kind of method could be used to assess the species taking into account the lack of data necessary to apply traditional stock assessment methods. FP is a decision support system that, in addition to other possibilities, allows users to characterize a fishery with respect to data and biological/life-history attributes available to identify the most appropriate assessment models. After this application, the group realized that most of the methods suggested by FP were already been considered. But, the Length Based Spawning Potential Ratio (LB_SPR) became another option. This model compares a modeled virginal length composition, and the length composition observed from the catches and, by difference, estimates the available SPR in the stock. It allows for the setting of the reproductive output of mature individuals as constant and independent of size, making it possible to be applied for sharks. At that time, the main challenge was to include dome-shape selectivity to the existing Length Based Spawning Potential Ratio (LBSPR) model, which assumes logistic selectivity. This issue was resolved by a tool launched in May 2020 by Jason Cope

(NWSFC – NOAA, USA) which made it possible to include dome-shape selectivity into length based SPR assessment (Stock Synthesis data-limited tool). Before the first model runs, an exploration of the available size data for female porbeagle was performed, splitting the data by stock, fleet, and year, using only years with more than 70 measured individuals. However, this exploration revealed that the catches were composed mainly by immature individuals as can be seen in the figures of document SCRS/P/2020/040. The lack of representativeness of mature females prevents the use of the LBSPR to assess the stock status since this model requires a representative size composition from the mature portion of the stock.

SCRS/P/2020/041 corresponds to document SCRS/2020/096.

SCRS/P/2020/042 corresponds to document SCRS/2020/100.