

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 élamobranthes 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-taupe 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'élaémobranches 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-taupe 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-taupe 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 pêche 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 pêche 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 pêche 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 pêche dirigée française sont disponibles depuis 1972, deuxième année de la pêche, 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-taupe 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-taupe 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-taupe 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-taupe 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-taupe 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-taupe 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 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 ($SD \log(B/K)=0,2$).

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'hémisphère Sud 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-taupe 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-taupe 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 "plots.pict.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 ("logsdi" 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-taupe 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-taupe 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 "logsdi" 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 logsdi=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. 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., Zárata, 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.
- 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.

TABLEAUX

Tableau 1. Résultats des scénarios SPiCT exploratoires du stock de requin-taupe 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-taupe 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.

FIGURES

Figure 1. Débarquements totaux de requin-taupe 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°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-taupe 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-taupe commun dans le golfe de Gascogne et la mer Celtique du Sud.

Figure 7. Requin-taupe 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°O) 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-taupe 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-taupe commun fournis par la standardisation des quatre séries de CPUE disponibles.

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

Figure 14. Diagrammes rétrospectifs de l'évaluation finale du stock de requin-taupe 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-taupes 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.

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

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

Scenario (changes between runs highlighted in yellow)	Catch (years)	Indices		Priors: value and sd of log(value) between brackets			Acceptance	Estimates				Retropective : Mohn's rho		B2020.94/ B _{MSY}	F2020.94/ 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]

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} (≤ 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 on line 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} (≤ 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

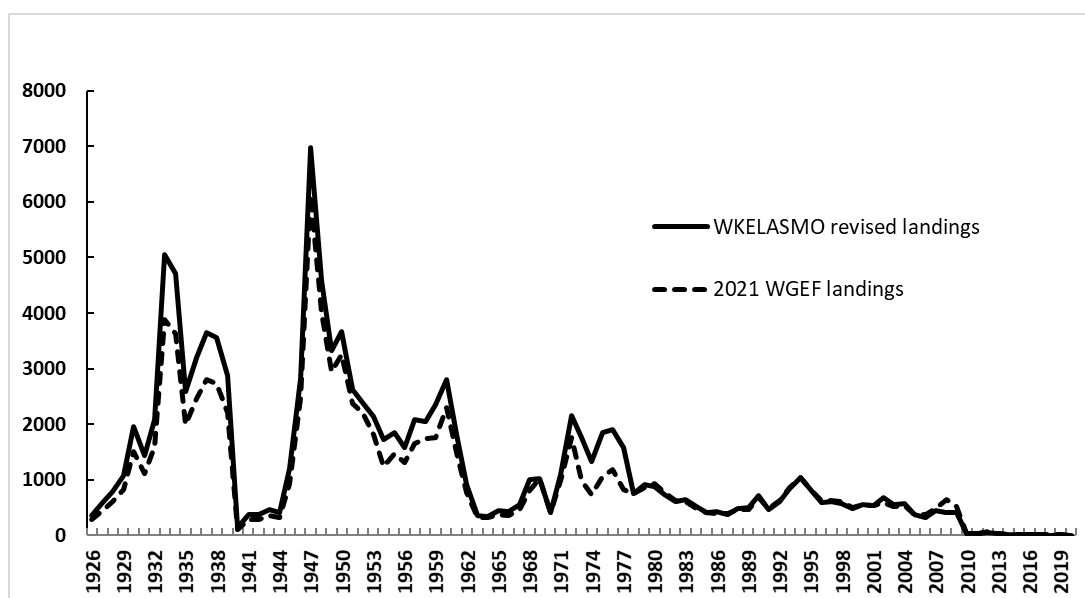


Figure 1. NEA Porbeagle total landings (tons)

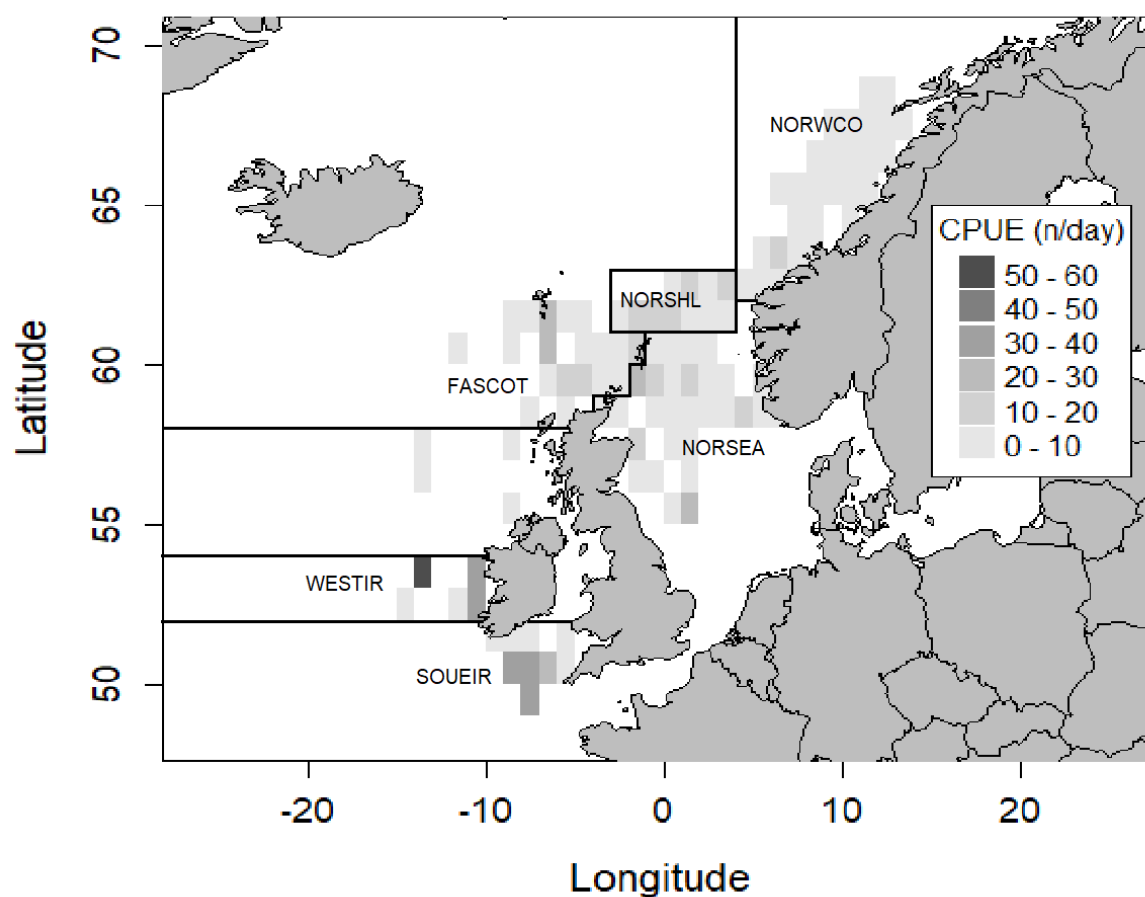


Figure 2. Mean number of fish per day and per 1°x1° rectangle caught by Norwegian longliners in the North East Atlantic from available logbooks (mean using only independent observations) for years 1950 to 1972, with delineations of the spatial units used in their analysis: WESTIR (west and southwest 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°N).

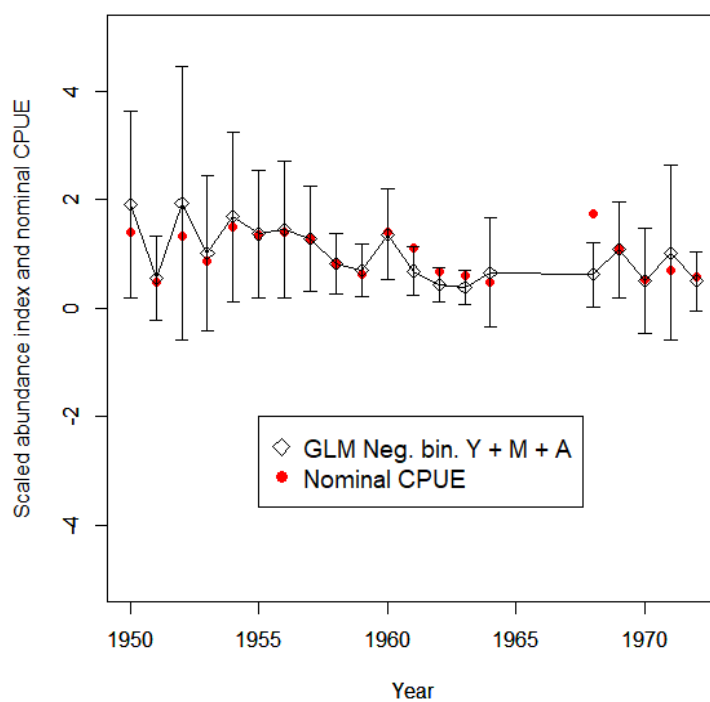


Figure 3. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (negative binomial error distribution with a log link) selected by lowest five folds cross validation MSE (variables included: year, month and area) to standardize CPUEs of Norwegian longliners in the North East Atlantic,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

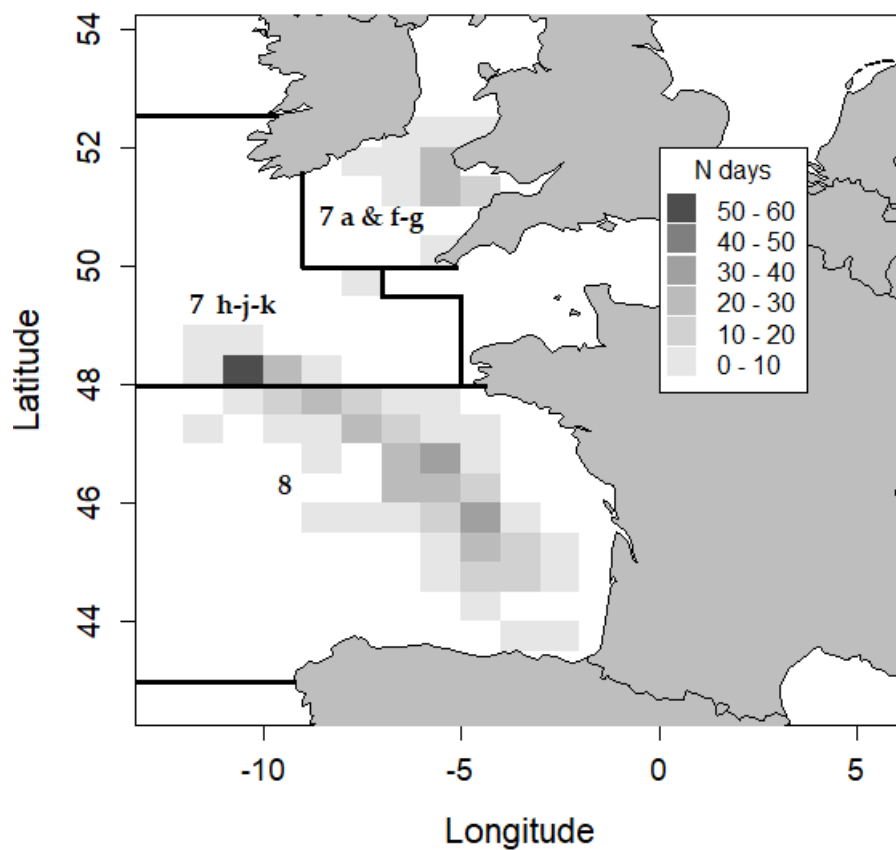


Figure 4. Fishing effort distribution by ICES rectangle of the French longliners whose CPUEs contribute to the French CPUE series with limits of areas used to standardize the CPUEs for years 1999 to 2009 (data not available by ICES rectangle prior to 1999)

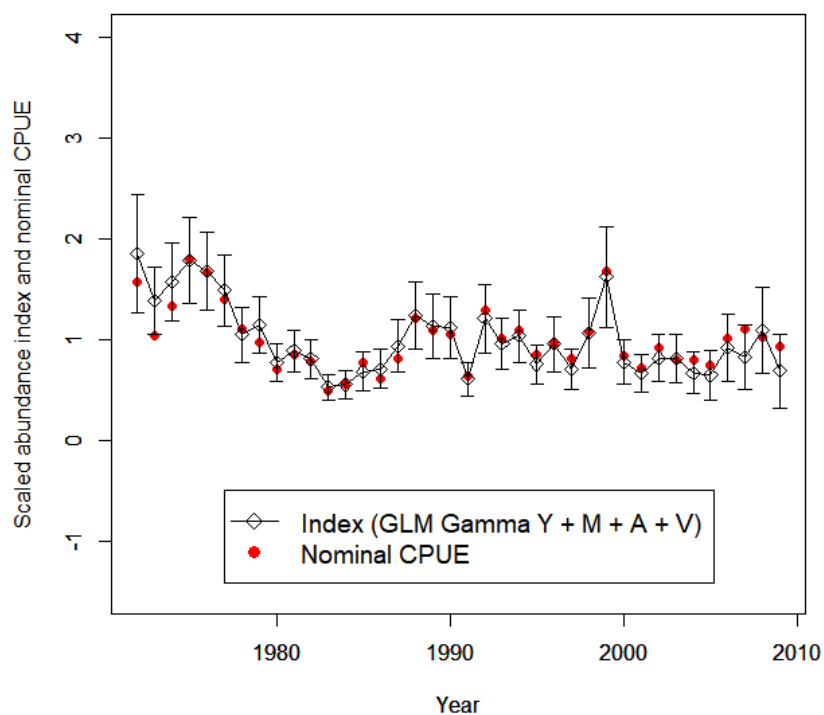


Figure 5. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Gamma error distribution with a log link) selected by five lowest folds cross validation MSE (variables included: year, month, area and vessel) to standardize CPUEs of the 19 longliners of the French tuning fleet targeting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

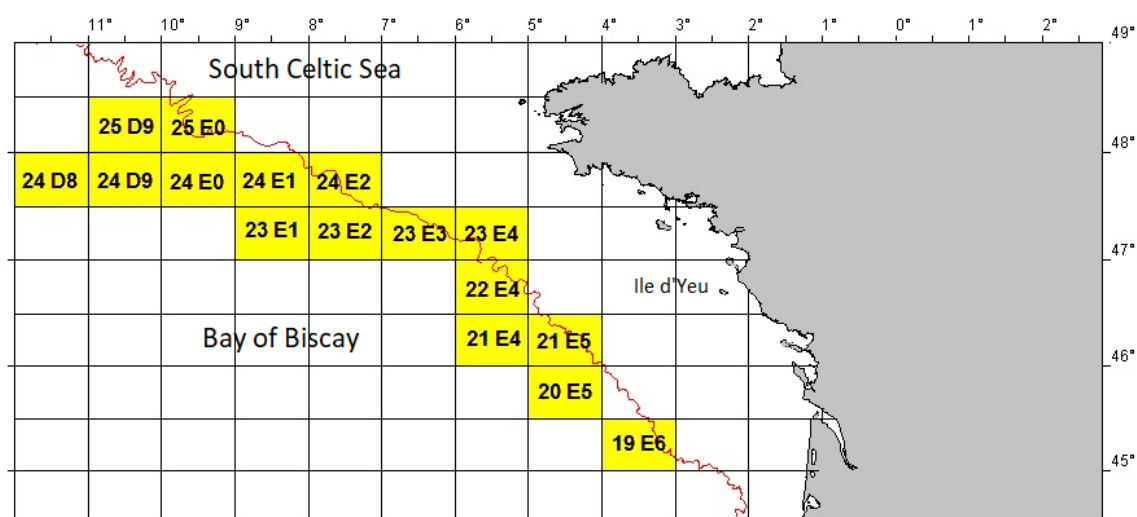


Figure 6. Statistical rectangles forming the French porbeagle survey area in the Bay of Biscay and the South Celtic Sea

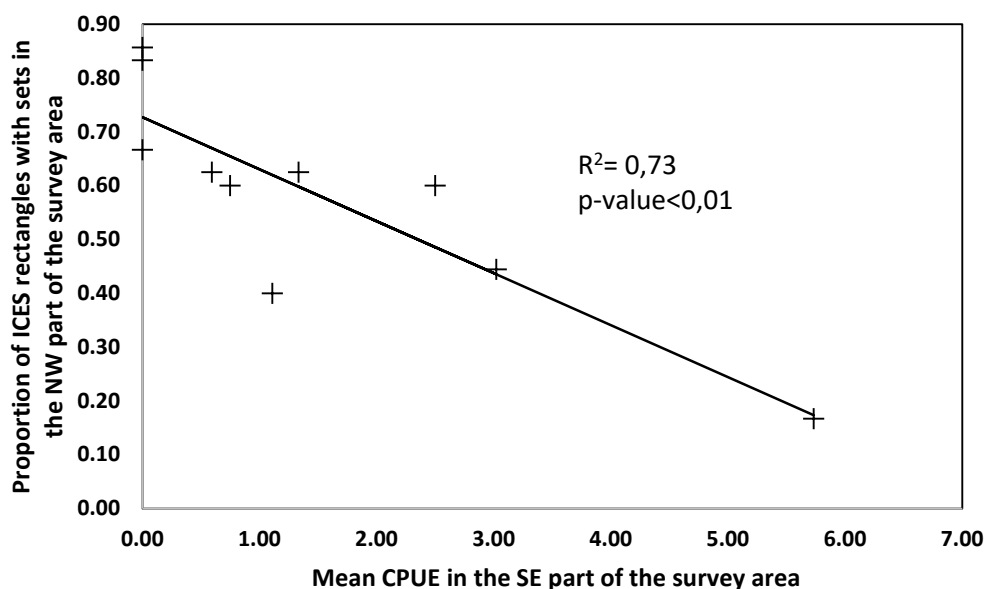


Figure 7. Porbeagle in the NEA – Relationship between the proportion of ICES rectangles with sets in the NW part of the survey area (North 47°N and West 7°W) and the mean CPUE of ICES rectangles South 47°N and East 7°W in the survey area in May-June.

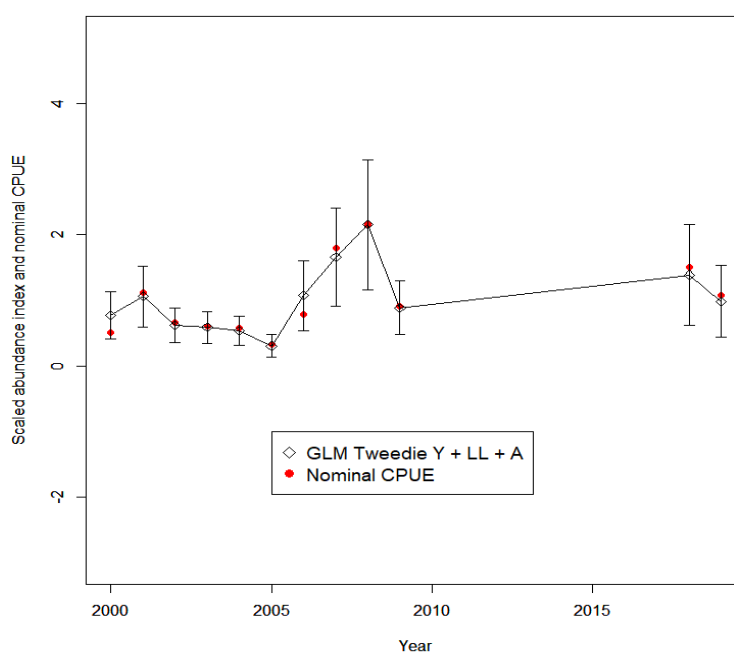
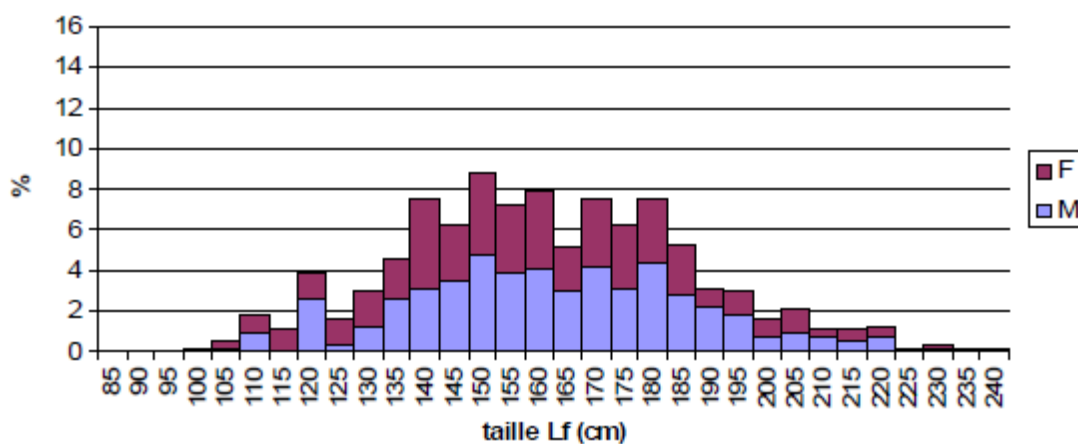
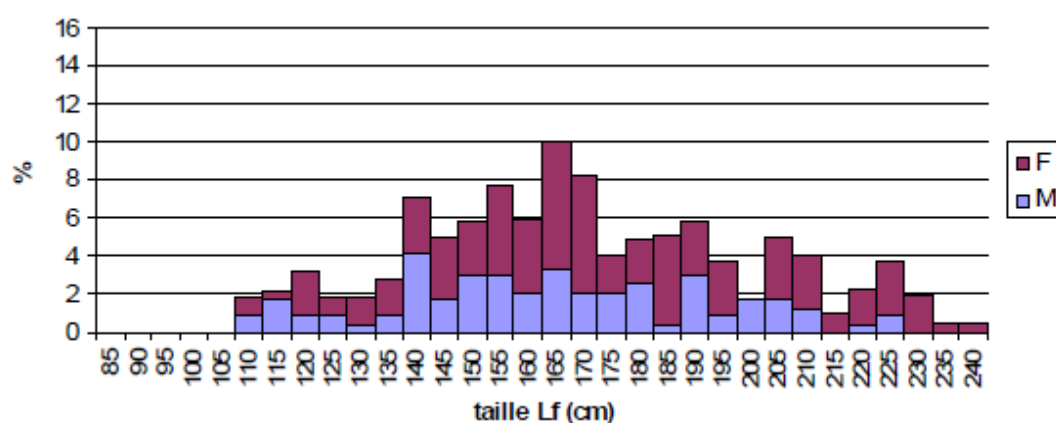


Figure 8. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Tweedie error distribution with a log link) selected to standardize the composite survey CPUEs (variables included: year, type of longline and area), with the nominal CPUEs scaled by the mean.

May 2008-2009 (n=570)



June 2008-2009 (n=237)



May-June 2018-19 (n=299)

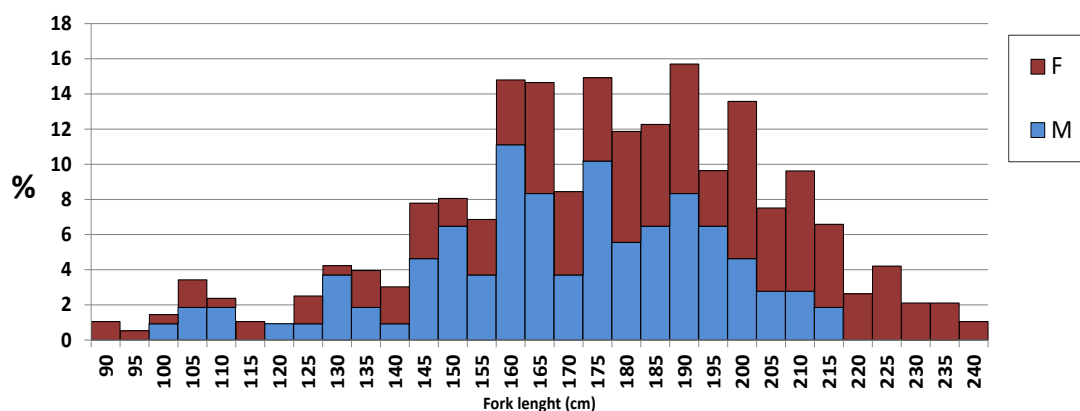


Figure 9. Comparison of the length distributions of the survey in 2018-2019 and in landings in the same months in 2008-2009 (source Hennache and Jung, 2010).

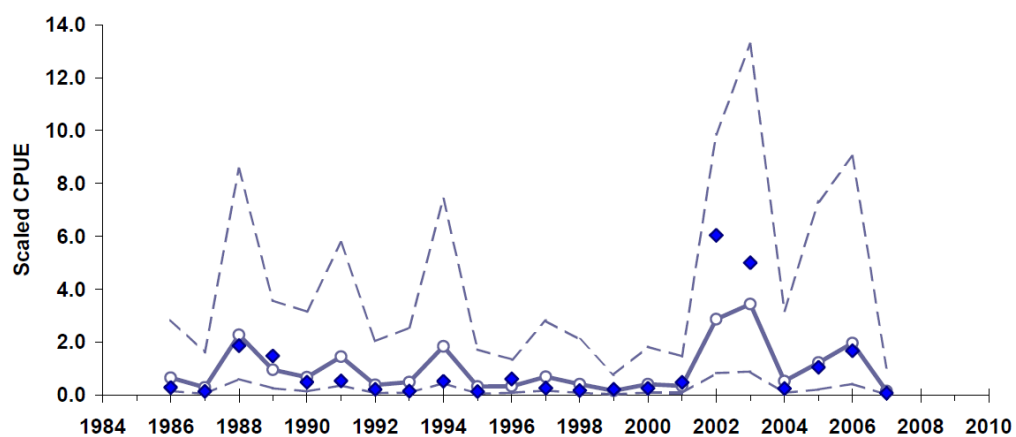


Figure 10. Standardized CPUE of porbeagle caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish, provided by the GLM selected (delta-lognormal distribution error; variables included: year, zone, quarter, bait, year*zone, year*quarter) with confidence limits and mean nominal CPUEs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

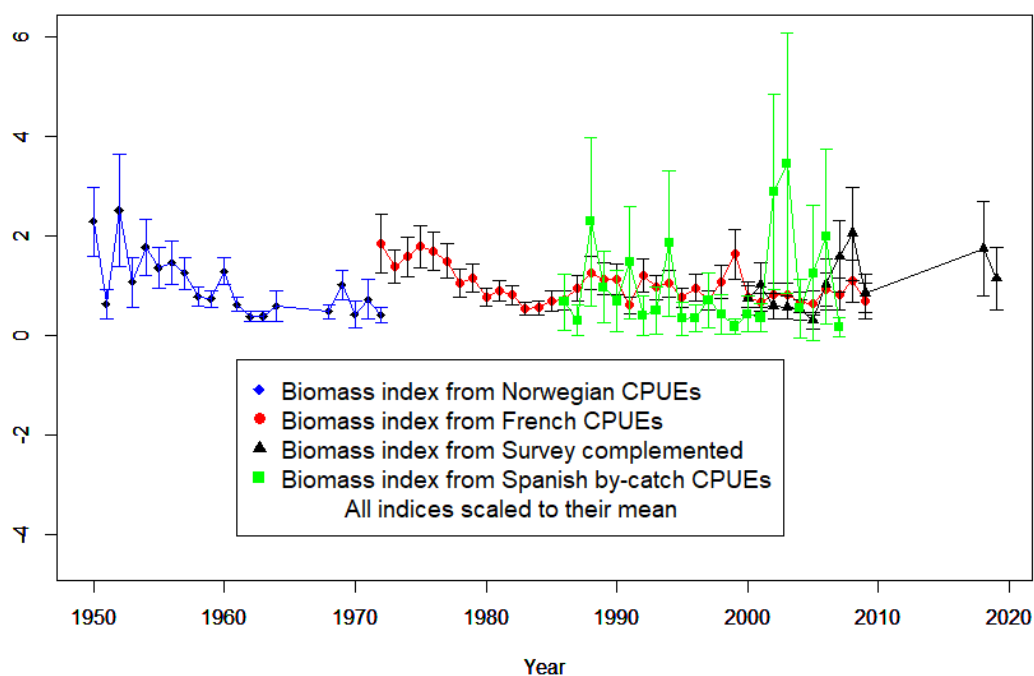


Figure 11. Biomass indices used in the porbeagle SPiCT runs provided by the standardization of the four available CPUEs series.

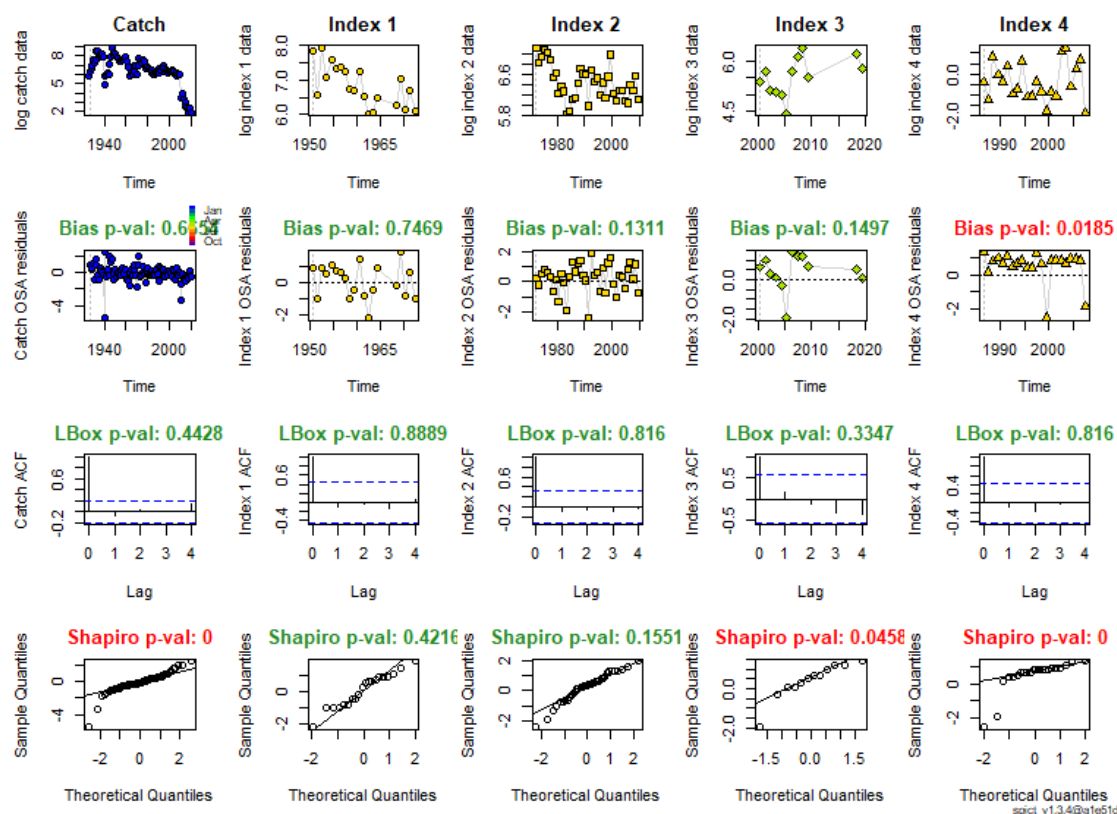


Figure 12. Diagnostics plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea)

Index 1: Norwegian longline biomass index

Index 2: French longline biomass index

Index 3: Composite survey biomass index

Index 4: Spanish longline biomass index

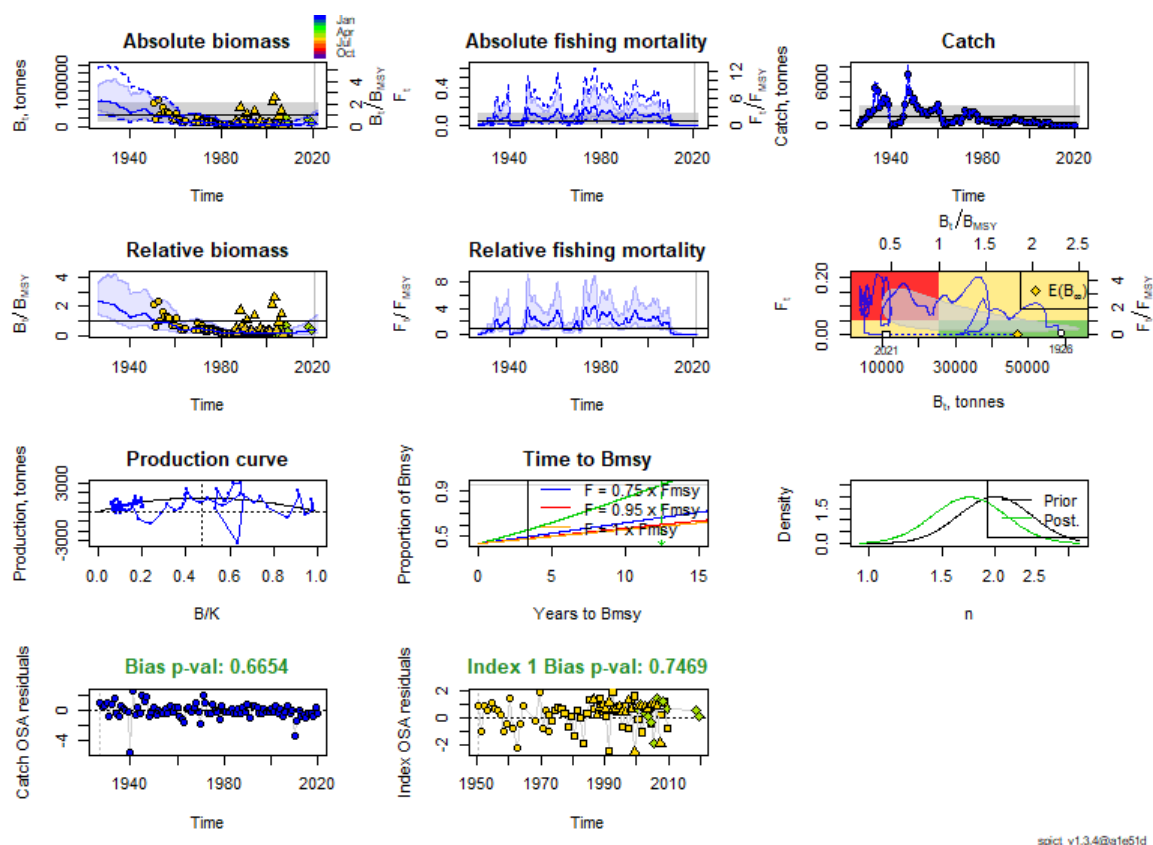


Figure 13. Result plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea)

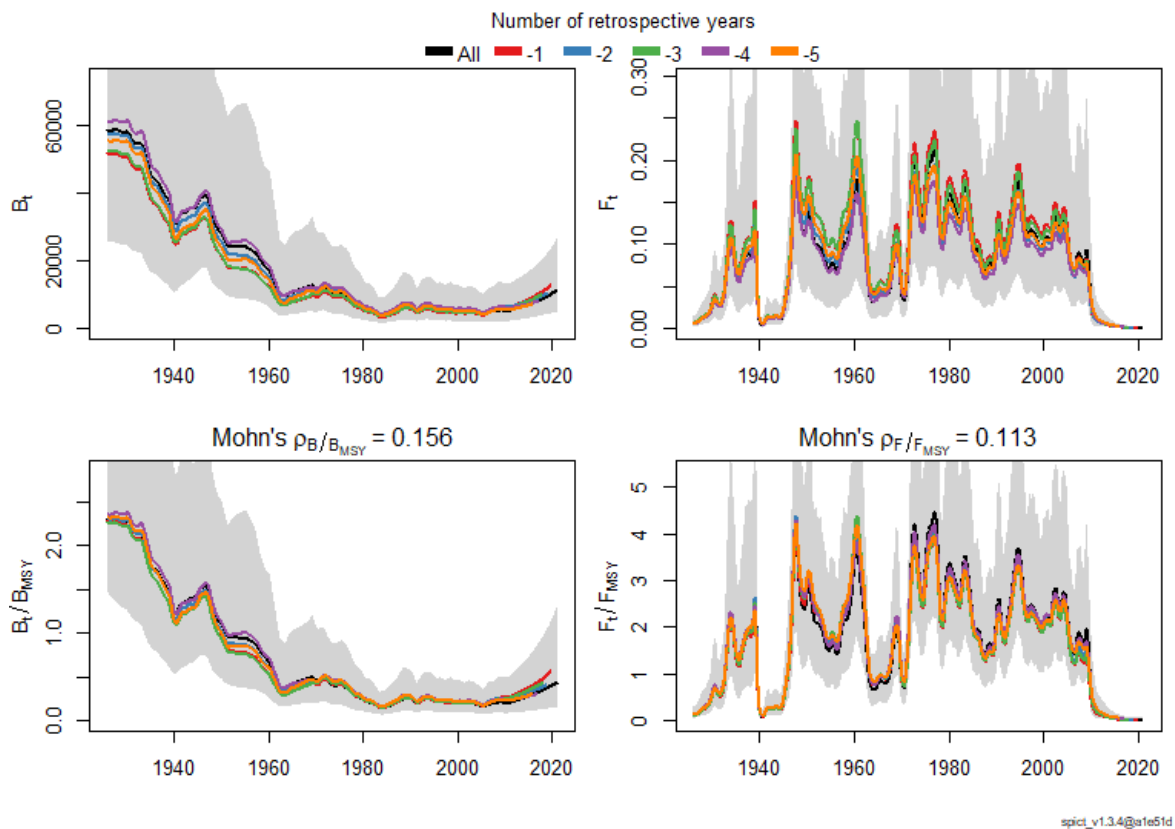


Figure 14. Retrospective plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea)

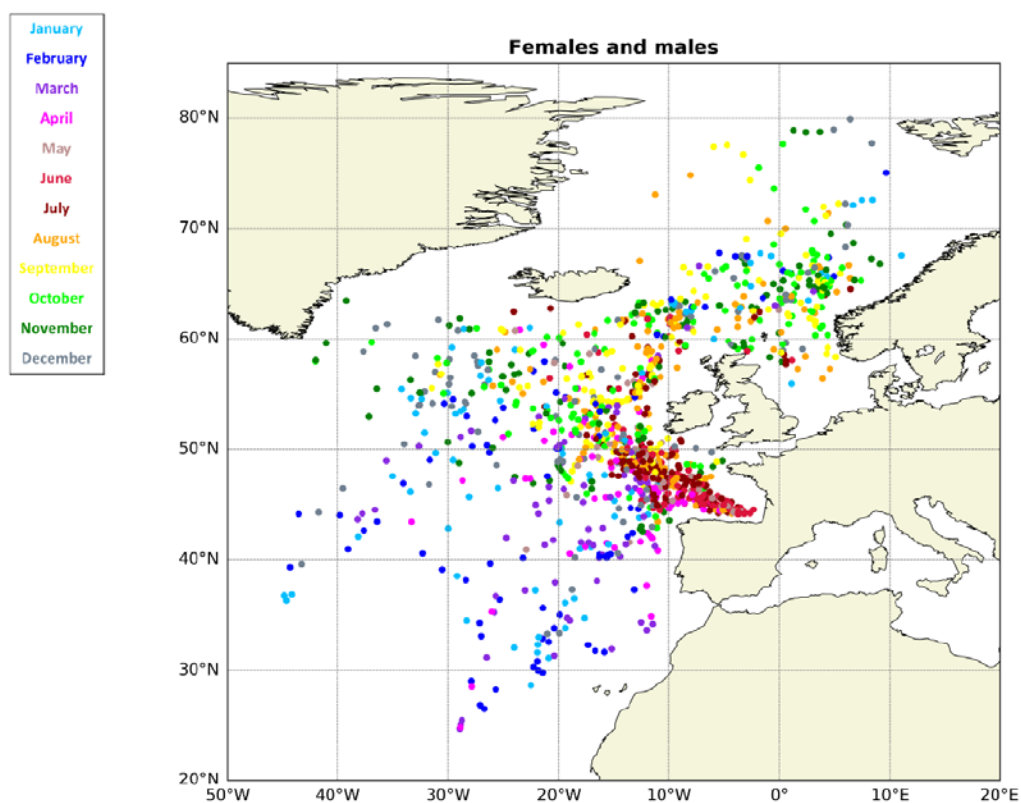


Figure 15. Estimated daily positions (colored dots are 10 days apart) of 43 porbeagle tagged in the Bay of Biscay between May and July in 2011-2019 (from Biais et al. 2022 WD).

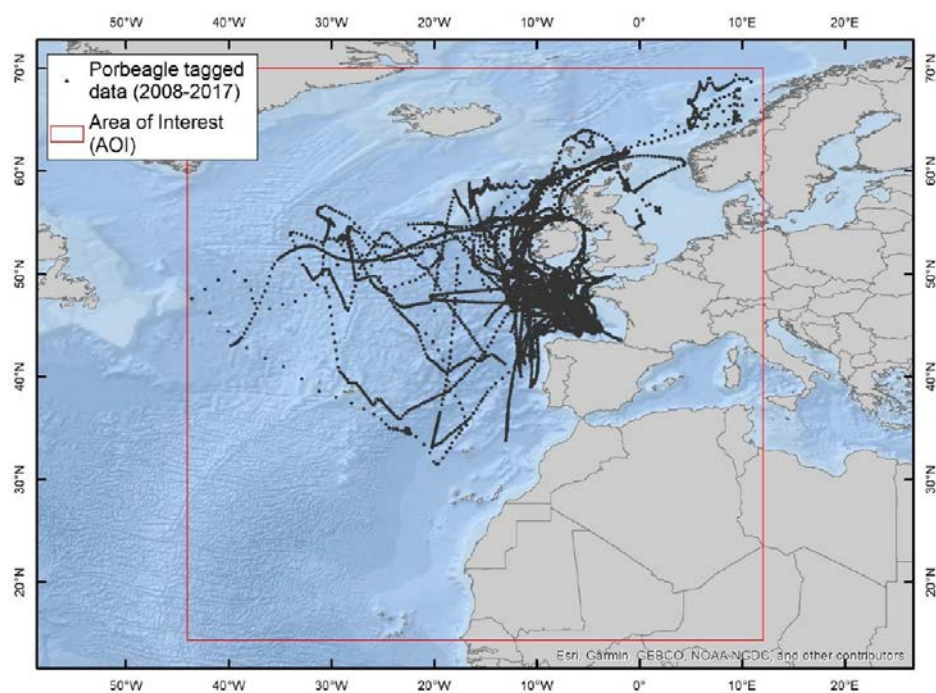


Figure 16. Positional estimates from all PSAT datasets > 8 days in length. Each symbol shows a daily estimate. Positional estimates were derived from bespoke algorithms suited to the transmitted or archived data received from Microwave Telemetry or Wildlife Computers PSAT tags.