

REPORT OF THE JOINT ICES-ICCAT BENCHMARK WORKSHOP IN ADVANCE OF THE NORTH-EASTERN ATLANTIC PORBEAGLE STOCK ASSESSMENT

SUMMARY

A series of joint ICES-ICCAT workshops and meetings were held Online between late 2021 and April 2022, aiming at the Northeast Atlantic Porbeagle Stock Assessment. The reviewers from the ICES Stock Identity Working Group (SIMWG) considered that there is not enough evidence to split the stock despite genetic analysis and mark-recapture data which provide indications of two components in the NE Atlantic. A SPiCT assessment using landings since 1926, three commercial indices and one reconstructed survey, was accepted and the forecast settings agreed, leading the stock into category 2. The stock is estimated to be harvested largely below F_{MSY} ($F/F_{MSY}=0.02$), and the biomass, while increasing, remains below $MSY-B_{trigger}$ ($B/B_{MSY}=0.43$). The 35th percentile of the catches at F_{MSY} is 324 tonnes. ICCAT members of the workshop provided an assessment using JABBA (and SPiCT as well) both using a Fox model. Results are very similar and give the same perception as the final accepted SPiCT assessment.

RÉSUMÉ

Une série d'ateliers et de réunions conjointes CIEM-ICCAT ont été organisés en ligne entre la fin de l'année 2021 et avril 2022, en vue de l'évaluation du stock de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est. Les examinateurs du groupe de travail du CIEM sur l'identité des stocks (SIMWG) ont estimé qu'il n'y avait pas suffisamment de preuves pour diviser le stock malgré les analyses génétiques et les données de marquage-recapture qui fournissent des indications de deux composantes dans l'Atlantique Nord-Est. Une évaluation SPiCT utilisant les débarquements depuis 1926, trois indices commerciaux et une enquête reconstituée, a été acceptée et les paramètres de prévision ont été approuvés, ce qui a conduit le stock dans la catégorie 2. On estime que le stock est capturé largement en dessous de $FPME$ ($F/FPME=0,02$) et que la biomasse, bien qu'en augmentation, reste en dessous du seuil de déclenchement de $PME/B_{déclenchement}$ ($B/BPME=0,43$). Le percentile 35 des captures au niveau de $FPME$ est de 324 tonnes. Les participants à l'atelier de l'ICCAT ont fourni une évaluation en utilisant JABBA (et SPiCT également), tous deux utilisant un modèle Fox. Les résultats sont très similaires et donnent la même perception que l'évaluation finale acceptée par SPiCT.

RESUMEN

Entre finales de 2021 y abril de 2022 se celebraron una serie de jornadas y reuniones conjuntas ICES-ICCAT en línea con el objetivo de evaluar el stock de marrajo sardinero en el Atlántico nordeste. Los revisores del Grupo de trabajo de ICES sobre la identidad de los stocks (SIMWG) consideraron que no había pruebas suficientes para dividir el stock, a pesar de que los análisis genéticos y los datos de marcado-recuperación que proporcionan indicios de dos componentes en el Atlántico nordeste. Se aceptó una evaluación SPiCT utilizando los desembarques desde 1926, tres índices comerciales y un estudio reconstruido, y se acordaron las especificaciones de previsión, lo que llevó al stock a la categoría 2. Se estima que el stock se captura muy por debajo del F_{RMS} ($F/F_{RMS}=0,02$), y la biomasa, aunque aumenta, se mantiene por debajo de $RMS-B_{trigger}$ ($B/B_{RMS}=0,43$). El percentil 35 de las capturas en F_{RMS} es de 324 t. Los miembros de ICCAT que participaron en las jornadas proporcionaron una evaluación utilizando JABBA (y también SPiCT), ambos usando un modelo Fox. Los resultados son muy similares y dan la misma percepción que la evaluación final aceptada de SPiCT.

To undertake the assessment of northeast Atlantic porbeagle stock, the ICES Working Group on Elasmobranchs (WKELASMO) and Shark Species Group (SHK SG) of the Standing Committee of Research and Statistics (SCRS) of the International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT) held a series of meetings between late 2021 and April 2022. Between 28 November and 3 December 2021, the WKELASMO and SHK SG discussed data issues. CPUE standardization matters were discussed on 15 February 2022, whereas the assessment matters were tackled on a meeting held between 26 and 29 April 2022. Both ICES and ICCAT scientists agreed on the final decisions regarding data and base-case assessment model choice. The text below related to the North-eastern Porbeagle was extracted from the ICES report (Anon. 2022).

1. Introduction

The 2009 ICCAT-ICES WG carried out an initial analytical assessment of the Northeast Atlantic (NEA) porbeagle stock (ICCAT 2010). A Bayesian Surplus Production (BSP) model (Babcock and Cortes, 2010) was used, but the lack of CPUE data for the peak of the fishery was considered adding considerable uncertainty in identifying the status of the stock. In addition, an age-structured production model (Porch *et al.*, 2006) was used to provide contrast with the BSP model, but the fishing mortality estimated for the historic period was unrealistic. As a result, outputs of models were considered too uncertain for management advice to be based on them (ICES 2009).

As a result, the ICES assessment of the state of the stock in 2010 was based primarily on the observation that the northern fisheries had ceased and not resumed, indicating that the stock was probably depleted (ICES 2010). The subsequent 2012 assessment was unchanged (ICES 2012). In 2015, the stock status was considered unknown because previous perceptions of the stock were based largely on the historic decline in landings and changes in fishing patterns, but those factors other than fish abundance can also influence landings (ICES 2015). The stock size is still considered unknown in 2019 ICES advice for 2020-2023 (ICES 2019).

2. Stock Identity

Two WD (Biais *et al.*, 2022, Righton *et al.*, 2022) presented results from the large number of pop-up satellite archival tags (PSATs) deployed on porbeagle in the NE Atlantic from 2006 to 2019 (n=88 counting deployments > 8 days in length). Release areas were North Sea (n=1), Faroes Islands (n=1), North Ireland (n=20), Celtic Sea (n=12) and SW Celtic Sea and Bay of Biscay shelf edge (n=54). The plots of reconstructed tracks show limited number of daily positions in the northeast of Scotland, the North Sea and the Norwegian Sea (**Figures 15 and 16**).

The average percentage per month of daily positions in this area is estimated at 3% from March to July and at 26% from August to February for the porbeagle tagged in the Bay of Biscay and the South Celtic Sea in spring-summer. This low use of the north-eastern portion of their habitat by these porbeagle is associated with a frequent return to or near the tagging area in spring of the following year, with 76% of 22 tag deployments lasting over 11 months.

This migration pattern suggests a change in porbeagle distribution to explain past large catches in the North Sea and in the Norwegian Sea, or that the exploited biomass may be composed of several fractions which are not fully mixed on the main fishing areas due to their different areas and times of site fidelity. This latter possibility is supported by a preliminary genetic analysis based of mitochondrial DNA that suggest genetic differences between behavioural groups (Viricel *et al.*, 2021 WD). However, this analysis was based on a limited sample and must be confirmed by complementary genetic analysis on nuclear DNA.

Consequently, further studies must be encouraged to better appreciate the implications of the complexity of the stock structure and population structure of porbeagle in the NEA for stock assessment and fishery management. However, there is not yet sufficient information to consider another option than a single stock for porbeagle in the NEA. Tagging and catch data support the western limit of the stock area at 42°W but with its southern limit could be extended southward from 36°N to 5°N, to align with ICCAT (Ellis *et al.*, 2022).

3. Input data for stock assessment

3.1 Catch data

Porbeagle landings are assumed to be close to catches until 2009, as the high value of this species must have limited discards (ICES 2021). Since the EU zero TAC was introduced in 2010, reported landings are likely much less representative of catches, but there is no doubt that catches have been reduced by a very large proportion since 2010. Therefore, the use of landings to estimate catches may cause a limited underestimate of catches until 2009, as comprehensive landing data are available for the main fishing nations and discards limited. From 2010 onwards, discards are unquantified, and in the absence of such data, their level is assumed to be insufficiently large enough to distort the trend shown by the landings too much.

The 2021 WGEF landing data were revised using (**Figure 1**):

- landings submitted in response to the WKELASMO datacall (2005-2020 requested) by France, Germany, the Netherlands, Norway, UK-England and UK-Scotland. All these countries have previously reported landings to the annual WGEF datacalls. Now submitted landings were therefore cross-checked for eventual updates against the 2021 WGEF landings table.
- ICCAT catch statistics provided to the WKELASMO. ICCAT Faroe Islands catches from 1953 to 1960 were included because it is assumed they were in the NEA before the porbeagle fishery began in the NWA. WGEF Spanish landing were replaced ICCAT catches, because WGEF landing were suspected of including landings of other shark species (no change from 1950 to 1987).
- Data base of the French Fisheries Directorate for the revision of the French landings from 1973 to 1987 and Ifremer data base (Harmonie) for the revision of the French landings from 1988 to 1999.
- Norwegian official statistic reports for the revision of the Norwegian catches for some limited differences (years 1971, 1973 and 1984) and conversion from gutted weight to live weight using the transformation coefficient (1.3) provided in Norwegian official statistic reports (years 1926 to 1972, except years 1958-1960, 1969, 1970 already in live weight).

3.2 CPUE series

Three longline CPUE series were made available for the NEA porbeagle stock benchmark, standardized by a GLM:

- A Norwegian longline CPUE series from 1950 to 1972, in number of fish by day, from personal logbooks of five vessels of the Norwegian directed fishery, in number of fish by day (Biais 2022 a and b);
- A French longline CPUE series from 1972 to 2009, in catch by trip, from logbooks of 19 vessels of the French directed fishery, a revision of the CPUE series already presented at the 2009 ICCAT-ICES assessment (Biais 2022 c and d);
- A composite survey CPUE series constructed by combining CPUEs of a French commercial vessel, from 2000 to 2009, with CPUEs of a survey carried out in 2018-2019, in number of fish by day and by ICES rectangle (Biais 2022 e, f and g).

In addition, a Spanish longline CPUE series has been available since the 2009 ICCAT-ICES assessment (ICCAT 2010; Mejuto *et al.*, 2010) that used it. This is a bycatch series of the surface longline targeting swordfish, in round weight per trip and per thousand hooks.

3.2.1 The Norwegian longline CPUE series

The Norwegian CPUE series was obtained from three handwritten logbooks for five longliners of the directed fishery (Biais 2022 a). Since this fishery ceased in the 1980s, these logbooks are now rare. Although limited in number, those obtained provided a sufficiently large database for further analysis, with 1683 daily catches in number per 1°x1° rectangle for the period 1950 to 1972 (years 1965-67 missing). First, considering that a vessel follows likely the porbeagle movement, the independence of pairs of catches in same or adjacent 1°x1° rectangles and taken at intervals varying from one to ten days was assessed using Kendall's rank correlations (p-value<0.05).

Based on results, the CPUEs were selected if there are at least five days between successive catches when taken in same or contiguous rectangles. Otherwise, CPUEs were assumed to be independent observations, as it seems unlikely that a vessel may find again the same group of fish the next day by skipping a $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ rectangle, given the variability in fish moves shown by SPAT deployments. This selection significantly reduced the number of daily catches that could be used from 1683 to 616, but it was considered necessary for obtaining unbiased abundance indices. Using this subsample, six subareas were defined based on mean CPUEs per rectangle and observed discontinuities. They extend along the Norwegian coast, south 69°N , to the North Scotland, also extending in the north and central part of the North Sea (**Figure 2**). This historic fishing area of the Norwegian fishery was supplemented by new areas to the west and south of Ireland in the 1960s. The CPUEs were standardized comparing three GLM approaches, all adapted to the presence of zero catch days in the CPUE series (negative binomial error distribution, Tweedie error distribution, delta-GLM approach combining a binomial error distribution with a Gamma error distribution) using CPUEs from the historic fishing area of the Norwegian fishery (Biais 2022 a). The year, the month, the subarea and the vessel were included in the GLM variables as well as the interactions between these effects. The selection of the model to retain was proposed on the basis on five folds cross validations, Akaike's Information Criteria and quantile residual plots. Following the presentation of this GLM comparison, the WKELASMO requested to complement the analysis by examining the effects of using all six defined spatial units (not excluding spatial units in west and southwest of Ireland) and quarter instead month as temporal variable to standardize the Norwegian longliner CPUEs, with GLMs using the negative binomial error distribution with a log link, given its relevance when CPUEs are integers and varies largely and its performances in comparison with GLMs using other distributions. Following the presentation of this supplement to previous analysis (Biais 2022 b), the GLM model involving the effects of the year, the month and the subarea and using a negative binomial error structure was selected as final model. The series of relative annual indices obtained with this model shows a downward trend in the second half of the 1950s, but this trend seems to have stabilized in the early 1960s, followed by a slight increase in the late 1960s and early 1970s (**Figure 3**).

To obtain a biomass index for doing a SPiCT assessment with indices and catch in weight, the Norwegian logbooks used to obtain the relative abundance index were also used. They provide catch by weight (gutted fish without head) for most landings. This allows the calculation of annual mean fish weights based on 92% of the daily CPUEs used in the GLM standardization for all years from 1950 onwards, except 1970 and 1972. For these two years, the mean weights were estimated by the average of the mean weights of the closest years (1969 and 1970, since the series ends in 1972). These mean weights were used to transform the abundance relative index in a biomass relative index series by multiplying each annual index by the corresponding annual mean weight (**Figure 11**).

3.2.2 The French longline CPUE series

CPUEs of longliners in the French directed fishery are available since 1972, the second year of the fishery, until it was stopped by a zero TAC in 2010 (Biais 2022 c and d). Its fishing area extends mainly on the shelf edge of the Bay of Biscay, but also in the Celtic Sea (**Figure 4**). In order to get the longest possible time series, these CPUEs are in weight per trip. This series was first presented to the 2009 ICCAT-ICES WG which used it for an exploratory assessment. As in 2009, the choice to select boats was made in order to avoid short participations and thus a better interannual comparability of abundance indices (19 vessels selected, all based in Yeu Island). In addition to this previous processing, the CPUE series was cleaned to limit the effects of sailing time to the fishing areas as well as to exclude some trips targeting tunas or whose values suggested an error in the reporting process. CPUEs were standardized with a GLM, using a Gamma error distribution with a log link. The variables considered were the year, the month, the area (ICES divisions 7 a & f-g, 7 h-j-k and 8), the vessel and their interactions. The selection of the final model was performed as for the Norwegian CPUEs. This model involves the four variables considered but not their interactions. The relative abundance index obtained decreases in the 1970s, but thereafter varies without trend (**Figure 5**).

3.2.3 The composite survey CPUE series

The composite survey CPUE series combines CPUEs of a French commercial vessel, from 2000 to 2009, with CPUEs of a survey carried out in 2018-2019. This was done to construct a series long enough to provide information on the trend in abundance since the cessation of the directed fishery in 2010, in the absence of any possibility of basing an assessment on commercial CPUE since the implementation of the regulations that stopped the French directed fishery and almost all porbeagle landings in European countries.

The survey was carried out in May-June 2018 and 2019, during about one month and a half in both years, with a chartered longliner based in Yeu Island whose captain and crew were experienced in porbeagle longline fishing.

The gear was a longline with 336 hooks, identical to gear used by the commercial directed fishery for the first set of the day. Two sets per day were planned, as usual in the commercial fishery, but with the same gear whereas a longline twice the length is generally used in commercial fishery for the second set of the day. The two daily sets were planned in the same ICES rectangle with one to three fishing days by statistical rectangle (but generally two) that must be at least 10 days apart. The survey area comprised 16 ICES rectangles extending along the shelf edge of the Bay of Biscay and the south Celtic Sea (**Figure 6**). Thus, the survey aimed to obtain systematic sampling of a core area of the former directed fishery in a time when this area is an important part of the porbeagle habitat as evidenced by PSAT deployments and commercial CPUEs. The positions of fishing stations were fixed and as far apart as possible. This sampling scheme and the daily change in ICES rectangle were intended to provide independent daily observations. This was verified by an analysis of the relationship between CPUEs on consecutive days when sets are made within 30 nautical miles of each other in contiguous statistical rectangles (Biais 2022 e).

The combination of CPUEs of this survey with commercial CPUEs required that the latter be detailed, including specific positions, numbers of fish caught and hooks by set. Mandatory declarative logbooks do not provide these data, but it was possible to get them for a vessel of the directed fishery of which the captain provided his personal diaries for years 2000 to 2009. This vessel contributed to total French landing for about 10% each year from 2000 to 2008. In an initial attempt for combining commercial and survey CPUEs, the commercial CPUEs were scaled to 336 hooks and a selection of sets was made to mimic the survey sampling plan, using only CPUEs from May-June and within the survey area. In its presentation, WKELASMO suggested an analysis of the possible difference in catchability between longline sets with 3 or 4 lines (252-336 hooks), usually in the morning, and sets with 9 or 10 lines (756-840 hooks), usually in the afternoon. The results of this analysis showed that scaling to the same number of hooks was insufficient to properly incorporate the difference between the two types of longlines.

Consequently, a GLM was considered to be a better method to combine all CPUEs, including the type of longline in the variables (Biais 2022 f). Nevertheless, in order to limit the number of types of longline to two (252-336 hooks or 756-840 hooks), given the number of commercial CPUE available ($n=740$), a scaling to the same number of hooks was kept, assuming that the catchability is not affected by a small difference in number of hooks within each type. To select independent observations, as the survey CPUEs are, due to its sampling design, an analysis based on Kendall's rank correlations was performed as for the Norwegian longline CPUEs. It shows that CPUEs are independent observations after one day when 252-336 hooks are used and after two days when 756-840 hooks are used. According to this result, it appears more difficult to track porbeagle in the Bay of Biscay and in the southern Celtic Sea than in northern European waters, but the reason remains speculative (fishing technique, environment, prey density, etc.).

When two consecutive CPUEs are 50 NM apart, they were considered independent observations because they are not in contiguous ICES rectangles, using the same rationale than for the Norwegian CPUEs. Consequently, two series of independent CPUEs were constructed based on the distance and number of days between sets, one for each type of long line. In addition, a final possibility of improvement of the consistency between survey and commercial CPUEs was investigated by examining the distribution per ICES rectangle of commercial CPUEs.

Because a systematic sampling plan is adopted for the survey, the number of statistical rectangles visited during the survey is independent of the porbeagle distribution. The fishing effort of a commercial vessel is naturally more limited on area of low porbeagle density. To investigate this possible relationship between CPUEs and set distribution (Biais 2022 g), the series of independent CPUEs resulting from 252 or 336 hook sets was used because they form a longer series ($n=252$) than the 756 or 840 hook CPUE series ($n=224$), due to the selection to get independent observations. The survey area was divided in two parts: a northwestern subarea (North 47° N and west 7° W), which includes about half of ICES rectangles of the survey area, and the rest outside this NW subarea. Using the mean by ICES rectangle in May-June (survey months), to limit the effect of set distribution by rectangle, the mean CPUE was calculated by subarea (of the survey area) for every year. The proportion of ICES rectangles with longline sets in these subareas was also calculated in May-June every year. Then, the relationship between the proportion of set in the NW subarea and the mean CPUE outside this area in May-June was examined. As expected, there is a negative correlation between these two quantities (**Figure 7**). The relationship is linear with a slope significantly different from zero at alpha level of 0.05 ($p\text{-value}<0.01$). Therefore, the CPUEs outside the NW area provide a basis to estimate the number of ICES rectangles of the NW area where the commercial vessel would have set longlines in 2018 and 2019 with its usual fishing behaviour.

In these two years, the CPUE outside the NW area (i.e., in the southeastern part of survey area) are 5.3 and 4.4 porbeagle per set respectively, thus within the range of values used for estimating the linear relationship. They can therefore be used to estimate the proportion of ICES rectangles with sets in the NW area in 2018 (21%) and

in 2019 (30%). These proportions and the number of rectangles with sets in the SE part of the survey area (7 in 2018 as in 2019) allow us to estimate that the number of rectangles in the NW area should have been 2 in 2018 and 3 in 2019 to have a distribution of sets by area similar to that observed for the commercial vessel whose CPUEs are used to extend the survey series.

To obtain a consistent CPUE series, some ICES rectangles must consequently be selected among the rectangles with sets in 2018 ($n = 9$) or in 2019 ($n = 8$) in the NW area. The mean CPUEs in May-June outside the NW area can easily be grouped in two categories, depending on whether their mean CPUEs are above the mean or not, with large gap between the means of the two groups, with one having a mean CPUE nearly seven times higher than the other. The 2018 and 2019 CPUEs are obviously in the group of high CPUEs as they are about three times the 2000-2009 mean CPUE. Three years make up this group from 2000 to 2009: 2000, 2002 and 2009. In these years, the three ICES rectangles more frequented (by number of years) are 25D9, 25E0 and 24D9, in descending order of frequentation and priority to the easternmost rectangle in case of equality (25E0 and 24D9), considering that the vessel should navigate from east to west when exploring the NW area along the shelf edge. Therefore, only the CPUEs in these three ICES rectangles 25D9, 25E0 and 24D9 (25D9 and 25E2 in 2018, all three in 2019) must be selected to obtain a survey series comparable to the commercial series that complement it.

With regard to the commercial CPUEs, when independent observations are made using 252 or 336 hooks, they are comparable to the survey CPUEs (after scaling to 336 hooks when 252 hooks are deployed), considering that the fishing technique is identical, that the vessel is based on Yeu Island in both case, with the consequence that crew skill is similar and that the possible “skipper effect” is eliminated by the criteria set to obtain independent observations. A unique series can then be created to complement the survey CPUEs (including only those in selected ICES rectangles in the NW area) back to 2000 with comparable commercial CPUEs. The full CPUE series to standardize was formed by adding the CPUEs when 756 or 840 hooks are used, also scaled to the same number of hooks. This full CPUE series is referred as composite survey CPUE series later in the report.

The standardisation process was conducted with GLM using a Tweedie error distribution because data are continuous and include null values, with the usual choice of a log link. The model selection was done with the full series of survey CPUEs, because it was done before noticing the need to compare the spatial distribution of commercial and survey CPUEs. It was assumed that the removal of few CPUEs in two years ($n=21$ out of 535) has no consequence on the analysis previously performed to select the final model.

Four variables were considered for inclusion in the models tested: the year, type of longline (252-336 hooks or 756-840 hooks), month or period (February-April, May-June, July-September), to have periods before, during and after the survey, as an alternative to the month that limits the risk of over parametrisation, area (Celtic Sea north 48°30N, North Bay of Biscay from 45°N to 48°30N, South Bay of Biscay south 45°N) to catch the effect of the survey area (North Bay of Biscay), as the number of observations forces the ICES rectangle to be merged into larger spatial units. The selection of the final model was based on five folds cross validations, Akaike’s Information Criteria and quantile residual plots, like for the other GLM. This model involves the year, the type of longline and the area. The relative abundance index obtained shows a moderate increase of abundance of porbeagle in the Bay of Biscay and the southern Celtic Sea area from 2009 to 2019 (**Figure 8**).

To obtain a biomass index for doing a SPiCT assessment with indices and catch in weight, a mean weight series must be made available. A weight-length relationship based on landing data collected in 2008-2009 (Hennache and Jung, 2010) was used with length distributions from April to June of these two years (not available for each year separately) to calculate a mean weight for 2008-2009. Since the survey was carried out in May-June and that 80% of the commercial CPUEs selected to complement the survey are from April-June, the use of landing length distribution in these last three months (in Hennache and Jung, 2010) appeared relevant to provide biomass indices comparable to those of the survey and representative of the catch used to complement the survey CPUEs. The mean weight thus calculated is 59 kg.

This mean weight is above the values reported for May-June from 1980 to 1989 which are comprised between 42 and 53 kg (Lallemand-Lemoine, 1991), but the mean weight reported for July (61 kg) is greater than in 2008-2009 (44 kg). The higher July value in the 1980s likely indicates a sampling from the shelf edge when in July 2008-2009, the length distribution may have included samples from the Celtic Sea where the French fishery used to move in summer and where the fish are smaller. However, this shows that the mean weights do not appear to have changed much between the 1980s and 2000s. Given this observation, but also the low dynamic of porbeagle populations and the likely stability of the exploitation pattern in the absence of changes in fishing gears and practices in the French fishery in the 2000s, a stability of the length distribution of the exploitable population of

porbeagle from 2000 to 2008 appear an acceptable assumption. That supports using the 2008-2009 mean weight from 2000 to 2009 to convert the composite survey abundance index into a biomass index.

The 2018 and 2019 mean weights were obtained using the available weight-length relationship and the length distributions of survey catches. They are respectively 78 and 72 kg, values in agreement with the observed shift to the right of the length distribution between 2008-2009 and 2018-2019 (**Figure 9**). The mean weights obtained were used to transform the composite survey abundance index in a biomass index by multiplying each annual abundance index by the corresponding annual mean weight (**Figure 11**).

3.2.4 The Spanish longline CPUE series

The Spanish longline CPUE series was presented at the 2009 ICCAT-ICES porbeagle stock assessments meeting (ICCAT 2010; Mejuto *et al.*, 2010). CPUEs were provided by trips (in kg round weight per thousand hooks) of the surface longline targeting swordfish in the whole North Atlantic, from 1986 to 2007. For 88% of the trips (n=15458) no porbeagle was found. At the request of the 2009 ICCAT-ICES Working Group, an analysis restricted to two zones (#4 and 5) in the eastern Atlantic (East 20°W from 35°N to 55°N) was carried out to be used in the assessment. 5844 trips were reported in this area from 1986 to 2007 for 5699 porbeagle caught. The portion of this area north of 45°N comprises about half of these catches, although it is reported that traditional longline appears in this zone only sporadically during certain years and quarters. Some of the trips carried out during 1980s in this area are also indicated to may have taken advantage of sporadic local concentrations of porbeagle. CPUEs were standardized using GLM procedures assuming a delta-lognormal distribution error. The final model was selected using Akaike's Information Criteria, Bayesian Information Criteria and the likelihood ratio test (variables included: year, zone, quarter, bait, year*zone, year*quarter). The relative abundance index obtained (**Figure 10**) includes higher values in the 2000s, with large interannual variations.

3.3 Life-history parameters

SPiCT model runs were carried out using 0.059 yr^{-1} as a prior for the intrinsic growth-rate (r). This value was computed for the western Atlantic porbeagle population (Cortes and Semba, 2020).

4. Stock assessment

For all SPiCT (Pedersen and Berg, 2017) runs presented at the WKELASMO, the acceptance was examined with the list of criteria recommended by Mildenerger *et al.*, (2020). Analyses were conducted in 3.6.3 (R Core Team, 2020) using the ellipse (Murdoch and Chow, 2020), SPiCT (Pedersen and Berg, 2017) and TMB (Thygesen *et al.*, 2017) packages.

Exploratory assessments with JABBA (Winker *et al.*, 2018) were also presented. This Bayesian state-space surplus production model framework provides a comprehensive toolbox to conduct model diagnostics to objectively evaluate the four model plausible criteria recommended in Carvalho *et al.*, (2021): (1) model convergence (2) fit to the data, (3) model consistency (retrospective pattern) and (4) prediction skill through hindcast cross-validation. More information on use of the 'JABBA' R package can be found in Ortiz *et al.*, (2022) and in Winker *et al.*, (2018).

Prior to the development of a Norwegian directed fishery with first landing reported in 1926, all available information seems to show that porbeagle was only caught incidentally in limited quantities by Norwegian fisheries in the absence of a local market. No other fishery appears to have existed before 1946. There is therefore every reason to believe that the stock was very little exploited before 1926 and its biomass was close to the virgin state. The prior for the biomass ratio to the carrying capacity was consequently fix to 0.99 in all exploratory assessments carried with SPiCT, considering this prior informative ($\text{SD log (B/K)}=0.2$).

4.1 Exploratory assessments

Four sets of SPiCT exploratory runs were presented at the WKELASMO.

The first one (Biais 2022 h) did not include the Spanish longline index because the benefit of using it was discussed later. It included five runs (see below), starting with a Schaefer model as a reference run (informative prior for n set to 2). In subsequent runs, the prior for n remains set at 2, but with a different SD of $\text{log}(n)$ in R3 to R5, and with no change in priors for B/K (or same basis of unfished biomass in 1926 when the starting year of the run is changed) and r :

- R1 Reference run with a Schaefer model (prior for $n=2$, SD of $\log(n)=0.2$);
- R2 Robust estimation flag on catches to verify if this option could improve the diagnostics of the reference run in which the Shapiro test for normality of catch residuals fails to pass;
- R3 Semi-informative prior for n (SD of $\log(n)=0.5$), because the posterior value below 2 seemed to indicate that a lower n could provide a less flat production curve;
- R4 Same as R3 but starting in 1950 to test whether the fit is improved when the run is restricted to years for which biomass indices are available;
- R5 Relative SD of catches five times that of 2010, due to the uncertainty in discards size since 2010, with a semi-informative prior for n .

This initial exploration of using the SPiCT model with new data presented to the WKELASMO suggested a better fit when using a semi-informative prior for n , implying a Fox model (posterior n close to 1), and a higher relative SD of catches from 2010 onwards (run R5), with no benefit from other options.

The parameter of the run R5 were selected for an exploratory assessment with JABBA that compared this run with an alternative scenario including the Spanish longline index (Ortiz *et al.*, 2022). Both scenarios are consistent with SPiCT run R5, with respect to B/B_{MSY} and F/F_{MSY} trends. The JABBA criteria for plausible model acceptance are met for both scenarios, but the incorporation of the Spanish index degrades the precision of the fit. Considering that both runs are plausible, Ortiz *et al.*, (2022 a) suggest selecting the scenario that incorporates all available indices.

A second set of SPiCT exploratory runs was also provided by Ortiz *et al.*, (2022 b). Like the JABBA exploratory assessment, it allows to compare run R5 of the set #1 with a run having the same priors but incorporating the Spanish index (Run Ref). Four additional sensitivity runs were added, all incorporating the Spanish index:

- S1 Terminal year 2010 = same as Run Ref, but end catch and index series in 2010.
- S2 Terminal year 2015 = same as Run Ref, but end catch and index series in 2015.
- S3 Higher r prior assumptions = increase the mean r prior by a factor of three ($3*0.059$) same standard error of 0.2 as Run Ref.
- S4 Low standard error for the Survey index = assuming a higher precision of the composite survey index ($0.5 * se$ Index) compared to the fisheries dependent CPUE series.

Based on the results from these sensitivity runs, the Run Ref was proposed to be the final model. Comparison with the JABBA assessment incorporating the Spanish index again shows good consistency between the trends of two models, with JABBA B_{2020}/B_{MSY} being slightly above the SPiCT estimate (0.51 vs 0.47).

However, the choice of a prior for n leading to a posterior n close to 1 was pointed out as being in contradiction with a low prior for r . Indeed, this later implies a low productivity, as expected for a porbeagle stock, whereas n close to one implies a productive stock. Therefore, a third set of 8 exploratory SPiCT runs was presented, all with an informative prior for n set to 2 (SD $\log(n)=0.2$), but with a comparison of runs when the prior for r (still set to 0.059) is informative (SD $\log(r)=0.2$) or semi-informative (SD $\log(r)=0.5$), whether the Spanish index is incorporated or not.

This set of runs incorporated the composite survey index whether the spatial distribution of survey observations in 2018 and 2019 is adjusted to that of the commercial vessel observations during 2000-2009 or not. It shows that B/B_{MSY} Mohn's rho are reduced with the adjusted series. The benefit of a more consistent series was thus confirmed. On other hand, the incorporating the Spanish index has larger consequences on acceptance criteria. Without this index, the runs with a semi-informative prior on r (SD $\log(r)=0.5$) meet the all the acceptance criteria with a posterior r low enough to be considered realistic for the species; but, when the Spanish index is inserted, the runs with a semi-informative prior on r are not acceptable because a significant F/F_{MSY} retrospective pattern with peels in years 3 and 4 largely above the others in their terminal years. The solution of adding a prior on the SD of the Spanish index with a high value was tried, without changing the results much. Since the majority of WKELASMO members were in favour incorporating the Spanish index, the run with an informative prior on r was selected, although the F/F_{MSY} Mohn's rho was high (> 0.4). The presentation of results of these runs is available on the WKELASMO SharePoint (presentation folder). However, it was noted after the presentation that the index SD's should have been scaled to their means rather to their minima to allow the prior on the SD of the Spanish index to have the intended effect.

Therefore, a fourth set of 10 exploratory runs was provided to compare runs (**Tables 1 and 2**; Figures available on the WKELASMO sharepoint in presentation folder):

- when the Spanish index is not inserted (runs #1 and #2) or if it is (runs #3 to #10);
- when the SD's of the priors for $\log(r)$ is 0.2 (run #1 and runs #3 to #5) or if it is 0.5 (run #6 to run #10);
- when different priors are adopted for SD of the Spanish index. Three values were initially selected: 0.9, 1.2 and 1.8, considering that posterior SD of the composite survey index is about 0.6 in results of runs #1 and #2. Therefore, sensitivity runs with a prior for the SD of the Spanish index 1.5, 2 or 3 times higher seemed relevant. In addition, because the fit fails for more than 3 years in the retrospective analysis when SD of the priors for $\log(r)$ is 0.5 and prior for SD of the Spanish index is 0.9 (run #6), but not when this SD is 1.2 (run #9), the runs #7 and #8 were added to explore the effect of SD's of the Spanish index when it increases from 0.9 to 1.2.

As with set #3, the only runs that meet all the acceptance criteria without restriction are those with a semi-informative prior on r (SD for $\log(r) = 0.5$). Their posterior r is again low enough to be considered realistic for the species ($=0.09$). However, the retrospective pattern is no longer an issue with SD for $\log(r)$ of 0.5 when inserting the Spanish index, considering higher uncertainty for this index ($SD > 1$).

As with set #3, the only runs that meet all the acceptance criteria without restriction are those with a semi-informative prior for r (SD for $\log(r) = 0.5$). The retrospective pattern is no longer an issue when inserting the Spanish index, considering higher uncertainty for this index ($SD > 1$). As a result, there is now an advantage to use this index to meet the acceptance criteria. However, results are very similar whether the Spanish index is inserted or not when a semi-informative prior is used for r . The posterior r of these runs is again low enough to be considered realistic for the species ($=0.09$).

4.2 Final assessment

In the final set of exploratory runs, runs #8, #9 and #10 are very similar in terms of diagnostics, parameter point estimates and uncertainty. The Shapiro's p-values of the composite survey index differ slightly among these runs, with runs #8 and #9 showing values slightly below the 5% significance level (0.0426 for run #8 & 0.0458 for run #9); the p-value for run #10 is 0.0635. However, run #8 resulted in a lower number of failures when testing the influence of initial values on the parameter estimates (1 fit failed) compared to run #9 (7 fits failed) and run #10 (4 fits failed and 1 large distance), supporting accepting run #8 as the final assessment.

In the diagnostics of this run (**Figure 12**), the Shapiro test for the normality of catch residuals fails, as with other exploratory runs, because the decline in catches due to the second World War and fishing regulations implemented since 2010. In addition to the Shapiro's p-value of the composite survey index (#3) just below 0.05, this test as well as the test for bias fail to pass for the Spanish longline index (#4). As for the catch residuals, this is due to one or two residuals and, therefore, these results are not considered to show a violation of assumptions that could invalidate the model run.

The production curve appears rather flat because substantial process error, but this is not unusual (**Figure 13**). The exploited biomass decreases below B_{MSY} in the early 1950s. Despite an increase in the 2010s due to the fishing restriction in place since 2010, B/B_{MSY} is well below B_{MSY} in 2020. The retrospective patterns are consistent (**Figure 14**).

4.3 Forecast

A forecast was made for information. The "manage()" function in the SPiCT R package was used with the scenario 8. The forecast was carried out using a target fishing mortality ($F=0.03$) which is the F_{MSY} reduced (since the estimated biomass is below MSY Btrigger) and followed the fractile rule proposed by WKMSYCat34 (ICES 2017). The corresponding catch are 324t, B/B_{MSY} is 0.49 [0.15,1.6] and F/F_{MSY} is 0.56 [0.05,6.28].

5. Future considerations/recommendations

Genetic studies for individuals from different regions (at least Bay of Biscay – Celtic Sea and North Sea - Norwegian Sea) should be continued or initiated, in order to confirm possible genetic differences between

behavioural groups that may return to different spring-summer feeding areas each year. The need for appropriate sampling should be emphasized (small individuals, fish tagged with PSATS).

The PSAT deployments should be continued with attempts to obtain tracks in consecutive years. The planned PSAT deployments in northern European waters (by Norway) are welcomed to contribute to the knowledge of the stock structure by showing whether porbeagle in the Norwegian sea in summer have the same migration pattern than those tagged in the Bay of Biscay and the South Celtic Sea.

The difficulty of estimating discards should necessitate a specific at sea observer program if porbeagle landings continues to be banned in most European countries.

The continuation of the spring-summer survey in the Bay of Biscay and the southern Celtic Sea would be beneficial to follow the evolution of the exploited biomass with a fishery-independent index. This extension would allow the value of the investment made to carry out the survey in 2018 and 2019, but also to extend the two-year series obtained with commercial data to constitute a coherent series to evaluate the effect of the fishing limitation measures adopted since 2010. The extension of this survey to other regions and/or additional surveys in other regions should be considered.

The wide variations in the Spanish longline CPUE series should require an examination of the spatial distribution of trips that may be the cause. The possibility of obtaining an area and overwintering season index with this series should be investigated as well as its extension beyond 2007.

6. Reviewers report

6.1 Stock ID

Steve Cadrin, Christoph Stransky, David Murray and Zachary Whitener

New information on genetics (Viricel *et al.*, 2021 WD) and tagging (Biais *et al.*, 2022 WD, Righton *et al.*, 2022 WD) was considered in the context of previously available information (reviewed by Ellis *et al.*, 2022 WD and Haugen *et al.*, 2022 WD). Porbeagle have anti-tropical distributions throughout the North Atlantic and southern hemisphere, and analyses of mitochondrial DNA (mtDNA) indicate genetically distinct populations in each hemisphere (Kitamura and Matsunaga 2010, n=53) but no apparent genetic structure within the North Atlantic (n=40 from the northwest Atlantic, n=35 from northeast Atlantic; Testerman 2014). A recent analysis of mtDNA confirms two separate populations in the North Atlantic and southern hemisphere and no genetic structure within the North Atlantic (n=70 northwest Atlantic, n=99 northeast Atlantic, n=2 Mediterranean markets; González *et al.*, 2021). Life history information also suggests a relatively homogeneous population in the North Atlantic with only minor regional differences (Ellis *et al.*, 2022 WD, Haugen *et al.*, 2022 WD). Genetic and life history patterns suggest that there is sufficient reproductive connectivity to maintain a single genetic population in the North Atlantic, apparently including the Mediterranean. Information from tagging suggests a low rate of movement between the northeast and northwest Atlantic, with one porbeagle tagged in Irish waters and recaptured on the Grand Banks ten years later (Cameron *et al.*, 2018) from a total of 346 conventional tag recaptures (Ellis *et al.*, 2022 WD), and location estimates from several archival tag deployments that indicate movement across the ICES-NAFO boundary(42°W) from porbeagle tagged in the Bay of Biscay (**Figure 1**, Biais *et al.*, 2022 WD) and off the British Isles (Figure 2, Righton *et al.*, 2022 WD). Thermal preferences and temperature distributions also suggest that movement between the northeast Atlantic and the Mediterranean is limited (Ellis *et al.*, 2022 WD). Biais *et al.*, (2022 WD) reported two general movement patterns to the north and to the west from porbeagle tagged in the Bay of Biscay (**Figure 1**), and preliminary genetic analysis of one mtDNA character from a few individuals in each behavioural group (n=10 north, n=9 west) suggest genetic differences (Viricel *et al.*, 2021 WD).

In summary, most information available supports the conclusion that porbeagle consist of a single genetic population in the North Atlantic, which is relevant for determining species conservation status (Curtis *et al.*, 2016). Preliminary results on genetic differences among behavioural groups in the northeast Atlantic (Viricel *et al.*, 2021 WD) will need confirmation with more samples and genetic characters (ideally nuclear characters), and investigation of spatial overlap of the two behavioural groups (e.g., in the Bay of Biscay) will need to be considered for stock identification. The observed movement rates between the Northwest, Northeast Atlantic, and Mediterranean appear to be low enough to consider separate spatial units for stock assessment and fishery management. Therefore, the information available supports the current ICES advisory unit (subareas 1-10, 12 and

14, the Northeast Atlantic and adjacent waters) extended southward to 5°N, the extent of the ICCAT North Atlantic fishing area (ICCAT 2010).

6.2 Stock assessment

Enric Cortés and Jan Jaap

The stock identity of porbeagle was extensively discussed. While there seemed to be strong indication of site fidelity and repeated migration routes, the genetic differentiation among different regions in the North-east Atlantic was not strong and based on a limited number of samples. Ultimately, it was decided to keep the current management units.

There were several potential relative abundance index series that could be used to inform a surplus production model. One of the issues with all abundance indices was that the sample size and spatial coverage of the indices were small compared to the size of the management unit.

SPiCT, a Bayesian surplus production model, was used to assess the status of the Northeast stock of porbeagle. Data inputs to the model included total catches (1926-2020) and three biomass indices: a Norwegian CPUE based on logbooks of longline vessels targeting porbeagle (1950-1972), a French CPUE also based on longline vessels targeting porbeagle (1972-2009), and a French CPUE based on the personal logbook of a commercial longliner targeting porbeagle (2000-2009) complemented with a survey biomass index conducted in the Bay of Biscay and the Celtic Sea in 2018-2019 (this index will be referred to as composite index). Additionally, a bycatch CPUE index from the Spanish pelagic longline fleet (1986-2007) was also available.

The assessment used the intrinsic rate of increase ($r_{max}=0.059$) used in the ICCAT (2020) stock assessment and set the prior for the shape parameter n to 2, which implies a Schaefer production model with an inflection point of the production curve of $B_{MSY}/K=0.5$. It was pointed out that the n corresponding to the value of $r=0.059$ is 3.4 (which corresponds to $B_{MSY}/K=0.60$ obtained from a relationship between the inflection point and the rate of increase per generation, rT) and thus that the priors of r and n were internally inconsistent. This was investigated by setting the prior of n to 1) 3.4 with $SD=0.5$ (uninformative) and 2) 3.4 with $SD=0.2$ (more informative). With $SD=0.5$, the posterior was still estimated at 1.3 and with $SD=0.2$, the assessment did not pass the acceptance criteria. Values of $B_{MSY}/K < 0.5$ imply a more productive stock than predicted by life history characteristics, based on which the expectation would be a value $> 0.5B_{msy}/K$. This result may be due to the large interannual increases in the three biomass indices considered initially (especially the Norwegian index and some years for the composite index), which would conflict with the low productivity implied by the life history.

There was a question about the apparent concurrent trend in the indices and catches: a positive correlation between the decrease in catches and the Norwegian index from 1950 to 1972 and a positive correlation between the decrease in catches and the French index from 1972 to 2009. Further examination of the “plotspict.ci” plots from SPiCT showed that there were no positive increases in index at large catches that could indicate model violations.

There was also further discussion on the survey biomass index for 2018-2019. Rationale was presented as to why the index should be based on an analysis considering 10 statistical rectangles (reduced sampling area) with higher mean CPUE, including that there was an increase in R-squared of the index-effort relationship.

Several model configurations were trialled with 3 or 4 biomass indices, the composite index with or without a reduced area considered, and several assumptions about the SD of the priors of r and n . In general, there were retrospective patterns in F and F/F_{MSY} , which improved when the SD for r was set to 0.2. When using 4 indices, the Spanish index was not fit well owing to its very large interannual variability and the retrospective patterns improved when using $SD=0.2$ for r and a prior for the SD of variance was used (“logsdi” in SPiCT). It was recommended to run a sensitivity trial using very high or low values in the Spanish index to ensure that results would not be unduly affected by these changes. Another assessment using an alternative Bayesian production model (JABBA) was presented by the ICCAT Secretariat. Data inputs were the same as for the SPiCT assessment, with a few differences: the inflection point of the population growth curve/production curve was fixed at 0.37 (a Fox production model) implying a shape parameter $n=1.01$; initial depletion at the beginning of the model was 0.90 (vs 0.99 in SPiCT); and the standard error of the observation error variance for the indices was fixed at 0.25 (vs. using the actual observed values in SPiCT). An additional assessment using SPiCT was also presented by the ICCAT Secretariat with results similar to those run by the ICES WGEF.

There was extended discussion about the validity of the inclusion of the Spanish longline biomass index in the assessment. On one hand it was pointed out that the index was discussed during the 2009 ICCAT stock assessment and deemed appropriate for inclusion at the time, that it provides additional information on the relative abundance

of the NE Atlantic stock of porbeagle east of 45° W, and that it is not based on a directed fishery that could lead to a hyperstable CPUE. On the other hand, there was concern that this index provides information on porbeagle density further south than where the directed fisheries operated, in an area where PSAT deployments have shown that only a part of the exploited biomass migrates to and therefore raises questions about whether it provides better information on the abundance of the exploited biomass than the directed fisheries. Additionally, the validity of including this index in the base run was questioned because it shows interannual increases in abundance of 1 order of magnitude that are biologically impossible. It was recommended that at least, several of the peaks displayed by this index be down-weighted (i.e., increase the uncertainty of those data points) possibly by using robust estimation for those data points.

In all, despite some differences in model (JABBA and SPiCT ICES/ICCAT) configuration, both modeling approaches provided very similar outlooks of the status of the NE Atlantic porbeagle stock, pointing to a still overfished stock, but with overfishing no longer occurring, with the low values of current F consistent with the landing prohibition in effect since 2010. Despite the caveats about the Spanish index, the runs with 4 indices, prior for $n=2$ (SD=0.2), prior for $r=0.059$ (SD=0.2 or SD=0.5), and a prior for “logsdi” were deemed the most appropriate to assess the status of this stock. After further exploration a run that included a prior for $n=2$ (SD=0.2), prior for $r=0.059$ (SD=0.5), initial depletion=0.99 (SD=0.2), the four indices, but placing higher uncertainty in the Spanish index by setting a prior for logsdi=1.0, and scaling the se of each index to have a mean of 1 (vs. scaling it to the minimum value as initially done) was deemed to be the best run to determine stock status and provide catch advice. In conclusion, the data utilized in the assessment were the best available to the analysts and the assessment methods to determine stock status were adequate given the data available.

References

- Anonymous. ICES 2022 Report of the benchmark workshop for selected elasmobranch stocks (WKELASMO). ICES Scientific Reports: *In preparation*.
- Biais, G. 2022 a. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14 pp.
- Biais, G. 2022 b. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 5 pp.
- Biais, G. 2022 c. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 d. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 4 pp.
- Biais, G. 2022 e. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 f. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 8 pp.
- Biais, G. 2022 g. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement 2. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 7 pp.
- Biais, G. 2022 h. SPiCT runs for the Northeast Atlantic porbeagle. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27 pp.
- Biais, G., Viricel, A., and Baulier, L. 2022. Northeast Atlantic porbeagle stock identity issues. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27pp.
- Babcock E.A. and Cortes E., 2010. Bayesian surplus production model applied to porbeagle catch, CPUE and effort. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(6): 2051-2057.
- Carvalho, F., Winker H., Courtney D., Kapur M., Kell L., Cardinale M., Schirripa M., Kitakado T., Yemane D., Piner K. R., Maunder M. N., Taylor I. Wetzel C. R., Doering K., Johnson K. F., and Methot R. D. 2021. A

- cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research Volume 204. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2021.105959>
- 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. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(6): 118-131.
- Curtis T.H., Laporte S., Cortes E., DuBeck, G., and McCandless, C. 2016. Status review report: Por-beagle Shark (*Lamna nasus*). Final Report to 633 National Marine Fisheries Service, Office of Protected Resources. <https://repository.library.noaa.gov/view/noaa/17712>.
- González, M. T., Sepúlveda, F.A., Zárate, P.M. and Baeza, J.A. 2021. Regional population genetics and global phylogeography of the endangered highly migratory shark *Lamna nasus*: Implications for fishery management and conservation. Aquatic Conservation: Marine and Fresh-water Ecosystems 31: 620–634.
- Haugen, J.B., Skomal, G.B., Curtis, T.H., and Cadrin, S.X. 2022. Interdisciplinary stock identification of North Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*). WKELASMO 2022 Working Document.
- Hennache, C., and Jung, A. 2010. Etude de la pêche palangrière de requin-taube de l'île d'Yeu. Association pour l'étude et la conservation des sélaciens (APECS), Brest, France. 64 pp.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 porbeagle stock assessments meeting. (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 1909-2005.
- ICES. 2009. Report of the Joint Meeting between ICES Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF) and ICCAT Shark Subgroup, 22–29 June 2009, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2009/ACOM:16. 424 pp.
- ICES, 2010. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2010. Book 9: 85-93.
- ICES, 2012. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2012. Book 9: 132-137.
- ICES, 2015. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2015, Book 9, 6 pp.
- ICES, 2019. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2019, 6 pp.
- ICES. 2017. Report of the Workshop on the Development of the ICES approach to providing MSY advice for category 3 and 4 stocks (WKMSYCat34), 6–10 March 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:47. 53 pp.
- ICES 2021. Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF). ICES Scientific Reports. 3:59. 822 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.8199>
- Ellis, J. R., Johnston, G., and Coelho, R. 2022. Stock delineation of North-east Atlantic porbeagle *Lamna nasus*. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 13pp.
- Kitamura, T., and Matsunaga, H. 2010. Population structure of porbeagle (*Lamna nasus*) in the Atlantic Ocean as inferred from mitochondrial DNA control region sequences. Collective volume of scientific papers International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas 65:2082–2087.
- Lallemant-Lemoine, L. 1991. Analysis of the French fishery for porbeagle *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788). ICES CM 1991/g:71; 10 pp.
- Mildenberger, T.K., Kokkalis, A., Berg C.W. 2020. Guidelines for the stochastic production model in continuous time (SPiCT). 4pp.

- Mejuto, J., M. Ortiz, B. Garcia-Cortes, J. Ortiz de Urbina, A.M. Ramos-Cartelle. 2010. Historical data and standardized catch rates of porbeagle (*Lamna nasus*) caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 2006-2030.
- Murdoch D., and Chow, E. D. 2020. ellipse: Functions for Drawing Ellipses and Ellipse-Like Confidence Regions. R package version 0.4.2. <https://CRAN.R-project.org/package=ellipse>
- Ortiz, M., Taylor, N., Kimoto, A. and Forselledo, R. 2022. Preliminary stock assessment of Northeastern Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*) using the Bayesian State-Space Surplus Production Model JABBA. SCRS/2022/042.
- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. 2017. "A Stochastic Surplus Production Model in Continuous Time." Fish and Fisheries. 18, 226-243. doi:10.1111/faf.12174.
- Porch, C. E., Eklund, A-M, and Scott, G. P. 2006. A catch-free stock assessment model with application to goliath grouper (*Epinephelus itajara*) off southern Florida. Fishery Bulletin, 104(1): 89–101.
- R Core Team 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Righton D., Bendall, V., Hetherington, S., Saunders, R., Clarke, M., Biais, G., Campana, S., and Ellis, J. 2022. Spatial distribution of porbeagle shark *Lamna nasus* in the NE Atlantic. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14p.
- Testerman, C.B. 2014. Molecular Ecology of Globally Distributed Sharks. Nova Southeastern University Doctoral dissertation. <https://core.ac.uk/download/pdf/51078264.pdf>
- Thygesen, U. H., Albertsen, C. M., Berg, C.W., Kristensen, K., Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. Environmental and Ecological Statistics. doi:10.1007/s10651-017-0372-4.
- Viricel, A., Dourdin, T.S., and Biais, G. 2021. Population structure of the porbeagle shark in the Bay of Biscay inferred using molecular markers. ICES Working Group on Elasmobranch Fishes Working Document. 7p.

RAPPORT DE L'ATELIER CONJOINT CIEM-ICCAT DE RÉFÉRENCE ANTÉRIEUR À L'ÉVALUATION DU STOCK DE REQUIN-TAUPE COMMUN DE L'ATLANTIQUE NORD-EST

Afin d'entreprendre l'évaluation du stock de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est, le Groupe de travail sur les élastombranches du CIEM (WKELASMO) et le Groupe d'espèces sur les requins du Comité permanent pour la recherche et les statistiques (SCRS) de la Commission internationale pour la conservation des thonidés de l'Atlantique (ICCAT) ont tenu une série de réunions entre fin 2021 et avril 2022. Entre le 28 novembre et le 3 décembre 2021, le WKELASMO et le Groupe d'espèces ont discuté des questions relatives aux données. Les questions de standardisation des CPUE ont été discutées le 15 février 2022, tandis que les questions concernant l'évaluation ont été abordées lors d'une réunion tenue entre le 26 et le 29 avril 2022. Les scientifiques du CIEM et de l'ICCAT se sont mis d'accord sur les décisions finales concernant les données et le choix du cas de base du modèle d'évaluation. Le texte ci-dessous relatif au requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est a été extrait du rapport du CIEM (Anon. 2022).

1. Introduction

Le Groupe de travail ICCAT-CIEM de 2009 a réalisé une première évaluation analytique du stock de requin-taupe commun de l'Atlantique Nord-Est (NEA) (ICCAT 2010). Un modèle de production excédentaire bayésien (BSP) (Babcock et Cortés, 2010) a été utilisé, mais le manque de données de CPUE pour le pic de la pêcherie a été considéré comme ajoutant une incertitude considérable dans l'identification de l'état du stock. En outre, un modèle de production structuré par âge (Porch *et al.* 2006) a été utilisé pour fournir un contraste avec le modèle BSP, mais la mortalité par pêche estimée pour la période historique était irréaliste. En conséquence, les résultats des modèles ont été considérés comme trop incertains pour servir de base à l'avis de gestion (CIEM 2009).

Par conséquent, l'évaluation de l'état du stock réalisée par le CIEM en 2010 reposait principalement sur l'observation que les pêches réalisées dans le Nord avaient cessé et n'avaient pas repris, ce qui indiquait que le stock était probablement épuisé (CIEM 2010). L'évaluation ultérieure de 2012 était la même (CIEM 2012). En 2015, l'état du stock a été considéré comme inconnu parce que les perceptions antérieures du stock étaient fondées en grande partie sur le déclin historique des débarquements et les changements dans les habitudes de pêche, mais ces facteurs autres que l'abondance du poisson peuvent également influencer les débarquements (CIEM 2015). La taille du stock est toujours considérée comme inconnue dans l'avis du CIEM de 2019 pour la période 2020-2023 (CIEM 2019).

2. Identité du stock

Deux documents de travail (Biais *et al.* 2022 et Righton *et al.* 2022) présentaient les résultats du grand nombre de marques-archives pop-up reliées par satellite (PSAT) déployées sur des requins-taupes communs dans l'Atlantique Nord-Est entre 2006 et 2019 (n=88 en comptant les déploiements d'une durée > 8 jours). Les zones de remise à l'eau étaient la mer du Nord (n=1), les îles Féroé (n=1), l'Irlande du Nord (n=20), la mer Celtique (n=12) et le bord du plateau sud-ouest de la mer Celtique et du golfe de Gascogne (n=54). Les tracés des trajectoires reconstituées montrent un nombre limité de positions quotidiennes dans le Nord-Est de l'Écosse, la mer du Nord et la mer de Norvège (**figures 15 et 16**).

Le pourcentage moyen par mois de positions journalières dans cette zone est estimé à 3% de mars à juillet et à 26% d'août à février pour le requin-taupe commun marqué dans le golfe de Gascogne et le Sud de la mer Celtique en printemps-été. Cette faible utilisation de la partie Nord-Est de leur habitat par ces requins-taupes communs est associée à un retour fréquent dans ou près de la zone de marquage au printemps de l'année suivante, 76% des 22 déploiements de marques ayant duré plus de 11 mois.

Ce modèle de migration suggère un changement dans la distribution des requins-taupes communs et explique les captures élevées réalisées en mer du Nord et en mer de Norvège, ou que la biomasse exploitée peut être composée de plusieurs fractions qui ne sont pas entièrement mélangées entre les principales zones de pêche en raison de leurs différentes zones et périodes de fidélité au lieu de naissance. Cette dernière possibilité est soutenue par une analyse génétique préliminaire basée sur l'ADN mitochondrial qui suggère des différences génétiques entre les groupes comportementaux (Viricel *et al.* 2021). Cependant, cette analyse était basée sur un échantillon limité et doit être confirmée par une analyse génétique complémentaire sur l'ADN nucléaire.

Par conséquent, il convient d'encourager la réalisation d'autres études afin de mieux apprécier les implications de la complexité de la structure du stock et de la population de requins-taupes communs dans l'Atlantique Nord-Est pour l'évaluation des stocks et la gestion de la pêche. Toutefois, il n'existe pas encore suffisamment d'informations pour envisager une autre option qu'un stock unique pour le requin-taube commun dans l'Atlantique Nord-Est. Les données de marquage et de capture vont dans le sens d'une limite occidentale de la zone du stock à 42°W, mais sa limite méridionale pourrait être étendue vers le sud de 36°N à 5°N, pour s'aligner sur celle de l'ICCAT (Ellis *et al.*, 2022).

3. Données d'entrée pour l'évaluation des stocks

3.1 Données sur les prises

On suppose que les débarquements de requins-taupes communs sont proches des captures jusqu'en 2009, car la valeur élevée de cette espèce doit avoir limité les rejets (CIEM 2021). Depuis l'introduction du TAC nul de l'UE en 2010, les débarquements déclarés sont probablement beaucoup moins représentatifs des captures, mais il ne fait aucun doute que les captures ont baissé dans une très large proportion depuis 2010. Par conséquent, l'utilisation des débarquements pour estimer les captures peut entraîner une sous-estimation limitée des captures jusqu'en 2009, car des données complètes sur les débarquements sont disponibles pour les principales pays de pêche et les rejets sont limités. À partir de 2010, les rejets ne sont pas quantifiés, et en l'absence de ces données, on suppose que leur niveau n'est pas suffisamment important pour fausser en grande mesure la tendance montrée par les débarquements.

Les données de débarquement du Groupe de travail sur les pêcheries d'élastomobranches du CIEM (WGEF) de 2021 ont été révisées en utilisant (**figure 1**) :

- Débarquements soumis en réponse à l'appel de données du WKELASMO (2005-2020) par la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, la Norvège, le Royaume-Uni-Angleterre et le Royaume-Uni-Écosse. Tous ces pays ont précédemment déclaré des débarquements dans le cadre des appels de données annuels du WGEF. Les débarquements soumis ici ont donc fait l'objet d'une vérification croisée pour d'éventuelles mises à jour par rapport au tableau des débarquements du WGEF pour 2021.
- Statistiques de capture de l'ICCAT fournies au WKELASMO. Les données de captures de l'ICCAT des îles Féroé de 1953 à 1960 ont été incluses, car on suppose qu'elles ont été réalisées dans l'Atlantique Nord-Est avant que la pêche au requin-taube commun ne commence dans l'Atlantique Nord-Ouest. Les débarquements espagnols du WGEF ont été remplacés par les captures de l'ICCAT, car on soupçonnait que les débarquements du WGEF incluaient les débarquements d'autres espèces de requins (aucun changement de 1950 à 1987).
- Base de données de la Direction des Pêches française pour la révision des débarquements français de 1973 à 1987 et base de données Ifremer (Harmonie) pour la révision des débarquements français de 1988 à 1999.
- Rapports statistiques officiels norvégiens pour la révision des captures norvégiennes pour certaines différences limitées (années 1971, 1973 et 1984) et conversion du poids éviscéré en poids vif en utilisant le coefficient de transformation (1,3) fourni dans les rapports statistiques officiels norvégiens (années 1926 à 1972, sauf années 1958-1960, 1969, 1970 déjà en poids vif).

3.2 Séries de CPUE

Trois séries de CPUE palangrières standardisées au moyen d'un modèle linéaire généralisé (GLM) ont été fournies pour les niveaux de référence du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est. Il s'agit des séries suivantes :

- Une série de CPUE palangrière de la Norvège allant de 1950 à 1972, en nombre de poissons par jour, provenant des journaux de bord personnels de cinq navires de la pêche dirigée norvégienne, en nombre de poissons par jour (Biais 2022 a et b);
- Une série de CPUE palangrière de la France allant de 1972 à 2009, en prises par sortie, provenant des journaux de bord de 19 navires de la pêcherie dirigée française. Il s'agit d'une révision de la série de CPUE déjà présentée lors de l'évaluation ICCAT-CIEM de 2009 (Biais 2022 c et d) ;
- Une série composite de CPUE d'études construite en combinant les CPUE d'un navire commercial français, de 2000 à 2009, avec les CPUE d'une étude réalisée en 2018-2019, en nombre de poissons par jour et par rectangle CIEM (Biais 2022 e, f et g).

En outre, une série de CPUE de la palangre espagnole utilisée dans le cadre de l'évaluation ICCAT-CIEM de 2009 (ICCAT 2010 ; Mejuto et al., 2010) est disponible. Il s'agit d'une série de prises accessoires de la palangre de surface ciblant l'espadon, en poids vif par sortie et par millier d'hameçons.

3.2.1 Série de CPUE des palangriers norvégiens

La série de CPUE de la Norvège a été obtenue à partir de trois journaux de bord manuscrits de cinq palangriers de la pêche dirigée (Biais 2022 a). Comme cette pêche a cessé dans les années 1980, ces journaux de bord sont maintenant rares. Bien que limités en nombre, ceux obtenus ont fourni une base de données suffisamment importante pour une analyse plus poussée, avec 1.683 captures quotidiennes en nombre par rectangle de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ pour la période 1950 à 1972 (années 1965-1967 manquantes). Tout d'abord, en considérant qu'un navire suit probablement le mouvement du requin-taupe commun, l'indépendance des paires de captures dans les mêmes rectangles $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ ou adjacents et effectuées à des intervalles variant de un à dix jours a été évaluée à l'aide des corrélations de rang de Kendall (valeur $p < 0,05$). Sur la base des résultats, les CPUE ont été sélectionnées s'il y a au moins cinq jours entre les captures successives lorsqu'elles sont effectuées dans des rectangles identiques ou contigus. D'autre part, les CPUE ont été considérées comme des observations indépendantes, car il semble peu probable qu'un navire puisse retrouver le même groupe de poissons le jour suivant en sautant un rectangle de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$, compte tenu de la variabilité des mouvements de poissons montrée par les déploiements des marques PSAT. Cette sélection a réduit de manière significative le nombre de captures quotidiennes utilisables de 1683 à 616, mais elle a été considérée comme nécessaire pour obtenir des indices d'abondance non biaisés. En utilisant ce sous-échantillon, six sous-zones ont été définies sur la base des CPUE moyennes par rectangle et des discontinuités observées. Elles s'étendent le long de la côte norvégienne, au sud de $69^{\circ}N$, jusqu'au nord de l'Écosse, et s'étendent également dans le nord et le centre de la mer du Nord (**figure 2**). Cette zone de pêche historique de la pêcherie norvégienne a été complétée par de nouvelles zones à l'ouest et au sud de l'Irlande dans les années 1960. Les CPUE ont été standardisées en comparant trois approches GLM, toutes adaptées à la présence de jours de captures zéro dans la série de CPUE (distribution d'erreur binomiale négative, distribution Tweedie de l'erreur, approche delta-GLM combinant une distribution d'erreur binomiale avec une distribution Gamma de l'erreur) en utilisant les CPUE de la zone de pêche historique de la pêcherie norvégienne (Biais 2022 a). L'année, le mois, la sous-zone et le navire ont été inclus dans les variables du GLM ainsi que les interactions entre ces effets. La sélection du modèle à retenir a été proposée sur la base de validations croisées à cinq reprises, du critère d'information d'Akaike et de diagrammes de valeurs résiduelles quantiles. Suite à la présentation de cette comparaison du GLM, le WKELASMO a demandé de compléter l'analyse en examinant les effets de l'utilisation des six unités spatiales définies (sans exclure les unités spatiales à l'ouest et au sud-ouest de l'Irlande) et du trimestre au lieu du mois comme variable temporelle pour standardiser les CPUE des palangriers norvégiens, avec des GLM utilisant la distribution d'erreur binomiale négative avec un lien logarithmique, compte tenu de sa pertinence lorsque les CPUE sont entières et varient largement et ses performances par rapport aux GLM utilisant d'autres distributions. Suite à la présentation de ce complément à l'analyse précédente (Biais 2022 b), le modèle GLM incluant les effets de l'année, du mois et de la sous-zone et utilisant une structure d'erreur binomiale négative a été retenu comme modèle final. La série d'indices annuels relatifs obtenus avec ce modèle montre une tendance à la baisse dans la seconde moitié des années 1950, mais cette tendance semble s'être stabilisée au début des années 1960, suivie d'une légère augmentation à la fin des années 1960 et au début des années 1970 (**figure 3**).

Pour obtenir un indice de biomasse permettant de faire une évaluation SPiCT avec des indices et des prises en poids, les journaux de bord norvégiens employés pour obtenir l'indice d'abondance relative ont également été utilisés. Ils fournissent les captures en poids (poissons éviscérés sans tête) pour la plupart des débarquements. Cela permet de calculer les poids moyens annuels des poissons sur la base de 92% des CPUE quotidiennes utilisées dans la standardisation du GLM pour toutes les années à partir de 1950, sauf 1970 et 1972. Pour ces deux années, les poids moyens ont été estimés par la moyenne des poids moyens des années les plus proches (1969 et 1970, puisque la série se termine en 1972). Ces poids moyens ont été utilisés pour transformer l'indice d'abondance relative en une série d'indices de biomasse relative en multipliant chaque indice annuel par le poids moyen annuel correspondant (**figure 11**).

3.2.2 Série de CPUE des palangriers français

Les CPUE des palangriers de la pêcherie dirigée française sont disponibles depuis 1972, deuxième année de la pêcherie, jusqu'à son arrêt par un TAC nul en 2010 (Biais 2022 c et d). Sa zone de pêche s'étend principalement sur le bord du plateau du golfe de Gascogne, mais aussi en mer Celtique (**figure 4**). Afin d'obtenir une série temporelle la plus longue possible, ces CPUE sont exprimées en poids par sortie. Cette série a été présentée pour la première fois au GT ICCAT-CIEM de 2009 qui l'a utilisée pour une évaluation exploratoire. Comme en 2009, il a été décidé de sélectionner les bateaux afin d'éviter les participations courtes, ce qui permet ainsi une meilleure

comparabilité interannuelle des indices d'abondance (19 bateaux sélectionnés, tous basés à l'île d'Yeu). En plus de ce traitement préalable, la série de CPUE a été nettoyée pour limiter les effets du temps de navigation vers les zones de pêche ainsi que pour exclure certaines sorties ciblant les thonidés ou dont les valeurs suggéraient une erreur dans le processus de déclaration. Les CPUE ont été standardisées au moyen d'un GLM, en utilisant une distribution Gamma de l'erreur avec un lien logarithmique. Les variables considérées étaient l'année, le mois, la zone (divisions CIEM 7 a et f-g, 7 h-j-k et 8), le navire et leurs interactions. La sélection du modèle final a été effectuée comme pour les CPUE norvégiennes. Ce modèle fait intervenir les quatre variables considérées mais pas leurs interactions. L'indice d'abondance relative obtenu diminue dans les années 1970, mais varie ensuite sans présenter de tendance claire (**figure 5**).

3.2.3 Série composite de CPUE de l'étude

La série composite de CPUE de l'étude combine les CPUE d'un navire commercial français, de 2000 à 2009, avec les CPUE d'une étude réalisée en 2018-2019. Ceci a été fait pour construire une série suffisamment longue pour fournir des informations sur la tendance de l'abondance depuis l'arrêt de la pêche dirigée en 2010, en l'absence de toute possibilité de fonder une évaluation sur les CPUE commerciales depuis la mise en œuvre de la réglementation qui a arrêté la pêche dirigée française et la quasi-totalité des débarquements de requins-taupes communs dans les pays européens.

L'étude a été réalisée en mai-juin 2018 et 2019, pendant environ un mois et demi les deux années, avec un palangrier affrété basé à l'île d'Yeu dont le capitaine et l'équipage étaient expérimentés dans la pêche à la palangre du requin-taupo commun. L'engin était une palangre avec 336 hameçons, identique à l'engin utilisé par la pêche commerciale dirigée pour la première calée de la journée. Deux calées par jour étaient prévues, comme d'habitude dans la pêche commerciale, mais avec le même engin alors qu'une palangre deux fois plus longue est généralement utilisée dans la pêche commerciale pour la deuxième calée de la journée. Les deux calées quotidiennes ont été planifiées dans le même rectangle CIEM avec un à trois jours de pêche par rectangle statistique (mais généralement deux) qui doivent être espacés d'au moins 10 jours. La zone d'étude comprenait 16 rectangles CIEM s'étendant le long du rebord du plateau continental du golfe de Gascogne et du sud de la mer Celtique (**figure 6**). Ainsi, l'étude visait à obtenir un échantillonnage systématique d'une zone centrale de l'ancienne pêche dirigée, à un moment où cette zone constitue une partie importante de l'habitat du requin-taupo commun, comme en témoignent les déploiements des marques PSAT et les CPUE commerciales. Les positions des stations de pêche étaient fixes et aussi éloignées les unes des autres que possible. Ce schéma d'échantillonnage et le changement quotidien du rectangle CIEM étaient destinés à fournir des observations quotidiennes indépendantes. Cela a été vérifié par une analyse de la relation entre les CPUE de jours consécutifs lorsque les opérations sont effectuées à moins de 30 milles nautiques les unes des autres dans des rectangles statistiques contigus (Biais 2022 e).

La combinaison des CPUE de cette étude avec les CPUE commerciales exigeait que ces dernières soient détaillées et incluent les positions spécifiques, le nombre de poissons capturés et les hameçons par calée. Les journaux de bord à déclarer obligatoirement ne fournissent pas ces données, mais il a été possible de les obtenir pour un navire de la pêche dirigée dont le capitaine a fourni ses journaux personnels pour les années 2000 à 2009. Ce navire a contribué au total des débarquements français pour environ 10% chaque année de 2000 à 2008. Dans une première tentative pour combiner les CPUE commerciales et celles de l'étude, les CPUE commerciales ont été mises à l'échelle de 336 hameçons et une sélection d'opérations a été faite pour imiter le plan d'échantillonnage de l'étude, en utilisant uniquement les CPUE de mai-juin et dans la zone de l'étude. Lors de sa présentation, le WKELASMO a suggéré une analyse de la différence possible de la capturabilité entre les opérations palangrières avec 3 ou 4 lignes (252-336 hameçons), généralement le matin, et les opérations réalisées avec 9 ou 10 lignes (756-840 hameçons), généralement l'après-midi. Les résultats de cette analyse ont montré qu'une mise à l'échelle sur le même nombre d'hameçons était insuffisante pour intégrer correctement la différence entre les deux types de palangres.

Par conséquent, un GLM a été considéré comme une meilleure méthode pour combiner toutes les CPUE, y compris le type de palangre dans les variables (Biais 2022 f). Néanmoins, afin de limiter le nombre de types de palangre à deux (252-336 hameçons ou 756-840 hameçons), compte tenu du nombre de CPUE commerciales disponibles (n=740), une échelle au même nombre d'hameçons a été maintenue, en supposant que la capturabilité n'est pas affectée par une petite différence dans le nombre d'hameçons au sein de chaque type. Pour sélectionner des observations indépendantes, comme le sont les CPUE de l'étude, en raison de son plan d'échantillonnage, une analyse basée sur les corrélations de rang de Kendall a été réalisée comme pour les CPUE des palangriers norvégiens. Elle montre que les CPUE sont des observations indépendantes après un jour lorsque 252-336 hameçons sont utilisés et après deux jours lorsque 756-840 hameçons sont utilisés. D'après ce résultat, il semble plus difficile de suivre les requins-taupes dans le golfe de Gascogne et dans le sud de la mer Celtique que dans les

eaux du nord de l'Europe, mais la raison reste spéculative (technique de pêche, environnement, densité des proies, etc.).

Lorsque deux CPUE consécutives sont séparées de 50 nœuds marins, elles ont été considérées comme des observations indépendantes car elles ne se trouvent pas dans des rectangles CIEM contigus, en utilisant le même raisonnement que pour les CPUE norvégiennes. Par conséquent, deux séries de CPUE indépendantes ont été construites sur la base de la distance et du nombre de jours entre les opérations, une pour chaque type de palangre. En outre, une dernière possibilité d'amélioration de la cohérence entre les CPUE de l'étude et les CPUE commerciales a été étudiée en examinant la distribution par rectangle CIEM des CPUE commerciales.

Étant donné qu'un plan d'échantillonnage systématique est adopté pour l'étude, le nombre de rectangles statistiques visités pendant l'étude est indépendant de la distribution du requin-taube commun. L'effort de pêche d'un navire commercial est naturellement plus limité dans les zones de faible densité de requins-taupes communs. Pour étudier cette relation possible entre les CPUE et la distribution des opérations (Biais 2022 g), la série de CPUE indépendantes résultant d'opérations au moyen de 252 ou 336 hameçons a été utilisée car elle forme une série plus longue ($n = 252$) que la série de CPUE d'opérations au moyen de 756 ou 840 hameçons ($n = 224$), en raison de la sélection pour obtenir des observations indépendantes. La zone d'étude a été divisée en deux parties : une sous-zone nord-ouest (nord 47°N et ouest 7°O), qui comprend environ la moitié des rectangles CIEM de la zone d'étude, et le reste en dehors de cette sous-zone du nord-ouest. En utilisant la moyenne par rectangle CIEM en mai-juin (mois de l'étude), pour limiter l'effet de la distribution de l'opération par rectangle, la CPUE moyenne a été calculée par sous-zone (de la zone de l'étude) pour chaque année. La proportion de rectangles CIEM avec des opérations palangrières dans ces sous-zones a également été calculée en mai-juin de chaque année. Ensuite, la relation entre la proportion de calées dans la sous-zone Nord-Ouest et la CPUE moyenne en dehors de cette zone en mai-juin a été examinée. Comme escompté, il existe une corrélation négative entre ces deux quantités (**figure 7**). La relation est linéaire avec une pente significativement différente de zéro au niveau alpha de 0,05 (valeur $p < 0,01$). Par conséquent, les CPUE en dehors de la zone Nord-Ouest constituent une base pour estimer le nombre de rectangles CIEM de la zone Nord-Ouest où le navire commercial aurait mouillé des palangres en 2018 et 2019 avec son comportement de pêche habituel.

Au cours de ces deux années, les CPUE en dehors de la zone Nord-Ouest (c'est-à-dire dans la partie Sud-Est de la zone d'étude) sont respectivement de 5,3 et 4,4 requins-taupes communs par opération, ce qui se situe donc dans la fourchette des valeurs utilisées pour estimer la relation linéaire. Elles peuvent donc être utilisées pour estimer la proportion de rectangles du CIEM avec des opérations dans la zone Nord-Ouest en 2018 (21%) et en 2019 (30%). Ces proportions et le nombre de rectangles avec des opérations dans la partie Sud Est de la zone d'étude (sept en 2018 comme en 2019) nous permettent d'estimer que le nombre de rectangles dans la zone Nord-Ouest aurait dû être de deux en 2018 et trois en 2019 pour avoir une distribution d'opérations par zone similaire à celle observée pour le navire commercial dont les CPUE sont utilisées pour étendre la série de l'étude.

Pour obtenir une série cohérente de CPUE, certains rectangles du CIEM doivent par conséquent être sélectionnés parmi les rectangles avec des opérations en 2018 ($n = 9$) ou en 2019 ($n = 8$) dans la zone Nord-Ouest. Les CPUE moyennes en mai-juin en dehors de la zone Nord-Ouest peuvent facilement être regroupées en deux catégories, selon que leurs CPUE moyennes sont supérieures ou non à la moyenne, avec un grand écart entre les moyennes des deux groupes, l'un ayant une CPUE moyenne près de sept fois supérieure à l'autre. Les CPUE de 2018 et 2019 se situent manifestement dans le groupe des CPUE élevées, car elles sont environ trois fois supérieures à la moyenne des CPUE de 2000-2009. Trois années composent ce groupe, de 2000 à 2009 : 2000, 2002 et 2009. Au cours de ces années, les trois rectangles du CIEM les plus fréquentés (par nombre d'années) sont 25D9, 25E0 et 24D9, par ordre décroissant de fréquentation et priorité au rectangle le plus à l'est en cas d'égalité (25E0 et 24D9), considérant que le navire devrait naviguer d'est en ouest lorsqu'il explore la zone Nord-Ouest le long du bord du plateau. Par conséquent, seules les CPUE de ces trois rectangles CIEM 25D9, 25E0 et 24D9 (25D9 et 25E2 en 2018, les trois en 2019) doivent être sélectionnées pour obtenir une série d'étude comparable aux séries commerciales qui la complètent.

En ce qui concerne les CPUE commerciales, lorsque des observations indépendantes sont faites en utilisant 252 ou 336 hameçons, elles sont comparables aux CPUE de l'étude (après mise à l'échelle à 336 hameçons lorsque 252 hameçons sont déployés), en considérant que la technique de pêche est identique, que le navire est basé sur l'île d'Yeu dans les deux cas, avec pour conséquence que la compétence de l'équipage est similaire et que l'éventuel "effet du capitaine" est éliminé par les critères fixés pour obtenir des observations indépendantes. Une série unique peut alors être créée pour compléter les CPUE de l'étude (en incluant uniquement celles des rectangles du CIEM sélectionnés dans la zone Nord-Ouest) jusqu'en 2000 avec des CPUE commerciales comparables. La série complète de CPUE à standardiser a été formée en ajoutant les CPUE lorsque 756 ou 840 hameçons sont utilisés,

également échelonnés au même nombre d'hameçons. Cette série complète de CPUE est appelée série de CPUE composite de l'étude dans la suite du rapport.

Le processus de standardisation a été mené avec GLM en utilisant une distribution d'erreur de Tweedie parce que les données sont continues et incluent des valeurs nulles, avec le choix habituel d'un lien logarithmique. La sélection du modèle a été faite avec la série complète des CPUE de l'étude, parce qu'elle a été faite avant que ne soit apparu le besoin de comparer la distribution spatiale des CPUE commerciales et des CPUE de l'étude. Il a été supposé que la suppression de quelques CPUE dans deux années (n=21 sur 535) n'a pas de conséquence sur l'analyse effectuée précédemment pour sélectionner le modèle final.

Quatre variables ont été considérées pour être incluses dans les modèles testés : l'année, le type de palangre (252-336 hameçons ou 756-840 hameçons), le mois ou la période (février-avril, mai-juin, juillet-septembre), pour avoir des périodes avant, pendant et après l'étude, comme alternative au mois qui limite le risque de sur-paramétrage, zone (mer Celtique au Nord de 48°30N, Nord du golfe de Gascogne de 45°N à 48°30N, Sud du golfe de Gascogne au Sud de 45°N) pour capter l'effet de la zone d'étude (Nord du golfe de Gascogne), car le nombre d'observations oblige à fusionner le rectangle du CIEM en unités spatiales plus grandes. La sélection du modèle final a été basée sur cinq validations croisées, le critère d'information d'Akaike et des diagrammes de valeurs résiduelles quantiles, comme pour les autres GLM. Ce modèle fait intervenir l'année, le type de palangre et la zone. L'indice d'abondance relative obtenu montre une augmentation modérée de l'abondance du requin-taupo commun dans la zone du golfe de Gascogne et du Sud de la mer Celtique entre 2009 et 2019 (**figure 8**).

Pour obtenir un indice de biomasse permettant de faire une évaluation avec SPiCT avec des indices et la prise en poids, il faut disposer d'une série de poids moyens. Une relation poids-longueur basée sur les données de débarquement recueillies en 2008-2009 (Hennache et Jung, 2010) a été utilisée avec les distributions de longueur d'avril à juin de ces deux années (non disponibles pour chaque année séparément) pour calculer un poids moyen pour 2008-2009. Dans la mesure où l'étude a été réalisée en mai-juin et que 80% des CPUE commerciales sélectionnées pour compléter l'étude sont d'avril-juin, l'utilisation de la distribution des longueurs de débarquement dans ces trois derniers mois (Hennache et Jung, 2010) a semblé pertinente pour fournir des indices de biomasse comparables à ceux de l'étude et représentatifs des captures utilisées pour compléter les CPUE de l'étude. Le poids moyen ainsi calculé est de 59 kg.

Ce poids moyen est supérieur aux valeurs rapportées pour mai-juin de 1980 à 1989 qui sont comprises entre 42 et 53 kg (Lallemand-Lemoine, 1991), mais le poids moyen rapporté pour juillet (61 kg) est supérieur à celui de 2008-2009 (44 kg). La valeur plus élevée en juillet dans les années 1980 indique probablement un échantillonnage du bord du plateau alors qu'en juillet 2008-2009, la distribution des longueurs peut avoir inclus des échantillons de la mer Celtique où la pêcherie française se déplaçait en été et où les poissons sont plus petits. Toutefois, cela montre que les poids moyens ne semblent pas avoir beaucoup changé entre les années 1980 et 2000. Compte tenu de cette observation, mais aussi de la faible dynamique des populations de requins-taupes communs et de la stabilité probable du schéma d'exploitation en l'absence de changements dans les engins et pratiques de pêche de la pêcherie française dans les années 2000, une stabilité de la distribution de longueur de la population exploitable de requins-taupes communs de 2000 à 2008 semble une hypothèse acceptable. Cela justifie l'utilisation du poids moyen 2008-2009 de 2000 à 2009 pour convertir l'indice d'abondance composite de l'étude en un indice de biomasse.

Les poids moyens de 2018 et 2019 ont été obtenus en utilisant la relation poids-longueur disponible et les distributions de longueur des captures de l'étude. Elles sont respectivement de 78 et 72 kg, valeurs en accord avec le déplacement observé vers la droite de la distribution des longueurs entre 2008-2009 et 2018-2019 (**figure 9**). Les poids moyens obtenus ont été utilisés pour transformer l'indice d'abondance composite de l'étude en un indice de biomasse en multipliant chaque indice d'abondance annuel par le poids moyen annuel correspondant (**figure 11**).

3.2.4 Série de CPUE palangrière espagnole

La série de CPUE palangrière espagnole a été présentée lors de la réunion d'évaluation du stock de requin-taupo commun de l'ICCAT-CIEM de 2009 (ICCAT 2010 ; Mejuto *et al.*, 2010). Les CPUE ont été fournies par sortie (en kg de poids vif par millier d'hameçons) des palangriers de surface ciblant l'espadon dans tout l'Atlantique Nord, de 1986 à 2007. Pour 88% des sorties (n=15.458), aucun requin-taupo commun n'a été trouvé. A la demande du Groupe de travail ICCAT-CIEM de 2009, une analyse limitée à deux zones (#4 et 5) dans l'Atlantique Est (Est de 20°W de 35°N à 55°N) a été réalisée pour être utilisée dans l'évaluation. De 1986 à 2007, 5.844 sorties ont été déclarées dans cette zone pour 5.699 requins-taupes communs capturés. La partie de cette zone située au Nord de 45°N comprend environ la moitié de ces captures, bien qu'il soit signalé que la palangre traditionnelle n'apparaît

dans cette zone que sporadiquement pendant certaines années et certains trimestres. Il est également indiqué que certaines des sorties effectuées au cours des années 1980 dans cette zone ont pu profiter de concentrations locales sporadiques de requins-taupes communs. Les CPUE ont été standardisées en utilisant des procédures GLM en supposant une distribution d'erreur delta-lognormale. Le modèle final a été sélectionné en utilisant les critères d'information d'Akaike, les critères d'information bayésiens et le test du ratio de vraisemblance (variables incluses : année, zone, trimestre, appât, année*zone, année*trimestre). L'indice d'abondance relative obtenu (**figure 10**) comprend des valeurs plus élevées dans les années 2000, avec de grandes variations interannuelles.

3.3 Paramètres du cycle vital

Les scénarios du modèle SPiCT ont été effectués en utilisant $0,059 \text{ an}^{-1}$ comme prior pour le taux de croissance intrinsèque (r). Cette valeur a été calculée pour la population de requin-taupe commun de l'Atlantique Ouest (Cortes et Semba, 2020).

4. Évaluation des stocks

Pour tous les scénarios de SPiCT (Pedersen et Berg, 2017) présentés au WKELASMO, l'acceptation a été examinée à l'aide de la liste de critères recommandée par Mildenerger *et al.* (2020). Les analyses ont été effectuées en 3.6.3 (R Core Team, 2020) à l'aide d'ellipse (Murdoch et Chow, 2020) et des paquets SPiCT (Pedersen et Berg, 2017) et TMB (Thygesen *et al.*, 2017).

Des évaluations exploratoires avec JABBA (Winker *et al.*, 2018) ont également été présentées. Ce cadre de modèle de production excédentaire bayésien état-espace fournit une boîte à outils complète pour effectuer des diagnostics de modèle afin d'évaluer objectivement les quatre critères de plausibilité du modèle recommandés dans Carvalho *et al.* (2021) : (1) convergence du modèle, (2) ajustement aux données, (3) cohérence du modèle (schéma rétrospectif) et (4) capacité de prédiction par validation croisée rétrospective. De plus amples informations sur l'utilisation du paquet R 'JABBA' sont disponibles dans Ortiz *et al.* (2022) et dans Winker *et al.* (2018).

Avant le développement d'une pêcherie dirigée norvégienne, dont le premier débarquement a été signalé en 1926, toutes les informations disponibles semblent montrer que le requin-taupe commun n'était capturé qu'accessoirement en quantités limitées par les pêcheries norvégiennes en l'absence de marché local. Aucune autre pêcherie ne semble avoir existé avant 1946. Il y a donc tout lieu de penser que le stock était très peu exploité avant 1926 et que sa biomasse était proche de l'état vierge. Le prior pour le ratio de la biomasse par rapport à la capacité de charge a donc été fixée à 0,99 dans toutes les évaluations exploratoires réalisées avec SPiCT, en considérant ce prior comme informatif ($\text{SD log}(B/K)=0,2$).

4.1 Évaluations exploratoires

Quatre ensembles de scénarios exploratoires de SPiCT ont été présentés au WKELASMO.

Le premier (Biais 2022 h) n'incluait pas l'indice palangrier espagnol parce que l'avantage de l'utiliser a été discuté plus tard. Il comprenait cinq scénarios (voir ci-dessous), en commençant par un modèle de Schaefer comme scénario de référence (prior informatif pour n fixé à 2). Dans les scénarios suivants, le prior de n reste fixée à 2, mais avec un SD différent de $\log(n)$ dans R3 à R5, et sans changement dans les priors de B/K (ou la même base de biomasse non pêchée en 1926 lorsque l'année de départ du scénario est changée) et r :

- R1 Scénario de référence avec un modèle de Schaefer (prior pour $n=2$, SD de $\log(n)=0,2$) ;
- R2 Option d'estimation robuste pour les captures pour vérifier si cette option pourrait améliorer les diagnostics du scénario de référence dans lequel le test de Shapiro pour la normalité des valeurs résiduelles de capture échoue ;
- R3 Prior semi-informatif pour n (SD de $\log(n)=0,5$), parce que la valeur a posteriori inférieure à 2 semblait indiquer qu'un n plus faible pourrait fournir une courbe de production moins plate ;
- R4 Identique à R3 mais commençant en 1950 pour tester si l'ajustement est amélioré lorsque le scénario est limité aux années pour lesquelles des indices de biomasse sont disponibles ;
- R5 SD relatif des captures cinq fois supérieur à celui de 2010, en raison de l'incertitude de la taille des rejets depuis 2010, avec un prior semi-informatif pour n .

Cette exploration initiale de l'utilisation du modèle SPiCT avec les nouvelles données présentées au WKELASMO a suggéré un meilleur ajustement en utilisant un prior semi-informatif pour n , impliquant un modèle Fox (n

postérieur proche de 1), et un SD relatif plus élevé des captures à partir de 2010 (scénario R5), sans aucun avantage des autres options.

Les paramètres du scénario R5 ont été sélectionnés pour une évaluation exploratoire avec JABBA qui a comparé ce scénario avec un scénario alternatif incluant l'indice palangrier espagnol (Ortiz *et al.*, 2022). Les deux scénarios sont cohérents avec le scénario R5 de SPiCT, en ce qui concerne les tendances de B/B_{PME} et F/F_{PME} . Les critères de JABBA pour l'acceptation de la plausibilité du modèle sont respectés pour les deux scénarios, mais l'incorporation de l'indice espagnol dégrade la précision de l'ajustement. Considérant que les deux scénarios sont plausibles, Ortiz *et al.* (2022a) propose de choisir le scénario qui incorpore tous les indices disponibles.

Un deuxième ensemble de scénarios exploratoires de SPiCT a également été fourni par Ortiz *et al.* (2022 b). Comme l'évaluation exploratoire de JABBA, elle permet de comparer le scénario R5 de l'ensemble #1 avec un scénario ayant les mêmes priors mais incorporant l'indice espagnol (scénario de référence). Quatre scénarios de sensibilité supplémentaires ont été ajoutés, toutes incorporant l'indice espagnol :

- S1 Année terminale 2010 = identique au scénario de référence, mais les séries de captures et d'indices se terminent en 2010.
- S2 Année terminale 2015 = identique au scénario de référence, mais les séries de captures et d'indices se terminent en 2015.
- S3 Hypothèses de prior r plus élevées = augmenter le prior r moyen par un facteur de trois ($3*0,059$) ; même erreur standard de 0,2 que le scénario de référence.
- S4 Faible erreur standard pour l'indice de l'étude = supposer une plus grande précision de l'indice composite de l'étude ($0,5 * \text{indice SE}$) par rapport aux séries de CPUE dépendantes des pêcheries.

Sur la base des résultats de ces scénarios de sensibilité, le scénario de référence a été proposé comme modèle final. La comparaison avec l'évaluation de JABBA incorporant l'indice espagnol montre à nouveau une bonne cohérence entre les tendances des deux modèles, JABBA B_{2020}/B_{PME} étant légèrement supérieur à l'estimation de SPiCT (0,51 contre 0,47).

Cependant, le choix d'un prior pour n conduisant à un n postérieur proche de 1 a été souligné comme étant en contradiction avec un faible prior pour r . En effet, ce dernier implique une faible productivité, comme on s'attend pour un stock de requin-taupe commun, alors que n proche de 1 implique un stock productif. Par conséquent, un troisième ensemble de huit scénarios exploratoires avec SPiCT a été présenté, toutes avec un prior informatif pour n fixé à 2 (SD $\log(n)=0,2$), mais avec une comparaison des scénarios lorsque le prior pour r (toujours fixé à 0,059) est informatif (SD $\log(r)=0,2$) ou semi-informatif (SD $\log(r)=0,5$), que l'indice espagnol soit incorporé ou non.

Cet ensemble de scénarios a incorporé l'indice composite de l'étude, que la distribution spatiale des observations de l'étude en 2018 et 2019 soit ajustée à celle des observations des navires commerciaux pendant la période 2000-2009 ou non. Il montre que les rho de Mohn de B/B_{PME} sont réduits avec les séries ajustées. L'avantage d'une série plus cohérente a ainsi été confirmé. En revanche, l'incorporation de l'indice espagnol a des conséquences plus importantes sur les critères d'acceptation. Sans cet indice, les séries avec un prior semi-informatif sur r (SD $\log(r)=0,5$) répondent à tous les critères d'acceptation avec un r postérieur suffisamment bas pour être considéré comme réaliste pour l'espèce ; mais, lorsque l'indice espagnol est inséré, les scénarios avec un prior semi-informatif sur r ne sont pas acceptables en raison d'un schéma rétrospectif F/F_{PME} significatif avec des éliminations dans les années 3 et 4 largement supérieures aux autres dans leurs années terminales. La solution consistant à ajouter un prior sur le SD de l'indice espagnol avec une valeur élevée a été essayée, sans changer beaucoup les résultats. Comme la majorité des membres du WKELASMO étaient favorables à l'incorporation de l'indice espagnol, le scénario avec un prior informatif sur r a été sélectionné, bien que le rho de Mohn pour F/F_{PME} soit élevé ($> 0,4$). La présentation des résultats de ces scénarios est disponible sur le sharepoint WKELASMO (dossier de présentation). Cependant, il a été noté après la présentation que les SD des indices auraient dû être mis à l'échelle de leurs moyennes plutôt que de leurs minima pour permettre au prior sur le SD de l'indice espagnol d'avoir l'effet escompté.

Par conséquent, un quatrième ensemble de 10 scénarios exploratoires a été fourni pour comparer les scénarios (**tableaux 1 et 2**; figures disponibles sur le sharepoint WKELASMO dans le dossier de présentation) :

- lorsque l'indice espagnol n'est pas inséré (scénarios #1 et #2) ou s'il l'est (scénarios #3 à #10)
- lorsque le SD des priors pour $\log(r)$ est de 0,2 (scénario #1 et scénarios #3 à #5) ou s'il est de 0,5 (scénario #6 à scénario #10)

- lorsque des priors différents sont adoptés pour le SD de l'indice espagnol. Trois valeurs ont été initialement sélectionnées : 0,9, 1,2 et 1,8, en considérant que le SD postérieur de l'indice composite de l'étude est d'environ 0,6 dans les résultats des scénarios #1 et #2. C'est pourquoi il a semblé pertinent d'effectuer des scénarios de sensibilité avec un prior pour le SD de l'indice espagnol 1,5, 2 ou 3 fois plus élevé. En outre, étant donné que l'ajustement échoue pendant plus de trois ans dans l'analyse rétrospective lorsque le SD des priors pour $\log(r)$ est de 0,5 et le prior pour le SD de l'indice espagnol est de 0,9 (scénario #6), mais pas lorsque ce SD est de 1,2 (scénario #9), les scénarios #7 et #8 ont été ajoutés pour explorer l'effet des SD de l'indice espagnol lorsqu'il passe de 0,9 à 1,2.

Comme pour l'ensemble #3, les seuls scénarios qui répondent à tous les critères d'acceptation sans restriction sont ceux qui ont un prior semi-informatif pour r (SD pour $\log(r) = 0,5$). Leur r postérieur est à nouveau suffisamment faible pour être considéré comme réaliste pour l'espèce ($=0,09$). Cependant, le schéma rétrospectif n'est plus un problème avec un SD pour $\log(r)$ de 0,5 lors de l'insertion de l'indice espagnol, compte tenu de l'incertitude plus élevée pour cet indice ($SD > 1$).

Comme pour l'ensemble #3, les seuls scénarios qui répondent à tous les critères d'acceptation sans restriction sont ceux qui ont un prior semi-informatif pour r (SD pour $\log(r) = 0,5$). Le schéma rétrospectif n'est plus un problème lors de l'insertion de l'indice espagnol, compte tenu de la plus grande incertitude pour cet indice ($SD > 1$). Par conséquent, il y a maintenant un avantage à utiliser cet indice pour répondre aux critères d'acceptation. Cependant, les résultats sont très similaires que l'indice espagnol soit inséré ou non lorsqu'un prior semi-informatif est utilisé pour r . Le r postérieur de ces scénarios est à nouveau suffisamment faible pour être considéré comme réaliste pour l'espèce ($=0,09$).

4.2 Évaluation finale

Dans le dernier ensemble de scénarios exploratoires, les scénarios #8, #9 et #10 sont très similaires en termes de diagnostics, d'estimations ponctuelles des paramètres et d'incertitude. Les valeurs p de Shapiro de l'indice composite de l'étude diffèrent légèrement entre ces scénarios, les scénarios #8 et #9 présentant des valeurs légèrement inférieures au seuil de signification de 5% (0,0426 pour le scénario #8 et 0,0458 pour le scénario #9) ; la valeur p du scénario #10 est de 0,0635. Cependant, le scénario #8 a donné lieu à un nombre plus faible d'échecs lors du test de l'influence des valeurs initiales sur les estimations des paramètres (un ajustement a échoué) par rapport au scénario #9 (sept ajustements ont échoué) et le scénario #10 (quatre ajustements ont échoué et une grande distance s'est produite), ce qui justifie l'acceptation du scénario #8 comme évaluation finale.

Dans les diagnostics de ce scénario (**figure 12**), le test de Shapiro pour la normalité des valeurs résiduelles des captures échoue, comme pour les autres scénarios exploratoires, en raison de la baisse des captures due à la deuxième guerre mondiale et aux réglementations de pêche mises en place depuis 2010. En plus de la valeur p de Shapiro de l'indice composite de l'étude (#3) juste en dessous de 0,05, ce test ainsi que le test de biais ne réussissent pas pour l'indice de la palangre espagnole (#4). Quant aux valeurs résiduelles de capture, elles sont dues à une ou deux valeurs résiduelles et, par conséquent, ces résultats ne sont pas considérés comme montrant une violation des hypothèses qui pourrait invalider le scénario du modèle.

La courbe de production semble plutôt plate en raison d'une erreur de processus substantielle, mais ce n'est pas inhabituel (**figure 13**). La biomasse exploitée diminue en dessous du B_{PME} au début des années 1950. Malgré une augmentation dans les années 2010 due à la restriction de pêche en place depuis 2010, B/B_{PME} est bien inférieur au B_{PME} de 2020. Les schémas rétrospectifs sont cohérents (**figure 14**).

4.3 Prévisions

Une prévision a été faite pour information. La fonction "manage()" du paquet R de SPiCT a été utilisée avec le scénario 8. La prévision a été réalisée en utilisant une mortalité par pêche cible ($F=0,03$) qui est la F_{PME} réduite (puisque la biomasse estimée est inférieure à $B_{trigger}$ de la PME) et la règle du fractile proposée par WKMSYCat34 (CIEM 2017) a été suivie. Les prises correspondantes sont de 324t, B/B_{PME} est de 0,49 [0,15 ; 1,6] et F/F_{PME} est de 0,56 [0,05 ; 6,28].

5. Considérations/recommandations futures

Des études génétiques sur des spécimens provenant de différentes régions (au moins golfe de Gascogne - mer Celtique et mer du Nord - mer de Norvège) devraient être poursuivies ou lancées, afin de confirmer les éventuelles

différences génétiques entre les groupes comportementaux qui pourraient retourner chaque année dans différentes zones d'alimentation au printemps-été. Il faudrait insister sur la nécessité d'un échantillonnage approprié (petits spécimens, poissons marqués avec des PSAT).

Les déploiements de PSAT devraient être poursuivis en essayant d'obtenir un suivi lors des années consécutives. Les déploiements de PSAT prévus dans les eaux européennes septentrionales (par la Norvège) sont les bienvenus pour contribuer à la connaissance de la structure du stock en montrant si les requins-taupes communs dans la mer norvégienne en été ont le même schéma de migration que ceux marqués dans le golfe de Gascogne et la mer Celtique du Sud.

La difficulté d'estimer les rejets devrait donner lieu à un programme spécifique d'observateurs en mer si les débarquements de requins-taupes communs continuent à être interdits dans la plupart des pays européens.

La poursuite de l'étude printemps-été dans le golfe de Gascogne et le Sud de la mer Celtique serait bénéfique pour suivre l'évolution de la biomasse exploitée avec un indice indépendant des pêcheries. Cette prolongation permettrait de valoriser l'investissement réalisé pour mener l'étude en 2018 et 2019, mais aussi de prolonger la série de deux ans obtenue avec les données commerciales afin de constituer une série cohérente pour évaluer l'effet des mesures de limitation de la pêche adoptées depuis 2010. L'extension de cette étude à d'autres régions et/ou des études supplémentaires dans d'autres régions devraient être envisagées.

Les grandes variations dans les séries de CPUE des palangriers espagnols devraient nécessiter un examen de la distribution spatiale des sorties qui pourrait en être la cause. La possibilité d'obtenir un indice de superficie et de saison d'hivernage avec cette série devrait être étudiée ainsi que son extension au-delà de 2007.

6. Rapport des examinateurs

6.1 Identification des stocks

Steve Cadrin, Christoph Stransky, David Murray et Zachary Whitener

De nouvelles informations sur la génétique (Viricel *et al.* 2021 WD) et le marquage (Biais *et al.* 2022 WD, Righton *et al.* 2022 WD) ont été examinées dans le contexte des informations précédemment disponibles (examinées par Ellis *et al.* 2022 WD et Haugen *et al.* 2022 WD). Les requins-taupes communs ont une distribution antitropicale dans tout l'Atlantique Nord et l'hémisphère Sud, et les analyses de l'ADN mitochondrial (ADNmt) indiquent des populations génétiquement distinctes dans chaque hémisphère (Kitamura et Matsunaga 2010, n=53) mais aucune structure génétique apparente dans l'Atlantique Nord (n=40 de l'Atlantique Nord-Ouest, n=35 de l'Atlantique Nord-Est ; Testerman 2014). Une analyse récente de l'ADNmt confirme l'existence de deux populations distinctes dans l'Atlantique Nord et l'absence de structure génétique au sein de l'Atlantique Nord (n=70 Atlantique Nord-Ouest, n=99 Atlantique Nord-Est, n=2 marchés méditerranéens ; González *et al.* 2021). Les informations sur le cycle vital suggèrent également une population relativement homogène dans l'Atlantique Nord avec seulement des différences régionales mineures (Ellis *et al.* 2022 WD, Haugen *et al.* 2022 WD). Les schémas génétiques et du cycle vital suggèrent qu'il existe une connectivité reproductive suffisante pour maintenir une seule population génétique dans l'Atlantique Nord, incluant apparemment la Méditerranée. Les informations provenant du marquage suggèrent un faible taux de mouvement entre le Nord-Est et le Nord-Ouest de l'Atlantique, avec un requin-taube commun marqué dans les eaux irlandaises et récupéré sur les Grands Bancs dix ans plus tard (Cameron *et al.* 2018) sur un total de 346 récupérations de marques conventionnelles (Ellis *et al.* 2022 WD), et des estimations de localisation provenant de plusieurs déploiements de marques archives qui indiquent un mouvement à travers la délimitation CIEM-NAFO (42°W) de requins-taupes communs marqués dans le golfe de Gascogne (**figure 1**, Biais *et al.* 2022 WD) et au large des îles britanniques (**figure 2**, Righton *et al.* 2022 WD). Les préférences thermiques et les distributions de température suggèrent également que les déplacements entre l'Atlantique Nord-Est et la Méditerranée sont limités (Ellis *et al.* 2022 WD). Biais *et al.* (2022 WD) ont signalé deux schémas généraux de déplacement vers le Nord et vers l'Ouest de requins-taupes communs marqués dans le golfe de Gascogne (**figure 1**), et une analyse génétique préliminaire d'un caractère de l'ADNmt provenant de quelques spécimens de chaque groupe comportemental (n=10 du Nord, n=9 de l'Ouest) suggère des différences génétiques (Viricel *et al.* 2021 WD).

En résumé, la plupart des informations disponibles permettent de conclure que le requin-taube commun est constitué d'une seule population génétique dans l'Atlantique Nord, ce qui est pertinent pour déterminer le statut de conservation de l'espèce (Curtis *et al.* 2016). Les résultats préliminaires sur les différences génétiques entre les

groupes comportementaux dans l'Atlantique Nord-Est (Viricel *et al.* 2021 WD) devront être confirmés par un plus grand nombre d'échantillons et de caractères génétiques (idéalement des caractères nucléaires), et l'étude du chevauchement spatial des deux groupes comportementaux (par exemple, dans le golfe de Gascogne) devra être envisagée pour l'identification des stocks. Les taux de mouvement observés entre l'Atlantique Nord-Ouest, l'Atlantique Nord-Est et la Méditerranée semblent être suffisamment faibles pour envisager des unités spatiales distinctes pour l'évaluation des stocks et la gestion des pêcheries. Par conséquent, les informations disponibles soutiennent l'unité consultative actuelle du CIEM (sous-zones 1-10, 12 et 14, l'Atlantique Nord-Est et les eaux adjacentes) étendue vers le Sud jusqu'à 5°N, l'étendue de la zone de pêche de l'Atlantique Nord de l'ICCAT (ICCAT 2010).

6.2 Évaluation des stocks

Enric Cortés et Jan Jaap

L'identité du stock du requin-taupe commun a été longuement discutée. Bien qu'il semble y avoir une forte indication de fidélité au lieu de naissance et de routes de migration répétées, la différenciation génétique entre les différentes régions de l'Atlantique Nord-Est n'était pas forte, et basée sur un nombre limité d'échantillons. En définitive, il a été décidé de conserver les unités de gestion actuelles.

Il y avait plusieurs séries potentielles d'indices d'abondance relative qui pouvaient être utilisées pour informer un modèle de production excédentaire. L'un des problèmes de tous les indices d'abondance était que la taille de l'échantillon et la couverture spatiale des indices étaient faibles par rapport à la taille de l'unité de gestion.

SPiCT, un modèle bayésien de production excédentaire, a été utilisé pour évaluer l'état du stock de requin-taupe commun du Nord-Est. Les entrées de données du modèle comprenaient les captures totales (1926-2020) et trois indices de biomasse : une CPUE norvégienne basée sur les carnets de pêche des palangriers ciblant le requin-taupe commun (1950-1972), une CPUE française également basée sur les palangriers ciblant le requin-taupe commun (1972-2009), et une CPUE française basée sur le carnet de pêche personnel d'un palangrier commercial ciblant le requin-taupe commun (2000-2009) complétée par un indice de biomasse de l'étude menée dans le golfe de Gascogne et la mer Celtique en 2018-2019 (cet indice sera appelé indice composite). En outre, un indice de CPUE des prises accessoires de la flottille espagnole de palangriers pélagiques (1986-2007) était également disponible.

L'évaluation a utilisé le taux d'accroissement intrinsèque ($r_{max}=0,059$) utilisé dans l'évaluation des stocks de l'ICCAT (2020) et a fixé le prior du paramètre de forme n à 2, ce qui implique un modèle de production de Schaefer avec un point d'inflexion de la courbe de production de $B_{PME}/K=0,5$. On a fait remarquer que le n correspondant à la valeur de $r=0,059$ est 3,4 (ce qui correspond à $B_{PME}/K=0,60$ obtenu à partir d'une relation entre le point d'inflexion et le taux d'accroissement par génération, rT) et donc que les priors de r et de n étaient intérieurement incohérents. Cela a été étudié en fixant le prior de n à 1) 3,4 avec $SD = 0,5$ (non informatif) et 2) 3,4 avec $SD=0,2$ (plus informatif). Avec $SD = 0,5$, la distribution a posteriori était encore estimée à 1,3 et avec $SD = 0,2$, l'évaluation n'a pas passé les critères d'acceptation. Les valeurs de $B_{PME}/K < 0,5$ impliquent un stock plus productif que prévu par les caractéristiques du cycle vital, sur la base desquelles on s'attendrait à une valeur $> 0,5B_{PME}/K$. Ce résultat pourrait être dû aux fortes augmentations interannuelles des trois indices de biomasse considérés initialement (en particulier l'indice norvégien et certaines années pour l'indice composite), qui seraient en contradiction avec la faible productivité impliquée par le cycle vital.

Une question a été posée sur l'apparente tendance concomitante des indices et des captures : une corrélation positive entre la diminution des captures et l'indice norvégien de 1950 à 1972 et une corrélation positive entre la diminution des captures et l'indice français de 1972 à 2009. Un examen plus approfondi des diagrammes "plotspect.ci" de SPiCT a montré qu'il n'y avait pas d'augmentation positive de l'indice lors de grandes captures qui pourrait indiquer des violations du modèle.

La discussion s'est poursuivie sur l'indice de biomasse de l'étude pour 2018-2019. Les raisons pour lesquelles l'indice devrait être basé sur une analyse considérant 10 rectangles statistiques (zone d'échantillonnage réduite) avec des CPUE moyennes plus élevées ont été présentées, y compris le fait qu'il y avait une augmentation du R-carré de la relation indice-effort.

Plusieurs configurations de modèle ont été testées avec trois ou quatre indices de biomasse, l'indice composite avec ou sans zone réduite considérée, et plusieurs hypothèses sur le SD des priors de r et n . En général, il y avait des schémas rétrospectifs dans F et F/F_{PME} , qui se sont améliorés lorsque le SD pour r a été fixé à 0,2. En utilisant

quatre indices, l'indice espagnol n'a pas été bien ajusté en raison de sa très grande variabilité interannuelle et les schémas rétrospectifs se sont améliorés en utilisant $SD=0,2$ pour r et un prior pour le SD de la variance a été utilisé ("log s_{di} " dans SPiCT). Il a été recommandé d'effectuer un essai de sensibilité en utilisant des valeurs très élevées ou très basses de l'indice espagnol pour s'assurer que les résultats ne seraient pas indûment affectés par ces changements. Une autre évaluation utilisant un modèle de production bayésien alternatif (JABBA) a été présentée par le Secrétariat de l'ICCAT. Les entrées de données étaient les mêmes que pour l'évaluation SPiCT, avec quelques différences : le point d'inflexion de la courbe de croissance de la population/courbe de production a été fixé à 0,37 (un modèle de production de Fox) impliquant un paramètre de forme $n=1,01$; l'épuisement initial au début du modèle était de 0,90 (contre 0,99 dans SPiCT) ; et l'erreur standard de la variance d'erreur d'observation pour les indices a été fixée à 0,25 (par opposition à l'utilisation des valeurs réelles observées dans SPiCT). Une évaluation supplémentaire utilisant SPiCT a également été présentée par le Secrétariat de l'ICCAT avec des résultats similaires à ceux obtenus par le WGEF du CIEM.

Une longue discussion a eu lieu sur la validité de l'inclusion de l'indice de biomasse de la palangre espagnole dans l'évaluation. D'une part, il a été souligné que l'indice a été discuté lors de l'évaluation des stocks de l'ICCAT de 2009 et qu'il a été jugé approprié de l'inclure à l'époque, qu'il fournit des informations supplémentaires sur l'abondance relative du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est à l'Est de 45° W, et qu'il n'est pas basé sur une pêcherie dirigée qui pourrait conduire à une CPUE hyperstable. D'un autre côté, on s'est inquiété du fait que cet indice fournit des informations sur la densité des requins-taupes communs plus au Sud que là où opéraient les pêcheries dirigées, dans une zone où les déploiements de PSAT ont montré que seule une partie de la biomasse exploitée migre, ce qui amène à se demander s'il fournit de meilleures informations sur l'abondance de la biomasse exploitée que les pêcheries dirigées. De plus, la validité de l'inclusion de cet indice dans le scénario du cas de base a été remise en question car il montre des augmentations interannuelles de l'abondance d'un ordre de grandeur qui sont biologiquement impossibles. Il a été recommandé qu'au moins plusieurs des pics affichés par cet indice soient pondérés à la baisse (c'est-à-dire qu'ils augmentent l'incertitude de ces points de données), éventuellement en utilisant une estimation robuste pour ces points de données.

Dans l'ensemble, malgré certaines différences dans la configuration des modèles (JABBA et SPiCT CIEM/ICCAT), les deux approches de modélisation ont fourni des perspectives très similaires de l'état du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est, indiquant un stock encore surexploité, mais avec une surpêche qui n'a plus lieu, les faibles valeurs de F actuel étant cohérentes avec l'interdiction de débarquement en vigueur depuis 2010. Malgré les réserves émises au sujet de l'indice espagnol, les scénarios avec quatre indices, un prior pour $n=2$ ($SD=0,2$), un prior pour $r=0,059$ ($SD=0,2$ ou $SD=0,5$) et un prior pour "log s_{di} " ont été jugés les plus appropriés pour évaluer l'état de ce stock. Après un examen plus approfondi, on a estimé qu'un scénario qui comprenait un prior pour $n=2$ ($SD=0,2$), un prior pour $r=0,059$ ($SD=0,5$), un épuisement initial=0,99 ($SD=0,2$), les quatre indices, mais qui plaçait une plus grande incertitude dans l'indice espagnol en fixant un prior pour log $s_{di}=1,0$, et en mettant à l'échelle le SE de chaque indice pour avoir une moyenne de 1 (au lieu de le mettre à l'échelle à la valeur minimale comme initialement fait) était le meilleur scénario pour déterminer l'état du stock et fournir un avis sur les captures. En conclusion, les données utilisées dans l'évaluation étaient les meilleures dont disposaient les analystes et les méthodes d'évaluation pour déterminer l'état du stock étaient adéquates compte tenu des données disponibles.

Bibliographie

- Anonymous. ICES 2022 Report of the benchmark workshop for selected elasmobranch stocks (WKELASMO). ICES Scientific Reports: *en cours de preparation*.
- Biais, G. 2022 a. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14 pp
- Biais, G. 2022 b. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 5 pp
- Biais, G. 2022 c. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 d. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 4 pp.

- Biais, G. 2022 e. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 f. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 8 pp.
- Biais, G. 2022 g. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement 2. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 7 pp.
- Biais, G. 2022 h. Spicet runs for the Northeast Atlantic porbeagle. . ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27 pp.
- Biais, G., Viricel, A., and Baulier, L. 2022. Northeast Atlantic porbeagle stock identity issues. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27pp.
- Babcock E.A. and Cortes E., 2010. Bayesian surplus production model applied to porbeagle catch, CPUE and effort. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(6): 2051-2057.
- Carvalho, F., Winker H., Courtney D., Kapur M., Kell L., Cardinale M., Schirripa M., Kitakado T., Yemane D., Piner K. R., Maunder M. N., Taylor I. Wetzel C. R., Doering K., Johnson K. F., and Methot R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research Volume 204. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2021.105959>
- 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. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(6): 118-131
- Curtis T.H., Laporte S., Cortes E., DuBeck, G., and McCandless, C. 2016. Status review report: Por-beagle Shark (*Lamna nasus*). Final Report to 633 National Marine Fisheries Service, Office of Protected Resources. <https://repository.library.noaa.gov/view/noaa/17712>
- González, M. T., Sepúlveda, F.A., Zárate, P.M. and Baeza, J.A. 2021. Regional population genetics and global phylogeography of the endangered highly migratory shark *Lamna nasus*: Implications for fishery management and conservation. Aquatic Conservation: Marine and Fresh-water Ecosystems 31: 620–634.
- Haugen, J.B., Skomal, G.B., Curtis, T.H., and Cadrin, S.X. 2022. Interdisciplinary stock identification of North Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*). WKELASMO 2022 Working Document.
- Hennache, C., and Jung, A. 2010. Etude de la pêche palangrière de requin-taupe de l'île d'Yeu. Association pour l'étude et la conservation des sélaciens (APECS), Brest, France. 64 pp.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 porbeagle stock assessments meeting. (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 1909-2005.
- ICES. 2009. Report of the Joint Meeting between ICES Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF) and ICCAT Shark Subgroup, 22–29 June 2009, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2009/ACOM:16. 424 pp.
- ICES, 2010. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2010. Book 9: 85-93.
- ICES, 2012. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2012. Book 9: 132-137.
- ICES, 2015. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2015, Book 9, 6 pp.
- ICES, 2019. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2019, 6 pp.
- ICES. 2017. Report of the Workshop on the Development of the ICES approach to providing MSY advice for category 3 and 4 stocks (WKMSYCat34), 6–10 March 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:47. 53 pp.

- ICES 2021. Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF). ICES Scientific Reports. 3:59. 822 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.8199>
- Ellis, J. R., Johnston, G., and Coelho, R. 2022. Stock delineation of North-east Atlantic porbeagle *Lamna nasus*. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 13pp.
- Kitamura, T., and Matsunaga, H. 2010. Population structure of porbeagle (*Lamna nasus*) in the Atlantic Ocean as inferred from mitochondrial DNA control region sequences. Collective volume of scientific papers International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas 65:2082–2087.
- Lallemand-Lemoine, L. 1991. Analysis of the French fishery for porbeagle *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788). ICES CM 1991/g:71; 10 pp.
- Mildenberger, T.K., Kokkalis, A., Berg C.W. 2020. Guidelines for the stochastic production model in continuous time (SPiCT). 4pp.
- Mejuto, J., M. Ortiz, B. Garcia-Cortes, J. Ortiz de Urbina, A.M. Ramos-Cartelle. 2010. Historical data and standardized catch rates of porbeagle (*Lamna nasus*) caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 2006-2030.
- Murdoch D., and Chow, E. D. 2020. ellipse: Functions for Drawing Ellipses and Ellipse-Like Confidence Regions. R package version 0.4.2. <https://CRAN.R-project.org/package=ellipse>
- Ortiz, M., Taylor, N., Kimoto, A. and Forselledo, R. 2022. Preliminary stock assessment of Northeastern Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*) using the Bayesian State-Space Surplus Production Model JABBA. SCRS/2022/042
- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. 2017. “A Stochastic Surplus Production Model in Continuous Time.” *Fish and Fisheries* . 18, 226-243. doi:10.1111/faf.12174.
- Porch, C. E., Eklund, A-M, and Scott, G. P. 2006. A catch-free stock assessment model with application to goliath grouper (*Epinephelus itajara*) off southern Florida. *Fishery Bulletin*, 104(1): 89–101.
- R Core Team 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Righton D., Bendall, V., Hetherington, S., Saunders, R., Clarke, M., Biais, G., Campana, S., and Ellis, J. 2022. Spatial distribution of porbeagle shark *Lamna nasus* in the NE Atlantic. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14p.
- Testerman, C.B. 2014. Molecular Ecology of Globally Distributed Sharks. Nova Southeastern University Doctoral dissertation. <https://core.ac.uk/download/pdf/51078264.pdf>
- Thygesen, U. H., Albertsen, C. M., Berg, C.W. , Kristensen, K., Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. *Environmental and Ecological Statistics*. doi:10.1007/s10651-017-0372-4
- Viricel, A., Dourdin, T.S., and Biais, G. 2021. Population structure of the porbeagle shark in the Bay of Biscay inferred using molecular markers. ICES Working Group on Elasmobranch Fishes Working Document. 7p.

INFORME DEL TALLER CONJUNTO ICES-ICCAT DE REFERENCIA PREVIO A LA EVALUACIÓN DE STOCK DE MARRAJO SARDINERO DEL ATLÁNTICO NORORIENTAL

Para llevar a cabo la evaluación del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, el Grupo de trabajo ICES sobre elasmobranchios (WKELASMO) y el Grupo de especies de tiburones (SHK SG) del Comité Permanente de Investigación y Estadísticas (SCRS) de la Comisión Internacional para la Conservación del Atún Atlántico (ICCAT) celebraron una serie de reuniones entre finales de 2021 y abril de 2022. Entre el 28 de noviembre y el 3 de diciembre de 2021, el WKELASMO y el SG debatieron cuestiones relacionadas con los datos. Las cuestiones relativas a la estandarización de la CPUE se debatieron el 15 de febrero de 2022, mientras que las cuestiones relativas a la evaluación se abordaron en una reunión celebrada entre el 26 y el 29 de abril de 2022. Tanto los científicos de ICES como los de ICCAT estuvieron de acuerdo en las decisiones finales sobre los datos y la elección del caso base del modelo de evaluación. El texto que figura a continuación, relativo al marrajo sardinero del Atlántico nororiental, se ha extraído del informe de ICES (Anón. 2022).

1. Introducción

El Grupo de trabajo de ICCAT e ICES de 2009 llevó a cabo una evaluación analítica inicial del stock de marrajo sardinero del Atlántico nordeste (ICCAT 2010). Se utilizó un modelo de producción excedente bayesiano (BSP) (Babcock y Cortés, 2010), pero se consideró que la falta de datos de CPUE para el pico de la pesquería añadía una incertidumbre considerable a la hora de identificar el estado del stock. Además, se utilizó un modelo de producción estructurado por edad (Porch et al. 2006) para proporcionar un contraste con el modelo BSP, pero la mortalidad por pesca estimada para el periodo histórico fue poco realista. Debido a esto, los resultados de los modelos se consideraron demasiado inciertos para que el asesoramiento de ordenación se basara en ellos (ICES 2009).

En consecuencia, en 2010 la evaluación de ICES sobre el estado del stock se basó principalmente en la observación de que las pesquerías del norte habían cesado y no se habían reanudado, lo que indicaba que el stock estaba probablemente mermado (ICES 2010). La evaluación posterior de 2012 no se modificó (ICES 2012). En 2015, el estado del stock se consideraba desconocido porque las percepciones anteriores del stock se basaban en gran medida en el descenso histórico de los desembarques y en los cambios en los patrones de pesca, pero esos factores distintos de la abundancia de peces también pueden influir en los desembarques (ICES 2015). El tamaño del stock se considera todavía desconocido en el dictamen de ICES de 2019 para 2020-2023 (ICES 2019).

2. Identidad del stock

Dos documentos de trabajo (Biais *et al.* 2022; Taylor *et al.* 2022) presentaron los resultados del gran número de marcas archivo por satélite pop-up (PSAT) desplegadas en el marrajo sardinero en el Atlántico nordeste desde 2006 hasta 2019 (n=88 contando los despliegues > 8 días de duración). Las zonas de liberación fueron el mar del Norte (n=1), las Islas Feroe (n=1), Irlanda del norte (n=20), el mar Céltico (n=12) y el borde de la plataforma sudoeste del mar Céltico y el golfo de Vizcaya (n=54). Los gráficos de las trayectorias reconstruidas muestran un número limitado de posiciones diarias en el nordeste de Escocia, el mar del Norte y el mar de Noruega (**Figuras 15 y 16**).

El porcentaje medio mensual de posiciones diarias en esta zona se estima en un 3 % de marzo a julio, y en un 26 % de agosto a febrero para el marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico meridional en primavera-verano. Este bajo uso de la porción nordeste de su hábitat por parte de estos marrajos sardineros se asocia con un frecuente regreso a la zona de marcado o a sus proximidades en la primavera del año siguiente, con un 76 % de los 22 despliegues de marcas que duraron más de 11 meses.

Este patrón de migración sugiere un cambio en la distribución del marrajo sardinero para explicar las grandes capturas del pasado en el mar del Norte y en el mar de Noruega, o que la biomasa explotada puede estar compuesta por varias fracciones que no están totalmente mezcladas en las principales zonas de pesca debido a sus diferentes áreas y tiempos de fidelidad al lugar de nacimiento. Esta última posibilidad está respaldada por un análisis genético preliminar basado en el ADN mitocondrial que sugiere diferencias genéticas entre los grupos de comportamiento (Viricel *et al.* 2021). Sin embargo, este análisis se basó en una muestra limitada y debe ser confirmado por un análisis genético complementario sobre el ADN nuclear.

Por lo tanto, se deben fomentar más estudios para apreciar mejor las implicaciones de la complejidad de la estructura del stock del marrajo sardinero en el Atlántico nordeste para la evaluación de stock y la ordenación pesquera. Sin embargo, todavía no hay suficiente información para considerar otra opción que no sea un único stock para el marrajo sardinero en el Atlántico nordeste. Los datos de colocación y recuperación de marcas respaldan la teoría de límite occidental de la zona del stock situado en 42°W, pero su límite sur podría ampliarse hacia el sur desde 36°N hasta 5°N, para alinearse con ICCAT (Ellis *et al.*, 2022).

3. Datos de entrada para la evaluación de stock

3.1 Datos de captura

Se asume que los desembarques de marrajo sardinero se aproximan a las capturas hasta 2009, ya que el alto valor de esta especie debió haber limitado los descartes (ICES 2021). Desde que se introdujo el TAC cero de la UE en 2010, es probable que los desembarques declarados sean mucho menos representativos de las capturas, pero no cabe duda de que las capturas se han reducido en una proporción muy grande desde 2010. Por lo tanto, el uso de los desembarques para estimar las capturas puede causar una subestimación limitada de las capturas hasta 2009, ya que se dispone de datos completos de desembarques para las principales naciones pesqueras y los descartes son limitados. A partir de 2010, los descartes no están cuantificados y, a falta de esos datos, se supone que su nivel no es lo suficientemente grande como para distorsionar demasiado la tendencia que muestran los desembarques.

Se revisaron los datos de desembarques del Grupo de trabajo sobre pesquerías de elasmobranchios (WGEF) de 2021 (**Figura 1**) utilizando:

- los desembarques presentados en respuesta a la petición de datos de WKELASMO (solicitados para 2005-2020) por Francia, Alemania, Países Bajos, Noruega, Reino Unido-Inglaterra y Reino Unido-Escocia. Todos estos países habían notificado previamente sus desembarques en respuesta a las peticiones anuales de datos del WGEF. Por lo tanto, los desembarques presentados ahora se cotejaron para su eventual actualización con la tabla de desembarques del WGEF de 2021.
- Se facilitaron al WKELASMO las estadísticas de capturas de ICCAT. Las capturas de ICCAT de las Islas Feroe de 1953 a 1960 se incluyeron porque se supone que estaban en el Atlántico nordeste antes de que se iniciara la pesquería de marrajo sardinero en el Atlántico noroeste. Los desembarques españoles del WGEF fueron sustituidos por las capturas de ICCAT, ya que se sospechaba que los desembarques del WGEF incluían desembarques de otras especies de tiburones (sin cambios desde 1950 hasta 1987).
- Base de datos de la Dirección General de Pesca para la revisión de los desembarques franceses de 1973 a 1987 y base de datos de Ifremer (Harmonie) para la revisión de los desembarques franceses de 1988 a 1999.
- Informes estadísticos oficiales noruegos para la revisión de las capturas noruegas para algunas diferencias limitadas (años 1971, 1973 y 1984) y la conversión de peso eviscerado a peso en vivo utilizando el coeficiente de transformación (1,3) previsto en los informes estadísticos oficiales noruegos (años 1926 a 1972, excepto los años 1958-1960, 1969, 1970 ya en peso en vivo).

3.2 Series de CPUE

Se dispuso de tres series de CPUE de palangre para el nivel de referencia del stock marrajo sardinero del Atlántico nordeste, estandarizadas mediante un modelo lineal generalizado (GLM):

- Una serie de CPUE del palangre noruego de 1950 a 1972, en número de peces por día, a partir de los cuadernos de pesca personales de cinco buques de la pesquería dirigida noruega, en número de peces por día (Biais 2022 a y b);
- Una serie de CPUE del palangre francés de 1972 a 2009, en capturas por marea, a partir de los cuadernos de pesca de 19 buques de la pesquería dirigida francesa, una revisión de la serie de CPUE ya presentada en la evaluación ICCAT-ICES de 2009 (Biais 2022 c y d);
- Serie compuesta de CPUE de prospección realizada mediante las CPUE de un buque comercial francés, de 2000 a 2009, con las CPUE de una prospección realizada en 2018-2019, en número de peces por día y por cuadrícula ICES (Biais 2022 e, f y g).

Además, se dispone de una serie de CPUE del palangre español utilizada en el marco de la evaluación ICCAT-ICES de 2009 (ICCAT 2010; Mejuto et al., 2010). Se trata de una serie de capturas fortuitas del palangre de superficie dirigido al pez espada, en peso vivo por marea y por mil anzuelos.

3.2.1 Serie de CPUE del palangre noruego

Las series de CPUE noruegas se obtuvieron de tres cuadernos de pesca manuscritos de cinco palangreros de la pesquería dirigida (Biais 2022 a). Desde que esta pesquería cesó en la década de 1980, estos cuadernos de pesca son ahora escasos. Aunque limitados en número, los obtenidos proporcionaron una base de datos suficientemente amplia para el análisis posterior, con 1.683 capturas diarias en número por cuadrícula de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ para el periodo de 1950 a 1972 (faltan los años 1965-67). En primer lugar, considerando que un buque sigue probablemente el movimiento del marrajo sardinero, se evaluó la independencia de los pares de capturas en la misma cuadrícula o en cuadrículas adyacentes de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ y realizadas en intervalos que varían de uno a diez días, utilizando las correlaciones de rango de Kendall (valor $p < 0,05$). A partir de los resultados, se seleccionaron las CPUE si había al menos cinco días entre capturas sucesivas cuando se realizaban en la misma cuadrícula o en cuadrículas contiguas. Por lo demás, se supuso que las CPUE eran observaciones independientes, ya que parece poco probable que un buque pueda volver a encontrar el mismo grupo de peces al día siguiente saltándose una cuadrícula de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$, dada la variabilidad de los movimientos de los peces que muestran los despliegues de marcas PSAT. Esta selección redujo significativamente el número de capturas diarias que podían utilizarse, de 1683 a 616, pero se consideró necesaria para obtener índices de abundancia no sesgados. A partir de esta submuestra, se definieron seis subáreas en función de la CPUE media por cuadrícula y de las discontinuidades observadas. Se extienden a lo largo de la costa noruega, al sur de $69^{\circ}N$, hasta el norte de Escocia, extendiéndose también en la parte norte y central del mar del Norte (**Figura 2**). Esta zona de pesca histórica de la pesquería noruega se complementó con nuevas zonas al oeste y al sur de Irlanda en la década de 1960. Las CPUE se estandarizaron comparando tres enfoques GLM, todos ellos adaptados a la presencia de días de captura cero en las series de CPUE (distribución de error binomial negativa, distribución Tweedie de error, enfoque delta-GLM que combina una distribución binomial de error con una distribución Gamma de error) utilizando las CPUE de la zona de pesca histórica de la pesquería noruega (Biais 2022 a). El año, el mes, la subzona y el buque se incluyeron en las variables del GLM, así como las interacciones entre estos efectos. La selección del modelo a retener se propuso sobre la base de cinco validaciones cruzadas, el criterio de información de Akaike y los gráficos de residuos cuantiles. Tras la presentación de esta comparación de GLM, el WKELASMO solicitó complementar el análisis examinando los efectos de utilizar las seis unidades espaciales definidas (sin excluir las unidades espaciales del oeste y suroeste de Irlanda) y el trimestre en lugar del mes como variable temporal para estandarizar las CPUE de los palangreros noruegos, con los GLM que utilizan la distribución binomial negativa de error con un enlace logarítmico, dada su relevancia cuando las CPUE son enteras, y presentan una gran variación en su desempeño en comparación con los GLM que utilizan otras distribuciones. Tras la presentación de este complemento del análisis anterior (Biais 2022 b), se seleccionó como modelo final el modelo GLM que incluye los efectos del año, el mes y la subzona y que utiliza una estructura de error binomial negativa. La serie de índices anuales relativos obtenida con este modelo muestra una tendencia a la baja en la segunda mitad de los años cincuenta, pero esta tendencia parece haberse estabilizado a principios de los años sesenta, seguida de un ligero aumento a finales de los años sesenta y principios de los setenta (**Figura 3**).

Para obtener un índice de biomasa para realizar una evaluación SPiCT con índices y capturas en peso, se utilizaron también los cuadernos de pesca noruegos utilizados para obtener el índice de abundancia relativa. Proporcionan las capturas en peso (peces eviscerados y sin cabeza) para la mayoría de los desembarques. Esto permite calcular los pesos medios anuales de los peces basándose en el 92 % de las CPUE diarias utilizadas en la estandarización del GLM para todos los años a partir de 1950, excepto 1970 y 1972. Para estos dos años, los pesos medios se estimaron mediante la media de los pesos medios de los años más cercanos (1969 y 1970, ya que la serie termina en 1972). Estos pesos medios se utilizaron para transformar el índice de abundancia relativa en una serie de índices de biomasa relativa multiplicando cada índice anual por el peso medio anual correspondiente (**Figura 11**).

3.2.2 Serie de CPUE del palangre francés

Las CPUE de los palangreros en la pesquería dirigida francesa están disponibles desde 1972, el segundo año de la pesquería, hasta que cesó debido al establecimiento de un TAC cero en 2010 (Biais 2022 c y d). Su zona de pesca se extiende principalmente en el borde de la plataforma del golfo de Vizcaya, pero también en el mar Céltico (**Figura 4**). Para obtener una serie temporal lo más larga posible, estas CPUE están en peso por marea. Esta serie se presentó por primera vez al Grupo de Trabajo ICCAT-ICES de 2009, que la utilizó para una evaluación exploratoria. Al igual que en 2009, se optó por seleccionar los buques para evitar participaciones cortas y, por

tanto, permitir una comparación interanual mejor de los índices de abundancia (19 buques seleccionados, todos ellos con base en la isla de Yeu). Además de este tratamiento previo, la serie de CPUE se limpió para limitar los efectos del tiempo de navegación hacia las zonas de pesca, así como para excluir algunas mareas dirigidas a túnidos o cuyos valores sugerían un error en el proceso de comunicación. Las CPUE se estandarizaron con un GLM, utilizando una distribución gamma de error con un enlace logarítmico. Las variables consideradas fueron año, mes, zona (divisiones ICES 7 a&f-g, 7 h-j-k y 8), el buque y sus interacciones. La selección del modelo final se realizó como en el caso de las CPUE noruegas. Este modelo incluye las cuatro variables consideradas pero no sus interacciones. El índice de abundancia relativa obtenido disminuye en los años 70, pero a partir de entonces varía sin tendencia alguna (**Figura 5**).

3.2.3 Serie de CPUE compuesta de prospección

La serie de CPUE compuesta de prospección combina las CPUE de un buque comercial francés, de 2000 a 2009, con las CPUE de una prospección realizado en 2018-2019. Esto se hizo para construir una serie lo suficientemente larga como para proporcionar información sobre la tendencia de la abundancia desde el cese de la pesquería dirigida en 2010, a falta de cualquier posibilidad de basar una evaluación en la CPUE comercial desde la aplicación de la normativa que puso fin a la pesquería dirigida francesa y a casi todos los desembarques de marrajo sardinero en los países europeos.

La prospección se llevó a cabo en mayo-junio de 2018 y 2019, durante aproximadamente un mes y medio en ambos años, con un palangrero fletado con base en la isla de Yeu cuyo patrón y tripulación tenían experiencia en la pesca de marrajo sardinero con palangre. El arte era un palangre con 336 anzuelos, idéntico al arte utilizado por la pesca comercial dirigida para el primer lance del día. Se planificaron dos lances por día, como es habitual en la pesquería comercial, pero con el mismo arte, mientras que en la pesquería comercial se suele utilizar un palangre el doble de largo para el segundo lance del día. Los dos lances diarios se planificaron en la misma cuadrícula ICES con uno a tres días de pesca por cuadrícula estadística (pero generalmente dos) que deben estar separados por al menos 10 días. La zona de la prospección comprendía 16 cuadrículas ICES que se extendían a lo largo del borde de la plataforma del golfo de Vizcaya y el sur del mar Céltico (**Figura 6**). Por lo tanto, la prospección pretendía obtener un muestreo sistemático de una zona central de la antigua pesquería dirigida en un momento en el que esta zona es una parte importante del hábitat del marrajo sardinero, como demuestran los despliegues de marcas PSAT y las CPUE comerciales. Las posiciones de las estaciones de pesca eran fijas y estaban lo más separadas posible. Este esquema de muestreo y el cambio diario del cuadrícula ICES pretendían proporcionar observaciones diarias independientes. Esto se verificó mediante un análisis de la relación entre las CPUE en días consecutivos cuando los lances se realizan a menos de 30 millas náuticas de distancia en cuadrículas estadísticas contiguas (Biais 2022 e).

La combinación de las CPUE de esta prospección con las CPUE comerciales requería que estas últimas fueran detalladas, incluyendo posiciones específicas, número de peces capturados y anzuelos por lance. Los cuadernos de pesca que se tienen que comunicar de forma obligatoria no proporcionan estos datos, pero fue posible obtenerlos para un buque de la pesquería dirigida para el cual el patrón proporcionó sus cuadernos personales para los años 2000 a 2009. Este buque contribuyó en un 10 % a los desembarques totales franceses anuales de 2000 a 2008. En un primer intento de combinar las CPUE comerciales y las de la prospección, las CPUE comerciales se escalaron a 336 anzuelos y se realizó una selección de lances para imitar el plan de muestreo de la prospección, utilizando sólo las CPUE de mayo-junio y que se situaban dentro de la zona de la prospección. En su presentación, WKELASMO sugirió un análisis de la posible diferencia de capturabilidad entre los lances de palangre con 3 o 4 líneas (252-336 anzuelos), realizados normalmente por la mañana, y los lances con 9 o 10 líneas (756-840 anzuelos), realizados normalmente por la tarde. Los resultados de este análisis mostraron que el escalado al mismo número de anzuelos era insuficiente para incorporar adecuadamente la diferencia entre los dos tipos de palangres.

En consecuencia, se consideró que un GLM era un método mejor para combinar todas las CPUE, incluyendo el tipo de palangre en las variables (Biais 2022 f). No obstante, para limitar el número de tipos de palangre a dos (252-336 anzuelos o 756-840 anzuelos), dado el número de CPUE comerciales disponibles ($n=740$), se mantuvo una escala al mismo número de anzuelos, asumiendo que la capturabilidad no se ve afectada por una pequeña diferencia en el número de anzuelos dentro de cada tipo. Para seleccionar observaciones independientes, como lo son las CPUE de la prospección, debido a su diseño de muestreo, se realizó un análisis basado en las correlaciones de rango de Kendall como para las CPUE del palangre noruego. El análisis muestra que las CPUE son observaciones independientes después de un día cuando se utilizan 252-336 anzuelos y después de dos días cuando se utilizan 756-840 anzuelos. Según este resultado, parece más difícil rastrear al marrajo sardinero en el golfo de

Vizcaya y en el sur del mar Céltico que en las aguas del norte de Europa, pero la razón sigue siendo especulativa (técnica de pesca, entorno, densidad de presas...).

Cuando dos CPUE consecutivas están separadas por 50 millas náuticas, se consideraron observaciones independientes porque no están en cuadrículas ICES contiguas, utilizando el mismo razonamiento que para las CPUE noruegas. En consecuencia, se construyeron dos series de CPUE independientes basadas en la distancia y el número de días entre calados, una para cada tipo de palangre. Además, se investigó una última posibilidad de mejorar la coherencia entre las CPUE comerciales y las de la prospección examinando la distribución por cuadrículas ICES de las CPUE comerciales.

Como se adopta un plan de muestreo sistemático para la prospección, el número de cuadrículas estadísticas visitadas durante la prospección es independiente de la distribución del marrajo sardinero. El esfuerzo pesquero de un buque comercial es naturalmente más limitado en zonas de baja densidad de marrajo sardinero. Para investigar esta posible relación entre las CPUE y la distribución de los calados (Biais 2022 g), se utilizó la serie de CPUE independientes resultantes de los calados con 252 o 336 anzuelos porque forman una serie más larga ($n=252$) que la serie de CPUE con calados con 756 o 840 anzuelos ($n=224$), debido a la selección para obtener observaciones independientes. La zona de prospección se dividió en dos partes: una subzona del noroeste (al norte de 47° N y al oeste de 7° W), que incluye aproximadamente la mitad de las cuadrículas ICES de la zona de la prospección, y el resto fuera de esta subzona del noroeste.

Utilizando la media por cuadrícula ICES en mayo-junio (meses de la prospección), para limitar el efecto de la distribución de los calados por cuadrícula, se calculó la CPUE media por subzona (de la zona de la prospección) para cada año. La proporción de cuadrículas ICES con calados de palangre en estas subzonas también se calculó en mayo-junio de cada año. A continuación, se examinó la relación entre la proporción de calados en la subzona NW y la CPUE media fuera de esta zona en mayo-junio. Como era de esperar, existe una correlación negativa entre estas dos cantidades (**Figura 7**). La relación es lineal con una pendiente significativamente diferente de cero al nivel alfa de 0,05 (valor $p < 0,01$). Por lo tanto, las CPUE fuera de la zona NW proporcionan una base para estimar el número de cuadrículas ICES de la zona NW en las que el buque comercial habría calado palangres en 2018 y 2019 con su comportamiento pesquero habitual.

En estos dos años, las CPUE fuera de la zona del noroeste (es decir, en la parte sudeste de la zona de la prospección) fueron de 5,3 y 4,4 marrajos sardineros por calado, respectivamente, por lo que está dentro del rango de valores utilizados para estimar la relación lineal. Por tanto, pueden utilizarse para estimar la proporción de cuadrículas ICES con calados en la zona del NW en 2018 (21 %) y en 2019 (30 %). Estas proporciones y el número de cuadrículas con calados en la parte SE de la zona de la prospección (siete en 2018 al igual que en 2019) permiten estimar que el número de cuadrículas en la zona NW debería haber sido dos en 2018 y tres en 2019 para tener una distribución de calados por zona similar a la observada para el buque comercial cuyas CPUE se utilizan para ampliar la serie de la prospección.

Para obtener una serie de CPUE coherente, algunas cuadrículas ICES deben, en consecuencia, ser seleccionadas entre las cuadrículas con calados en 2018 ($n=9$) o en 2019 ($n=8$) en la zona NW. Las CPUE medias en mayo-junio fuera de la zona noroeste pueden agruparse fácilmente en dos categorías, dependiendo de si sus CPUE medias están por encima de la media o no, con una gran diferencia entre las medias de los dos grupos, teniendo uno de ellos una CPUE media casi siete veces mayor que el otro. Las CPUE de 2018 y 2019 están obviamente en el grupo de las CPUE altas ya que son aproximadamente tres veces la CPUE media de 2000-2009. Tres años componen este grupo de 2000 a 2009: 2000, 2002 y 2009. En estos años, las tres cuadrículas ICES más frecuentadas (por número de años) son 25D9, 25E0 y 24D9, en orden descendente de presencia y con prioridad a la cuadrícula más oriental en caso de igualdad (25E0 y 24D9), considerando que el buque debe navegar de este a oeste cuando explora la zona NW a lo largo del borde de la plataforma. Por lo tanto, sólo hay que seleccionar las CPUE en estas tres cuadrículas ICES 25D9, 25E0 y 24D9 (25D9 y 25E2 en 2018, las tres en 2019) para obtener una serie de prospección comparable a las series comerciales que la complementan.

En cuanto a las CPUE comerciales, cuando se realizan observaciones independientes utilizando 252 o 336 anzuelos, son comparables a las CPUE de la prospección (después de escalar a 336 anzuelos cuando se despliegan 252 anzuelos), teniendo en cuenta que la técnica de pesca es idéntica, que el buque tiene su base en la isla de Yeu en ambos casos, con la consecuencia de que la destreza de la tripulación es similar y que el posible "efecto patrón" se elimina por los criterios establecidos para obtener observaciones independientes. A continuación, puede crearse una serie única para complementar las CPUE de la prospección (incluyendo sólo las de las cuadrículas ICES seleccionadas en la zona noroeste) hasta el año 2000 con CPUE comerciales comparables. La serie completa de CPUE a estandarizar se formó sumando las CPUE cuando se utilizan 756 u 840 anzuelos, también escaladas al

mismo número de anzuelos. Esta serie completa de CPUE se denomina serie de CPUE compuesta de prospección más adelante en el informe.

El proceso de estandarización se llevó a cabo con un GLM utilizando una distribución Tweedie de error porque los datos son continuos e incluyen valores nulos, con la elección habitual de un enlace logarítmico. La selección del modelo se hizo con la serie completa de CPUE de la prospección, porque se hizo antes de advertir la necesidad de comparar la distribución espacial de las CPUE comerciales y de la prospección. Se asumió que la eliminación de pocas CPUE en dos años (n=21 de 535) no tiene ninguna consecuencia en el análisis realizado previamente para seleccionar el modelo final.

Se consideraron cuatro variables para su inclusión en los modelos probados: el año, el tipo de palangre (252-336 anzuelos o 756-840 anzuelos), el mes o el periodo (febrero-abril, mayo-junio, julio-septiembre), para tener periodos antes, durante y después de la prospección, como alternativa al mes que limita el riesgo de sobreparametrización, zona (mar Céltico al norte de 48°30N, norte del golfo de Vizcaya de 45°N a 48°30N, sur del golfo de Vizcaya al sur de 45°N) para captar el efecto de la zona de la prospección (norte del Golfo de Vizcaya), ya que el número de observaciones obliga a fusionar la cuadrícula ICES en unidades espaciales mayores. La selección del modelo final se basó en cinco validaciones cruzadas, el criterio de información de Akaike y los gráficos de cuantiles de los residuos, al igual que para los demás GLM. Este modelo incluye el año, el tipo de palangre y la zona. El índice de abundancia relativa obtenido muestra un aumento moderado de la abundancia de marrajo sardinero en el golfo de Vizcaya y la zona sur del mar Céltico desde 2009 hasta 2019 (**Figura 8**).

Para obtener un índice de biomasa para hacer una evaluación SPiCT con índices y capturas en peso, es necesario disponer de una serie de peso medio. Se utilizó una relación peso-talla basada en los datos de desembarques recogidos en 2008-2009 (Hennache y Jung, 2010) con las distribuciones de talla de abril a junio de estos dos años (no disponibles para cada año por separado) para calcular un peso medio para 2008-2009. Dado que la prospección se llevó a cabo en mayo-junio y que el 80 % de las CPUE comerciales seleccionadas para complementar la prospección son de abril-junio, el uso de la distribución de tallas de los desembarques en estos tres últimos meses (Hennache y Jung, 2010) pareció pertinente para proporcionar índices de biomasa comparables a los de la prospección y representativos de la captura utilizada para complementar las CPUE de la prospección. El peso medio así calculado es de 59 kg.

Este peso medio está por encima de los valores comunicados para mayo-junio de 1980 a 1989, que están comprendidos entre 42 y 53 kg (Lallemand-Lemoine, 1991), pero el peso medio comunicado para julio (61 kg) es mayor que en 2008-2009 (44 kg). El valor más alto de julio en la década de 1980 indica probablemente un muestreo del borde de la plataforma, mientras que en julio de 2008-2009, la distribución de tallas puede haber incluido muestras del mar Céltico, donde la pesquería francesa solía moverse en verano y donde los peces son más pequeños. Sin embargo, esto muestra que las ponderaciones medias no parecen haber cambiado mucho entre los años 80 y los 2000. Dada esta observación, pero también la baja dinámica de los stocks de marrajo sardinero y la probable estabilidad del patrón de explotación en ausencia de cambios en los artes y prácticas de pesca en la pesquería francesa en la década de 2000, una estabilidad de la distribución de tallas del stock explotable de marrajo sardinero entre 2000 y 2008 parece una hipótesis aceptable. Esto respalda el uso del peso medio de 2000 a 2009 para convertir el índice de abundancia compuesto de la prospección en un índice de biomasa.

Los pesos medios de 2018 y 2019 se obtuvieron utilizando la relación peso-talla disponible y las distribuciones de talla de las capturas de la prospección. Son respectivamente 78 y 72 kg, valores que concuerdan con el desplazamiento observado hacia la derecha de la distribución de tallas entre 2008-2009 y 2018-2019 (**Figura 9**). Los pesos medios obtenidos se utilizaron para transformar el índice de abundancia compuesto de la prospección en un índice de biomasa multiplicando cada índice de abundancia anual por el peso medio anual correspondiente (**Figura 11**).

3.2.4 Serie de CPUE de palangre español

La serie de CPUE de palangre español se presentó en la reunión ICCAT-ICES de evaluación del stock de marrajo sardinero de 2009 (ICCAT 2010; Mejuto *et al.*, 2010). Se facilitaron las CPUE por mareas (en peso vivo-kg por mil anzuelos) del palangre de superficie que se dirige al pez espada en todo el Atlántico norte, de 1986 a 2007. En el 88 % de las mareas (n=15.458) no se encontró ningún marrajo sardinero. A petición del grupo de trabajo ICCAT-ICES de 2009, se realizó un análisis limitado a dos zonas (n.º 4 y 5) en el Atlántico este (al este de 20°W de 35°N a 55°N), que se utilizaría en la evaluación. Entre 1986 y 2007 se comunicaron 5.844 mareas en esta zona con 5.699 ejemplares de marrajo sardinero capturados. La porción de esta zona al norte de 45°N abarca aproximadamente la mitad de estas capturas, aunque se informa de que el palangre tradicional aparece en esta zona solo esporádicamente durante determinados años y trimestres. También se indica que algunas de las mareas

realizadas durante la década de 1980 en esta zona podrían haber aprovechado las concentraciones locales esporádicas de marrajo sardinero. Las CPUE se estandarizaron mediante el uso de procedimientos GLM asumiendo una distribución de error delta-lognormal. El modelo final se seleccionó utilizando el criterio de información de Akaike, el criterio de información bayesiano y la prueba de ratio de verosimilitud (las variables fueron: año, zona, trimestre, cebo, año*zona, año*trimestre). El índice de abundancia relativa obtenido (**Figura 10**) incluye niveles más elevados en la década de 2000, con grandes variaciones interanuales.

3.3 Parámetros del ciclo vital

Se realizaron ensayos del modelo SPiCT utilizando $0,059 \text{ año}^{-1}$ como distribución previa para la tasa de crecimiento intrínseco (r). Este valor se calculó para la población de marrajo sardinero del Atlántico oeste (Cortes y Semba, 2020).

4. Evaluación de stock

Para todos los ensayos de SPiCT (Pedersen y Berg, 2017) presentados al WKELASMO, se examinó la aceptación según la lista de criterios recomendados por Mildenerger *et al.*, (2020). Se realizaron análisis en 3.6.3 (equipo central de r , 2020) utilizando la elipse (Murdoch y Chow, 2020), los paquetes SPiCT (Pedersen y Berg, 2017) y TMB (Thygesen *et al.*, 2017).

También se presentaron evaluaciones exploratorias con JABBA (Winker *et al.*, 2018). Este marco del modelo bayesiano de producción excedente estado-espacio ofrece una herramienta completa para realizar diagnósticos del modelo con el fin de evaluar objetivamente los cuatro criterios de plausibilidad del modelo recomendados en Carvalho *et al.* (2021): (1) la convergencia del modelo, (2) el ajuste a los datos, (3) la coherencia del modelo (patrón retrospectivo) y (4) la capacidad de predicción a través de la validación cruzada retrospectiva. Se puede encontrar más información sobre el uso del paquete R de 'JABBA' en Ortiz *et al.* (2022) y en Winker *et al.* (2018).

Antes de que se desarrollara una pesquería dirigida noruega, cuyo primer desembarque se comunicó en 1926, toda la información disponible parece mostrar que las pesquerías noruegas solo capturaban marrajo sardinero de forma incidental en cantidades limitadas en ausencia de un mercado local. No parece haber ninguna otra pesquería antes de 1946. Por lo tanto, hay muchas razones para creer que el stock estaba muy poco explotado antes de 1926 y que su biomasa estaba cerca del estado virgen. La distribución previa para la ratio de la biomasa con respecto a la capacidad de carga se fijó en consecuencia en 0,99 en todas las evaluaciones exploratorias realizadas con SPiCT, considerando esta distribución previa informativa (SD de $\log(B/K)=0,2$).

4.1 Evaluaciones exploratorias

Se presentaron al WKELASMO cuatro conjuntos de ensayos exploratorios de SPiCT.

El primero (Biais 2022 h) no incluía el índice de palangre español debido a que el beneficio de utilizarlo se discutió más adelante. Incluía cinco ensayos (véase más abajo), comenzando por un modelo Schaefer como ensayo de referencia (distribución previa informativa para n fijado en 2). En ensayos posteriores, la distribución previa para n se mantiene en 2, pero con una SD diferente de $\log(n)$ en R3 a R5, y sin cambios en las distribuciones previas para B/K (o la misma base de biomasa no explotada en 1926 cuando se modifica el año de inicio del ensayo) y r :

- R1 Ensayo de referencia con un modelo Schaefer (distribución previa para $n=2$, SD de $\log(n)=0,2$);
- R2 Opción de estimación robusta sobre capturas para verificar si esta opción pudiera mejorar los diagnósticos del ensayo de referencia en el que la prueba de Shapiro para la normalidad de los residuos de las capturas resulta fallida;
- R3 Distribución previa semiinformativa para n (SD de $\log(n)=0,5$), porque el valor posterior inferior a 2 parecía indicar que un n más bajo podría proporcionar una curva de producción menos plana;
- R4 Igual que R3, pero comenzando en 1950 para comprobar si el ajuste mejora cuando el ensayo se restringe a los años para los que se dispone de índices de biomasa;
- R5 SD relativa de las capturas cinco veces superior a la de 2010, debido a la incertidumbre en la talla de los descartes desde 2010, con una distribución previa semiinformativa para n .

Esta exploración inicial de la utilización del modelo SPiCT con los nuevos datos presentados al WKELASMO sugirió un mejor ajuste cuando se utilizaba una distribución previa semiinformativa para n , lo que implica un

modelo Fox (n posterior cercano a 1), y una mayor SD relativa de las capturas a partir de 2010 (ensayo R5), sin beneficio de otras opciones.

Los parámetros del ensayo R5 se seleccionaron para una evaluación exploratoria con JABBA que comparaba este ensayo con un escenario alternativo que incluía el índice de palangre español (Ortiz *et al.*, 2022). Ambos escenarios son coherentes con el ensayo R5 del SPiCT, con respecto a las tendencias B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Los criterios de JABBA para la aceptación de un modelo plausible se cumplen para ambos escenarios, pero la incorporación del índice español degrada la precisión del ajuste. Teniendo en cuenta que ambos ensayos son plausibles, Ortiz *et al.* (2022 a) sugieren seleccionar el escenario que incorpora todos los índices disponibles.

Ortiz *et al.* (2022 b) también proporcionaron un segundo conjunto de ensayos exploratorios de SPiCT. Al igual que la evaluación exploratoria de JABBA, permite comparar el ensayo R5 del conjunto n.º 1 con un ensayo que tenga las mismas distribuciones previas pero que incorpore el índice español (ensayo de referencia). Se añadieron cuatro ensayos de sensibilidad adicionales, todos ellos incorporando el índice español:

- S1 Año terminal 2010 = igual que el ensayo de referencia, pero las series de índice y captura terminan en 2010.
- S2 Año terminal 2015 = igual que el ensayo de referencia, pero las series de índice y captura terminan en 2015.
- S3 Supuestos de distribuciones previas de r más altas = aumentar la media de la distribución previa de r por un factor de tres ($3*0,059$) mismos errores estándar de 0,2 como ensayo de referencia.
- S4 Error estándar bajo para el índice de prospección = asumir una mayor precisión del índice compuesto de prospección ($0,5*Índice\ SE$) en comparación con las series de CPUE dependientes de la pesquería.

Basándose en los resultados de estos ensayos de sensibilidad, se propuso que el modelo final fuera el ensayo de referencia. La comparación con la evaluación JABBA que incorpora el índice español muestra de nuevo una buena coherencia entre las tendencias de los dos modelos, siendo JABBA B_{2020}/B_{RMS} ligeramente superior a la estimación de SPiCT (0,51 frente a 0,47).

Sin embargo, se señaló que la elección de una distribución previa para n que lleva a un n posterior cercano a 1 entra en contradicción con una distribución previa baja para r . De hecho, esto último implica una baja productividad, como se espera para un stock de marrajo sardinero, mientras que n cercano a 1 implica un stock productivo. Por lo tanto, se presentó un tercer conjunto de ocho ensayos exploratorios de SPiCT, todos con una distribución previa informativa para n fijada en 2 (SD de $\log(n)=0,2$), pero con una comparación de ensayos cuando la distribución previa para r (todavía fijada en 0,059) es informativa (SD de $\log(r)=0,2$) o semiinformativa (SD de $\log(r)=0,5$), tanto si se incorpora el índice español como si no.

Este conjunto de ensayos incorporó el índice compuesto de prospección tanto si la distribución espacial de las observaciones de las prospecciones en 2018 y 2019 se ajusta a la de las observaciones de los buques comerciales durante 2000-2009 como si no. Muestra que el rho de Mohn para B/B_{RMS} se reduce con las series ajustadas. De este modo, se confirmó el beneficio de una serie más coherente. Por otro lado, la incorporación del índice español tiene mayores consecuencias en los criterios de aceptación. Sin este índice, los ensayos con una distribución previa semiinformativa sobre r (SD de $\log(r)=0,5$) cumplen todos los criterios de aceptación con una r posterior lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie; pero, cuando se inserta el índice español, los ensayos con una distribución previa semiinformativa sobre r no son aceptables debido a un patrón retrospectivo F/F_{RMS} significativo con eliminaciones en los años 3 y 4 muy por encima de los otros en sus años terminales. Se probó la solución de añadir una distribución previa sobre la SD del índice español con un valor alto, sin que cambiaran mucho los resultados. Dado que la mayoría de los miembros del WKELASMO estaban a favor de incorporar el índice español, se seleccionó el ensayo con una distribución previa informativa sobre r , aunque el rho de Mohn para F/F_{RMS} era alto ($> 0,4$). La presentación de los resultados de estos ensayos está disponible en el SharePoint del WKELASMO (carpeta de presentación). Sin embargo, después de la presentación se observó que las SD de los índices deberían haber sido escaladas a sus medias en lugar de a sus mínimos para permitir que la distribución previa sobre la SD del índice español tuviera el efecto deseado.

Por lo tanto, se proporcionó un cuarto conjunto de 10 ensayos exploratorios para comparar los ensayos (**Tablas 1 y 2**; Figuras disponibles en el SharePoint del WKELASMO en la carpeta de presentación):

- cuando el índice español no está insertado (ensayos n.º 1 y n.º 2) o si lo está (ensayos n.º 3 a n.º 10);

- cuando la SD de las distribuciones previas para $\log(r)$ es 0,2 (ensayo n.º 1 y ensayos n.º 3 a n.º 5) o si es 0,5 (ensayos n.º 6 a n.º 10);
- cuando se adoptan diferentes distribuciones previas para la SD del índice español. Se seleccionaron inicialmente tres valores: 0,9, 1,2 y 1,8, teniendo en cuenta que la SD posterior del índice compuesto de prospección es de aproximadamente 0,6 en los resultados de los ensayos n.º 1 y n.º 2. Por lo tanto, los ensayos de sensibilidad con una distribución previa para la SD del índice español 1,5, 2 o 3 veces mayor parecían pertinentes. Además, debido a que el ajuste falla durante más de 3 años en el análisis retrospectivo cuando la SD de las distribuciones previas para $\log(r)$ es 0,5 y la distribución previa para la SD del índice español es 0,9 (ensayo n.º 6), pero no cuando esta SD es 1,2 (ensayo n.º 9), se añadieron los ensayos n.º 7 y n.º 8 para explorar el efecto de SD del índice español cuando aumenta de 0,9 a 1,2.

Al igual que con el conjunto n.º 3, los únicos ensayos que cumplen todos los criterios de aceptación sin restricciones son los que tienen una distribución previa semiinformativa para r (SD para $\log(r) = 0,5$). Su r posterior es de nuevo lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie ($=0,09$). Sin embargo, el patrón retrospectivo deja de ser un problema con una SD para $\log(r)$ de 0,5 al insertar el índice español, considerando una mayor incertidumbre para este índice ($SD > 1$).

Al igual que con el conjunto n.º 3, los únicos ensayos que cumplen todos los criterios de aceptación sin restricciones son los que tienen una distribución previa semiinformativa para r (SD para $\log(r) = 0,5$). El patrón retrospectivo deja de ser un problema al insertar el índice español, considerando una mayor incertidumbre para este índice ($SD > 1$). Como resultado, ahora resulta ventajoso utilizar este índice para cumplir los criterios de aceptación. Sin embargo, cuando se utiliza una distribución previa semiinformativa para r , los resultados son muy similares tanto si se inserta el índice español como si no. La r posterior de estos ensayos es de nuevo lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie ($=0,09$).

4.2 Evaluación final

En el conjunto final de ensayos exploratorios, los ensayos n.º 8, n.º 9 y n.º 10 son muy similares en términos de diagnóstico, estimaciones puntuales de parámetros e incertidumbre. Los valores p de Shapiro del índice compuesto de prospección difieren ligeramente entre estos ensayos, con los ensayos n.º 8 y n.º 9 mostrando valores ligeramente por debajo del nivel de significación del 5 % (0,0426 para el ensayo n.º 8 y 0,0458 para el ensayo n.º 9); el valor p del ensayo n.º 10 es de 0,0635. Sin embargo, el ensayo n.º 8 presentó un menor número de fallos al comprobar la influencia de los valores iniciales en las estimaciones de parámetros (un ajuste falló) en comparación con el ensayo n.º 9 (siete ajustes fallaron) y el ensayo n.º 10 (cuatro ajustes fallaron y 1 gran distancia), lo que apoya la aceptación del ensayo n.º 8 como evaluación final.

En los diagnósticos de este ensayo (**Figura 12**), la prueba de Shapiro para la normalidad de los residuos de las capturas falla, al igual que con otros ensayos exploratorios, debido a la disminución de las capturas a causa de la Segunda Guerra Mundial y a las reglamentaciones pesqueras implementadas desde 2010. Además de que el valor p de Shapiro del índice compuesto de prospección (n.º 3) está justo por debajo de 0,05, esta prueba, así como la prueba de sesgo, resultan fallidas para el índice de palangre español (n.º 4). En cuanto a los residuos de las capturas, esto se debe a uno o dos residuos y, por lo tanto, no se considera que estos resultados muestren un incumplimiento de los supuestos que pueda invalidar el ensayo del modelo.

La curva de producción parece bastante plana debido a un importante error de proceso, pero esto no es inusual (**Figura 13**). La biomasa explotada disminuye por debajo de B_{RMS} a principios de la década de 1950. A pesar de un aumento en la década de 2010 debido a la restricción a la pesca en vigor desde 2010, B/B_{RMS} está muy por debajo de B_{RMS} en 2020. Los patrones retrospectivos son coherentes (**Figura 14**).

4.3 Previsión

Se realizó una previsión a título informativo. Se utilizó la función "manage()" del paquete R de SPiCT con el escenario 8. La previsión se llevó a cabo utilizando una mortalidad por pesca objetivo ($F=0,03$) que es la F_{RMS} reducida (ya que la biomasa estimada está por debajo del RMS $B_{trigger}$) y se siguió la regla fractil propuesta por WKMSYCat34 (ICES 2017). La captura correspondiente es de 324 t, B/B_{RMS} es 0,49 [0,15, 1,6] y F/F_{RMS} es 0,56 [0,05, 6,28].

5. Futuras consideraciones/recomendaciones

Deberían continuarse o iniciarse estudios genéticos de ejemplares de diferentes regiones (al menos golfo de Vizcaya-mar Céltico y mar del Norte-mar de Noruega), con el objetivo de confirmar posibles diferencias genéticas entre grupos de comportamiento que pueden regresar a diferentes zonas de alimentación en primavera-verano cada año. Hay que insistir en la necesidad de un muestreo adecuado (ejemplares pequeños, peces marcados con PSATS).

La colocación de PSAT debería continuar tratando de obtener seguimientos en años consecutivos. Las colocaciones previstas de PSAT en aguas del norte de Europa (por parte de Noruega) son bienvenidas para contribuir al conocimiento de la estructura del stock mostrando si el marrajo sardinero en el mar de Noruega en verano tiene el mismo patrón de migración que el marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya y en el mar Céltico sur.

La dificultad de estimar los descartes debería hacer necesario un programa específico de observadores en el mar si los desembarques de marrajo sardinero siguen estando prohibidos en la mayoría de los países europeos.

La continuación de la prospección de primavera-verano en el golfo de Vizcaya y en el mar Céltico sur sería beneficiosa para seguir la evolución de la biomasa explotada con un índice independiente de la pesquería. Esta ampliación permitiría valorar la inversión realizada para llevar a cabo la prospección en 2018 y 2019, pero también ampliar la serie de dos años obtenida con datos comerciales para constituir una serie coherente que permita evaluar el efecto de las medidas de limitación a la pesca adoptadas desde 2010. Debería considerarse la ampliación de esta prospección a otras regiones y/o prospecciones adicionales en otras regiones.

Las grandes variaciones en la serie de CPUE de palangre español deberían exigir un examen de la distribución espacial de las mareas que podría ser la causa. Debería investigarse la posibilidad de obtener un índice de superficie y de temporada de ivernada con esta serie, así como su ampliación más allá de 2007.

6. Informe de los revisores

6.1 Identificación de stock

Steve Cadrin, Christoph Stransky, David Murray y Zachary Whitener

La nueva información sobre genética (Viricel *et al.*, 2021 WD) y marcado (Biais *et al.*, 2022 WD, Righton *et al.*, 2022 WD) se consideró en el contexto de la información disponible anteriormente (revisada por Ellis *et al.*, 2022 WD y Haugen *et al.*, 2022 WD). El marrajo sardinero tiene distribuciones antitropicales en todo el Atlántico norte y el hemisferio sur, y los análisis de ADN mitocondrial (ADNmt) indican poblaciones genéticamente distintas en cada hemisferio (Kitamura y Matsunaga 2010, n=53), pero no hay una estructura genética aparente dentro del Atlántico norte (n=40 del Atlántico noroeste, n=35 del Atlántico nordeste; Testerman 2014). Un análisis reciente del ADNmt confirma la existencia de dos poblaciones distintas en el Atlántico norte y en el hemisferio sur y la ausencia de estructura genética dentro del Atlántico norte (n=70 del Atlántico noroeste, n=99 del Atlántico nordeste, n=2 de los mercados del Mediterráneo; González *et al.*, 2021). La información sobre el ciclo vital también sugiere que se trata de una población relativamente homogénea en el Atlántico norte, únicamente con pequeñas diferencias regionales (Ellis *et al.*, 2022 WD, Haugen *et al.*, 2022 WD). Los patrones genéticos y de ciclo vital sugieren que hay suficiente conectividad reproductiva para mantener una única población genética en el Atlántico norte, incluyendo aparentemente el Mediterráneo. La información procedente del marcado sugiere una tasa de movimiento baja entre el Atlántico nordeste y noroeste, con un marrajo sardinero marcado en aguas irlandesas y recuperado en los Grandes Bancos diez años después (Cameron *et al.*, 2018) de un total de 346 recuperaciones de marcas convencionales (Ellis *et al.*, 2022 WD), y las estimaciones de localización de colocaciones de varias marcas archivo que indican movimiento cruzando la línea fronteriza ICES-NAFO (42°W) del marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya (**Figura 1**, Biais *et al.*, 2022 WD) y en aguas de las Islas Británicas (**Figura 2**, Righton *et al.*, 2022 WD). Las preferencias térmicas y las distribuciones de temperatura también sugieren que el movimiento entre el Atlántico nordeste y el Mediterráneo es limitado (Ellis *et al.*, 2022 WD). Biais *et al.* (2022 WD) informaron de dos patrones generales de movimiento hacia el norte y hacia el oeste del marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya (**Figura 1**), y el análisis genético preliminar de un carácter del ADNmt de unos pocos ejemplares de cada grupo de comportamiento (n=10 del norte, n=9 del oeste) sugiere diferencias genéticas (Viricel *et al.*, 2021 WD).

En resumen, la mayor parte de la información disponible apoya la conclusión de que el marrajo sardinero se compone de una única población genética en el Atlántico norte, lo que es relevante para determinar el estado de conservación de la especie (Curtis *et al.*, 2016). Los resultados preliminares sobre las diferencias genéticas entre los grupos de comportamiento en el Atlántico nordeste (Viricel *et al.*, 2021 WD) necesitarán confirmación con más muestras y caracteres genéticos (idealmente caracteres nucleares), y la investigación del solapamiento espacial de los dos grupos de comportamiento (por ejemplo, en el golfo de Vizcaya) deberá considerarse para la identificación del stock. Las tasas de movimiento observadas entre el Atlántico nordeste, Atlántico noroeste y Mediterráneo parecen ser lo suficientemente bajas como para considerar unidades espaciales separadas para la evaluación de stock y la ordenación de la pesquería. Por lo tanto, la información disponible apoya la actual unidad consultiva del ICES (subzonas 1-10, 12 y 14, el Atlántico nordeste y aguas adyacentes) ampliada hacia el sur hasta los 5°N, la ampliación de la zona de pesca del Atlántico norte de ICCAT (ICCAT 2010).

6.2 Evaluación de stock

Enric Cortés y Jan Jaap

Se debatió ampliamente la identidad del stock del marrajo sardinero. Aunque parecía haber fuertes indicios de fidelidad al lugar de nacimiento y de rutas migratorias repetidas, la diferenciación genética entre las distintas regiones del Atlántico nororiental no era fuerte, y se basaba en un número limitado de muestras. Finalmente se decidió mantener las unidades de ordenación actuales.

Había varias series potenciales de índices de abundancia relativa que podían utilizarse para fundamentar un modelo de producción excedente. Uno de los problemas de todos los índices de abundancia era que el tamaño de la muestra y la cobertura espacial de los índices eran pequeños en comparación con el tamaño de la unidad de ordenación.

Se utilizó SPiCT, un modelo bayesiano de producción excedente, para evaluar el estado del stock de marrajo sardinero del nordeste. Los datos introducidos en el modelo incluían las capturas totales (1926-2020) y tres índices de biomasa: una CPUE noruega basada en los cuadernos de pesca de los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1950-1972), una CPUE francesa también basada en los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1972-2009) y una CPUE francesa basada en el cuaderno de pesca personal de un palangrero comercial que se dirige al marrajo sardinero (2000-2009) complementada con un índice de biomasa de la prospección realizado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico en 2018-2019 (este índice se denominará índice compuesto). Además, se disponía de un índice de CPUE de capturas fortuitas de la flota palangrera pelágica española (1986-2007).

La evaluación utilizó la tasa intrínseca de aumento ($r_{max}=0,059$) utilizada en la evaluación de stock de ICCAT (2020) y fijó la distribución previa del parámetro de forma n en 2, lo que implica un modelo de producción de Schaefer con un punto de inflexión de la curva de producción de $B_{RMS}/K=0,5$. Se señaló que n correspondiente al valor de $r=0,059$ es 3,4 (que corresponde a $B_{RMS}/K=0,60$ obtenido a partir de una relación entre el punto de inflexión y la tasa de aumento por generación, rT) y, por tanto, que las distribuciones previas de r y n eran internamente incoherentes. Esto se investigó fijando la prioridad de n en 1) 3,4 con $sd=0,5$ (poco informativa) y 2) 3,4 con $sd=0,2$ (más informativa). Con $sd=0,5$, la distribución posterior seguía siendo de 1,3 y con $sd=0,2$, la evaluación no superaba los criterios de aceptación. Los valores de $B_{RMS}/K < 0,5$ implican un stock más productivo que el predicho por las características del ciclo vital, según las cuales la expectativa sería un valor $> 0,5 B_{RMS}/K$. Este resultado puede deberse a los grandes aumentos interanuales de los tres índices de biomasa considerados inicialmente (especialmente el índice noruego y algunos años para el índice compuesto), que entrarían en conflicto con la baja productividad que implica el ciclo vital.

Se preguntó sobre la aparente tendencia concurrente de los índices y las capturas: una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice noruego de 1950 a 1972 y una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice francés de 1972 a 2009. Un examen más detallado de los gráficos "plots pict.ci" de SPiCT mostró que no había aumentos positivos del índice en las capturas grandes que pudieran indicar violaciones del modelo.

También se debatió sobre el índice de biomasa de la prospección para 2018-2019. Se presentaron las razones por las que el índice debía basarse en un análisis que considerara 10 cuadrículas estadísticas (área de muestreo reducida) con una CPUE media más alta, incluido el hecho de que hubiera un aumento de R-cuadrado de la relación índice-esfuerzo.

Se ensayaron varias configuraciones del modelo con 3 o 4 índices de biomasa, el índice compuesto con o sin un área reducida considerada, y varios supuestos sobre la SD de las distribuciones previas de r y n . En general, hubo patrones retrospectivos en F y F/F_{RMS} que mejoraron cuando la SD de r se fijó en 0,2. Cuando se utilizaron cuatro índices, el índice español no se ajustó bien debido a su gran variabilidad interanual y los patrones retrospectivos mejoraron cuando se utilizó $SD=0,2$ para r y una distribución previa para la sd de la varianza ("logsd" en SPiCT). Se recomendó realizar una prueba de sensibilidad utilizando valores muy altos o bajos en el índice español para garantizar que los resultados no se vieran excesivamente afectados por estos cambios. La Secretaría de ICCAT presentó otra evaluación que utiliza un modelo de producción bayesiano alternativo (JABBA). Los datos introducidos fueron los mismos que para la evaluación SPiCT, con algunas diferencias: el punto de inflexión de la curva de crecimiento del stock /curva de producción se fijó en 0,37 (un modelo de producción de Fox), lo que implica un parámetro de forma $n=1,01$; la merma inicial al comienzo del modelo fue de 0,90 (frente a 0,99 en SPiCT); y el error estándar de la varianza del error de observación para los índices se fijó en 0,25 (frente a la utilización de los valores reales observados en SPiCT). La Secretaría de ICCAT también presentó una evaluación adicional con SPiCT, con resultados similares a los obtenidos por el WGEF de ICES.

Hubo un amplio debate sobre la validez de la inclusión del índice de biomasa del palangre español en la evaluación. Por un lado, se señaló que el índice se debatió durante la evaluación de stock de ICCAT de 2009 y se consideró apropiado incluirlo en ese momento, que proporciona información adicional sobre la abundancia relativa del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental al este de $45^\circ W$, y que no se basa en una pesquería dirigida que podría dar lugar a una CPUE hiperestable. Por otro lado, preocupa que este índice proporcione información sobre la densidad del marrajo sardinero más al sur de donde operaban las pesquerías dirigidas, en una zona a la que los despliegues de marcas PSAT han demostrado que sólo migra una parte de la biomasa explotada y, por tanto, plantea dudas sobre si proporciona mejor información sobre la abundancia de la biomasa explotada que las pesquerías dirigidas. Además, se cuestionó la validez de incluir este índice en el ensayo del caso base porque muestra incrementos interanuales de abundancia de un orden de magnitud biológicamente imposibles. Se recomendó que, al menos, varios de los picos mostrados por este índice se ponderaran a la baja (es decir, que aumentara la incertidumbre de esos puntos de datos), posiblemente utilizando una estimación robusta para esos puntos de datos.

En general, a pesar de algunas diferencias en la configuración de los modelos (JABBA y SPiCT ICES/ICCAT), ambos enfoques de modelación proporcionaron perspectivas muy similares del estado del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, que apuntan a un stock todavía sobrepescado, pero en el que la sobrepesca ya no se está produciendo, con bajos valores de F actual coherentes con la prohibición de desembarque en vigor desde 2010. A pesar de las advertencias sobre el índice español, los ensayos con cuatro índices, distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,2$ o $SD=0,5$), y una distribución previa para "logsd" se consideraron los más adecuados para evaluar el estado de este stock. Tras un análisis más detallado, se consideró que un ensayo que incluía una distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), una distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,5$), una merma inicial=0,99 ($SD=0,2$), y los cuatro índices, pero que asignaba una mayor incertidumbre al índice español estableciendo una distribución previa para $\logsd=1,0$, y escalando la SE de cada índice para que tuviera una media de 1 (en lugar de escalarla al valor mínimo como se hizo inicialmente) sería el mejor escenario para determinar el estado del stock y para proporcionar asesoramiento sobre las capturas. En conclusión, los datos utilizados en la evaluación eran los mejores de los que disponían los analistas y los métodos de evaluación para determinar el estado del stock eran adecuados teniendo en cuenta los datos disponibles.

6.2 Evaluación de stock

Enric Cortés y Jan Jaap

Se debatió ampliamente la identidad del stock del marrajo sardinero. Aunque parecía haber fuertes indicios de fidelidad al lugar de nacimiento y de rutas migratorias repetidas, la diferenciación genética entre las distintas regiones del Atlántico nororiental no era fuerte, y se basaba en un número limitado de muestras. Finalmente se decidió mantener las unidades de ordenación actuales.

Había varias series potenciales de índices de abundancia relativa que podían utilizarse para fundamentar un modelo de producción excedente. Uno de los problemas de todos los índices de abundancia era que el tamaño de la muestra y la cobertura espacial de los índices eran pequeños en comparación con el tamaño de la unidad de ordenación.

Se utilizó SPiCT, un modelo bayesiano de producción excedente, para evaluar el estado del stock de marrajo sardinero del nordeste. Los datos introducidos en el modelo incluían las capturas totales (1926-2020) y tres índices de biomasa: una CPUE noruega basada en los cuadernos de pesca de los palangreros que se dirigen al marrajo

sardinero (1950-1972), una CPUE francesa también basada en los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1972-2009) y una CPUE francesa basada en el cuaderno de pesca personal de un palangrero comercial que se dirige al marrajo sardinero (2000-2009) complementada con un índice de biomasa de la prospección realizado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico en 2018-2019 (este índice se denominará índice compuesto). Además, se disponía de un índice de CPUE de capturas fortuitas de la flota palangrera pelágica española (1986-2007).

La evaluación utilizó la tasa intrínseca de aumento ($r_{max}=0,059$) utilizada en la evaluación de stock de ICCAT (2020) y fijó la distribución previa del parámetro de forma n en 2, lo que implica un modelo de producción de Schaefer con un punto de inflexión de la curva de producción de $B_{RMS}/K=0,5$. Se señaló que n correspondiente al valor de $r=0,059$ es 3,4 (que corresponde a $B_{RMS}/K=0,60$ obtenido a partir de una relación entre el punto de inflexión y la tasa de aumento por generación, rT) y, por tanto, que las distribuciones previas de r y n eran internamente incoherentes. Esto se investigó fijando la prioridad de n en 1) 3,4 con $sd=0,5$ (poco informativa) y 2) 3,4 con $sd=0,2$ (más informativa). Con $sd=0,5$, la distribución posterior seguía siendo de 1,3 y con $sd=0,2$, la evaluación no superaba los criterios de aceptación. Los valores de $B_{RMS}/K < 0,5$ implican un stock más productivo que el predicho por las características del ciclo vital, según las cuales la expectativa sería un valor $> 0,5 B_{RMS}/K$. Este resultado puede deberse a los grandes aumentos interanuales de los tres índices de biomasa considerados inicialmente (especialmente el índice noruego y algunos años para el índice compuesto), que entrarían en conflicto con la baja productividad que implica el ciclo vital.

Se preguntó sobre la aparente tendencia concurrente de los índices y las capturas: una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice noruego de 1950 a 1972 y una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice francés de 1972 a 2009. Un examen más detallado de los gráficos "plots pict.ci" de SPiCT mostró que no había aumentos positivos del índice en las capturas grandes que pudieran indicar violaciones del modelo.

También se debatió sobre el índice de biomasa de la prospección para 2018-2019. Se presentaron las razones por las que el índice debía basarse en un análisis que considerara 10 cuadrículas estadísticas (área de muestreo reducida) con una CPUE media más alta, incluido el hecho de que hubiera un aumento de R-cuadrado de la relación índice-esfuerzo.

Se ensayaron varias configuraciones del modelo con 3 o 4 índices de biomasa, el índice compuesto con o sin un área reducida considerada, y varios supuestos sobre la SD de las distribuciones previas de r y n . En general, hubo patrones retrospectivos en F y F/F_{RMS} que mejoraron cuando la SD de r se fijó en 0,2. Cuando se utilizaron cuatro índices, el índice español no se ajustó bien debido a su gran variabilidad interanual y los patrones retrospectivos mejoraron cuando se utilizó $SD=0,2$ para r y una distribución previa para la sd de la varianza ("logsd" en SPiCT). Se recomendó realizar una prueba de sensibilidad utilizando valores muy altos o bajos en el índice español para garantizar que los resultados no se vieran excesivamente afectados por estos cambios. La Secretaría de ICCAT presentó otra evaluación que utiliza un modelo de producción bayesiano alternativo (JABBA). Los datos introducidos fueron los mismos que para la evaluación SPiCT, con algunas diferencias: el punto de inflexión de la curva de crecimiento del stock /curva de producción se fijó en 0,37 (un modelo de producción de Fox), lo que implica un parámetro de forma $n=1,01$; la merma inicial al comienzo del modelo fue de 0,90 (frente a 0,99 en SPiCT); y el error estándar de la varianza del error de observación para los índices se fijó en 0,25 (frente a la utilización de los valores reales observados en SPiCT). La Secretaría de ICCAT también presentó una evaluación adicional con SPiCT, con resultados similares a los obtenidos por el WGEF de ICES.

Hubo un amplio debate sobre la validez de la inclusión del índice de biomasa del palangre español en la evaluación. Por un lado, se señaló que el índice se debatió durante la evaluación de stock de ICCAT de 2009 y se consideró apropiado incluirlo en ese momento, que proporciona información adicional sobre la abundancia relativa del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental al este de 45° W, y que no se basa en una pesquería dirigida que podría dar lugar a una CPUE hiperestable. Por otro lado, preocupa que este índice proporcione información sobre la densidad del marrajo sardinero más al sur de donde operaban las pesquerías dirigidas, en una zona a la que los despliegues de marcas PSAT han demostrado que sólo migra una parte de la biomasa explotada y, por tanto, plantea dudas sobre si proporciona mejor información sobre la abundancia de la biomasa explotada que las pesquerías dirigidas. Además, se cuestionó la validez de incluir este índice en el ensayo del caso base porque muestra incrementos interanuales de abundancia de un orden de magnitud biológicamente imposibles. Se recomendó que, al menos, varios de los picos mostrados por este índice se ponderaran a la baja (es decir, que aumentara la incertidumbre de esos puntos de datos), posiblemente utilizando una estimación robusta para esos puntos de datos.

En general, a pesar de algunas diferencias en la configuración de los modelos (JABBA y SPiCT ICES/ICCAT), ambos enfoques de modelación proporcionaron perspectivas muy similares del estado del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, que apuntan a un stock todavía sobrepescado, pero en el que la sobrepesca ya no se está produciendo, con bajos valores de F actual coherentes con la prohibición de desembarque en vigor desde 2010. A pesar de las advertencias sobre el índice español, los ensayos con cuatro índices, distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,2$ o $SD=0,5$), y una distribución previa para "logsd" se consideraron los más adecuados para evaluar el estado de este stock. Tras un análisis más detallado, se consideró que un ensayo que incluía una distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), una distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,5$), una merma inicial=0,99 ($SD=0,2$), y los cuatro índices, pero que asignaba una mayor incertidumbre al índice español estableciendo una distribución previa para logsd=1,0, y escalando la SE de cada índice para que tuviera una media de 1 (en lugar de escalarla al valor mínimo como se hizo inicialmente) sería el mejor escenario para determinar el estado del stock y para proporcionar asesoramiento sobre las capturas. En conclusión, los datos utilizados en la evaluación eran los mejores de los que disponían los analistas y los métodos de evaluación para determinar el estado del stock eran adecuados teniendo en cuenta los datos disponibles.

References

- Anonymous. ICES 2022 Report of the benchmark workshop for selected elasmobranch stocks (WKELASMO). ICES Scientific Reports: *In preparation*.
- Biais, G. 2022 a. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14 pp.
- Biais, G. 2022 b. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 5 pp.
- Biais, G. 2022 c. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 d. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 4 pp.
- Biais, G. 2022 e. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 f. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 8 pp.
- Biais, G. 2022 g. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement 2. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 7 pp.
- Biais, G. 2022 h. SPiCT runs for the Northeast Atlantic porbeagle. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27 pp.
- Biais, G., Viricel, A., and Baulier, L. 2022. Northeast Atlantic porbeagle stock identity issues. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27pp.
- Babcock E.A. and Cortes E., 2010. Bayesian surplus production model applied to porbeagle catch, CPUE and effort. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(6): 2051-2057.
- Carvalho, F., Winker H., Courtney D., Kapur M., Kell L., Cardinale M., Schirripa M., Kitakado T., Yemane D., Piner K. R., Maunder M. N., Taylor I. Wetzel C. R., Doering K., Johnson K. F., and Methot R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research Volume 204. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2021.105959>
- 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. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(6): 118-131.

- Curtis T.H., Laporte S., Cortes E., DuBeck, G., and McCandless, C. 2016. Status review report: Por-beagle Shark (*Lamna nasus*). Final Report to 633 National Marine Fisheries Service, Office of Protected Resources. <https://repository.library.noaa.gov/view/noaa/17712>.
- González, M. T., Sepúlveda, F.A., Zárate, P.M. and Baeza, J.A. 2021. Regional population genetics and global phylogeography of the endangered highly migratory shark *Lamna nasus*: Implications for fishery management and conservation. *Aquatic Conservation: Marine and Fresh-water Ecosystems* 31: 620–634.
- Haugen, J.B., Skomal, G.B., Curtis, T.H., and Cadrin, S.X. 2022. Interdisciplinary stock identification of North Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*). WKELASMO 2022 Working Document.
- Hennache, C., and Jung, A. 2010. Etude de la pêche palangrière de requin-taube de l'île d'Yeu. Association pour l'étude et la conservation des sélaciens (APECS), Brest, France. 64 pp.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 porbeagle stock assessments meeting. (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 1909-2005.
- ICES. 2009. Report of the Joint Meeting between ICES Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF) and ICCAT Shark Subgroup, 22–29 June 2009, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2009/ACOM:16. 424 pp.
- ICES, 2010. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2010. Book 9: 85-93.
- ICES, 2012. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2012. Book 9: 132-137.
- ICES, 2015. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2015, Book 9, 6 pp.
- ICES, 2019. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2019, 6 pp.
- ICES. 2017. Report of the Workshop on the Development of the ICES approach to providing MSY advice for category 3 and 4 stocks (WKMSYCat34), 6–10 March 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:47. 53 pp.
- ICES 2021. Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF). ICES Scientific Reports. 3:59. 822 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.8199>
- Ellis, J. R., Johnston, G., and Coelho, R. 2022. Stock delineation of North-east Atlantic porbeagle *Lamna nasus*. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 13pp.
- Kitamura, T., and Matsunaga, H. 2010. Population structure of porbeagle (*Lamna nasus*) in the Atlantic Ocean as inferred from mitochondrial DNA control region sequences. Collective volume of scientific papers International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas 65:2082–2087.
- Lallemand-Lemoine, L. 1991. Analysis of the French fishery for porbeagle *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788). ICES CM 1991/g:71; 10 pp.
- Mildenberger, T.K., Kokkalis, A., Berg C.W. 2020. Guidelines for the stochastic production model in continuous time (SPiCT). 4pp.
- Mejuto, J., M. Ortiz, B. Garcia-Cortes, J. Ortiz de Urbina, A.M. Ramos-Cartelle. 2010. Historical data and standardized catch rates of porbeagle (*Lamna nasus*) caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 2006-2030.
- Murdoch D., and Chow, E. D. 2020. ellipse: Functions for Drawing Ellipses and Ellipse-Like Confidence Regions. R package version 0.4.2. <https://CRAN.R-project.org/package=ellipse>

- Ortiz, M., Taylor, N., Kimoto, A. and Forselledo, R. 2022. Preliminary stock assessment of Northeastern Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*) using the Bayesian State-Space Surplus Production Model JABBA. SCRS/2022/042.
- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. 2017. "A Stochastic Surplus Production Model in Continuous Time." Fish and Fisheries. 18, 226-243. doi:10.1111/faf.12174.
- Porch, C. E., Eklund, A-M, and Scott, G. P. 2006. A catch-free stock assessment model with application to goliath grouper (*Epinephelus itajara*) off southern Florida. Fishery Bulletin, 104(1): 89–101.
- R Core Team 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Righton D., Bendall, V., Hetherington, S., Saunders, R., Clarke, M., Biais, G., Campana, S., and Ellis, J. 2022. Spatial distribution of porbeagle shark *Lamna nasus* in the NE Atlantic. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14p.
- Testerman, C.B. 2014. Molecular Ecology of Globally Distributed Sharks. Nova Southeastern University Doctoral dissertation. <https://core.ac.uk/download/pdf/51078264.pdf>
- Thygesen, U. H., Albertsen, C. M., Berg, C.W., Kristensen, K., Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. Environmental and Ecological Statistics. doi:10.1007/s10651-017-0372-4.
- Viricel, A., Dourdin, T.S., and Biais, G. 2021. Population structure of the porbeagle shark in the Bay of Biscay inferred using molecular markers. ICES Working Group on Elasmobranch Fishes Working Document. 7p.

TABLEAUX

Tableau 1. Résultats des scénarios SPiCT exploratoires du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est (ensemble n°4).

Indices : NO = indice palangrier norvégien ; FR = indice palangrier français ; SUR = indice composite de l'étude ; SP = indice palangrier espagnol.

Acceptation : voir le tableau 2.4.2 pour les critères ; Rétrospective : Rho de Mohn en rouge lorsque $\rho > 0,2$ ou $< -0,15$.

Tableau 2. Acceptation des scénarios SPiCT du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est présentés à la réunion en ligne du WKELASMO.

La conclusion (ligne du bas) est Y (Oui) lorsque tous les critères d'acceptation sont respectés, "Y mais" lorsque les critères ne sont pas respectés pour l'ordre de grandeur de $F/F_{PME} (\leq 1)$ et son rho de Mohn (devrait être compris entre -0,15 et 0,2), mais l'acceptation peut être discutée en considérant que les très faibles captures depuis 2010 limitent la qualité de ce critère. La conclusion est non lorsque le rho de Mohn de B/B_{PME} n'est pas compris entre -0,15 et 0,2.

Les résultats des tests de normalité des valeurs résiduelles et des biais de la capture ou de normalité des valeurs résiduelles des indices 3 et 4 ne sont pas considérés comme des critères pouvant interdire l'acceptation des séries car les violations d'hypothèses observées sont dues à un petit nombre de valeurs annuelles.

TABLAS

Tabla 1. Resultados de los ensayos exploratorios SPiCT del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (conjunto n° 4).

Índices: NO = índice de palangre noruego; FR = índice de palangre francés; SUR = índice compuesto de prospección; SP = índice de palangre español

Tabla 2. Aceptación de los ensayos de SPiCT para el stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental presentados en la reunión en línea de WKELASMO.

La conclusión (línea inferior) es Y (Sí) cuando se cumplen todos los criterios de aceptación, "Y pero" cuando no se cumplen los criterios para el orden de magnitud de $F/F_{RMS} (\leq 1)$ y su rho de Mohn (debe estar comprendido entre -0,15 y 0,2), pero la aceptación puede discutirse considerando que las bajísimas capturas desde 2010 limitan la calidad de este criterio. La conclusión es No cuando el rho de Mohn de B/B_{RMS} no está comprendido entre -0,15 y 0,2.

Los resultados de las pruebas de normalidad de los residuos de captura y de sesgo o de normalidad de los residuos de los índices 3 y 4 no se consideran criterios que puedan prohibir la aceptación de las series porque los incumplimientos de las hipótesis observadas se deben a un número reducido de valores anuales.

FIGURES

Figure 1. Débarquements totaux de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est (t).

Figure 2. Nombre moyen de poissons par jour et par rectangle de $1^\circ \times 1^\circ$ capturés par les palangriers norvégiens dans l'Atlantique Nord-Est à partir des carnets de pêche disponibles (moyenne utilisant uniquement des observations indépendantes) pour les années 1950 à 1972, avec délimitation des unités spatiales utilisées dans leur analyse : WESTIR (Ouest et Sud-Ouest de l'Irlande), SOUEIR (Sud-Ouest de l'Irlande), FASCOT (Sud-Ouest à Sud-Est des îles Féroé et Nord-Ouest de l'Écosse), NORSHL (bordure Nord du plateau de la mer du Nord), NORSEA (mer du Nord), NORWCO (côte norvégienne au Nord de $62^\circ N$).

Figure 3. Indices annuels relatifs (mis à l'échelle par la moyenne) fournis par le GLM final (distribution d'erreur binomiale négative avec un lien logarithmique) sélectionné par la MSE des cinq validations croisées les plus basses (variables incluses : année, mois et zone) pour standardiser les CPUE des palangriers norvégiens dans l'Atlantique Nord-Est, avec les CPUE nominales également mises à l'échelle par la moyenne.

Figure 4. Répartition de l'effort de pêche par rectangle du CIEM des palangriers français dont les CPUE contribuent à la série des CPUE françaises avec les limites des zones utilisées pour standardiser les CPUE pour les années 1999 à 2009 (données non disponibles par rectangle du CIEM avant 1999).

Figure 5. Indices annuels relatifs (mis à l'échelle par la moyenne) fournis par le GLM final (distribution d'erreur Gamma avec un lien logarithmique) sélectionné par la MSE des cinq validations croisées les plus basses (variables

incluses : année, mois, zone et navire) pour standardiser les CPUE des 19 palangriers de la flottille thonière française ciblant le requin-taube commun dans l'Atlantique Nord-Est, avec les CPUE nominales également mises à l'échelle par la moyenne.

Figure 6. Rectangles statistiques formant la zone d'étude française du requin-taube commun dans le golfe de Gascogne et la mer Celtique du Sud.

Figure 7. Requin-taube commun dans l'Atlantique Nord Est - Relation entre la proportion des rectangles du CIEM avec opérations dans la partie Nord-Ouest de la zone d'étude (47°N et 7°Ouest) et la CPUE moyenne des rectangles du CIEM situés au Sud de 47°N et à l'Est de 7°W dans la zone d'étude en mai-juin.

Figure 8. Indices annuels relatifs (mis à l'échelle par la moyenne) fournis par le GLM final (distribution d'erreur de Tweedie avec un lien logarithmique) sélectionné pour standardiser les CPUE composites de l'étude (variables incluses : année, type de palangre et zone), avec les CPUE nominales mises à l'échelle par la moyenne.

Figure 9. Comparaison des distributions de longueur de l'étude en 2018-2019 et dans les débarquements des mêmes mois en 2008-2009 (source Hennache et Jung, 2010).

Figure 10. CPUE standardisées du requin-taube commun capturé comme prises accessoires de la pêche espagnole de palangriers de surface ciblant l'espadon, fournies par le GLM sélectionné (distribution d'erreur delta-lognormale ; variables incluses : année, zone, trimestre, appât, année*zone, année*trimestre) avec les limites de confiance et les CPUE nominales moyennes (losanges bleus).

Figure 11. Indices de biomasse utilisés dans les scénarios SPiCT du requin-taube commun fournis par la standardisation des quatre séries de CPUE disponibles.

Figure 12. Diagrammes de diagnostic de l'évaluation finale du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est (por.27.nea).

Indice 1 : Indice de biomasse palangrière norvégienne.

Indice 2 : Indice de biomasse palangrière française.

Indice 3 : Indice composite de la biomasse de l'étude.

Indice 4 : Indice de biomasse palangrière espagnole.

Figure 13. Diagrammes des résultats de l'évaluation finale du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est (por.27.nea).

Figure 14. Diagrammes rétrospectifs de l'évaluation finale du stock de requin-taube commun de l'Atlantique Nord-Est (por.27.nea).

Figure 15. Positions quotidiennes estimées (les points de couleur sont espacés de 10 jours) de 43 requins-taubes communs marqués dans le golfe de Gascogne entre mai et juillet en 2011-2019 (d'après Biais *et al.* 2022 WD).

Figure 16. Estimations de la position de tous les jeux de données de PSAT d'une durée supérieure à huit jours. Chaque symbole indique une estimation quotidienne. Les estimations de la position provenaient d'algorithmes sur mesure adaptés aux données transmises ou archivées reçues des marques PSAT Microwave Telemetry ou Wildlife Computers.

FIGURAS

Figura 1. Desembarques totales de marrajo sardinero del Atlántico nordeste (toneladas).

Figura 2. Número medio de peces por día y por cuadrícula de 1°x1° capturados por los palangreros noruegos en el Atlántico nororiental a partir de los cuadernos de pesca disponibles (media utilizando sólo observaciones independientes) para los años 1950 a 1972, con delimitación de las unidades espaciales utilizadas en su análisis: WESTIR (oeste y sudoeste de Irlanda), SOUEIR (sudoeste de Irlanda), FASCOT (sudoeste a sudeste de las Islas Feroe y noroeste de Escocia), NORSHL (borde norte de la plataforma del MAR del Norte), NORSEA (mar del Norte), NORWCO (costa noruega al norte de 62°N).

Figura 3. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución de error binomial negativa con un enlace logarítmico) seleccionados por la MSE de las cinco validaciones cruzadas

más bajas (variables incluidas: año, mes y área) para estandarizar las CPUE de los palangreros noruegos en el Atlántico nordeste, con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 4. Distribución del esfuerzo pesquero por cuadrículas ICES de los palangreros franceses cuyas CPUE contribuyen a la serie de CPUE francesas con los límites de las zonas utilizadas para estandarizar las CPUE para los años 1999 a 2009 (datos no disponibles por cuadrículas ICES de 1999)

Figura 5. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución gamma de error con un enlace logarítmico) seleccionados por la MSE de las cinco validaciones cruzadas más bajas (variables incluidas: año, mes, área y buque) para estandarizar las CPUE de los 19 palangreros de la flota francesa que se dirige al marrajo sardinero en el Atlántico nordeste, con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 6. Cuadrículas estadísticas que forman la zona de estudio del marrajo sardinero francés en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico meridional.

Figura 7. Marrajo sardinero en el Atlántico nororiental- Relación entre la proporción de cuadrículas ICES con calados en la parte noroeste de la zona de prospección (norte de 47°N y oeste 7°W) y la CPUE media de las cuadrículas ICES (sur 47°N y este 7°W) en la zona de la prospección en mayo-junio.

Figura 8. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución Tweedie de error binomial con un enlace logarítmico) seleccionados para estandarizar las CPUE compuestas de la prospección (variables incluidas: año, tipo de palangre y área), con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 9. Comparación de las distribuciones de tallas de la prospección en 2018-2019 y en los desembarques de los mismos meses en 2008-2009 (fuente Hennache y Jung, 2010).

Figura 10. CPUE estandarizada del marrajo sardinero capturado de forma fortuita por la pesquería española de palangre de superficie dirigida al pez espada, proporcionada por el GLM seleccionado (distribución delta-lognormal de error; variables incluidas: año, zona, trimestre, cebo, año*zona, año*trimestre) con límites de confianza y CPUE nominales medias (rombos azules).

Figura 11. Índices de biomasa utilizados en los ensayos SPiCT del marrajo sardinero proporcionados por la estandarización de las cuatro series de CPUE disponibles.

Figura 12. Gráficos de diagnóstico de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Índice 1: Índice de biomasa del palangre noruego
Índice 2: Índice de biomasa del palangre francés
Índice3: Índice de biomasa compuesto de la prospección
Índice4: Índice de biomasa del palangre español

Figura 13. Gráficos de resultados de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Figura 14. Gráficos retrospectivos de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Figura 15. Posiciones diarias estimadas (los puntos de color están separados por 10 días) de 43 marrajos sardineros marcados en el golfo de Vizcaya entre mayo y julio en 2011-2019 (Biais *et al.* 2022 WD).

Figura 16. Estimaciones de posición de todos los conjuntos de datos de marcas PSAT de más de 8 días de duración. Casa símbolo muestra una estimación diaria. Las estimaciones de posición se derivaron de algoritmos a medida adaptados a los datos transmitidos o archivados recibidos de las marcas PSAT Microwave Telemetry o Wildlife Computers.

Table 1. Results of NEA Porbeagle stock exploratory SPiCT runs (set #4).

Indices: NO = Norwegian longline index; FR = French longline index; SUR = composite survey index; SP = Spanish longline index.

Scenario (changes between runs highlighted in yellow)	Catch (years)	Indices		Priors: value and SD of log(value) between brackets			Acceptance	Estimates				Retrospective : Mohn's rho		B2020.94/ B _{MSY}	F2020.9 4/ F _{MSY}	Stochastic reference points	
		List*	SD	n	B/K	r		n	K	r	B1950 /K	B/ B _{MSY}	F/ F _{MSY}			B _{MSY}	F _{MSY}
# 1 - Reference	1926-2020	NO + FR + SUR	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.76 [1.15- 2.68]	75398 [32588- 174450]	0.063 [0.043- 0.094]	38223/75398 = 0.51	0.09	0.46	0.41 [0.12- 1.48]	0.02 [0- 0.11]	28998 [12614- 66667]	0.03 [0.01- 0.07]
# 2 - identical to run #1 with with priors on SD r= 0.5	1926-2020	NO + FR + SUR	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes but	1.75 [1.17- 2.61]	61580 [26298- 144197]	0.087 [0.038- 0.202]	29647/61580 = 0.48	0.08	0.32	0.44 [0.14- 1.42]	0.02 [0- 0.09]	25404 [11413- 56547]	0.05 [0.02- 0.13]
# 3 - identical to run #1 with SPA index and prior on its SD c(log(0.9),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.75 [1.14- 2.66]	73175 [34621- 154664]	0.064 [0.043- 0.094]	36191/73175 = 0.49	0.11	0.36	0.38 [0.12- 1.21]	0.02 [0- 0.11]	29526 [13919- 62632]	0.03 [0.01- 0.07]
# 4 - identical to run #3 with prior on SD of SP index c(log(1.2),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.74 [1.14- 2.66]	73293 [34485- 155774]	0.064 [0.043- 0.094]	36311/73293 = 0.5	0.07	0.37	0.39 [0.12- 1.25]	0.02 [0- 0.11]	29485 [13833- 62849]	0.03 [0.01- 0.07]
# 5 - identical to run #3 with prior on SD of SP index c(log(1.8),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.75 [1.15- 2.67]	74126 [33748- 162812]	0.063 [0.043- 0.094]	37072/74126 = 0.5	0.05	0.40	0.4 [0.12- 1.33]	0.02 [0- 0.11]	29328 [13366- 64352]	0.03 [0.01- 0.07]
# 6 - identical to run #2 with SPA index and prior on its SD c(log(0.9),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	No	1.74 [1.17- 2.58]	59894 [27919- 128489]	0.089 [0.039- 0.2]	28065/59894 = 0.47	0.27 (3 yrs)	-0.13 (3 yrs)	0.42 [0.14- 1.27]	0.02 [0- 0.09]	25534 [12271- 53132]	0.05 [0.02- 0.13]
# 7 - identical to run #4 with prior on SD of SP index c(log(1.0),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59822 [27922- 128169]	0.089 [0.04- 0.199]	28025/59822 = 0.47	0.20 (4 yrs)	0.02 (4 yrs)	0.43 [0.14- 1.28]	0.02 [0- 0.08]	25508 [12270- 53028]	0.05 [0.02- 0.13]
# 8 - identical to run #4 with prior on SD of SP index c(log(1.1),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59837 [27875- 128450]	0.089 [0.04- 0.199]	28054/59837 = 0.47	0.16	0.11	0.43 [0.15- 1.29]	0.02 [0- 0.08]	25495 [12245- 53084]	0.05 [0.02- 0.13]
# 9 - identical to run #4 with prior on SD of SP index c(log(1.2),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59903 [27798- 129087]	0.089 [0.04- 0.199]	28123/59903 = 0.47	0.16	0.11	0.43 [0.15- 1.29]	0.02 [0- 0.08]	25488 [12204- 53232]	0.05 [0.02- 0.13]
# 10- identical to run #4 with prior on SD of SP index c(log(1.8),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.59]	60594 [27201- 134985]	0.088 [0.039- 0.2]	28754/60594 = 0.47	0.11	0.18	0.44 [0.14- 1.34]	0.02 [0- 0.08]	25481 [11887- 54623]	0.05 [0.02- 0.13]

Acceptance: see table 2.4.2 for criteria; Retrospective: Mohn's rho in red when rho > 0.2 or < -0.15

Table 2: Acceptance of NEA Porbeagle stock SPiCT runs presented at the WKELASMO online meeting.

Conclusion (bottom line) is Y (Yes) when all the acceptance criteria are met, “Y but” when criteria are not met for the order of magnitude of $F/F_{MSY} (\leq 1)$ and its Mohn’s rho (should –be comprised between -0.15 and 0.2), but the acceptance can be discussed considering that the very low catches since 2010 limit the quality of this criteria. Conclusion is No when B/B_{MSY} Mohn’s rho is not comprised between -0.15 and 0.2.

The results of the tests for normality of the capture residuals and bias or normality of the residuals of indices 3 and 4 are not considered as criteria that can prohibit acceptance of the series because the observed hypothesis violations are due to a small number of annual values.

# run	1	2	3	4	5
Convergence	Y	Y	Y	Y	Y
All variance parameters of the model parameters are finite	Y	Y	Y	Y	Y
No violation of model assumptions based on one-step-ahead residuals (bias, auto-correlation, normality)	No for normality of catch residuals	No for normality of catch residuals	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4
Consistent patterns in the retrospective analysis	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho $F/F_{MSY} = 0.46$	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho $F/F_{MSY} = 0.32$	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho $F/F_{MSY} = 0.36$	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho $F/F_{MSY} = 0.37$	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho $F/F_{MSY} = 0.40$
Realistic production curve	Y	Y	Y	Y	Y
Assessment uncertainty	N OM $B/B_{MSY} = 1$ OM $F/F_{MSY} = 2$	Y	N OM $B/B_{MSY} = 1$ OM $F/F_{MSY} = 2$	N OM $B/B_{MSY} = 1$ OM $F/F_{MSY} = 2$	N OM $B/B_{MSY} = 1$ OM $F/F_{MSY} = 2$
No influence of initial values on the parameter estimates	Y	Y for 28/30 fits (1 fits failed)	Y for 28/30 fits (2 fits failed)	Y for 26/30 fits (4 fits failed)	Y for 27/30 fits (2 fits failed 1 large distance)
Conclusion	Yes but	Yes but	Yes but	Yes but	Yes but

Table 2 (continued): Acceptance of NEA Porbeagle stock SPiCT runs presented at the WKELASMO online meeting.

Conclusion (bottom line) is Y (Yes) when all the acceptance criteria are met, “Y but” when criteria are not met for the order of magnitude of $F/F_{MSY} (\leq 1)$ and its Mohn’s rho (should –be comprised between -0.15 and 0.2), but the acceptance can be discussed considering that the very low catches since 2010 limit the quality of this criteria. Conclusion is No when B/B_{MSY} Mohn’s rho is not comprised between -0.15 and 0.2.

The results of the tests for normality of the capture residuals and bias or normality of the residuals of indices 3 and 4 are not considered as criteria that can prohibit acceptance of the series because the observed hypothesis violations are due to a small number of annual values.

# run	6	7	8	9	10
Convergence	Y	Y	Y	Y	Y
All variance parameters of the model parameters are finite	Y	Y	Y	Y	Y
No violation of model assumptions based on one-step-ahead residuals (bias, auto-correlation, normality)	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 4
Consistent patterns in the retrospective analysis	Y for F/F_{MSY} (3 years) but Mohn’s rho $B/B_{MSY} = 0.27$	Y (4 years)	Y	Y	Y
Realistic production curve	Y	Y	Y	Y	Y
Assessment uncertainty	Y	Y	Y	Y	Y
No influence of initial values on the parameter estimates	Y for 25/30 fits (4 fits failed and 1 large distance)	Y for 23/30 fits (7 fits failed)	Y for 29/30 fits (1 fit failed)	Y for 23/30 fits (7 fits failed)	Y for 25/30 fits (4 fits failed and 1 large distance)
Conclusion	No	Yes	Yes	Yes	Yes

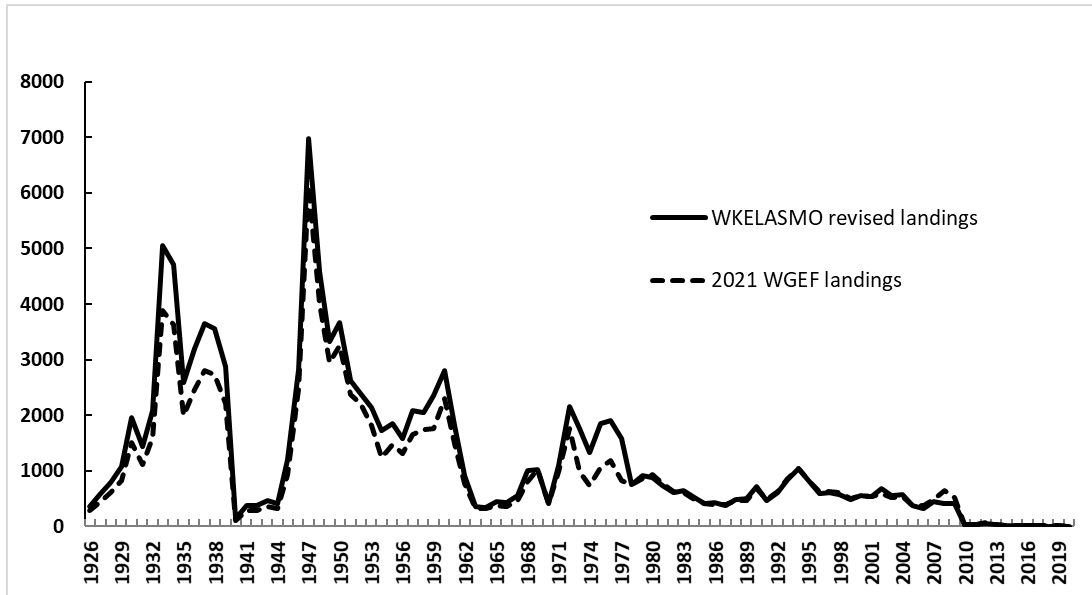


Figure 1. NEA Porbeagle total landings (tons).

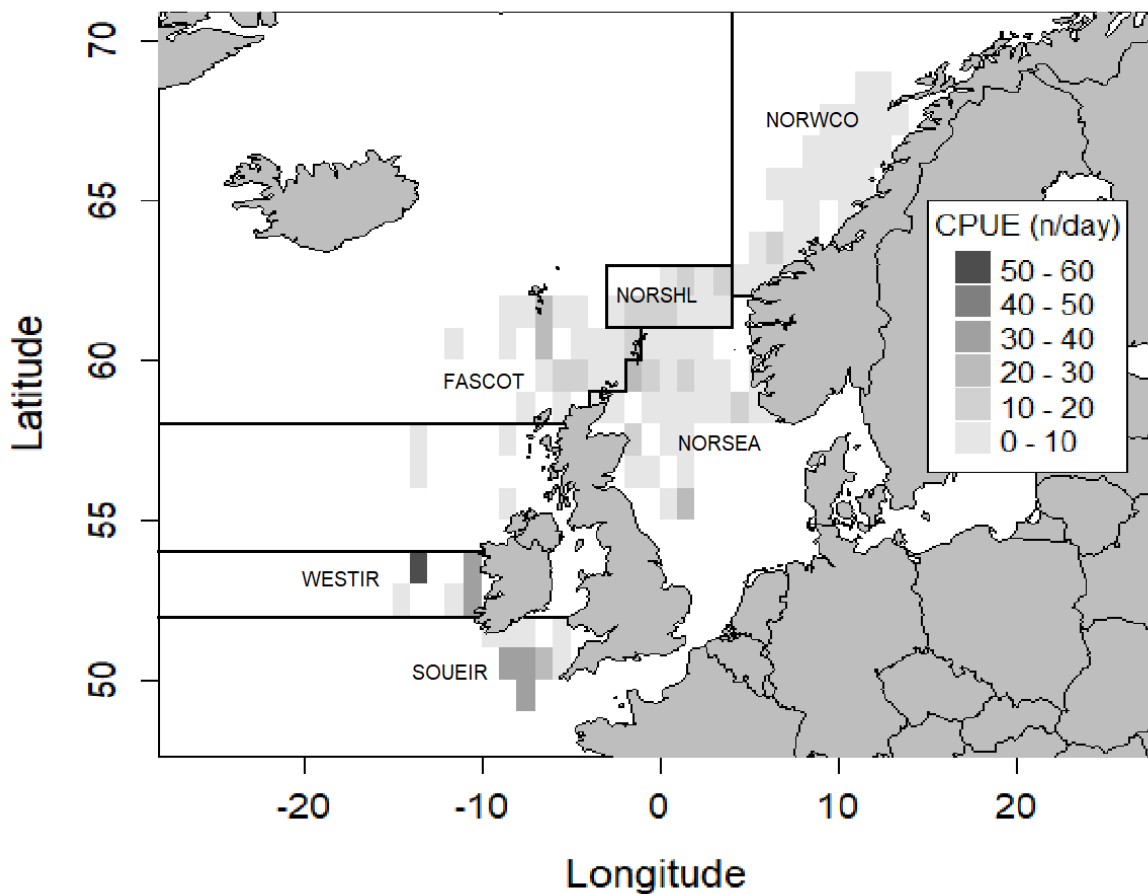


Figure 2. Mean number of fish per day and per $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ rectangle caught by Norwegian longliners in the North East Atlantic from available logbooks (mean using only independent observations) for years 1950 to 1972, with delineations of the spatial units used in their analysis: WESTIR (west and southwest of Ireland), SOUEIR (southwest of Ireland), FASCOT (southwest to southeast Faroe and northwest Scotland), NORSHL (northern edge of the North Sea shelf), NORSEA (North Sea), NORWCO (Norwegian coast north $62^{\circ}N$).

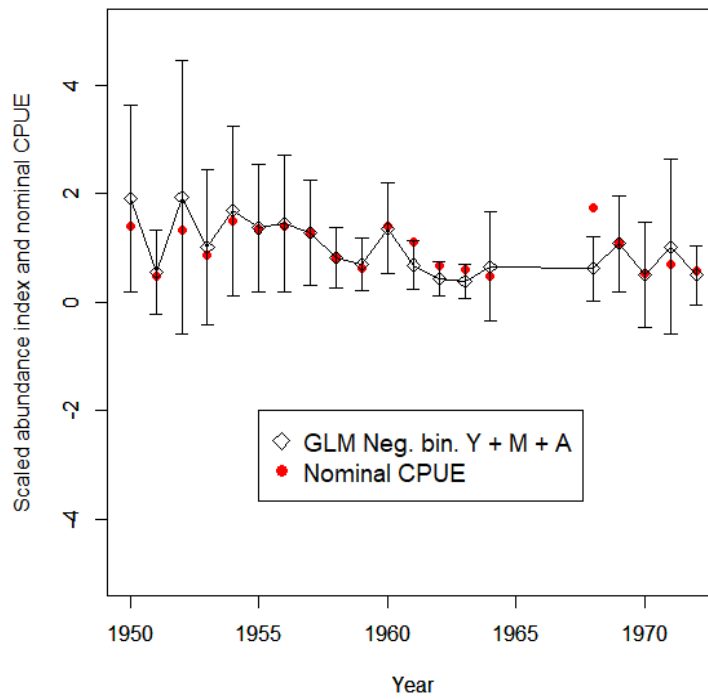


Figure 3. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (negative binomial error distribution with a log link) selected by lowest five folds cross validation MSE (variables included: year, month and area) to standardize CPUEs of Norwegian longliners in the North East Atlantic, with the nominal CPUEs also scaled by the mean.

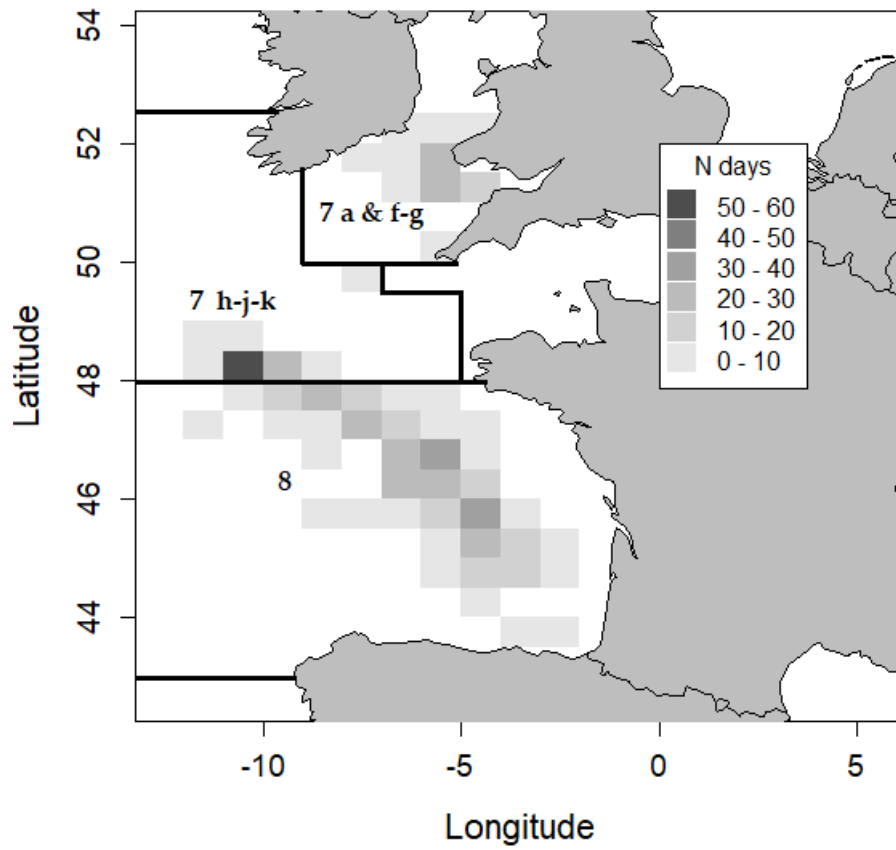


Figure 4. Fishing effort distribution by ICES rectangle of the French longliners whose CPUEs contribute to the French CPUE series with limits of areas used to standardize the CPUEs for years 1999 to 2009 (data not available by ICES rectangle prior to 1999).

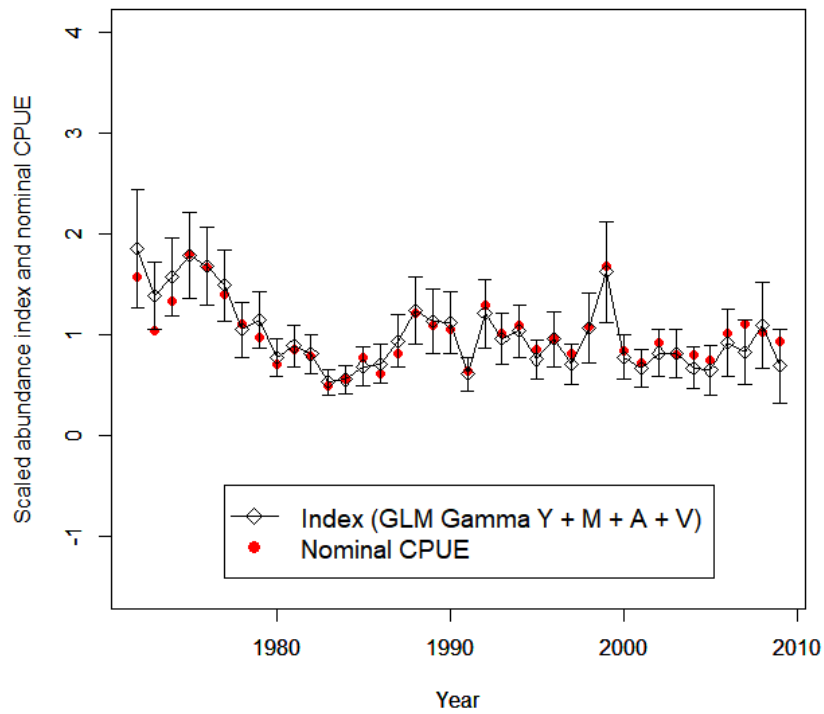


Figure 5. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Gamma error distribution with a log link) selected by five lowest folds cross validation MSE (variables included: year, month, area and vessel) to standardize CPUEs of the 19 longliners of the French tuning fleet targeting porbeagle in Northeast Atlantic, with the nominal CPUEs also scaled by the mean.

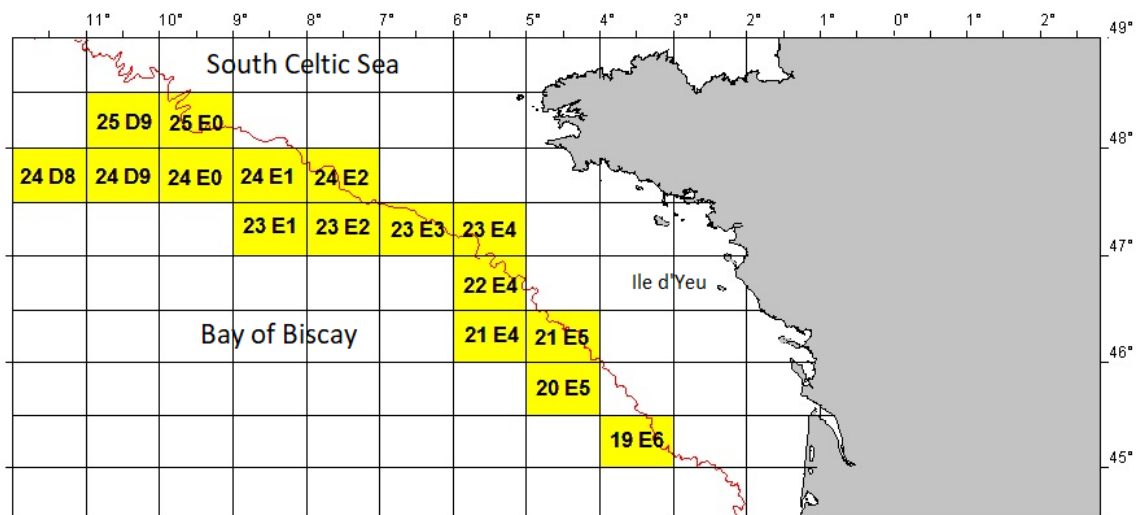


Figure 6. Statistical rectangles forming the French porbeagle survey area in the Bay of Biscay and the South Celtic Sea

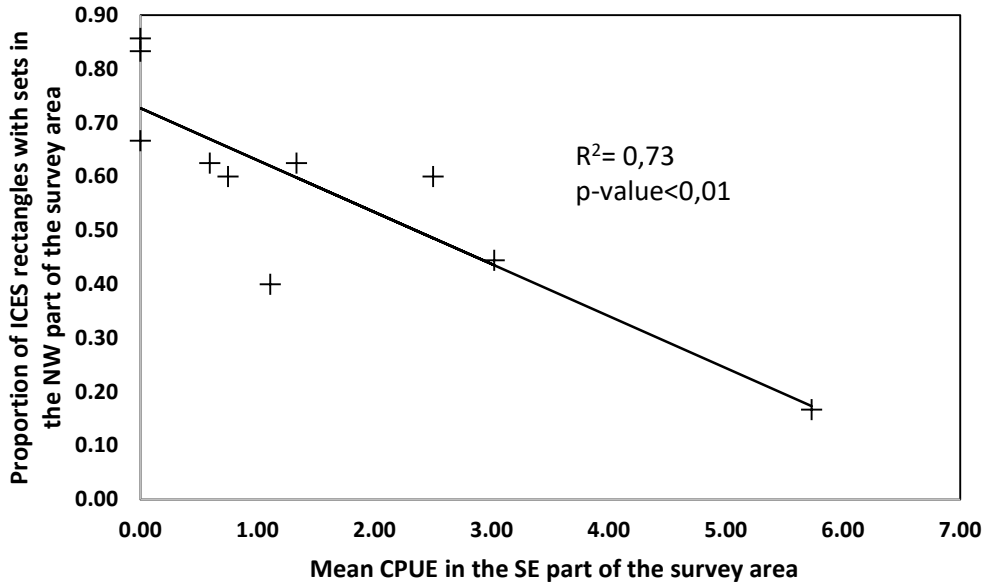


Figure 7. Porbeagle in the NEA – Relationship between the proportion of ICES rectangles with sets in the NW part of the survey area (North 47°N and West 7°W) and the mean CPUE of ICES rectangles South 47°N and East 7°W in the survey area in May-June.

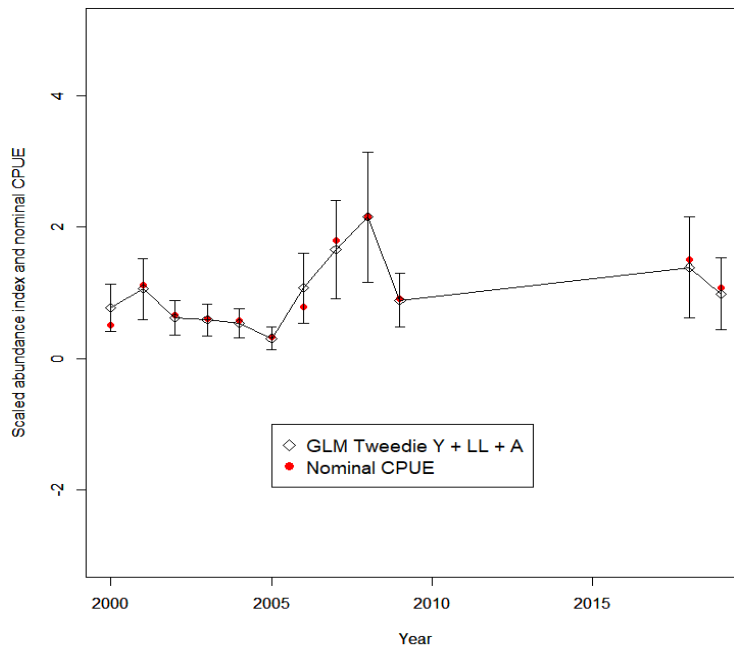
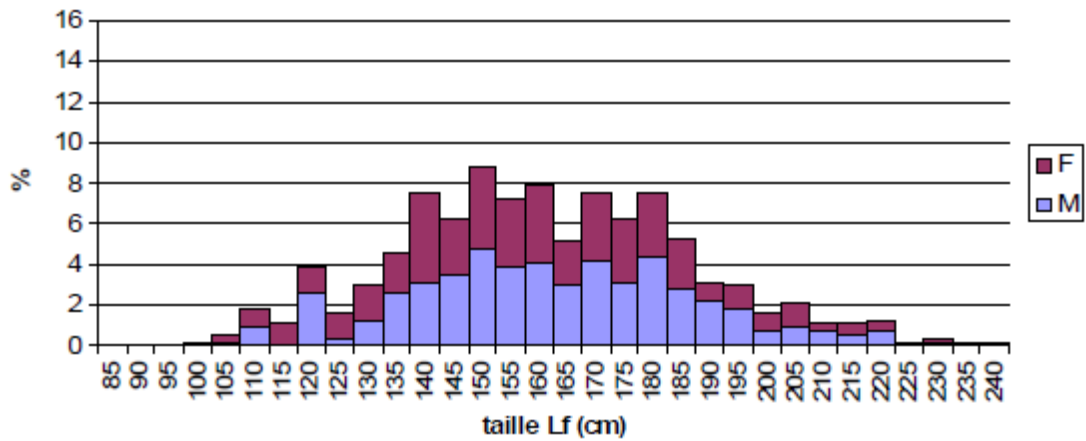
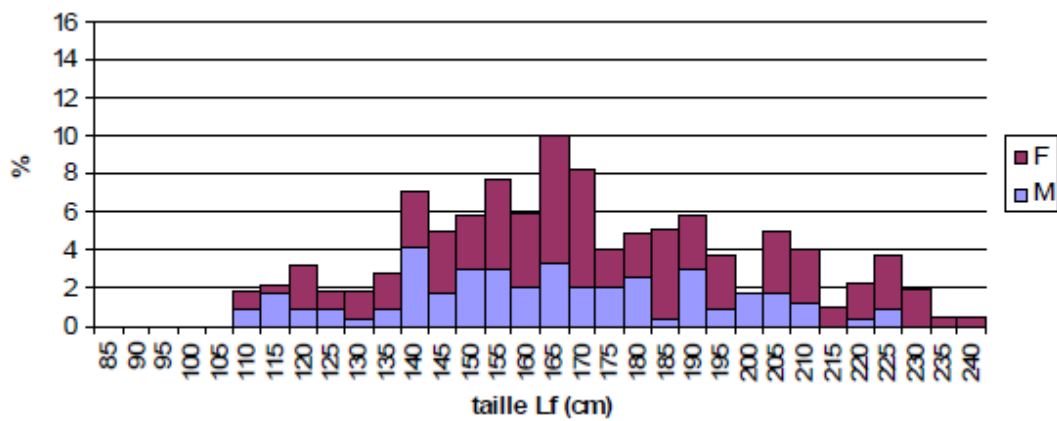


Figure 8. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Tweedie error distribution with a log link) selected to standardize the composite survey CPUEs (variables included: year, type of longline and area), with the nominal CPUEs scaled by the mean.

May 2008-2009 (n=570)



June 2008-2009 (n=237)



May-June 2018-19 (n=299)

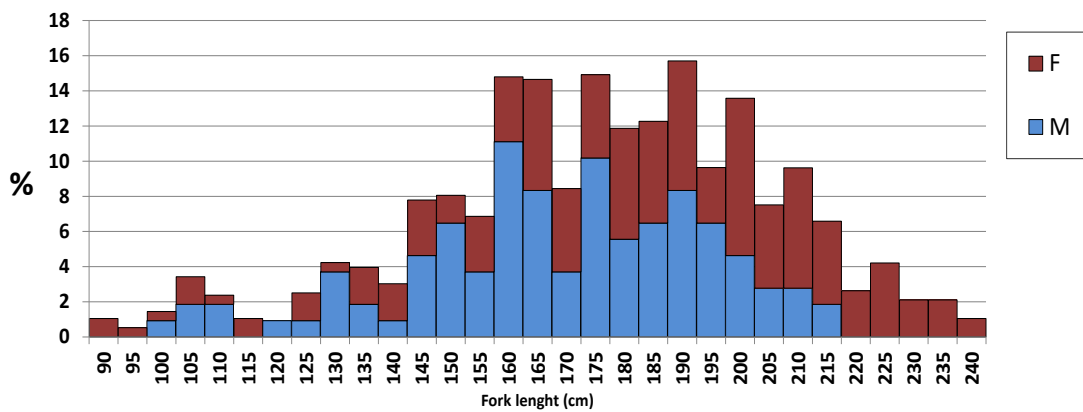


Figure 9. Comparison of the length distributions of the survey in 2018-2019 and in landings in the same months in 2008-2009 (source Hennache and Jung, 2010).

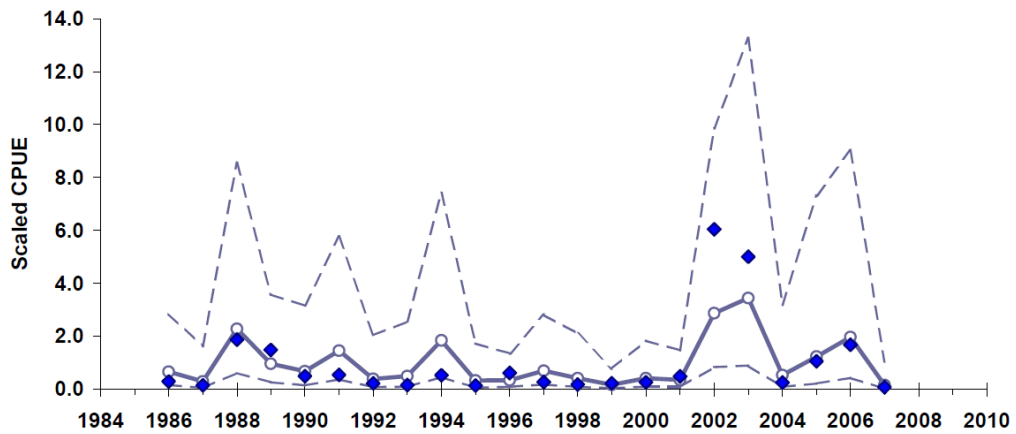


Figure 10. Standardized CPUE of porbeagle caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish, provided by the GLM selected (delta-lognormal distribution error; variables included: year, zone, quarter, bait, year*zone, year*quarter) with confidence limits and mean nominal CPUEs (blue rhombuses).

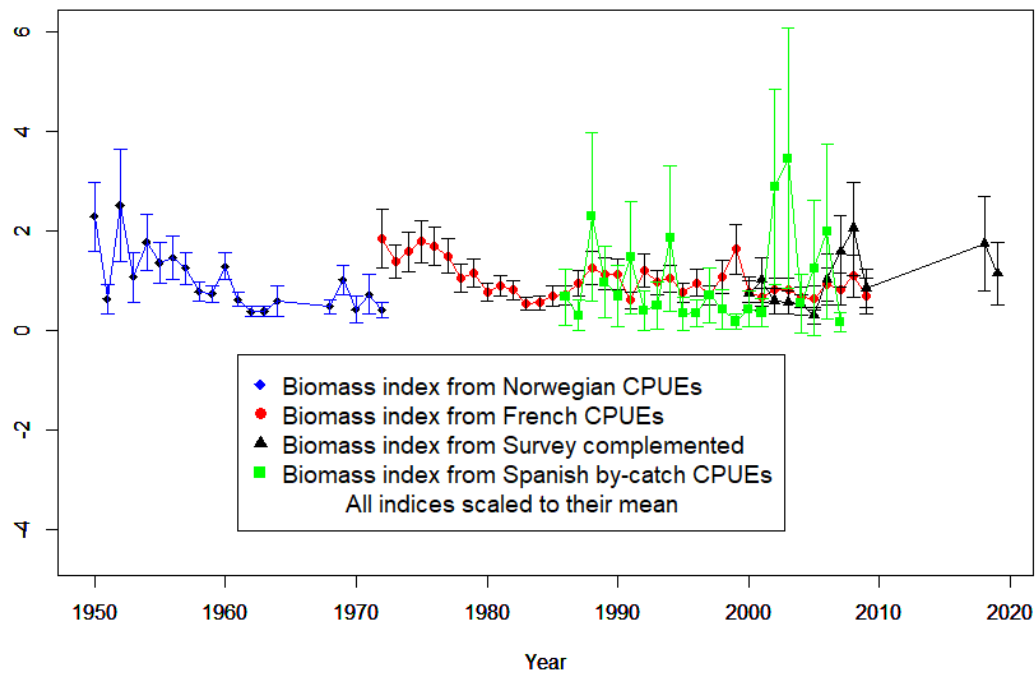


Figure 11. Biomass indices used in the porbeagle SPiCT runs provided by the standardization of the four available CPUEs series.

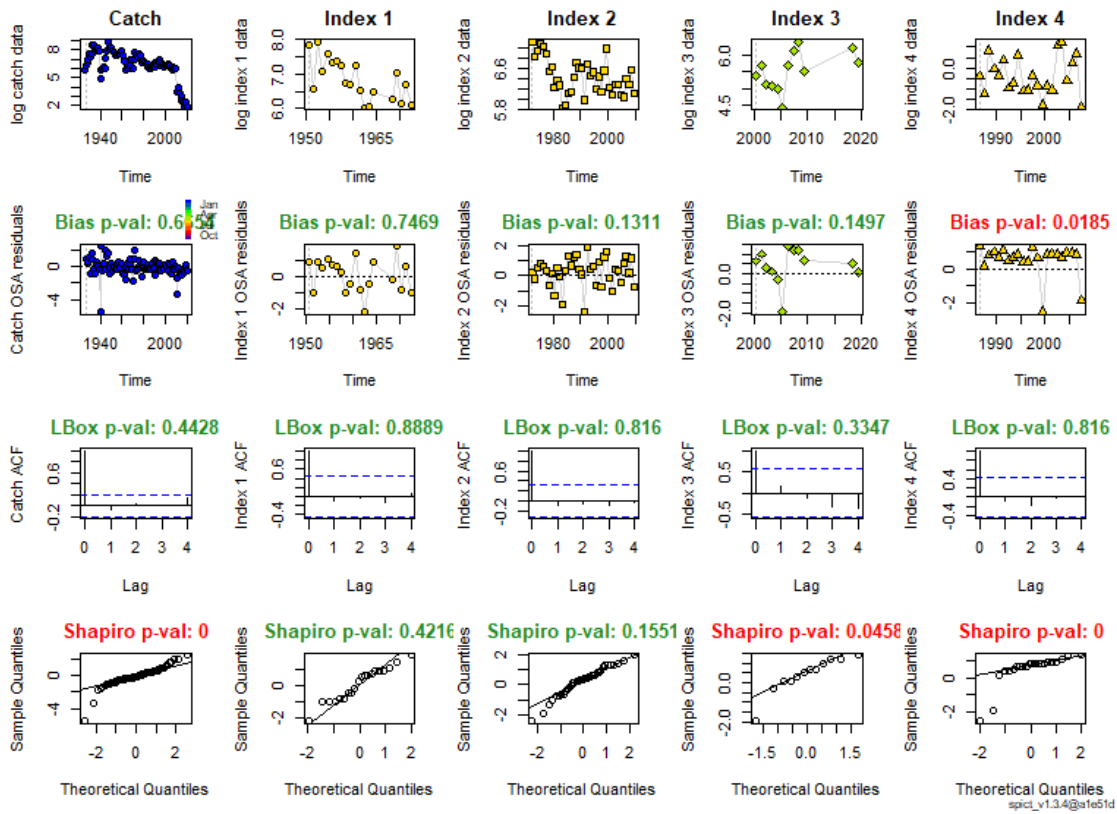


Figure 12. Diagnostics plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

Index 1: Norwegian longline biomass index
 Index 2: French longline biomass index
 Index 3: Composite survey biomass index
 Index 4: Spanish longline biomass index

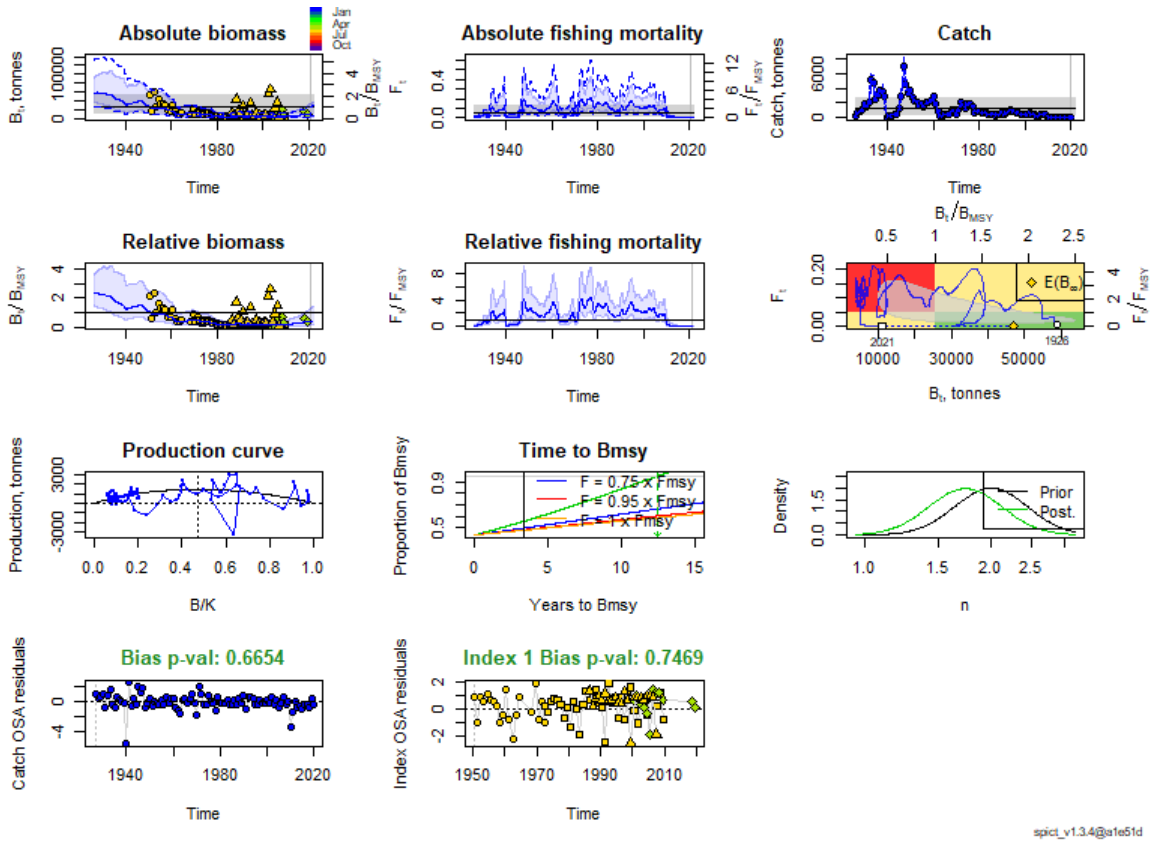


Figure 13. Result plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

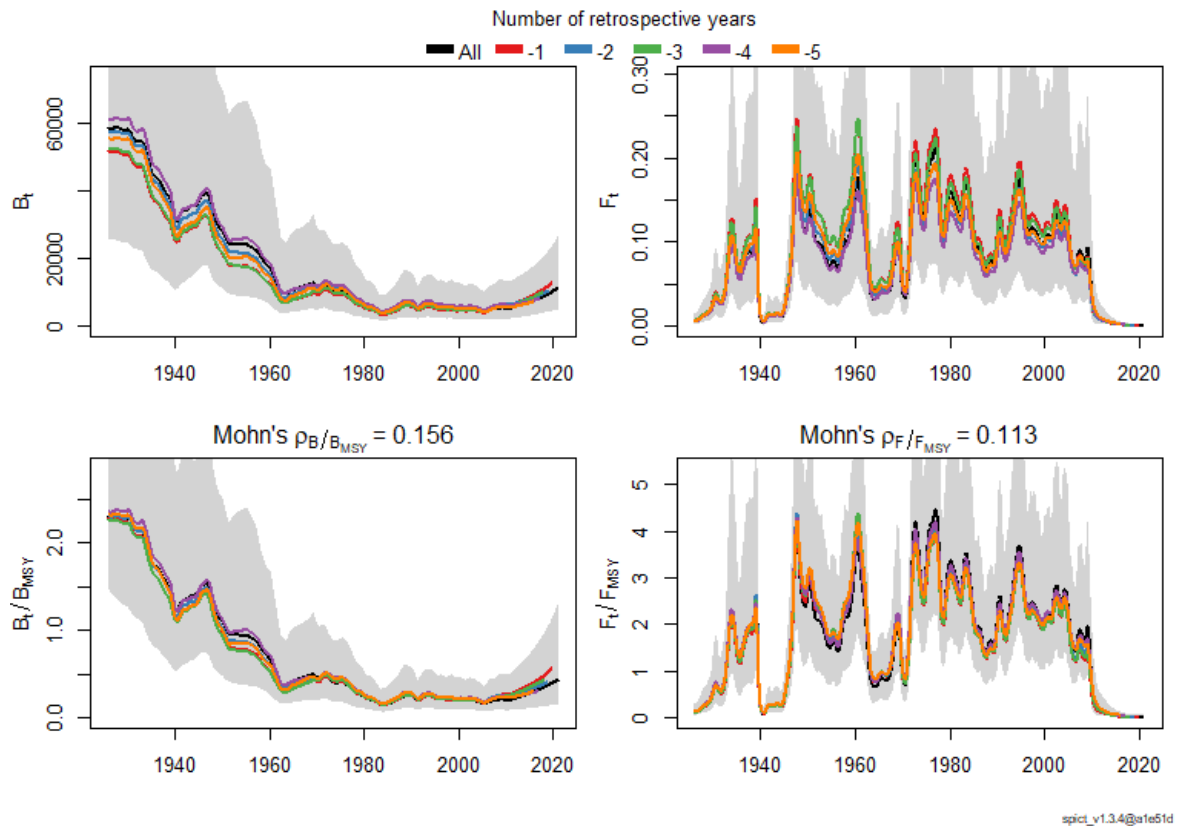


Figure 14. Retrospective plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

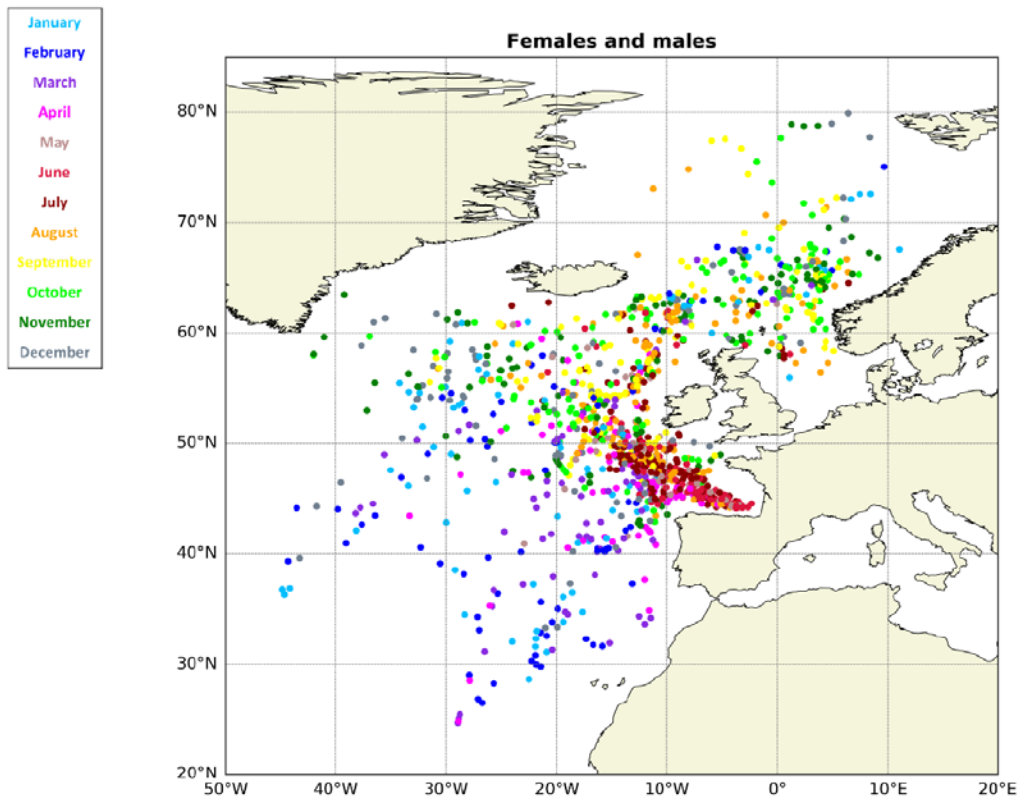


Figure 15. Estimated daily positions (coloured dots are 10 days apart) of 43 porbeagle tagged in the Bay of Biscay between May and July in 2011-2019 (from Biais *et al.*, 2022 WD).

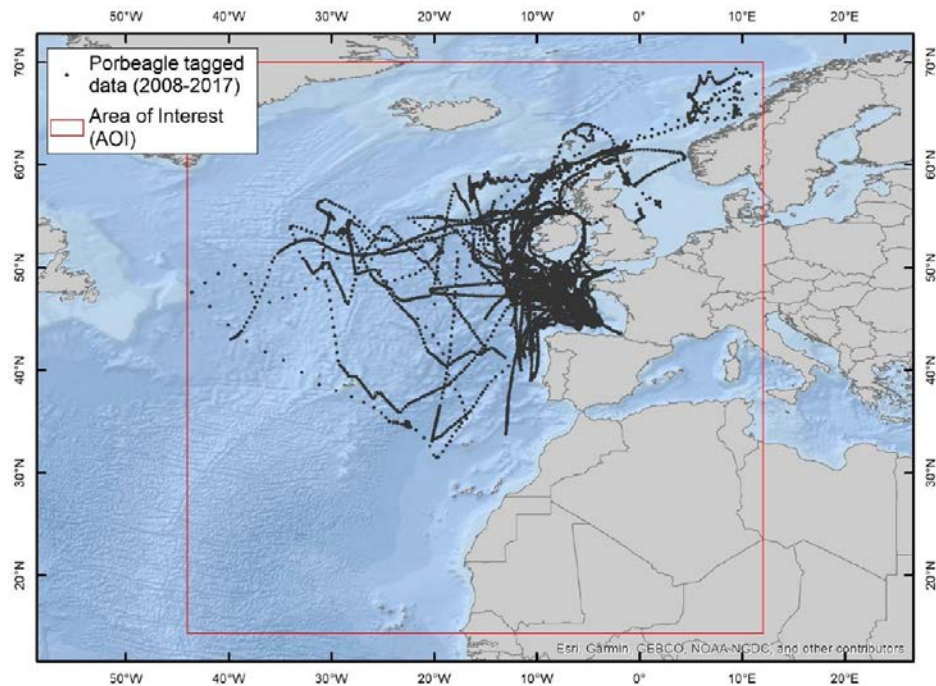


Figure 16. Positional estimates from all PSAT datasets > 8 days in length. Each symbol shows a daily estimate. Positional estimates were derived from bespoke algorithms suited to the transmitted or archived data received from Microwave Telemetry or Wildlife Computers PSAT tags.