



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2025/055

Pacific Region

Modélisation de la population de l'aiguillat commun du Pacifique (*Squalus suckleyi*) pour les eaux extérieures de la Colombie-Britannique en 2024

Sean C. Anderson¹, Quang C. Huynh², Lindsay N.K. Davidson¹, Jacquelynne R. King¹

¹Station biologique du Pacifique
Pêches et Océans Canada,
3190, route Hammond Bay
Nanaimo, Colombie-Britannique,
V9T 6N7, Canada

²Blue Matter Science
2150, avenue Bridgman,
North Vancouver, Colombie-Britannique,
V7P 2T9, Canada

Avant-propos

La présente série documente les fondements scientifiques des évaluations des ressources et des écosystèmes aquatiques du Canada. Elle traite des problèmes courants selon les échéanciers dictés. Les documents qu'elle contient ne doivent pas être considérés comme des énoncés définitifs sur les sujets traités, mais plutôt comme des rapports d'étape sur les études en cours.

Publié par:

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien des avis scientifiques
200, rue Kent
Ottawa ON K1A 0E6

[http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représenté par le ministre
du ministère des Pêches et des Océans, 2026

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#)

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-78439-7 N° cat. Fs70-6/2025-055F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Anderson, S.C., Huynh, Q.C., Davidson, L.N.K., King, J.R. 2026. Modélisation de la population de l'aiguillat commun du Pacifique (*Squalus suckleyi*) pour les eaux extérieures de la Colombie-Britannique en 2024. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/055. iv + 185 p.

Also available in English:

Anderson, S.C., Huynh, Q.C., Davidson, L.N.K., King, J.R. 2026. Pacific Spiny Dogfish (*Squalus suckleyi*) Population Modelling for Outside Waters of British Columbia in 2024. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/055. iv + 164 p.

TABLEAU DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	iv
1 INTRODUCTION	1
1.1 OBJECTIFS	2
1.2 STRUCTURE DU STOCK	2
1.3 HISTOIRE DE VIE ET ÉCOLOGIE	3
1.4 HISTORIQUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE	4
1.5 HISTORIQUE DES ÉVALUATIONS	6
1.6 ÉVALUATIONS VOISINES	7
2 SOURCES DE DONNÉES	8
2.1 DONNÉES DE CAPTURE	8
2.2 INDICES D'ABONDANCE	15
2.3 DONNÉES BIOLOGIQUES	16
3 MODÈLE DE DYNAMIQUE DES POPULATIONS	24
3.1 PARAMÈTRES BIOLOGIQUES	24
3.2 STRUCTURE DU MODÈLE	31
3.3 AJUSTEMENT DU MODÈLE	33
4 RÉSULTATS DU MODÈLE	42
4.1 MODÈLE DE BASE	42
4.2 MODÈLES DE SENSIBILITÉ	44
4.3 MODÈLES RÉTROSPECTIFS	45
5 POINTS DE RÉFÉRENCE	81
5.1 PROJECTIONS	82
5.2 CONSIDÉRATIONS COSEPAC ET DE RÉTABLISSEMENT	83
6 DISCUSSION	93
6.1 CONSIDÉRATIONS ENVIRONNEMENTALES	96
6.2 RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE	97
6.3 CALENDRIER POUR REVISITER L'ÉVALUATION	99
6.4 RÉSUMÉ DES OBJECTIFS	100
7 REMERCIEMENTS	102
8 ENVIRONNEMENT COMPUTATIONNEL ET REPRODUCTIBILITÉ	102
RÉFÉRENCES CITÉES	102
ANNEXE A. DONNÉES D'ENQUÊTE	111
ANNEXE B. DONNÉES DE PÊCHE	147
ANNEXE C. CROISSANCE ET MATURITÉ	166
ANNEXE D. SIMULATIONS DE CHAÎNE DE MARKOV MONTE CARLO	172
ANNEXE E. CONSIDÉRATIONS DU COSEPAC	181
ANNEXE F. CONSIDÉRATIONS RELATIVES À LA RECONSTITUTION	183

RÉSUMÉ

L'aiguillat commun du Pacifique (*Squalus suckleyi*) est un requin à longue durée de vie avec une maturation tardive et une faible fécondité, distribué de l'Alaska au sud de la Basse-Californie. En Colombie-Britannique (C.-B.), Canada, deux stocks sont évalués : un stock intérieur dans le détroit de Géorgie et le détroit de Johnstone, et un stock extérieur dans les zones côtières restantes. Cette évaluation se concentre sur le stock extérieur. Ce stock a été pêché commercialement depuis les années 1870 avec une importante pêcherie de foie pour la vitamine A dans les années 1940 et aucune pêcherie ciblée depuis 2011. Les rejets ont dépassé les débarquements au cours de la dernière décennie.

Cette évaluation met à jour l'analyse de 2010 en utilisant un modèle de dynamique des populations structuré par âge et par sexe ajusté aux données de capture de pêcherie et de relevé, aux indices d'abondance et aux données de composition en longueur. En raison de l'histoire de vie de l'espèce, la production reproductrice (nombre de juvéniles) est utilisée pour caractériser le statut du stock. Cette évaluation utilise des taux de mortalité par rejet informés par la littérature sous des hypothèses faibles, de base et élevées. Le modèle explore les incertitudes dans la mortalité naturelle (M), la mortalité par rejet, la représentativité des indices, la forme de la courbe stock-recrue, et les augmentations potentielles de M . Un modèle de base, 15 modèles de sensibilité avec M constant, et cinq modèles de M croissant ont été évalués.

Tous les modèles ont estimé un déclin abrupt de la production reproductrice dans les années 1940 en raison de la pêcherie de vitamine A, suivi d'une récupération entraînée par la maturation des cohortes juvéniles, et un déclin plus lent jusqu'en 2010 en raison de la pêche et de la sénescence. L'épuisement estimé en 2023 (S/S_0) était robuste à travers la plupart des hypothèses. Certains modèles de M croissant s'ajustent aux déclins récents abrupts de l'indice de chalut synoptique mais impliquent un stock qui serait incapable de se remplacer si le M plus élevé devait persister. Une augmentation de M est plausible, mais comment ce changement est capturé dans le modèle nécessite des recherches futures.

Un Point de Référence Limite (PRL) de $0,2 S/S_0$ et un candidat Point de Référence Supérieur du Stock (PRSS) de $0,4 S/S_0$ sont proposés, avec $F/F_{0,4S0}$ proposé comme Référence de Prélèvement. Tous les modèles ont estimé que le stock était en dessous du PRL en 2023 avec une haute probabilité ($>0,95$), le plaçant dans la Zone Critique. La production reproductrice projetée reste en dessous du PRL jusqu'en 2028, même sous une capture nulle. À travers les scénarios, les niveaux de prises mortes (aiguillats débarqués plus ceux supposés mourir de la mortalité par rejet) associés à une probabilité $\geq 95\%$ de $F < F_{0,4S0}$ variaient de 0 à 250 t. Les prises mortes récentes moyennes variaient de 160 à 423 t selon l'hypothèse de mortalité par rejet. La productivité limitée connue de l'aiguillat, la taille estimée de la population, et les déclins abrupts dans deux des trois indices de relevé suggèrent que les captures doivent être inférieures au total autorisé des captures (TAC) actuel de 12 000 t pour augmenter la production reproductrice et atteindre une haute probabilité de $F < F_{0,4S0}$. Une réévaluation est recommandée dans les cinq ans, avec une surveillance des indices de relevé dans l'interim.

1. INTRODUCTION

L'aiguillat commun du Pacifique (*Squalus suckleyi*; « Aiguillat ») est une espèce de requin à large répartition et à longue durée de vie. Les données de marquage suggèrent que dans le Pacifique Nord-Est, l'espèce existe sous forme d'un stock hauturier qui s'étend de la Basse-Californie à l'Alaska (Ketchen 1986) et de deux stocks côtiers : un dans le détroit de Géorgie et un autre dans le Puget Sound (McFarlane and King 2003, 2009). Pour cette raison, la population d'aiguillat en Colombie-Britannique (C.-B.) est évaluée comme deux stocks : un stock intérieur habitant le détroit de Johnstone et le détroit de Géorgie et un stock extérieur habitant les zones côtières restantes. Ce document se concentre sur le stock extérieur.

L'aiguillat des eaux du Pacifique a été initialement décrit comme *Squalus suckleyi*, distinct de l'espèce atlantique *Squalus acanthias*. Cependant, des années 1950 aux années 1970, plusieurs articles ont suggéré que *S. suckleyi* pourrait être une sous-espèce ou la même espèce que *S. acanthias* (p. ex., Jones and Geen 1976, Schmidt 1950) et Hart et al. (1973) a adopté le nom *S. acanthias* pour l'espèce du Pacifique. En 2010, le nom scientifique a été rétabli à *S. suckleyi* (Ebert et al. 2010) basé sur des preuves ADN (Veríssimo et al. 2010, Ward et al. 2007). De plus, l'American Fisheries Society recommande maintenant le nom commun « aiguillat commun du Pacifique » (« Pacific Spiny Dogfish ») (Page et al. 2013) plutôt que le nom « aiguillat commun du Pacifique Nord » (« North Pacific Spiny Dogfish ») utilisé dans la dernière évaluation de stock de la C.-B. (MPO 2010).

L'aiguillat est pêché depuis longtemps sur la côte de la C.-B. On pense qu'il a été pêché par les Premières Nations dans ce qui constitue maintenant la C.-B. il y a jusqu'à 5 000 ans pour sa peau, sa chair et son huile (Ketchen 1986). La pêche commerciale de l'aiguillat en C.-B. remonte aux années 1870 (Anderson 1878). De 1870 à 1916, l'aiguillat était recherché pour son huile de foie pour soutenir les industries du lubrifiant industriel et de l'éclairage (Ketchen 1986). L'exploitation maximale a eu lieu de la fin des années 1930 jusqu'en 1950 dans le cadre d'une pêche ciblant l'aiguillat pour ses foies afin de supplémenter les soldats en vitamine A (Ketchen 1986). Le passage à la vitamine A synthétique, combiné aux déclinés de l'abondance de l'aiguillat, a mis fin à cette pêche (Ketchen 1986); plusieurs pêches dirigées plus petites ont eu lieu depuis. Actuellement, il n'y a pas de pêche dirigée pour l'aiguillat en C.-B., bien qu'ils soient régulièrement capturés de manière accessoire dans les pêches de poissons de fond.

La dernière évaluation de stock pour l'aiguillat a été complétée en 2010 (Gallucci et al. 2011, MPO 2010, 2012); cependant, il n'y a eu « aucun consensus atteint sur une approche scientifiquement valide sur laquelle baser les recommandations de rendement » (MPO 2010). Les résultats du modèle suggéraient qu'il y avait un contraste insuffisant dans les données d'indice de stock pour fournir des informations de productivité et d'échelle étant donné les hypothèses du modèle de production excédentaire et ont conclu qu'il n'y avait pas de préoccupation immédiate de conservation étant donné les perceptions sur le statut du stock et l'absence d'une pêche dirigée. En conséquence, le quota pour le stock extérieur est resté à 12 000 t au total (8 160 t pour le secteur de l'aiguillat et 3 840 t pour le secteur du chalutage; MPO 2024) avec des captures bien en dessous de ce quota. Il a été recommandé que l'évaluation soit révisée dans les cinq ans (MPO 2010).

En 2010, l'aiguillat a été catégorisé comme « Préoccupant » par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPA) en raison de « la faible fécondité, du temps de génération long, de l'incertitude concernant les tendances d'abondance des individus matures, de la réduction de la composition des tailles, et de la vulnérabilité démontrée à la surpêche » (COSEWIC 2011).

Bien qu'une décision du gouverneur en conseil d'inscrire les espèces d'aiguillat sous la *Loi sur les espèces en péril* (LEP) soit toujours en attente, le COSEPAC est tenu de réviser la classification de chaque espèce en péril tous les 10 ans (art. 24 de la LEP).

La Gestion des pêches du MPO (Unité de gestion des poissons de fond) a demandé à la Direction des sciences du MPO de fournir des conseils concernant le statut du stock d'aiguillat extérieur par rapport aux points de référence qui sont cohérents avec l'approche de précaution du MPO (MPO 2009).

1.1. OBJECTIFS

Les objectifs de ce document sont de

1. Développer et évaluer une suite de modèles de dynamique de population structurés par âge pour l'aiguillat dans les eaux extérieures de la C.-B. et décrire les incertitudes que les modèles sont censés aborder ;
2. Documenter et discuter les défis et incertitudes concernant les hypothèses du modèle et les données qui affectent (1) la reconstruction de la dynamique du stock, (2) le développement de points de référence cohérents avec la politique d'approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009), et (3) l'évaluation du statut par rapport à ces points de référence ;
3. Présenter des séries chronologiques de S/S_{MSY} (production de reproducteurs sur production de reproducteurs au rendement maximal soutenu) et S/S_0 (production de reproducteurs sur production de reproducteurs non pêchés) conditionnelles aux modèles ajustés. Fournir une limite supérieure sur les taux de référence de prélèvement potentiels basés sur les productivités de stock possibles et les modèles ;
4. Calculer les probabilités de déclin de population pertinentes pour l'évaluation du statut COSEPAC ;
5. Considérer les conditions environnementales qui peuvent affecter le stock tel que présenté dans les [Lignes directrices pour la mise en œuvre des dispositions sur les stocks de poissons dans la Loi sur les pêches](#) ;
6. Recommander une voie appropriée à suivre incluant la collecte de données et la recherche recommandées, un calendrier recommandé pour réviser l'évaluation, et des indicateurs avant cela qui peuvent déclencher une évaluation plus tôt que prévu. Fournir une justification si les indicateurs et déclencheurs ne peuvent pas être identifiés.

1.2. STRUCTURE DU STOCK

L'aiguillat se trouve dans tout le Pacifique Nord-Est, principalement dans les eaux du plateau continental et du talus continental de la Basse-Californie jusqu'aux îles Aléoutiennes et dans la mer de Bering (Ketchen 1986). Le sud de la C.-B. présente certaines des densités de biomasse d'aiguillat les plus élevées du Pacifique Nord-Est (Orlov et al. 2012). L'abondance de l'aiguillat diminue en se déplaçant vers les extrémités sud et nord de son aire de répartition ; ils sont rares au large de la Californie et dans l'ouest du golfe d'Alaska et la mer de Bering (Ketchen 1986, Orlov et al. 2012). Cependant, entre 1990 et 2008, des augmentations de l'abondance de l'aiguillat dans la mer de Bering ont été notées (Orlov et al. 2012).

En Colombie-Britannique, les études de marquage suggèrent qu'il existe deux stocks distincts : un stock intérieur dans le détroit de Johnstone et le détroit de Géorgie et un stock extérieur (McFarlane and King 2003, 2009). Plus de 70 000 aiguillats ont été marqués entre 1978 et 1988

dans le détroit de Géorgie, la côte ouest de l'île de Vancouver et le détroit d'Hécate, avec 2 940 poissons recapturés d'ici 2000 (McFarlane and King 2003, 2009). En général, les aiguillats marqués ont été capturés dans la même région que celle où ils ont été relâchés, mais des migrations entre les stocks intérieur et extérieur ont eu lieu (10-14 % des poissons recapturés) ; les migrations entre les régions sud et nord de la C.-B. extérieure étaient plus communes (49-80 % des poissons recapturés) (McFarlane and King 2003, 2009). Cette évaluation couvre uniquement le stock extérieur — Pacific Fisheries Management Area (PFMA) 3CD5ABCDE. Une partie de la Zone statistique du MPO 12 (détroit de Johnstone nord) réside dans les zones de la Commission des pêches marines des États du Pacifique (PSMFC) 3CD5ABCDE. Nous excluons toute la Zone statistique du MPO 12 (détroit de Johnstone nord) pour refléter la 3CD5ABCDE.

Le mouvement des aiguillats entre les eaux canadiennes et américaines se produit pour les stocks intérieur et extérieur mais à des taux faibles. Une petite proportion (< 5 %) des aiguillats marqués canadiens (McFarlane and King 2003) ont été recapturés dans le Puget Sound, les États de l'ouest des États-Unis et l'Alaska, mais puisque la déclaration de marquage ne pouvait pas être standardisée selon l'effort de pêche relatif, les taux de mouvement annuels n'ont pas été estimés. Les données historiques de marquage au large de Washington et dans le Puget Sound ont été incluses dans un modèle de dynamique de population spatiale (Taylor 2008) et les taux de mouvement annuels dans le stock extérieur entre Washington et l'île de Vancouver ont été estimés à seulement 5 %. Les taux de mouvement annuels estimés entre le Puget Sound et Washington étaient encore plus faibles (1 %). Des migrations saisonnières dans les stocks extérieur et intérieur ont également été notées. Holland (1957) a rapporté que les aiguillats marqués au large de Washington et de l'île de Vancouver ont tendance à migrer vers le sud en automne/hiver et vers le nord au printemps/été. Une étude de marquage plus récente a déployé des étiquettes de télémétrie acoustique sur des aiguillats dans le Puget Sound et utilisé des récepteurs côtiers pour élucider la migration saisonnière des aiguillats (Andrews and Harvey 2013). Tous les aiguillats marqués dans le Puget Sound (n=14) ont migré vers le détroit de Juan de Fuca pendant l'hiver.

1.3. HISTOIRE DE VIE ET ÉCOLOGIE

L'aiguillat est une espèce à longue durée de vie, avec un âge maximum estimé rapporté aussi élevé que 100 ans (Beamish et al. 2006) ; cependant, les enregistrements de données pour cette estimation ne peuvent pas être trouvés et un âge maximum estimé plus fiable est de 80-85 ans (avec un âge maximum possible de 95 ans à la limite supérieure de l'erreur de vieillissement) (McFarlane and King 2009). L'aiguillat a une croissance lente, atteignant une longueur totale maximale enregistrée de 160 cm (Mecklenburg et al. 2002). Il présente une maturation tardive avec les femelles mûrissant à 35 ans (95 cm) et les mâles mûrissant à 20 ans à une taille de 70 cm (McFarlane et al. 2010).

La reproduction de l'aiguillat est vivipare aplacentaire, c'est-à-dire que les embryons se développent avec un sac vitellin à l'intérieur de la femelle et les petits à terme sont libérés à une taille moyenne de 26-27 cm (Ketchen 1986). La période de gestation est de près de deux ans (Holden 1977) — l'une des périodes les plus longues du règne animal (McFarlane and King 2020). La fécondité chez l'aiguillat varie de deux à 16 petits, dépendant de la taille de la femelle ; la taille moyenne de portée est de six à sept petits (Ketchen 1986). La croissance lente, la maturation tardive et la faible fécondité de l'aiguillat se traduisent par un taux intrinsèque d'augmentation de population très faible, même parmi les autres espèces de requins du Pacifique (Smith et al. 1998).

Il a été noté que la démographie de l'aiguillat est impactée par les conditions environnementales et la pression de pêche. Des années 1940 à 2000, Taylor and Gallucci (2009) a observé une augmentation de la croissance menant à des tailles plus petites, ainsi qu'un déclin de l'âge de maturation et une augmentation de la taille moyenne de portée pour l'aiguillat dans la population du Puget Sound. Le plus grand changement dans ces paramètres s'est produit entre les années 1940 et 1970, une période d'exploitation de pêche relativement élevée et avant les augmentations observées de la température de surface de la mer (Taylor and Gallucci 2009). Taylor and Gallucci (2009) suggèrent que si ces changements démographiques sont le reflet de la densité-dépendance, alors le potentiel de reconstruction pour l'aiguillat avec des réductions de pêche est faible.

L'écologie de l'aiguillat est bien décrite dans McFarlane and King (2020). L'aiguillat se trouve en agrégations à des profondeurs allant des eaux de surface à plus de 1 000 m. L'aiguillat occupe les habitats pélagiques et benthiques, les aiguillats plus âgés étant davantage associés aux eaux de fond. Il y a des changements saisonniers dans les profondeurs d'habitat occupées par l'aiguillat, avec un mouvement vers des eaux plus peu profondes en été, présumément un reflet de la distribution des proies. De plus, les adultes se ségrègent par sexe, les mâles occupant des profondeurs plus faibles que les femelles.

L'aiguillat est un prédateur opportuniste, se nourrissant d'invertébrés (calamar, méduses, crabes et euphausiacés) et de poissons (hareng du Pacifique, saumon du Pacifique, poissons plats et eulachon). L'aiguillat a un métabolisme faible et un temps de digestion lent (Ketchen 1986) et le temps estimé entre les événements de nourrissage est aussi long que 16 jours (Jones and Geen 1977). Les prédateurs de l'aiguillat incluent de gros poissons comme la lingue (*Ophiodon elongatus*), d'autres requins comme le requin gris (et *Hexanchus griseus*), et des mammifères marins comme les orques du large (*Orcinus orca*), et les lions de mer de Steller et de Californie (*Eumetopias jubatus* et *Zalophus californianus*).

1.4. HISTORIQUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE

1.4.1. 1870–1916

Bien que l'aiguillat soit considéré comme ayant été capturé commercialement dans les années 1860 (Ketchen 1986), ses statistiques de capture sont apparues pour la première fois dans les rapports gouvernementaux pour la C.-B. au milieu des années 1870 (Anderson 1878). À cette époque, l'aiguillat était pêché principalement pour ses foies et son huile corporelle pour utilisation comme lubrifiants industriels et huile d'éclairage pour les phares, les navires, et même les lampes frontales pour les mineurs (Ketchen 1986). La pêche canadienne s'est rapidement étendue aux zones autour de Haida Gwaii dans le nord de la Colombie-Britannique en quelques années (King et al. 2017). Dans les années 1870, l'aiguillat était second seulement au saumon en conserve en valeur pour les pêches de la C.-B. (Anderson 1878). Pour toute la C.-B., de 1876 à 1900, les captures variaient d'environ 2000 à 4000 t, produisant de 200 000 à 1 100 000 L d'huile (King et al. 2017). En 1917, les lumières alimentées par l'aiguillat étaient fréquemment remplacées par des lampes au carbure plus sûres et la demande pour l'aiguillat a diminué (Ketchen 1986).

1.4.2. 1917–1936

Dans cette période, un marché s'est ouvert pour l'utilisation de l'huile d'aiguillat comme additif pour l'alimentation du bétail et de la volaille (King et al. 2017) ; cependant, la pêche était concentrée dans le détroit de Géorgie et il n'y avait pas de pêche commerciale dans les eaux extérieures

(Ketchen 1986). Le krach économique de 1929 a causé une forte diminution de la production et à la fin des années 1930, seulement deux usines de transformation restaient (Ketchen 1986).

1.4.3. 1937–1950

Les foies d'aiguillat ont été découverts comme étant une source puissante de vitamine A et combinés à la demande croissante due à la supplémentation des soldats pendant la guerre, une pêche commerciale majeure d'aiguillat s'est développée. À son apogée en 1944, à 31 000 t et 3000 permis, l'aiguillat en C.-B. était la quatrième pêche la plus précieuse au Canada et la pêche la plus précieuse en C.-B. (Ketchen 1986) avec une grande partie de la production provenant à cette époque du détroit d'Hécate (King et al. 2017). Après 1945, la pêche a connu un déclin abrupt en raison d'un déclin présumé du stock par surpêche, d'un passage à la vitamine A synthétique, et des marchés se tournant vers les importations japonaises ; la pêche avait presque effondré en 1950 (Ketchen 1986).

1.4.4. 1951–1974

De 1951 à 1974, l'aiguillat est considéré comme ayant graduellement augmenté en abondance en C.-B. (Ketchen 1969, 1986, Wood et al. 1979). Éventuellement, l'aiguillat est devenu une nuisance pour les autres pêcheurs commerciaux et récréatifs et des options pour contrôler la population par des programmes de subvention, d'empoisonnement, ou même des programmes de libération de parasites ont été considérées (Alverson et al. 1963, Ketchen 1969). Malgré la résurgence du stock commercialisable (c.-à-d., gros poissons), peu de pêche commerciale s'est développée et les programmes de contrôle gouvernementaux étaient généralement inefficaces pour réduire la population (Ketchen 1986, King et al. 2017). En 1962, les programmes canadiens d'éradication ont été arrêtés et le gouvernement fédéral a commencé à nouveau à encourager le développement de la pêche à l'aiguillat avec un programme de subvention pour les produits alimentaires (King et al. 2017). Ce programme a été infructueux pendant une décennie jusqu'à ce que les déclin d'aiguillat en Europe et au Japon ouvrent de nouveaux marchés d'importation en Europe et en Asie (Ketchen 1986), ce qui a finalement amené la relance des pêches à l'aiguillat.

1.4.5. 1975–2005

En 1977, une pêche alimentaire avait été établie en C.-B., bien que principalement dans le détroit de Géorgie (Ketchen 1986). Plus tard, la pêche au chalut pour l'aiguillat s'est déplacée vers la côte ouest de l'île de Vancouver (Ketchen 1986). À cette époque, les captures d'aiguillat dans les eaux extérieures de la C.-B. ont atteint un pic en 1988 puis à nouveau de 2000 à 2009 — principalement capturés par des engins de palangre avec les captures au chalut de fond typiquement rejetées (Figures 1–4).

1.4.6. 2006–présent

En 2006, de grands changements dans la gestion de la pêche aux poissons de fond ont eu un impact sur la dynamique de la pêche à l'aiguillat. Les pêcheurs ont été tenus de comptabiliser les prises accessoires avec l'application de la mortalité de rejet pour les espèces, incluant l'aiguillat, dans les limites de quota annuelles. Cette exigence a été couplée à l'introduction de Quotas individuels transférables par navire (QIN), qui permettaient aux pêcheurs d'acquiescer le quota nécessaire pour comptabiliser toute mortalité de rejet pour une espèce donnée. Dans le détroit de Géorgie, les restrictions sévères sur les débarquements de sébaste (*Sebastes* spp.) et le prix élevé du quota de sébaste pour comptabiliser les prises accessoires ont rendu

financièrement difficile pour les pêcheurs d'exécuter une pêche ciblée à l'aiguillat. Inversement, dans les eaux extérieures où ces restrictions sévères sur les prises accessoires de sébaste n'existaient pas, les pêcheurs d'aiguillat pouvaient alors acquérir des quotas auxquels ils n'avaient pas accès auparavant (p. ex., sébaste), et ainsi débarquer des poissons plus précieux. Dans les deux cas, le résultat était que le ciblage de l'aiguillat a diminué dramatiquement dans toute la C.-B. et les débarquements ont chuté en 2010 (Figure 2). En 2012, il y avait neuf navires commerciaux actifs dans le secteur de l'aiguillat de la C.-B., en 2016 il y en avait trois, et il n'y en avait aucun de 2017 à ce jour à l'exception d'un seul permis en 2019 (MPO 2024). Le TAC (Total admissible des captures) est actuellement fixé à 8 160 t pour ce secteur de l'aiguillat et 3 840 t pour le secteur du chalutage (MPO 2024) bien que les captures aient été bien en dessous de ces quotas (Figure 2).

1.5. HISTORIQUE DES ÉVALUATIONS

1.5.1. 1979

L'aiguillat a été évalué pour la première fois en 1979 comme une population transfrontalière s'étendant sur toute la côte de la Colombie-Britannique, Canada, à travers Washington et Oregon, États-Unis, incluant le détroit de Géorgie et le Puget Sound (Wood et al. 1979). Par modélisation matricielle structurée par âge, la valeur de mortalité naturelle a été estimée à 0,094 par année. La valeur a généré une structure d'âge d'équilibre dans une population non pêchée basée sur un calendrier de fécondité par âge et l'hypothèse que toutes les classes d'âge connaissent une survie indépendante de la densité. À partir d'une estimation d'une biomasse vulnérable non pêchée de 200 000 t en C.-B., incluant les eaux intérieures et composée d'aiguillats de taille commerciale plus âgés que 16-20 ans, le rendement maximal soutenable a été estimé à 8 000-10 000 t, où F_{MSY} (mortalité par pêche au rendement maximal soutenable) est 0,5 M (mortalité naturelle). Plusieurs mécanismes densité-dépendants pour le stock ont été proposés. La mortalité naturelle compensatoire a été déterminée comme étant le mécanisme le plus plausible, où M devrait être réduit à 40-50% de la valeur non pêchée pour atteindre RMS (rendement maximal soutenable). En contraste, l'augmentation de la croissance somatique compensatoire et de la fécondité nécessaire pour atteindre le RMS estimé ont été trouvées biologiquement implausibles. En utilisant la tendance de capture historique de 1937-1978, le stock a été estimé à 55% des niveaux non pêchés en 1949, mais s'est rétabli à près des niveaux non pêchés en 1960 avec la mortalité compensatoire.

1.5.2. Années 1980

Le modèle de Wood et al. (1979) a été mis à jour par Saunders en 1985, 1986, et 1987 (Saunders 1989). Saunders (1989) a modifié le modèle de Wood et al. (1979) pour tenir compte des rapports de sexe inégaux dans la capture d'aiguillat après avoir noté que seulement 8,6% des échantillons portuaires étaient des mâles en raison de la période de l'année où la pêche était habituellement menée. La comptabilisation du retrait de plus de femelles que de mâles a diminué les recommandations de rendement soutenable (Saunders 1989). Saunders (1989) a déterminé que les captures jusqu'à 9 000 t étaient « faible risque » et de 9 000-14 000 t étaient « haut risque » en supposant un biais sélectif de sexe continu dans les pêches de la C.-B. Cependant, ces nombres étaient pour tout le stock extérieur — Alaska à Californie. À l'époque, Saunders (1989) a supposé que le stock extérieur de la C.-B. était la moitié aux deux tiers du stock Alaska-à-Californie, suggérant donc un « haut risque » de déclin de l'abondance des femelles au-delà des captures de 4 500-9 333 t ($9\,000\text{ t} \times 0,5$ – $14\,000\text{ t} \times 2/3$) pour le stock d'aiguillat extérieur de la C.-B. Nous

notons ces nombres dans le contexte du TAC combiné actuel de 12 000 t (MPO 2024) et dans le contexte des captures de la fin des années 1980 et du milieu des années 2000, qui ont grimpé dans cette zone de « haut risque » plusieurs fois (Figure 3).

1.5.3. 2010

L'aiguillat commun du Pacifique a été évalué pour la dernière fois en C.-B. en 2010 dans une évaluation qui a ajusté des modèles et présenté des résultats pour les stocks intérieur et extérieur (Gallucci et al. 2011, MPO 2010, 2012). L'évaluation a utilisé des modèles de production excédentaire de Pella-Tomlinson (Pella and Tomlinson 1969) ajustés par maximum de vraisemblance aux données de CPUE (capture par unité d'effort) des pêches à la palangre et au chalut ainsi que le FISS CIHP (Relevé indépendant de pêche à la palangre de la Commission internationale du flétan du Pacifique), le relevé triennal au chalut du NMFS (Service national des pêches maritimes), et le relevé ASM DH (Assemblage multispécifique du détroit d'Hécate). À l'époque, les séries temporelles du relevé HBLL (Palangre de fond dur) et des relevés synoptiques au chalut de fond, qui sont maintenant utilisés de routine dans les évaluations de poissons de fond de la C.-B., étaient trop courtes pour être incluses. Le stock extérieur a été déterminé comme étant probablement dans la zone « Saine » du Cadre d'approche de précaution du MPO (MPO 2009), mais en raison de défis avec l'estimation des paramètres (paramètres tendant à atteindre les bornes sans a priori), les résultats du modèle n'ont pas été utilisés pour des conseils scientifiques formels à la gestion. Le Rapport consultatif scientifique a noté qu'« aucun consensus n'a été atteint sur une approche scientifiquement valide sur laquelle baser les recommandations de rendement » (MPO 2010). L'évaluation a cependant noté une réduction dans la distribution de taille de l'aiguillat dans le relevé ASM DH (Gallucci et al. 2011, MPO 2010). Cette réduction dans la distribution de taille (voir Figure 16 dans COSEWIC 2011), combinée à un temps de génération long, une faible fécondité, de l'incertitude dans les tendances de population pour l'aiguillat mature, et une vulnérabilité connue à la surpêche pour l'aiguillat dans d'autres parties du monde a mené à une désignation de « Préoccupant » par le COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada) en 2011 (COSEWIC 2011).

1.6. ÉVALUATIONS VOISINES

1.6.1. Golfe d'Alaska

L'aiguillat n'est pas ciblé dans la mer de Bering/îles Aléoutiennes ou le golfe d'Alaska mais est fréquemment rencontré comme prise accessoire. Presque toutes les captures accidentelles sont rejetées (Tribuzio et al. 2022). La dernière évaluation (Tribuzio et al. 2022) a supposé 100% de mortalité de ces rejets basée sur une étude de marquage de requins dormeurs du Pacifique avec des navires de chalut. Les limites de surpêche ont été fixées dans la mer de Bering/îles Aléoutiennes basées sur la capture maximale dans une période historique (2003-2015). Les conseils scientifiques pour le golfe d'Alaska ont été fournis basés sur un modèle démographique et une analyse de risque comme décrit dans Tribuzio and Kruse (2011) et Tribuzio et al. (2022). Les aiguillats de la mer de Bering/îles Aléoutiennes et du golfe d'Alaska ont été évalués pour la dernière fois comme n'étant pas surpêchés (Tribuzio et al. 2022).

1.6.2. Côte ouest des États-Unis

L'aiguillat n'a pas été ciblé sur la côte ouest des États-Unis depuis la pêche à la vitamine A mais a été une espèce de prise accessoire débarquée pour la viande et le cartilage pendant plusieurs périodes (Gertseva et al. 2021). Sur la côte ouest des États-Unis, l'aiguillat a été

évalué pour la dernière fois avec un modèle Stock Synthesis 3 (SS3) structuré par âge ajusté aux indices de relevé, aux données de composition en longueur, et aux données de composition par âge (avec des données de composition par âge disponibles d'un relevé en une année) (Gertseva et al. 2021). La croissance a été estimée à l'interne dans l'évaluation en utilisant une année d'échantillons combinés de longueur et d'âge. L'évaluation a estimé le stock à 34% de la production de reproducteurs non pêchés (S/S_0), ce qui est au-dessus d'un seuil de surpêche de 25% mais en dessous d'un objectif de gestion de 40%. La surpêche, si définie basée sur un rapport de potentiel de reproduction de 50% (SPR50%), a été estimée comme ayant eu lieu avec la pêche à la vitamine A des années 1940 et dans les années 1980 au début des années 1990. Au cours de la dernière décennie, la pêche a été estimée être en dessous de ce seuil dans le modèle de base. Les incertitudes majeures incluaient l'estimation de la capturabilité pour le relevé au chalut de fond des poissons de fond de la côte ouest, si SPR50% est un point de référence suffisamment conservateur pour un stock avec une si faible productivité, une incapacité d'estimer deux paramètres clés de stock-recrue, une incapacité d'ajuster l'étendue du déclin dans l'indice principal du relevé au chalut, et des préoccupations transfrontalières avec des densités élevées d'aiguillat près de la frontière États-Unis-Canada (Gertseva et al. 2021).

2. SOURCES DE DONNÉES

2.1. DONNÉES DE CAPTURE

Nous avons utilisé les mêmes captures historiques reconstituées que dans Gallucci et al. (2011), qui sont basées sur les reconstructions de Ketchen (1986). Nous combinons ces captures avec les captures modernes disponibles dans la base de données GFFOS (Groundfish Fisheries Operations System) table MERGED_CATCH à partir de 1996 pour le chalutage et à partir de 2006 pour la palangre et le piégeage (Figures 1, 2). Suivant Gallucci et al. (2011), nous commençons la série temporelle des captures historiques en 1937. Les statistiques de capture sont disponibles à partir de 1879 (Ketchen 1986), mais ces captures étaient beaucoup plus petites (1 000 à 4 000 t par an) que dans la pêcherie de vitamine A des années 1940 et cette première période fut suivie d'une période de pêche faible ou nulle pour l'aiguillat commun dans les eaux extérieures de 1917 à 1937 (Ketchen 1986).

Les rejets de palangre et de piège sont principalement enregistrés en tant que dénombrements. Dans la version de ce rapport présentée lors de la réunion d'examen régional par les pairs, nous avons par inadvertance utilisé les poids de rejets de palangre et de piège, qui sont incomplets. Dans cette version révisée, nous avons inclus les rejets de palangre et de piège comme dénombrements dans les modèles d'évaluation. Aux fins de visualisation, nous multiplions ces dénombrements par un poids moyen d'aiguillat de 3,07 kg basé sur les mesures de longueur prises d'échantillons commerciaux de palangre non triés en 2009, 2010, 2012, 2013 après avoir converti ces longueurs en poids avec les relations longueur-poids utilisées dans cette évaluation. Nous avons choisi d'exclure les poids de rejets présumés de 1996 à 2005 qui étaient inclus dans la dernière évaluation (Gallucci et al. 2011). Ces valeurs étaient faibles (< 3% des captures globales de ces années) et les ajouter à une étape tardive de modélisation (après la réunion d'examen régional par les pairs) serait compliqué étant donné que la flotte de rejets de palangre est maintenant modélisée comme données de dénombrement.

La capture annuelle d'aiguillat dans la pêcherie récréative est estimée à partir du programme de déclaration de l'effort et des captures récréatives par Internet (iRec). En 2012, le MPO a établi une enquête côtière basée sur Internet auprès des détenteurs de licences d'eaux de marée,

qui collecte des données récréatives pour toute la région extérieure (DFO 2015). L'enquête iRec comprend des estimations de capture rapportées par les pêcheurs à la ligne, avec des expansions de taux de capture par année et zone pour tenir compte des détenteurs de licences non-répondants. L'aiguillat est également capturé accidentellement dans la pêche du saumon bien que les données n'aient été numérisées que jusqu'en 2010 au moment de cette évaluation. Dans la pêche récréative et la pêche du saumon, une forte proportion, soit 85 à 95% annuellement, de la capture d'aiguillat est rejetée (Figure 4).

Les évaluations de stock pour l'aiguillat ont fait un large éventail d'hypothèses concernant la mortalité après rejet. Gallucci et al. (2011) a appliqué une règle basée sur le Plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) (MPO 2024) qui appliquait une mortalité de rejet de 6% pour les engins de palangre et 5% de mortalité pour les deux premières heures d'un trait de chalut et une mortalité supplémentaire de 5% pour chaque heure subséquente. Cependant, l'origine de ces valeurs et si elles étaient basées sur la recherche biologique n'est pas claire ; elles ont été critiquées comme étant trop basses par les deux examinateurs lors de la dernière réunion d'examen d'évaluation (MPO 2012). L'évaluation de l'Alaska assume 100% de mortalité de rejet basée sur une étude de marquage avec les requins dormeurs du Pacifique (Tribuzio et al. 2022). L'évaluation de la côte ouest des États-Unis assume 100% de mortalité pour le chalut et 50% pour la palangre mais considère aussi la sensibilité à d'autres niveaux inférieurs de mortalité de rejet (Gertseva et al. 2021). L'évaluation de 2007 de l'aiguillat commun *S. acanthias* dans le Canada atlantique a utilisé 25% de mortalité de rejet pour les captures de chalut > 200 kg et 0% pour les captures de chalut < 200 kg, 55% pour les captures de filet maillant, 10% pour les captures de palangre, et 25% pour les captures de senne coulissante (DFO 2007). L'évaluation de 2006 de l'aiguillat commun de l'Atlantique en Nouvelle-Angleterre a utilisé 50% de mortalité de rejet des chaluts, 10% des lignes à hameçon, et 30% des filets maillants (NEFSC 2006).

Pour *S. acanthias* et l'aiguillat commun lisse (*Mustelus spp.*), une revue récente de la mortalité après remise à l'eau de rejet vivant pour la mortalité survenant peu après l'événement de pêche, (par exemple, jusqu'à 72 heures) a dérivé des valeurs allant de 8 à 36% pour la palangre, 5 à 15% pour la ligne à hameçon, 27 à 36% pour le filet maillant, et 19 à 36% pour le chalut (Courtney 2014). Ces valeurs ; cependant, *n'incluent pas* la mortalité immédiate/aiguë (par exemple, au navire) selon notre compréhension. Le tableau 3 (p. 27) de Courtney (2014) inclut un résumé de la littérature connue documentant la mortalité immédiate pour *S. acanthias* et *Mustelus spp.* : plusieurs valeurs sont disponibles pour les filets maillants (allant de 3% à 60%), mais les filets maillants n'impactent l'aiguillat de C.-B. que par les prises accessoires dans les pêcheries du saumon. Des valeurs de 0% (n = 24) de mortalité immédiate pour l'aiguillat lisse avec les engins de palangre et 7,5% (n = 41) de mortalité immédiate pour l'aiguillat lisse avec les engins de chalut sont notées dans Courtney (2014) avec les citations de Frick et al. (2010a) et Frick et al. (2010b), respectivement. Cependant, ce sont de petites tailles d'échantillon et nous n'avons pas pu vérifier la source de la valeur de mortalité de 7,5% dans Frick et al. (2010b) (leur Figure 2).

Avec ce qui précède à l'esprit, nous avons inclus les scénarios suivants (Tableau 2) pour délimiter les valeurs possibles de mortalité de rejet et tester la sensibilité du modèle :

- Faible mortalité de rejet—utiliser les valeurs « faibles » de Courtney (2014) (Tableau 1) pour chaque type d'engin et supposer aucune mortalité initiale. Cela donne palangre : 8%, ligne à hameçon : 5%, filet maillant : 27% (pêche du saumon), chalut : 19%.
- Mortalité de rejet de base—utiliser les valeurs « de base » de Courtney (2014) (Tableau 1) pour chaque type d'engin et ajouter 10% de mortalité initiale de chalut (près de la valeur citée dans Courtney (2014)) et 50% de mortalité initiale de filet maillant (moyenne approximative

des trois sources commerciales du Tableau 3 et ligne C dans Courtney (2014)). Cela donne palangre : 27% (0% + 27%), ligne à hameçon : 10% (0% + 27%), filet maillant : 81% (30% + 51%), chalut : 37% (10% + 27%), où les valeurs entre parenthèses sont la mortalité initiale + post-remise à l'eau de rejet vivant.

- Forte mortalité de rejet—utiliser les valeurs « élevées » de Courtney (2014) (Tableau 1) pour chaque type d'engin et ajouter 20% de mortalité initiale de chalut, et 50% de mortalité initiale de filet maillant. Cela donne palangre : 36% (0% + 36%), ligne à hameçon : 15% (0% + 15%), filet maillant : 86% (50% + 36%), chalut : 56% (20% + 36%).
- 100% de mortalité de rejet—nous incluons ce scénario non pas parce que nous le jugeons plausible mais pour évaluer la sensibilité du modèle. Nous ne l'incluons pas lors du calcul des points de référence ou lors des projections.

Tableau 1. Valeurs de mortalité de rejet vivant après remise à l'eau de Courtney (2014).

Niveau	Palangre	Ligne à hameçon	Filet maillant	Chalut
Faible	8%	5%	27%	19%
Base	27%	10%	31%	27%
Élevé	36%	15%	36%	36%

Tableau 2. Taux de mortalité de rejet (incluant la mortalité initiale et post-remise à l'eau de rejet vivant) sous les hypothèses faibles, de base et élevées dans cette évaluation.

Niveau	Palangre	Ligne à hameçon	Filet maillant	Chalut
Faible	8%	5%	27%	19%
Base	27%	10%	81%	37%
Élevé	36%	15%	86%	56%

Nous appliquons ces mêmes valeurs de mortalité de rejet aux types d'engins utilisés dans les contextes récréatifs (ligne à hameçon), commerciaux et de relevé en reconnaissant qu'en réalité les taux peuvent différer. L'échantillonnage légal d'aiguillat n'a pas été mené en grandes quantités dans les relevés modernes avec les captures incluses dans cette évaluation, et, même dans les années récentes, les captures de relevé constituent une petite composante des captures globales. Les aiguillats utilisés comme appât sont codés comme rejets dans les bases de données du MPO puisqu'ils ne sont pas débarqués. Cela signifie que cette portion de la capture se verra attribuer la même mortalité de rejet que les autres rejets bien qu'en réalité ces aiguillats connaîtraient une mortalité de 100%. Cela correspond à un très petit pourcentage de la capture globale et ne devrait donc pas affecter qualitativement les modèles d'évaluation.

Dans le reste de ce document, nous nous référons à « capture » comme le total de tous les débarquements et rejets (c'est-à-dire, avant qu'une mortalité de rejet ne soit appliquée) et nous nous référons à « capture morte » comme le total de tous les débarquements et rejets après qu'un taux de mortalité de rejet ait été appliqué. Les visualisations de données brutes telles que les Figures 1–4 montrent la « capture ». Les visualisations de sorties telles que les références de prélèvement et les projections montrent la « capture morte » puisque cela s'aligne avec l'intention du TAC, qui vise à tenir compte des aiguillats qui subissent la mortalité, c'est-à-dire la capture morte.

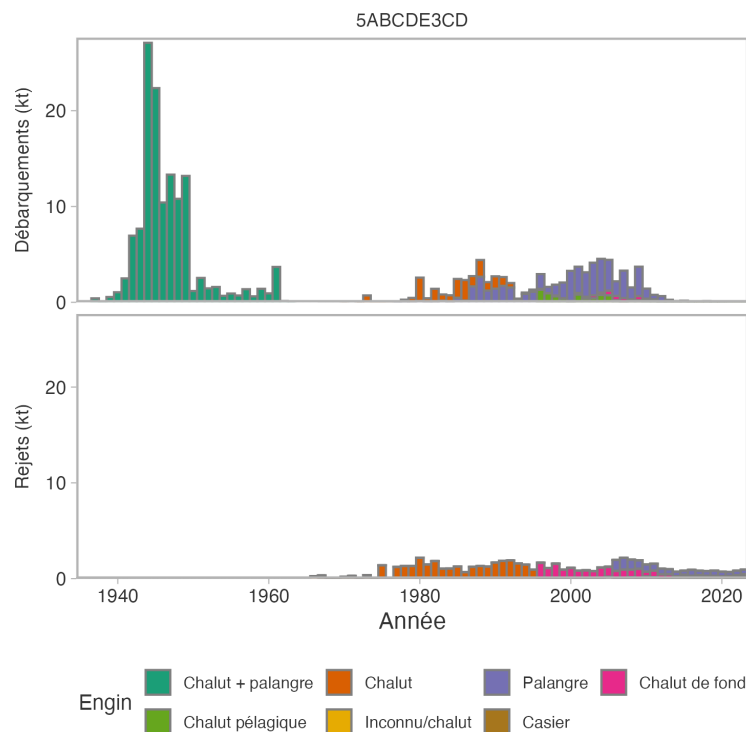


Figure 1. Captures reconstituées (rejets et débarquements) de l'aiguillat extérieur. Voir la Figure 2 pour une version qui illustre mieux les données de 1980–2023. Les rejets de palangre à partir de 2006 sont illustrés ici en poids basé sur un poids moyen assumé de 3,07 kg/aiguillat mais ont été modélisés comme dénombrements. Les données de rejets de palangre antérieures à 2006 n'ont pas été enregistrées et ne sont donc pas montrées.

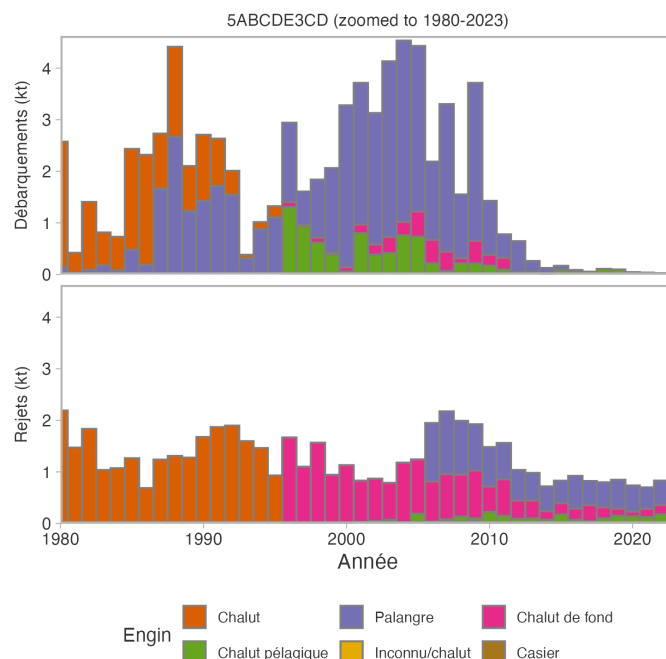


Figure 2. Captures reconstituées (rejets et débarquements) de l'aiguillat extérieur. Identique à la Figure 1 mais agrandie pour 1980–2023 afin que les captures récentes puissent être vues. Notez l'échelle de l'axe y comparée à la Figure 1. Les rejets de palangre à partir de 2006 sont illustrés ici en poids basé sur un poids moyen assumé de 3,07 kg/aiguillat mais ont été modélisés comme dénombrements. Les données de rejets de palangre antérieures à 2006 n'ont pas été enregistrées et ne sont donc pas montrées.

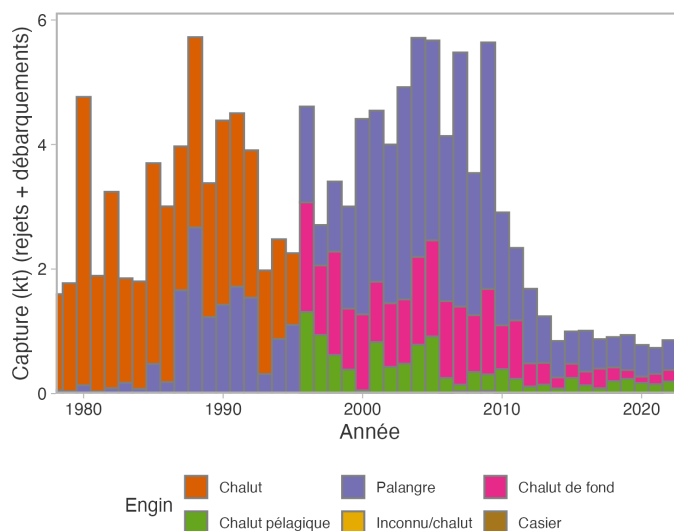


Figure 3. Captures reconstituées (rejets et débarquements) de l'aiguillat extérieur. Identique à la Figure 2 mais commençant en 1978 et avec les débarquements et rejets combinés. Les rejets de palangre à partir de 2006 sont illustrés ici en poids basé sur un poids moyen assumé de 3,07 kg/aiguillat mais ont été modélisés comme dénombrements. Les données de rejets de palangre antérieures à 2006 n'ont pas été enregistrées et ne sont donc pas montrées.

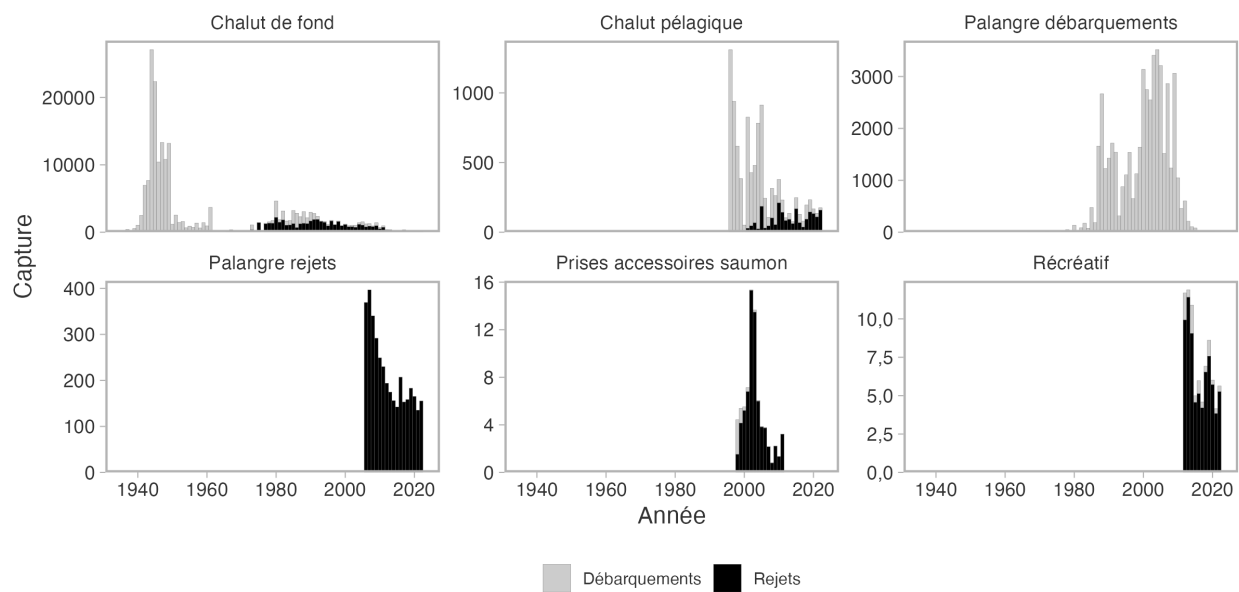


Figure 4. Captures débarquées et rejetées dans la pêche commerciale (par engin) et la pêche récréative (iRec). Les unités de capture sont des tonnes pour la rangée du haut et des milliers de pièces pour la rangée du bas. Les rejets sont montrés avant qu'un taux de mortalité de rejet ne soit appliqué. Les valeurs de capture d'aiguillat de la flotte « prises accessoires de saumon » n'étaient pas disponibles après 2011 au moment de la rédaction.

2.2. INDICES D'ABONDANCE

Nous résumons la conception d'enquête, les données, les grilles de domaine d'enquête, les modèles spatio-temporels ajustés et les prédictions spatio-temporelles des modèles dans les sections d'annexe suivantes :

- Enquête à la palangre sur fond dur extérieur (HBLL OUT) : Section A.2 ;
- Enquête de recherche indépendante de la pêche à la palangre de la Commission internationale du flétan du Pacifique (IPHC) : Section A.3 ;
- Enquête de chalutage synoptique : Section A.4 ; et
- Enquête d'assemblage multispécifique du détroit d'Hécate (HS MSA) : Section A.5.

Le nombre de stations d'enquête par année pour une enquête donnée variait entre 88 et 297 selon les enquêtes (Figure A.1). Les enquêtes à la palangre surveillent le nombre d'aiguillats capturés. Dans l'enquête IPHC, presque toutes les stations capturent au moins un aiguillat. Les enquêtes de chalutage surveillent le poids des prises d'aiguillat et enregistrent parfois aussi les décomptes. La proportion de stations par année avec un poids de capture positif pour l'aiguillat dans l'enquête de chalutage synoptique variait de 5% à 85% ; cette probabilité de rencontre était la plus faible dans l'enquête SYN WCHG. Les aiguillats étaient régulièrement capturés (43%–88% des stations positives pour l'aiguillat) dans l'enquête HS MSA.

Toutes les enquêtes se déroulent en été ou au début de l'automne (Figure A.2). L'enquête IPHC a la gamme la plus large de dates de pêche. Les enquêtes SYN WCVI et SYN HS sont pêchées en mai et/ou juin alors que la SYN QCS est pêchée en juillet/août et l'enquête SYN WCHG est généralement menée en août/septembre. Les enquêtes HBLL OUT N et S sont généralement menées en août/septembre.

Nous avons développé des indices d'abondance et de biomasse pondérés par zone basés sur un modèle spatio-temporel en utilisant le package R (R Core Team 2024) sdmTMB (Anderson et al. 2024c) (Annexe A.1). Les indices standardisés résultants sont résumés dans la Figure 5. En comparant les indices d'abondance basés sur le modèle spatio-temporel aux estimateurs basés sur la conception, les tendances étaient largement similaires à l'exception de certaines années extrêmes (et incertaines) pour les estimateurs basés sur la conception (Figure A.22). En divisant la biomasse prédite de l'enquête de chalutage synoptique par sous-région, nous avons observé que la majorité de la biomasse prédite se trouvait dans la sous-région WCVI (Figure A.23).

Nous avons construit un indice standardisé de captures par unité d'effort (CPUE) de chalutage de fond à partir d'un modèle spatio-temporel similaire utilisé avec les données d'enquête (Section B.3). Le modèle différait principalement en ce qu'il introduisait une ordonnée aléatoire pour les navires de pêche pour tenir compte des différences de capturabilité, il supposait une structure d'effet aléatoire spatio-temporel différente, et il introduisait une covariable pour le mois (Section B.3). Une telle approche s'est montrée prometteuse pour les données de CPUE commerciales (par exemple, Babcock et al. 2023, Grüss et al. 2019). Avec ce modèle de CPUE commerciale, nous avons étudié les tendances de CPUE à différentes profondeurs (Figure B.12) et mois (Figures B.13, B.14) de l'année. Les déclinés étaient les plus prononcés dans les eaux peu profondes (Figure B.12). La CPUE était la plus élevée de mai à novembre, mais les tendances globales étaient similaires d'un mois à l'autre à l'exception d'un déclin plus prononcé en août (Figures B.13–B.15).

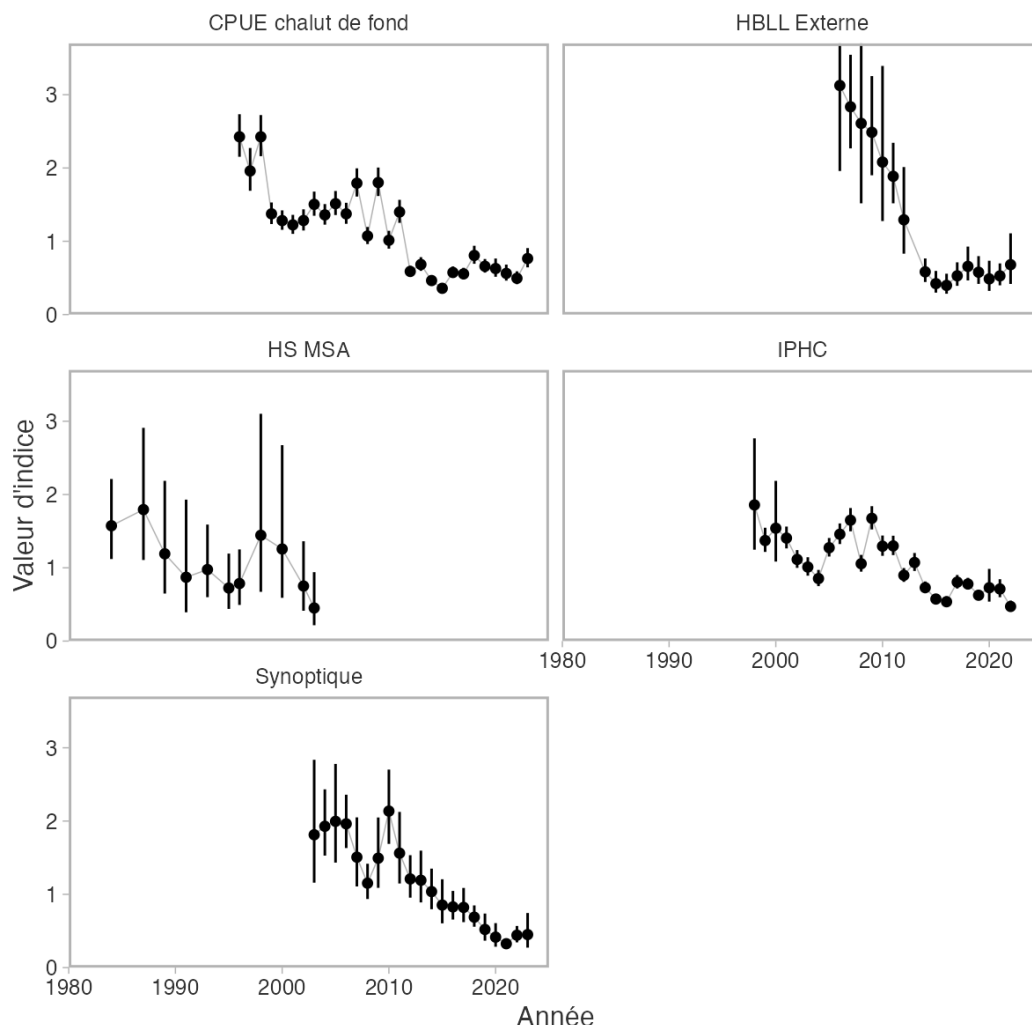


Figure 5. Indices standardisés d'abondance ou de densité de biomasse pour l'aiguillat extérieur. Les points représentent les estimations moyennes et les segments de ligne verticaux représentent les intervalles de confiance à 95% dérivés de la modélisation spatio-temporelle. Les indices sont basés sur des expansions pondérées par zone de densité prédite sur les grilles de domaine d'enquête respectives. Tous les indices ont été mis à l'échelle pour avoir la même moyenne géométrique.

2.3. DONNÉES BIOLOGIQUES

Il y a des échantillons considérables de longueur, poids et maturité des enquêtes de chalutage synoptique (Figure A.1). L'enquête historique HS MSA et l'enquête IPHC n'ont que des échantillons de longueur. Nous n'avons aucun échantillon biologique pour l'aiguillat de l'enquête HBLL OUT. Les données de composition de longueur dans l'enquête de chalutage synoptique ne montrent aucune tendance claire avec le temps, bien qu'il y ait une variabilité considérable d'année en année et de sous-région en sous-région (Figure 7). Les données de composition de longueur dans l'enquête à la palangre IPHC étaient relativement stables (Figure 7). Bien que les aiguillats aient été historiquement âgés en Colombie-Britannique pour des projets de recherche (Beamish and McFarlane 1985, McFarlane and Beamish 1987, McFarlane and King 2009), nous n'avons pas pu lier ces échantillons à des combinaisons spécifiques enquête-année (ou événements

de pêche commerciale) pour utilisation comme données de composition et les échantillons ont été collectés avant les enquêtes « modernes » des deux dernières décennies. Nous utilisons cependant ces données d'âge pour caractériser une courbe de croissance, que nous décrivons plus tard dans la Section 3.1.

Les échantillons biologiques commerciaux sont disponibles sous forme d'un mélange de types d'échantillonnage (Figure B.2). Cependant, les aiguillats échantillonnés disponibles proviennent d'un nombre relativement petit d'événements de pêche indépendants et aucun échantillon n'est disponible après 2019 (Figure B.2). Dans les flottes commerciales, les données de composition de longueur sont disponibles pour les échantillons « non triés » (Figure 9), les échantillons « conservés » (Figure 10), et les échantillons « rejetés » (Figure 11) avec le type d'échantillon correspondant au moment et au type d'échantillonnage de poisson par rapport à un événement de pêche.

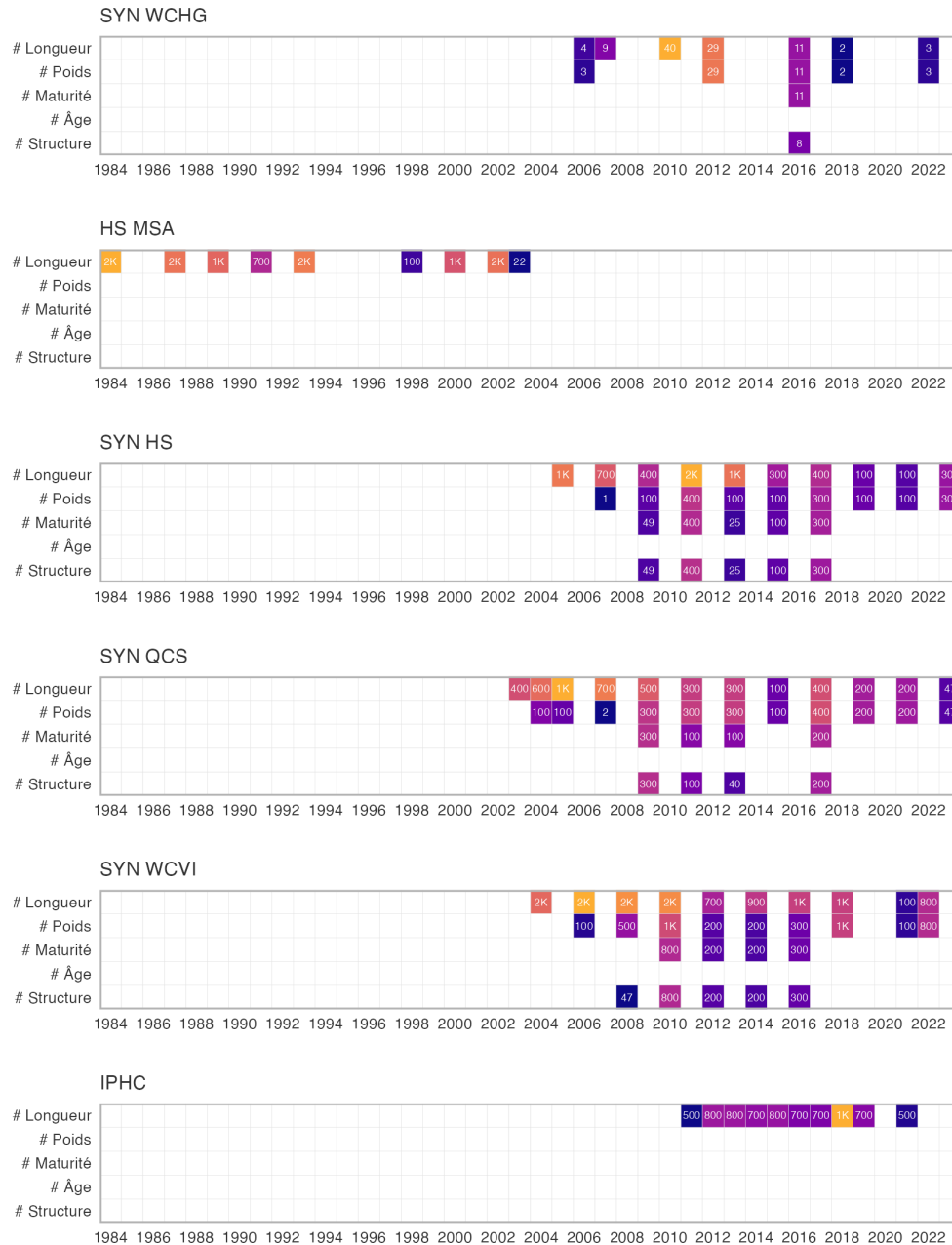


Figure 6. Échantillons biologiques disponibles provenant de sources d'enquête par année. HS MSA est l'enquête d'assemblage multispécifique du détroit d'Hécate. Les enquêtes de chalutage synoptique incluent les enquêtes de chalutage de fond dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le détroit de la Reine-Charlotte (SYN QCS), et la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

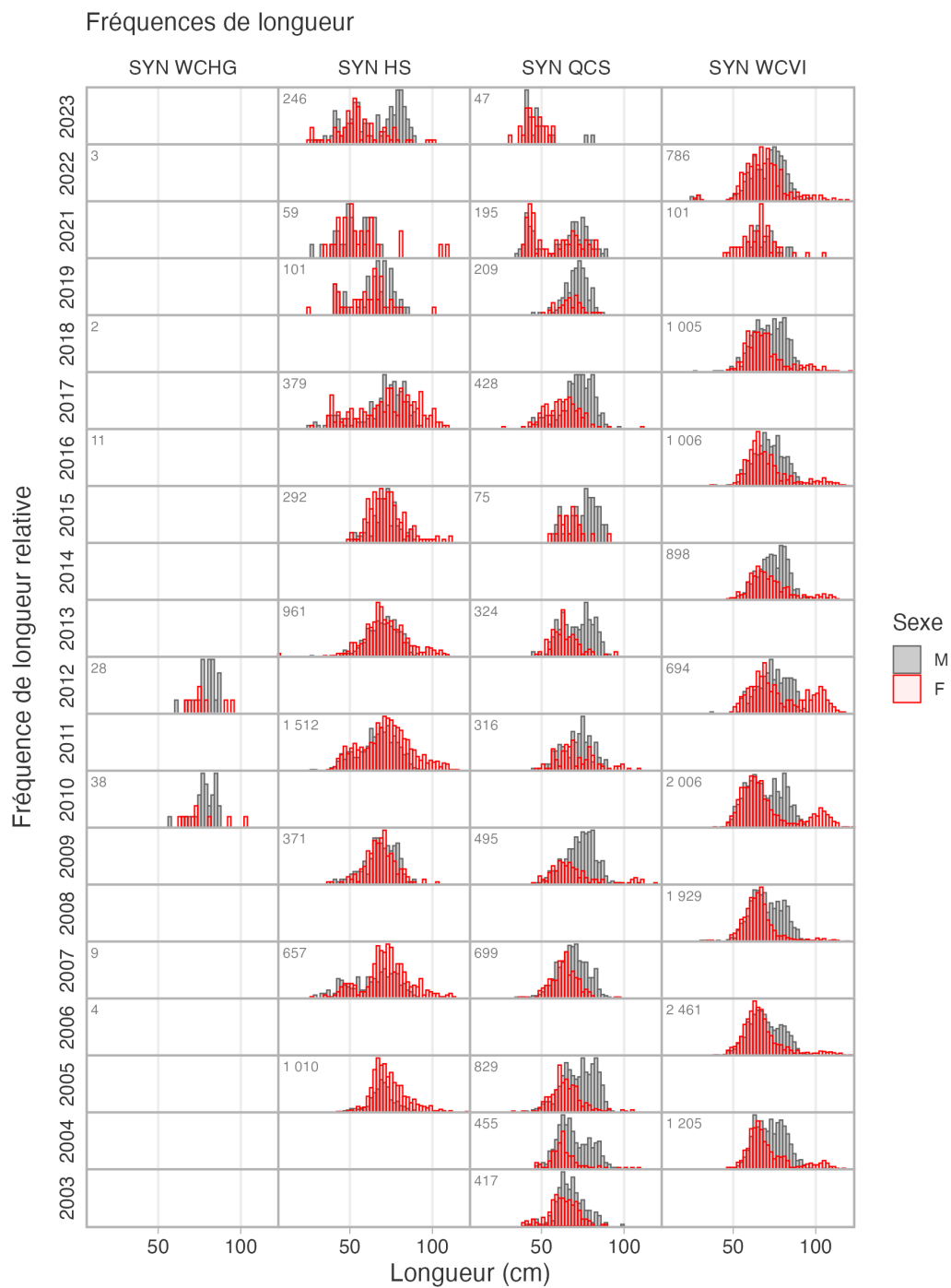


Figure 7. Composition de longueur des aiguillats par sexe des enquêtes de chalutage synoptique. Les nombres en haut à gauche des panneaux sont le nombre de spécimens.

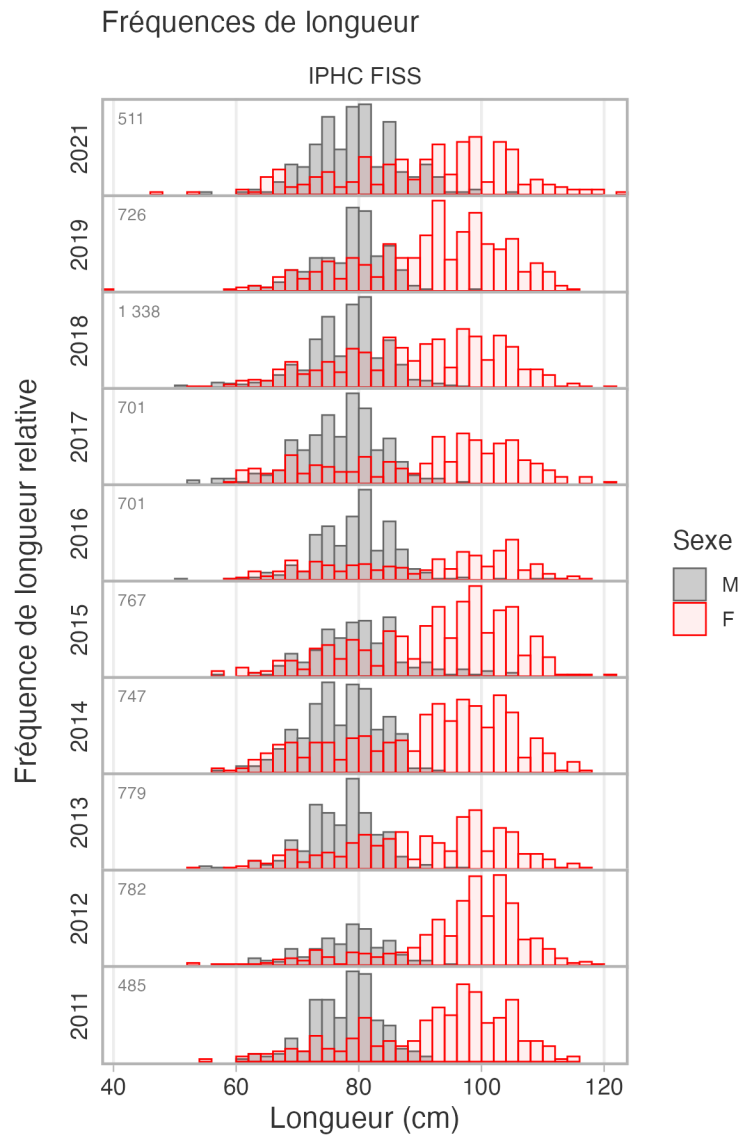


Figure 8. Composition de longueur des aiguillats par sexe de l'enquête à la palangre IPHC. Les nombres en haut à gauche des panneaux sont le nombre de spécimens.

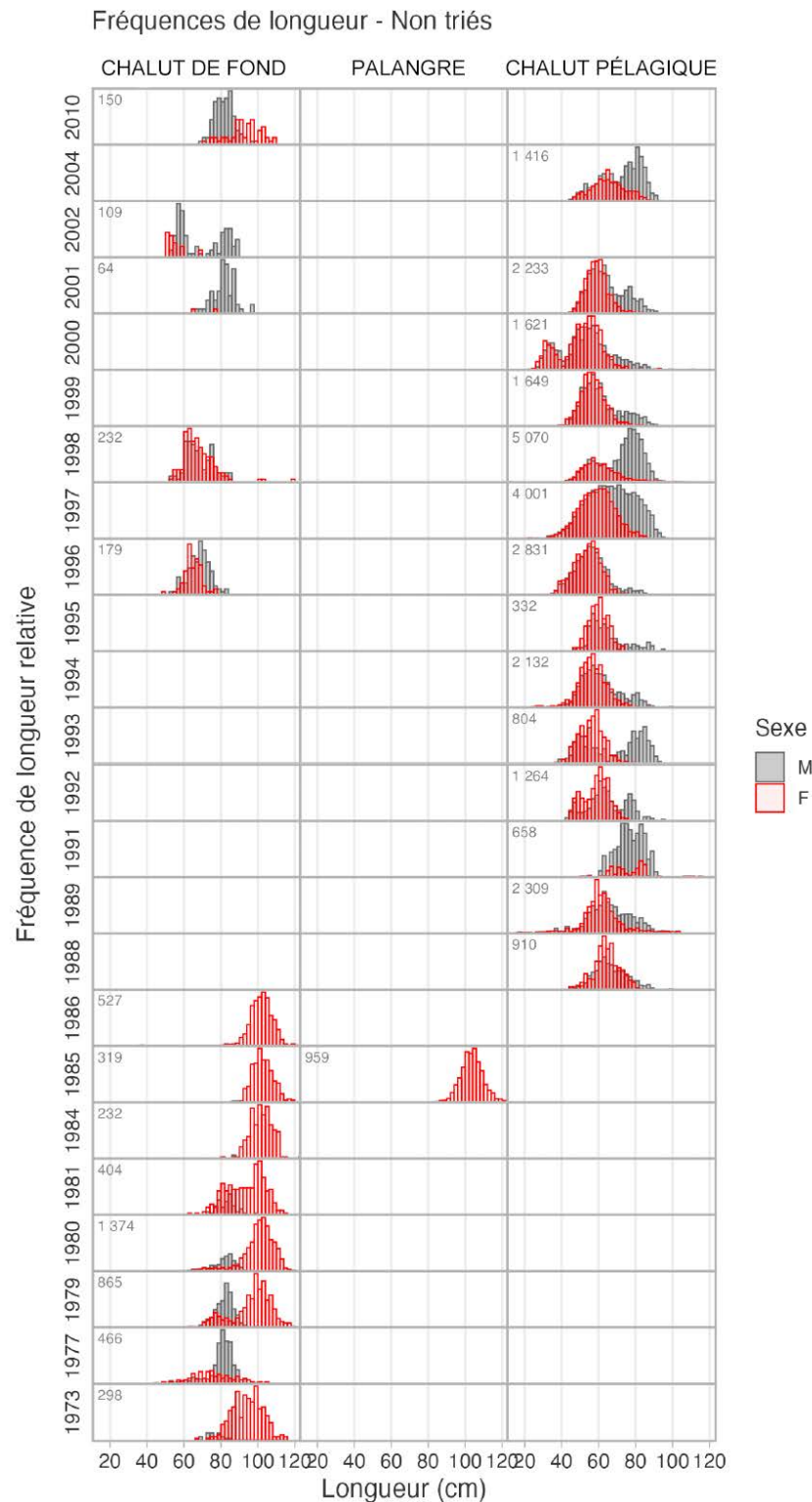


Figure 9. Fréquence de longueur non triée dans la pêche commerciale par engin de pêche.

Fréquences de longueur - Conservés

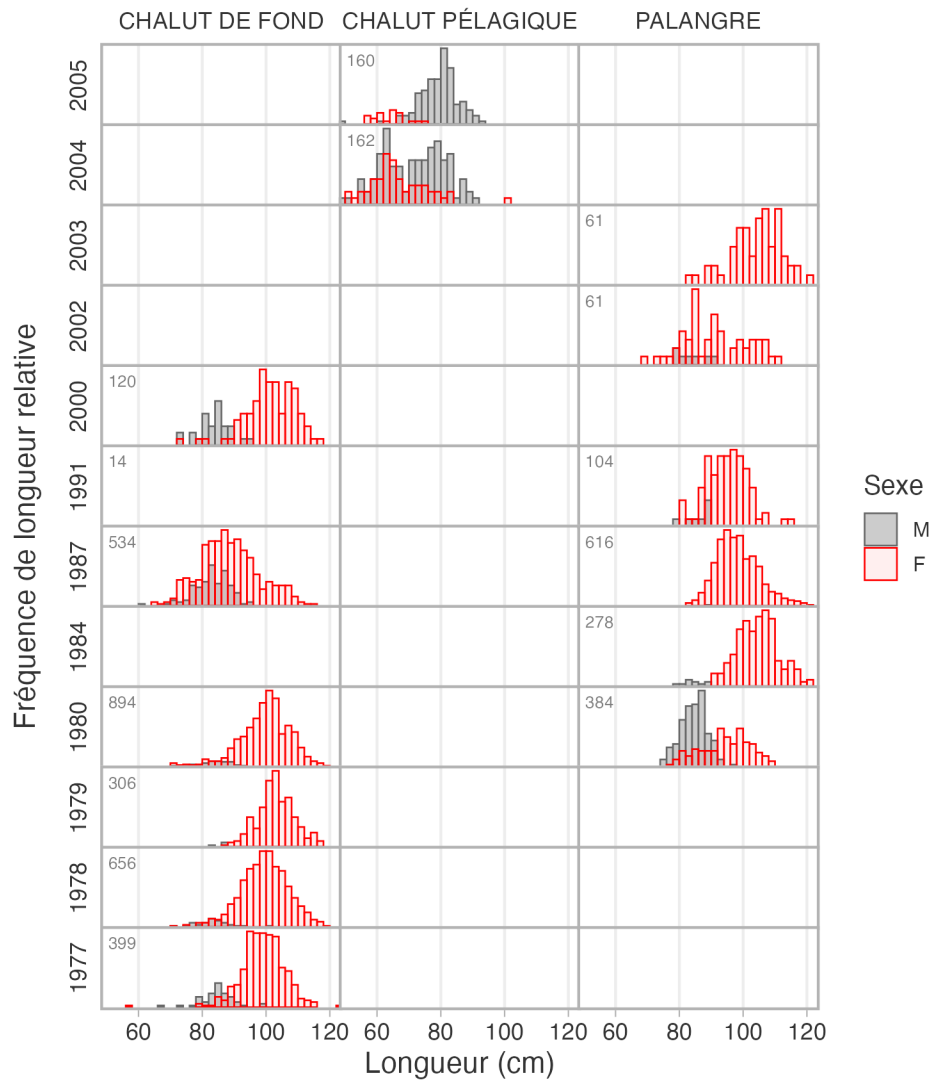


Figure 10. Fréquence de longueur dans la pêche commerciale par engin de pêche des aiguillats conservés.

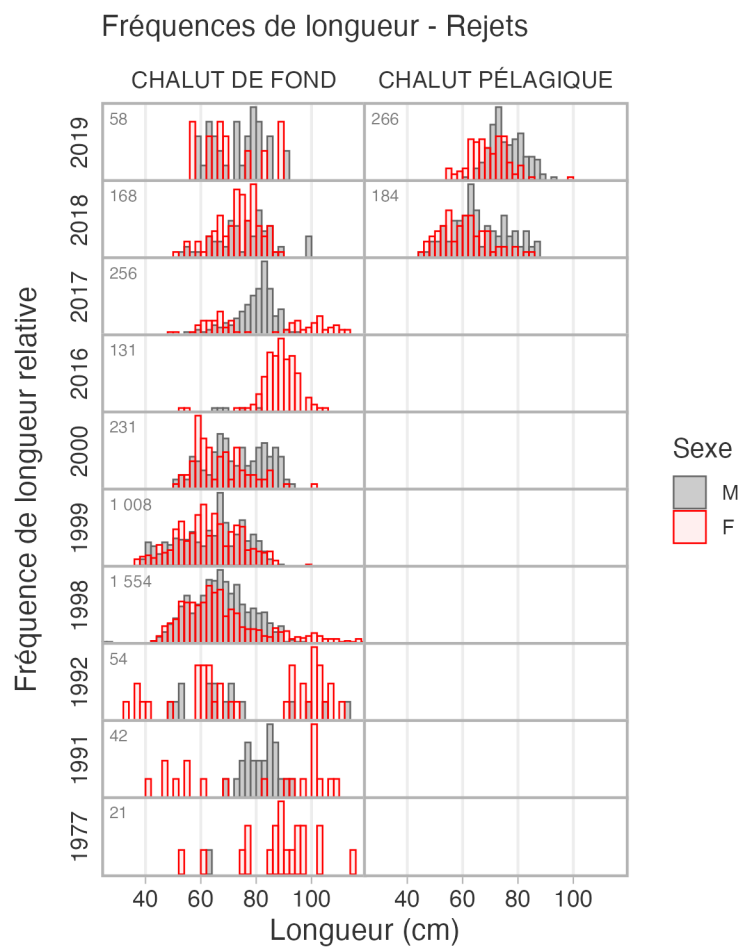


Figure 11. Fréquence de longueur dans la pêche commerciale par engin de pêche des aiguillats rejetés.

3. MODÈLE DE DYNAMIQUE DES POPULATIONS

Nous avons reconstruit l'abondance historique de l'aiguillat extérieur par le biais de Stock Synthesis 3 (SS3), version 3.30.21 (Methot and Wetzel 2013). Nous avons ajusté des modèles de population structurés par âge à deux sexes aux captures de pêche et d'enquête, aux indices d'abondance et à la composition de longueur des pêcheries et des enquêtes.

3.1. PARAMÈTRES BIOLOGIQUES

Les paramètres biologiques spécifiques au sexe ont été estimés à partir d'échantillons biologiques et fixés dans le modèle de population. Les estimations provenant d'échantillons biologiques sont présentées dans l'Annexe C, et les valeurs importées dans le fichier de contrôle SS3 sont présentées dans le Tableau 3.

Comme décrit plus haut dans la Section 2.3, des échantillons d'âge ont été collectés pour des projets de recherche à partir de diverses enquêtes, de retours d'étiquettes et de certaines pêcheries, bien qu'ils ne soient pas liés à des enquêtes spécifiques ou à des événements de pêche dans notre évaluation. La croissance a été décrite avec une fonction de von Bertalanffy, et plusieurs ajustements de croissance ont été explorés (Figure 12). Il y avait une variation remarquablement élevée autour de la relation longueur-âge moyenne. Plusieurs facteurs contribuent probablement à ce comportement, incluant l'erreur de vieillissement et l'arrêt de la déposition d'anneaux annulaires chez les femelles gravides. Une discussion plus approfondie est fournie dans l'Annexe C.

Les échantillons d'âge en C.-B. n'ont pas été collectés pour les plus jeunes aiguillats, c'est-à-dire de moins de 5 ans, résultant en une valeur négative importante pour le paramètre a_0 , l'âge théorique à la taille zéro. Lorsqu'ajustée avec des échantillons d'âge de la C.-B. (eaux intérieures et extérieures) et de l'enquête de chalutage de fond du Northwest Fisheries Science Center (NWFSC) de 2010 (Gertseva et al. 2021), la courbe de croissance pour l'aiguillat extérieur avait une estimation de a_0 plus appropriée, de sorte que la taille des nouveau-nés de 0 an était d'environ 20-30 cm. C'est la gamme des tailles de petits utérins observées près de la fin de la période gestationnelle (Ketchen 1972). C'est la courbe de croissance principale utilisée dans le modèle de population, appelée « croissance C.-B. ».

La variabilité de la longueur-âge diminuait avec l'augmentation de l'âge. Basé sur l'écart-type résiduel lognormal par âge et sexe dans le modèle de von Bertalanffy ajusté (courbe de croissance C.-B.), le modèle de population a été configuré de sorte que le coefficient de variation (CV) de la longueur à l'âge diminue linéairement de 0,25 à 0,075 pour les âges 0 à 40, respectivement, pour les femelles. Pour les mâles, le CV à l'âge était légèrement plus grand, où la diminution était de 0,25 à 0,1 pour les âges 0 à 40, respectivement. Le CV demeurait constant pour les âges 40 et plus.

Une courbe de croissance alternative a également été explorée à partir d'échantillons d'âge collectés dans l'État de Washington et estimés dans l'évaluation américaine de 2021, appelée « croissance É.-U. ». Comparativement à la courbe de croissance principale, l'alternative décrit un animal plus grand mais à croissance plus lente (Figure 13).

Le poids-à-la-longueur a été estimé à partir d'échantillons d'enquête dans les eaux extérieures (Figure 14).

Les estimations de maturité-à-l'âge ont été obtenues de la littérature (McFarlane and Beamish 1987, Taylor et al. 2013b) (Figure 15). La maturité-à-la-longueur a également été estimée à partir d'échantillons biologiques dans l'enquête synoptique (Figure 16, Annexe C). La conversion

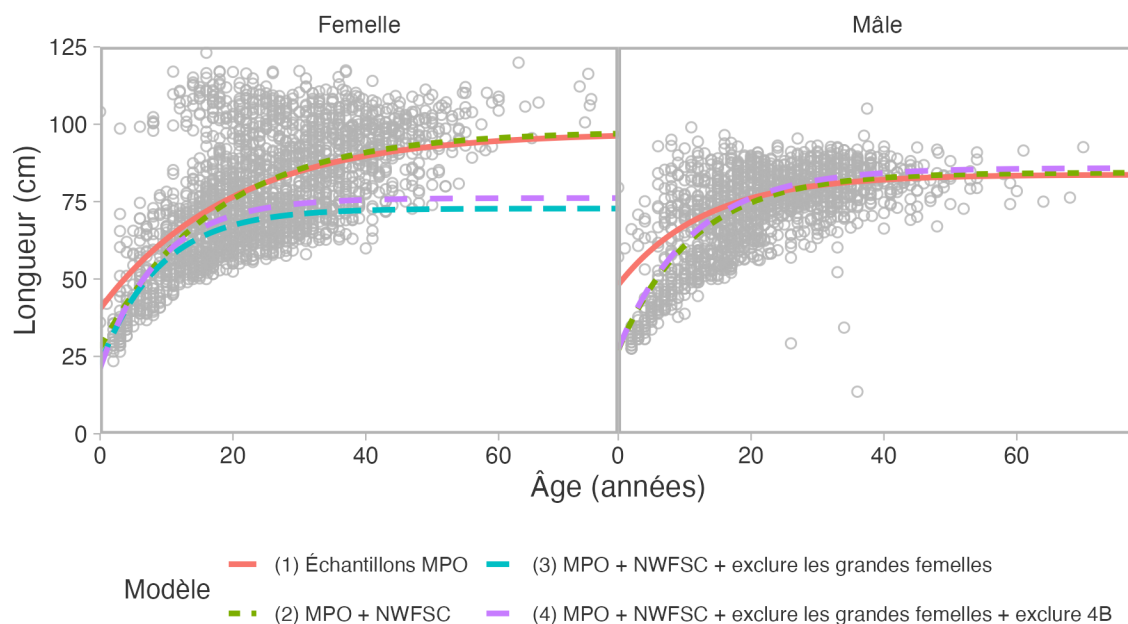


Figure 12. Comparaison de quatre courbes de croissance de von Bertalanffy (lignes colorées) considérées dans cette étude. Les points montrent tous les échantillons longueur-âge utilisés pour ajuster le Modèle 2. Cependant, un sous-ensemble a été utilisé pour ajuster les trois autres modèles. Voir l'Annexe C pour plus de détails. Le groupe de points vers le haut gauche du panneau gauche est probablement dû à la difficulté de vieillir les aiguillats plus grands, et probablement plus âgés. Les scénarios « exclure les grandes femelles » excluent ces points.

de la maturité à la taille vers les valeurs de maturité-à-l'âge dépend de la fonction longueur-âge (Figure 15). La conversion utilisait une clé longueur-âge : une matrice de probabilité, où la probabilité de longueur donnée par l'âge suit une distribution gaussienne avec la moyenne de l'équation de von Bertalanffy et l'écart-type du CV de longueur-à-l'âge.

En raison de l'incertitude dans la courbe de croissance, et pour faciliter les analyses de sensibilité, la maturité a été explicitement paramétrée par rapport à l'âge dans le modèle de population. Deux ogives ont été considérées dans les analyses de sensibilité. L'ogive de maturité-à-l'âge de Taylor and Gallucci (2009) avec maturité précoce (échantillons dans les années 2000) a été utilisée comme scénario de base, où les âges de 50 et 95 % de maturité féminine étaient 31,5 et 55,8 ans, respectivement. Cette ogive définit matures comme les femelles qui sont gravides ou entre les grossesses et elle ressemble le plus à l'ogive de maturité-à-la-longueur de l'enquête synoptique (Figure 15). La seconde ogive de maturité-à-l'âge considérée dans les modèles de population était de McFarlane and Beamish (1987), qui a échantillonné des aiguillats dans le détroit de Géorgie. Pour cette ogive, les femelles étaient considérées matures si des œufs utérins ou des petits à sac vitellin étaient présents dans l'utérus et/ou de gros ovules jaunes étaient présents dans les ovaires (Saunders and McFarlane 1993). Ce calendrier de maturité consiste en femelles légèrement plus âgées, où les âges de 50 % et 95 % de maturité féminine étaient 35,5 et 45 ans, respectivement. La maturité mâle n'a pas été modélisée car on suppose que l'abondance féminine est le facteur limitant dans la production de frai de la population.

Pour accommoder la période de gestation de deux ans pour les petits d'aiguillat, l'ogive de maturité entrée dans le modèle a été fixée à la moitié de leurs valeurs originales, c'est-à-dire

avec un maximum de 0,5 pour toute classe d'âge. De cette manière, la moitié de la population mature en moyenne est calculée pour produire des jeunes dans une année donnée.

Les estimations de fécondité f ont été obtenues de Ketchen (1972), où le nombre de petits est une fonction linéaire de la longueur ℓ , avec $f_\ell = 0,20\ell - 13,24$ (Figure 17). En moyenne, les femelles produisent 6-7 jeunes par portée. Aucune estimation de fécondité-à-l'âge n'est disponible, donc le modèle convertit interne-ment les valeurs de l'horaire de fécondité-à-la-longueur par la clé longueur-âge.

La mortalité naturelle M a été indirectement estimée à $0,064 \text{ an}^{-1}$ basée sur un âge maximal de ≈ 85 ans en utilisant l'estimateur méta-analytique dans Hamel and Cope (2022) : $M = 5,4/a_{\max}$. C'est presque identique à la valeur estimée de $0,065 \text{ an}^{-1}$ dans Smith et al. (1998), qui est la valeur utilisée dans l'évaluation de la côte ouest américaine (Gertseva et al. 2021). Nous procédons avec $0,065 \text{ an}^{-1}$ comme valeur de base et explorons la sensibilité à d'autres valeurs (décrit ci-dessous). Un âge maximal de ≈ 85 ans est basé sur des rapports d'aiguillats âgés de «80+» ans en C.-B. dans des études des années 1980 (par exemple, McFarlane and Beamish 1987) ainsi que sur une communication personnelle avec G.A. McFarlane qui se souvenait avoir vieilli des aiguillats de C.-B. jusqu'à 84 ans. Étant donné une longévité similaire entre les sexes, la mortalité naturelle a été fixée comme invariante par sexe dans le modèle.

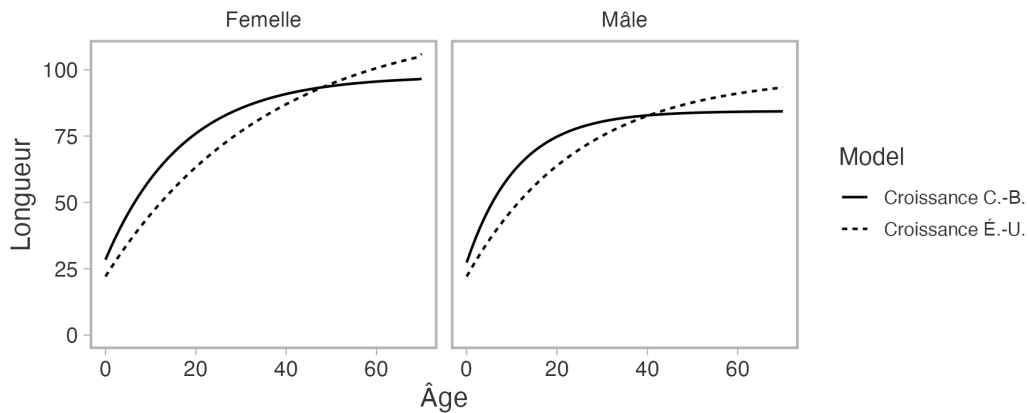


Figure 13. Comparaison de deux courbes de croissance, estimées soit à partir d'échantillons en C.-B. + É.-U. (« croissance C.-B. ») ou uniquement à partir d'échantillons américains (« croissance É.-U. »). La courbe de croissance É.-U. a une longueur asymptotique plus grande avec une croissance plus lente vers l'asymptote. Pour la courbe de croissance C.-B., la longueur asymptotique $L_\infty = 97,7,84,4 \text{ cm}$ et le coefficient de croissance $k = 0,058,0,089$ pour les femelles et les mâles, respectivement. Pour la courbe de croissance É.-U., la longueur asymptotique $L_\infty = 119,0,98,0 \text{ cm}$ et le coefficient de croissance $k = 0,028,0,040$ pour les femelles et les mâles, respectivement (Gertseva et al. 2021).

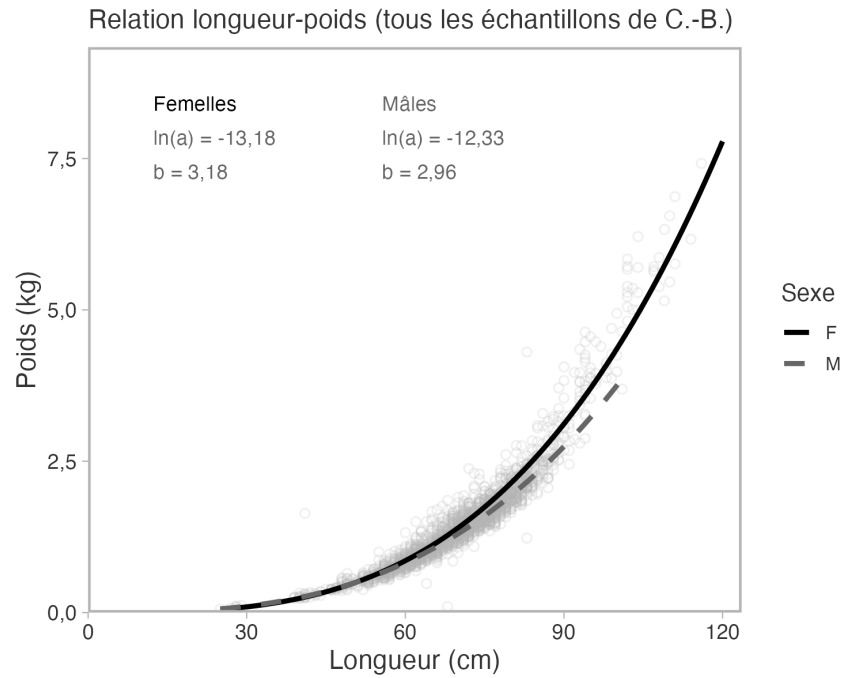


Figure 14. Poids-à-la-longueur par sexe estimé à partir d'échantillons biologiques collectés dans les enquêtes de Colombie-Britannique en Colombie-Britannique (incluant les échantillons des eaux intérieures et extérieures).

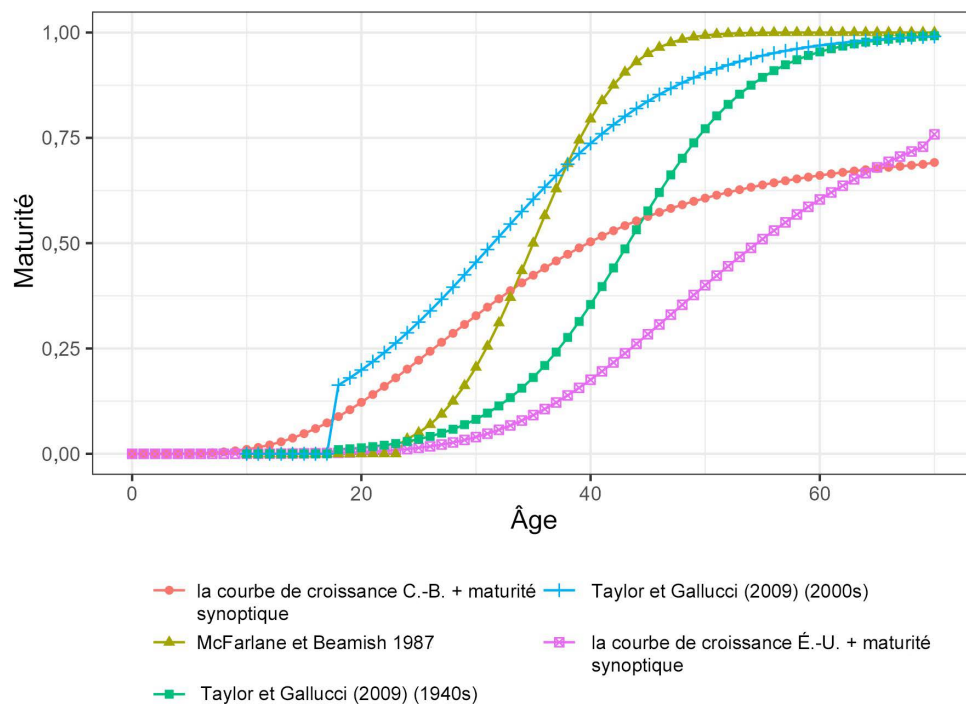


Figure 15. Estimations de maturité-à-l'âge féminine, soit de la littérature ou converties de maturité-à-la-longueur d'échantillons biologiques dans l'enquête synoptique puis converties en maturité-à-l'âge dans SS3 en utilisant la courbe de croissance spécifiée. Taylor and Gallucci (2009) a estimé deux ogives de maturité basées sur des échantillons biologiques collectés dans le Puget Sound soit dans les années 1940 ou 2000, et l'âge minimum d'une femelle mature était de 18 ans (maturité définie comme des femelles gravides et des femelles entre les grossesses). McFarlane and Beamish (1987) estime l'âge-à-la-maturité pour les aiguillats de SOG durant le début des années 1980 (maturité définie comme des œufs utérins ou des petits à sac vitellin présents dans l'utérus et/ou de gros ovules jaunes présents dans les ovaires). Pour l'enquête synoptique, la maturité-à-l'âge (femelles gravides et femelles entre les grossesses) a été convertie de maturité-à-la-longueur en conjonction avec soit une courbe de croissance C.-B. ou la courbe de croissance É.-U. (Figure 13).

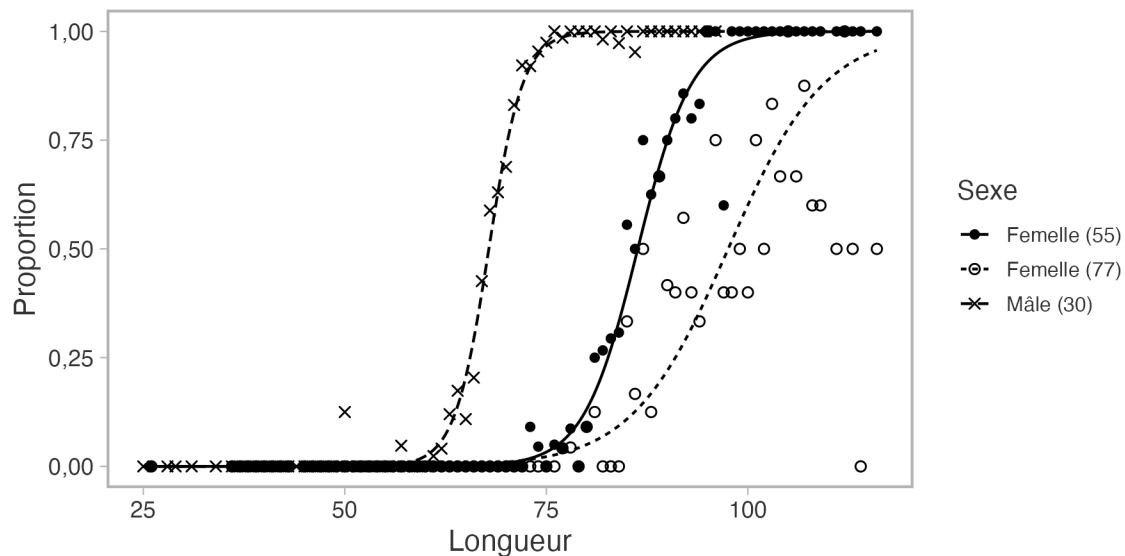


Figure 16. Ogives de maturité estimées à partir d'échantillons biologiques collectés dans les enquêtes de chalutage synoptique dans les eaux extérieures. Le statut de maturité est classifié basé sur l'évaluation macroscopique des gonades. Femelle (55) indique les femelles en maturation basées sur la taille des ovules de 5-10 mm et l'utérus épaissi (> 10 mm). Femelle (77) indique les femelles matures telles que définies par la présence de petits à sac vitellin. Mâle (30) décrit les mâles en maturation et matures (c.-à-d., les ptérygopodes s'étendent au-delà de la marge postérieure de la nageoire pelvienne et sont soit calcifiés ou non). Les lignes et les points indiquent les proportions estimées et observées. La Figure 15 utilise la courbe avec le code 77 montrée ici pour la maturité féminine.

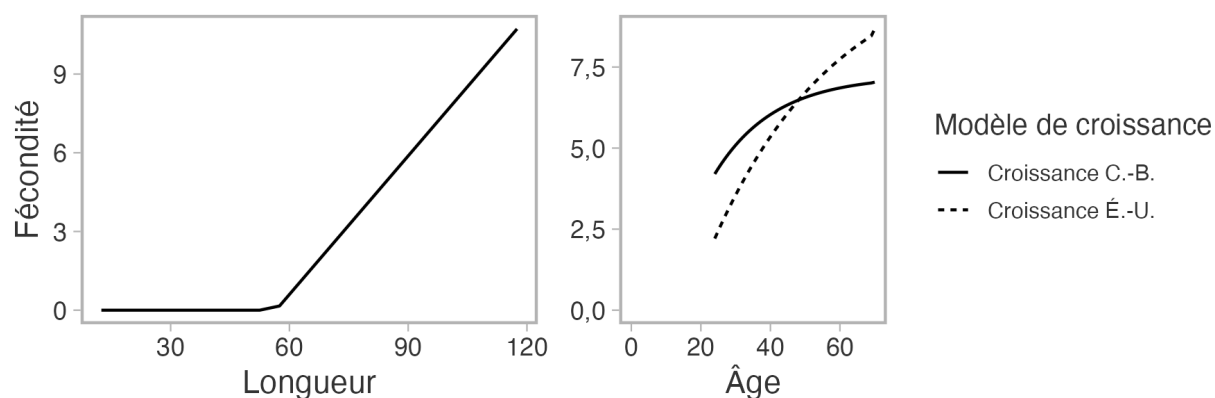


Figure 17. Relation de fécondité à la longueur de Ketchen (1972) (gauche) et la fécondité à l'âge correspondante est convertie en conjonction avec deux courbes de croissance (droite, Figure 13). L'âge minimum d'une femelle mature dans le modèle de population a été fixé à 18 ans.

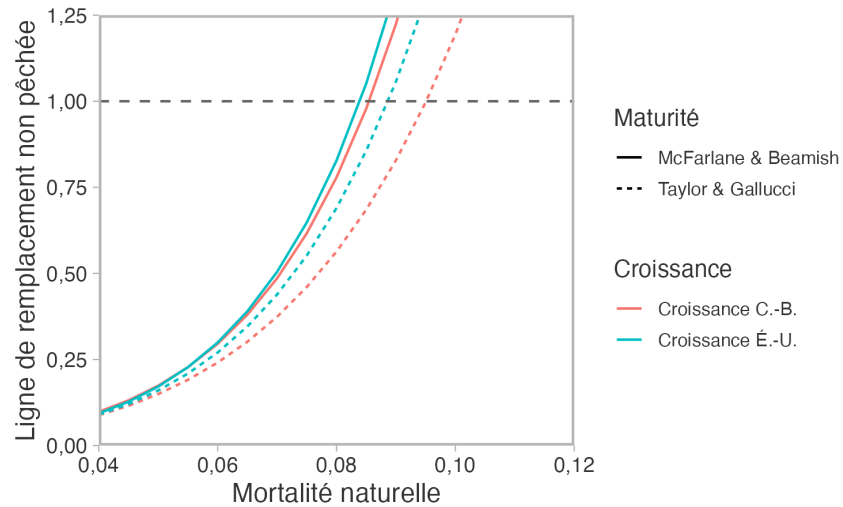


Figure 18. La pente de la ligne de remplacement non pêchée en fonction de la mortalité naturelle, conditionnelle à une combinaison de courbe de croissance (couleur) ou d'ogive de maturité (type de ligne). Ces paramètres biologiques déterminent l'horaire de fécondité-à-l'âge dans le modèle de population. Une faible fécondité implique une limite supérieure sur la mortalité naturelle. La pente de la ligne de remplacement non pêchée ne peut pas excéder 1, ce qui implique que la survie de la descendance nouveau-née est supérieure à 1 et est impossible pour une population fermée. La mortalité naturelle au-dessus de cette limite indique qu'une femelle en moyenne ne peut pas se remplacer elle-même au cours de sa vie.

3.2. STRUCTURE DU MODÈLE

Le modèle de base a estimé le recrutement non exploité dans l'espace logarithmique $\log(R_0)$, le paramètre de productivité z_{frac} (fixé dans tous les modèles sauf un), et les paramètres de sélectivité pour les diverses pêcheries et enquêtes (Tableau 3). Aucune déviation de recrutement n'a été estimée car aucune information sur la force des cohortes n'était évidente dans les données de composition en taille. L'évaluation de la côte ouest des États-Unis est arrivée à la même conclusion pour leur stock (Gertseva et al. 2021). Gertseva et al. (2021) soutient en outre que la grande taille des jeunes aiguillats à la naissance (20-30 cm) suggère que la variabilité du recrutement serait plus faible que pour une espèce avec un stade larvaire qui connaît une mortalité plus élevée. Les modèles préliminaires ont estimé des déviations de recrutement qui ont été jugées fallacieuses parce qu'elles ne modifiaient pas l'ajustement et les estimations du stock par rapport à ceux des modèles plus simples sans déviations.

L'année de début du modèle était 1937, lorsqu'il était supposé que le stock était dans un état non exploité (après la pêche pétrolière de la fin des années 1800 mais avant le début de la pêche à la vitamine A), et l'année terminale était 2023. L'âge maximal dans le modèle était de 70 ans.

Les équations du modèle sont fournies dans le Tableau 4.

3.2.1. Relation stock-recrutement

Une relation stock-recrutement (SRR) explicite basée sur la survie a été utilisée dans le modèle, où le recrutement R dans l'année y est

$$R_y = S_y \times \exp \left[-z_0 + (z_0 - z_{\min}) \left(1 - \frac{S_y}{S_0} \right)^\beta \right], \quad (1)$$

où S_y est la production de frai dans l'année y , $S_0 = R_0 \times \phi_0$ est la production de frai non exploitée comme produit du recrutement non exploité R_0 et de la production de frai par recrue ϕ_0 , $z_{\min} = z_0(1 - z_{\text{frac}})$, et $z_0 = -\log(1/\phi_0)$ (Taylor et al. 2013b).

Mécaniquement, le recrutement est simplement le produit de la production de frai de la population S_y et de sa survie sur un certain intervalle de temps, défini par le terme exponentiel. Le terme dans l'exposant est le taux de mortalité instantanée correspondant (l'exponentiation convertit le taux instantané en un terme de survie entre 0-1). Puisque ce terme décrit le mécanisme densité-dépendant dans la population, le taux de mortalité juvénile-recrue diminue à mesure que le stock décline.

L'inverse de la production de frai par recrue ($1/\phi_0$) est la ligne de remplacement non exploitée et peut être interprété comme la survie des juvéniles au stade de recrue lorsque le stock est à des niveaux non exploités. Le symbole z_0 est le taux instantané lorsque le stock est à S_0 . Le symbole $z_{\min}$ est le taux de mortalité lorsque le stock s'approche de zéro, et est paramétrisé comme une proportion z_{frac} de z_0 , c'est-à-dire $z_{\min} = z_0(1 - z_{\text{frac}})$. Quand $\beta = 1$, le déclin du taux de mortalité densité-dépendant est linéaire avec la taille du stock. Lorsque z_{frac} s'approche de zéro, le taux de mortalité est indépendant de la taille du stock, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de densité-dépendance. Lorsque z_{frac} s'approche de un, le taux de mortalité juvénile s'approche de zéro (la survie est de un) lorsque le stock s'approche de zéro.

La pente, le recrutement relatif à R_0 lorsque le stock est à $0.2S_0$, est calculée comme

$$h = 0.2 \exp(z_0 z_{\text{frac}}(1 - 0.2^\beta)). \quad (2)$$

En raison de la longévité et de la faible fécondité des aiguillats, et de nombreuses espèces d'élaémobranches en général, il y a des limites supérieures au taux maximal par habitant de recrutement dans une population fermée. La production de frai est mesurée en nombre de juvéniles, et le recrutement après densité-dépendance ne peut pas dépasser la production de juvéniles (De Oliveira et al. 2013, Forrest and Walters 2009, Taylor et al. 2013b). En conséquence, il y a une limite supérieure implicite à la pente, où la pente ne peut pas dépasser $1/(5\phi_0)$ (Taylor et al. 2013b).

Cette limite supérieure peut être illustrée par un exemple simple. Si la population non exploitée est de 100 femelles qui produisent chacune 10 juvéniles, alors $S_0 = 1000$. Si la survie juvénile est de 0,6 ($1/\phi_0 = 0,6$), alors le recrutement correspondant R_0 est de 600. À un état de $S/S_0 = 0,2$, la population de 20 femelles produit 200 juvéniles, ce qui est aussi le recrutement maximal si la survie juvénile devait augmenter à un. Nous utilisons 0,2 à cause de la définition de la pente : la fraction du recrutement obtenu à un état non exploité de 20. Dans ce cas, la pente maximale possible serait de 0,33 (200/600).

La production de frai non exploitée par recrue ϕ_0 est calculée à partir de la mortalité naturelle, de la maturité et de la fécondité. La faible fécondité implique aussi une limite supérieure à la mortalité naturelle parce que ϕ_0 doit rester au-dessus de un. Avec une mortalité naturelle élevée, il est possible de calculer $\phi_0 < 1$. En d'autres termes, la ligne de remplacement non exploitée $1/\phi_0 > 1$. Une telle situation implique qu'une femelle ne peut pas produire assez de descendance au cours de sa vie pour se remplacer elle-même. La limite supérieure de la mortalité naturelle impliquée par les diverses combinaisons de courbes de croissance et d'ogives de maturité considérées ici sont présentées dans la Figure 18. La gamme de la limite supérieure est entre 0,083-0,095. La limite supérieure augmente marginalement avec soit une maturité plus précoce soit une croissance plus rapide.

3.2.2. Sélectivité

La sélectivité à la longueur a été modélisée en utilisant une formulation double gaussienne. Si la sélectivité féminine est en forme de dôme, alors la sélectivité était paramétrée avec trois paramètres qui contrôlent la taille de sélectivité complète (μ^{Female}), la largeur du membre ascendant ($\Delta^{\text{Female,asc}}$), et la largeur du membre descendant ($\Delta^{\text{Female,dsc}}$). Si la sélectivité féminine est à sommet plat, alors le paramètre du membre descendant était fixé à $\Delta^{\text{Female,dsc}} = 15$ ce qui fixait la sélectivité à être effectivement 1 aux longueurs supérieures à μ^{Female} .

La sélectivité féminine à la longueur v_ℓ était paramétrée comme

$$v_\ell^{\text{Female}} = \begin{cases} \exp\left(\frac{-(\ell - \mu^{\text{Female}})^2}{\exp(\Delta^{\text{Female,asc}})}\right) & \ell \leq \mu^{\text{Female}} \\ \exp\left(\frac{-(\ell - \mu^{\text{Female}})^2}{\exp(\Delta^{\text{Female,dsc}})}\right) & \text{sinon} \end{cases} \quad (3)$$

Quatre paramètres de sélectivité supplémentaires ont été estimés pour les mâles, avec trois paramètres contrôlant la forme de la courbe de sélectivité (μ^{Male} , $\Delta^{\text{Male,asc}}$, $\Delta^{\text{Male,dsc}}$), comme décalage par rapport au paramètre féminin correspondant, et un quatrième paramètre (A^{Male}) qui spécifie la sélectivité apicale des mâles relative aux femelles (entre 0-1).

La sélectivité masculine à la longueur, toutes présumées être en forme de dôme, était

$$v_{\ell}^{\text{Male}} = A^{\text{Male}} \times \begin{cases} \exp\left(\frac{-(\ell - [\mu^{\text{Female}} + \mu^{\text{Male}}])^2}{\exp(\Delta^{\text{Female,asc}} + \Delta^{\text{Male,asc}})}\right) & \ell \leq \mu^{\text{Female}} + \mu^{\text{Male}} \\ \exp\left(\frac{-(\ell - \mu^{\text{Female}})^2}{\exp(\Delta^{\text{Female,dsc}} + \Delta^{\text{Male,dsc}})}\right) & \text{sinon} \end{cases} \quad (4)$$

La sélectivité correspondante à l'âge est obtenue par la clé longueur-âge (Tableau 4).

3.3. AJUSTEMENT DU MODÈLE

Les paramètres estimés pour la relation stock-recrutement sont $\log(R_0)$ et z_{frac} . Une loi a priori uniforme a été utilisée pour $\log(R_0)$ avec une limite inférieure de 9 et une limite supérieure de 15. Une loi a priori bêta a été utilisée pour z_{frac} avec une moyenne de 0,5 et un écart-type de 0,287, correspondant à une loi a priori symétrique, faiblement informative avec une densité a priori légèrement plus faible aux bornes de 0 et 1. La moyenne et l'écart-type correspondent aux paramètres de distribution bêta $\alpha = 1,01$ et $\beta = 1,01$.

Pour les pêcheries et/ou enquêtes avec composition en longueur, six paramètres ont été estimés si la sélectivité féminine était supposée être à sommet plat ou sept paramètres si en forme de dôme. À partir de la composition en longueur (sommée sur toutes les années), la longueur modale L_{mode} a été utilisée comme moyenne a priori pour la longueur féminine de sélectivité complète μ^{Female} . La moyenne a priori pour la longueur masculine de sélectivité complète μ^{Male} était la différence entre les longueurs modales dans la composition en longueur féminine et masculine. Pour les deux sexes, l'écart-type de la loi a priori était fixé à 30 % de la moyenne (15 % pour la flotte de débarquements à la palangre pour améliorer la convergence). Une distribution normale a été utilisée pour les deux paramètres.

Le paramètre de sélectivité apicale masculine A^{Male} a été estimé avec une loi a priori faiblement informative avec une moyenne et un écart-type de 0,5 et 0,287, respectivement. La moyenne et l'écart-type correspondent aux paramètres de distribution bêta $\alpha = 1,01$ et $\beta = 1,01$.

Les Δ contrôlent les membres de sélectivité et sont estimés dans l'espace logarithmique. Ils ont été estimés en supposant une distribution a priori normale avec un écart-type a priori de 0,3. La longueur au 5^{ème} percentile $L_{5\%}$ de la composition en longueur, c'est-à-dire à partir de la fonction de répartition cumulative empirique, a été utilisée pour calculer la moyenne a priori de $\Delta^{\text{Female,asc}}$ qui était fixée à $\log(L_{\text{mode}} - L_{5\%})$. Les Δ sont des paramètres de l'espace logarithmique, estimés avec un écart-type a priori de 0,3. Si la sélectivité en dôme était supposée, alors la moyenne a priori de $\Delta^{\text{Female,dsc}}$ était fixée à $\log(L_{95\%} - L_{\text{mode}})$, où $L_{95\%}$ est la taille au 95^{ème} percentile de la composition en longueur. Le processus a été répété pour les paramètres masculins, où la différence dans les valeurs féminines et masculines était utilisée comme moyenne a priori pour les mâles, puisque ces paramètres sont estimés comme décalages.

Pour les pêcheries et enquêtes sans données de longueur, la sélectivité était mise en miroir, c'est-à-dire empruntée d'autres pêcheries et enquêtes dans le modèle. La structure de flotte des pêcheries dans le modèle était largement organisée en termes d'engin de pêche et de comportement de rétention (débarquements vs. rejets), en raison des différences dans la composition en longueur lors de l'inspection visuelle. Par exemple, les débarquements au chalut étaient composés principalement de grandes femelles tandis que les rejets au chalut étaient composés d'aiguillats plus petits avec un ratio de sexe équilibré.

La sélectivité en forme de dôme a été estimée pour les flottes de rejet au chalut de fond, chalut pélagique, et l'enquête au chalut synoptique (affectant ainsi aussi la sélectivité pour les flottes

qui miroitaient ces flottes). Similairement à l'évaluation américaine, nous avons observé que les débarquements non-chalutiers et l'enquête IPHC capturaient les plus grands individus. De plus, l'enquête au chalut synoptique évite l'habitat rocheux et n'a donc pas une couverture spatiale complète de l'habitat des aiguillats dans la zone d'évaluation. Pour ces raisons, nous avons supposé une sélectivité en forme de dôme pour ces flottes. L'évaluation américaine est arrivée à une conclusion similaire et a aussi estimé une sélectivité en forme de dôme pour les flottes autres que les débarquements non-chalutiers et l'enquête IPHC (Gertseva et al. 2021).

Les flottes suivantes ont été définies :

1. Débarquements au chalut de fond. La sélectivité féminine est à sommet plat.
2. Rejets au chalut de fond. La sélectivité féminine est en forme de dôme. Plusieurs autres flottes reproduisent la sélectivité de cette flotte puisque c'est la seule flotte de rejets avec des données de composition en longueur.
3. Chalut pélagique, où les captures incluaient à la fois les débarquements et les rejets morts, ces derniers calculés selon le taux de mortalité de rejet présumé, puisque la composition en longueur pour les captures conservées et rejetées étaient similaires. La sélectivité féminine est en forme de dôme.
4. Débarquements à la palangre. La sélectivité féminine est à sommet plat.
5. Rejets à la palangre, où la sélectivité était reproduite selon les rejets au chalut de fond puisqu'aucun échantillon de taille n'a été collecté.
6. Enquête IPHC. La sélectivité féminine est à sommet plat.
7. Enquête HBLL extérieure, où la sélectivité était reproduite selon l'enquête IPHC.
8. Enquête synoptique. La sélectivité féminine est en forme de dôme.
9. Capture récréative telle qu'enregistrée dans l'enquête iREC (programme de déclaration de l'effort et des captures récréatives sur Internet), la sélectivité était reproduite selon les rejets au chalut de fond.
10. Prises accessoires de saumon, la sélectivité était reproduite selon les rejets au chalut de fond.
11. Enquête HS MSA, où la sélectivité était reproduite selon l'enquête synoptique.
12. CPUE au chalut de fond, utilisé comme indice d'abondance avec la sélectivité reproduite selon les rejets au chalut de fond.

Les captures d'enquête ont aussi été incluses dans le modèle puisqu'elles constituaient une proportion petite mais notable des retraits totaux dans les années récentes. Pour chaque série d'indices, la capturabilité est un paramètre implicite, qui est calculé intérieurement à partir des valeurs observées et des variables d'état dans le modèle. L'évaluation de la côte ouest des États-Unis a adopté une approche similaire—they ont tenté d'estimer la capturabilité pour leur principale enquête actuelle au chalut de fond mais ont été forcés de la fixer en raison de problèmes d'estimation (Gertseva et al. 2021).

La vraisemblance du modèle incluait une composante pour les indices d'abondance des enquêtes et de la CPUE de pêche, utilisant une distribution log-normale avec l'écart-type calculé à partir de la méthode de standardisation.

La vraisemblance multinomiale a été utilisée pour la composition en longueur. La taille d'échantillon annuelle spécifiée dans le modèle était le nombre de spécimens (c'est-à-dire, d'aiguillats) mesurés. Après un ajustement préliminaire du modèle de base, les tailles d'échantillon ont été ajustées,

c'est-à-dire, sous-pondérées, utilisant la méthode de McAllister and Ianelli (1997) afin d'équilibrer la variance entre la composition en longueur et les indices d'abondance. Ces facteurs de pondération étaient identiques dans tous les modèles. Le modèle de base (étiqueté «**A0**») a été ajusté avec la structure suivante :

- deux sexes modélisés (mais avec mortalité naturelle partagée) avec longueur-à-âge spécifiée utilisant la courbe de croissance de la C.-B. ;
- maturité-à-âge suivant l'ogive de Taylor and Gallucci (2009) pour les années 2000 ;
- mortalité de rejet suivant le niveau « de base » décrit dans la Section 2.1 ;
- mortalité naturelle fixée à 0,065 ;
- z_{frac} fixé à 0,4 et β fixé à 1 suivant Gertseva et al. (2021) ; et
- tous les indices d'abondance inclus.

Nous avons évalué l'ajustement des modèles comme étant cohérent avec la convergence si la valeur absolue maximale du gradient de log-vraisemblance par rapport aux paramètres était $< 0,0001$ et la matrice hessienne était invertible. De plus, nous avons échantillonné à partir de modèles sélectionnés avec MCMC (chaîne de Markov Monte Carlo) pour assurer que nos modèles étaient identifiables avec une approche d'échantillonnage plus robuste (Section 3.3.2).

3.3.1. Modèles de sensibilité

Des analyses de sensibilité supplémentaires (par rapport au modèle de base) ont exploré l'impact de diverses suppositions de modélisation, particulièrement dans le choix des paramètres biologiques (maturité, croissance, mortalité naturelle), des taux de mortalité de rejet, et de l'indice le plus représentatif, sur la biomasse estimée du stock et les taux de mortalité par pêche. Les noms de modèles avec le préfixe «A» dénotent une mortalité naturelle invariante dans le temps.

- **A1** : Même que A0 mais tentative d'estimer z_{frac} . Le paramètre z_{frac} atteint la limite inférieure de 0. Nous nous concentrons donc sur le modèle de base A0, qui a z_{frac} fixé à 0,4 comme dans Gertseva et al. (2021). Nous échantillonnons cependant du modèle A1 avec MCMC comme décrit dans la Section 3.3.2 et l'Annexe E.
- **A2** : Longueur-à-âge spécifiée avec la courbe de croissance estimée dans l'évaluation américaine (Gertseva et al. 2021).
- **A3** : Maturité à âge plus tardive, spécifiée par l'ogive de McFarlane and Beamish (1987).
- **A4** : Utilise à la fois la courbe de croissance américaine et l'ogive de maturité plus tardive.
- **A14** : Assume les taux de mortalité de rejet faibles décrits dans la Section 2.1.
- **A5** : Assume les taux de mortalité de rejet élevés décrits dans la Section 2.1.
- **A15** : Assume 100 % de mortalité de rejet pour investiguer la sensibilité au taux de mortalité de rejet assumé. Nous excluons subséquemment ce scénario des calculs de point de référence parce que nous le jugeons moins plausible que les autres scénarios de taux de rejet.
- **A6** : Ajusté seulement à l'indice IPHC et à la CPUE de prise accessoire de pêcherie. Ces indices ont été groupés ensemble puisqu'ils décrivent un déclin constant dans la population au fil du temps.
- **A7** : Ajusté seulement à l'indice synoptique.

- **A8** : Ajusté seulement à l'indice HBLL extérieur. Ce modèle avait des problèmes de convergence que nous n'avons pas pu résoudre (l'enquête HBLL extérieure manque de données de composition en longueur et a un déclin plus prononcé que les autres indices) ; il n'est donc pas montré.
- **A13** : Estime un terme d'erreur supplémentaire sur l'indice de l'enquête IPHC. Cet indice avait les plus petites erreurs-types, était le plus influent dans la vraisemblance du modèle de base, et a un déclin moins prononcé que les deux autres enquêtes modernes majeures. Nous avons donc essayé d'estimer une erreur supplémentaire sur cet indice pour le sous-pondérer. Nous n'avons pas pu ajuster avec succès un modèle avec erreur supplémentaire estimée sur tous les indices d'enquête.
- **A9** : Fixe la mortalité naturelle à une valeur plus basse de 0,057, qui est basée sur un âge maximal d'environ 95 ans de la Figure 7 dans McFarlane and King (2009) et l'approche de Hamel and Cope (2022) : $5,4/95 = 0,057$. Environ 95 ans était l'âge maximal quand la différence absolue maximale d'erreur entre lecteurs observée était ajoutée.
- **A10** : Fixe la mortalité naturelle à une valeur plus élevée de 0,074, qui est basée sur un âge maximal de 73 ans des échantillons utilisés pour ajuster les courbes de croissance dans cette évaluation et l'approche de Hamel and Cope (2022) : $5,4/73 = 0,074$.
- **A11** : Assume un stock de productivité plus faible : fixe $z_{\text{frac}} = 0,2$ et $\beta = 0,6$. C'est le scénario de productivité plus faible exploré dans Gertseva et al. (2021).
- **A12** : Assume un stock de productivité plus élevée : fixe $z_{\text{frac}} = 0,6$ et $\beta = 2$. C'est le scénario de productivité plus élevée exploré dans Gertseva et al. (2021).

Les noms de modèles avec le préfixe «B» dénotent une mortalité naturelle variant dans le temps. Plusieurs modèles ont été ajustés dans une tentative d'attribuer la diminution récente des indices à des changements dans la mortalité non-liée à la pêche :

- **B1** : Estime une augmentation de la mortalité naturelle commençant en 1990 environ quand l'abondance du lion de mer de Steller a commencé à augmenter exponentiellement en C.-B., revenant finalement aux niveaux historiques (MPO 2021, 2023, Olesiuk 2018). L'augmentation de M est linéaire année après année. Un seul paramètre supplémentaire représentant la pente de l'augmentation est estimé.
- **B2** : Estime une augmentation de la mortalité naturelle commençant en 2010 comme un changement par étapes. Un seul paramètre supplémentaire, un facteur multiplicatif sur la valeur de mortalité de base, est estimé. Cette année de début a été choisie pour tester si les changements dans la mortalité naturelle pouvaient expliquer les déclins prononcés commençant autour de 2010 dans l'enquête au chalut synoptique.
- **B3** : Estime une augmentation de la mortalité naturelle commençant en 2005 comme un changement par étapes. Un seul paramètre supplémentaire est estimé comme un effet multiplicatif. Cette année de début a été choisie pour s'aligner approximativement avec la période de déclin le plus prononcé dans l'enquête à la palangre HBLL extérieure.
- **B4** : Même que B1, mais la mortalité naturelle avant 1990 est 0,057 (au lieu de 0,065).
- **B5** : Même que B2, mais la mortalité naturelle avant 1990 est 0,057 (au lieu de 0,065).

Bien que nous n'explorions que la M variant dans le temps dans cette évaluation, Taylor and Gallucci (2009) a observé une augmentation de la croissance vers de plus petites tailles, ainsi qu'un déclin de l'âge de maturation et une augmentation de la taille moyenne de portée, qui

était le plus prononcé entre les années 40 et 70. Les futures versions de l'évaluation pourraient considérer permettre une croissance variant dans le temps.

3.3.2. MCMC

Après avoir ajusté les modèles en minimisant le logarithme négatif de la loi a posteriori, un sous-ensemble de modèles a été échantillonné avec la méthode MCMC (Monte Carlo par chaîne de Markov) bayésienne à des fins de diagnostic général, par exemple, pour détecter une sur-paramétrisation. Nous avons utilisé l'algorithme d'échantillonnage sans demi-tour (NUTS) (Hoffman and Gelman 2014) du package R *adnuts* (Monnahan and Kristensen 2018). Nous avons échantillonné avec 800 itérations sur chacune des 4 chaînes avec une période d'échauffement de 300 itérations par chaîne. Nous avons procédé avec la méthode MCMC pour les modèles A1 (notre modèle de base avec un paramètre estimé z_{frac}) et B2.

*Table 3. Paramètres rapportés par SS3 pour le modèle A0, incluant le nom du paramètre dans le fichier de rapport, la valeur et l'erreur standard (si estimée) calculée en inversant la matrice hessienne. Les paramètres biologiques masculins sont paramétrés comme des décalages par rapport au paramètre féminin dans l'espace logarithmique. Par exemple, la valeur de mortalité naturelle masculine y est égale au paramètre féminin x , le décalage dans les fichiers de contrôle et de rapport devrait être $\log(y/x) = 0$. Les paramètres étiquetés comme *Mult* agissent comme des multiplicateurs reliant les captures mortes aux captures observées. C'est-à-dire, ils sont l'inverse des taux de mortalité par rejet du Tableau 1.*

Paramètre	Estimé ?	Valeur	Erreur standard	Description
NatM_uniform_Fem_GP_1	Fixe	0.065	NA	Mortalité naturelle féminine, dérivée de la littérature
L_at_Amin_Fem_GP_1	Fixe	28.400	NA	Longueur moyenne féminine à l'âge 0, estimée à partir des données
L_at_Amax_Fem_GP_1	Fixe	90.870	NA	Longueur moyenne féminine à l'âge 40, estimée à partir des données
VonBert_K_Fem_GP_1	Fixe	0.058	NA	Paramètre K de von Bertalanffy féminin, estimé à partir des données
CV_young_Fem_GP_1	Fixe	0.250	NA	Variabilité féminine de la longueur à l'âge 0, estimée à partir des données
CV_old_Fem_GP_1	Fixe	0.075	NA	Variabilité féminine de la longueur à l'âge 40, estimée à partir des données
Wtlen_1_Fem_GP_1	Fixe	0.000	NA	Scalaire longueur-poids féminin (a), estimé à partir des données
Wtlen_2_Fem_GP_1	Fixe	3.190	NA	Exposant longueur-poids féminin (b), estimé à partir des données
Mat50Mat_slope_Fem_GP_1	Fixe	-0.168	NA	Non utilisé - maturité féminine à l'âge (de la littérature) directement spécifiée dans le fichier de contrôle
Eggs_intercept_Fem_GP_1	Fixe	-9.960	NA	Terme d'ordonnée à l'origine de la fécondité féminine, de la littérature
Eggs_slope_len_Fem_GP_1	Fixe	0.176	NA	Terme de pente de la fécondité féminine, de la littérature
NatM_uniform_Mal_GP_1	Fixe	0.000	NA	Décalage masculin pour la mortalité naturelle, dérivé de la littérature
L_at_Amin_Mal_GP_1	Fixe	-0.039	NA	Décalage masculin pour la longueur moyenne à l'âge 0, estimé à partir des données
L_at_Amax_Mal_GP_1	Fixe	-0.093	NA	Décalage masculin pour la longueur moyenne à l'âge 40, estimé à partir des données
VonBert_K_Mal_GP_1	Fixe	0.428	NA	Décalage masculin pour le paramètre K de von Bertalanffy, estimé à partir des données

Paramètre	Estimé ?	Valeur	Erreur standard	Description
CV_young_Mal_GP_1	Fixe	0.000	NA	Décalage masculin pour la variabilité de la longueur à l'âge 0, estimé à partir des données
CV_old_Mal_GP_1	Fixe	0.287	NA	Décalage masculin pour la variabilité de la longueur à l'âge 40, estimé à partir des données
Wtlen_1_Mal_GP_1	Fixe	0.000	NA	Scalaire longueur-poids masculin (a), estimé à partir des données
Wtlen_2_Mal_GP_1	Fixe	3.030	NA	Exposant longueur-poids masculin (b), estimé à partir des données
CohortGrowDev	Fixe	1.000	NA	Paramètre SS3 interne
Catch_Mult : _1_Bottom_Trawl_Landings	Fixe	1.000	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _2_Bottom_Trawl_Discards	Fixe	2.703	NA	Multiplicateur de captures - tient compte de la mortalité par rejet
Catch_Mult : _3_MidwaterTrawl	Fixe	1.000	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _4_HookLine_Landings	Fixe	1.000	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _5_HookLine_Discards	Fixe	3.704	NA	Multiplicateur de captures - tient compte de la mortalité par rejet
Catch_Mult : _6_IPHC	Fixe	3.704	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _7_HBLL	Fixe	3.704	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _8_SYN	Fixe	2.703	NA	Multiplicateur de captures
Catch_Mult : _9_iRec	Fixe	10.000	NA	Multiplicateur de captures - tient compte de la mortalité par rejet
Catch_Mult : _10_Salmon_Bycatch	Fixe	1.235	NA	Multiplicateur de captures - tient compte de la mortalité par rejet
FracFemale_GP_1	Fixe	0.500	NA	Proportion du recrutement qui est féminine
SR_LN(R0)	Oui	9.386	0.031	Recrutement non pêché
SR_surv_zfrac	Fixe	0.400	NA	Paramètre de productivité stock-recrutement
SR_surv_Beta	Fixe	1.000	NA	Paramètre bêta stock-recrutement
SR_sigmaR	Fixe	0.400	NA	Non utilisé - pas de déviations de recrutement
SR_regime	Fixe	0.000	NA	Non utilisé
SR_autocorr	Fixe	0.000	NA	Non utilisé
LnQ_base_IPHC(6)	Fixe	-1.380	NA	Non utilisé - capturabilité d'indice calculée en interne
LnQ_base_HBLL(7)	Fixe	1.011	NA	Non utilisé - capturabilité d'indice calculée en interne
LnQ_base_SYN(8)	Fixe	-9.721	NA	Non utilisé - capturabilité d'indice calculée en interne
LnQ_base_HS_MSA(11)	Fixe	-2.366	NA	Non utilisé - capturabilité d'indice calculée en interne
LnQ_base_Bottom_Trawl_CPUE(12)	Fixe	4.282	NA	Non utilisé - capturabilité d'indice calculée en interne
Size_DbIN_peak_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	110.127	1.904	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_Bottom_Trawl_Landings(1)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	5.479	0.178	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_Bottom_Trawl_Landings(1)	Fixe	15.000	NA	Non utilisé, sélectivité à sommet plat
Size_DbIN_start_logit_Bottom_Trawl_Landings(1)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_Bottom_Trawl_Landings(1)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	-4.538	10.952	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	0.912	0.291	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	-11.800	0.300	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_Bottom_Trawl_Landings(1)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_Bottom_Trawl_Landings(1)	Oui	0.037	0.028	Paramètre de sélectivité A^{Male}
Size_DbIN_peak_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	50.608	2.042	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_Bottom_Trawl_Discards(2)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	4.473	0.263	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	6.422	0.180	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, dsc}}$

Paramètre	Estimé ?	Valeur	Erreur standard	Description
Size_DbIN_start_logit_Bottom_Trawl_Discards(2)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_Bottom_Trawl_Discards(2)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	6.953	2.719	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	0.489	0.278	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	-0.820	0.230	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_Bottom_Trawl_Discards(2)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_Bottom_Trawl_Discards(2)	Oui	0.560	0.125	Paramètre de sélectivité A^{Male}
Size_DbIN_peak_MidwaterTrawl(3)	Oui	55.157	1.085	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_MidwaterTrawl(3)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_MidwaterTrawl(3)	Oui	4.797	0.178	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_MidwaterTrawl(3)	Oui	4.884	0.165	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, dsc}}$
Size_DbIN_start_logit_MidwaterTrawl(3)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_MidwaterTrawl(3)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_MidwaterTrawl(3)	Oui	-2.308	1.694	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_MidwaterTrawl(3)	Oui	-0.279	0.243	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_MidwaterTrawl(3)	Oui	1.835	0.202	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_MidwaterTrawl(3)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_MidwaterTrawl(3)	Oui	0.703	0.076	Paramètre de sélectivité A^{Male}
Size_DbIN_peak_HookLine_Landings(4)	Oui	105.892	1.457	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_HookLine_Landings(4)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_HookLine_Landings(4)	Oui	4.651	0.201	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_HookLine_Landings(4)	Fixe	15.000	NA	Non utilisé, sélectivité à sommet plat
Size_DbIN_start_logit_HookLine_Landings(4)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_HookLine_Landings(4)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_HookLine_Landings(4)	Oui	-16.040	2.304	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_HookLine_Landings(4)	Oui	-0.107	0.271	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_HookLine_Landings(4)	Oui	-13.211	0.299	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_HookLine_Landings(4)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_HookLine_Landings(4)	Oui	0.028	0.007	Paramètre de sélectivité A^{Male}
Size_DbIN_peak_IPHC(6)	Oui	164.417	8.677	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_IPHC(6)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_IPHC(6)	Oui	7.129	0.112	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_IPHC(6)	Fixe	15.000	NA	Non utilisé, sélectivité à sommet plat
Size_DbIN_start_logit_IPHC(6)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_IPHC(6)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_IPHC(6)	Oui	-85.317	8.624	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_IPHC(6)	Oui	-1.922	0.179	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_IPHC(6)	Oui	-11.351	0.226	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_IPHC(6)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_IPHC(6)	Oui	0.005	0.003	Paramètre de sélectivité A^{Male}
Size_DbIN_peak_SYN(8)	Oui	63.738	1.102	Paramètre de sélectivité μ^{Female}
Size_DbIN_top_logit_SYN(8)	Fixe	-10.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_ascend_se_SYN(8)	Oui	5.305	0.136	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Female, asc}}$
Size_DbIN_descend_se_SYN(8)	Oui	6.739	0.180	Non utilisé, sélectivité à sommet plat
Size_DbIN_start_logit_SYN(8)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
Size_DbIN_end_logit_SYN(8)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Peak_SYN(8)	Oui	18.592	1.099	Paramètre de sélectivité μ^{Male}
SzSel_Male_Ascend_SYN(8)	Oui	1.466	0.150	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, asc}}$
SzSel_Male_Descend_SYN(8)	Oui	-10.383	0.301	Paramètre de sélectivité $\Delta^{\text{Male, dsc}}$
SzSel_Male_Final_SYN(8)	Fixe	-999.000	NA	Non utilisé
SzSel_Male_Scale_SYN(8)	Oui	0.921	0.070	Paramètre de sélectivité A^{Male}

Table 4. Résumé des équations du modèle SS3 pour l'aiguillat commun externe. Les variables $a = 0, 1, \dots, A$ ($A = 70$) indexent l'âge, $y = 1937, 1938, \dots, 2023$ indexent l'année, f indexe la pêcherie, i indexe l'enquête, $s = 1, 2$ indexe le sexe (1 = femelles, 2 = mâles), j indexe la classe de taille, ℓ_j est la longueur correspondante, L_a est la longueur moyenne à l'âge a , σ_a est la variabilité de la longueur selon l'âge, $g(\cdot)$ est la fonction de densité de probabilité cumulative normale, f_ℓ est la fécondité féminine à la longueur, m_a est la maturité féminine à l'âge, $w_{a,s}$ est le poids à l'âge, et R_0 est le recrutement non exploité.

Variable	Équation	Numéro
Clé longueur-âge	$P(\ell_j a)_s = \begin{cases} g(\ell_j; L_a, \sigma_a) & j = 1 \\ g(\ell_j; L_a, \sigma_a) - g(\ell_{j-1}; L_a, \sigma_a) & j = 2, \dots, J - 1 \\ 1 - g(\ell_j; L_a, \sigma_a) & j = J \end{cases}$	1
Fécondité selon l'âge	$f_a = \sum_j f_\ell \times P(\ell_j a)_{s=1}$	2
Survie non exploitée (équilibre)	$l_a = \begin{cases} \exp(-Ma) & a = 0, 1, \dots, A - 1 \\ \exp(-Ma)/(1 - \exp(-M)) & a = A \end{cases}$	3
Production de frai	$S_y = \sum_a N_{y,a,s=1} m_a f_a$	4
Recrutement	$R_y = S_y \times \exp\left(-z_0 + (z_0 - z_{\min}) \left(1 - \frac{S_y}{S_0}\right)^\beta\right)$	5
Production de frai non exploitée par recrue	$\phi_0 = 0.5 \sum_a l_a m_a w_a$	6
Sélectivité féminine selon la longueur	$v_{\ell,f,s=1} = \begin{cases} \exp\left(\frac{-(\ell - \mu^{\text{Femelle}})^2}{\exp(\Delta^{\text{Femelle,asc}})}\right) & \ell \leq \mu^{\text{Femelle}} \\ \exp\left(\frac{-(\ell - \mu^{\text{Femelle}})^2}{\exp(\Delta^{\text{Femelle,dsc}})}\right) & \text{sinon} \end{cases}$	7
Sélectivité masculine selon la longueur	$v_{\ell,f,s=2} = A_f^{\text{Mle}} \times \begin{cases} \exp\left(\frac{-(\ell - [\mu_f^{\text{Femelle}} + \mu_f^{\text{Mle}}])^2}{\exp(\Delta_f^{\text{Femelle,asc}} + \Delta_f^{\text{Mle,asc}})}\right) & \ell \leq \mu_f^{\text{Femelle}} + \mu_f^{\text{Mle}} \\ \exp\left(\frac{-(\ell - \mu_f^{\text{Femelle}})^2}{\exp(\Delta_f^{\text{Femelle,dsc}} + \Delta_f^{\text{Mle,dsc}})}\right) & \text{sinon} \end{cases}$	8
Sélectivité selon l'âge	$v_{a,f,s} = \sum_\ell s_{\ell,f,s} \times P(\ell a)_s$	9
Mortalité par pêche	$F_{y,a,s} = \sum_f v_{a,f,s} F_{y,f}$	10
Mortalité totale	$Z_{y,a,s} = F_{y,a,s} + M$	11
Abondance initiale du stock (en 1937)	$N_{y,a,s} = 0.5 R_0 l_a$	12
Abondance du stock	$N_{y,a,s} = \begin{cases} 0.5 R_y & a = 0 \\ N_{y-1,a-1,s} \exp(-Z_{y-1,a-1,s}) & a = 1, 2, \dots, A - 1 \\ N_{y-1,a-1,s} \exp(-Z_{y-1,a-1,s}) + N_{y-1,A,s} \exp(-Z_{y-1,A,s}) & a = A \end{cases}$	13

Variable	Équation	Numéro
Capture de pêche selon l'âge (abondance)	$C_{y,a,f,s} = v_{a,f,s} F_{y,f} N_{y,a,s} (1 - \exp(-Z_{y,a,s})) / Z_{y,a,s}$	14
Capture totale de pêche (abondance)	$Y_{y,f}^N = \sum_s \sum_a C_{y,a,f,s}$	15
Capture totale de pêche (poids)	$Y_{y,f}^W = \sum_s \sum_a C_{y,a,f,s} w_{a,s}$	16
Capture de pêche selon la longueur	$C_{y,\ell,f,s} = \sum_a C_{y,a,f,s} P(\ell a)_s$	17
Proportion annuelle de capture selon la longueur	$p_{y,\ell,f,s} = C_{y,\ell,f,s} / \sum_s \sum_\ell C_{y,\ell,f,s}$	18
Indice (unités d'abondance)	$I_{y,i}^N = q_i^N \sum_s \sum_a N_{y,a,s} v_{a,i,s}$	19
Indice (unités de poids)	$I_{y,i}^W = q_i^W \sum_s \sum_a N_{y,a,s} v_{a,i,s} w_{a,s}$	20

Table 5. Résumé des équations de vraisemblance et de probabilité a priori de SS3. Les variables a indexent l'âge, y indexe l'année, f indexe la pêche, i indexe l'enquête, s indexe le sexe, k indexe les paramètres de sélectivité. m est la moyenne a priori, SD est l'écart-type a priori, I est l'indice observé, N est la taille d'échantillon de la composition en longueur, p est la proportion par longueur et sexe, A^{Mle} est la sélectivité apicale masculine, x est le paramètre de sélectivité estimé. Pour la distribution bêta, $\alpha = (1 - m)(\frac{m(1-m)}{\text{SD}^2} - 1)$ et $\beta = m(\frac{m(1-m)}{\text{SD}^2} - 1)$. Soit $\mathcal{K} = \{\mu^{\text{Femelle}}, \mu^{\text{Mle}}, \Delta^{\text{Femelle,asc}}, \Delta^{\text{Femelle,dsc}}, \Delta^{\text{Mle,asc}}, \Delta^{\text{Mle,dsc}}\}$ l'ensemble des paramètres de sélectivité, excluant A . Le symbole circonflexe dénote une estimation.

Composante	Distribution	Équation	Numéro
Vraisemblance de l'indice	Lognormale	$\mathcal{L}_1 = - \sum_i \sum_y 0.5 \left(\frac{\log(I_{y,i}/\hat{I}_{y,i})}{\sigma_{y,i}^I} \right)^2$	1
Vraisemblance de la composition en longueur de la pêche	Multinomiale	$\mathcal{L}_2 = \sum_y \sum_f \sum_\ell \sum_s N_{y,f} p_{y,\ell,f,s} \log(\hat{p}_{y,\ell,f,s})$	2
A priori, z_{frac}	Bêta	$\mathcal{P}_{z\text{frac}} = (1 - \beta_z) \log(z_{\text{frac}}) + (1 - \alpha_z) \log(z_{\text{frac}})$	3
A priori, paramètre de sélectivité A^{Mle}	Bêta	$\mathcal{P}_A = \sum_f ((1 - \beta_{A_f}) \log(A_f) + (1 - \alpha_{A_f}) \log(A_f))$	4
A priori, autres paramètres de sélectivité	Normale	$\mathcal{P}_{\mathcal{K}} = - \sum_f \sum_k 0.5 \left(\frac{\hat{x}_{k,f} - m_{k,f}}{\text{SD}_{k,f}} \right)^2$	5
Fonction log-postérieure	N/A	$f = \mathcal{L}_1 + \mathcal{L}_2 + \mathcal{P}_{z\text{frac}} + \mathcal{P}_A + \mathcal{P}_{\mathcal{K}}$	6

4. RÉSULTATS DU MODÈLE

4.1. MODÈLE DE BASE

Le modèle de base a estimé une forte diminution rapide de la production de frai de la population dans les années 1940 en raison de la pêcherie de vitamine A (Figures 19, 20). Dans les décennies suivantes, jusqu'au milieu des années 1970, la production de frai a augmenté puis a diminué à nouveau, quoique à un rythme plus lent, jusqu'en 2010. Depuis 2010, la production de frai est restée relativement constante à des niveaux faibles. Contrairement à la production de frai, la biomasse totale du stock a diminué progressivement à des taux différents depuis les années 1930 (Figure 21).

La biomasse totale (par exemple, Figure 21) ne révèle pas les effets retardés de la pêche sur la structure d'âge (Figure 22). Cependant, les effets retardés sur la structure d'âge sont facilement apparents—particulièrement pour les mâles—où la diminution du recrutement (âge zéro) se propage ensuite vers les classes d'âge plus élevées au fil du temps. C'est-à-dire que le manque de nouveau-nés pendant et peu après la pêcherie de vitamine A entraîne une cohorte à faible abondance qui progresse dans le temps (Figures 22, 23). La pêcherie de vitamine A a rapidement diminué l'abondance des femelles plus âgées (30+ ans) dans les années 1950, bien que l'abondance des poissons plus jeunes dans la population (âge 20) ait été moins impactée. Les jeunes cohortes qui étaient invulnérables à la pêcherie précoce ont reconstitué l'abondance des femelles plus âgées dans les années 1970-1980. Cependant, le faible recrutement pendant les années 1940 (en raison de moins de femelles âgées) a contribué à la seconde diminution des classes d'âge plus élevées dans les années récentes. Ceci peut également être illustré en exécutant le modèle à partir de 1950 avec les paramètres estimés mais avec les prises fixées à zéro et en examinant la production de frai (Berger 2019) (Figure 24).

La courbe de sélectivité des débarquements de chalut de fond a été estimée de telle sorte que la prise respective était composée principalement de grandes femelles (Figure 25). Lorsqu'elle est convertie en sélectivité selon l'âge, l'ogive de sélectivité était à droite de la courbe de maturité de base (Figures 26) et 27). D'autre part, la sélectivité des rejets de chalut de fond, ainsi que les rejets dans les autres flottilles de pêche et dans la flottille de chalut pélagique, était composée de poissons plus jeunes et immatures.

Le modèle s'est ajusté aux déclinis de certains indices d'abondance, qui reflètent les tendances du stock dans les décennies récentes, raisonnablement bien pour la CPUE de la pêcherie, l'enquête IPHC et l'enquête MSA AHS (Figure 28). Dans l'ensemble, ces indices montrent un déclin plus lent d'année en année que les autres indices d'abondance. Le modèle ne s'est pas bien ajusté aux indices de chalut de fond à longue ligne extérieur ou synoptique (Figure 28). L'indice HBLL avait un déclin marqué après 2014 tandis que la tendance dans l'indice d'enquête synoptique avait une concavité vers le bas dans les années 2010 qui n'était pas reproduite dans l'ajustement.

Le modèle semblait avoir des difficultés à estimer la sélectivité de l'enquête IPHC, car le point d'inflexion de l'ogive de sélectivité était supérieur à la plus grande classe de taille observée (Figure 25). Puisque la composition de taille dans l'enquête de chalut synoptique était plus petite que dans l'enquête IPHC, la sélectivité pour la première a été estimée comme étant en forme de dôme.

Les ajustements à la composition de longueur sont présentés dans les Figures 29–34. Les longueurs moyennes correspondantes calculées à partir des proportions observées et prédites

sont présentées dans la Figure 35. La longueur moyenne des rejets de chalut de fond était la plus erratique—possiblement en raison d'un échantillonnage opportuniste, tandis que la tendance dans les autres flottilles et enquêtes était plus cohérente dans le temps.

Les données de composition de longueur ne semblent pas informatives concernant l'épuisement du stock. Ceci peut être démontré par la composition de longueur prédite produite par le modèle en 1937, en conditions non exploitées, et dans les années les plus récentes de données (Figure 36). Malgré les estimations d'épuisement de moins de 0,4 pendant les années 2000, la forme de la composition de longueur, et les longueurs moyennes correspondantes, changent peu comparées à celles de 1937. En contraste, les données de composition d'âge seraient plus susceptibles de révéler une structure d'âge tronquée lorsque la population (et la survie) diminue. La composition de longueur est non informative ici probablement en raison du faible ratio M/K et de la forte variabilité dans la relation longueur-âge. Avec le faible ratio M/K , les poissons près de la longueur asymptotique sont composés de nombreuses classes d'âge, et les données de composition de longueur sont moins sensibles à la perte des poissons les plus âgés comparées à un stock avec un ratio M/K élevé (Hordyk et al. 2015).

La sélectivité effective est calculée annuellement à partir de la mortalité par pêche selon l'âge, avec $v_{y,a,s}^{\text{eff}} = F_{y,a,s} / \max_a F_{y,a,s}$, et montre la mortalité relative subie par classe d'âge pour tous les prélèvements de pêche. L'âge de sélectivité effective apicale a oscillé plusieurs fois (Figure 37). Alors que la sélectivité apicale était initialement sur les classes d'âge les plus élevées, l'âge de sélectivité apicale s'est déplacé vers les classes d'âge plus jeunes et immatures lorsque les prélèvements de pêche étaient principalement des rejets—par exemple, dans les années 1970 et 2020.

L'estimation du paramètre de productivité z_{frac} a atteint la limite inférieure de zéro dans le modèle A1, inférant qu'il n'y a pas de densité-dépendance dans la population, c'est-à-dire que la pente est de 0,2 et qu'il n'y a pas de points de référence basés sur le RMS. Le profil de vraisemblance a montré que l'estimation de z_{frac} était influencée par les indices d'abondance et la composition de longueur (Figure 38). À la lumière des faibles prises depuis les années 1980 (par rapport au début du 20^e siècle), le modèle estime que le stock doit être aussi improductif que possible pour produire les déclinés observés dans l'indice. Cependant, l'ajustement aux indices (Figure 39) et les courbes de sélectivité estimées (Figure 40) n'ont été que minimalement affectés par les changements de la valeur de z_{frac} dans le profilage de vraisemblance. Les analyses futures pourraient considérer un profil conjoint de z_{frac} et β .

Le profil z_{frac} est fortement influencé par la vraisemblance pour l'indice IPHC, qui a des écarts-types relativement petits de l'ordre de 0,05. Le profil a été répété dans un modèle qui a estimé un terme d'écart-type supplémentaire pour diminuer le poids de l'indice IPHC (modèle A13). Ce modèle a augmenté l'erreur de l'indice IPHC à environ 0,35 mais n'a pas changé substantiellement les résultats du profil (résultats non montrés).

Des hypothèses alternatives de z_{frac} affectent la taille de la population, avec des tailles de stock plus faibles impliquées par un z_{frac} plus élevé, bien que l'épuisement jusqu'en 2023 semble relativement robuste au paramètre de productivité (Figure 41). Lorsque ajusté sur la gamme de valeurs possibles du paramètre de productivité dans le modèle de base, la mortalité par pêche a dépassé F_{RMS} pour une grande partie de l'histoire du stock (Figure 41).

La courbe de rendement a été calculée avec le profil z_{frac} utilisant la sélectivité effective en 2023, reflétant les modèles d'exploitation actuels, où l'âge de sélectivité apicale est de 10 ans. La forme et l'asymétrie de la courbe de rendement ne semblent pas varier en fonction de z_{frac} (Figure 42), bien que la hauteur, c'est-à-dire le RMS, et la mortalité par pêche correspondante

(F_{RMS}) augmentent avec z_{frac} (Figure 43). La forme et l'asymétrie de la courbe de rendement ne semblent pas non plus varier en fonction du paramètre stock-recrutement β (Figure 44). Les lignes tracées aux points de référence provisoires de limite et supérieur du MPO de $0,4S/S_{\text{RMS}}$ et $0,8S/S_{\text{RMS}}$ (MPO 2009) s'alignent approximativement avec $0,2$ et $0,4 S/S_0$ sur les valeurs profilées de z_{frac} et β (Figures 42, 44).

La ligne de remplacement non exploitée, c'est-à-dire la survie des nouveau-nés, est $1/\phi_0 = 0,30$ et la pente maximale est de $0,66$. En comparaison, la survie impliquée par le taux de mortalité naturelle adulte est $\exp(-M) = 0,94$.

4.2. MODÈLES DE SENSIBILITÉ

4.2.1. Sensibilité aux hypothèses de croissance, maturité et mortalité des rejets

Le premier ensemble d'analyses de sensibilité a exploré des paramètres de croissance alternatifs, des paramètres de maturité et des taux de mortalité des rejets dans la pêcherie. Les estimations de production de frai et de biomasse étaient légèrement plus élevées avec soit la courbe de croissance américaine (comparée à la courbe de croissance de la C.-B.) ou l'hypothèse de taux de mortalité des rejets plus élevé (Figure 19–21). Avec l'ogive de maturité plus tardive, la production de frai est plus faible mais la biomasse est plus élevée qu'avec la maturité de base selon l'âge. Les estimations d'épuisement en 2023 ne diffèrent pas significativement entre ces modèles (Figure 20). Aucun changement significatif dans l'ajustement aux indices n'a été observé (Figure 28).

Il y avait des estimations erratiques de sélectivité pour les débarquements à la palangre lorsque la courbe de croissance américaine était utilisée (A2 et A4), où la flottille sélectionnait pour les petits poissons malgré la présence uniquement de poissons plus gros dans la composition de longueur (Figure 25). Ce comportement n'a pas pu être suffisamment abordé au moment de la rédaction. L'ajustement aux indices d'enquête et à la composition de longueur s'est amélioré dans le modèle A2 avec la courbe de croissance américaine comparé au modèle A0 avec la courbe de croissance de la C.-B. au détriment de l'ajustement aux données de composition de longueur de la palangre, basé sur une comparaison des valeurs de vraisemblance (valeurs non montrées). Les tentatives d'augmenter la composante de pondération de vraisemblance de la composition de longueur de la palangre ont amélioré l'ajustement et l'estimation de sélectivité, mais l'estimation du recrutement non exploité a atteint la limite supérieure. En conséquence, le ratio S/S_0 était effectivement un pour toutes les années, impliquant une population importante et non exploitée. Nous avons jugé cela implausible. Nous excluons ces modèles lors du calcul des points de référence dans la Section 5.

4.2.2. Sensibilité aux indices d'abondance inclus

Le deuxième ensemble d'analyses de sensibilité a exploré des hypothèses alternatives sur les tendances récentes du stock par indice. Le modèle de base s'ajustait le mieux au IPHC et à la CPUE de la pêcherie, car il y avait peu ou pas de différence dans l'ajustement de l'indice et les estimations de frai entre les modèles (A0) et (A6) (Figures 48, 49). Le modèle ne pouvait toujours pas s'ajuster à l'indice d'enquête synoptique même lorsqu'il était le seul indice dans le modèle (A6) (Figure 48). Ce comportement indiquait que la structure du modèle ne pouvait pas expliquer la tendance dans cet indice.

4.2.3. Sensibilité aux hypothèses concernant la mortalité naturelle

Le troisième ensemble d'analyses de sensibilité a exploré des hypothèses alternatives sur la mortalité naturelle. Comparé au modèle de base, une mortalité naturelle constante plus faible ou élevée de 0,05 ou 0,074 n'a pas changé significativement l'ajustement à l'indice ou la trajectoire historique du stock (Figures 51 et 52).

Les modèles avec un changement de mortalité naturelle ont estimé une augmentation à 0.13–0.16 d'ici 2023 (Figure 50). Par exemple, le modèle B2 a estimé une augmentation de la mortalité naturelle de 0,065 à 0.14. Les modèles avec un changement de M avaient un bien meilleur ajustement à l'indice synoptique comparé au modèle de base, ainsi que des ajustements raisonnablement bons à la CPUE de chalut de fond, l'indice IPHC et l'indice MSA AHS (Figure 51). Une courbure notable dans l'indice prédit s'est produite dans l'année du changement de M . Aucun modèle ne pouvait convenablement s'ajuster à l'indice HBLL extérieur (Figure 51).

Un M constant plus faible avait peu d'effet sur l'épuisement du stock (Figure 52). De gros impacts sur l'épuisement du stock ont été observés selon le moment du changement de M . Avec des augmentations de M en 2010 (B2 et B5), le stock a suivi une trajectoire similaire au modèle de base, mais était moins épuisé pour une grande partie du 20^e siècle, c'est-à-dire un S/S_0 plus élevé, jusqu'en 2010 quand une diminution importante s'est produite.

Les modèles avec des augmentations plus précoces de M vers 1990, c'est-à-dire dans les modèles B1 et B4, n'ont pas produit de tendances de stock plausibles, même si c'était quand les populations de pinnipèdes ont commencé à augmenter (Figure 52). Un comportement similaire a été observé dans le modèle B3 avec l'augmentation de M en 2005 (Figure 52). Dans ces modèles, le stock était estimé être légèrement pêché pendant la majeure partie du 20^e siècle et le seul déclin du stock s'est produit en raison de l'augmentation de M . Cette tendance n'est pas corroborée par les observations historiques de diminution de l'abondance d'aiguillat commun suivant des périodes de prises élevées. Ainsi, ces modèles n'ont pas été considérés crédibles.

4.2.4. Sensibilité aux hypothèses concernant la relation stock-recrutement

Le dernier ensemble d'analyses de sensibilité a exploré des hypothèses alternatives concernant la productivité dans la relation stock-recrutement. Les hypothèses alternatives d'un stock moins ou plus productif ajustent la forme de la courbe stock-recrutement mais principalement à l'extrémité supérieure de la courbe où les données n'étaient disponibles qu'au début de la série temporelle et quand aucun indice d'abondance n'était disponible (Figure 53). Les modèles alternatifs avaient peu d'impact sur l'ajustement aux indices d'abondance (Figure 54) et ont résulté en des niveaux similaires d'épuisement de frai à la fin de la série temporelle (Figure 55).

4.3. MODÈLES RÉTROSPECTIFS

Aucun modèle rétrospectif substantiel n'a été observé dans la production de frai du modèle de base lors du retrait jusqu'à 7 années de données (Figure 45). Il y avait un léger modèle rétrospectif à la fin de la série temporelle où les estimations de production de frai seraient décalées vers le bas à mesure que les données de chaque nouvelle année étaient ajoutées—ceci est probablement dû aux tendances d'enquête en forte baisse. Les modèles de mortalité naturelle variant dans le temps ont pu éliminer les modèles rétrospectifs courbés vers le haut (par exemple, Figure 47). C'est probablement parce qu'ils étaient mieux capables de capturer les déclins dans les indices d'abondance au cours des deux dernières décennies. Cependant, cet exemple de M variant dans le temps présente un léger biais rétrospectif dans la direction opposée au modèle

A0 où la dernière décennie de production de frai diminue légèrement moins fortement avec chaque année supplémentaire de données (Figure 47).

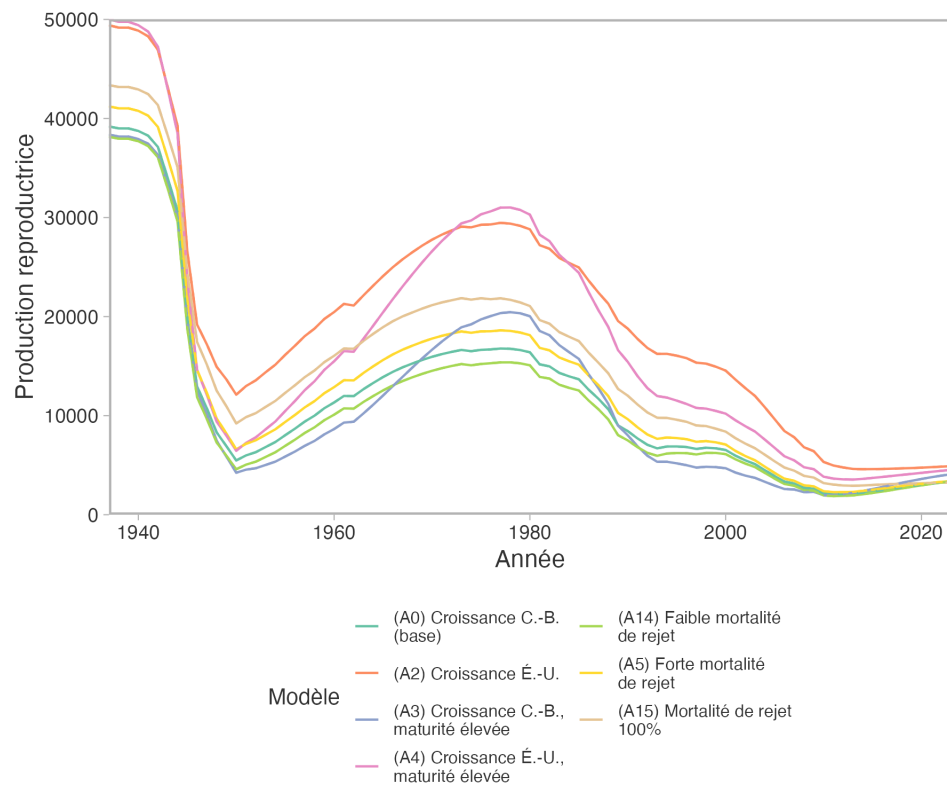


Figure 19. Estimations de la production de frai (production de petits) pour les aiguillats communs d'extérieur du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet.

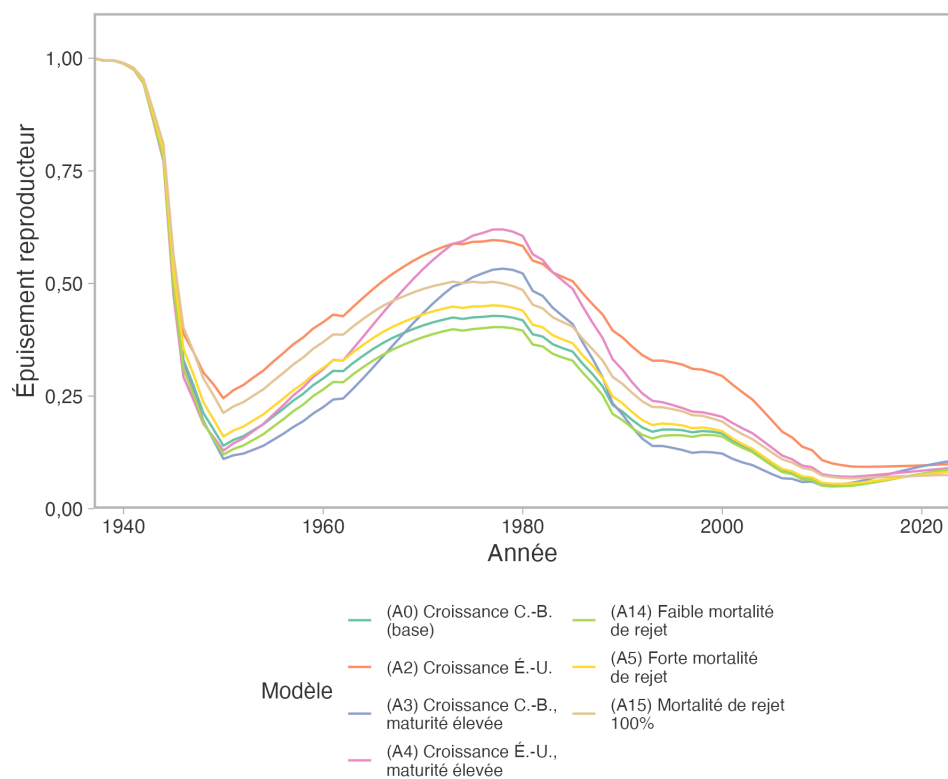


Figure 20. Estimations de l'épuisement de la population reproductrice (S/S_0) du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet.

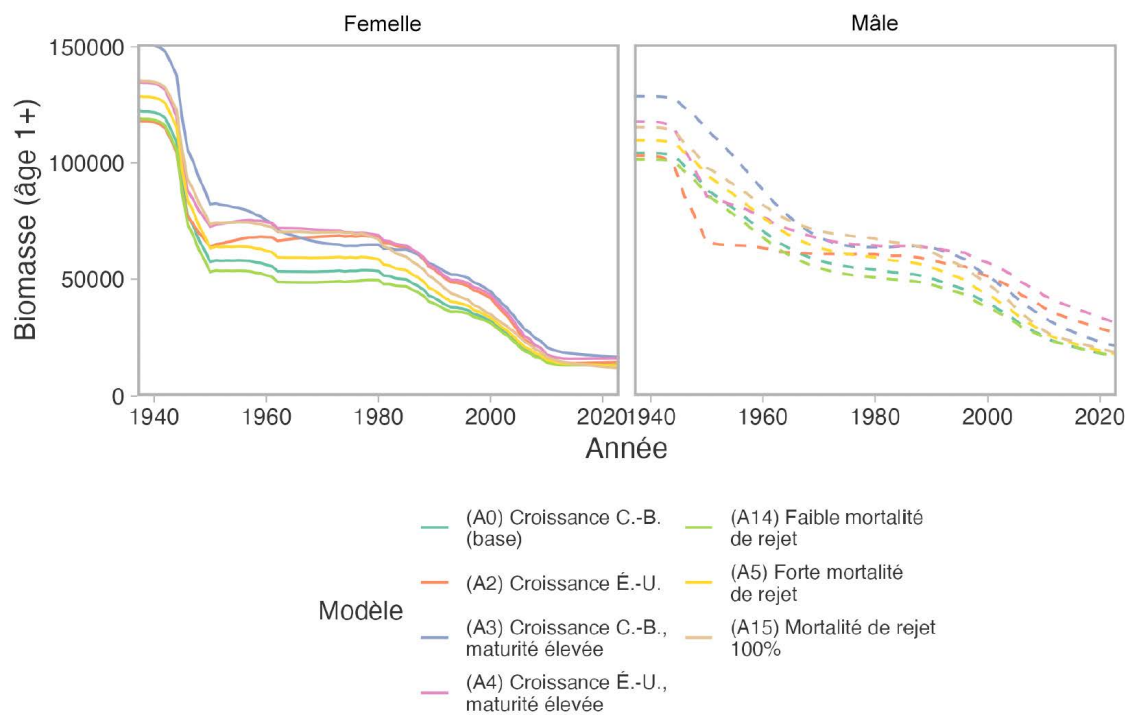


Figure 21. Estimations de la biomasse du stock par sexe du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet.

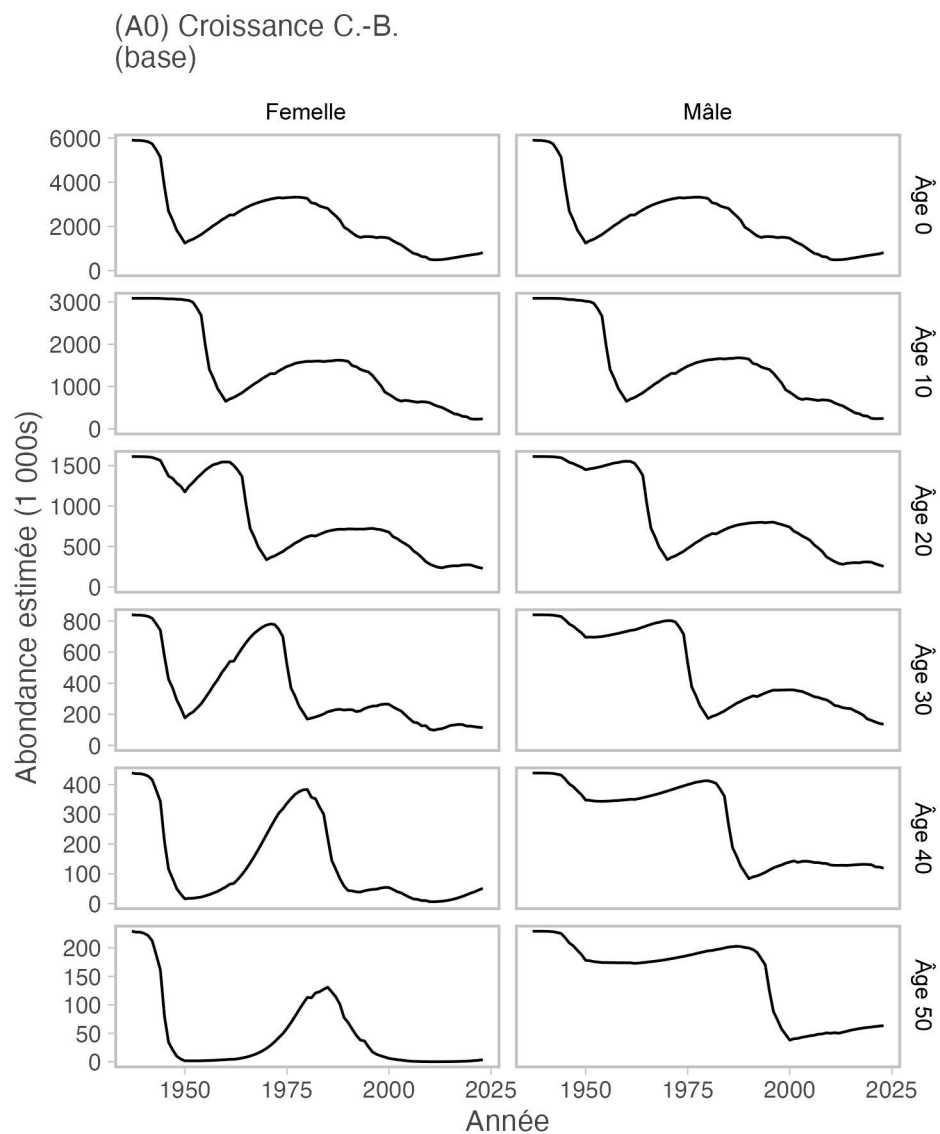


Figure 22. Estimations de l'abondance par âge pour six classes d'âge du modèle de base. Cette figure illustre les effets différés de la pêche sur la structure d'âge de la population.

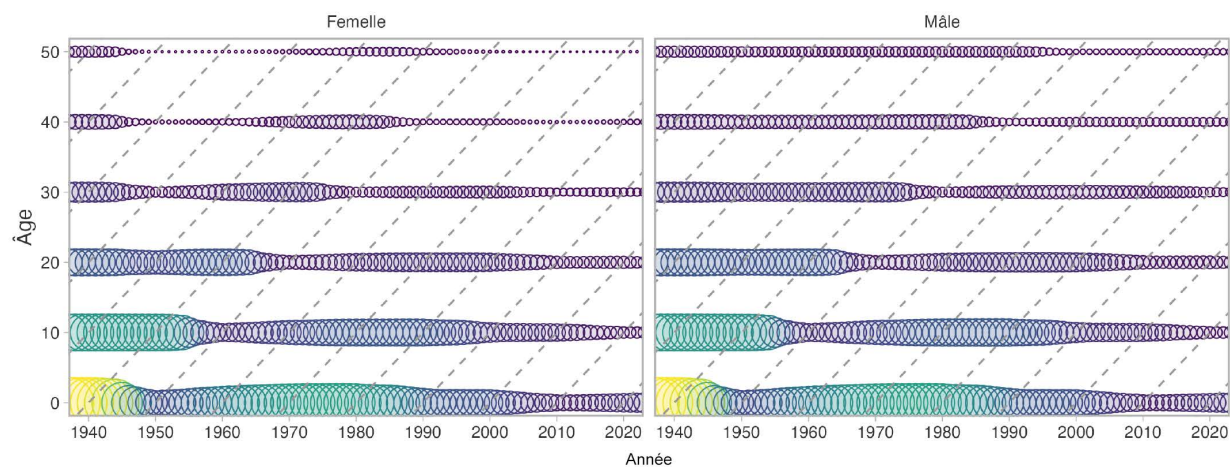


Figure 23. Estimations de l'abondance par âge pour six classes d'âge du modèle de base. Cette figure présente les mêmes données que la Figure 22 mais représentées sous forme de graphique en bulles où la superficie (et la couleur) des cercles reflète l'abondance estimée d'aiguillats communs pour un âge et une année donnés.

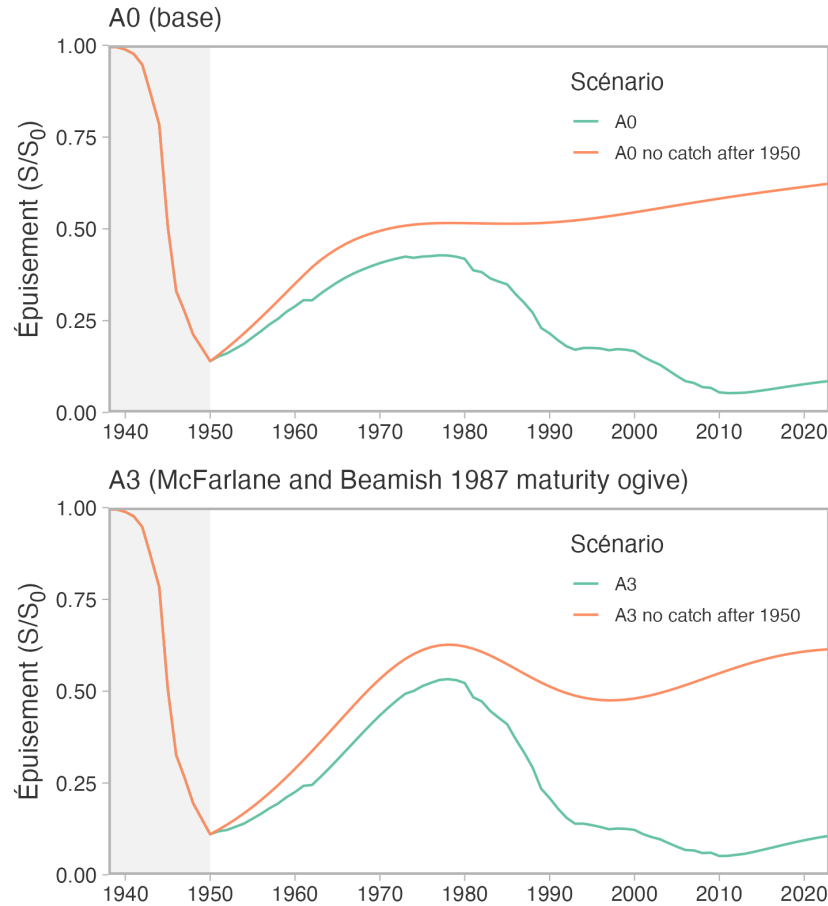


Figure 24. Visualisation de l'épuisement de la production de frai sous les modèles ajustés (vert) et les modèles projetés selon leur dynamique de population et les paramètres estimés sans retrait de captures après 1950 (orange). Cette approche du « B0 dynamique » (Berger 2019) illustre la trajectoire attendue du stock si la pêche avait cessé en 1950. L'absence de petits nés vers 1950 due à la pêche intensive des années 1940 entraîne une oscillation descendante dans les années 1980 à 1990. L'effet est plus fort dans le modèle A3 où l'ogive de maturité est plus abrupte.

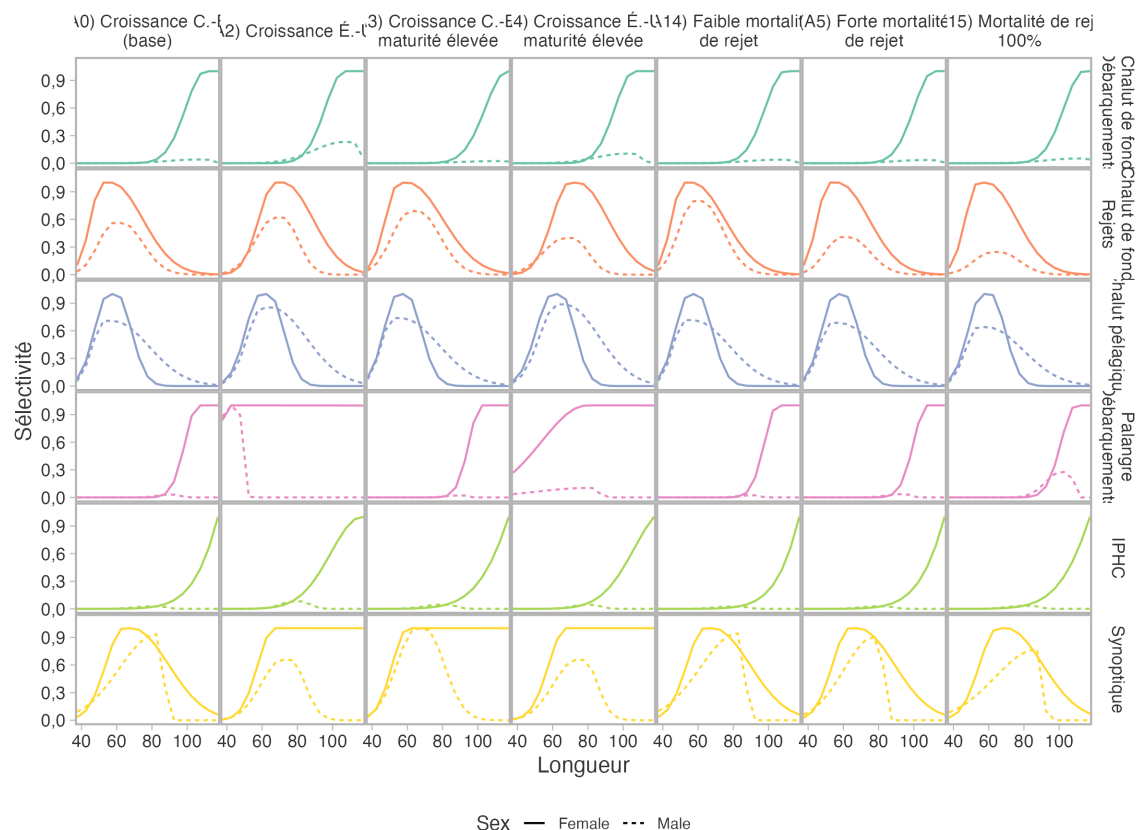


Figure 25. Estimations de la sélectivité selon la longueur par sexe pour les flottilles et les relevés avec des données de composition en longueur du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Pour les autres flottilles et relevés, la sélectivité a été mise en miroir avec l'une de ces ogives de sélectivité (voir la section Modélisation 3).

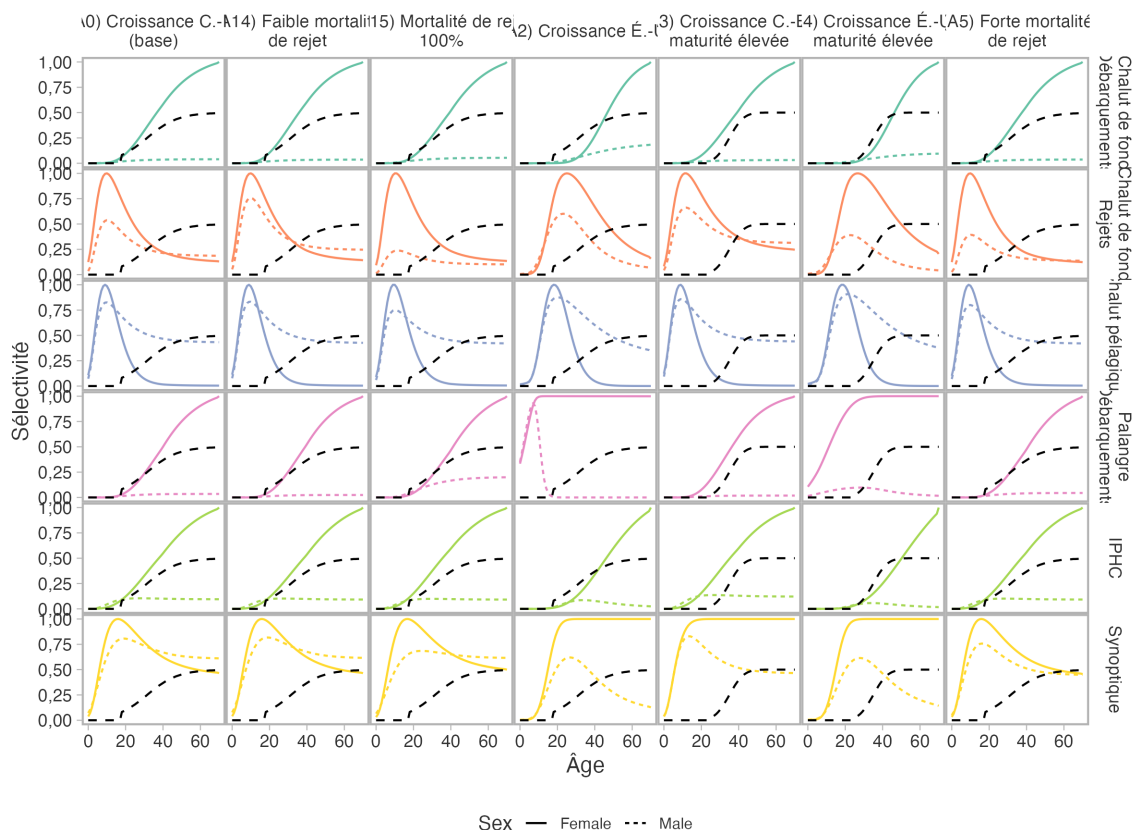


Figure 26. Estimations de la sélectivité selon l'âge par sexe pour les flottilles et les relevés avec des données de composition en longueur du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Pour les autres flottilles et relevés, la sélectivité a été mise en miroir avec l'une de ces ogives de sélectivité (voir la section Modélisation 3). La sélectivité selon l'âge est convertie de la sélectivité selon la longueur (Figure 25) en utilisant la courbe de croissance dans le modèle. Pour les flottilles avec une valeur apicale inférieure à un, la mortalité par pêche apicale spécifique à l'année doit être calculée à partir du vecteur F -selon-l'âge. La ligne noire pointillée indique l'ogive de maturité femelle selon l'âge. La proportion maximale de maturité est de 0,5 pour tenir compte d'une période de gestation de deux ans, de sorte que la moitié de la population mature se reproduit annuellement.

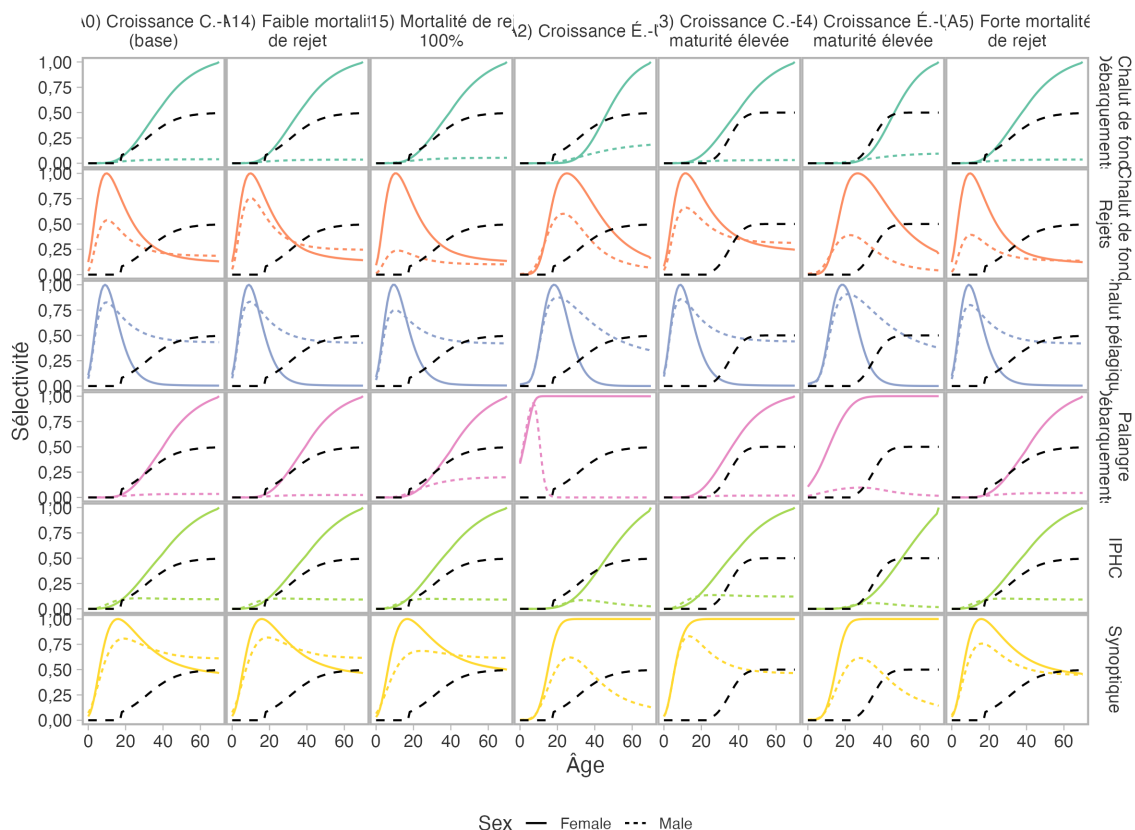


Figure 27. Estimations de la sélectivité selon l'âge remises à l'échelle où la valeur apicale pour les femelles est de 1. La ligne noire pointillée indique l'ogive de maturité femelle selon l'âge. La proportion maximale de maturité est de 0,5 pour tenir compte d'une période de gestation de deux ans, de sorte que la moitié de la population mature se reproduit annuellement.

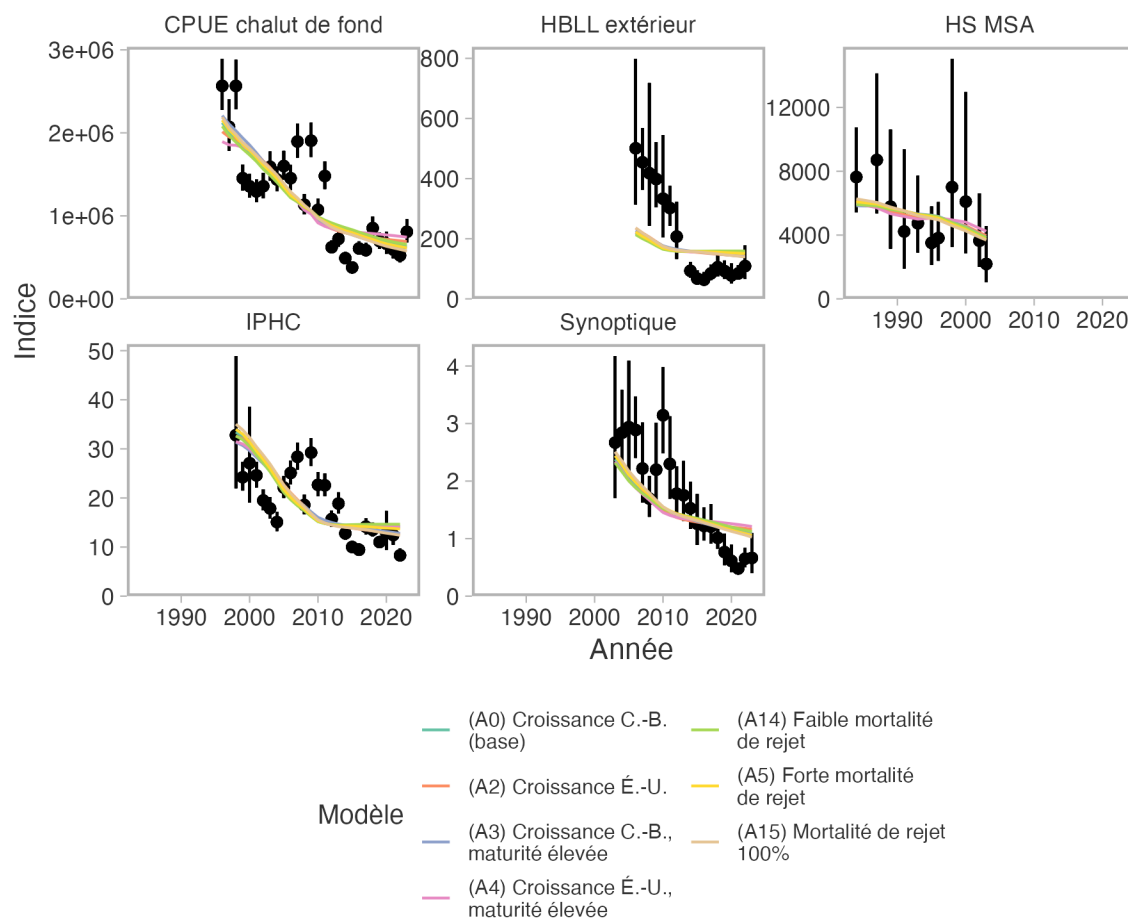


Figure 28. Indices d'abondance observés (points noirs avec intervalles de confiance à 95%) et valeurs prédites (lignes colorées) du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet.

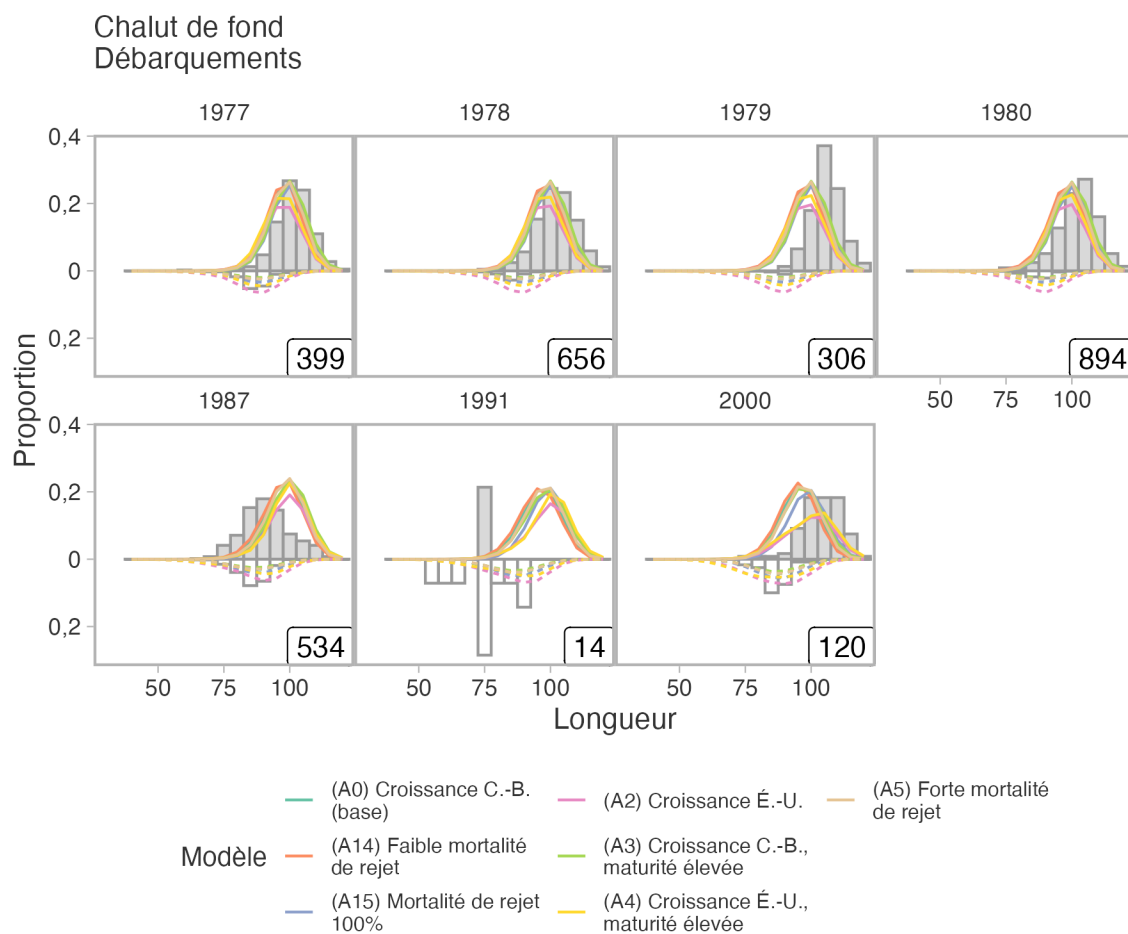


Figure 29. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour les débarquements de chalut de fond du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les nombres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont pondérés à la baisse dans la vraisemblance.

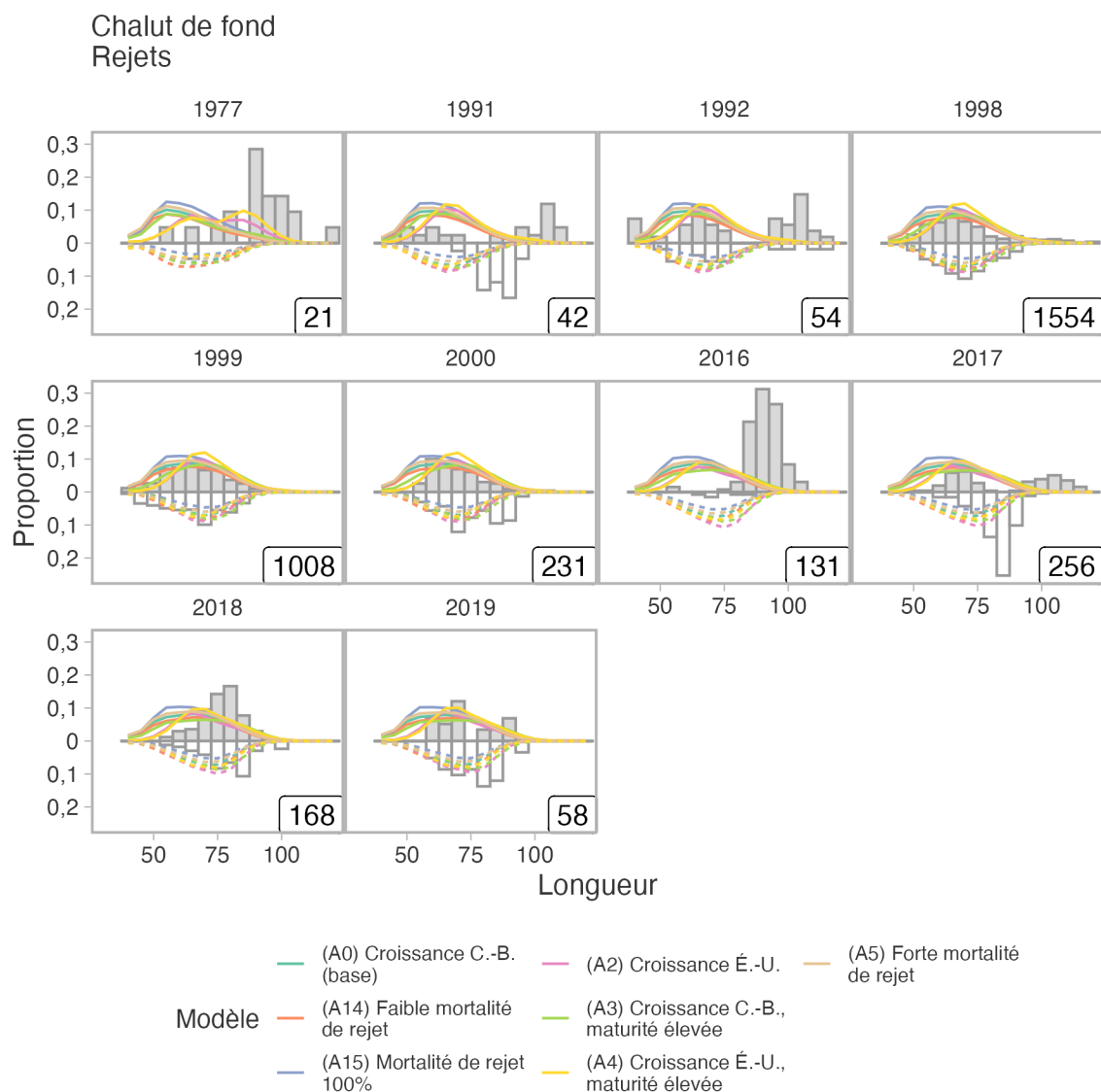


Figure 30. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour les rejets de chalut de fond du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les nombres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont pondérés à la baisse dans la vraisemblance.

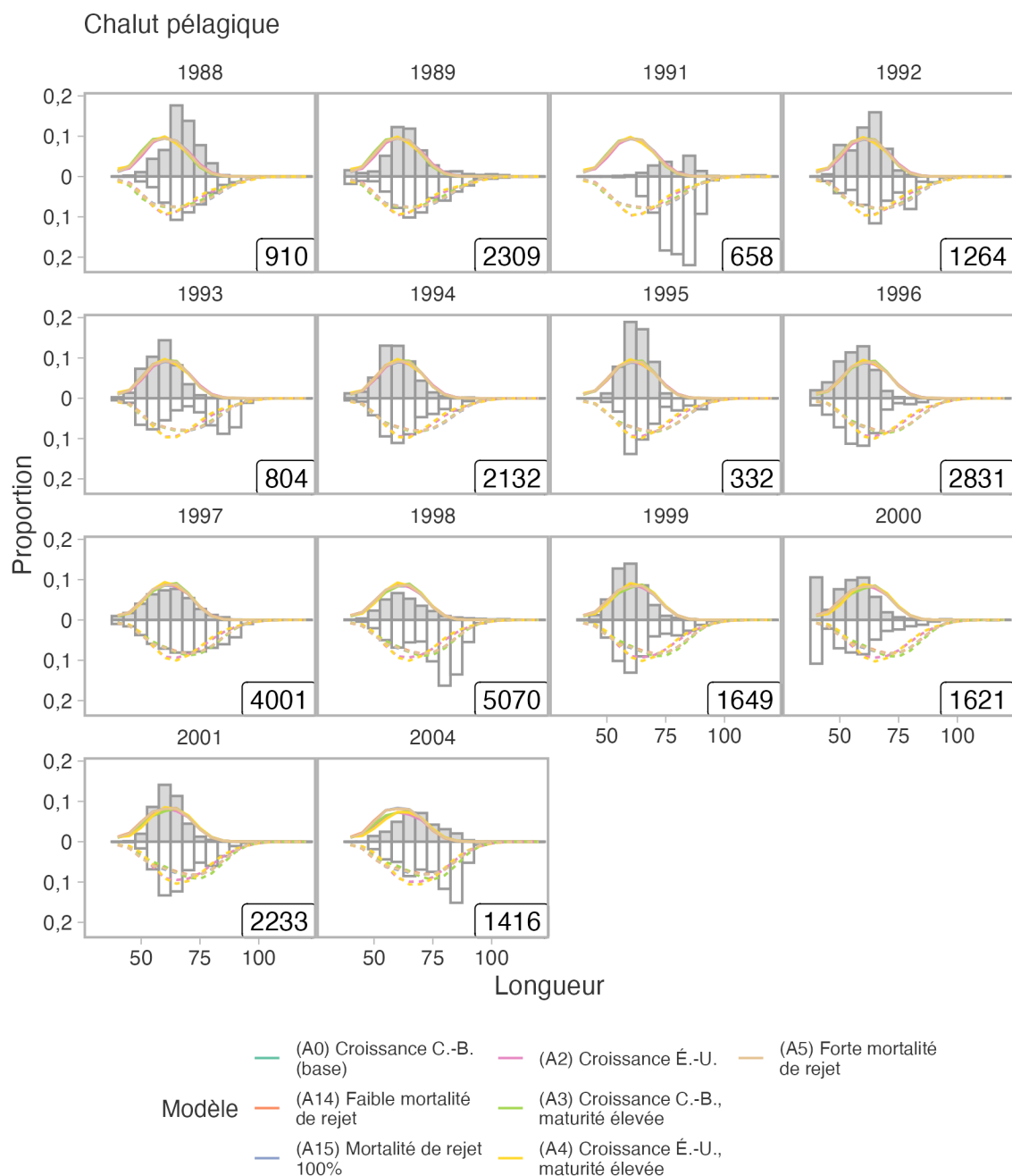


Figure 31. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour le chalut pélagique du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les nombres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont pondérés à la baisse dans la vraisemblance.

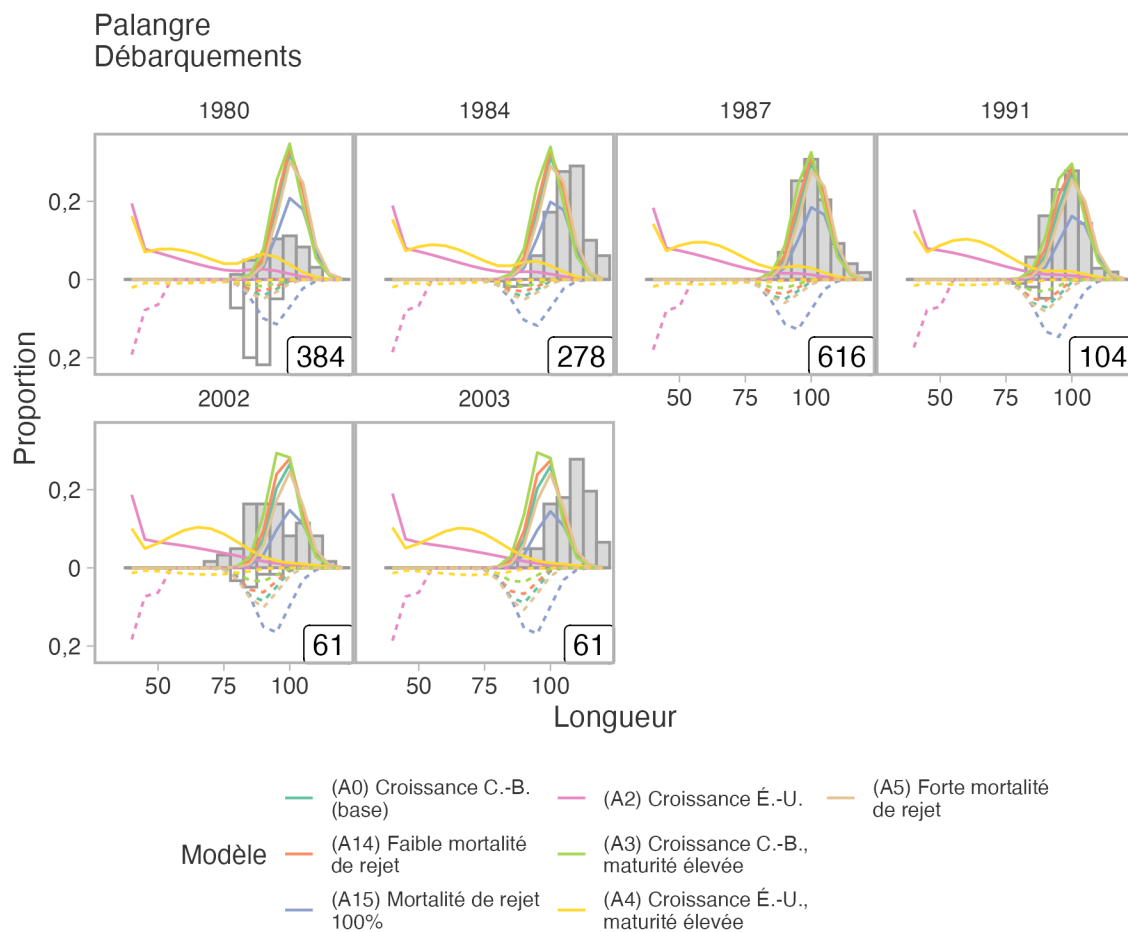


Figure 32. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour les débarquements de palangre du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les chiffres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont sous-pondérés dans la vraisemblance. Les modèles avec croissance américaine (A2 et A4) présentaient des estimations erratiques des paramètres de sélectivité pour la flotte de débarquements de palangre et ont été par la suite exclus des calculs de points de référence.

Figure 1 displays a grid of plots showing the proportion of individuals in different length classes (Longueur) for the years 2011 to 2021. The y-axis represents the Proportion (0 to 0.2), and the x-axis represents the Longueur (50 to 100). The plots are labeled with the number of individuals: 485 (2011), 782 (2012), 779 (2013), 747 (2014), 767 (2015), 701 (2016), 701 (2017), 1338 (2018), 726 (2019), and 511 (2021). The legend identifies the models used for the predictions:

- (A0) Croissance C.-B. (base)
- (A14) Faible mortalité de rejet
- (A15) Mortalité de rejet 100%
- (A2) Croissance É.-U.
- (A3) Croissance C.-B., maturité élevée
- (A4) Croissance É.-U., maturité élevée
- (A5) Forte mortalité de rejet

Figure 33. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour le relevé IPHC du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les chiffres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont sous-pondérés dans la vraisemblance.

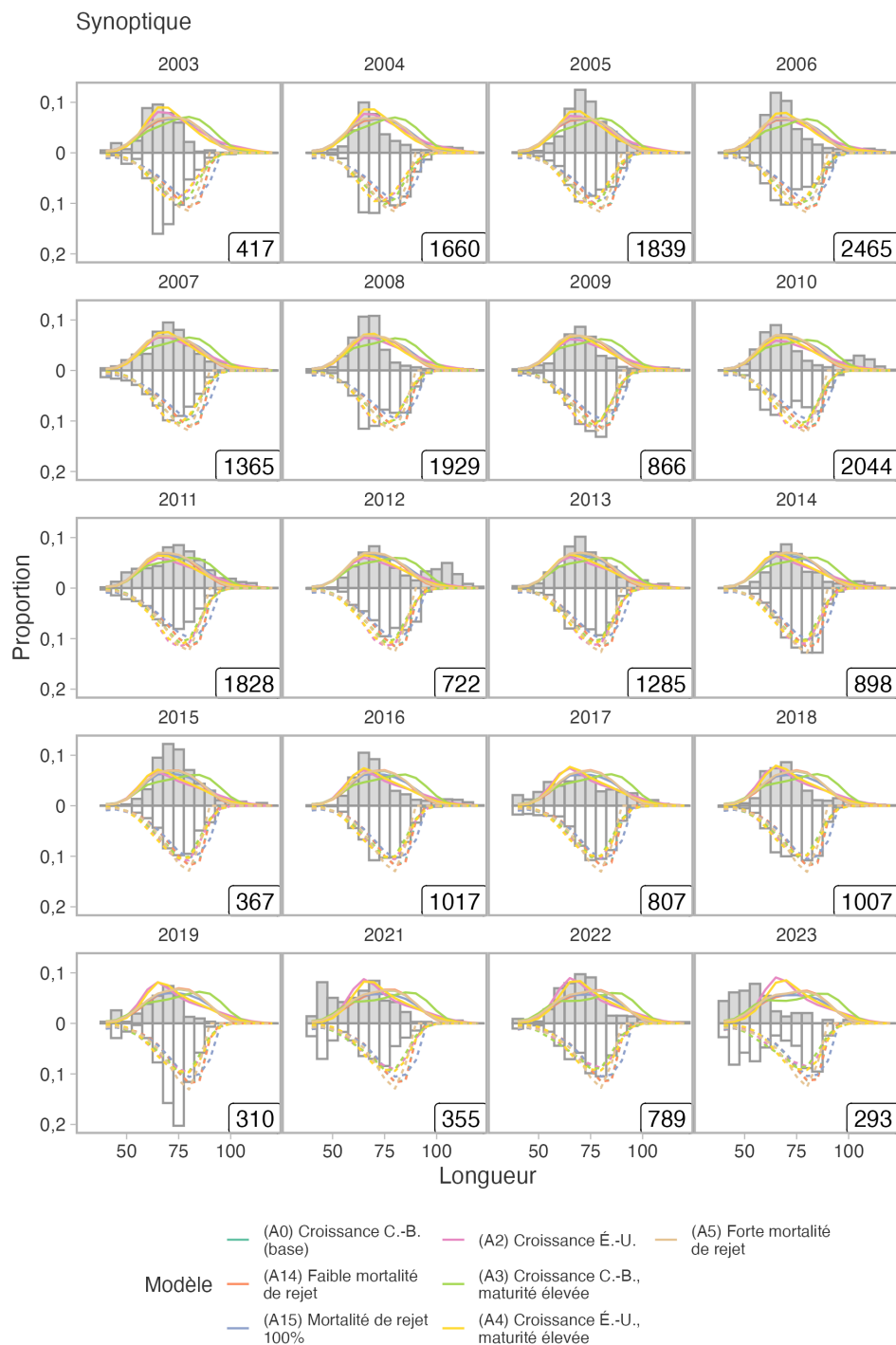


Figure 34. Proportions de longueur observées (barres) et valeurs prédites (lignes colorées) pour le relevé synoptique du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les barres grises et les lignes pleines correspondent aux femelles tandis que les barres blanches et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les proportions totalisent un lorsqu'elles sont combinées pour les deux sexes. Les chiffres dans les coins inférieurs droits des panneaux sont les tailles d'échantillon annuelles et sont sous-pondérés dans la vraisemblance.

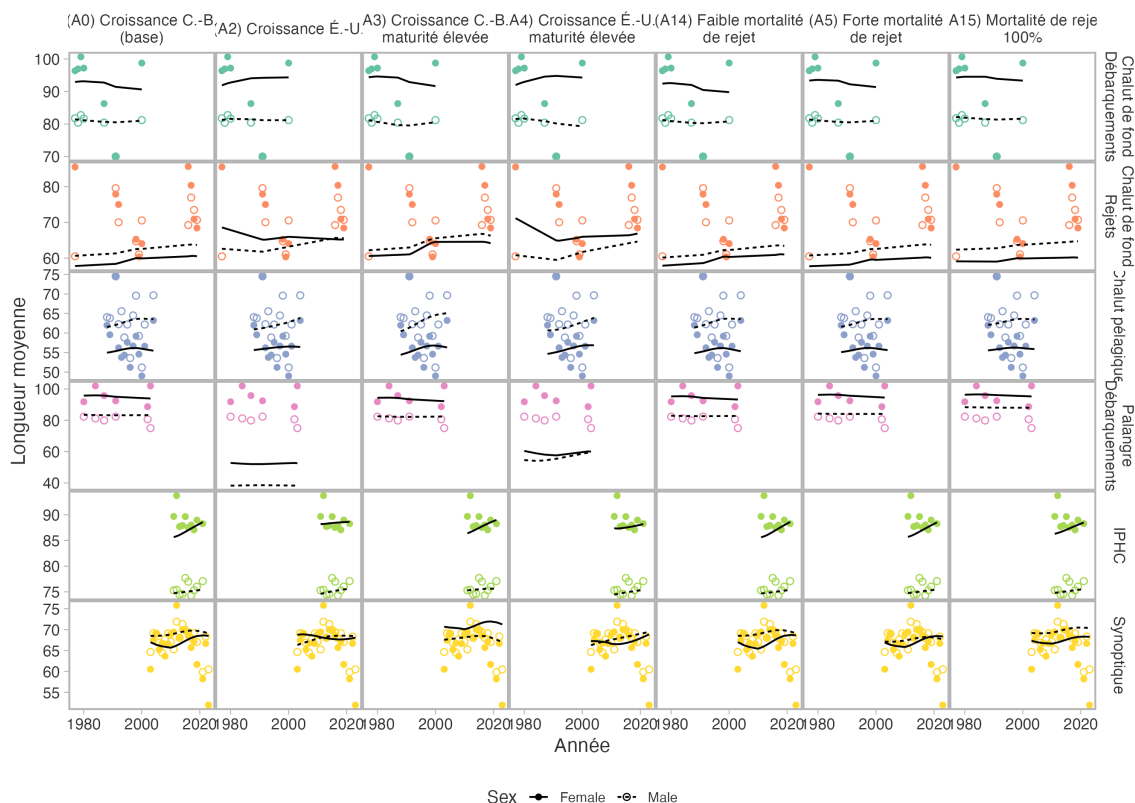


Figure 35. Longueurs moyennes observées (points) et prédites (lignes) calculées à partir de la composition en longueur du modèle de base et des modèles de sensibilité explorant la croissance, la maturité et la mortalité par rejet. Les points pleins et les lignes correspondent aux femelles tandis que les points ouverts et les lignes pointillées correspondent aux mâles. Les modèles utilisant les courbes de croissance américaines (A2 et A4) présentaient des estimations erratiques des paramètres de sélectivité de longueur qui n'ont pas pu être résolues et ont été exclus des calculs de points de référence.

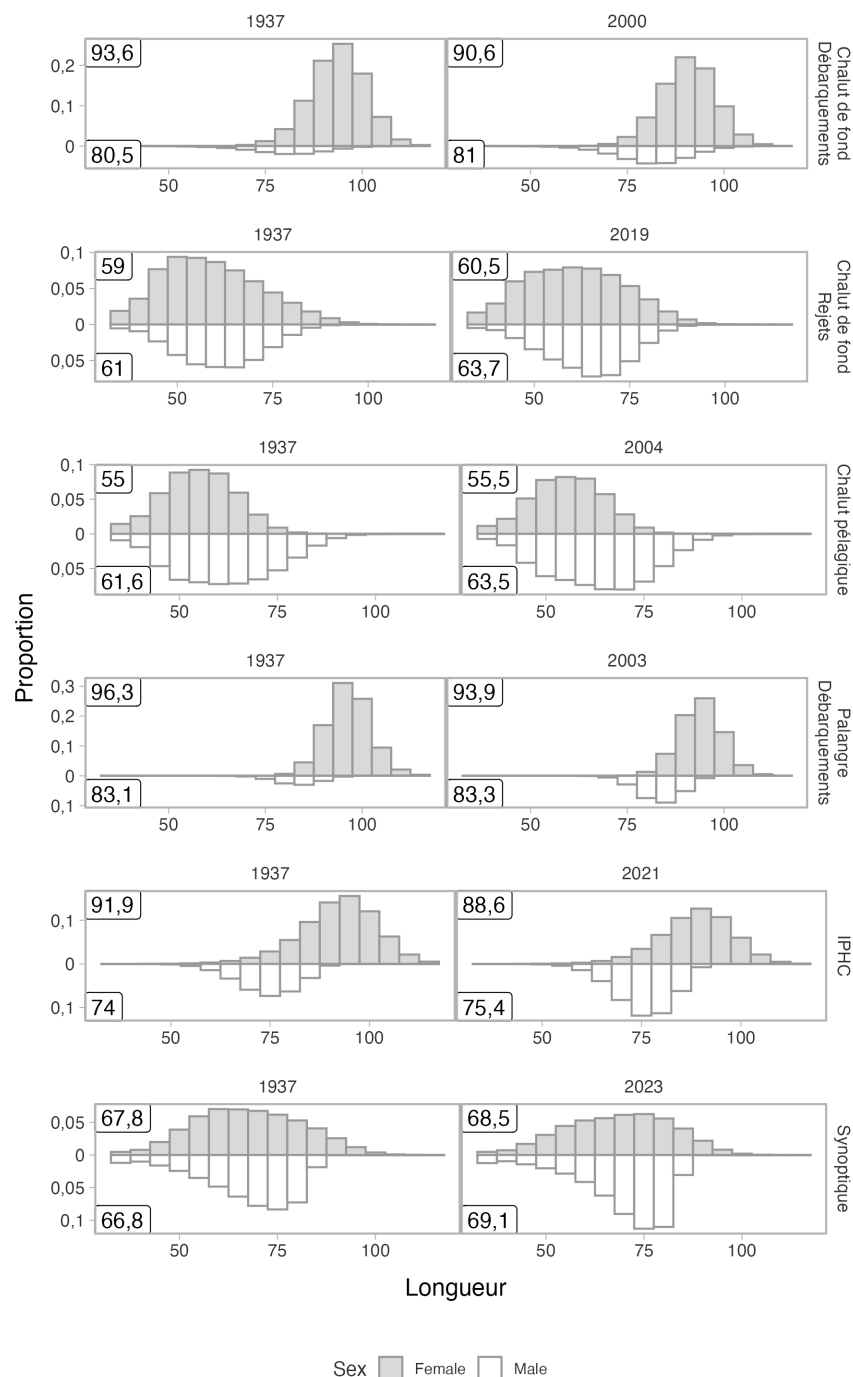


Figure 36. Comparaison des proportions de longueur prédites en 1937 (première année du modèle, conditions supposées non exploitées) et dans les années 2000, correspondant à la dernière année de données de longueur pour les diverses flottes et relevés du modèle de base. Dans chaque panneau, les chiffres supérieurs et inférieurs rapportent la longueur moyenne pour les femelles et les mâles, respectivement. Cette figure vise à illustrer l'insensibilité des données de longueur aux changements dans l'épuisement du stock au fil du temps.

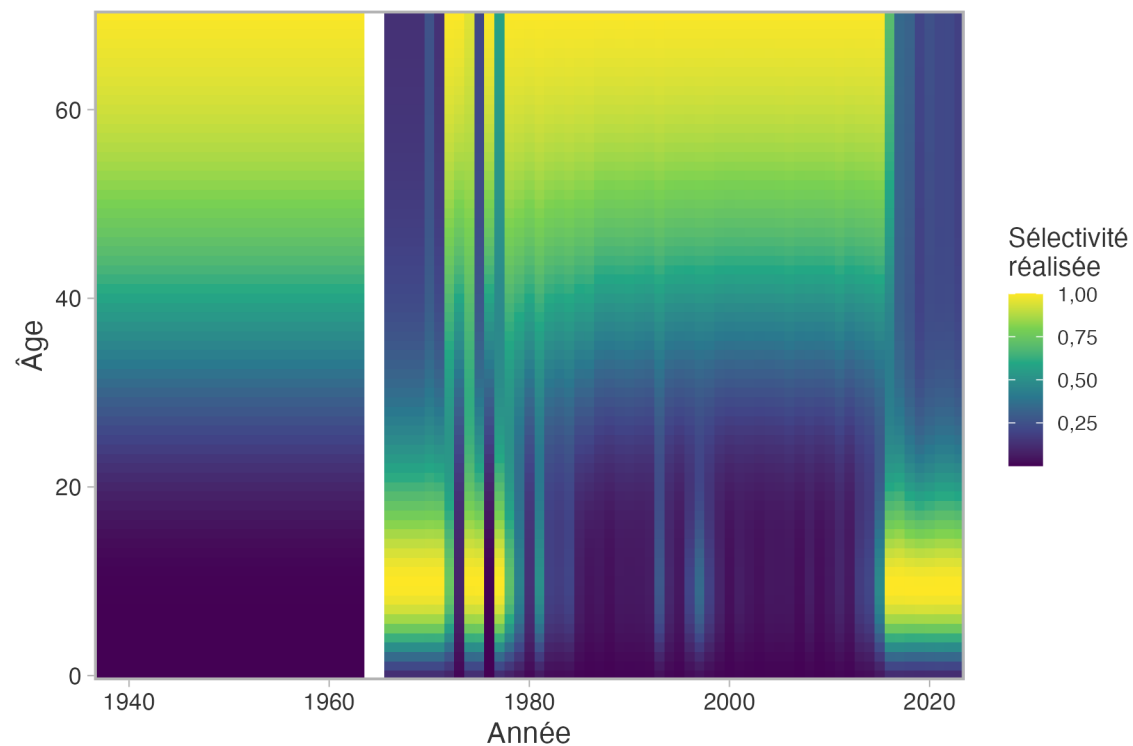


Figure 37. Sélectivité effective annuelle pour les femelles calculée à partir du vecteur F -par-âge dans le modèle de base A1. La classe d'âge avec une valeur de un subit la mortalité par pêche la plus élevée (apicale) mais n'implique pas que 100% de cette classe d'âge sont sélectionnés.

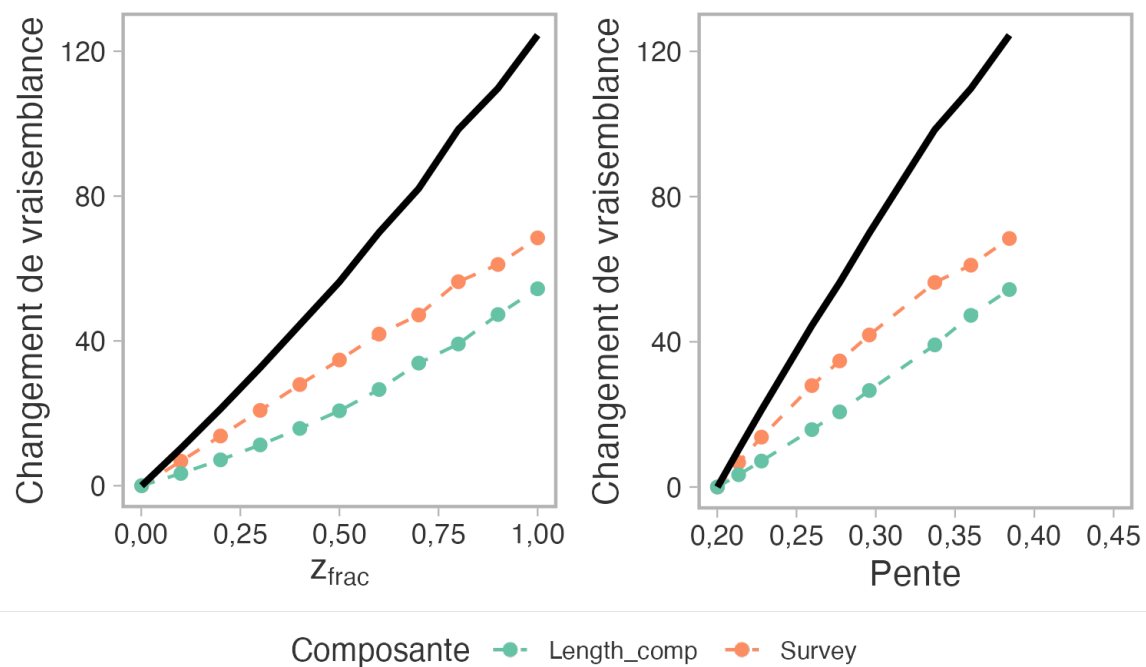


Figure 38. Gauche : Profil de vraisemblance de z_{frac} dans le modèle de base (A0). La ligne noire pleine est la log-vraisemblance négative totale et les lignes colorées correspondent aux composantes individuelles des données. Droite : Profil de vraisemblance où les valeurs de z_{frac} sont converties en pente.

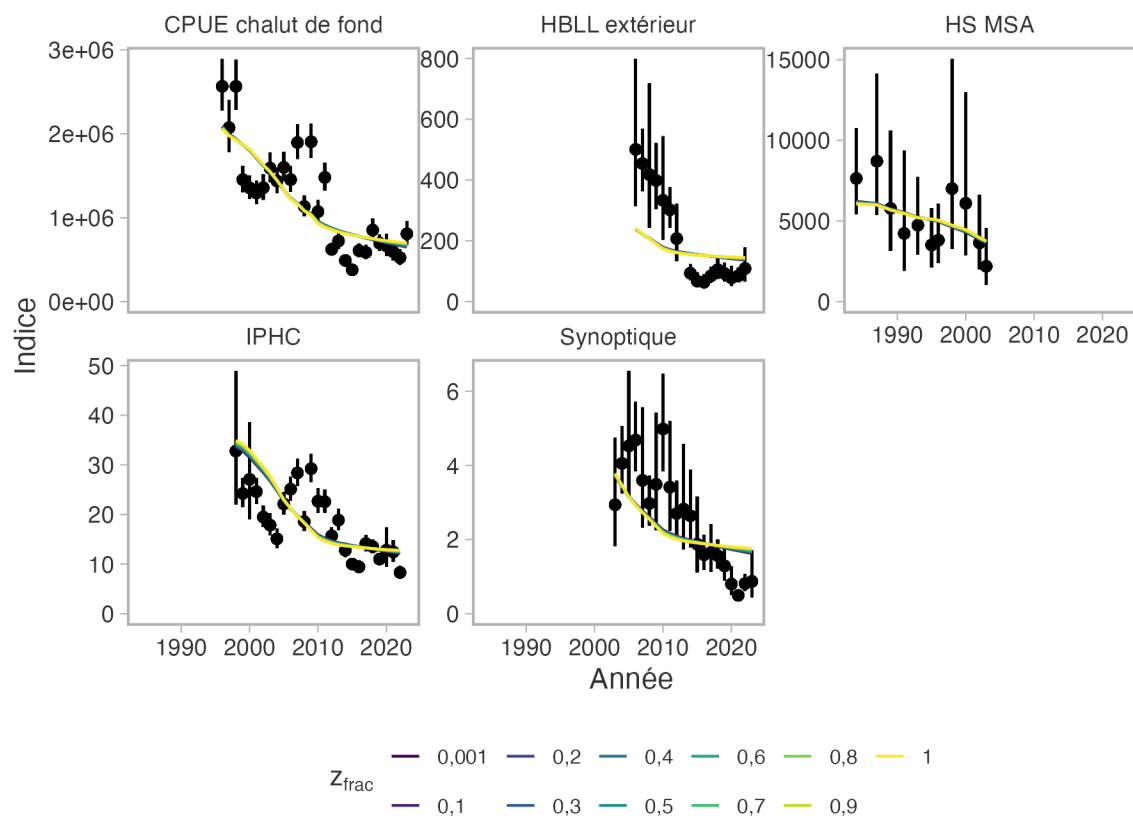


Figure 39. Ajustements aux indices d'abondance dans le profil de vraisemblance de z_{frac} dans le modèle de base (A0).

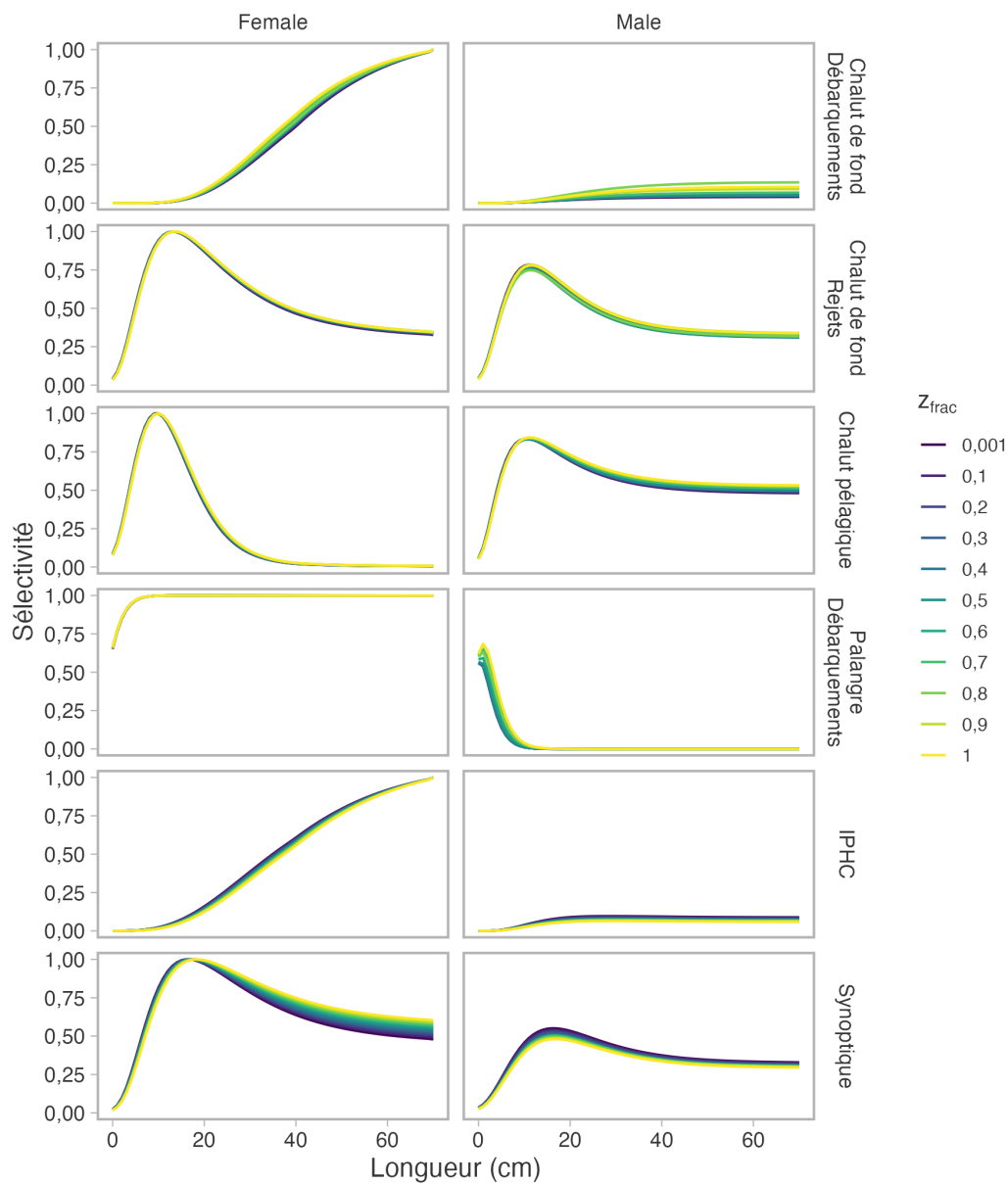


Figure 40. Courbes de sélectivité dans le profil de vraisemblance de z_{frac} dans le modèle de base (A0). Les courbes sont mises à l'échelle de sorte que la sélectivité apicale soit de 1 pour les femelles pour toutes les flottes.

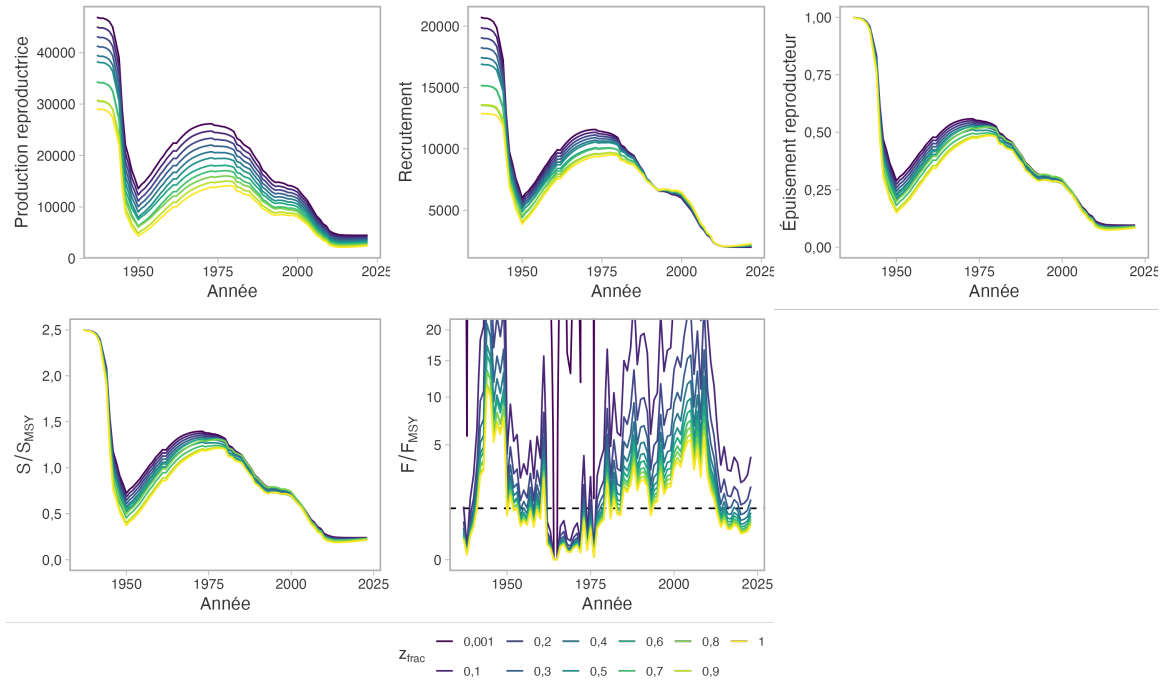


Figure 41. Séries temporelles des variables d'état dans le modèle de base (A0) pour la gamme de valeurs de z_{frac} évaluées dans le profil de vraisemblance. Le symbole S/S_{MSY} et F/F_{MSY} est la production de frai et la mortalité par pêche, respectivement, relativement aux valeurs au rendement maximal soutenable. Notez que z_{frac} n'a pas pu être estimé hors de la borne inférieure de 0 dans ce modèle de base. Cette figure est incluse pour illustrer les problèmes avec le RMS étant donné un z_{frac} non estimable.

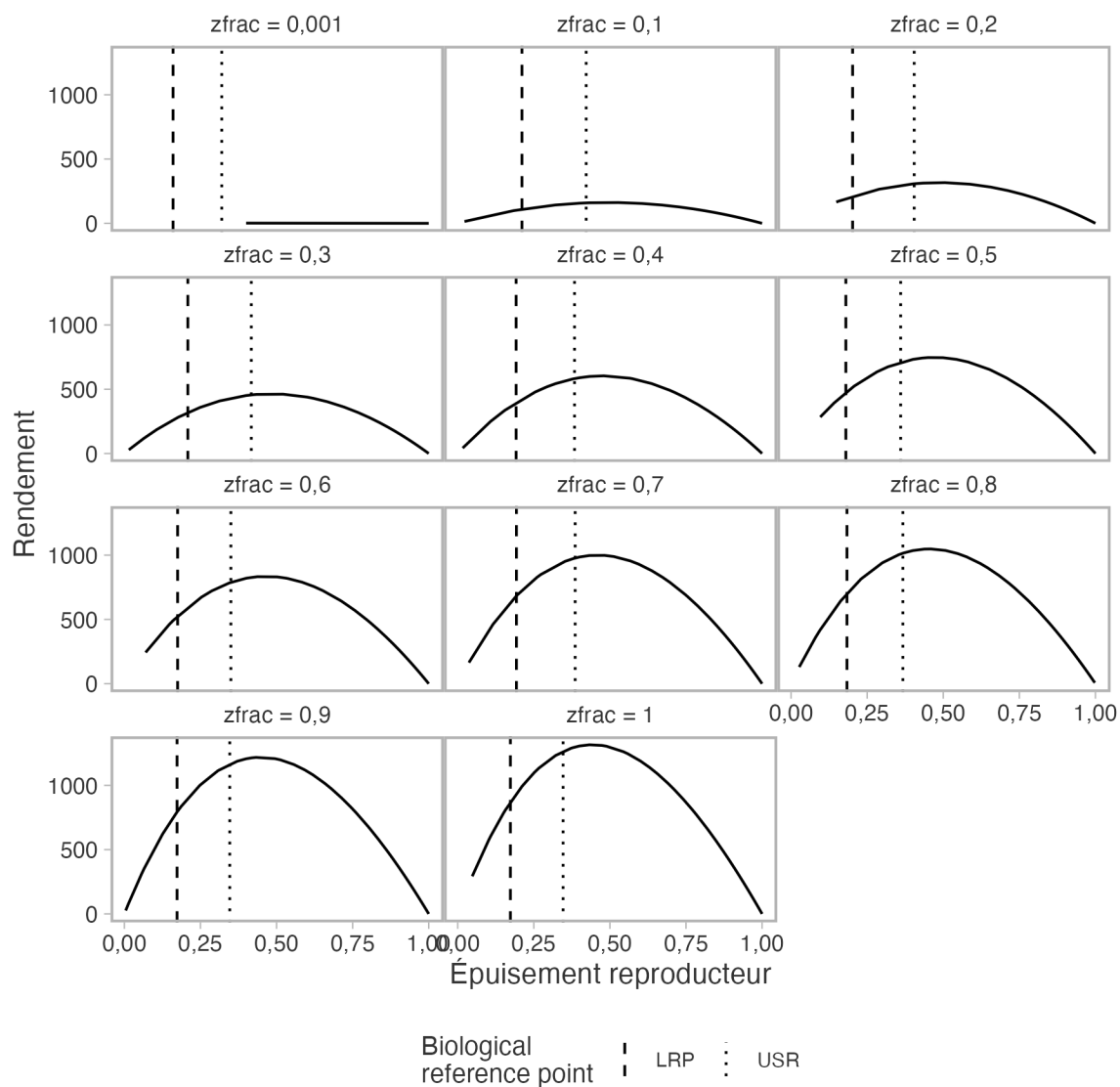


Figure 42. Courbes de rendement calculées pour la gamme de valeurs de z_{frac} évaluées dans le profil de vraisemblance. La sélectivité effective en 2023 a été utilisée pour calculer le rendement total. Les lignes verticales tiretées et pointillées correspondent à 40% et 80% de S_{MSY} , valeurs du point de référence limite provisoire (PRL) et de référence supérieure du stock (RSS), respectivement, identifiées dans la politique d'Approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009).

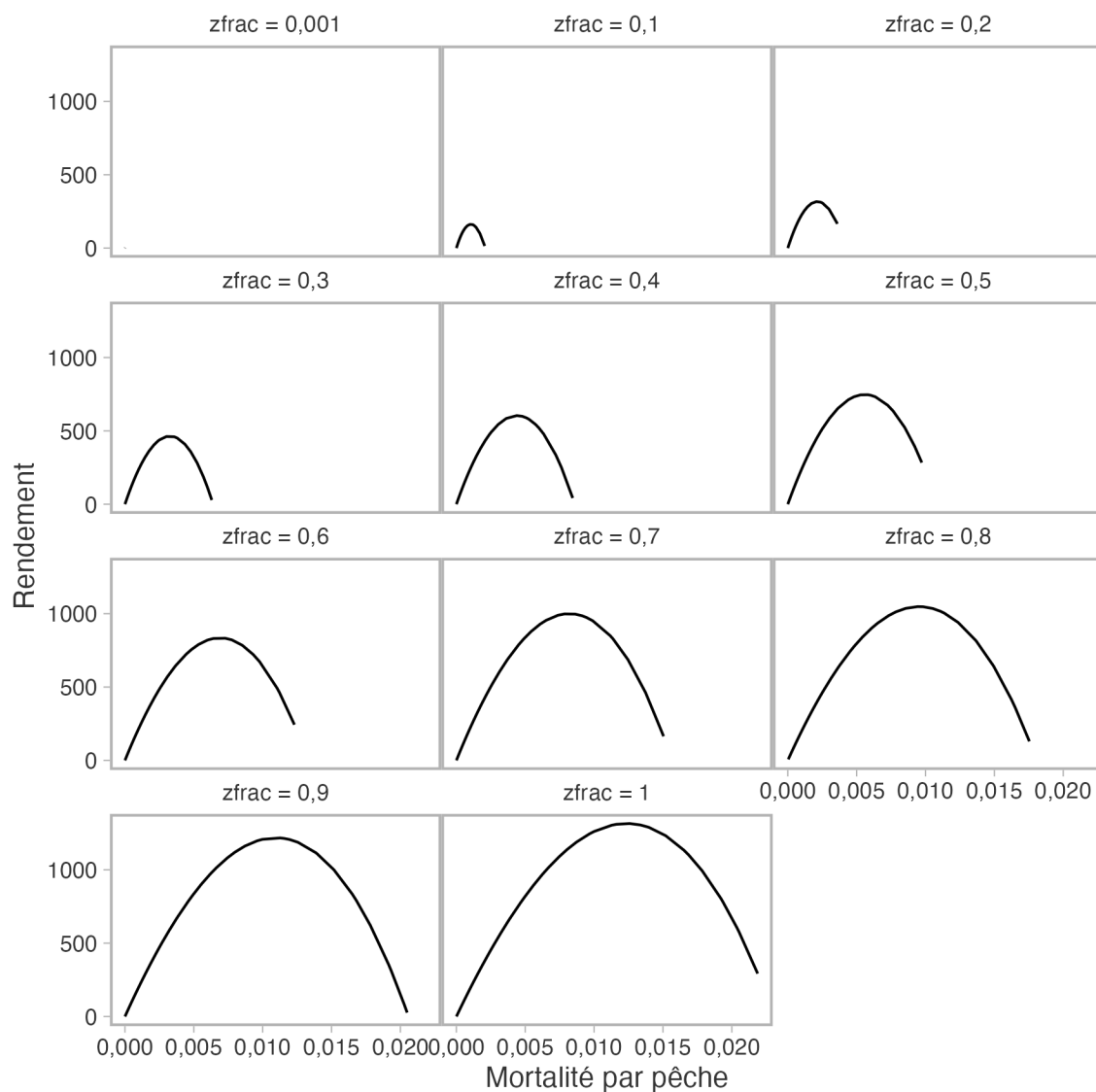


Figure 43. Courbes de rendement en fonction de la mortalité par pêche calculées pour la gamme de valeurs de z_{frac} évaluées dans le profil de vraisemblance. La sélectivité effective en 2023 a été utilisée pour calculer le rendement total.

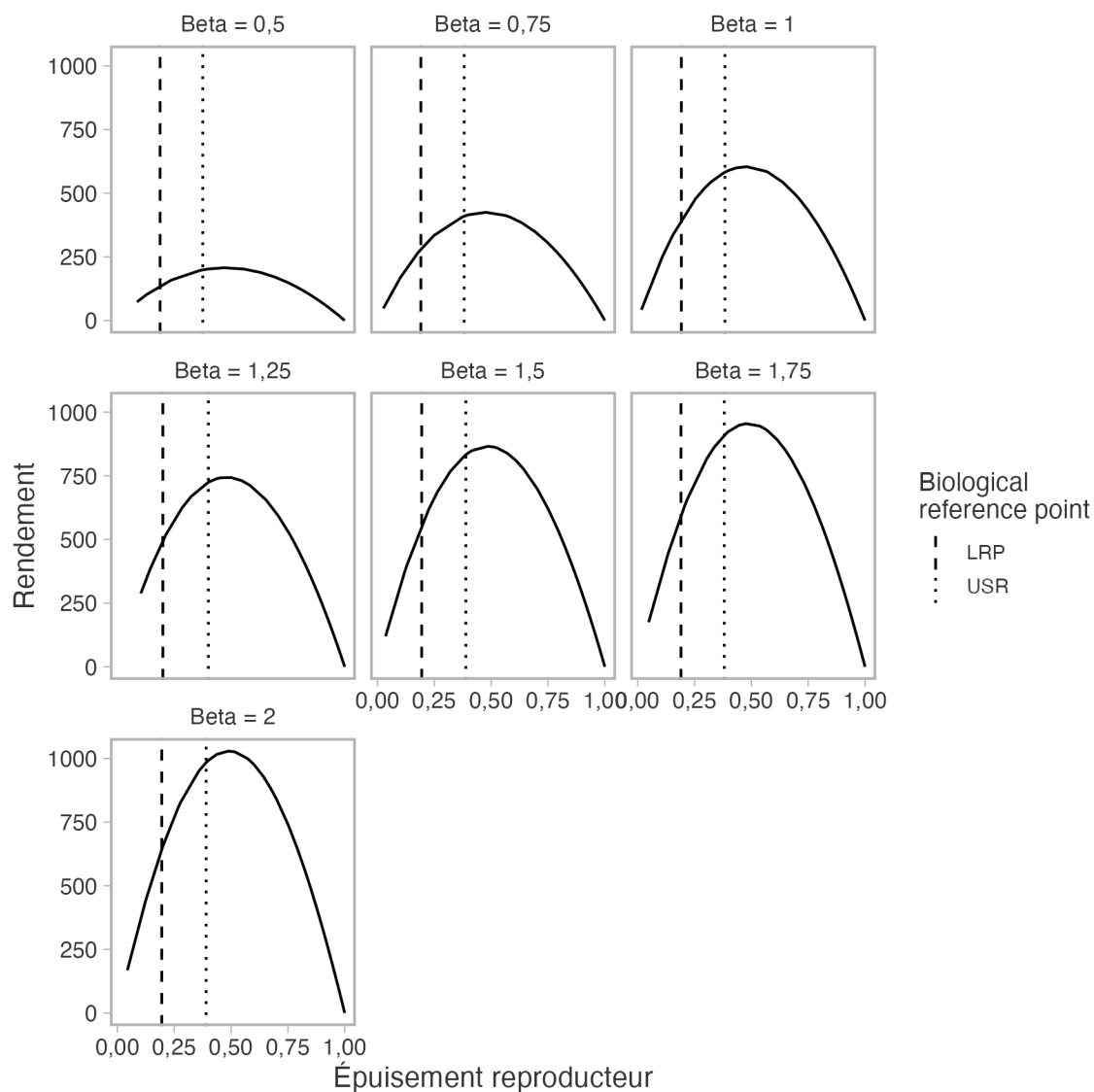


Figure 44. Courbes de rendement calculées pour la gamme de valeurs de β (un paramètre dans la courbe stock-recrue) évaluées dans le profil de vraisemblance. La sélectivité effective en 2023 a été utilisée pour calculer le rendement total. Les lignes verticales tiretées et pointillées correspondent à 40% et 80% de S_{MSY} , valeurs du point de référence limite provisoire (PRL) et de référence supérieure du stock (RSS), respectivement, identifiées dans la politique d'Approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009).

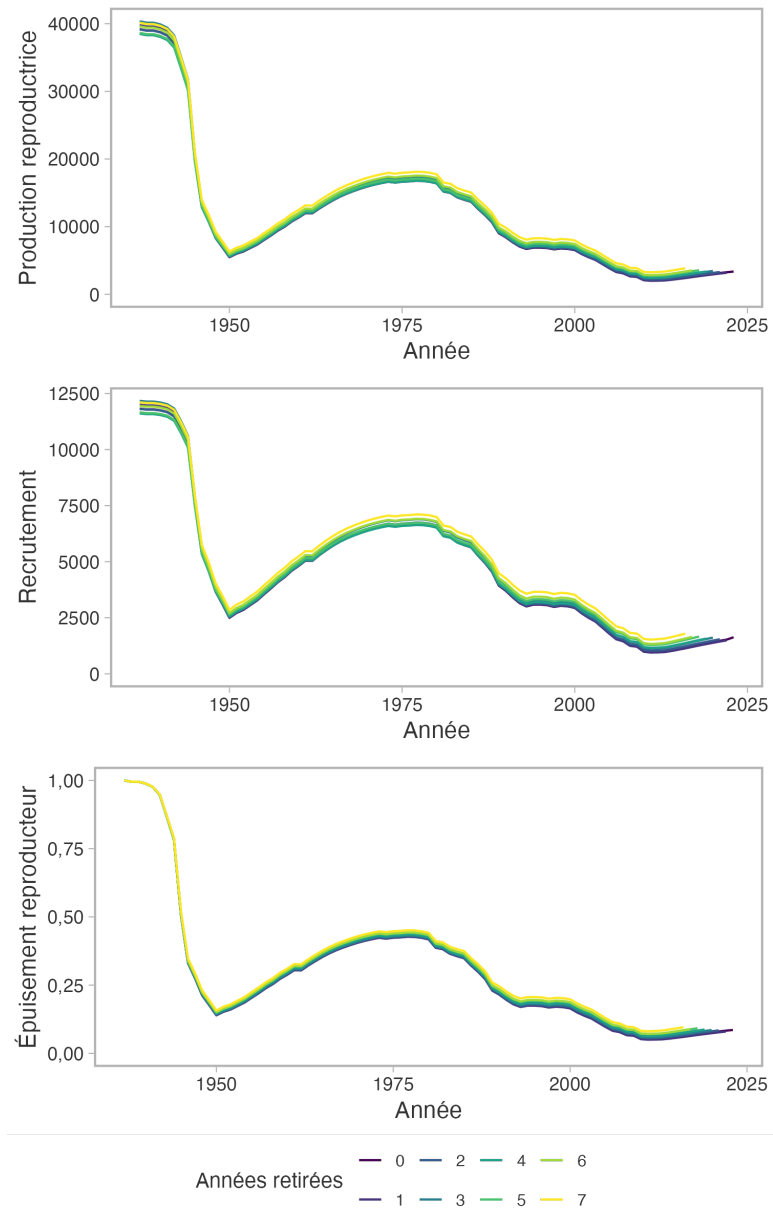


Figure 45. Séries temporelles de production de frai, de recrutement et d'épuisement dans une analyse rétrospective du modèle de base (A0). Les couleurs indiquent le nombre d'années récentes pour lesquelles les données sont retirées du modèle. Une valeur de zéro correspond au modèle original ajusté à toutes les années de données.

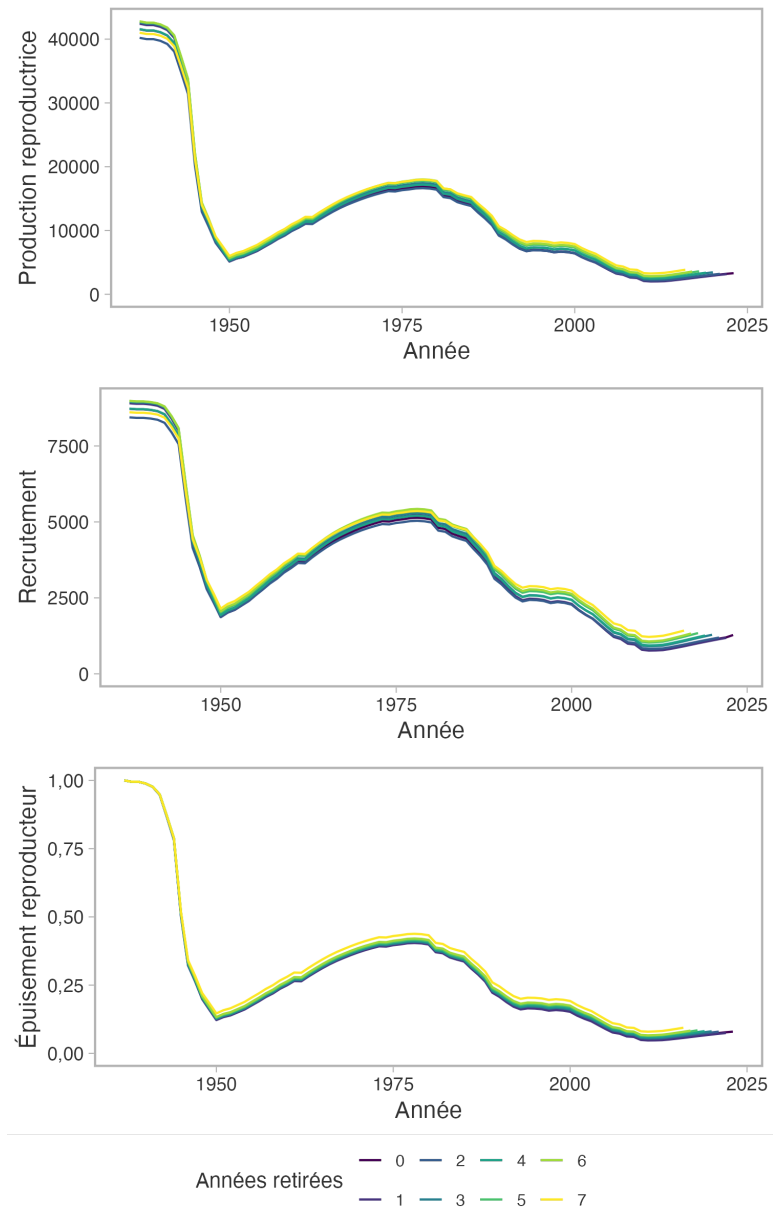


Figure 46. Séries temporelles de production de frai, de recrutement et d'épuisement dans une analyse rétrospective du modèle avec M faible (A9). Les couleurs indiquent le nombre d'années récentes pour lesquelles les données sont retirées du modèle. Une valeur de zéro correspond au modèle original ajusté à toutes les années de données.

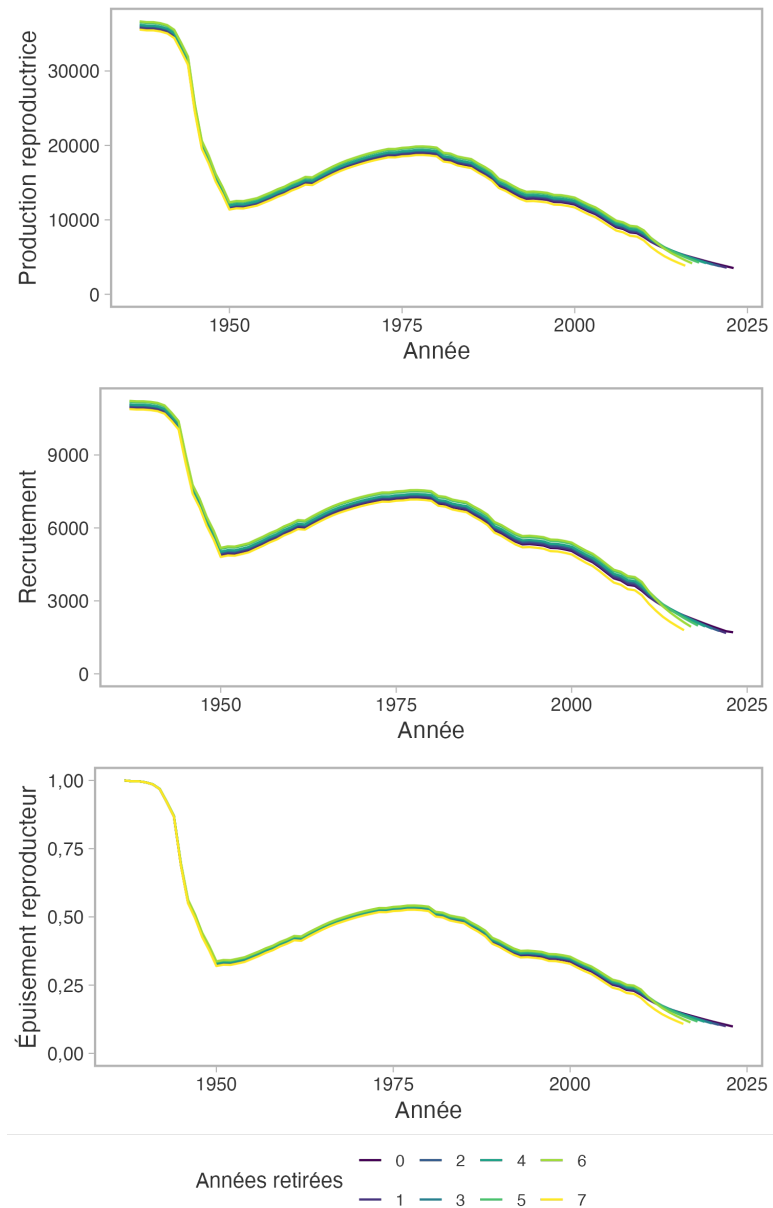


Figure 47. Séries temporelles de production de frai, de recrutement et d'épuisement dans une analyse rétrospective d'un modèle avec M variable dans le temps (B2). Les couleurs indiquent le nombre d'années récentes pour lesquelles les données sont retirées du modèle. Une valeur de zéro correspond au modèle original ajusté à toutes les années de données.

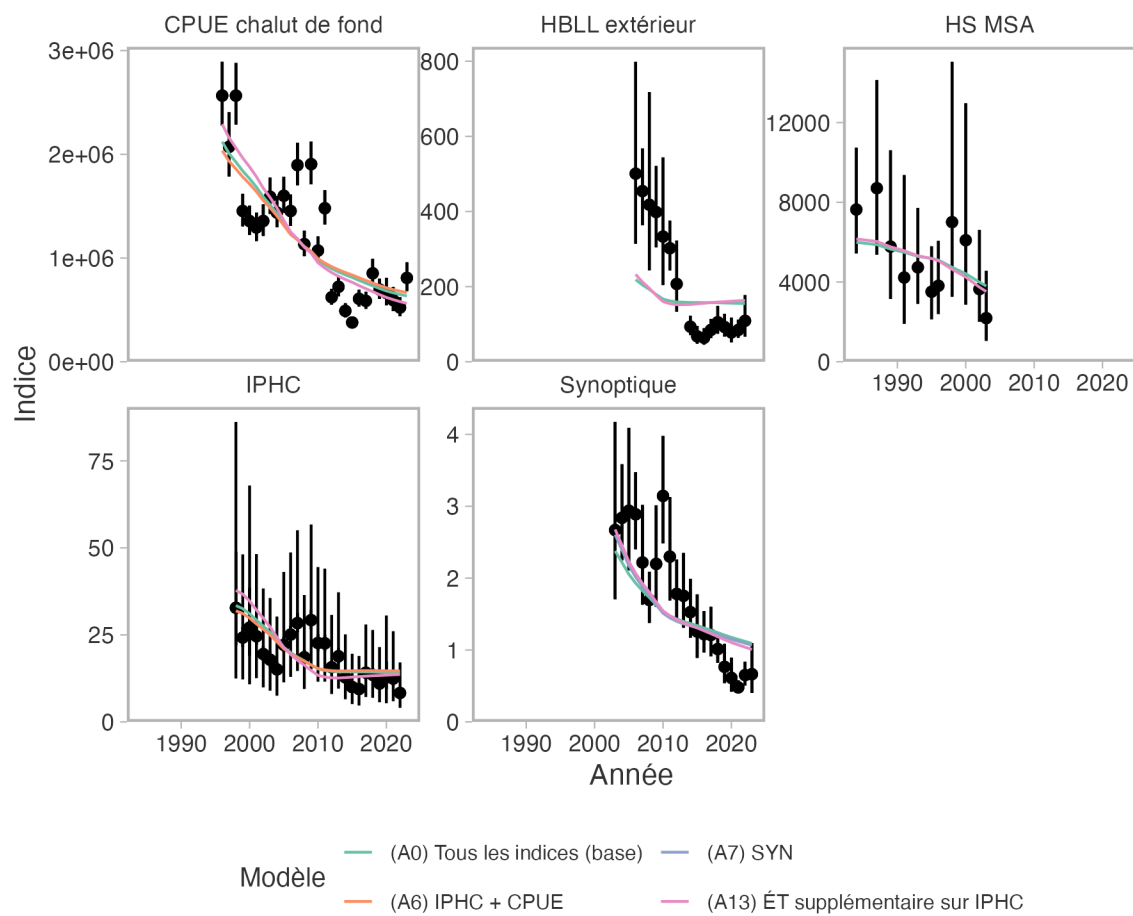


Figure 48. Ajustements aux indices d'abondance dans les analyses de sensibilit  selon lesquels des indices d'abondance  taient dans le mod le ou une variance suppl mentaire estim e sur le relev  IPHC. Le panneau IPHC illustre la variance suppl mentaire estim e.

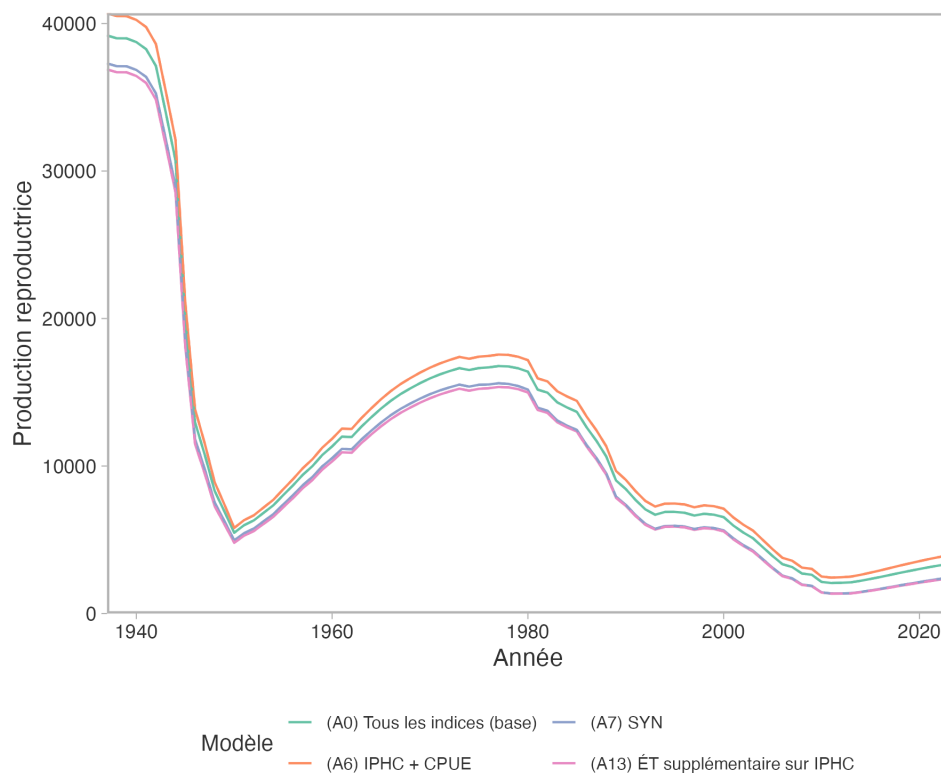


Figure 49. Comparaison des estimations historiques de la production de frai dans les analyses de sensibilité issues du rééchantillonnage des séries de relevés.

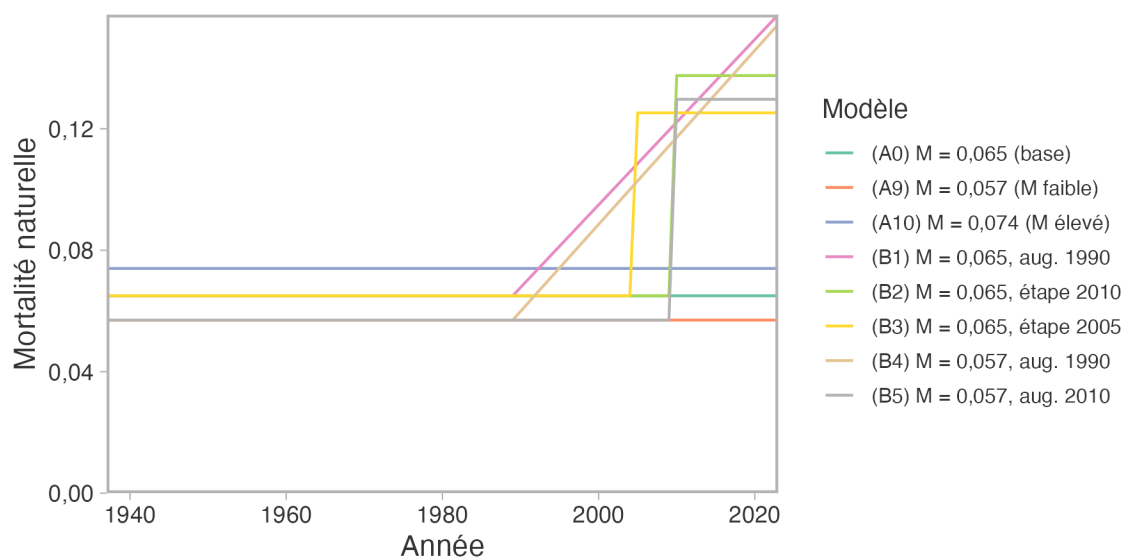


Figure 50. Séries temporelles de mortalité naturelle parmi les modèles de sensibilité.

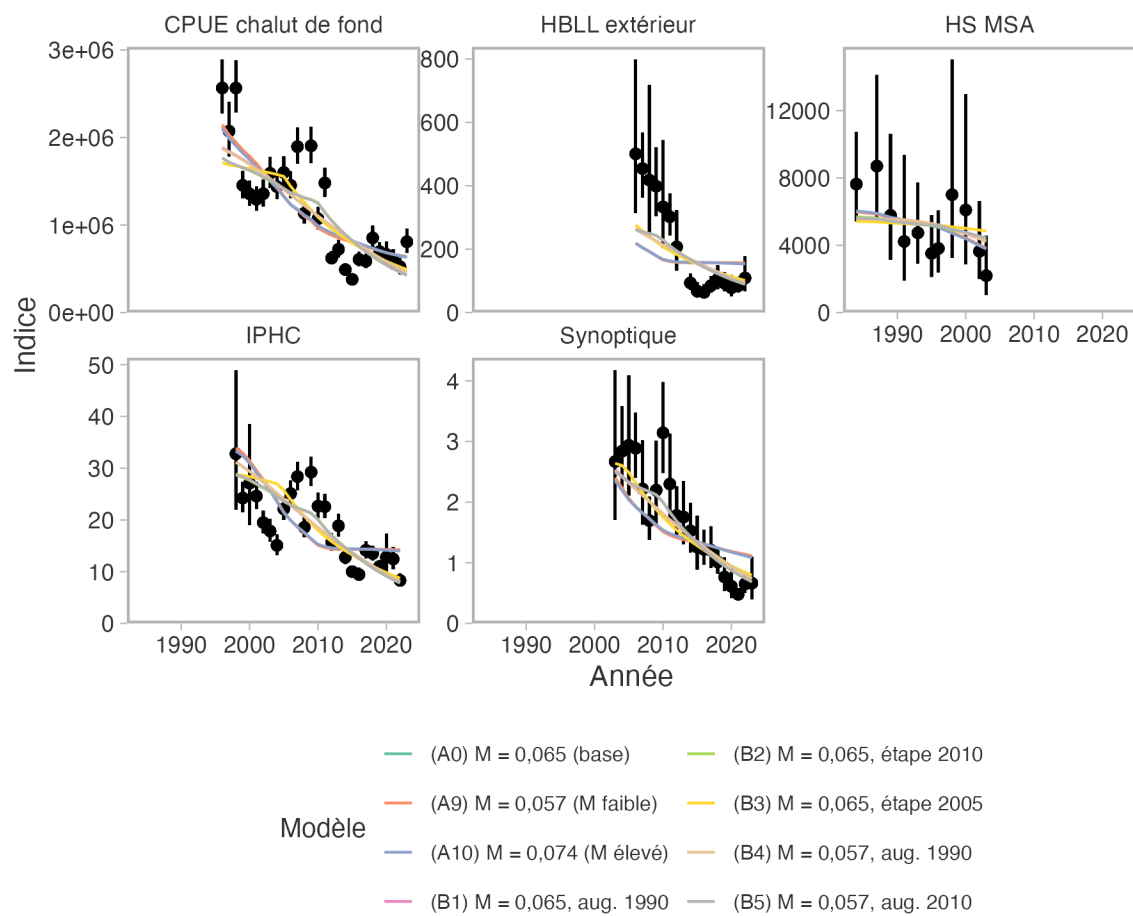


Figure 51. Ajustements aux indices d'abondance dans les analyses de sensibilité des hypothèses alternatives de mortalité naturelle.

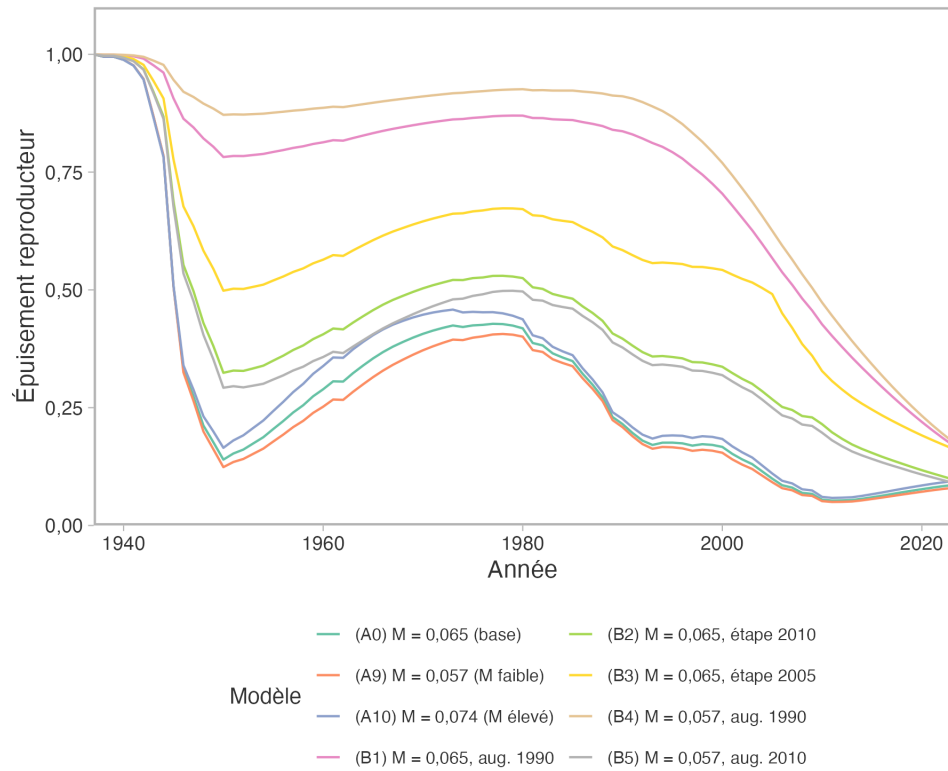


Figure 52. Comparaison des estimations d'épuisement dans les analyses de sensibilité des hypothèses alternatives de mortalité naturelle.

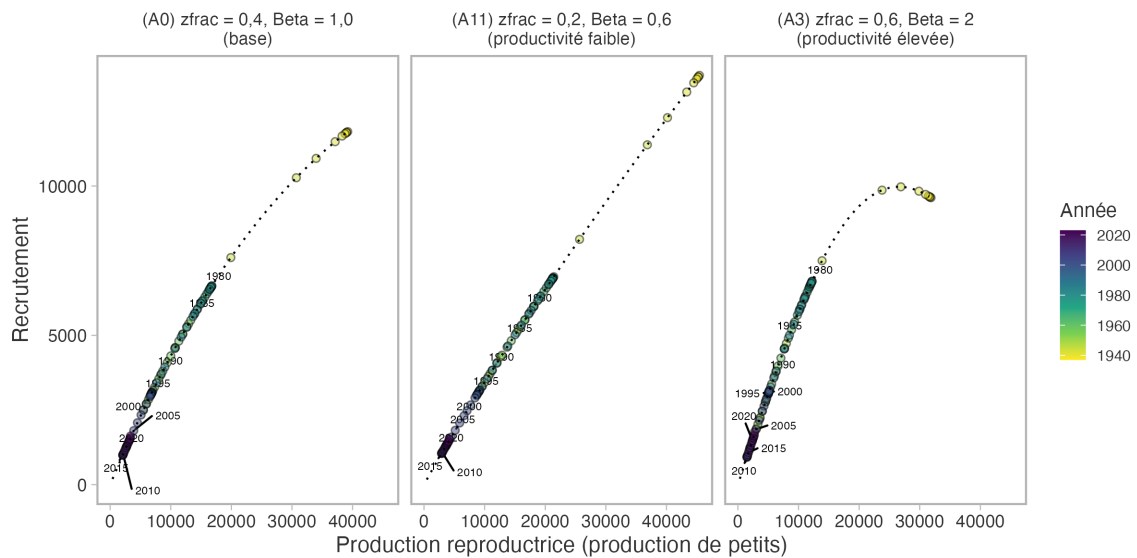


Figure 53. Relations stock-recrue dans les analyses de sensibilité des paramètres alternatifs stock-recrue.

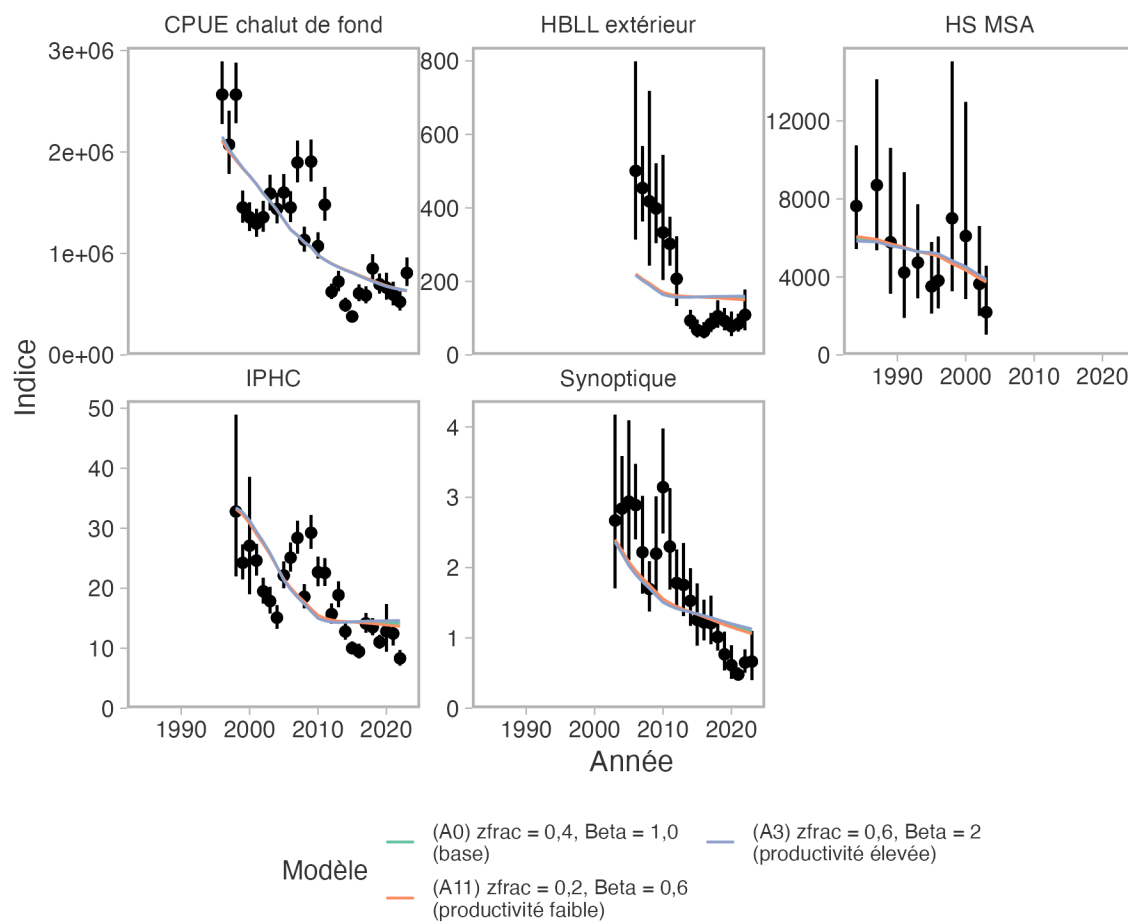


Figure 54. Ajustements aux indices d'abondance dans les analyses de sensibilité des paramètres alternatifs stock-recrue.

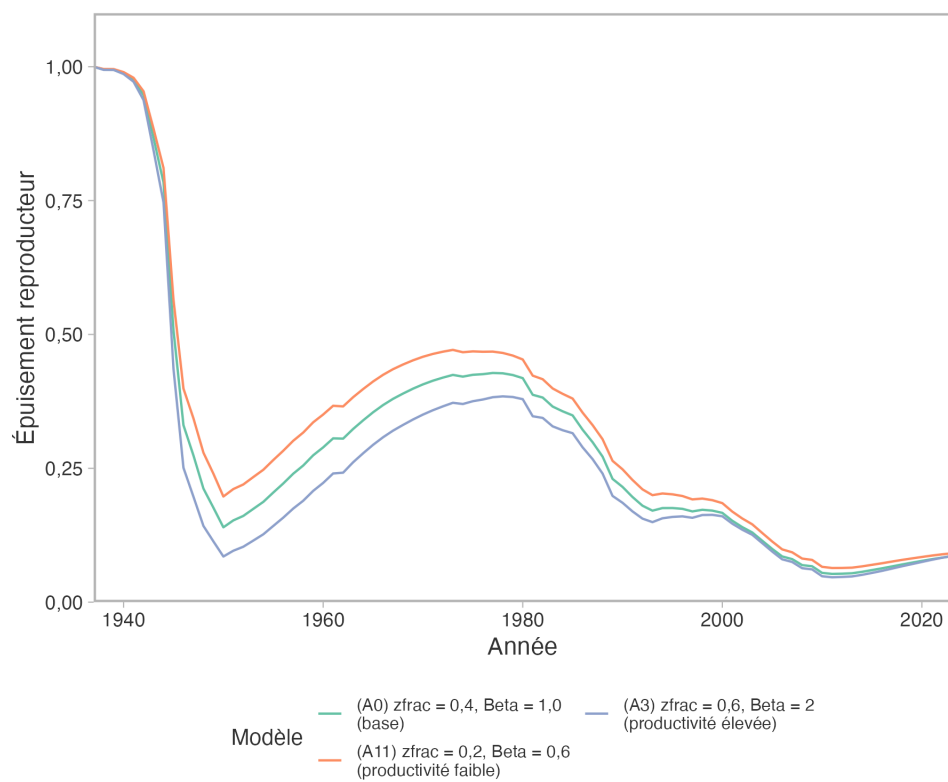


Figure 55. Comparaison des estimations d'épuisement dans les analyses de sensibilité des paramètres alternatifs stock-recrue.

5. POINTS DE RÉFÉRENCE

Ici, nous fournissons une justification pour un ensemble de points de référence biologiques et halieutiques et calculons le statut par rapport à ces points de référence tout au long de la période d'ajustement et pour une période de projection conditionnelle aux hypothèses du modèle.

Il y a eu des défis avec l'utilisation des points de référence basés sur le RMD (rendement maximal durable) dans cette évaluation—nous fournissons donc une justification pour les points de référence basés sur l'épuisement. La hauteur de la courbe de rendement et donc le rendement maximal durable (RMD) était sensible aux paramètres stock-recrutement z_{frac} et β , dont aucun ne pouvait être estimé à partir des données ; cependant, un stock maximale productif à $z_{\text{frac}} = 1$ avec β fixé à 1—bien qu'implausible d'après le profil de vraisemblance—fournit une limite supérieure sur le RMD conditionnelle aux modèles ajustés (Figure 42–44). Le ratio F/F_{RMD} était très sensible à la valeur de z_{frac} (Figure 41). Cependant, la forme de la courbe de rendement par rapport à l'épuisement à travers les valeurs de z_{frac} et β était relativement constante (Figure 42). Si nous traçons des lignes à 0,4 et 0,8 S/S_{RMD} , qui correspondent aux PRL et PRS provisoires du MPO (MPO 2009), celles-ci s'alignent approximativement à 0,2 et 0,4 S/S_0 . Nous proposons ces valeurs basées sur l'épuisement comme points de référence biologiques potentiels. Nous notons que ceux-ci s'alignent approximativement avec les points de référence de surpêche et cible de l'aiguillat de la côte ouest américaine de 0,25 et 0,4 S/S_0 (Gertseva et al. 2021). Nous proposons une référence de prélèvement correspondante de F à 0,4 S_0 , c'est-à-dire, le taux de mortalité par pêche qui amènerait la production de reproducteurs à 40 % de la production de reproducteurs non pêchés à l'équilibre.

Nous pouvons également voir ces points de référence biologiques proposés basés sur l'épuisement d'une perspective historique. Un PRL à 0,2 S/S_0 correspond approximativement au point bas du S modélisé après la pêche de vitamine A (Figure 56), qui est une période où la pêche est présumée avoir fermé partiellement en raison d'un manque d'aiguillat (Ketchen 1986), mais dont le stock était capable de se remettre (Gallucci et al. 2011, Wood et al. 1979, cette évaluation)—bien que lentement et avec des conséquences à long terme sur la structure d'âge (Figure 22). Nous pouvons donc également voir 0,2 S/S_0 comme un point de référence historique (sensu Forrest et al. 2020, pour la morue du Pacifique en C.-B.)—un point de stock bas auquel on ne souhaite probablement pas retourner mais duquel le stock pourrait se remettre. La production de reproducteurs au-dessus de 0,4 S/S_0 (jusqu'à $\approx 0,6S/S_0$ dans certains modèles) correspond à la période des années 1960 à 1970 qui a déclenché les efforts pour réduire un « problème » d'aiguillat « nuisible » (Ketchen 1969) (Figure 56).

Nous proposons de baser les points de référence pour l'aiguillat sur la production de reproducteurs plutôt que sur la biomasse de reproducteurs. La production de reproducteurs est couramment utilisée pour les points de référence des espèces à longue durée de vie et à faible fécondité telles que les requins (p. ex., Gertseva et al. 2021, Rice et al. 2013, Taylor et al. 2013b). Dans l'exemple le plus comparable, l'évaluation de l'aiguillat de la côte ouest américaine utilise également la production de reproducteurs pour les points de référence (Gertseva et al. 2021). Dans l'évaluation des stocks, la biomasse des femelles matures est généralement utilisée comme proxy pour la production de reproducteurs (production d'œufs) chez les poissons téléostéens, puisque des informations plus directes sur la fécondité ne sont pas disponibles. La production de reproducteurs est la mesure la plus directe de la productivité—la capacité de remplacement de la population—et nous pensons donc qu'elle s'aligne le mieux avec le Cadre de l'AP (MPO 2009). Le Cadre de l'AP stipule : « le point de référence limite est le niveau de stock en dessous duquel la productivité est suffisamment altérée pour causer des dommages graves. Le cadre de l'AP serait normalement

décrit en utilisant des unités qui se rapportent directement à la productivité du stock. Pour les stocks avec des évaluations analytiques structurées par âge, la mesure la plus directe de la productivité du stock est généralement la biomasse de reproducteurs ou la production d'œufs. » Ici, nous pouvons directement utiliser la production de reproducteurs, qui est analogue à la production d'œufs chez les poissons téléostéens. Pour la gestion, il y a probablement des avantages à mesurer la productivité par rapport à la production de reproducteurs plutôt qu'à la biomasse également. La production de reproducteurs peut être plus réactive aux changements d'exploitation que la biomasse, comme le démontrent les estimations historiques de biomasse ou de production de reproducteurs au fil du temps dans nos modèles (p. ex., comparer la biomasse totale dans la Figure 21 à la production de reproducteurs dans la Figure 20).

À travers tous les modèles considérés, l'intervalle de confiance asymptotique supérieur à 95 % sur S/S_0 en 2023 était en dessous d'un PRL de 0,2 S/S_0 (Figure 56). Le modèle de base a estimé S/S_0 en 2023 à 0.09 (0.08–0.09 intervalle de confiance asymptotique à 95 %, IC). À travers tous les modèles sans M variant dans le temps, la moyenne S/S_0 était 0.09 et l'étendue des IC à 95 % supérieurs et inférieurs à travers tous les modèles sans M variant dans le temps était 0.06–0.12. Les captures plus faibles commençant autour de 2010 ont substantiellement réduit F pour être en dessous du taux de prélèvement de référence proposé de $F_{0,4S0}$ (Figure 57) pour plusieurs des modèles considérés. F est estimé avoir été au-dessus de ce niveau du milieu des années 1980 jusqu'à environ 2010. Le modèle de base a estimé $F/F_{0,4S0}$ en 2023 à 1.5 (1.3–1.6 IC à 95 %). À travers tous les modèles sans M variant dans le temps, la moyenne $F/F_{0,4S0}$ était 2.4 et les IC à 95 % inférieurs et supérieurs à travers tous les modèles sans M variant dans le temps étaient 0.7–12.8. Le scénario de faible productivité avait le F le plus élevé comparé au taux de prélèvement de référence proposé (Figure 57). En excluant ce scénario de faible productivité de cet ensemble, la moyenne $F/F_{0,4S0}$ était 1.5 et les IC à 95 % supérieurs et inférieurs étaient 0.7–2.4. L'examen des graphiques « Kobe » de la mortalité par pêche contre l'épuisement montre les trajectoires estimées du stock (Figure 58).

Si la M variant dans le temps était incluse, M augmentait à un degré où le stock ne serait pas capable de se remplacer lui-même. Par conséquent, calculer les points de référence basés sur M en 2023 n'était pas faisable (aucune quantité de capture ne pourrait être soutenue) (Figures 59,60). Au lieu, nous illustrons S/S_0 et $F/F_{0,4S0}$ avec M fixé à la valeur historique initiale. Dans ce cas, la production de reproducteurs devrait continuer à décliner malgré que F soit fixé au $F_{0,4S0}$ historique (Figure 60).

5.1. PROJECTIONS

Nous pouvons projeter à partir des modèles sous une gamme de scénarios de capture morte fixe pour illustrer les trajectoires attendues conditionnelles aux hypothèses du modèle (Figures 61, 62). Nous illustrons ces projections pour 10 ans—non pas parce que nous pensons que les modèles peuvent raisonnablement prédire 10 ans (ou plus) dans le futur, mais parce que étant donné la dynamique lente de l'histoire de vie, nous avons besoin d'une fenêtre de temps suffisante pour illustrer les trajectoires attendues conditionnelles aux hypothèses du modèle. Le scénario de faible productivité (A11)—et surtout les scénarios de mortalité naturelle variant dans le temps (B2–B5)—montrent peu ou pas de marge pour que les réductions de capture empêchent de nouveaux déclin de la production de reproducteurs. C'est-à-dire, ces modèles projettent que la production de reproducteurs continuera à décliner même avec des niveaux de capture morte sous ≈ 300 t (A11) ou même à 0 t (scénarios de mortalité naturelle variant dans le temps) (Figures 61, F.1). Nous pouvons résumer la probabilité que $B > 0,2B_0$, $B > 0,4B_0$, et $F < F_{0,4S0}$ à travers

les modèles et les niveaux de capture morte pour une année donnée (Figures 65, 67). Bien que des résumés similaires soient souvent basés sur l'échantillonnage MCMC bayésien dans les évaluations de stocks de poissons de fond de la C.-B., nous présentons des probabilités basées sur les intervalles de confiance asymptotiques des ajustements de vraisemblance maximale. Nous soutenons que dans cette évaluation, l'incertitude structurelle et inter-modèles domine l'incertitude paramétrique au sein de tout modèle donné et par conséquent quantifier précisément les probabilités pour un modèle donné ne vaut pas le coût computationnel. Pour distribuer la capture morte parmi les flottes, nous avons employé l'algorithme suivant :

1. Calculer la capture morte moyenne des cinq dernières années pour chaque flotte dans le modèle en poids.
2. Assigner cette capture morte moyenne à chacune des enquêtes puisque nous assumons que les enquêtes multi-espèces continueraient pour la surveillance.
3. Si la capture morte restante à assigner est inférieure ou égale à zéro, assigner zéro capture aux flottes restantes.
4. Si la capture morte restante à assigner est supérieure à zéro, assigner la capture morte restante aux flottes proportionnellement à la capture morte moyenne des cinq dernières années dans le modèle.

Étant donné ces projections sous des niveaux fixes de capture morte, la production de reproducteurs S devrait rester en dessous de $0,2S_0$ et $0,4S_0$ avec une très haute probabilité en 2024–2028 indépendamment du niveau de capture morte à travers tous les modèles considérés (Figures 65, 66). Le patron de comment F reste en dessous de $F_{0,4S_0}$ dépend du modèle (Figure 67). Les hypothèses de productivité haute vs. basse (A11 vs. A12) ont le contraste le plus fort pour une hypothèse de mortalité de rejets donnée. Le niveau de mortalité de rejets assumé a un contraste fort lorsque considéré dans le contexte de comment ceci impacte les niveaux de capture morte actuels assumés (lignes verticales en pointillés dans la Figure 67). La capture morte maximale où il y avait $\geq 95\%$ de probabilité de $F < F_{0,4S_0}$ variait de 0 t pour le scénario de faible productivité à 250 t pour le scénario de haute productivité (Figure 67). Le scénario de base a résulté en 150 t de capture morte correspondant à une probabilité $\geq 0,95$ que $F < F_{0,4S_0}$, tandis que 200 t surpassait $F_{0,4S_0}$ avec une haute probabilité (Figure 67). Lorsque les taux de mortalité de rejets faible, de base, et élevé utilisés dans l'évaluation étaient appliqués à la capture moyenne rapportée des cinq dernières années, ils ont résulté en 160 t, 315 t, et 423 t de capture morte par année.

5.2. CONSIDÉRATIONS COSEPAC ET DE RÉTABLISSEMENT

Nous fournissons des informations pertinentes à l'évaluation du statut COSEPAC sur la probabilité de déclin de population dans l'Annexe E. De plus, bien qu'un plan de rétablissement complet soit au-delà de la portée de ce rapport, nous fournissons des informations pertinentes à un plan de rétablissement potentiel dans l'Annexe F.

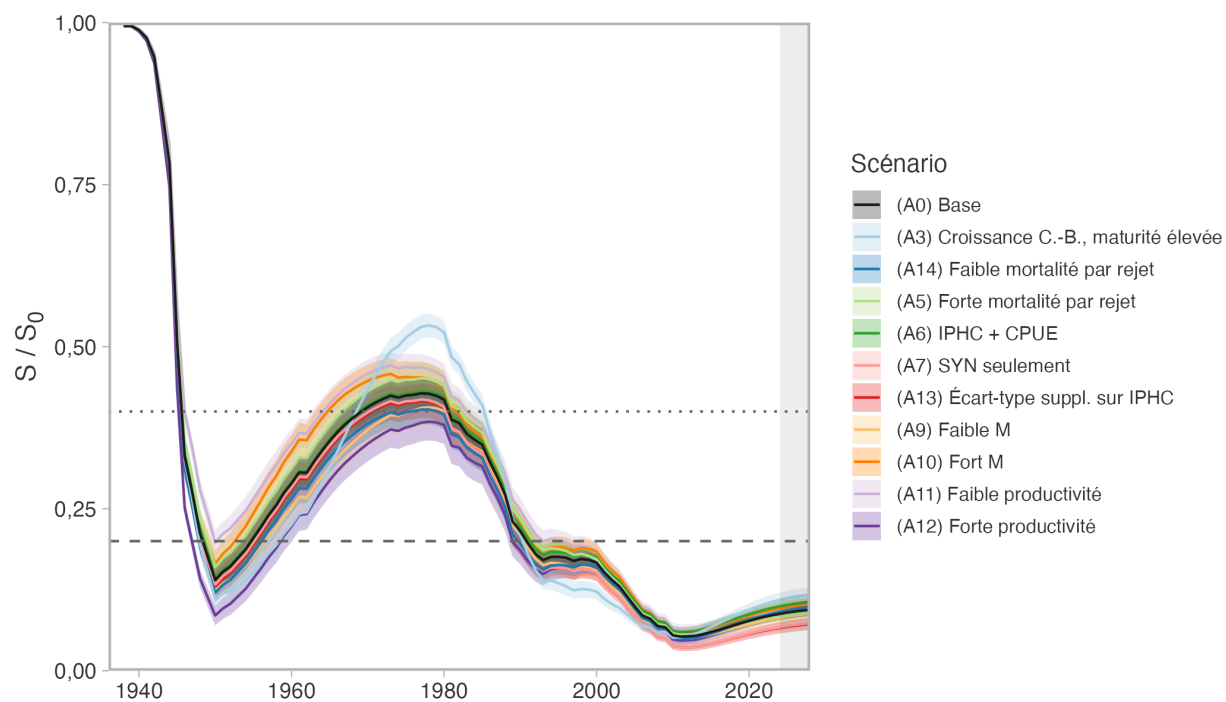


Figure 56. Épuisement (S/S_0) au fil du temps à travers les modèles. Les lignes représentent les moyennes et les rubans représentent les intervalles de confiance à 95 %. La ligne pointillée indique $0,4 S/S_0$ (un PRS proposé) et la ligne en tirets indique $0,2 S/S_0$ (un PRL proposé). Le rectangle gris ombré à droite représente une projection de 5 ans (2024–2028) à $F_{0,4S_0}$.

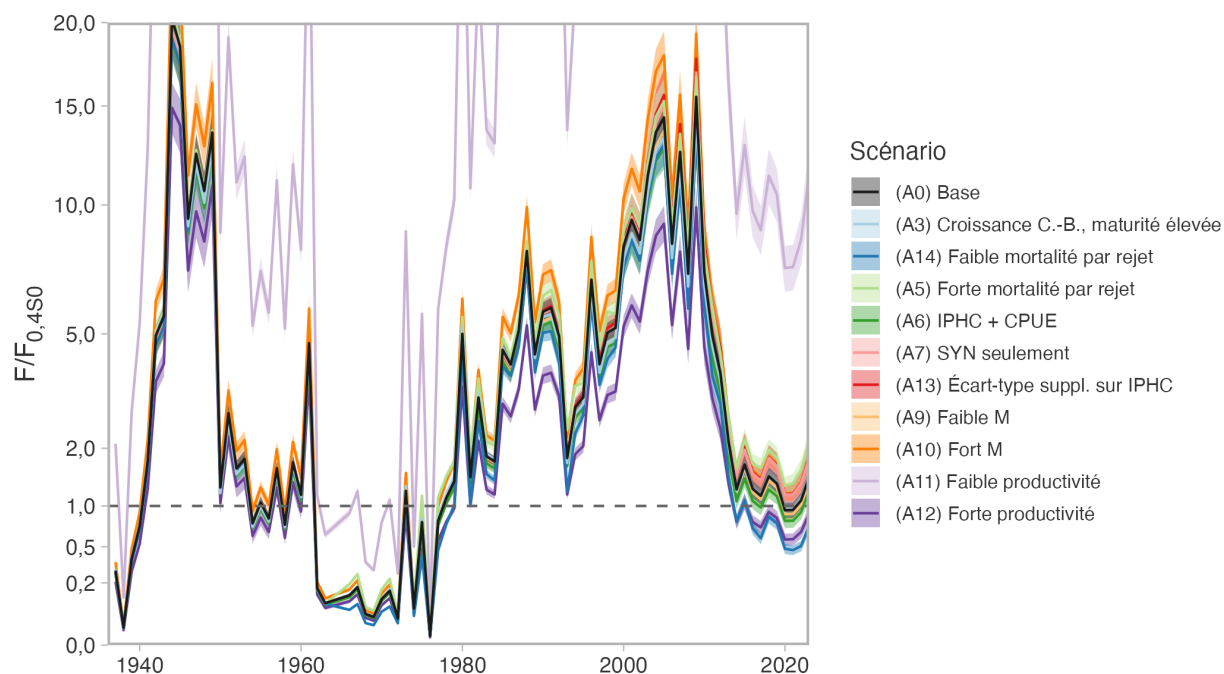


Figure 57. Mortalité par pêche sur mortalité par pêche à $F_{0,4S_0}$ (la mortalité par pêche qui devrait atteindre $0,4S_0$ à l'équilibre) à travers les modèles. Les lignes représentent les moyennes et les rubans représentent les intervalles de confiance à 95 %. $F_{0,4S_0}$ est un taux de référence de prélèvement proposé. Une valeur de 1 (ligne en tirets) représente les valeurs à ce taux de référence de prélèvement.

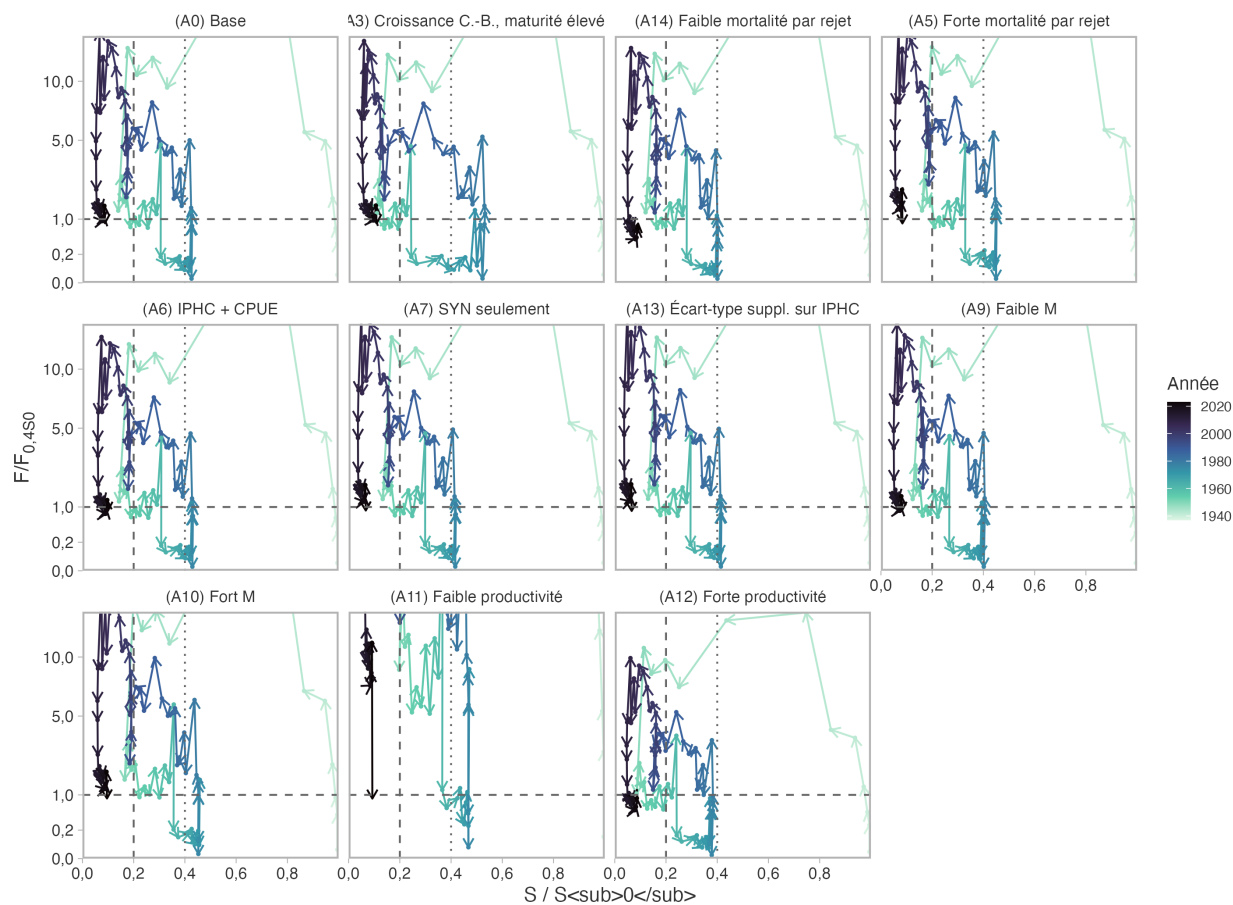


Figure 58. Graphique « Kobe » montrant la mortalité par pêche sur la mortalité par pêche à $F_{0,4S0}$ (axe y) et la production de reproducteurs sur la production de reproducteurs non pêchés (S/S_0) (axe x). Les années individuelles sont connectées dans l'ordre par des flèches. Une ligne horizontale en tirets à 1 représente F au taux de référence de prélèvement proposé. Les lignes verticales en tirets et pointillées représentent les points de référence PRL et PRS proposés.

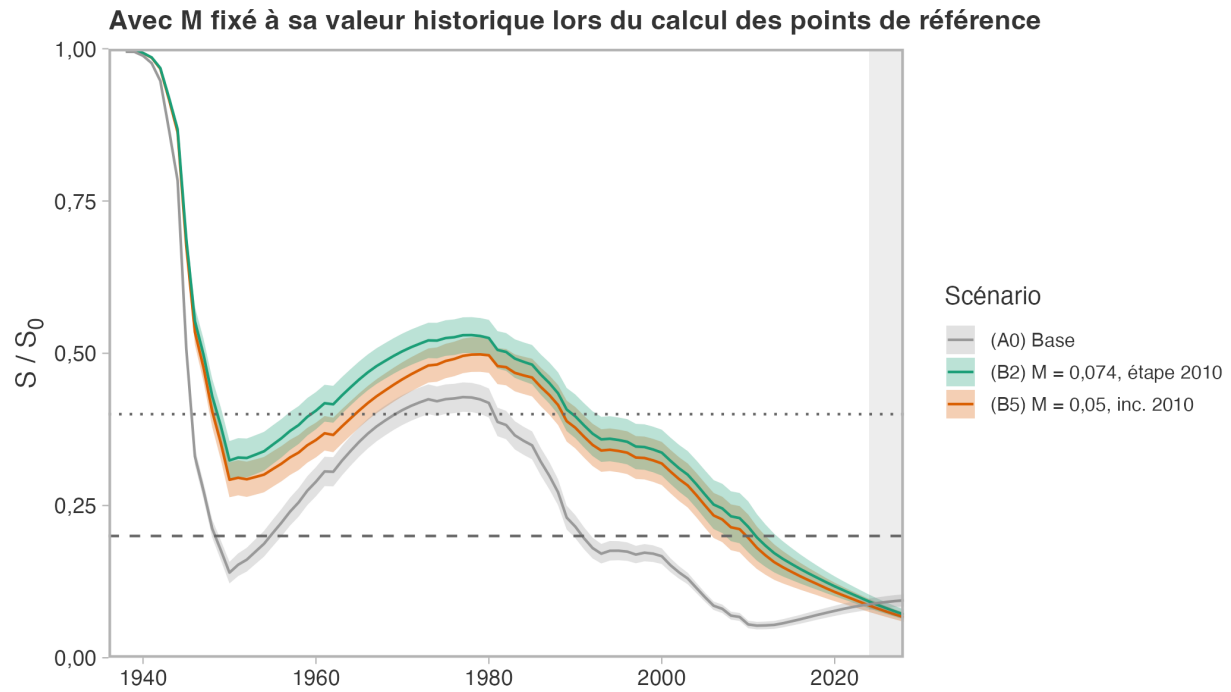


Figure 59. Identique à la Figure 56 mais pour deux des scénarios de M variant dans le temps. Notez que dans le calcul de S_0 , et dans la capture de référence utilisée dans la projection, M a été fixé au niveau historique avant qu'une augmentation ne soit modélisée afin de calculer les points de référence. Ceci est dû au fait que M finit par être estimé à un niveau où le stock ne peut pas se remplacer.

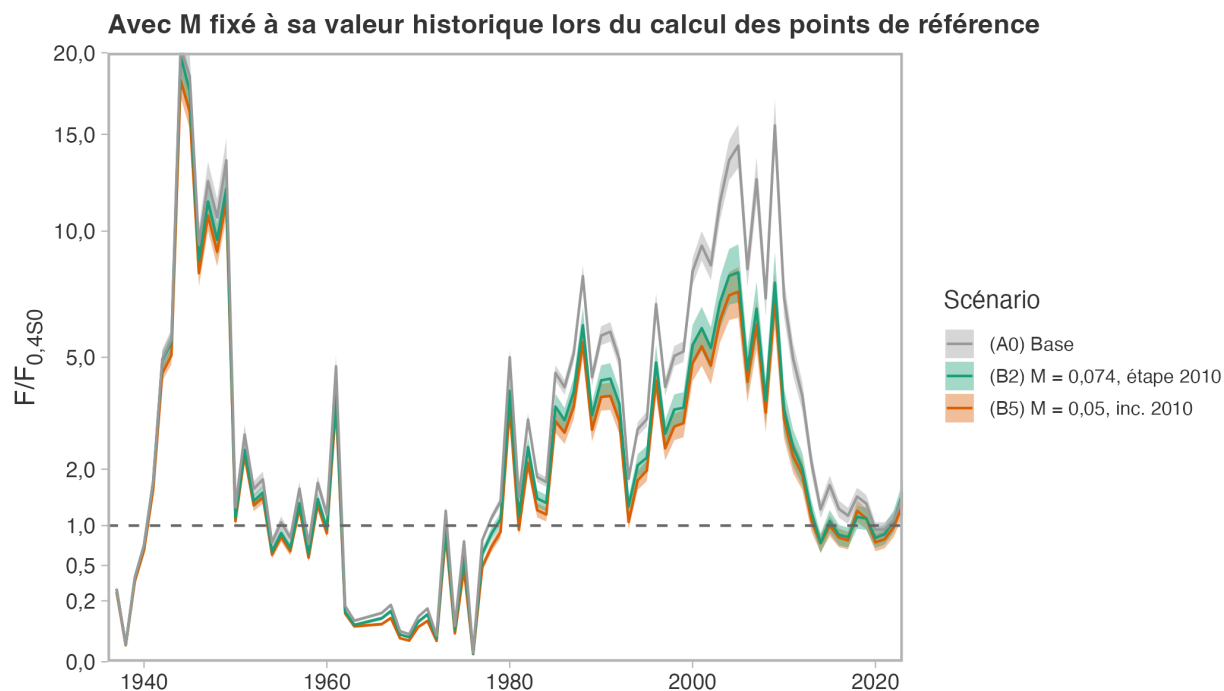


Figure 60. Identique à la Figure 57 mais pour deux des scénarios de M variant dans le temps. Notez que dans le calcul de $F_{0.4S0}$, M a été fixé au niveau historique avant qu'une augmentation ne soit modélisée afin de calculer les points de référence. Ceci est dû au fait que M finit par être estimé à un niveau où le stock ne peut pas se remplacer. La production de frai continue de décliner dans la période de projection malgré le fait que F soit fixé au $F_{0.4S0}$ historique.

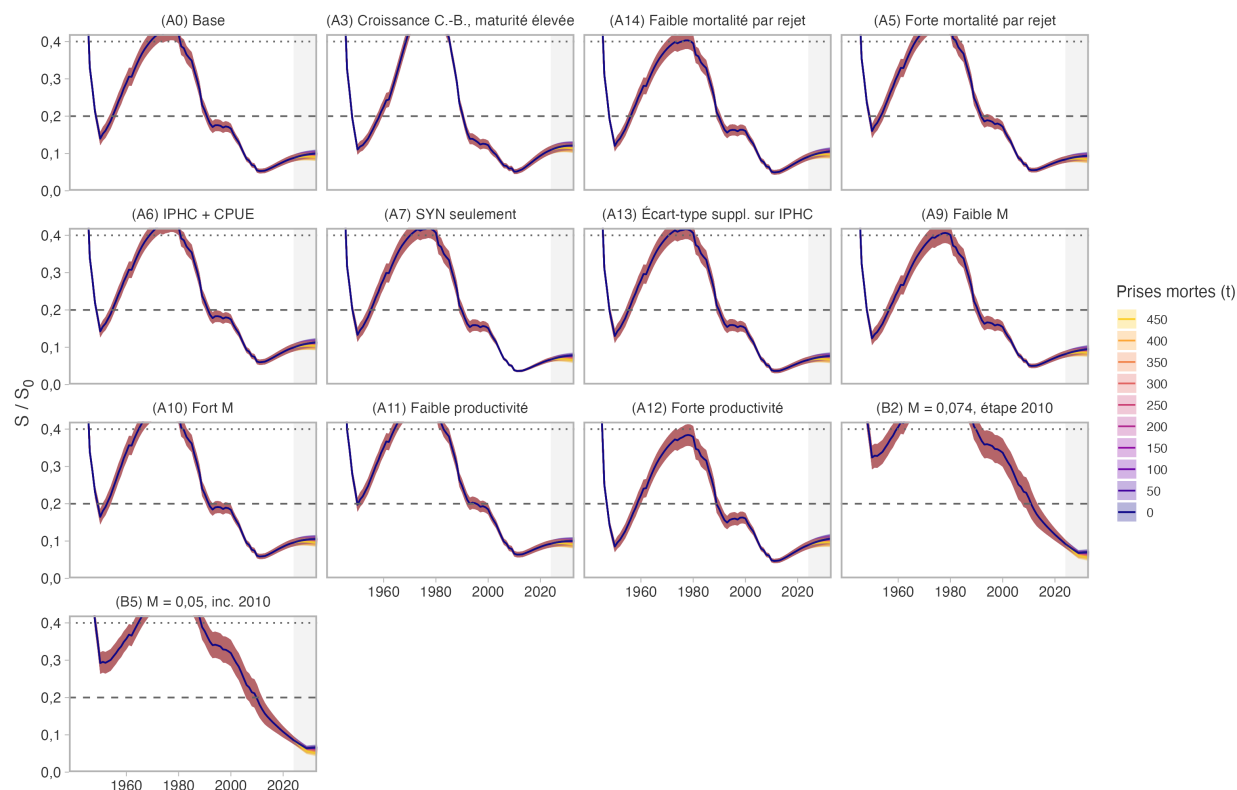


Figure 61. Projections illustratives conditionnelles aux ajustements de modèles pour 10 ans à différents niveaux de capture morte. Notez que l'axe des y est tronqué près de $0,4 S/S_0$ pour faciliter la différenciation des projections. La ligne pointillée représente un RLS proposé de $0,4 S/S_0$ et la ligne tiretée représente un PRL proposé de $0,2 S/S_0$. Les modèles « B » permettent une augmentation de la mortalité naturelle mais ne s'alignent pas entièrement avec notre compréhension de la synchronisation plausible des changements de M . Les lignes représentent les moyennes et les rubans représentent les intervalles de confiance asymptotiques à 95%. Le rectangle ombré représente la période de projection.

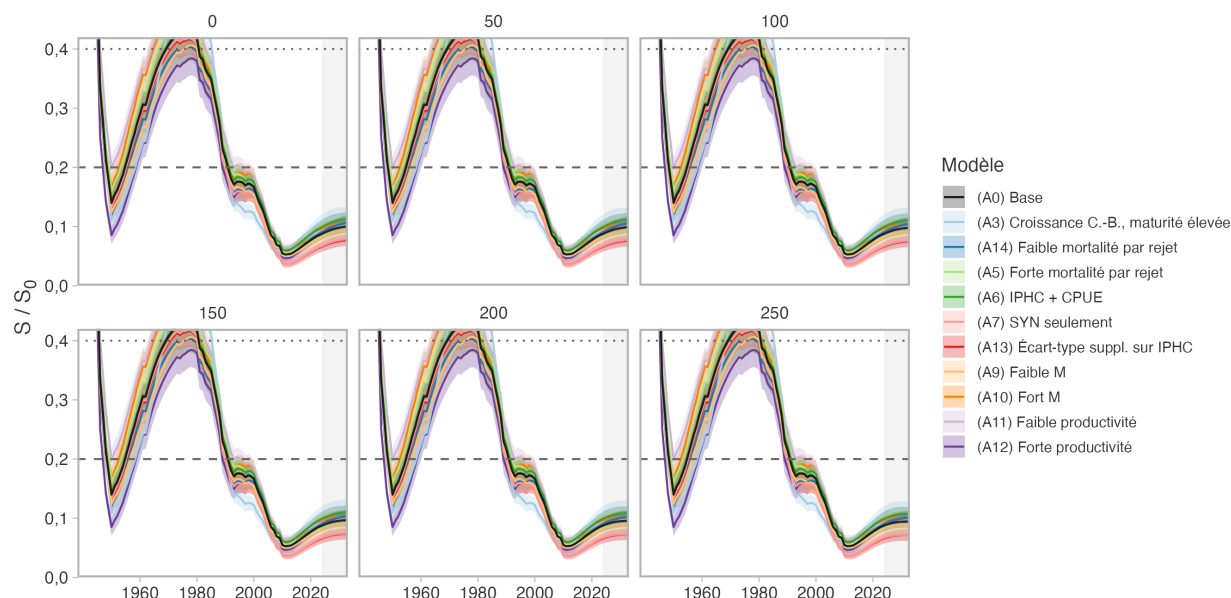


Figure 62. Identique à la Figure 61 mais avec des panneaux pour les niveaux de capture morte (en tonnes) et avec les modèles présentés en différentes couleurs. Les modèles « B » sont omis ici.

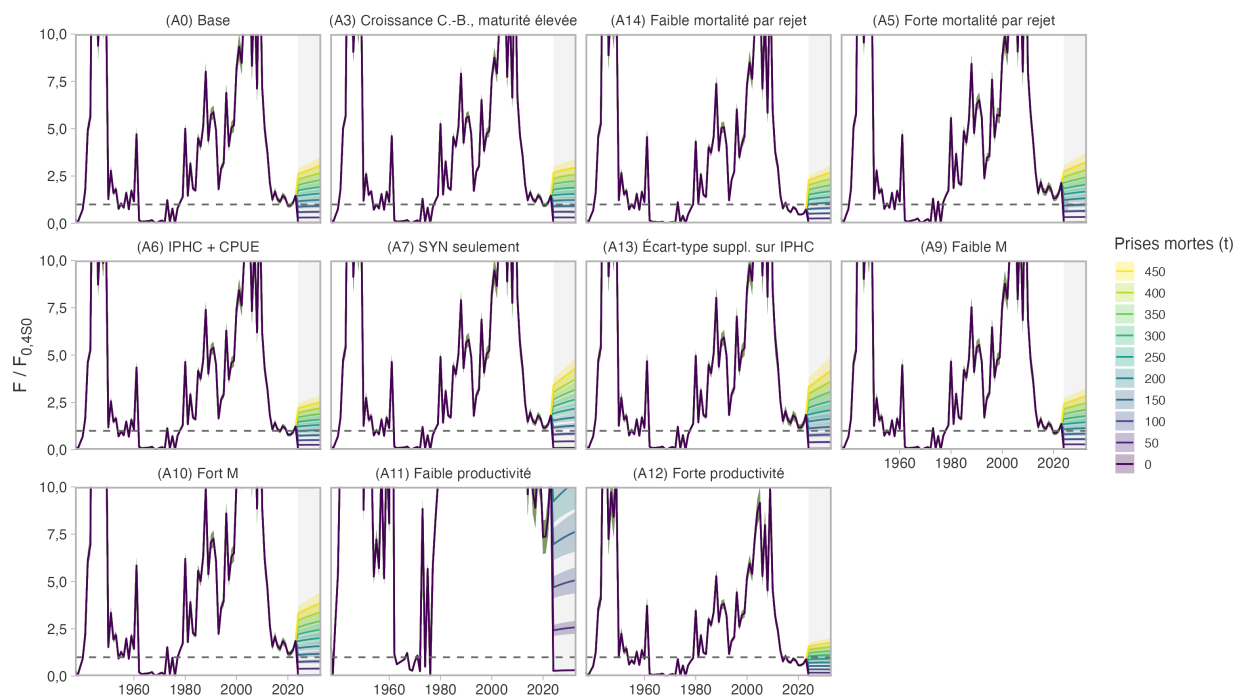


Figure 63. Projections illustratives conditionnelles aux ajustements de modèles pour 10 ans à différents niveaux de capture morte. La ligne tirée à une valeur de F correspondant à une référence de prélèvement proposée de $F_{0,4S0}$. Les modèles « B » sont omis ici. Les lignes représentent les moyennes et les rubans représentent les intervalles de confiance asymptotiques à 95%. Le rectangle ombré représente la période de projection.

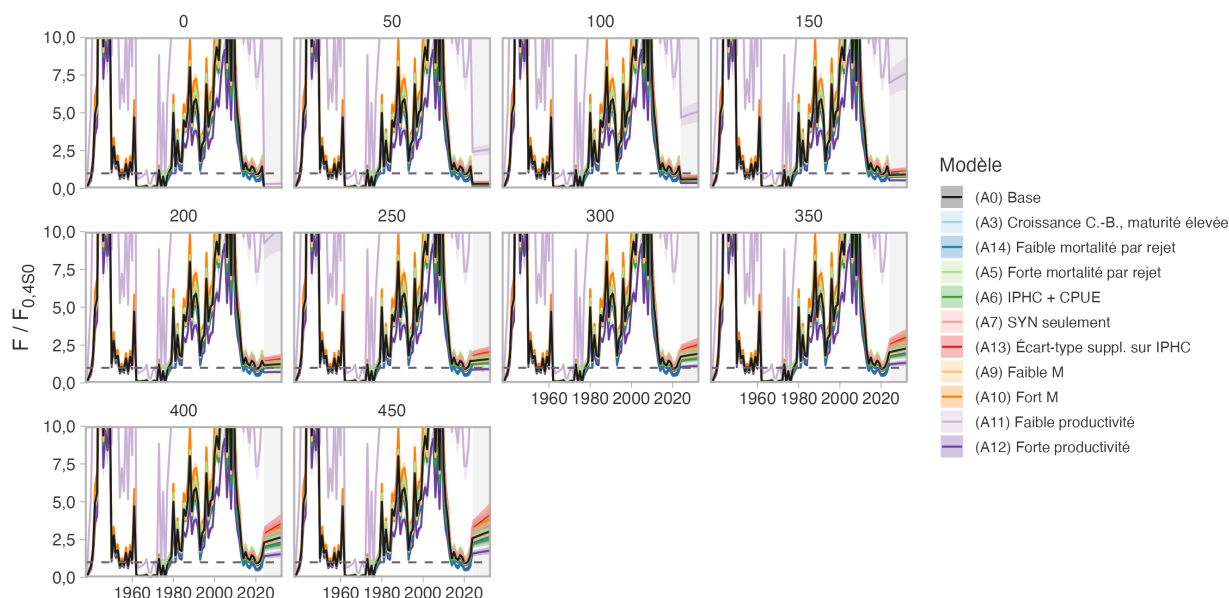


Figure 64. Identique à la Figure 63 mais avec des panneaux pour les niveaux de capture morte (en tonnes) et avec les modèles présentés en différentes couleurs. Les modèles « B » sont omis ici.

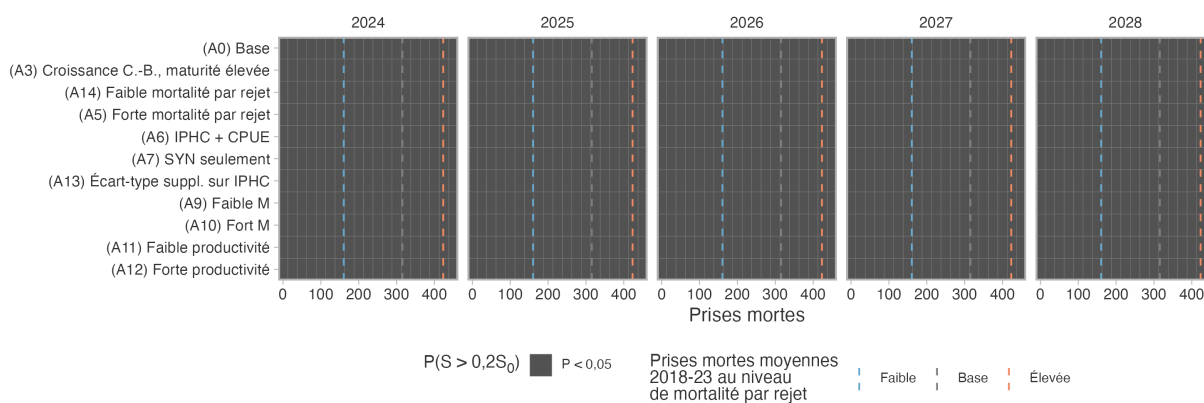


Figure 65. Illustration de la probabilité que $S > 0.2S_0$ à travers les modèles et les niveaux de capture morte. Les probabilités sont basées sur les intervalles de confiance asymptotiques. Les lignes verticales tiretées indiquent la capture morte totale moyenne au cours des cinq dernières années sous les scénarios de mortalité de rejet faible, de base et élevée. Tous les modèles et tous les niveaux de capture morte résultent en $P < 0,05$ que $S > 0,2S_0$.

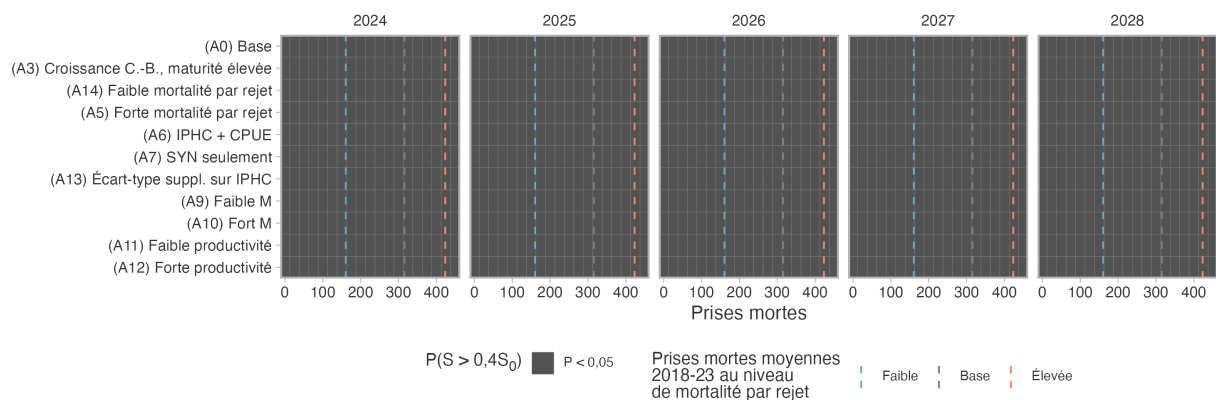


Figure 66. Illustration de la probabilité que $S > 0.4S_0$ à travers les modèles et les niveaux de capture morte. Les probabilités sont basées sur les intervalles de confiance asymptotiques. Les lignes verticales tiretées indiquent la capture morte totale moyenne au cours des cinq dernières années sous les scénarios de mortalité de rejet faible, de base et élevée. Tous les modèles et tous les niveaux de capture morte résultent en $P < 0,05$ que $S > 0,4S_0$.

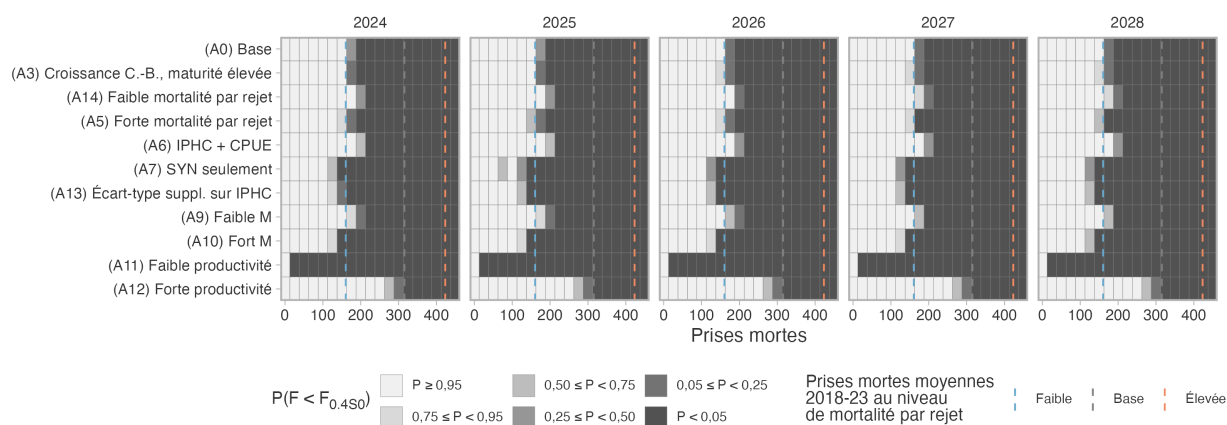


Figure 67. Illustration de la probabilité que $F < F_{0.4S_0}$ (avec $F_{0.4S_0}$ étant un taux de référence de prélèvement possible) à travers les modèles et les niveaux de capture morte. Les probabilités sont basées sur les intervalles de confiance asymptotiques. Les lignes verticales tiretées indiquent la capture morte totale moyenne au cours des cinq dernières années sous les scénarios de mortalité de rejet faible, de base et élevée.

6. DISCUSSION

Nous avons développé des modèles de dynamique de population structurés par âge et par sexe ajustés aux données de capture de pêche et d'enquête, aux indices d'abondance et aux données de composition des longueurs pour l'aiguillat commun de la côte extérieure de la C.-B. Nous avons exploré une gamme d'incertitudes paramétriques et structurelles à travers 20 modèles alternatifs. Tous les modèles ont estimé que le stock était à un niveau faible de production de frai comparé à la production de frai non exploitée. Basé sur un PRL proposé de $0,2 S/S_0$, tous les modèles ont estimé que le stock était en dessous de ce seuil avec une très forte probabilité, conditionnellement à leurs hypothèses. Nous avons proposé un taux de référence de prélèvement potentiel et exploré les captures impliquées par ce taux à travers la gamme d'hypothèses considérées dans les modèles.

Dans cette section de discussion, nous discutons des améliorations aux méthodes dans cette évaluation comparée à l'évaluation précédente, des défis d'ajustement aux indices d'enquête, des preuves de mortalité naturelle variant dans le temps, des défis d'estimation de la dynamique dépendante de la densité, et pourquoi—malgré ces défis—nos modèles et les données sont informatifs en ce qui concerne le statut du stock et fournissent de l'information concernant les conseils de capture. Nous discutons ensuite des considérations environnementales, des recommandations de recherche, d'un calendrier suggéré pour revisiter l'évaluation, et notons spécifiquement comment ce document a répondu aux objectifs des Termes de Référence.

Nous avons transité d'un modèle de production excédentaire utilisé dans l'évaluation précédente en 2010 (Gallucci et al. 2011, MPO 2010) à une évaluation structurée par âge ajustée aux données de composition des longueurs, captures et indices d'abondance. Cette transition a été rendue possible par la disponibilité de nouvelles données substantielles d'indices d'enquête et de composition des longueurs. Un modèle structuré par âge présente plusieurs avantages par rapport à un modèle de production excédentaire plus simple, principalement dans le réalisme biologique qui peut être modélisé. Notre modèle structuré par âge nous a permis d'évaluer des trajectoires de population qui sont cohérentes avec notre compréhension de la croissance, de la maturité, de la fécondité et de la productivité stock-recrutement de l'aiguillat commun tout en ajustant aussi les données de composition des longueurs et d'indices. Mécaniquement, les modèles structurés par âge incorporent des retards dans la réponse de la population dus à la maturité tardive et à la faible fécondité. Similairement à l'évaluation précédente de l'aiguillat commun de la C.-B. (Gallucci et al. 2011), et à l'évaluation précédente de l'aiguillat commun de la côte ouest des États-Unis (Gertseva et al. 2021), nous avons été incapables d'estimer un paramètre de productivité sans que ce paramètre atteigne une borne inférieure. Cependant, nous avons été capables de borner les prédictions de recrutement avec une courbe stock-recrutement (Taylor et al. 2013*b*) conçue explicitement pour l'aiguillat commun et d'autres espèces à faible fécondité.

Actuellement, trois enquêtes majeures capturent l'aiguillat commun dans les eaux extérieures, chacune ayant des tendances en déclin, mais quelque peu différentes au fil du temps. Puisque toutes les trois ont une couverture significative de l'habitat de l'aiguillat commun, il est difficile d'exclure toute série d'indices d'abondance. Les modèles de population développés dans ce document ont eu de la difficulté à s'ajuster à l'enquête Synoptique, qui était présumément une enquête représentative puisqu'elle échantillonne principalement l'habitat de l'aiguillat commun, c'est-à-dire l'habitat boueux. Des déclins rapides dans l'indice Synoptique ne pouvaient pas être expliqués par l'historique des captures seul. Le meilleur ajustement à l'indice Synoptique s'est produit lorsqu'une augmentation de la mortalité naturelle a été modélisée. Aucun modèle

ne pouvait capturer le taux de déclin dans l'indice HBLL. L'enquête HBLL couvre explicitement l'habitat de fond dur (rocheux), c'est-à-dire un habitat moins préféré de l'aiguillat commun. Bien que nous n'ayons pas de données supplémentaires pour soutenir l'hypothèse, une possibilité est que l'enquête HBLL génère un indice hyperdepletion en raison de l'aiguillat commun qui s'éloigne moins de son habitat boueux préféré lorsque les densités de population sont plus faibles. Une autre possibilité est que les déclins ont été plus prononcés dans les eaux moins profondes (Figure B.12) et l'enquête HBLL a une plage de profondeur plus faible et plus étroite que les autres enquêtes.

Les modèles étaient sensibles aux hypothèses de mortalité naturelle variant dans le temps. Les seuls modèles plausibles de mortalité naturelle variant dans le temps avaient des augmentations de mortalité naturelle en 2010, et suivaient le déclin dans l'indice Synoptique. Il y a un certain soutien pour la synchronisation de l'augmentation de la mortalité naturelle si ces modèles incorporent l'hypothèse de mortalité par prédation par les pinnipèdes. Une augmentation triple des populations hivernantes de lions de mer de Californie a été estimée depuis le début de la série chronologique (2010), sans augmentation significative depuis 2017 (MPO 2023). D'autre part, le nombre de lions de mer de Steller hivernant en C.-B. a augmenté d'environ 3,8% par année depuis les années 1970 (MPO 2021, Olesiuk 2018), se rétablissant des programmes de contrôle et des récoltes commerciales et surpassant les niveaux historiques de pointe (Olesiuk 2018). Cependant, les modèles avec des augmentations plus précoces de mortalité naturelle pour l'aiguillat commun, ont été jugés implausibles en raison du manque de dépletion de la pêche de vitamine A dans leur dynamique. Nous notons que M pourrait aussi augmenter à mesure que la population d'aiguillat commun diminue même avec une population de prédateurs constante puisque le nombre d'individus qui sont la proie ne diminue pas nécessairement proportionnellement avec la diminution de la taille de la population.

La faible fécondité limite la dynamique dépendante de la densité, c'est-à-dire la pente, de la population donnée la fonction stock-recrutement basée sur la survie (Taylor et al. 2013b). Ceci est en contraste avec une relation stock-recrutement de Beverton-Holt, par exemple, qui n'a pas de telle limite sur la productivité (Taylor et al. 2013b). Le profil de vraisemblance indiquait qu'il y avait peu ou pas de dépendance de la densité, empêchant le calcul des points de référence de pêche basés sur le RMD. D'autre part, il y avait peu de différence discernable dans les ajustements d'indices entre toutes les valeurs de pente jusqu'à la valeur maximale. Ceci est probablement parce que les indices d'enquête n'apparaissent pas dans les données jusqu'à un moment où le stock est déjà estimé être faible sur la courbe stock-recrutement où il y a peu de différence dans la forme à travers les paramètres stock-recrutement. Nous avons donc choisi de fixer la pente à une gamme de valeurs possibles, suivant l'exemple de Gertseva et al. (2021).

Les analyses de sensibilité pour évaluer les incertitudes dans d'autres paramètres biologiques n'ont pas substantiellement altéré la perception de l'abondance historique du stock. La trajectoire de population était considérablement contrainte par la faible fécondité. Cependant, ce comportement pourrait être indicatif de robustesse ou il pourrait refléter l'omission d'une différence structurelle majeure supplémentaire entre la réalité et la dynamique de système assumée. Par exemple, le modèle de dynamique de population pourrait être modifié pour permettre une dynamique dépendante de la densité supplémentaire, comme la survie naturelle des adultes, pour tenir compte des rebonds historiques dans la population (Wood et al. 1979). Cependant, le M dépendant de la densité n'est actuellement pas susceptible d'être le facteur le plus important affectant l'abondance de l'aiguillat commun puisque les déclins que nous observons sont sur un stock à des niveaux de dépletion déjà de 0,4 ou moins.

Le statut actuel estimé est inféré du déclin dans les indices à la lumière de faibles captures relatives aux niveaux historiques. Bien que les données de longueur ne soient probablement pas informatives sur la dépletion du stock dans ce modèle, elles indiquent qu'il y a une mortalité de rejet sur les femelles immatures—des flottes de chalut de fond et de mi-eau. La vulnérabilité des femelles immatures réduit la survie jusqu'aux âges matures. Par conséquent, il est attendu que toute réduction de cette mortalité sur les jeunes aiguillats communs aurait des effets disproportionnés sur la capacité du stock à se rétablir comparé aux réductions globales de la mortalité de pêche. Cependant, l'étendue exacte à laquelle le rejet des jeunes aiguillats communs affecte le statut de la population est obscurcie par les incertitudes dans la pente et le taux de mortalité de rejet.

À la lumière des défis documentés ci-dessus dans la reconstruction de la dynamique de population de l'aiguillat commun de la côte extérieure, les tables de décision ne sont pas explicitement présentées dans ce rapport. Cependant, cette évaluation est la meilleure reconstruction de population actuellement possible avec les données disponibles et fournit une perspective cohérente sur l'aiguillat commun de la côte extérieure pour plusieurs raisons :

- Les données de composition des longueurs commerciales sont variables d'année en année, possiblement dues à des problèmes d'échantillonnage. Indépendamment de la raison, aucun modèle de population pour une espèce si longévive ne sera capable de réconcilier leur variabilité.
- Nous avons été incapables d'estimer les paramètres définissant la dépendance de la densité dans la courbe stock-recrutement ; cependant, l'évaluation de la côte ouest des États-Unis a fait face au même défi (Gertseva et al. 2021) tout comme le document original définissant cette courbe stock-recrutement malgré la fixation des paramètres de sélectivité (Taylor et al. 2013b). Nous avons donc borné une gamme de formes de dépendance de la densité plausibles et montrons les résultats sous le scénario extrême de survie maximale possible des jeunes à mesure que le stock approche zéro ($z_{\text{frac}} = 1$).
- Les modèles d'évaluation performant le mieux lorsque les données de soutien, par exemple les CPUE de pêche ou les indices d'enquête, informent sur l'ampleur du déclin du stock dans la période de plus fortes captures. Ces données ne sont pas disponibles lorsque les plus grandes captures de pêche ont été observées au début du 20^e siècle ; cependant, ces données n'existeront jamais.
- Nous avons été incapables d'ajuster deux des déclin d'indices d'enquête les plus prononcés dans la plupart de nos modèles (l'évaluation de la côte ouest des États-Unis avait des défis similaires ; Gertseva et al. 2021), mais si nous avons ajusté ces indices, le modèle aurait inféré des déclin plus prononcés dans la taille du stock. Même en manquant le déclin dans ces indices, le stock est déjà estimé avoir franchi un niveau de dépletion qui est au-delà de ce que nous proposons comme une définition raisonnable d'un PRL à travers même les plus optimistes des modèles considérés. Par conséquent, le biais attendu est dans une direction qui augmenterait davantage la préoccupation de conservation mais placerait le stock au même endroit d'une perspective de politique—en dessous du PRL.
- Nous avons été incapables d'adresser toutes les sources majeures d'incertitude dans un seul modèle ; cependant, ceci n'est pas rare dans l'évaluation de stock. À travers les approximativement 20 modèles alternatifs, nous avons borné une large gamme d'incertitudes paramétriques et structurelles possibles.
- Les estimations de dépletion du stock étaient assez cohérentes à travers les modèles considérés ; cependant, ceci est plausible parce que la dynamique de population de l'aiguillat

commun est fortement contrainte par la durée de vie (et donc la mortalité naturelle), la maturité tardive, la fécondité, et une période de gestation de deux ans. Il y a donc une bande plus serrée de dynamique de population plausible que nous pouvons ajuster aux données que pour la plupart des poissons téléostéens où la dynamique peut ne pas être bornée par la fécondité.

- Il y a une variabilité considérable à travers les modèles sur la façon dont les changements aux captures seraient attendus affecter la trajectoire du stock. Cependant, même les modèles les plus optimistes considérés ici, c'est-à-dire avec une productivité élevée et une faible mortalité de rejet, suggèrent que des niveaux de capture bien en dessous du total admissible de captures actuel seraient requis pour avoir une probabilité raisonnable de rétablissement du stock.
- La productivité limitée de l'aiguillat commun, la taille de population estimée, et les déclin prononcés au cours des deux dernières décennies dans plusieurs indices de population basés sur des enquêtes suggèrent que les captures devraient être considérablement plus faibles que le total admissible de captures actuel et pas plus élevées que les captures récentes pour être cohérentes avec une approche de précaution à la gestion des stocks. Ce résultat est indépendant du choix des points de référence.

6.1. CONSIDÉRATIONS ENVIRONNEMENTALES

Bien que nous n'ayons pas considéré les conditions environnementales directement dans la modélisation de la dynamique de population au-delà des scénarios de mortalité naturelle variant dans le temps, d'autres recherches récentes ont examiné les possibles moteurs climatiques de la distribution de l'aiguillat commun de la côte extérieure en C.-B. Peut-être le plus pertinent, dans un article examinant 38 espèces de poissons de fond, English et al. (2021) n'a pas trouvé de patterns forts dans les changements à la distribution de l'aiguillat commun corrélés avec les changements locaux à la température de fond ou l'oxygène dissous. Dans les eaux de la côte ouest des États-Unis, Taylor and Gallucci (2009) ont considéré si le climat pourrait expliquer les déclin dans la longueur et l'âge à la maturité mais ont été incapables d'arriver à une conclusion sur le sujet. Ils ont noté les défis d'attribuer la population ou la démographie aux conditions environnementales pour une espèce longévive comme l'aiguillat commun qui sert d'« intégrateur biologique » extrême des conditions au fil du temps.

Il a été hypothétisé que l'aiguillat commun pourrait avoir déplacé sa gamme vers le nord, potentiellement en raison du changement climatique (Conrath and Foy 2009, Orlov et al. 2012, Shiffman et al. 2022). Cependant, un travail en cours (Davidson et al. 2025) a trouvé des déclin à l'échelle de la côte dans les données d'enquête de chalut de fond et de palangre au cours des deux dernières décennies de la Californie au golfe de l'Alaska. Le taux de déclin était similaire le long de la côte ouest des États-Unis et de la côte de la C.-B. Bien que le taux global de déclin était moins prononcé dans le golfe de l'Alaska, les densités de population ont été trouvées avoir décliné à travers le golfe de l'Alaska aussi au cours de la même période.

Une autre possibilité est que l'aiguillat commun se soit déplacé plus loin au large (ou vers la côte) en dehors des domaines de pêche et d'enquête—peut-être en réponse aux changements de température, d'oxygène, ou pour éviter la prédation dans les eaux moins profondes. En effet, le déclin de CPUE du chalut de fond était le plus fort dans les eaux moins profondes (< 100 m) et le plus faible (bien que toujours présent) dans les eaux profondes (> 200 m) (Figure B.12) et le déclin d'enquête le plus prononcé était dans l'enquête HBLL OUT, qui est la moins profonde des enquêtes incluses. Cependant, l'enquête de chalut Synoptique a régulièrement des traits

sous 400 m, sous lesquels l'aiguillat commun n'est rencontré qu'en densités mineures (Figure A.17), donc l'enquête devrait être assez profonde pour englober un déplacement de la profondeur de pointe actuelle (≈ 100 m). De plus, l'enquête de trappe au large de la C.-B. pour la morue charbonnière *Anoplopoma fimbria* montre une tendance stable pour l'aiguillat commun (Figure A.29). En ce qui concerne les eaux intérieures de l'île de Vancouver, l'indice d'enquête HBLL intérieur pour l'aiguillat commun a été en déclin au cours des deux dernières décennies (Anderson et al. 2024a), ce qui suggère que l'aiguillat commun ne s'est pas déplacé hors du domaine d'enquête vers ces eaux. Concernant les moteurs environnementaux d'un tel mouvement, comme noté ci-dessus, English et al. (2021) ont échoué à trouver des relations fortes entre les changements locaux de température de fond ou d'oxygène dissous et les changements à la distribution de l'aiguillat commun en C.-B.

Une troisième hypothèse est que les changements dans la distribution saisonnière ont causé un déclin dans la capturabilité pour les enquêtes qui sont typiquement menées en été (Figure A.2). Cependant, la série chronologique de CPUE du chalut de fond commercial est standardisée basée sur des données annuelles. De plus, lorsque nous avons recalculé l'indice CPUE pour des mois individuels, nous avons trouvé des déclins typiquement allant d' $\approx 30\%$ à $\approx 50\%$ par décennie sans tendance saisonnière claire (Figure B.14). Août avait le déclin le plus prononcé à $\approx 60\%$ et le déclin le moins prononcé était en novembre à $\approx 20\%$ (Figure B.14). L'enquête HBLL OUT est typiquement menée d'août à septembre, donc un déclin d'août plus prononcé peut expliquer une partie de la divergence de cette enquête par rapport aux autres. Cependant, l'enquête Synoptique WCVI, d'où provient la majeure partie de la biomasse pour l'indice Synoptique à l'échelle de la côte (Figure A.23), est menée de mai à juin lorsque le déclin dans la CPUE commerciale par mois apparaît typique.

Pris ensemble, nous n'observons pas de preuves convaincantes de déplacements vers le nord, au large, ou saisonniers dans la distribution qui expliqueraient la majorité des déclins dans les indices de biomasse ou d'abondance de l'aiguillat commun. Indépendamment de la cause des déclins observés—que ce soit la mortalité naturelle, la mortalité de pêche, ou le mouvement—les indices de population et la reconstruction de population suggèrent qu'il y a beaucoup moins d'aiguillats communs en C.-B. qu'il n'y en avait lorsque les enquêtes ont commencé, et les captures devraient être ajustées en conséquence pour rester cohérentes avec une approche de précaution à la gestion.

6.2. RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE

Bien qu'il soit critique de continuer la collecte des données de pêche et d'enquête actuelles, il n'est pas probable que les flux de données actuels améliorent substantiellement ce modèle d'évaluation de stock dans un avenir proche. Dans cette section, nous suggérons des recommandations pour la recherche future qui peut améliorer les évaluations futures de l'aiguillat commun.

L'échange entre les populations d'aiguillat commun de la côte ouest des États-Unis, de la C.-B. et de l'Alaska est pensé être faible basé sur les études de marquage précédentes (voir la revue dans la Section 1.2). Cependant, un certain degré d'échange se produit et les stocks voisins peuvent subir des pressions écosystémiques partagées. Il serait valable d'investiguer le degré auquel les tendances dans les indices d'enquête le long de toute la côte du Pacifique nord-est sont cohérentes. Certains points chauds de densité de population d'aiguillat commun (p. ex., le long de la portion sud de la côte ouest de l'île de Vancouver) bordent les eaux de régions voisines (État de Washington). Il y a un travail en cours sur ce sujet à travers une collaboration avec des scientifiques de l'AFSC (Alaska Fisheries Science Center), du NWFSC (Northwest

Fisheries Science Center) et de PBS (Station biologique du Pacifique). Les résultats préliminaires (non montrés) indiquent des déclin le long de toute la côte, mais avec des taux de déclin plus prononcés sur la côte ouest des États-Unis et en C.-B. vs l'Alaska et des taux de déclin plus prononcés dans les enquêtes de chalut vs l'enquête IPHC.

Les scénarios de mortalité naturelle variant dans le temps pourraient être mieux justifiés (ou exclus) et mieux paramétrés avec la connaissance des patterns alimentaires actuels et historiques des prédateurs de l'aiguillat commun. Les prédateurs incluent les mammifères marins tels que les lions de mer, les orques et les éléphants de mer du nord (*Mirounga angustirostris*). Cependant, les données sur les taux de prédation sont actuellement limitées. Les données alimentaires existantes pour les populations de lions de mer de Steller de l'Alaska, (p. ex., Trites and Calkins 2008, Winship and Trites 2003) suggèrent que l'aiguillat commun n'était pas un composant alimentaire majeur (1993–1999). En Californie, l'aiguillat commun a été trouvé composer $\approx 8\%$ des régimes alimentaires des lions de mer de Californie (*Zalophus californianus*) (1997–1999) à travers une analyse de parties dures d'excréments. Il est possible que l'analyse de parties dures d'excréments ait sous-estimé la consommation d'aiguillat commun car de nombreux prédateurs de requins consomment exclusivement le foie riche en lipides (p. ex., Fallows et al. 2015, Ford et al. 2011). Il y a une recherche en cours à la Station biologique du Pacifique analysant les données d'excréments de lions de mer de Steller et de Californie pour évaluer les tendances dans leur régime alimentaire par région en C.-B. Les résultats préliminaires suggèrent que l'aiguillat commun pourrait composer un pourcentage notable du régime alimentaire des lions de mer de Steller et de Californie dans les eaux extérieures de la C.-B. (K. Trzcinski, communication personnelle). Outre l'augmentation de la prédation par les lions de mer, il y a aussi un potentiel d'effets non létaux des lions de mer sur l'aiguillat commun (p. ex., changements dans le paysage de peur qui affectent la disponibilité de l'aiguillat commun à la pêche et à l'enquête).

Un autre prédateur, les orques du large (*Orcinus orca*), consomment les requins comme leurs proies principales (Dahlheim et al. 2008, Ford et al. 2011). Avec la perte des requins pèlerins (*Cetorhinus maximus*) des eaux de la C.-B. (DFO 2009), une dépendance accrue sur l'aiguillat commun peut être possible. Il y a aussi un travail en cours à la Station biologique du Pacifique pour comprendre les régimes alimentaires des orques résidentes (*Orcinus orca rectipinnus*) ; l'aiguillat commun forme une portion de leur régime alimentaire (T. Doniol-Valcroze, communication personnelle).

Bien qu'il y ait des données de vieillissement historiques disponibles pour l'aiguillat commun de la côte extérieure de la C.-B., elles ne sont actuellement pas liées à des enquêtes, flottes ou années spécifiques et elles proviennent principalement d'avant l'ère des enquêtes modernes. Les données de composition d'âge nouvellement collectées peuvent être bénéfiques aux efforts de modélisation de population—spécialement étant donné le manque d'informativité des données de composition des longueurs à la dépletion et les défis d'estimation des paramètres de croissance des données historiques existantes. En plus de manquer d'un ensemble de données d'âge robuste, il y a des défis inhérents avec le vieillissement des requins en général. Bien que les techniques pour vieillir l'aiguillat commun via leur épine dorsale aient été validées (McFarlane and King 2009) le vieillissement des épines d'aiguillat commun prend du temps et l'usure sur l'épine dorsale présente des défis à l'estimation précise (Taylor et al. 2013a). Une opportunité potentielle est de vieillir l'aiguillat commun à partir des vertèbres (p. ex., Bubley et al. 2012). MPO collabore actuellement avec des chercheurs du Department of Fish and Wildlife de l'État de Washington qui mènent le développement de ceci pour l'aiguillat commun.

Les données de longueur n'étaient pas disponibles pour l'enquête HBLL OUT, qui avait le déclin le plus prononcé des indices d'enquête. En raison du manque de données de longueur échantillonnées, la sélectivité a dû être reflétée à la flotte IPHC. Il serait valable d'être capable d'estimer une courbe de sélectivité séparée pour l'enquête HBLL OUT. Il est possible que les approches d'intelligence artificielle puissent être utilisées pour extraire des données de longueur des séquences vidéo historiques de cette enquête. Ceci serait une avenue valable à explorer avant la prochaine évaluation.

Les taux de mortalité de rejet demeurent un domaine de haute incertitude dans cette évaluation. De plus, les taux de mortalité de rejet assumés dans l'IFMP pour le chalut et la palangre diffèrent substantiellement des valeurs basées sur la littérature utilisées dans cette évaluation. Premièrement, nous recommandons de revisiter les taux de mortalité de rejet de l'IFMP à la lumière de la littérature révisée dans le document. Deuxièmement, une meilleure détermination de la mortalité de rejet post-remise à l'eau pour l'aiguillat commun du Pacifique utilisant l'équipement commercial utilisé par les flottes dans cette évaluation serait difficile, mais valable. Cependant, il peut être possible de mieux déterminer la mortalité immédiate (c'est-à-dire au navire) en enregistrant ces données des enquêtes utilisant un équipement similaire ou en révisent les séquences de surveillance vidéo en mer de la flotte commerciale.

Le marquage-recapture de parenté proche (CKMR) (Bravington et al. 2016) est une approche relativement nouvelle qui pourrait potentiellement informer notre perception des paramètres de population clés tels que l'abondance non exploitée et la mortalité naturelle. Le CKMR est une modification des techniques traditionnelles de marquage-recapture qui introduit l'échantillonnage génétique pour transiter du besoin de recapturer les mêmes individus à permettre la recapture de parents proches pour estimer l'abondance absolue des individus matures (Bravington et al. 2016). Récemment, l'approche a été appliquée avec succès à la raie bouclée (*Raja clavata*) dans les eaux européennes (golfe de Gascogne) (Trenkel et al. 2022). Cependant, le CKMR nécessite des hypothèses d'une population fermée et d'échantillonnage aléatoire. Ainsi, tout programme CKMR serait compliqué par l'étendue à laquelle il y a immigration ou émigration des eaux de la C.-B. vers les régions voisines et la formation de bancs de frères et sœurs.

6.3. CALENDRIER POUR REVISITER L'ÉVALUATION

Nous recommandons que cette évaluation soit revisitée dans approximativement cinq ans. Le stock est estimé être sous son PRL avec une très forte probabilité et plusieurs indices de population montrent des déclin plus prononcés au cours des une à deux dernières décennies que nos modèles de population n'ont pu ajuster. Une base pour revisiter l'évaluation de manière opportune sont les données récentes de composition des longueurs de l'enquête de chalut Synoptique, qui montre quelques preuves d'augmentations dans les petits aiguillats communs dans les deux dernières années—possiblement indicatrices de recrutement entrant. Ces augmentations, cependant, sont petites comparées aux déclin au cours des 20 dernières années. Étant donné l'histoire de vie lente de l'aiguillat commun, la longue histoire de captures qui sont beaucoup plus élevées que les captures actuelles, et les défis d'ajustement de plusieurs des indices de population modernes, les conseils de ce modèle de population ne sont pas susceptibles de changer de manière marquée sur une courte (p. ex., moins de cinq ans) période.

Il n'y a pas de déclencheur formel que nous pouvons recommander qui suggérerait une réévaluation plus tôt qu'anticipée. Cependant, il sera important de surveiller les indices de population et les distributions de longueur dans les mises à jour annuelles au rapport de synopsis de données de poissons de fond (Anderson et al. 2019, 2020, 2024a, MPO 2022b). Les modèles de population

présentés ici diffèrent légèrement dans la tendance d'indice récente prédite. Avec une mortalité naturelle constante, l'indice est prédit être quelque peu constant ou avec un taux de déclin plus lent dans les années récentes, comparé aux déclin plus rapides dans les modèles avec mortalité naturelle croissante. Ainsi, il sera important de revisiter le modèle rapidement s'il y a des signes de récupération plus rapide qu'attendue dans les indices d'enquête ou la CPUE commerciale. Des changements rapides dans la tendance d'indice ou la distribution de taille justifieraient une évaluation de savoir si les données sont représentatives des tendances de population ou s'il peut y avoir des changements comportementaux qui affectent la capturabilité d'enquête.

6.4. RÉSUMÉ DES OBJECTIFS

Ce document d'évaluation des stocks fournit des conseils scientifiques et des recommandations tel qu'énoncé par les objectifs du mandat :

1. *Développer et évaluer une suite de modèles de dynamique des populations structurés par âge pour l'aiguillat commun dans les eaux extérieures de la Colombie-Britannique et décrire les incertitudes que les modèles sont censés traiter.*

Dans la section 3, nous avons décrit un modèle de dynamique des populations structuré par âge à deux sexes ajusté aux captures de pêche et d'enquête, aux indices d'abondance et à la composition en longueur provenant à la fois des pêcheries et des enquêtes pour l'aiguillat commun dans les eaux extérieures de la Colombie-Britannique. Les paramètres biologiques liés à la croissance et à la maturité ont été estimés en dehors du modèle de dynamique des populations, mais l'incertitude a été capturée à travers plusieurs ensembles alternatifs de paramètres (Section 3.1). Dans la section 3.2, nous avons décrit l'incertitude capturée à travers l'estimation des paramètres en termes de recrutement non exploité, de productivité et de paramètres de sélectivité. Nous avons exploré les incertitudes liées à la maturité, la croissance, la mortalité naturelle, les hypothèses de mortalité par rejet, la représentativité de divers indices, la forme de la courbe stock-recrue et les changements possibles variant dans le temps de la mortalité naturelle à travers des analyses de sensibilité (Section 3.3.1). Nous avons exploré davantage l'estimabilité du modèle et confirmé que les estimations de vraisemblance maximale étaient cohérentes avec l'échantillonnage MCMC des distributions postérieures de modèles sélectionnés (Section 3.3.2, Annexe D).

2. *Documenter et discuter les défis et incertitudes concernant les hypothèses du modèle et les données qui affectent (1) la reconstruction de la dynamique des stocks, (2) le développement de points de référence cohérents avec la Politique d'approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009), et (3) l'évaluation du statut par rapport à ces points de référence.*

Dans la section Discussion (Section 6) et à travers les résultats, nous avons résumé les défis et incertitudes concernant les hypothèses du modèle et les données qui ont affecté notre capacité à reconstruire la dynamique des stocks, développer des points de référence et évaluer le statut par rapport à ces points de référence. Ces défis comprenaient :

- a. Les taux de déclin différents dans les trois principaux indices d'enquête ne pouvaient pas être réconciliés avec la sélectivité seule (par exemple, Figures 28, 48). Nous n'avons aucune raison de rejeter aucune de ces enquêtes, mais le modèle ne peut pas toutes les ajuster simultanément.
- b. Un besoin d'un facteur externe au-delà des modèles de base de dynamique des populations pour réconcilier les données avec les déclin abrupts observés dans les indices d'enquête

HBLL et Synoptique. Nous avons exploré une augmentation de la mortalité naturelle (Figure 50–52), potentiellement due à une prédation accrue par les pinnipèdes, mais le modèle était hautement sensible au moment de ce changement de mortalité naturelle (Figure 52) et le meilleur ajustement aux indices d'enquête ne correspondait pas à notre compréhension actuelle du moment des changements dans les populations de pinnipèdes dans les eaux extérieures de la Colombie-Britannique. De plus, nous avons peu de données à ce stade indiquant que l'aiguillat commun est une proie majeure pour les pinnipèdes en Colombie-Britannique.

- c. Les modèles tendaient à estimer la raideur à sa limite inférieure (Figure 38), c'est-à-dire qu'ils supposaient une population sans densité-dépendance, ce qui est probablement le résultat du modèle tentant de réconcilier les déclinés récents des indices de population avec de faibles captures comparées aux niveaux historiques plutôt qu'à la plausibilité biologique.
 - d. Nous n'avons pas de données de composition par âge liées à des flottilles ou années spécifiques et les données de longueur que nous avons étaient parfois très variables (par exemple, les flottilles commerciales de « rejet » ; Figure 11) et n'étaient que faiblement informatives sur l'appauvrissement (Figure 36).
3. *Présenter des séries chronologiques de S/S_{MSY} et S/S_0 conditionnelles aux modèles d'évaluation ajustés. Fournir une limite supérieure sur les taux de référence de prélèvement potentiels basés sur les productivités possibles des stocks et les modèles.*

Nous avons présenté des séries chronologiques de S/S_0 conditionnelles aux modèles d'évaluation ajustés (par exemple, Figures 20, 41, D.9, 56, 59). L'appauvrissement de l'année finale (S/S_0) était relativement insensible aux hypothèses du modèle (par exemple, Figures 20, 41, 52, 55). Nous avons montré que F/F_{MSY} était hautement sensible à la valeur de z_{frac} (Figure 41), qui ne pouvait pas être bien estimée à partir des données (Figure 38). Dans ce même graphique de séries chronologiques, nous avons montré S/S_{MSY} à travers une gamme de valeurs possibles de z_{frac} (Figure 41). Nous avons proposé $F_{0.4S0}$ comme référence de prélèvement potentielle et nous avons montré des séries chronologiques de $F/F_{0.4S0}$ à travers les modèles considérés (Figures 57, 60). Nous avons fait des prévisions avec les modèles à une séquence de niveaux de capture potentiels et calculé la probabilité que des niveaux de capture donnés résultent en une biomasse étant au-dessus du PRL ou de l'USR proposé et $F < F_{0.4S0}$ pour chaque modèle (Figures 65–67).

4. *Calculer les probabilités de déclin de population pertinentes pour l'évaluation du statut COSEPAC.*

Nous avons documenté les probabilités de déclin pertinentes pour les évaluations du statut COSEPAC dans l'Annexe E.

5. *Considérer les conditions environnementales qui peuvent affecter le stock tel que présenté dans les Lignes directrices pour l'application des dispositions sur les stocks de poissons dans la Loi sur les pêches.*

La condition environnementale principale qui peut affecter le stock que nous avons présentée était une augmentation de la prédation via plusieurs scénarios de mortalité naturelle variant dans le temps (Figure 50–52), c'est-à-dire un changement dans la condition de l'écosystème. Nous avons présenté ce changement de mortalité naturelle comme étant potentiellement dû à une prédation accrue, bien que le mécanisme pourrait être d'autres conditions environnementales affectant la survie. Dans la discussion (Section 6.1), nous avons examiné d'autres littératures

récentes qui ont évalué comment les conditions environnementales (température du fond et parfois oxygène) peuvent influencer la distribution de l'aiguillat commun en Colombie-Britannique et dans les eaux avoisinantes.

6. *Recommander une voie appropriée à suivre incluant la collecte de données et la recherche recommandées, un calendrier recommandé pour revisiter l'évaluation, et des indicateurs avant cela qui peuvent déclencher une évaluation plus tôt que prévue. Fournir une justification si les indicateurs et déclencheurs ne peuvent pas être identifiés.*

Dans la section 6.2, nous avons considéré la collecte de données et la recherche qui peuvent aider à réconcilier la dynamique des populations d'aiguillat commun de la Colombie-Britannique dans les eaux extérieures. Dans la section 6.3, nous avons fourni un calendrier suggéré pour revisiter l'évaluation et discuté des déclencheurs possibles d'une évaluation plus tôt que prévue.

7. REMERCIEMENTS

Nous remercions les membres du Groupe de travail technique : T.R. Carruthers, D. Edwards, P.A. English, D. Finn, N.C. Fisch, E. Fisher, R.E. Forrest, D.R. Haggarty, G. Mason, L.A. Rogers, C. Sporer, et B. Turris. Nous remercions G.A. McFarlane pour les conseils sur l'âge maximal de l'aiguillat commun et I.G. Taylor pour les conseils sur la fonction stock-recrue de l'aiguillat commun. Nous remercions D.L. Courtney et S.A. Pardo pour avoir fourni des examens constructifs de ce rapport. Nous remercions les participants de la Réunion d'examen régional pour avoir fourni des commentaires constructifs et des suggestions qui ont amélioré ce rapport. Nous remercions M.E. Greenlaw pour avoir présidé le processus d'examen par les pairs régional du Pacifique du Centre des avis scientifiques.

8. ENVIRONNEMENT COMPUTATIONNEL ET REPRODUCTIBILITÉ

Les analyses pour ce rapport ont été menées avec R 4.4.2 (R Core Team 2024), Stock Synthesis 3.30.22.1 (Methot and Wetzel 2013), et sdmTMB 0.6.0.9004 (Anderson et al. 2024c). Les données d'entrée, le code source et les fichiers de configuration SS3 sont disponibles dans un [dépôt GitHub](#). Le document a été produit en utilisant le paquet R csasdown et les modèles.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Aitchison, J. 1955. On the distribution of a positive random variable having a discrete probability mass at the origin. *Journal of the American Statistical Association* 50(271). 901.
- Alverson, D., Stansby, M., Fish, U., Service, W. and Service, U.S.N.M.F. 1963. The Spiny Dogfish (*Squalusacanthias*) in the Northeastern Pacific. Special Scientific Report–Fisheries. U.S. Department of Interior, Fish and Wildlife Service.
- Anderson, A.C. 1878. Report of the Inspector of Fisheries for British Columbia for the year 1877. In Tenth Annual Report of the Minister of Marine and Fisheries for the Year, 1877, Supplement No. 5., 287–309. Department of Marine and Fisheries, Ottawa.
- Anderson, S., Keppel, E. and Edwards, A. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

-
- Anderson, S.C., Keppel, E.A. and Edwards, A.M. 2020. Reproducible visualization of raw fisheries data for 113 species improves transparency, assessment efficiency, and monitoring. *Fisheries* 45. 535–543.
- Anderson, S.C., Dunic, J.C., Keppel, E.A. and Edwards, A.M. 2024a. A data synopsis for British Columbia groundfish : 2022 data update. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3624, Fisheries and Oceans Canada.
- Anderson, S.C., English, P.A., Gale, K.S.P., Haggarty, D.R., Robb, C.K., Rubidge, E.M. and Thompson, P.L. 2024b. Impacts on population indices if scientific surveys are excluded from marine protected areas. *ICES Journal of Marine Science* fsae009.
- Anderson, S.C., Ward, E.J., English, P.A., Barnett, L.A.K. and Thorson, J.T. 2024c. sdmTMB : An R package for fast, flexible, and user-friendly generalized linear mixed effects models with spatial and spatiotemporal random fields. *bioRxiv* 10.1101/2022.03.24.485545.
- Andrews, K. and Harvey, C. 2013. Ecosystem-level consequences of movement : Seasonal variation in the trophic impact of a top predator. *Marine Ecology Progress Series* 473. 247–260.
- Babcock, E.A., Harford, W.J., Gedamke, T., Anderson, S C and Goodyear, C.P. 2023. Simulation-testing model-based and design-based bycatch estimators. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 80(6). 51–79.
- Beamish, R.J. and McFarlane, G.A. 1985. Annulus development on the second dorsal spine of the Spiny Dogfish (*Squalus acanthias*) and its validity for age determination. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 42(11). 1799–1805.
- Beamish, R., McFarlane, G. and Benson, A. 2006. Longevity overfishing. *Progress in Oceanography* 68. 289–302.
- Berger, A.M. 2019. Character of temporal variability in stock productivity influences the utility of dynamic reference points. *Fisheries Research* 217. 185–197.
- Bravington, M.V., Skaug, H.J. and Anderson, E.C. 2016. Close-Kin Mark-Recapture. *Statistical Science* 31(2). 259–274.
- Bubley, W.J., Kneebone, J., Sulikowski, J.A. and Tsang, P.C. 2012. Reassessment of spiny dogfish *Squalus acanthias* age and growth using vertebrae and dorsal-fin spines. *Journal of Fish Biology* 80(5). 1300–1319.
- Choromanski, E.M., Fargo, J., Workman, G.D. and Mathias, K. 2004. Multispecies trawl survey of Hecate Strait, F/V Viking Storm, June 10 – 28, 2002. DFO Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 2004/1124. 81 p.
- Conrath, C.L. and Foy, R.J. 2009. A History of the Distribution and Abundance of Spiny Dogfish in Alaska Waters. In G. G. Gallucci, Vincent F., McFarlane, G.A., Bargmann, ed., *Biology and Management of Dogfish Sharks*, 119–126. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland.
- COSEWIC. 2011. COSEWIC assessment and status report on the North Pacific Spiny Dogfish *Squalus suckleyi* in Canada. COSEWIC x + 45 p.
- COSEWIC. 2015. COSEWIC assessment process, categories and guidelines. Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada. .
- Courtney, D. 2014. A preliminary review of post-release live-discard mortality rate estimates in sharks for use in SEDAR 39. Tech. Rep. SEDAR39-DW-21, North Charleston, SC, North Charleston, SC.

-
- Dahlheim, M.E., Schulman-Janiger, A., Black, N., Ternullo, R., Ellifrit, D. and Balcomb, K.C. 2008. Eastern temperate North Pacific offshore killer whales (*Orcinus orca*) : Occurrence, movements, and insights into feeding ecology. *Marine Mammal Science* 24(3). 719–729.
- Davidson, L.N.K., English, P.A., King, J.R., Grant, P., Taylor, I.G., Barnett, L., Gertseva, V., Tribuzio, C.A. and Anderson, S.C. 2025. [Rapid widespread declines of an abundant coastal shark](#). *EcoEvoRxiv*. DOI : 10.32942/X2V64Z .
- De Oliveira, J., Ellis, J. and Dobby, H. 2013. Incorporating density dependence in pup production in a stock assessment of NE Atlantic spurdog *Squalus acanthias*. *ICES J. Mar. Sci.* 70. 1341–1353.
- DFO. 2007. Assessment of Spiny Dogfish in Atlantic Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2007/0046.
- DFO. 2009. Recovery Potential Assessment for Basking Sharks in Canadian Pacific Waters. Tech. rep., DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2009/046.
- DFO. 2015. Evaluation of the Internet Recreational Effort and Catch (iREC) survey methods. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2015/059.
- Doherty, B., Benson, A. and Cox, S. 2019. Data summary and review of the PHMA hard bottom longline survey in British Columbia after the first 10 years (2006-2016). Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences 3276.
- Dunn, P.K. and Smyth, G.K. 1996. Randomized quantile residuals. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5(3). 236–244.
- Ebert, D.A., White, W.T., Goldman, K.J., Compagno, L.J.V., Daly–Engel, T.S. and Ward, R.D. 2010. Resurrection and redescription of *Squalus suckleyi* (Girard, 1854) from the North Pacific, with comments on the *Squalus acanthias* subgroup (Squaliformes : Squalidae). *Zootaxa* 2612(1).
- English, P.A., Ward, E.J., Rooper, C.N., Forrest, R.E., Rogers, L.A., Hunter, K.L., Edwards, A.M., Connors, B.M. and Anderson, S.C. 2021. Contrasting climate velocity impacts in warm and cool locations show that effects of marine warming are worse in already warmer temperate waters. *Fish and Fisheries* 23(1). 239–255.
- Fallows, C., Benoît, H.P. and Hammerschlag, N. 2015. Intraguild predation and partial consumption of blue sharks *Prionace glauca* by Cape fur seals *Arctocephalus pusillus pusillus*. *African Journal of Marine Science* 37(1). 125–128.
- Ford, J.K., Ellis, G.M., Matkin, C.O., Wetklo, M.H., Barrett-Lennard, L.G. and Withler, R.E. 2011. Shark predation and tooth wear in a population of northeastern pacific killer whales. *Aquatic Biology* 11(3). 213–224.
- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J. and J., S.P. 2020. Évaluation de la morue du Pacifique (*gadus macrocephalus*) pour le détroit d'hécaté et le bassin de la Reine-Charlotte (zone 5abcd), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD) en 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 215 p.
- Forrest, R. and Walters, C. 2009. Estimating thresholds to optimal harvest rate for long-lived, low-fecundity sharks accounting for selectivity and density dependence in recruitment. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 66. 2062–2080.

-
- Freshwater, C., Anderson, S.C. and King, J. 2024. Model-based indices of juvenile Pacific salmon abundance highlight species-specific seasonal distributions and impacts of changes to survey design. *Fisheries Research* 277. 107,063.
- Frick, L.H., Reina, R.D. and Walker, T.I. 2010a. Stress related physiological changes and post-release survival of Port Jackson sharks (*Heterodontus portusjacksoni*) and gummy sharks (*Mustelus antarcticus*) following gill-net and longline capture in captivity. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 385(1). 29–37.
- Frick, L.H., Walker, T.I. and Reina, R.D. 2010b. Trawl capture of Port Jackson sharks, *Heterodontus Portusjacksoni*, and gummy sharks, *Mustelus antarcticus*, in a controlled setting : Effects of tow duration, air exposure and crowding. *Fisheries Research* 106(3). 344–350.
- Gallucci, V., Taylor, I., King, J., McFarlane, G.A. and McPhie, R. 2011. Spiny Dogfish (*Squalus acanthias*) assessment and catch recommendations for 2010. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/034. xii + 69 p.
- Gay, D.M. 1990. Usage summary for selected optimization routines. Computing science technical report 153. 1–21.
- Gertseva, V., Taylor, I.G., Wallace, J. and Matson, S.E. 2021. Status of the Pacific Spiny Dogfish shark resource off the continental U.S. Pacific Coast in 2022. Tech. rep., Pacific Fishery Management Council, Portland, OR.
- Grüss, A., Walter, J.F., Babcock, E.A., Forrestal, F.C., Thorson, J.T., Lauretta, M.V. and Schirripa, M.J. 2019. Evaluation of the impacts of different treatments of spatio-temporal variation in catch-per-unit-effort standardization models. *Fisheries Research* 213. 75–93.
- Hamel, O. and Cope, J. 2022. Development and considerations for application of a longevity-based prior for the natural mortality rate. *Fish. Res.* 256. 106,477.
- Hardy, S.M., Lacko, L.C. and Holt, K.R. 2024. Summary of the 2022 British Columbia Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) trap survey, October 3–November 19, 2022. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3625, Fisheries and Oceans Canada.
- Hart, J.L., Clemens, W.A. and Fisheries Research Board of Canada. 1973. Pacific Fishes of Canada. Fisheries Research Board of Canada.
- Hartig, F. 2022. DHARMA : Residual Diagnostics for Hierarchical (Multi-Level / Mixed) Regression Models. R package version 0.4.6.
- Haskard, K.A. 2007. An Anisotropic Matern Spatial Covariance Model : REML Estimation and Properties. Thesis.
- Hilbe, J.M. 2011. Negative Binomial Regression. Cambridge University Press.
- Hoffman, M.D. and Gelman, A. 2014. The No-U-Turn Sampler : adaptively setting path lengths in Hamiltonian Monte Carlo. *Journal of Machine Learning Research* 15. 1593–1623.
- Holden, M. 1977. Elasmobranchs. In *Fish Population Dynamics*, 187–215. Wiley and Sons, New York.
- Holland, G.A. 1957. Migration and growth of the dogfish shark, *Squalus acanthias* (Linnaeus), of the eastern North Pacific. Wash. Dept. Fish. Fish. Res. Pap. 2(1). 43–59.
- Hordyk, A., Ono, K., Sainsbury, K., Loneragan, N. and Prince, J. 2015. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio. *ICES J. Mar. Sci.* 72. 204–216.

-
- Huynh, Q., Siegle, M. and Haggarty, D. 2024. Application du cadre des procédures de gestion pour le sébaste à dos épineux (*Sebastes maliger*) des eaux extérieures de la Colombie-Britannique en 2021. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 28.
- Jones, B.C. and Geen, G.H. 1976. Taxonomic reevaluation of the Spiny Dogfish (*Squalus acanthias* L.) in the Northeastern Pacific Ocean. Journal of the Fisheries Research Board of Canada 33(11). 2500–2506.
- Jones, B. and Geen, G. 1977. Food and feeding of spiny dogfish (*Squalus acanthias*) in british columbia waters. Journal of the Fisheries Research Board of Canada 34. 2067–2078.
- Ketchen, K.S. 1969. A review of the dogfish problem off the West Coast of Canada. Tech. Rep. 1048, Fisheries Research Board of Canada, Nanaimo, BC, Canada.
- Ketchen, K.S. 1986. The Spiny Dogfish (*Squalus Acanthias*) in the Northeast Pacific and a History of Its Utilization. No. 88 in Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences. Dept. of Fisheries and Oceans, Ottawa.
- Ketchen, K. 1972. Size at Maturity, Fecundity, and Embryonic Growth of the Spiny Dogfish (*Squalus acanthia*) in British Columbia Waters. J. Fish. Res. Bd. Can. 29. 1717–1723.
- Ketchen, K. 1975. Age and growth of dogfish *Squalus acanthias* in British Columbia waters. J. Fish. Res. Bd. Can. 32. 43–59.
- King, J., McFarlane, G.A., Gertseva, V., Gasper, J., Matson, S. and Tribuzio, C.A. 2017. Shark Interactions With Directed and Incidental Fisheries in the Northeast Pacific Ocean : Historic and Current Encounters , and Challenges for Shark Conservation. In Advances in Marine Biology, vol. 78, 9–44. Elsevier.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H. and Bell, B.M. 2016. TMB : Automatic differentiation and Laplace approximation. Journal of Statistical Software 70(5). 1–21.
- Kuriyama, P.T., Branch, T.A., Hicks, A.C., Harms, J.H. and Hamel, O.S. 2019. Investigating three sources of bias in hook-and-line surveys : Survey design, gear saturation, and multispecies interactions. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 76(2). 192–207.
- Lindgren, F. 2024. fmesher : Triangle Meshes and Related Geometry Tools. R package version 0.1.7.
- Lindgren, F., Rue, H. and Lindström, J. 2011. An explicit link between Gaussian fields and Gaussian Markov random fields : The stochastic partial differential equation approach. Journal of the Royal Statistical Society : Series B (Statistical Methodology) 73(4). 423–498.
- Matérn, B. 1960. Spatial Variation. Springer, New York.
- McAllister, M.K. and Ianelli, J.N. 1997. Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling - importance resampling algorithm. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 54(2). 284–300.
- McCullagh, P. and Nelder, J.A. 1989. Generalized linear models. Chapman & Hall, New York.
- McFarlane, G.A. and Beamish, R.J. 1987. Validation of the dorsal spine method of age determination for spiny dogfish. In R. C. Summerfelt and G. E. Hall, eds., The Age and Growth of Fish, 287–300. Iowa State University Press, Ames, Iowa.
- McFarlane, G. and King, J. 2003. Migration patterns of spiny dogfish (*Squalus acanthias*) in the North Pacific Ocean. Fish. Bull. 101. 358–367.
- McFarlane, G. and King, J. 2009. Re-evaluating the Age Determination of Spiny Dogfish Using Oxytetracycline and Fish at Liberty Up to 20 Years. In V. Gallucci, G. McFarlane and
-

-
- G. Bargmann, eds., Biology and management of dogfish sharks, chap. 13, 153–160. American Fisheries Society.
- McFarlane, G. and King, J. 2020. Sharks, Skates, Rays and Chimeras of British Columbia. Royal BC Museum, Victoria, BC.
- McFarlane, G., McPhie, R. and King, J. 2010. Distribution and life history parameters of elasmobranch species in british columbia waters. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2908, Fisheries and Oceans Canada.
- Mecklenburg, C., Mecklenburg, T. and Thorsteinson, L. 2002. Fishes of Alaska. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland.
- Methot, R. and Wetzel, C. 2013. Stock synthesis : A biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fish. Res. 142. 86–99.
- Monnahan, C. and Kristensen, K. 2018. No-U-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB : Introducing the adnuts and tmbstan R packages. PLoS ONE 13(5). e0197,954.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
- MPO. 2010. Évaluation de l'aiguillat commun (*squalus suckleyi*) de la Colombie-Britannique en 2010. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2010/057.
- MPO. 2012. Proceedings of the Pacific Region Science Advisory Process for Spiny Dogfish (*Squalus acanthius*) in British Columbia, Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2011/071.
- MPO. 2021. Tendances de l'abondance et de la répartition de l'otarie de Steller (*Eumetopias jubatus*) au Canada. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Avis sci 2021/035(August). 8.
- MPO. 2022a. [Lignes directrices pour la rédaction de plans de rétablissement conformément aux Dispositions relatives aux stocks de poissons et Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#).
- MPO. 2022b. Une synthèse des données pour les poissons de fond de la Colombie-Britannique : mise à jour des données de 2021. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/020.
- MPO. 2023. Estimation de l'abondance des otaries de Californie au Canada (2020–2021). Secr. can. des avis. sci. du MPO. Avis sci. 2023/016.
- MPO. 2024. Poissons de fond, Région du Pacifique 2025. résumé du plan de gestion intégrée des pêches. Tech. Rep. 23-2317.
- NEFSC. 2006. 43rd Northeast Regional Stock Assessment Workshop (43rd SAW) : 43rd SAW assessment summary report. Northeast Fish. Sci. Cent. Ref. Doc. 06-14.
- Olesiuk, P. 2018. Recent Trends in Abundance of Steller Sea Lions (*Eumetopias jubatus*) in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/006. v + 67 p.
- Orlov, A.M., Savinykh, V.F., Kulish, E.F. and Pelenev, D.V. 2012. New data on the distribution and size composition of the North Pacific spiny dogfish *Squalus suckleyi* (Girard, 1854). Scientia Marina 76(1). 111–122.
- Page, L.M., Bemis, K.E., Dowling, T.E., Espinosa-Pérez, H.S., Findley, L.T., Gilbert, C.R., Hartel, K.E., Lea, R.N., Mandrak, N.E., Neighbors, M.A., Schmitter-Soto, J.J. and Walker, H.J., eds. 2013. Common and Scientific Names of Fishes from the United States, Canada, and Mexico, 8th Edition. American Fisheries Society, 8 ed.

-
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. *Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin* 13(3). 416–497.
- R Core Team. 2024. R : A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Rice, J., Harley, S., Maunder, M. and Da-Silva, A.A. 2013. Stock assessment of blue sharks in the north Pacific Ocean using Stock Synthesis. Tech. Rep. WCPFC-SC9-2013/SA-WP-02, Western and Central Pacific Fisheries Commission.
- Rothschild, B.J. 1967. Competition for gear in a multiple-species fishery. *ICES Journal of Marine Science* 31(1). 102–110.
- Rufener, M.C., Kristensen, K., Nielsen, J.R. and Bastardie, F. 2021. Bridging the gap between commercial fisheries and survey data to model the spatiotemporal dynamics of marine species. *Ecological Applications* 31(8). e02,453.
- Saunders, M.W. 1989. Spiny Dogfish *In* groundfish stock assessments for the West Coast of Canada in 1988 and recommended yield options for 1989. Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences 1646, Department of Fisheries and Oceans.
- Saunders, M.W. and McFarlane, G.A. 1993. Age and length at maturity of the female spiny dogfish, *Squalus acanthias*, in the Strait of Georgia, British Columbia, Canada. *Environmental Biology of Fishes* 38(1-3). 49–57.
- Shiffman, D., Bangley, C. and Macdonald, C. 2022. “A prized Pacific shark” : the rise and fall (and rise again . . . ?) of the world’s first ecolabel certified sustainable shark fishery. *Fish Biology* 103(3). 623–634.
- Shmidt, P.YU. 1950. Fishes of the Sea of Okhotsk. Israel Program for Sci. Translations, Jerusalem, 1965.
- Sinclair, A., Schnute, J.T., Haigh, R., Starr, P.J., Stanley, R., Fargo, J. and Workman, G. 2003. Feasibility of multispecies groundfish bottom trawl surveys on the BC coast. Canadian Science Advisory Secretariat Research Document 2003/049.
- Smith, S.E., Au, D.W. and Show, C. 1998. Intrinsic rebound potentials of 26 species of Pacific sharks. *Marine and Freshwater Research* 49(7). 663.
- Taylor, I.G. and Gallucci, V.F. 2009. Unconfounding the effects of climate and density dependence using 60 years of data on spiny dogfish (*Squalus Acanthias*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 66(3). 351–366.
- Taylor, I., Gertseva, V. and Matson, S. 2013a. Spine-based ageing methods in the spiny dogfish shark, *Squalus suckleyi* : How they measure up. *Fish. Res.* 147. 83–92.
- Taylor, I., Gertseva, V., Methot, R. and Maunder, M. 2013b. A stock–recruitment relationship based on pre-recruit survival, illustrated with application to spiny dogfish shark. *Fish. Res.* 142. 15–21.
- Taylor, T. 2008. Modeling spiny dogfish population dynamics in the Northeast Pacific. Ph.D. thesis, University of Washington.
- Thorson, J.T. and Kristensen, K. 2016. Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. *Fisheries Research* 175. 66–74.
- Thorson, J.T. and Kristensen, K. 2024. *Spatio-Temporal Models for Ecologists*. CRC Press, Boca Raton, FL.
-

-
- Thorson, J.T., Shelton, A.O., Ward, E.J. and Skaug, H.J. 2015. Geostatistical delta-generalized linear mixed models improve precision for estimated abundance indices for West Coast groundfishes. *ICES Journal of Marine Science : Journal du Conseil* 72(5). 1297–1310.
- Thorson, J.T., Cunningham, C.J., Jorgensen, E., Havron, A., Hulson, P.J.F., Monnahan, C.C. and von Szalay, P. 2021. The surprising sensitivity of index scale to delta-model assumptions : Recommendations for model-based index standardization. *Fisheries Research* 233. 105,745.
- Thorson, J. 2019. Guidance for decisions using the Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) package in stock, ecosystem, habitat and climate assessments. *Fish. Res.* 210. 143–161.
- Thygesen, U.H., Albertsen, C.M., Berg, C.W., Kristensen, K. and Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. *Environmental and Ecological Statistics* 24(2). 317–339.
- Trenkel, V.M., Charrier, G., Lorange, P. and Bravington, M.V. 2022. Close-kin mark–recapture abundance estimation : Practical insights and lessons learned. *ICES Journal of Marine Science* 79(2). 413–422.
- Tribuzio, C.A. and Kruse, G.H. 2011. Demographic and risk analyses of spiny dogfish (*Squalus Suckleyi*) in the Gulf of Alaska using age- and stage-based population models. *Marine and Freshwater Research* 62(12). 1395–1406.
- Tribuzio, C.A., Matta, M.E., Echave, K.B., Rodgveller, C., Dunne, G. and Fuller, K. 2022. Assessment of the Shark Stock Complex in the Bering Sea/ Aleutian Islands and Gulf of Alaska. Tech. rep., NOAA National Marine Fisheries Service.
- Trites, A.W. and Calkins, D.G. 2008. Diets of mature male and female steller sea lions (*Eumetopias jubatus*) differ and cannot be used as proxies for each other. *Aquatic Mammals* 34(1). 25–34.
- Veríssimo, A., McDowell, J.R. and Graves, J.E. 2010. Global population structure of the spiny dogfish *Squalus acanthias*, a temperate shark with an antitropical distribution. *Molecular Ecology* 19(8). 1651–1662.
- Waagepetersen, R. 2006. A simulation-based goodness-of-fit test for random effects in generalized linear mixed models. *Scandinavian Journal of Statistics* 33(4). 721–731.
- Ward, R.D., Holmes, B.H., Zemlak, T.S. and Smith, P.J. 2007. DNA barcoding discriminates spurdogs of the genus *Squalus*. CSIRO Marine and Atmospheric Research Paper 014, CSIRO Marine and Atmospheric Research Paper.
- Watson, J., Edwards, A. and Auger-Méthé, M. 2023. A statistical censoring approach accounts for hook competition in abundance indices from longline surveys. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 80(3). 468–486.
- Webster, R. and Wilson, D. 2023. 2023-25 FISS design evaluation. IPHC Secretariat IPHC-2023-AM099-10.
- Winship, A.J. and Trites, A.W. 2003. Prey consumption of Steller sea lions (*Eumetopias Jubatus*) off Alaska : How much prey do they require ? *Fishery Bulletin* 101. 147–167.
- Wood, C., Kethen, K. and Beamish, R. 1979. Population Dynamics of Spiny Dogfish (*Squalus acanthias*) in British Columbia Waters. *J. Fish. Res. Board Can.* 36. 647–656.
- Yalcin, S., Anderson, S.C., Regular, P.M. and English, P.A. 2023. Exploring the limits of spatiotemporal and design-based index standardization under reduced survey coverage. *ICES Journal of Marine Science* 80(9). 2368–2379.
-

Zheng, N. and Cadigan, N. 2021. Frequentist delta-variance approximations with mixed-effects models and TMB. *Computational Statistics & Data Analysis* 160. 107,227.

ANNEXE A. DONNÉES D'ENQUÊTE

Quatre enquêtes ont été considérées pour l'aiguillat commun extérieur pour développer des indices d'abondance : l'enquête à la palangre en fond dur extérieur (HBLL), l'enquête indépendante de la pêche à la palangre de la CIHP, l'enquête synoptique au chalut, et l'enquête au chalut de fond assemblage multispécifique du détroit d'Hécate. La conception et la modélisation spatiotemporelle des indices, incluant les données d'opération individuelles, les résidus de modèle, les tailles d'effet pour les données de covariables, c'est-à-dire la profondeur, et les prédictions spatiales, pour chaque enquête sont décrites ici. La figure A.1 fournit un résumé des opérations annuelles et de la proportion d'opérations avec des captures positives. La figure A.2 fournit le nombre d'opérations par mois et par année. Le moment saisonnier peut être utilisé pour évaluer si les changements comportementaux, par exemple les patterns de migration, influencent les taux de capture dans l'enquête.

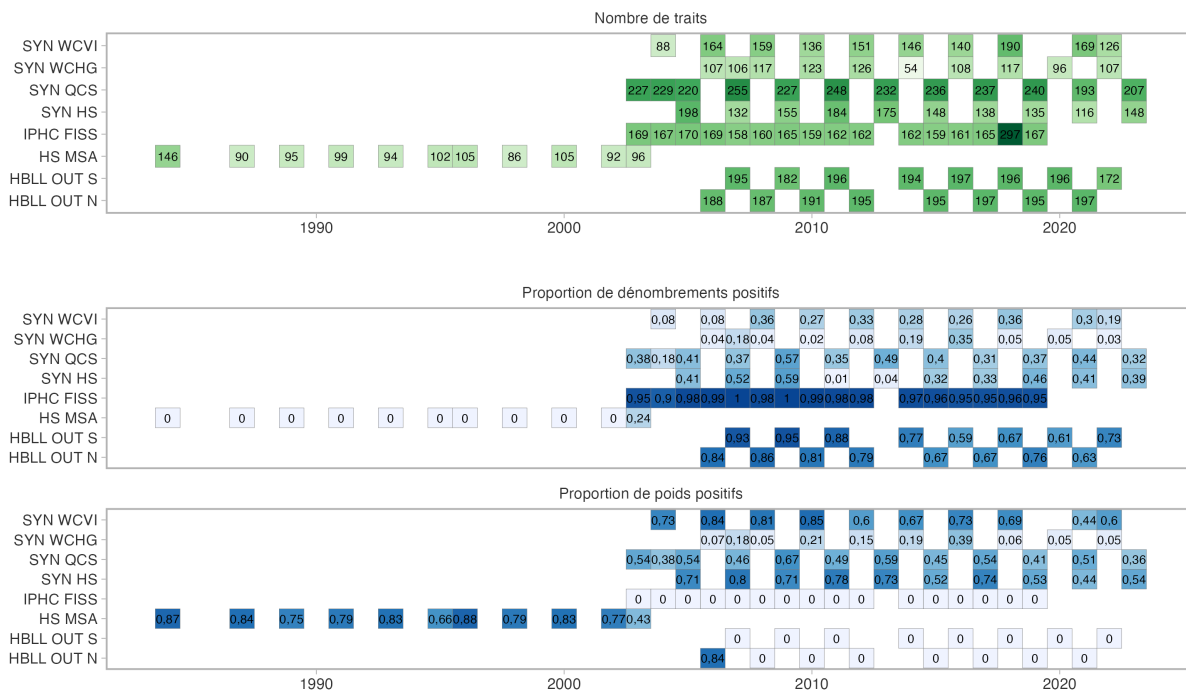


Figure A.1. Résumé des opérations d'enquête pour l'aiguillat commun extérieur. Les opérations enregistrent les captures soit en nombres, en poids, ou les deux. Les couleurs plus foncées dans les cellules soulignent un plus grand nombre d'opérations (vert) et une plus haute proportion d'opérations positives (bleu). L'enquête synoptique (SYN) opère dans quatre zones principales, incluant la côte ouest de l'île de Vancouver (WCVI), la côte ouest de Haida Gwaii (WCHG), le détroit de la Reine-Charlotte (QCS), et le détroit d'Hécate (HS). L'enquête HBLL échantillonne typiquement une région nord (N) et une région sud (S) en années alternées.



Figure A.2. Chronologie des opérations d'enquête à travers les enquêtes. L'ombrage de couleur (et les nombres) reflète le nombre d'opérations d'enquête dans une combinaison donnée année-mois pour une enquête donnée.

A.1. MODÉLISATION SPATIOTEMPORELLE DES DONNÉES D'ENQUÊTE

Notre approche générale consiste à ajuster des modèles à effets mixtes linéaires généralisés géostatistiques spatiotemporels (GLMM) aux captures par unité d'effort d'enquête avec des effets aléatoires spatiaux et spatiotemporels représentant les variables latentes causant les motifs spatiaux et spatiotemporels dans les données. Nous pouvons ensuite prédire à partir de nos modèles sur une grille couvrant l'ensemble du domaine d'enquête et sommer nos prédictions pour générer une estimation pondérée par zone de la biomasse totale (relative) ou de l'abondance pour le domaine d'enquête. Cette approche nous permet de tenir compte des changements de conception d'enquête au fil du temps (par exemple, avec les stations CIHP qui changent) ainsi que de combiner plusieurs enquêtes qui sont menées avec le même équipement et les mêmes protocoles mais couvrent des zones alternées de la côte sur un calendrier biennal. Ceci nous permet de générer un seul indice qui couvre l'ensemble du domaine d'enquête au lieu de générer plusieurs indices couvrant seulement une partie des domaines d'enquête. De plus, les estimateurs basés sur des modèles spatiotemporels ont été démontrés comme étant capables de générer des indices de population avec des propriétés statistiques appropriées (par exemple, couverture appropriée des intervalles de confiance et absence de biais) et avec une précision plus grande que les alternatives basées sur la conception (par exemple, Anderson et al. 2019, 2024b,c, Thorson et al. 2015, 2021, Thorson 2019, Yalcin et al. 2023).

A.1.1. MODÈLES D'ENQUÊTE À LA PALANGRE

Nous modélisons toutes les enquêtes qui collectent des données de dénombrement de captures avec des GLMM avec un seul prédicteur linéaire et une vraisemblance d'observation binomiale négative (NB2) (Hilbe 2011). Pour ces enquêtes de données de dénombrement (palangre), nous modélisons la valeur attendue de la capture y au point dans l'espace s et au temps t ($\mu_{s,t}$) comme une fonction linéaire d'effets fixes et aléatoires transformée par une fonction de liaison inverse g^{-1} (ici une fonction exponentielle) :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y_{s,t}] &= \mu_{s,t}, \\ \mu_{s,t} &= \exp(\mathbf{X}_{s,t}\boldsymbol{\beta} + O_{s,t} + \omega_s + \epsilon_{s,t}), \\ \boldsymbol{\omega} &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\omega}), \\ \boldsymbol{\epsilon}_{t=1} &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\epsilon}), \\ \boldsymbol{\epsilon}_{t>1} &= \boldsymbol{\epsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\delta}_t, \boldsymbol{\delta}_t \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\epsilon}).\end{aligned}\tag{A.1}$$

Le symbole $\mathbf{X}$ définit une matrice de modèle d'effets fixes (une ordonnée à l'origine et des effets quadratiques de profondeur) et $\boldsymbol{\beta}$ définit un vecteur associé de coefficients ; le symbole $O_{s,t}$ définit un terme de décalage (McCullagh and Nelder 1989) tenant compte de l'effort—dénombrement logarithmique d'hameçons. Les symboles ω_s et $\epsilon_{s,t}$ définissent les variables latentes spatiales et spatiotemporelles. Le vecteur de ω_s ($\boldsymbol{\omega}$) est supposé tiré d'un champ aléatoire markovien gaussien (GMRF) : une distribution normale multivariée avec une moyenne zéro et une matrice de covariance (c'est-à-dire, matrice de précision inverse) $\boldsymbol{\Sigma}_{\omega}$. Le GMRF est supposé suivre une fonction de covariance Matérn anisotrope (c'est-à-dire, dépendante de la direction) (Matérn 1960) (Haskard 2007, Lindgren et al. 2011, Thorson et al. 2015). Les $\epsilon_{s,t}$ sont supposés suivre une marche aléatoire spatiotemporelle où les innovations d'année en année sont elles-mêmes des tirages indépendants d'un GMRF. Nous dénotons ces innovations avec le symbole $\boldsymbol{\delta}_t$. Effectivement, les ω_s représentent toutes les variables spatiales corrélées statiques manquantes et les $\epsilon_{s,t}$ représentent toutes les variables spatiales corrélées temporellement

évolutives manquantes. La structure de modèle de champ aléatoire de marche aléatoire signifie aussi que les $\epsilon_{s,t}$ tiennent compte des changements à l'espérance moyenne à travers le temps. La recherche en cours suggère qu'une telle structure de modèle fonctionne bien lors de la combinaison des conceptions d'enquête biennales présentées ici (par exemple, Freshwater et al. 2024, Huynh et al. 2024).

A.1.2. COMPÉTITION D'HAMEÇONS

Une compétition variable pour les hameçons à travers le temps due à des niveaux variables de saturation d'hameçons d'autres poissons peut causer des erreurs ou des biais dans les indices d'enquête à la palangre (Anderson et al. 2019, Kuriyama et al. 2019, Rothschild 1967, Watson et al. 2023). Diverses approches pour gérer cet effet de compétition d'hameçons ont été proposées (revues dans Watson et al. 2023). Traditionnellement, un ajustement de « taux de capture instantané » a été appliqué (voir Annexe G de Anderson et al. 2019). Récemment, une approche basée sur un modèle avec une vraisemblance de Poisson censurée a été proposée dans Watson et al. (2023) où ils ont montré qu'elle était supérieure à l'ajustement du taux de capture instantané. Cependant, Watson et al. (2023) ont montré que l'aiguillat commun était une valeur aberrante parmi les poissons de fond dans les enquêtes à la palangre (spécifiquement, l'enquête CIHP) présumément à cause de leur forte mobilité et leur haut degré de banc—l'aiguillat commun a montré une augmentation de la CPUE alors que la proportion d'hameçons était saturée presque jusqu'à saturation complète (voir Figure 6 dans Watson et al. 2023). L'approche de vraisemblance censurée repose sur le choix d'un seuil de proportion de saturation d'hameçons au-delà duquel la CPUE décline. Pour l'aiguillat commun, cette limite est si proche de 1 qu'elle n'est pas distinguable de 1 en utilisant l'approche de lissage proposée dans Watson et al. (2023). En conséquence, le modèle de compétition d'hameçons censuré n'a aucun effet sur les estimations de CPUE de l'aiguillat commun comparé à un modèle sans censure. Nous n'avons donc pas tenu compte de la compétition d'hameçons dans nos modèles d'enquête à la palangre pour l'aiguillat commun. Si la compétition d'hameçons était incluse sous une forme quelconque, elle tendrait à faire apparaître les déclinés d'enquête plus abrupts que de l'ignorer puisque l'aiguillat commun est un concurrent majeur sur les enquêtes HBLL et CIHP et qu'il a décliné en abondance dans les enquêtes.

A.1.3. MODÈLES D'ENQUÊTE AU CHALUT

Contrairement aux enquêtes à la palangre, qui collectent des dénombrements d'aiguillat commun, les enquêtes au chalut collectent des données de poids de captures qui incluent parfois des zéros. Pour ces enquêtes, nous avons modélisé le poids de capture avec des modèles delta ou à seuil (Aitchison 1955) qui modélisent une probabilité de rencontre avec un prédicteur linéaire et une densité de capture attendue donnée une rencontre avec un second prédicteur linéaire. Les deux prédicteurs linéaires ont la même forme que l'Équation A.1, mais le premier prédicteur linéaire est structuré avec une vraisemblance de Bernoulli et un lien logit et le second prédicteur linéaire est structuré avec une vraisemblance lognormale et un lien logarithmique. L'expérimentation a suggéré qu'une vraisemblance lognormale tenait le mieux compte des queues lourdes dans les observations de biomasse causées par le regroupement ou la formation de bancs bien connus de l'aiguillat commun. L'évaluation de la côte ouest des États-Unis est arrivée à une conclusion similaire (Gertseva et al. 2021). Nous pouvons représenter ces deux prédicteurs linéaires comme

$$\begin{aligned}
\mu_{1,s,t} &= \text{logit}^{-1}(\mathbf{X}_{1,s,t}\beta_1 + \omega_{1,s} + \epsilon_{1,s,t}), \\
\omega_1 &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{1,\omega}), \\
\epsilon_{1,t=1} &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{1,\epsilon}), \\
\epsilon_{1,t>1} &= \epsilon_{1,t-1} + \delta_{1,t}, \quad \delta_{1,t} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{1,\epsilon}),
\end{aligned} \tag{A.2}$$

et

$$\begin{aligned}
\mu_{2,s,t} &= \exp(\mathbf{X}_{2,s,t}\beta_2 + O_{2,s,t} + \omega_{2,s} + \epsilon_{2,s,t}), \\
\omega_2 &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{2,\omega}), \\
\epsilon_{2,t=1} &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{2,\epsilon}), \\
\epsilon_{2,t>1} &= \epsilon_{2,t-1} + \delta_{2,t}, \quad \delta_{2,t} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_{2,\epsilon}),
\end{aligned} \tag{A.3}$$

où les symboles ont la même signification que dans l'Équation A.1 mais avec les indices 1 et 2 dénotant les premier et second prédicteurs linéaires. Ici, le terme de décalage est défini comme la surface balayée logarithmique. L'espérance combinée est alors un produit de la probabilité de rencontre attendue et de la densité attendue conditionnelle à la rencontre, c'est-à-dire, $\mu_{s,t} = \mu_{1,s,t} \times \mu_{2,s,t}$.

A.1.4. INTÉGRATION DE SURFACE

Ces modèles spatiotemporels peuvent être utilisés pour faire des prédictions sur une grille couvrant le domaine d'enquête (par exemple, Figures A.4, A.9, A.17, A.25). En sommant la biomasse ou la densité d'abondance prédite multipliée par la surface de chaque cellule de grille, nous pouvons intégrer la biomasse ou l'abondance sur l'ensemble du domaine d'enquête. Cette forme d'intégration discrétisée est parfois appelée intégration Monte Carlo (Thorson and Kristensen 2024).

A.1.5. AJUSTEMENT DE MODÈLE

L'ajustement de modèles spatiaux ou spatiotemporels est souvent un défi computationnel. Une approche computationnellement efficace consiste à utiliser l'approche SPDE (équation différentielle partielle stochastique), qui lie des GMRF efficaces et discrètement indexés à des champs aléatoires gaussiens continuellement indexés (Lindgren et al. 2011). Nous ajustons ces modèles GMRF avec le paquet R (R Core Team 2024) sdmTMB (Anderson et al. 2024c), qui est une interface à un modèle template TMB (Kristensen et al. 2016) qui utilise les matrices d'entrée nécessaires pour définir la matrice de précision construite via le paquet R fmeshr (Lindgren 2024). Nous ajustons les modèles avec la vraisemblance marginale maximale avec un minimiseur non-linéaire (`nlmminb`) dans R (R Core Team 2024). Nous avons ensuite appliqué une étape d'optimisation Newton additionnelle (utilisant `optimHess`) pour réduire davantage les gradients absolus de log vraisemblance marginale (Gay 1990, R Core Team 2024). Les erreurs standards ont été calculées avec la méthode delta généralisée (Kristensen et al. 2016, Zheng and Cadigan 2021). Nous avons corrigé le biais causé par la transformation non-linéaire (exponentielle) des effets aléatoires lors de la prédiction de densité avec un algorithme d'ajustement de biais générique dans TMB (Thorson and Kristensen 2016). Nous avons évalué la convergence du modèle en vérifiant que le gradient maximal absolu de log-vraisemblance marginale par rapport aux effets fixes était < 0.001 , que la matrice hessienne était définie positive, et qu'aucun écart-type marginal de champ aléatoire n'était < 0.01 (ce qui impliquerait qu'ils étaient près d'une frontière de paramètre).

A.1.6. ÉVALUATION DE MODÈLE

Nous avons évalué si les hypothèses distributionnelles des modèles étaient cohérentes avec les données observées en inspectant les résidus de quantile aléatorisés (Dunn and Smyth 1996). Dans le cas des modèles de dénombrement binomial négatif, nous avons calculé les résidus basés sur la fonction de quantile NB2 théorique connue. Dans le cas des modèles delta-lognormaux pour les données de biomasse, nous avons calculé les résidus en utilisant une approche de simulation pour dériver les quantiles des données observées par rapport aux observations simulées (Hartig 2022). Dans tous les cas, nous avons dérivé les valeurs attendues pour le calcul des résidus après avoir pris un tirage unique des effets aléatoires de leur distribution postérieure approximative (normale multivariée). Cette approche à un échantillon pour les effets aléatoires (vs. l'utilisation d'estimations « Bayes empiriques » qui sont pénalisées vers la moyenne) est nécessaire pour générer des résidus avec la distribution attendue (Rufener et al. 2021, Thorson and Kristensen 2024, Thygesen et al. 2017, Waagepetersen 2006).

A.2. ENQUÊTE HBLL EXTÉRIEURE

Nous adaptons la description d'enquête suivante du document de recherche récent sur le sébastolobus à épines longues extérieur (Huynh et al. 2024) :

L'enquête HBLL extérieure est menée par le MPO en collaboration avec la Pacific Halibut Management Association (PHMA) et a lieu sur plusieurs navires de pêche commerciaux affrétés chaque année depuis 2006. L'enquête HBLL couvre la plupart des fonds durs, c'est-à-dire les habitats non chalutables, de la côte de la Colombie-Britannique, excluant les anses et les eaux protégées à l'est de l'île de Vancouver, c'est-à-dire excluant les zones statistiques 12–20 et 27–29. La PHMA fournit les navires de pêche commerciaux affrétés et les techniciens de terrain, tandis que le MPO fournit le soutien pour mener les enquêtes, incluant la conception d'enquête et l'équipement. L'enquête exclut les zones de conservation du poisson de roche.

L'enquête a une conception aléatoire stratifiée par profondeur (peu profond : 20–70 m ; moyen : 71–150 m ; profond : 151–260 m), consistant en blocs d'enquête de 2 km par 2 km. L'enquête utilise des hameçons circulaires de taille 14/0, appâtés avec du calmar congelé. Chaque opération a un temps de trempage de deux heures. Les données hameçon par hameçon, qui ont été collectées depuis le début de l'enquête, sont collectées électroniquement et stockées dans une base de données. Pour plus de détails sur la conception d'enquête, voir Doherty et al. (2019).

La zone d'enquête est divisée en régions nord et sud, qui sont pêchées en années alternées (Figure A.3). Les deux régions incorporent certaines parties des zones de gestion 5B et 5C. L'enquête n'a pas été menée en 2013. L'enquête de 2012 a couvert la région nord et celle de 2014 a continué le schéma alterné et a échantillonné la région sud.

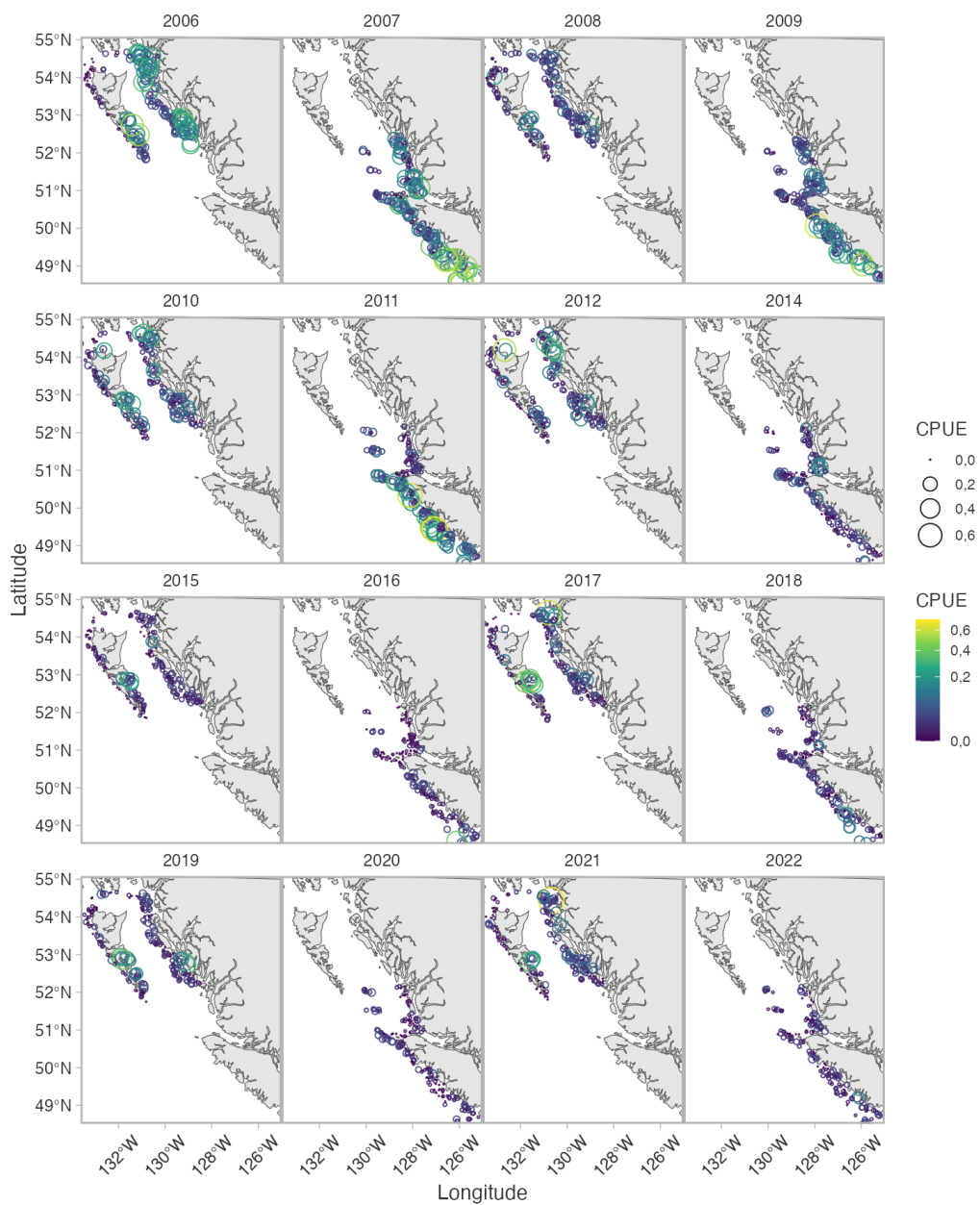


Figure A.3. Taux de capture (unités de dénombrement d'aiguillat commun par hameçon) de l'enquête HBLL extérieure.

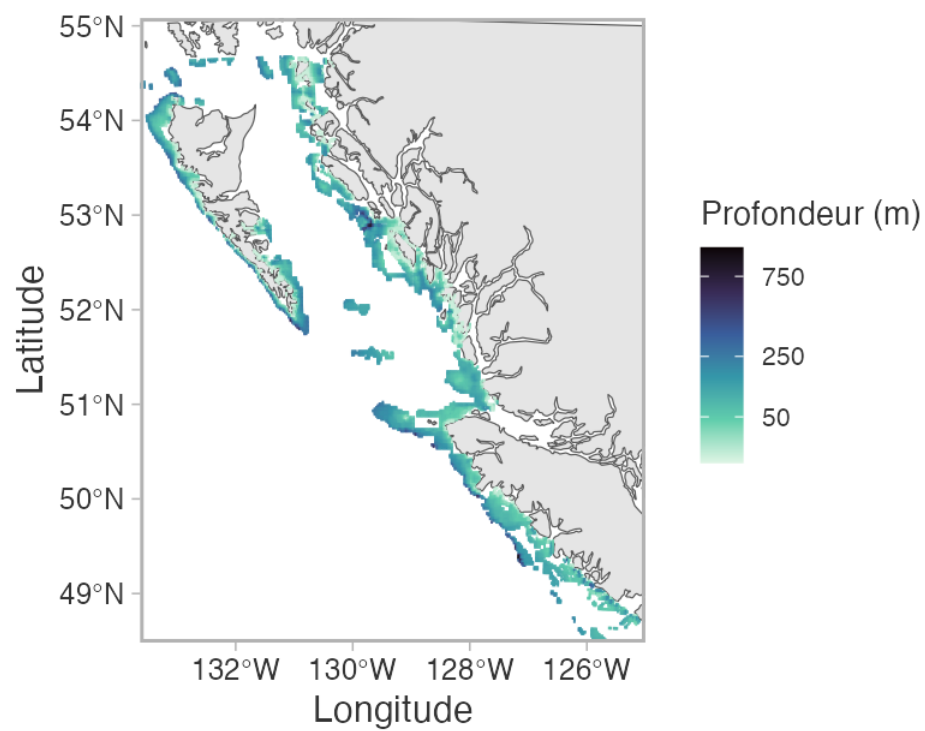


Figure A.4. Profondeur de la grille d'enquête HBL ext rieure.

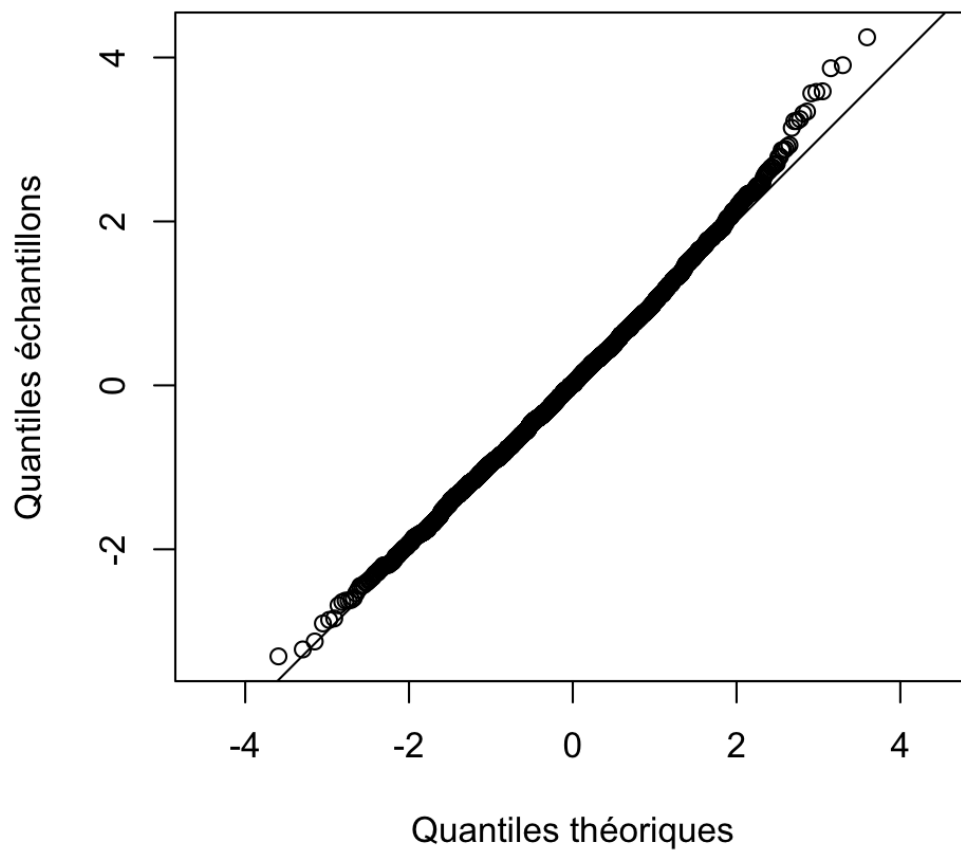


Figure A.5. Résidus de quantile aléatorisés pour le modèle spatiotemporel NB2 ajusté aux captures de l'enquête HBLL extérieure. La distribution attendue dans ce cas est une distribution normale si les observations sont cohérentes avec le modèle.

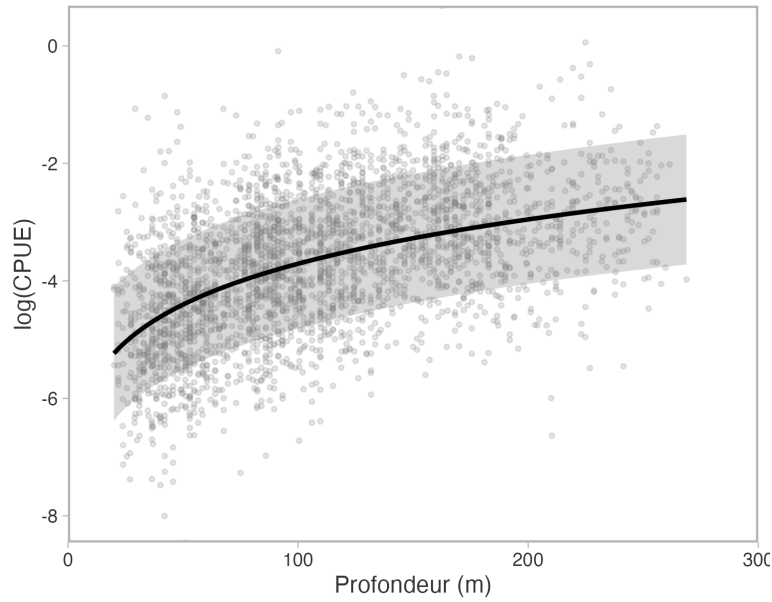


Figure A.6. Taux de capture HBLL extérieure logarithmique par profondeur des opérations individuelles (points) et l'effet de profondeur conditionnel (ligne noire) estimé dans le modèle spatiotemporel. Les points représentent les résidus de quantile aléatorisés partiels. Le ruban gris indique l'intervalle de confiance à 95% sur la moyenne.

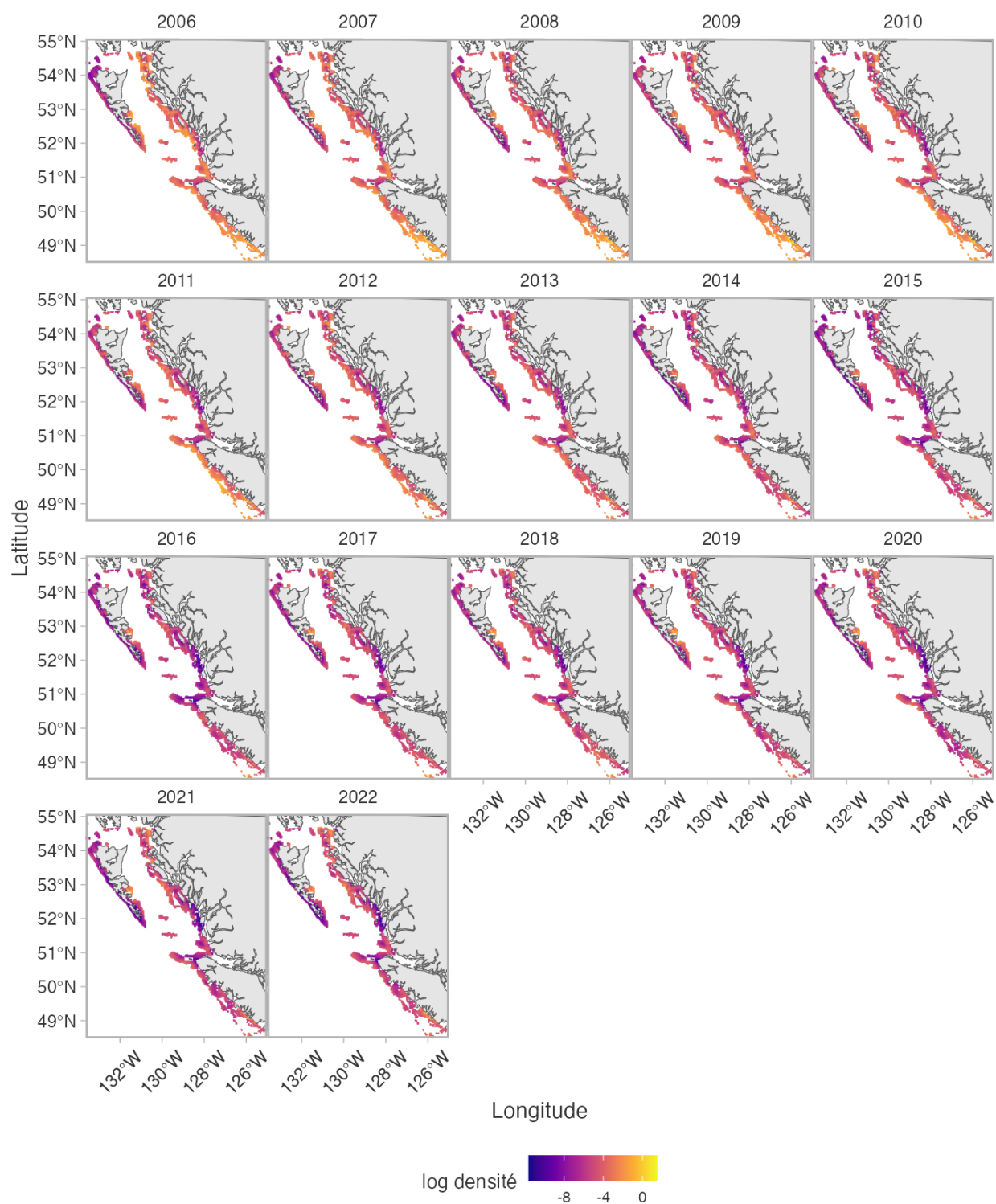


Figure A.7. Densité logarithmique prédite (dénombrement logarithmique d'aiguillat commun par hameçon) du modèle spatiotemporel pour l'enquête HBLL extérieure.

A.3. ENQUÊTE À LA PALANGRE INDÉPENDANTE DE LA PÊCHE DE LA CIHP

Nous adaptons la description d'enquête suivante du document de recherche récent sur le sébastolobus à épines longues extérieur (Huynh et al. 2024) :

La Commission internationale du flétan du Pacifique (CIHP) a mené une enquête annuelle à la palangre indépendante de la pêche (FISS) dans les eaux côtières de la C.-B. depuis 1995. L'enquête est destinée à indexer les tendances de population du flétan du Pacifique mais accessoirement plusieurs autres espèces, incluant l'aiguillat commun. La conception d'échantillonnage de l'enquête dans les eaux de la C.-B. a changé au fil du temps. Entre 1995–1997, l'enquête avait une conception de station spatialement triangulaire et les données ne sont pas rendues disponibles publiquement. En 1998, les stations ont été réorganisées et uniformément espacées dans le nord de la C.-B. (5ABCDE), puis étendues vers le bas dans la côte ouest de l'île de Vancouver (WCVI, Zones 3CD) en 1999 (Figure A.8). En 2020, seulement les stations dans 5ABCDE (excluant WCVI) ont été échantillonnées. Un sous-ensemble aléatoire de stations WCVI sont échantillonnées pour 2021–2022, et il est probable que ce schéma d'échantillonnage continuera (Webster and Wilson 2023).

La résolution à laquelle la capture de poisson de roche est enregistrée dans l'enquête FISS de la CIHP a varié dépendant de la disponibilité d'un troisième technicien. Dans certaines années, la capture est enregistrée au niveau hameçon par hameçon ou d'opération, tandis que dans d'autres années, seulement la capture dans les premiers 20 hameçons par ligne est enregistrée (Anderson et al. 2019).

Ici, nous développons un indice à partir de 1998, excluant les opérations qui ont utilisé la conception de station précédente durant 1995–1997. Les stations d'expansion introduites depuis 2018 ont aussi été exclues (Figure A.12). Nous utilisons les stations uniques elles-mêmes comme « grille » d'enquête plutôt que de superposer une grille séparée sur le domaine d'enquête (Figure A.9).

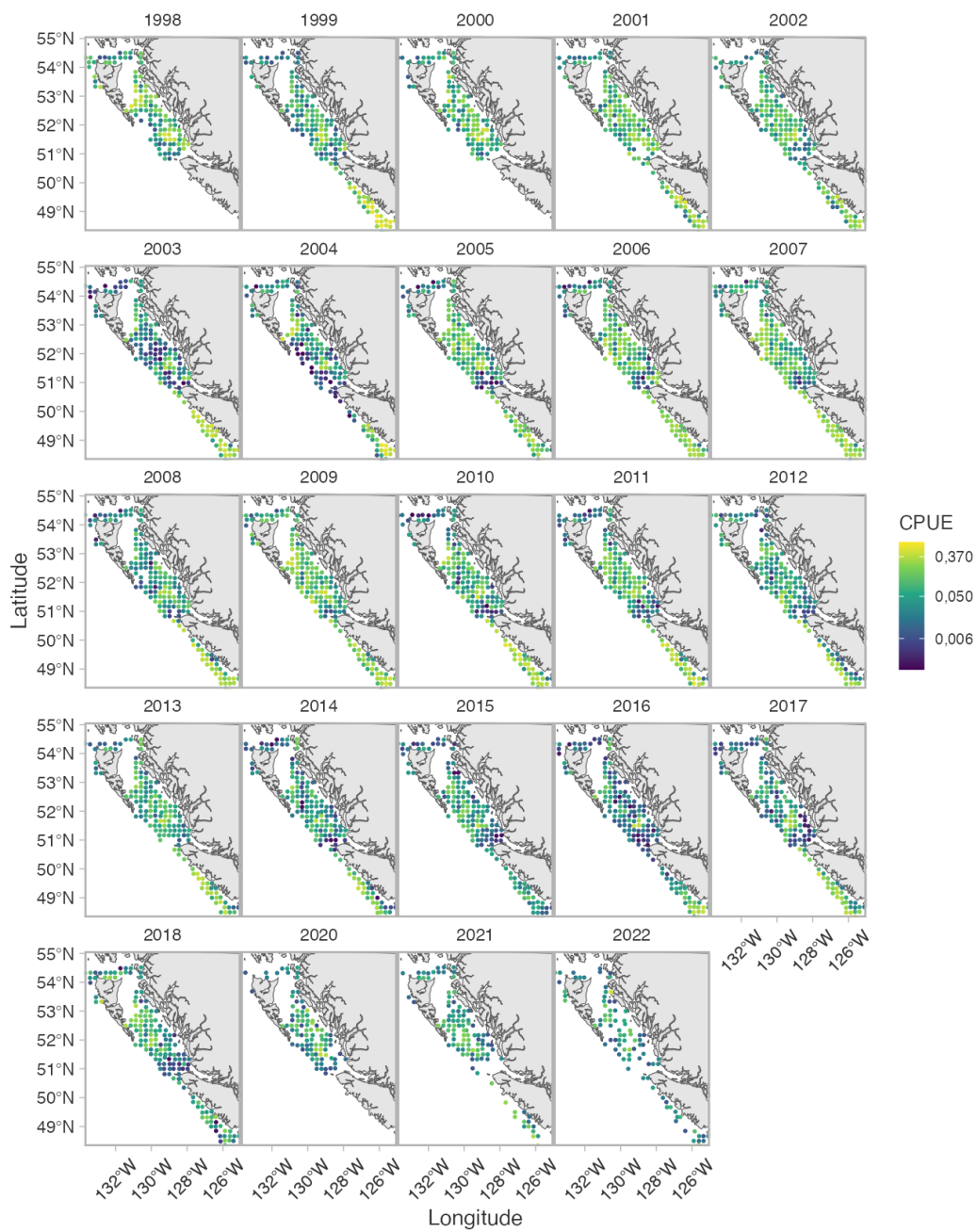


Figure A.8. Taux de capture (unités d'aiguillat commun par hameçon) par station de l'enquête CIHP.

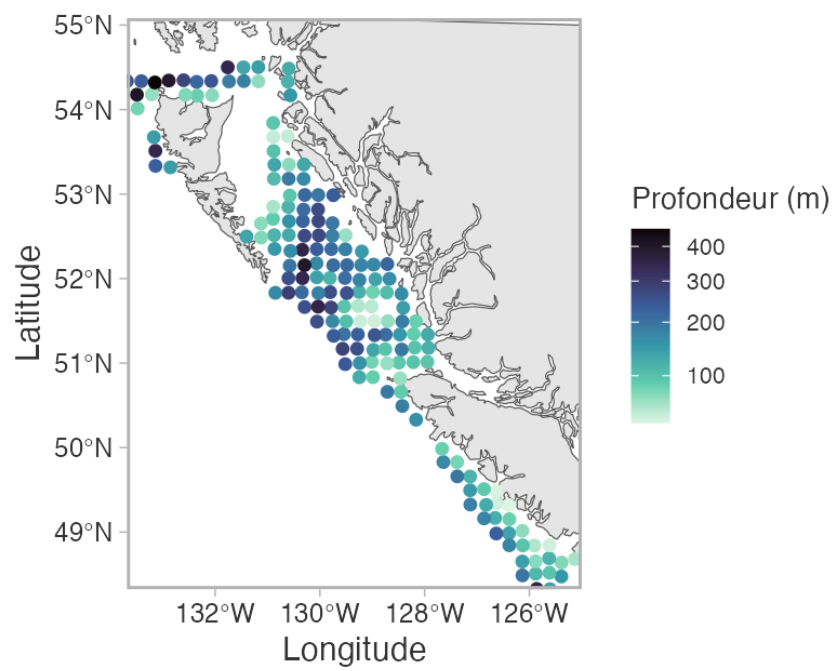


Figure A.9. Profondeur de fond pour les stations d'enquête CIHP.

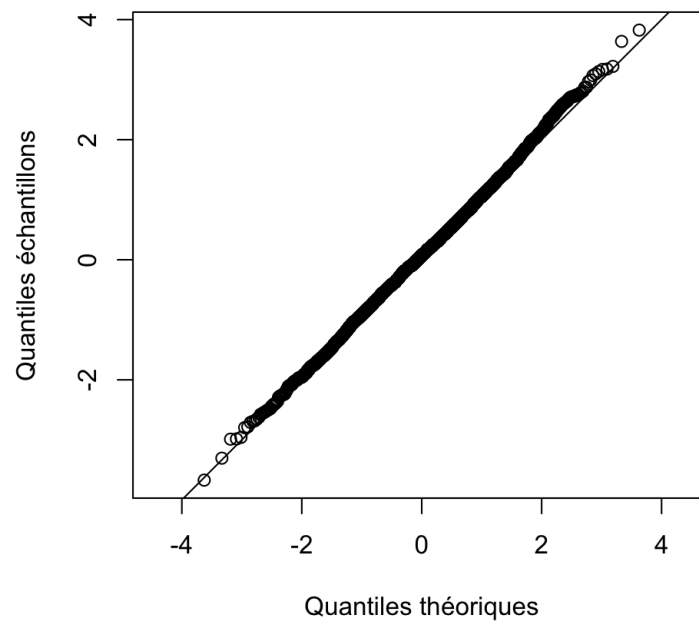


Figure A.10. Résidus de quantile aléatorisés pour le modèle spatiotemporel NB2 ajusté aux captures de l'enquête CIHP. La distribution attendue dans ce cas est une distribution normale si les observations sont cohérentes avec le modèle.

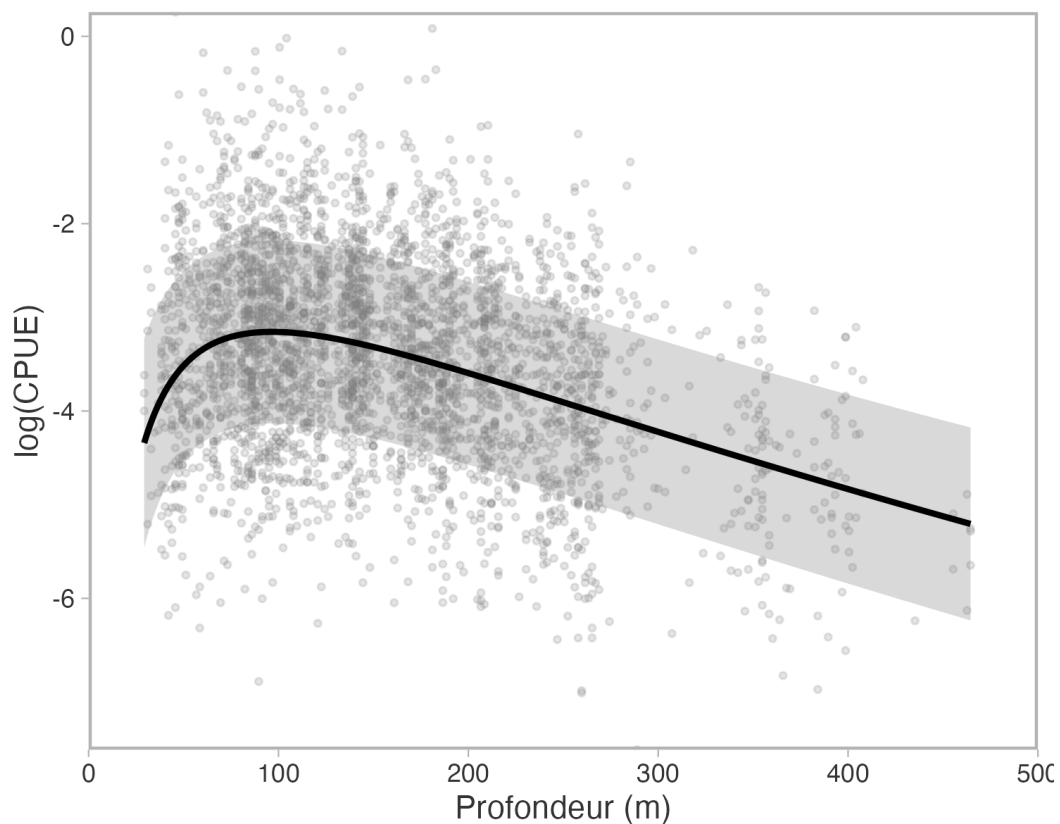


Figure A.11. Taux de capture CIHP logarithmique par profondeur des opérations individuelles (points) et l'effet de profondeur conditionnel (ligne noire) estimé dans le modèle spatiotemporel. Les points représentent les résidus de quantile aléatorisés partiels. Le ruban gris indique l'intervalle de confiance à 95% sur la moyenne.

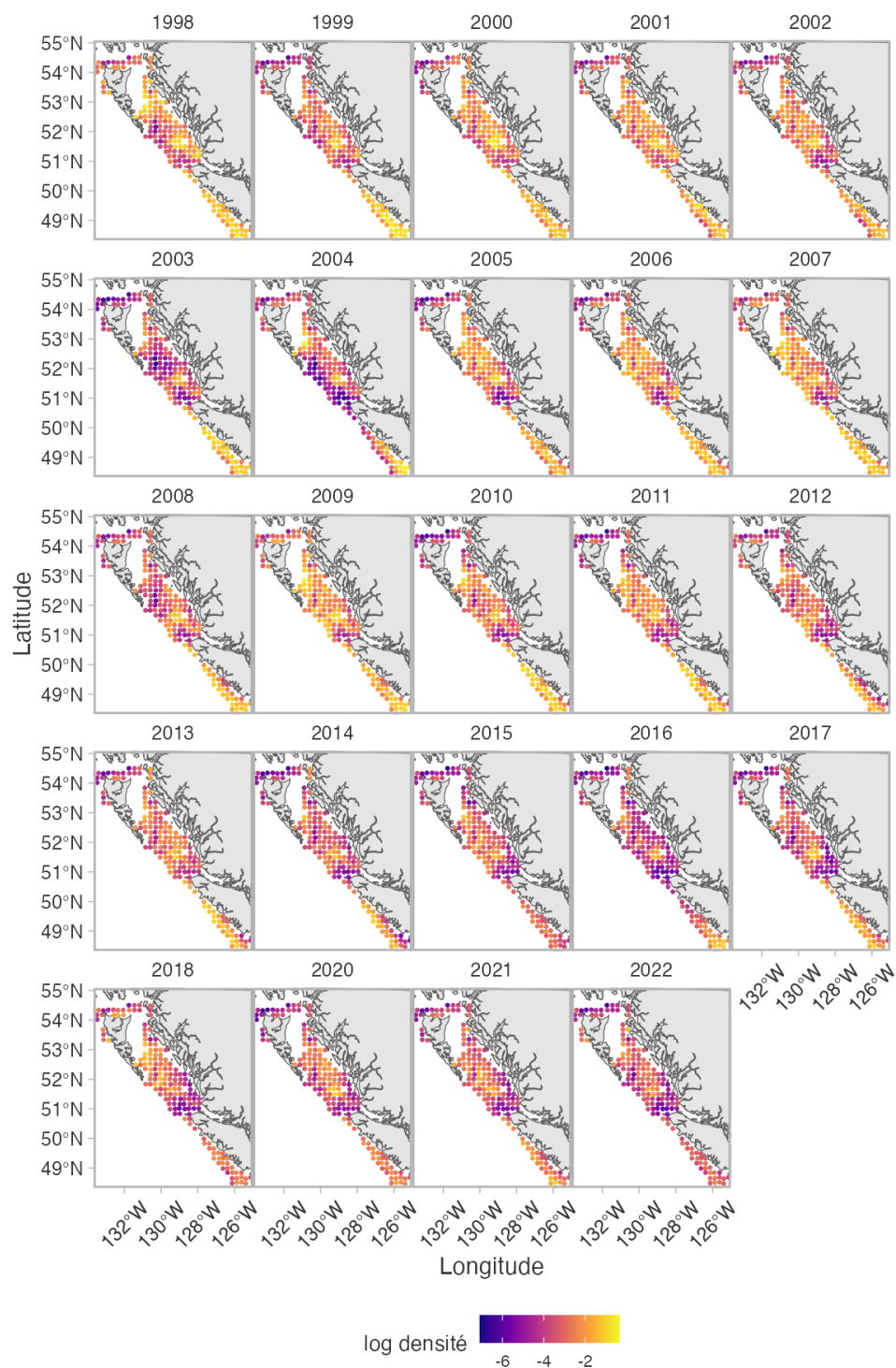


Figure A.12. Densité logarithmique prédite chaque année à l'ensemble complet des stations d'enquête CIHP utilisées pour calculer l'indice pondéré par zone.

A.4. ENQUÊTE SYNOPTIQUE AU CHALUT

Nous adaptons la description d'enquête suivante de Anderson et al. (2019).

Le MPO, en collaboration avec la Canadian Groundfish Research and Conservation Society, a mis en œuvre un ensemble coordonné d'enquêtes au chalut de fond qui couvrent ensemble le plateau continental et la pente supérieure de la plupart de la côte de la C.-B. Les enquêtes suivent une conception aléatoire stratifiée par profondeur avec des unités d'échantillonnage de blocs de 2 km par 2 km et utilisent le même équipement de pêche au chalut de fond et les mêmes protocoles de pêche (Sinclair et al. 2003). Les enquêtes ont été conçues pour fournir une synopse de toutes les espèces disponibles à l'équipement de chalut de fond plutôt que de se concentrer sur des espèces spécifiques. Il y a un total de quatre enquêtes synoptiques (SYN) : détroit d'Hécate (HS), côte ouest de l'île de Vancouver (WCVI), détroit de la Reine-Charlotte (QCS), et côte ouest de Haida Gwaii (WCHG) (Figures A.13–A.16). Habituellement, deux des enquêtes synoptiques sont menées chaque année sur une base alternée de sorte que chaque enquête est menée tous les deux ans. Dans ce rapport, nous référons à ces quatre zones comme sous-régions et nous les combinons en un seul indice à l'échelle de la côte utilisant un modèle spatiotemporel tel que décrit dans la Section A.1.3.

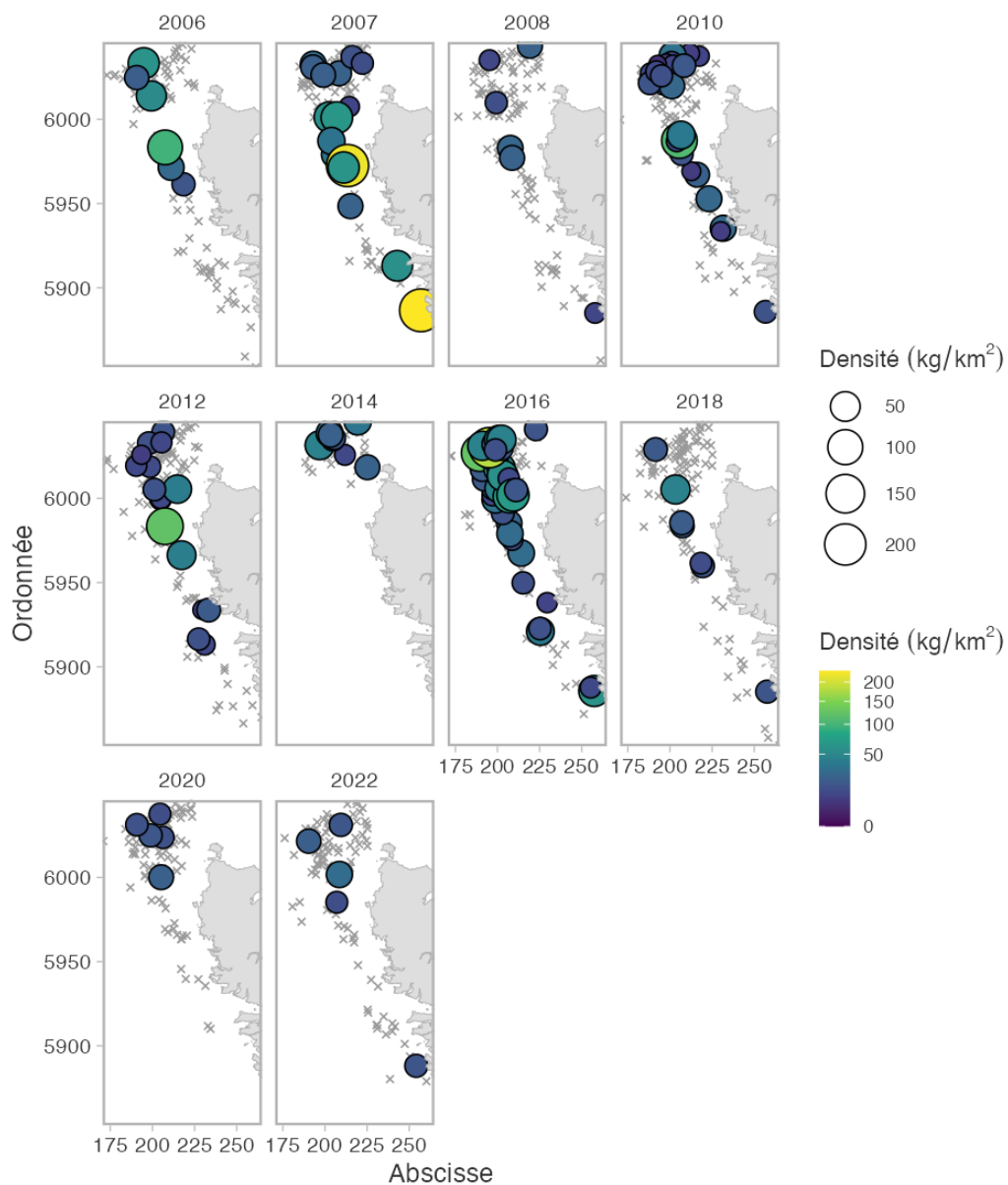


Figure A.13. Densité d'aiguillat commun (kg/km^2) des opérations d'enquête sur l'enquête synoptique au chalut de fond de la côte ouest de Haida Gwaii (SYN WCHG).

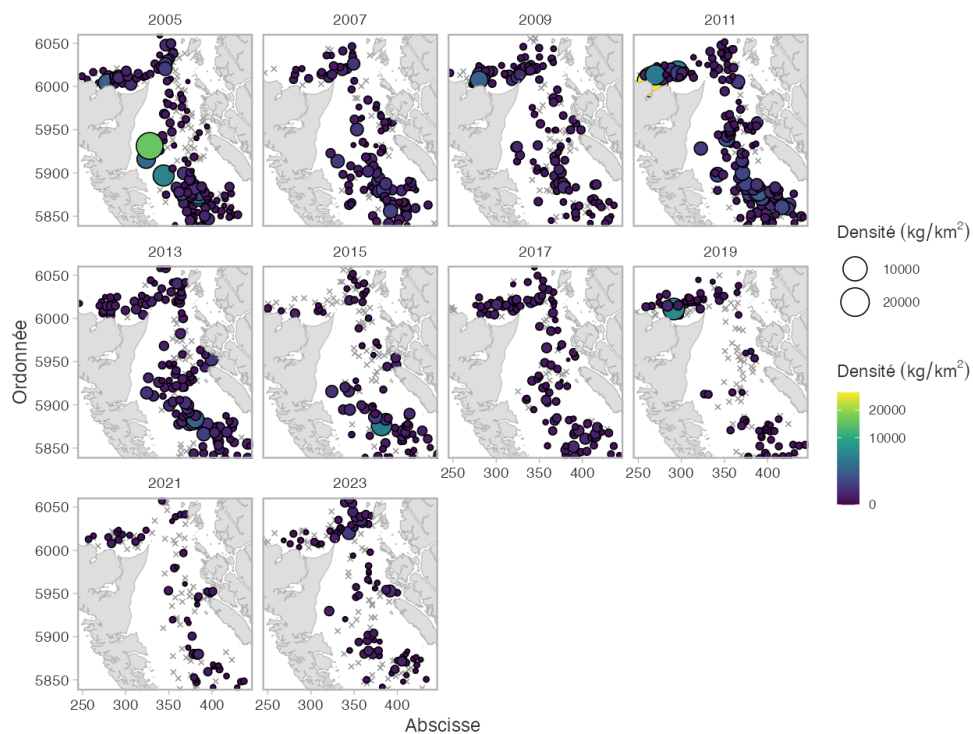


Figure A.14. Densité d'aiguillat commun (kg/km^2) des opérations d'enquête sur l'enquête synoptique au chalut de fond du détroit d'Hécate (SYN HS).

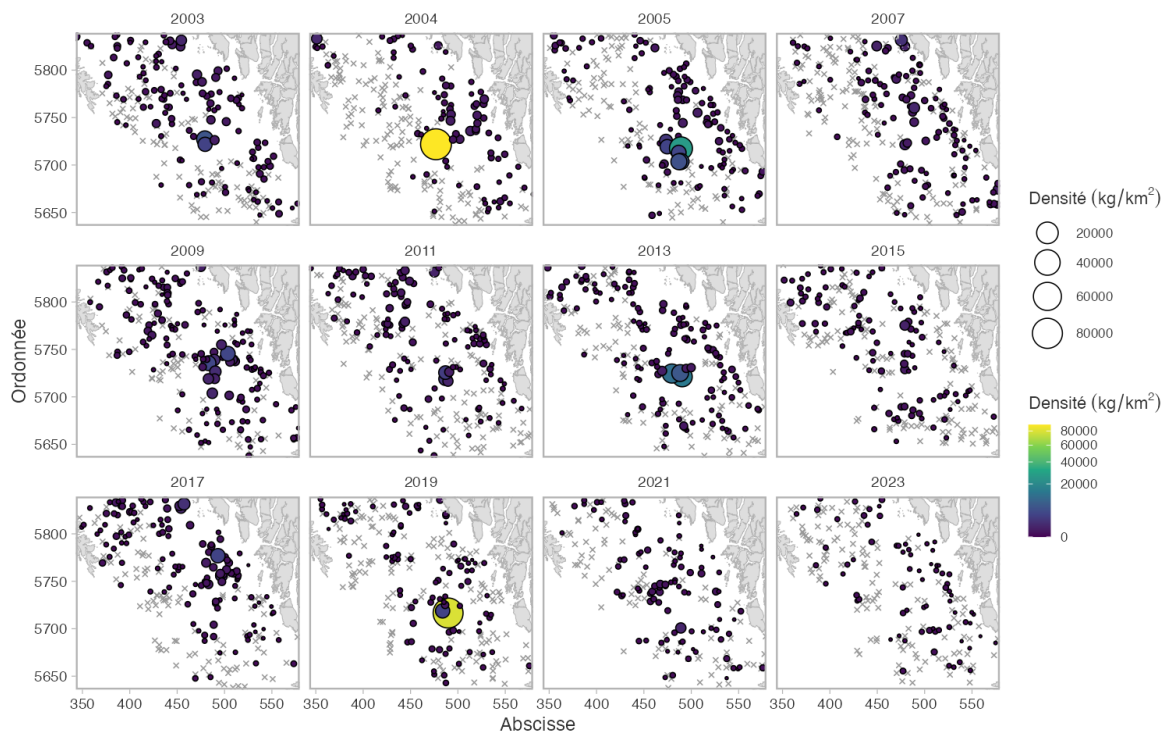


Figure A.15. Densité d'aiguillat commun (kg/km^2) des opérations d'enquête sur l'enquête synoptique au chalut de fond du détroit de la Reine-Charlotte (SYN QCS).

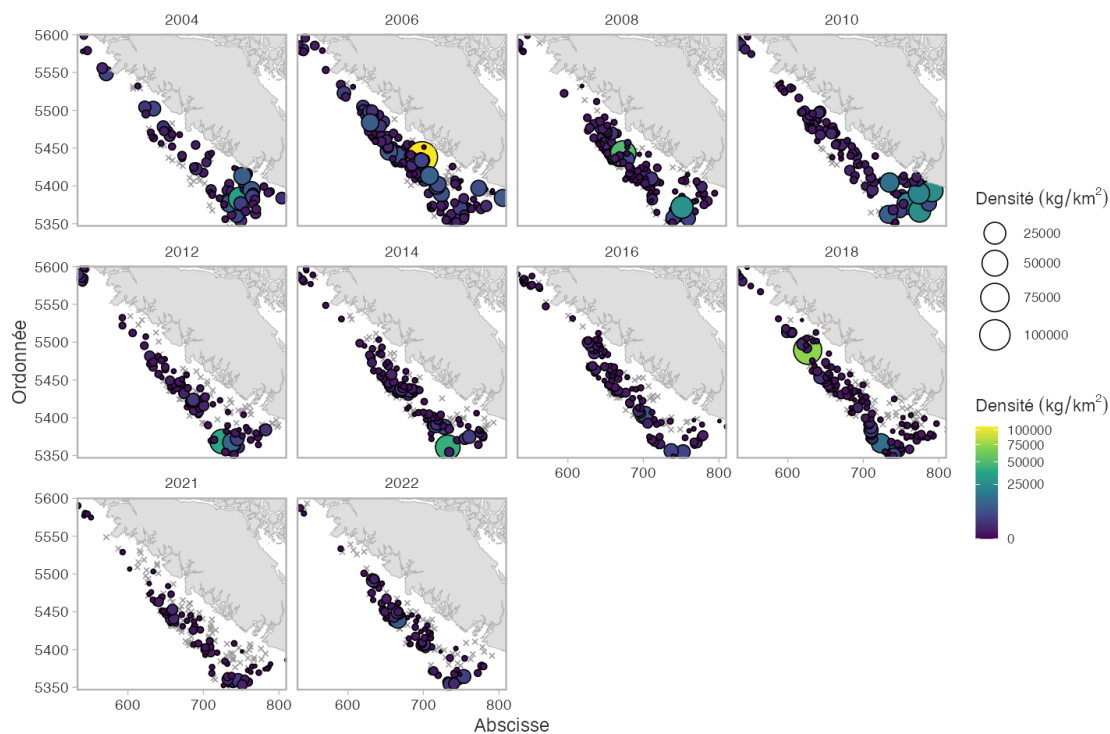


Figure A.16. Densité d'aiguillat commun (kg/km^2) des opérations d'enquête sur l'enquête synoptique au chalut de fond de la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

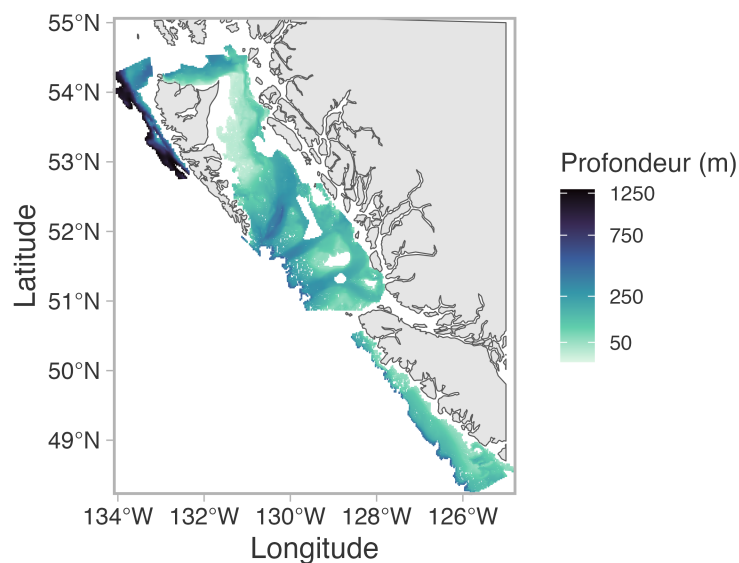


Figure A.17. Profondeur de fond pour la grille d'enquête synoptique au chalut de fond.

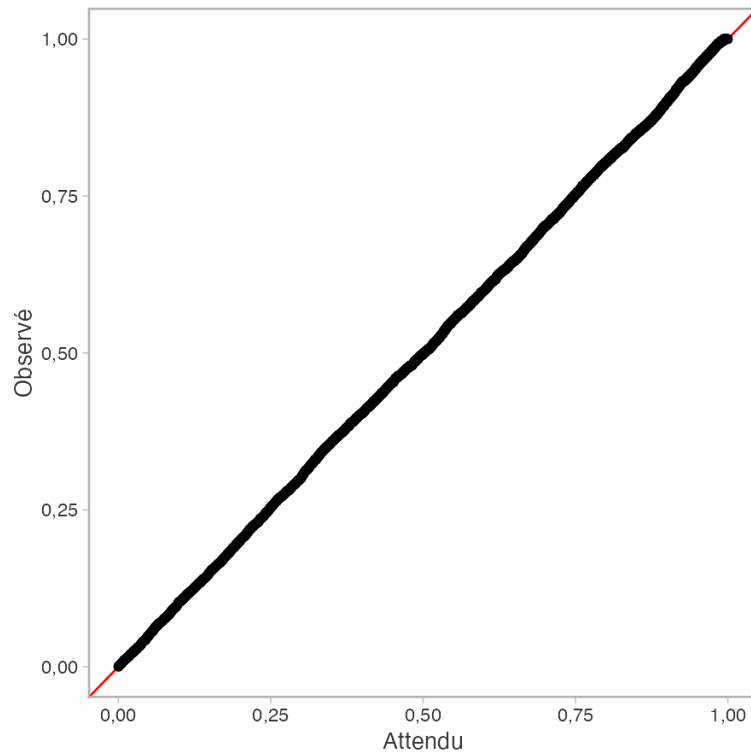


Figure A.18. Résidus de quantile aléatorisés basés sur simulation pour le modèle spatiotemporel delta-lognormal ajusté aux captures de l'enquête synoptique. La distribution attendue dans ce cas est une distribution uniforme si les observations sont cohérentes avec le modèle.

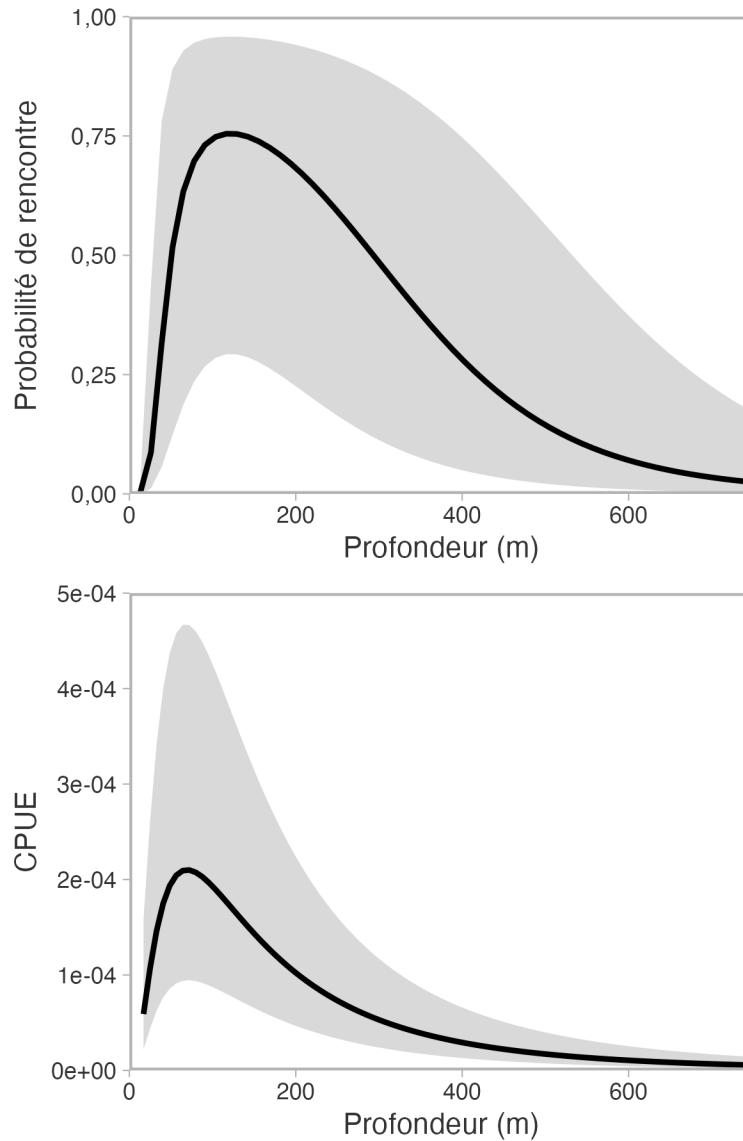


Figure A.19. Effets de profondeur conditionnels (ligne noire) estimés dans le modèle spatiotemporel pour les enquêtes synoptiques au chalut. Le panneau supérieur est la probabilité de rencontre et le panneau inférieur est la capture prédite par surface balayée (kg/m^2) donnée une rencontre. Le ruban gris indique l'intervalle de confiance à 95% sur la moyenne.

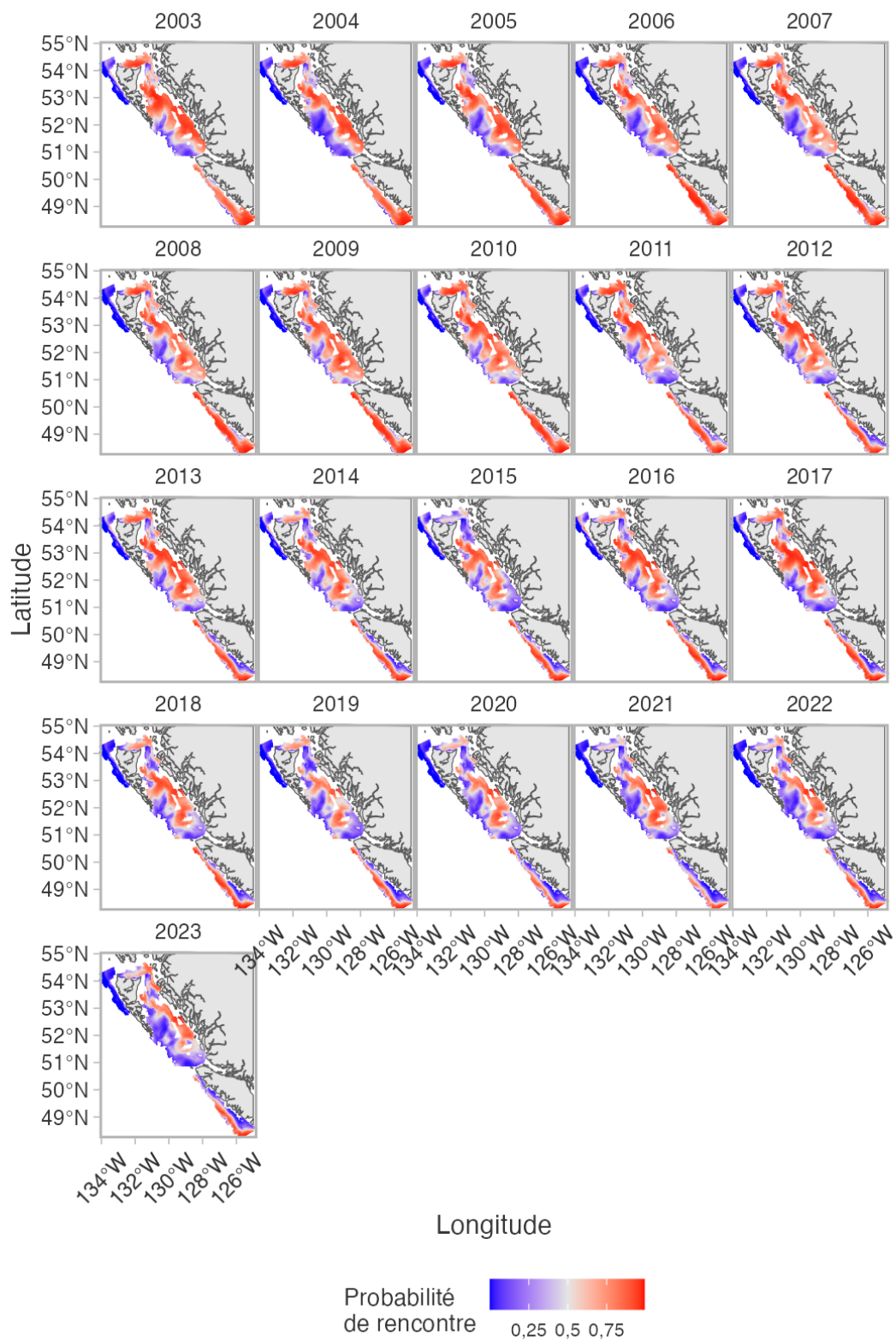


Figure A.20. Probabilité de rencontre prédite pour l'aiguillat commun dans l'enquête synoptique au chalut de fond.

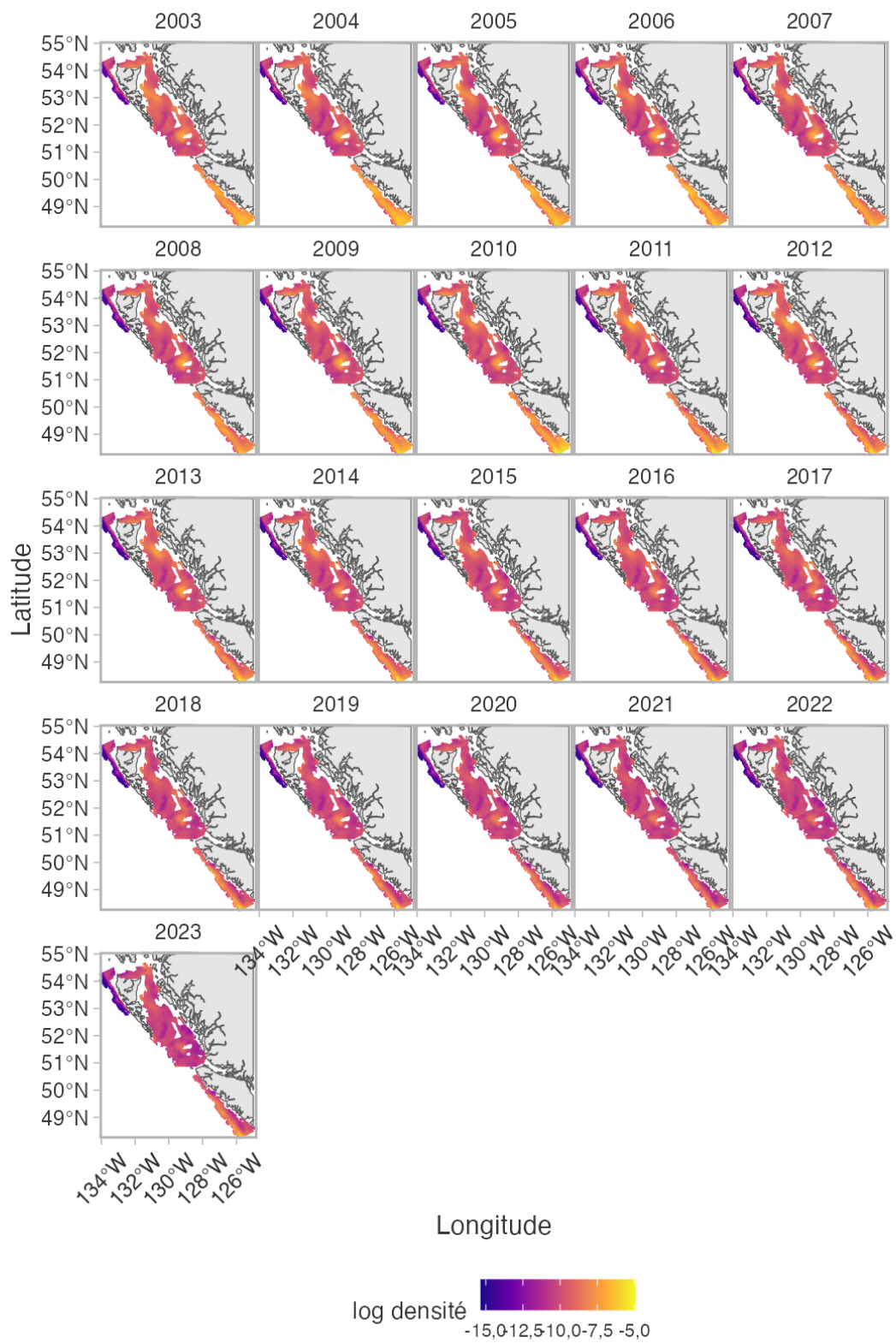


Figure A.21. Densité logarithmique prédite (log kg/km²) pour l'aiguillat commun dans l'enquête synoptique au chalut de fond.

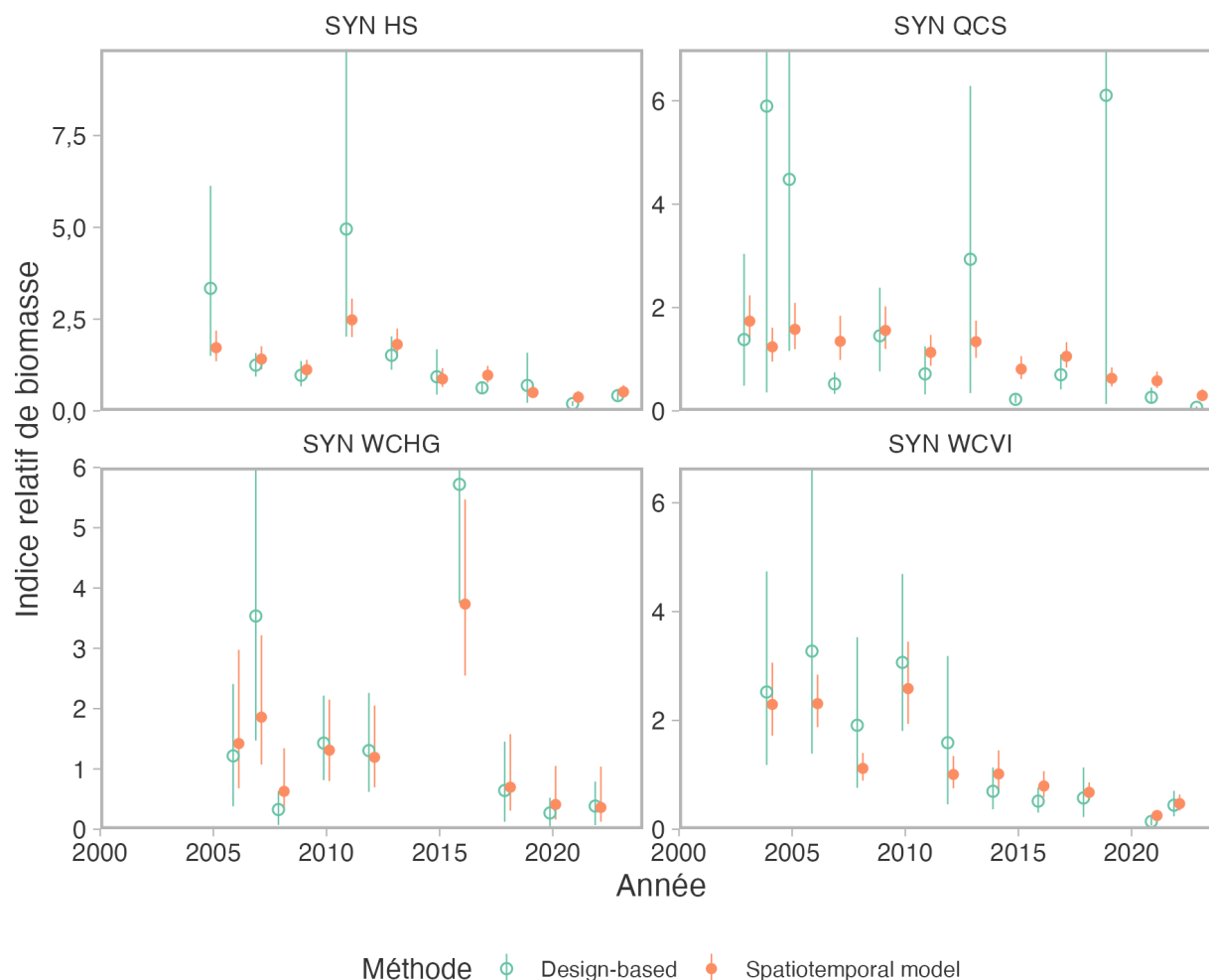


Figure A.22. Comparaison des indices de biomasse basés sur la conception et basés sur le modèle calculés pour les sous-régions de l'enquête synoptique. L'indice basé sur le modèle est un modèle à l'échelle de la côte ; cependant, ici les prédictions du modèle ont été subdivisées par région pour comparaison. Tous les indices ont été centrés pour avoir une moyenne géométrique de un.

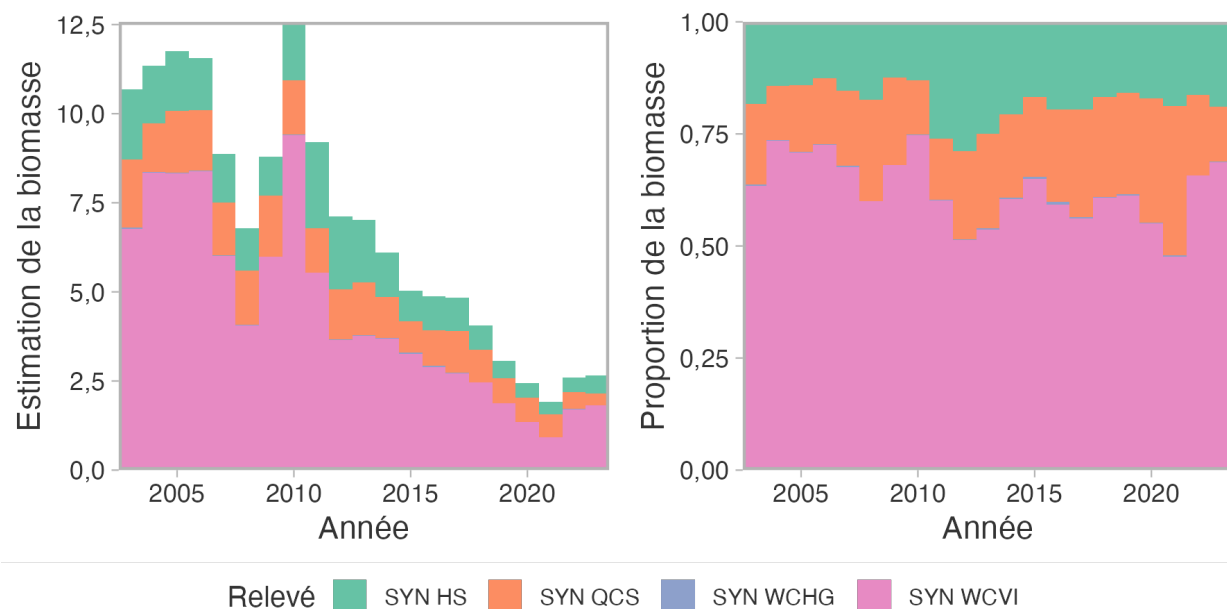


Figure A.23. La biomasse estimée de l'enquête synoptique au chalut de fond divisée par sous-région d'enquête. Le panneau de gauche montre la biomasse d'enquête (1000 t par km² n'ajustant pas pour la capturabilité d'enquête) et le panneau de droite montre les mêmes données comme proportion par année.

A.5. ENQUÊTE ASSEMBLAGE MULTISPÉCIFIQUE DU DÉTROIT D'HÉCATE

L'enquête au chalut de fond assemblage multispécifique du détroit d'Hécate (HS MSA) a été menée de 1984 à 2003 par le MPO utilisant une combinaison de navires affrétés et deux navires de recherche de la Garde côtière canadienne (Choromanski et al. 2004). L'objectif de l'enquête était de collecter des données de capture et biologiques sur les assemblages d'espèces afin de développer une base écologique pour l'évaluation de stock d'espèces mixtes dans le détroit d'Hécate. Une grille de blocs de 19 km² (10 nm²) a été utilisée pour déterminer les emplacements d'opération. L'enquête était stratifiée par zone et profondeur, mais le choix des emplacements d'opération à l'intérieur des strates de profondeur était non-aléatoire et était laissé à la discrétion du capitaine (Choromanski et al. 2004). Cette enquête est le prédécesseur de l'enquête SYN HS. Nous incluons l'enquête ici parce que c'est le seul indice d'enquête indépendant des pêcheries que nous avons dans cette période plus ancienne.

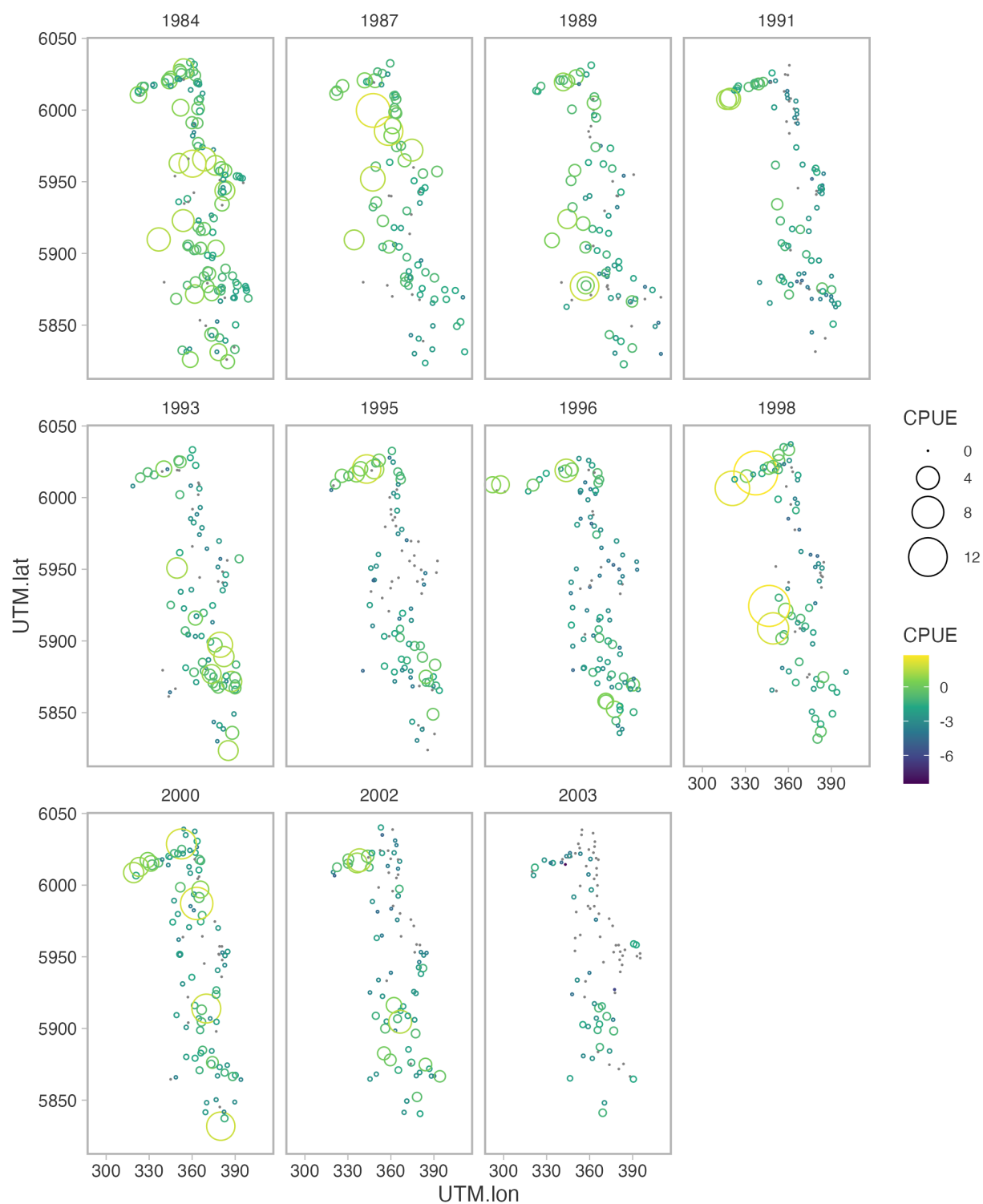


Figure A.24. Capture (poids) par unité d'effort (surface balayée) de l'enquête HS MSA.

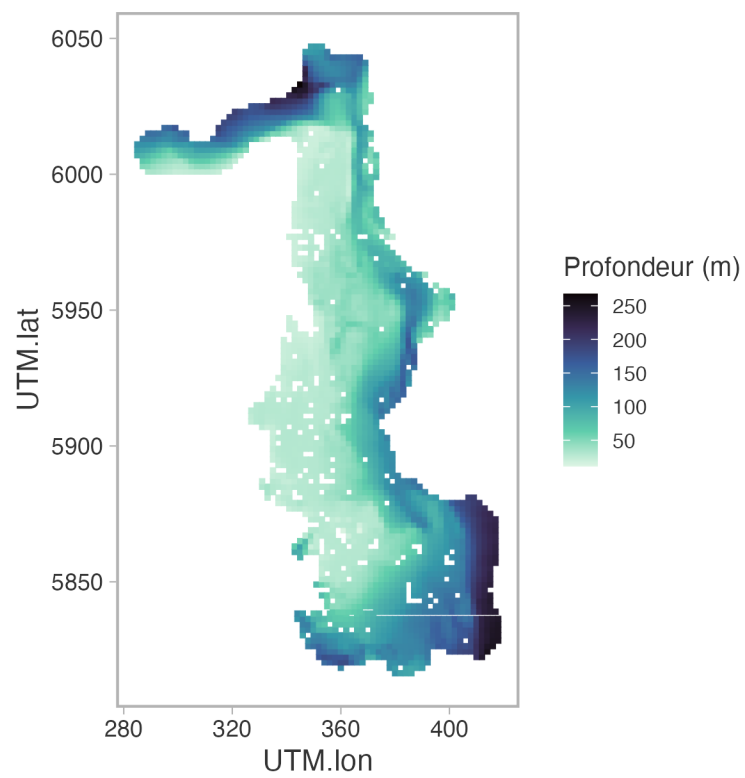


Figure A.25. Profondeur de fond pour la grille d'enquête HS MSA.

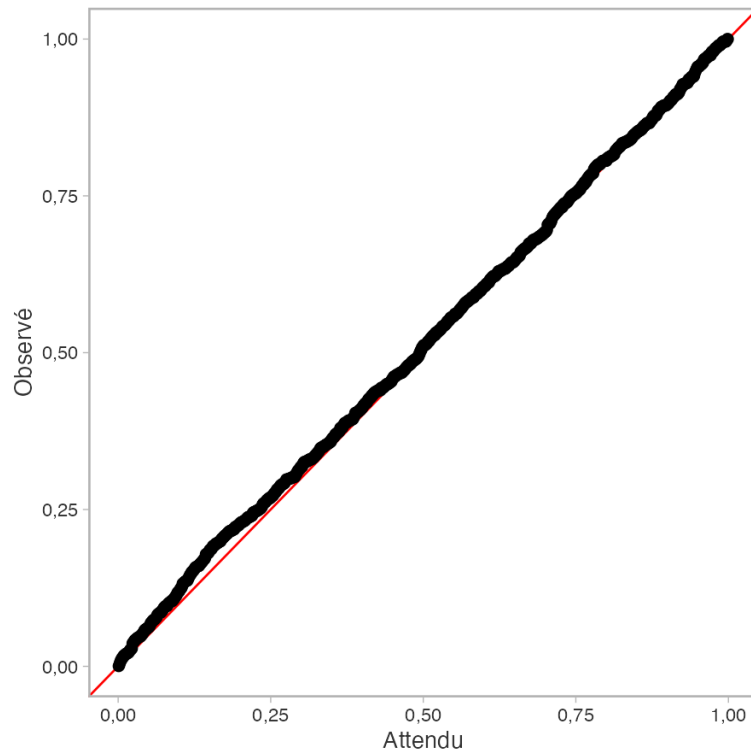


Figure A.26. Résidus de quantile aléatorisés basés sur simulation pour le modèle spatiotemporel ajusté aux captures de l'enquête HS MSA. La distribution attendue dans ce cas est une distribution uniforme si les observations sont cohérentes avec le modèle.

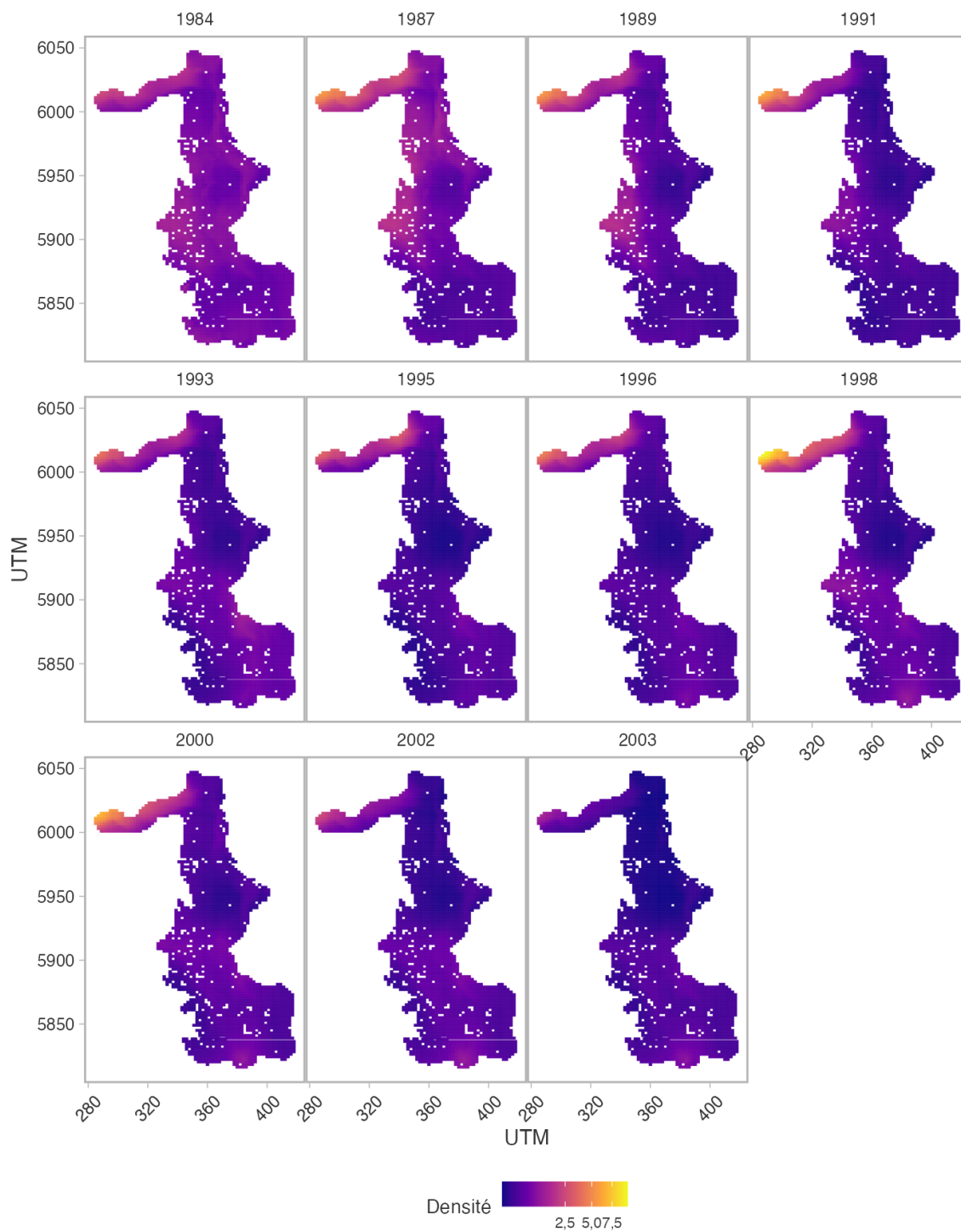


Figure A.27. Densité de biomasse prédite pour l'enquête HS MSA d'un modèle spatiotemporel. Les données brutes sont montrées dans la Figure A.24.

A.6. ENQUÊTE AUX CASIERS HAUTURIERS DE LA MORUE CHARBONNIÈRE

Une enquête aux casiers-palangres, principalement dans le but d'indexer la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*), est menée annuellement par le MPO en collaboration avec la Canadian Sablefish Association (CSA) utilisant une conception aléatoire stratifiée. Le rapport technique le plus récent décrivant les activités de l'enquête est disponible dans Hardy et al. (2024). L'enquête a lieu au large le long du plateau continental de la C.-B. (Figure A.28) de mi-octobre à mi-novembre et varie en profondeur d'environ 200 m à 1000 m. L'équipement de palangre inclut 25 casiers appâtés attachés à des seaux à des intervalles de 150 pieds (45,72 m) avec des ancres de 90 livres à chaque extrémité. Les casiers sont appâtés avec 4,5 kg de merlu du Pacifique (*Merluccius productus*) et 0,9 kg de calmar. Ici, nous visualisons l'indice basé sur la conception de biomasse pour l'aiguillat commun capturé dans cette enquête (Figure A.29).

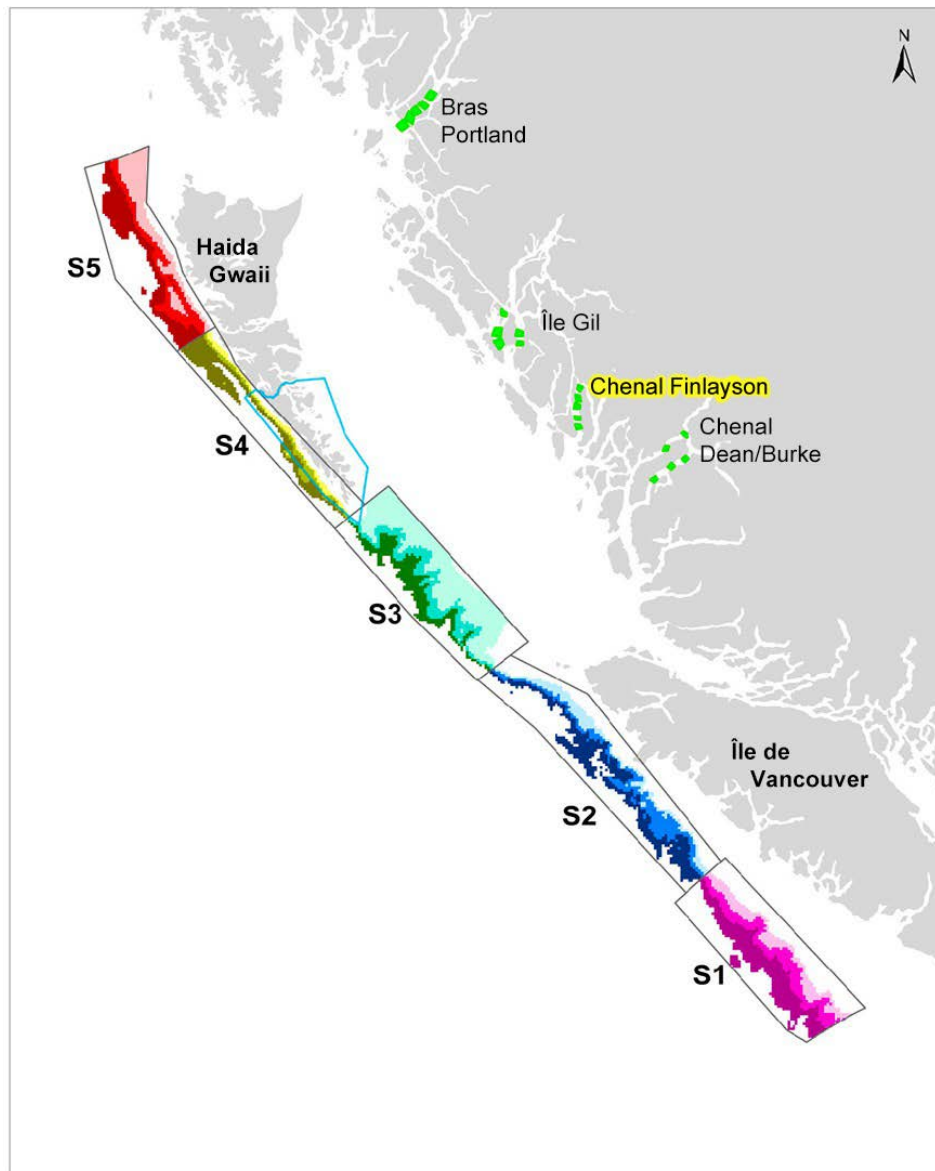


Figure A.28. Conception de l'enquête aux casiers hauturiers de la morue charbonnière pour 2003–2022. Reproduit de la Figure 1 dans Hardy et al. (2024). Les couleurs et les étiquettes « S » réfèrent aux cinq strates spatiales.

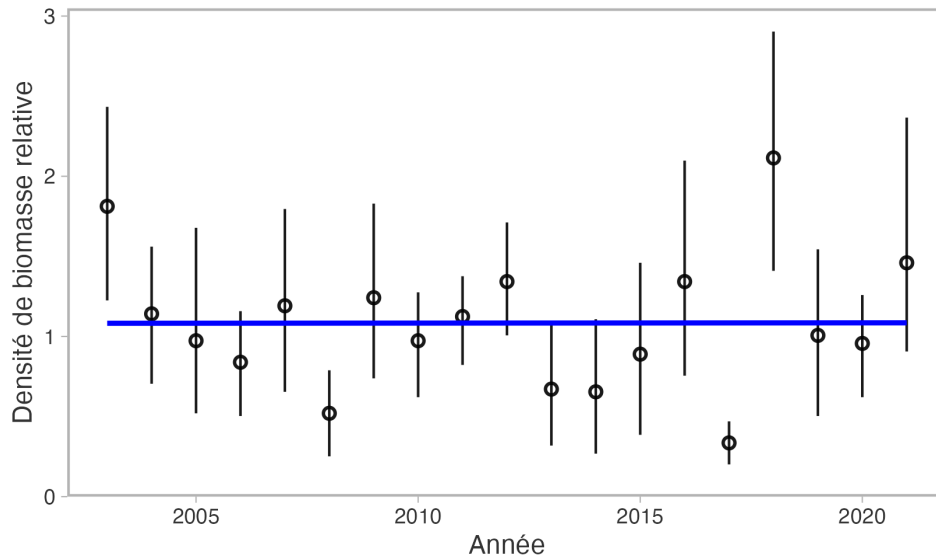


Figure A.29. Indice de biomasse basé sur la conception de l'enquête aux casiers hauturiers de la morue charbonnière. L'indice est centré pour avoir une moyenne géométrique de un. Les points et segments de ligne sont les moyennes et les intervalles de confiance à 95% dérivés par bootstrap. La ligne bleue est l'ajustement moyen d'un modèle additif généralisé (GAM) avec erreur gamma et un lien logarithmique. La « sinuosité » dans le lisseur GAM a été pénalisée à une ligne droite.

ANNEXE B. DONNÉES DE PÊCHE

B.1. CAPTURES COMMERCIALES

Cette évaluation a ajusté des modèles de dynamique des populations aux données de captures de pêche, de captures par unité d'effort et de composition en longueur. Les visualisations des captures et des rejets de pêche par flottes ont été fournies dans le texte principal (Figures 1, 2, 4) ainsi que les visualisations des données de composition en longueur commerciales (Figure 9, 10, 11). Dans cette annexe, nous fournissons des visualisations supplémentaires de la proportion de captures rejetées par année (Figure B.1), du nombre de divers types d'échantillons biologiques provenant des flottes commerciales (Figure B.2) et une description de la standardisation des captures par unité d'effort du chalutage de fond commercial (Section B.3). Nous incluons également un tableau de tous les débarquements et rejets commerciaux pour 1935–2023 (Tableau B.1).

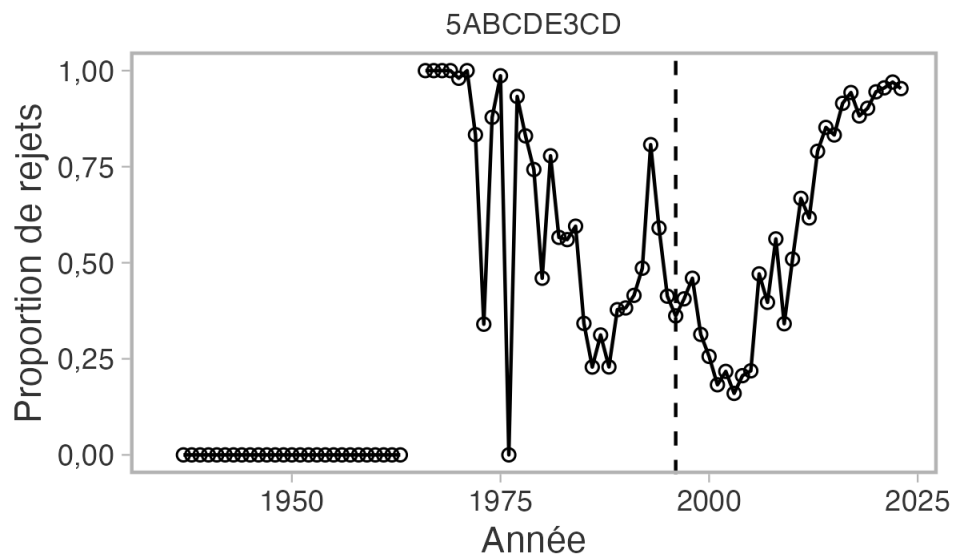


Figure B.1. Proportion de rejets par rapport aux captures totales (débarquements plus rejets) d'Aiguillat commun extérieur. La couverture d'observateurs de la pêche au chalut a commencé en 1996 (indiquée par la ligne pointillée verticale).

*Tableau B.1. Données de débarquements et de remises à l'eau pour l'Aiguillat commun dans PFMA 3CD5ABCDE de 1935 à 2023. Les rejets de palangre et de casier (combinés) ont été entrés dans le modèle sous forme de décomptes. La colonne finale de poids des rejets avec un * est montrée à des fins illustratives en supposant un poids moyen d'aiguillat commun de 3,07 kg (6,77 livres ; calculé à partir d'échantillons de palangre non triés en 2009, 2010, 2012 et 2013), mais n'a pas été utilisée dans l'ajustement du modèle. Les années sont des années civiles. Les données de rejets de palangre antérieures à 2006 n'ont pas été enregistrées et ne sont donc pas montrées.*

Année	Engin	Débarqué (t)	Remis à l'eau (t)	Remis à l'eau (décompte)	Remis à l'eau (t)*
1935	Chalut de fond	0,0	0,0		
1936	Chalut de fond	0,0	0,0		
1937	Chalut de fond	410,0	0,0		
1938	Chalut de fond	23,0	0,0		
1939	Chalut de fond	549,0	0,0		
1940	Chalut de fond	1046,0	0,0		
1941	Chalut de fond	2492,0	0,0		
1942	Chalut de fond	6952,0	0,0		
1943	Chalut de fond	7683,0	0,0		
1944	Chalut de fond	27090,0	0,0		
1945	Chalut de fond	22359,0	0,0		
1946	Chalut de fond	10417,0	0,0		
1947	Chalut de fond	13326,0	0,0		
1948	Chalut de fond	10803,0	0,0		
1949	Chalut de fond	13191,0	0,0		
1950	Chalut de fond	1176,0	0,0		
1951	Chalut de fond	2540,0	0,0		
1952	Chalut de fond	1451,0	0,0		
1953	Chalut de fond	1598,0	0,0		
1954	Chalut de fond	673,0	0,0		
1955	Chalut de fond	912,0	0,0		
1956	Chalut de fond	709,0	0,0		
1957	Chalut de fond	1364,0	0,0		
1958	Chalut de fond	620,0	0,0		
1959	Chalut de fond	1407,0	0,0		
1960	Chalut de fond	930,0	0,0		
1961	Chalut de fond	3691,0	0,0		
1962	Chalut de fond	127,0	0,0		
1963	Chalut de fond	68,0	0,0		
1964	Chalut de fond	0,0	0,0		
1965	Chalut de fond	0,0	0,0		
1966	Chalut de fond	0,0	251,0		
1967	Chalut de fond	0,0	337,0		
1968	Chalut de fond	0,0	97,0		
1969	Chalut de fond	0,0	78,0		
1970	Chalut de fond	4,0	197,0		
1971	Chalut de fond	0,0	288,0		

1972	Chalut de fond	8,0	45,0
1973	Chalut de fond	714,0	368,0
1974	Chalut de fond	13,0	94,0
1975	Chalut de fond	19,0	1399,0
1976	Chalut de fond	3,0	0,0
1977	Chalut de fond	80,0	1236,0
1978	Chalut de fond	221,0	1325,0
1979	Chalut de fond	419,0	1316,0
1980	Chalut de fond	2440,0	2190,0
1981	Chalut de fond	387,0	1472,0
1982	Chalut de fond	1320,0	1834,0
1983	Chalut de fond	641,0	1037,0
1984	Chalut de fond	653,0	1072,0
1985	Chalut de fond	1958,0	1266,0
1986	Chalut de fond	2135,0	687,0
1987	Chalut de fond	1072,0	1239,0
1988	Chalut de fond	1748,0	1310,0
1989	Chalut de fond	875,0	1277,0
1990	Chalut de fond	1282,0	1677,0
1991	Chalut de fond	917,0	1869,0
1992	Chalut de fond	468,0	1898,0
1993	Chalut de fond	68,0	1597,0
1994	Chalut de fond	138,0	1463,0
1995	Chalut de fond	219,0	931,0
1996	Chalut de fond	100,2	1659,9
1997	Chalut de fond	28,4	1090,4
1998	Chalut de fond	98,6	1562,9
1999	Chalut de fond	38,9	941,1
2000	Chalut de fond	91,2	1129,3
2001	Chalut de fond	169,7	800,7
2002	Chalut de fond	199,8	823,5
2003	Chalut de fond	312,2	720,5
2004	Chalut de fond	258,3	1154,1
2005	Chalut de fond	492,2	1054,5
2006	Chalut de fond	456,9	778,8
2007	Chalut de fond	377,8	896,9
2008	Chalut de fond	101,5	827,7
2009	Chalut de fond	442,5	964,6
2010	Chalut de fond	211,4	502,5
2011	Chalut de fond	229,8	709,8
2012	Chalut de fond	21,4	351,4
2013	Chalut de fond	6,3	345,3
2014	Chalut de fond	5,7	178,0
2015	Chalut de fond	6,4	221,1
2016	Chalut de fond	4,3	217,5
2017	Chalut de fond	6,5	312,4
2018	Chalut de fond	4,9	216,3
2019	Chalut de fond	4,5	138,0

2020	Chalut de fond	8,7	94,8
2021	Chalut de fond	5,9	162,0
2022	Chalut de fond	8,2	179,2
2023	Chalut de fond	9,6	261,3
1996	Chalut pélagique	1302,6	7,5
1997	Chalut pélagique	931,1	8,6
1998	Chalut pélagique	615,8	2,2
1999	Chalut pélagique	384,3	0,7
2000	Chalut pélagique	50,7	0,9
2001	Chalut pélagique	797,7	28,4
2002	Chalut pélagique	382,3	45,5
2003	Chalut pélagique	412,8	67,2
2004	Chalut pélagique	759,3	23,7
2005	Chalut pélagique	727,3	185,9
2006	Chalut pélagique	213,6	29,7
2007	Chalut pélagique	62,2	45,0
2008	Chalut pélagique	212,6	102,3
2009	Chalut pélagique	208,6	54,0
2010	Chalut pélagique	168,2	210,7
2011	Chalut pélagique	89,2	142,2
2012	Chalut pélagique	21,5	82,9
2013	Chalut pélagique	43,5	92,6
2014	Chalut pélagique	13,7	61,8
2015	Chalut pélagique	80,0	167,9
2016	Chalut pélagique	61,6	67,7
2017	Chalut pélagique	41,8	37,0
2018	Chalut pélagique	102,1	93,1
2019	Chalut pélagique	87,4	145,2
2020	Chalut pélagique	34,3	133,6
2021	Chalut pélagique	26,9	109,5
2022	Chalut pélagique	17,2	158,5
2023	Chalut pélagique	37,0	205,4
1967	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1968	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1969	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1970	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1971	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1972	Hameçon et ligne/palangre	1,0	
1973	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1974	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1975	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1976	Hameçon et ligne/palangre	0,0	
1977	Hameçon et ligne/palangre	9,0	
1978	Hameçon et ligne/palangre	50,0	
1979	Hameçon et ligne/palangre	37,0	
1980	Hameçon et ligne/palangre	134,0	
1981	Hameçon et ligne/palangre	32,0	
1982	Hameçon et ligne/palangre	86,0	

1983	Hameçon et ligne/palange	173,0		
1984	Hameçon et ligne/palange	76,0		
1985	Hameçon et ligne/palange	476,0		
1986	Hameçon et ligne/palange	184,0		
1987	Hameçon et ligne/palange	1659,0		
1988	Hameçon et ligne/palange	2666,0		
1989	Hameçon et ligne/palange	1227,0		
1990	Hameçon et ligne/palange	1426,0		
1991	Hameçon et ligne/palange	1716,0		
1992	Hameçon et ligne/palange	1541,0		
1993	Hameçon et ligne/palange	313,0		
1994	Hameçon et ligne/palange	877,0		
1995	Hameçon et ligne/palange	1104,0		
1996	Hameçon et ligne/palange	1539,0		
1997	Hameçon et ligne/palange	648,0		
1998	Hameçon et ligne/palange	1125,0		
1999	Hameçon et ligne/palange	1639,0		
2000	Hameçon et ligne/palange	3138,0		
2001	Hameçon et ligne/palange	2747,0		
2002	Hameçon et ligne/palange	2548,0		
2003	Hameçon et ligne/palange	3408,0		
2004	Hameçon et ligne/palange	3517,0		
2005	Hameçon et ligne/palange	3211,0		
2006	Hameçon et ligne/palange	1517,0	369416	1134,1
2007	Hameçon et ligne/palange	2863,6	396716	1217,9
2008	Hameçon et ligne/palange	1236,4	340234	1044,5
2009	Hameçon et ligne/palange	3063,3	291649	895,4
2010	Hameçon et ligne/palange	1047,1	249187	765,0
2011	Hameçon et ligne/palange	458,3	229968	706,0
2012	Hameçon et ligne/palange	602,1	193946	595,4
2013	Hameçon et ligne/palange	210,6	174701	536,3
2014	Hameçon et ligne/palange	105,3	155974	478,8
2015	Hameçon et ligne/palange	80,5	142308	436,9
2016	Hameçon et ligne/palange	19,9	206960	635,4
2017	Hameçon et ligne/palange	1,5	153237	470,4
2018	Hameçon et ligne/palange	0,0	158311	486,0
2019	Hameçon et ligne/palange	0,1	183043	561,9
2020	Hameçon et ligne/palange	0,0	165077	506,8
2021	Hameçon et ligne/palange	0,0	135361	415,6
2022	Hameçon et ligne/palange	0,0	155434	477,2
2023	Hameçon et ligne/palange	0,0	155914	478,7
2006	Casier	0,0	1830	5,6
2007	Casier	0,0	4689	14,4
2008	Casier	0,0	5247	16,1
2009	Casier	0,0	3428	10,5
2010	Casier	0,0	1286	3,9
2011	Casier	0,0	1119	3,4
2012	Casier	0,0	2448	7,5

2013	Casier	0,0	2012	6,2
2014	Casier	0,0	162	0,5
2015	Casier	0,0	1303	4,0
2016	Casier	0,0	809	2,5
2017	Casier	0,0	1267	3,9
2018	Casier	0,0	1398	4,3
2019	Casier	0,0	909	2,8
2020	Casier	0,0	639	2,0
2021	Casier	0,0	4212	12,9
2022	Casier	0,0	5422	16,6
2023	Casier	0,0	1348	4,1

Événements de pêche échantillonnés

CHALUT DE FOND

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

CHALUT PÉLAGIQUE

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

PALANGRE

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

SHRIMP TRAWL

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

UNKNOWN TRAWL

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

Aiguillats échantillonnés

CHALUT DE FOND

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

CHALUT PÉLAGIQUE

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

PALANGRE

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

SHRIMP TRAWL

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

UNKNOWN TRAWL

REJETS

NON TRIÉS

CONSERVÉS

153

B.3. CAPTURES PAR UNITÉ D'EFFORT COMMERCIALES

Nous avons appliqué une approche de modélisation spatiotemporelle pour dériver un indice de CPUE commerciale en utilisant une approche similaire à celle décrite pour la modélisation des relevés scientifiques (Section A.1). Une telle approche s'est également avérée efficace pour standardiser la CPUE commerciale et dépasser les performances d'autres approches qui ne sont pas spatialement explicites (par exemple, Babcock et al. 2023, Grüss et al. 2019).

Nous avons défini la « flotte » pour notre modèle en suivant un protocole similaire utilisé dans de nombreuses évaluations récentes de stocks de poissons de fond du Pacifique du MPO. Spécifiquement, nous avons inclus les navires de chalutage de fond qui avaient au moins 100 traits positifs pour l'Aiguillat commun au total, et au moins 5 années avec 5 voyages positifs par année. Pour les navires qui satisfaisaient ces critères, nous avons inclus toutes leurs captures et efforts dans notre analyse de CPUE. Les évaluations futures pourraient également considérer une standardisation de CPUE de flotte de chalut pélagique.

La principale différence entre les modèles de relevé et les modèles commerciaux est la façon dont nous avons traité la variation spatiotemporelle et l'ajout de plusieurs covariables. Pour les modèles spatiotemporels de CPUE commerciale, nous avons utilisé une approche plus traditionnelle (par exemple, Thorson et al. 2015) où nous avons supposé que la variation spatiotemporelle était indépendante d'année en année et que les moyennes annuelles étaient indépendantes. Ceci est plus efficace computationnellement pour cet ensemble de données plus large. De plus, l'approche de marche aléatoire spatiotemporelle n'était pas nécessaire étant donné l'absence de collecte de données bisannuelle dans des parcelles spatiales distinctes. Par conséquent, notre modèle pour l'un ou l'autre des deux prédicteurs linéaires dans le modèle delta peut être représenté comme

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[y_{s,t}] &= \mu_{s,t}, \\ \mu_{s,t} &= g^{-1}(\alpha_t + \gamma_v + \psi_m + \mathbf{X}_{s,t}\beta + O_{s,t} + \omega_s + \epsilon_{s,t}), \\ \gamma_v &\sim \text{Normal}(0, \sigma_v^2) \left(\right. \\ \omega &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\omega), \\ \epsilon_t &\sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon). \end{aligned} \tag{B.1}$$

Les symboles sont les mêmes que dans les Équations A.1, A.2, ou A.3, mais avec l'ajout de α_t , qui représente des moyennes ou ordonnées à l'origine indépendantes pour chaque année, γ_v , qui représente les effets de capturabilité des navires (v) traités comme des ordonnées à l'origine aléatoires avec un écart-type σ_v , ψ_m , qui représente les effets de facteur pour les mois (m) relativement à janvier, et ϵ_t , qui sont supposés indépendants chaque année (mais tirés d'une seule distribution normale multivariée).

Comme dans les modèles de relevé au chalut, nous avons utilisé une approche delta-lognormale avec un prédicteur linéaire pour la probabilité de rencontre et un second prédicteur linéaire pour la densité de capture attendue étant donnée une rencontre (Équations A.2, A.3). Comme précédemment, les vraisemblances utilisées étaient de Bernoulli et lognormale avec des liens logit et log, respectivement.

Pour maintenir la cohérence avec le relevé au chalut synoptique et pour la simplicité, nous avons utilisé la grille de relevé synoptique (Figure A.17) comme grille de prédiction avec le modèle de CPUE commerciale. Par conséquent, nous avons prédit sur cette grille et additionné la densité

de biomasse attendue (relative) à travers les cellules de grille par année (Figures B.5–B.10) pour dériver un indice de biomasse pondéré par zone (Figure B.11).

Pour investiguer les différences potentielles dans la tendance de population par profondeur et période de l'année comme indiqué par la CPUE commerciale, nous avons répété notre modélisation avec les données sous-échantillonnées en trois classes de profondeur (Figure B.12) et avec des données sous-échantillonnées par mois (et en supprimant le prédicteur de mois dans le modèle) (Figures B.13–B.15).

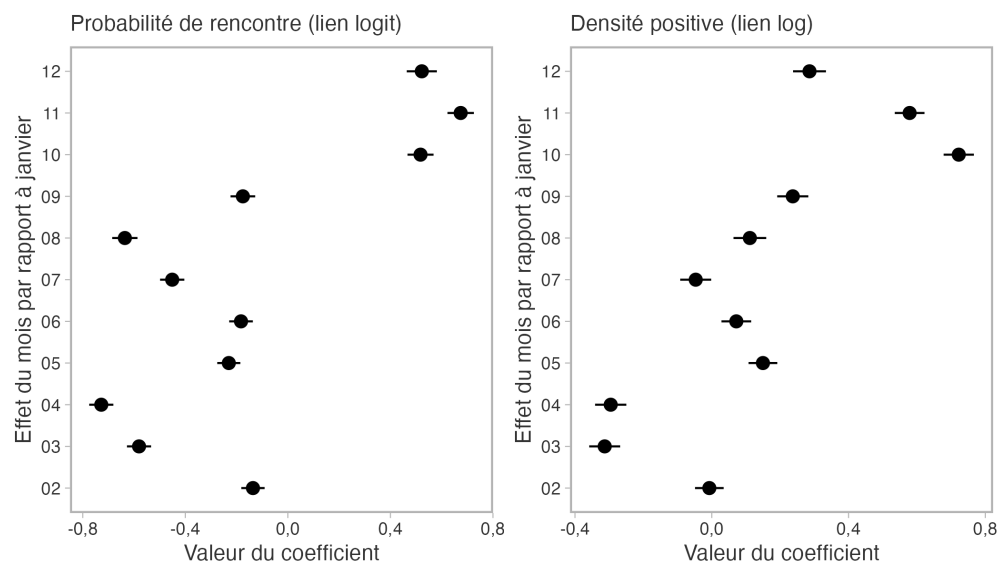


Figure B.3. Effets fixes mensuels (ψ_m) estimés pour la probabilité de rencontre et les prédicteurs linéaires de densité positive dans le modèle de standardisation de CPUE commerciale. Les deux sont montrés dans l'espace de lien. Les points sont des moyennes et les segments de ligne sont des intervalles de confiance à 95%.

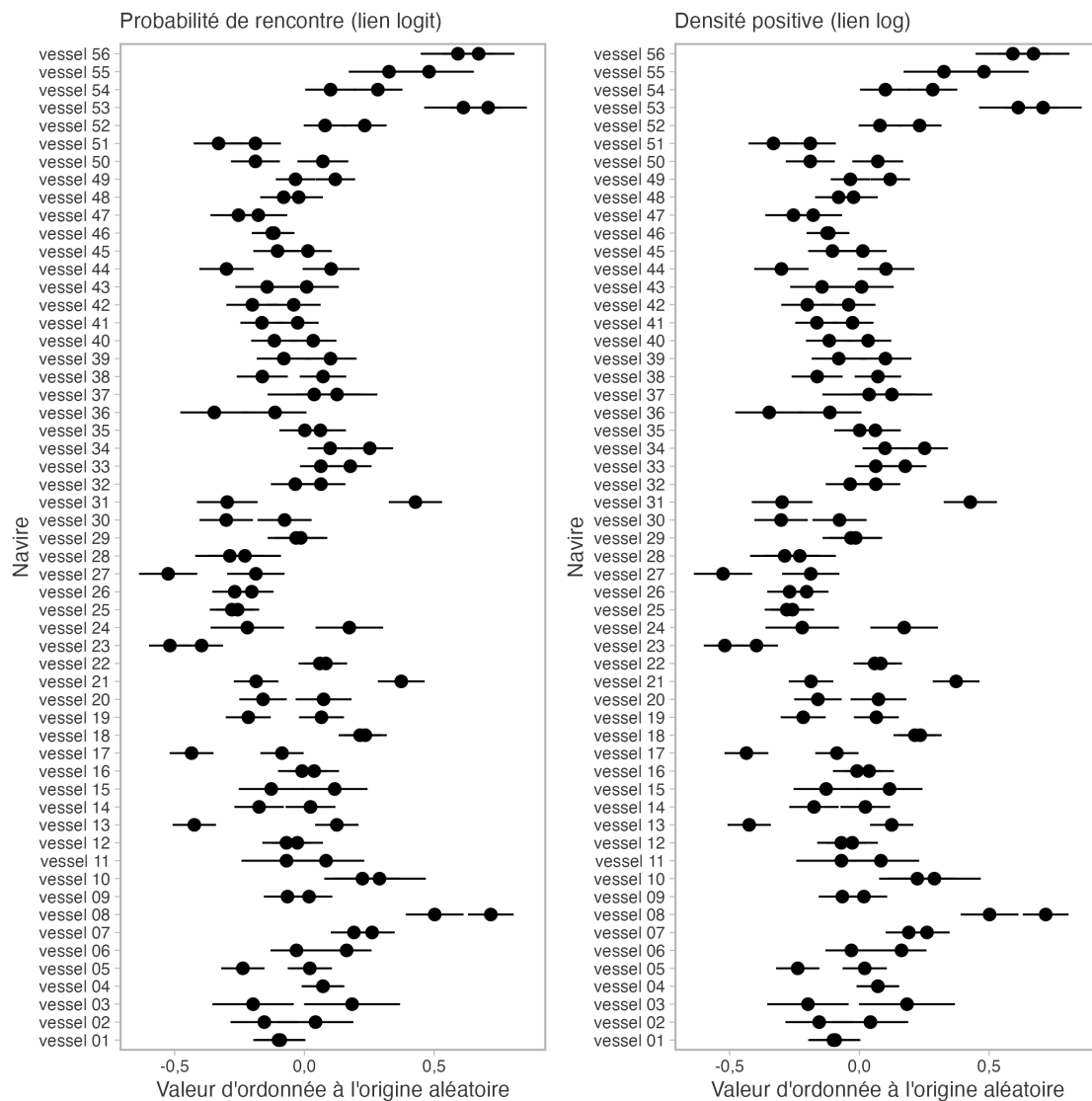


Figure B.4. Valeurs d'ordonnées à l'origine aléatoires de probabilité de rencontre et de densité positive (γ_v). Les deux sont montrées dans l'espace de lien. Les points sont des moyennes et les segments de ligne sont des intervalles de confiance à 95%.

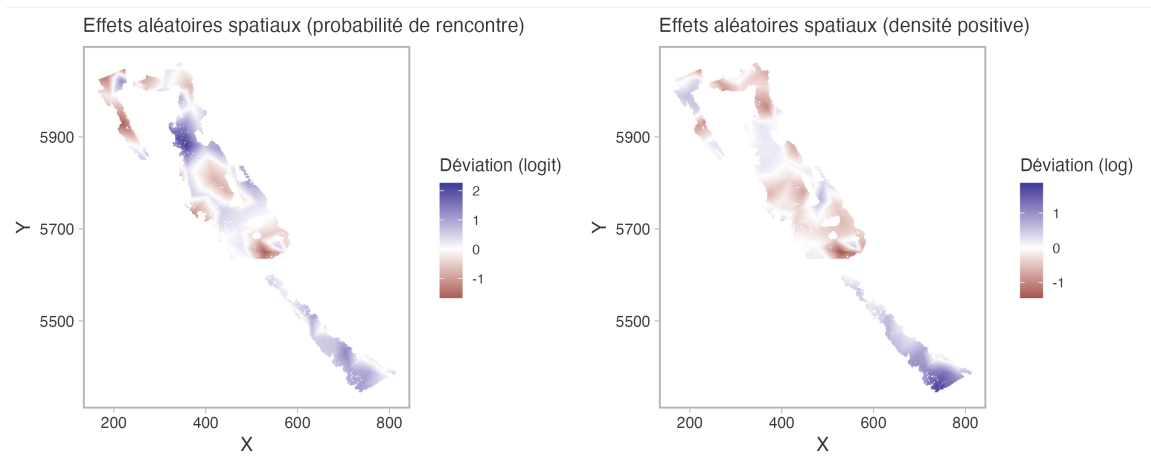


Figure B.5. Estimations du champ aléatoire spatial du modèle de standardisation de CPUE commerciale.

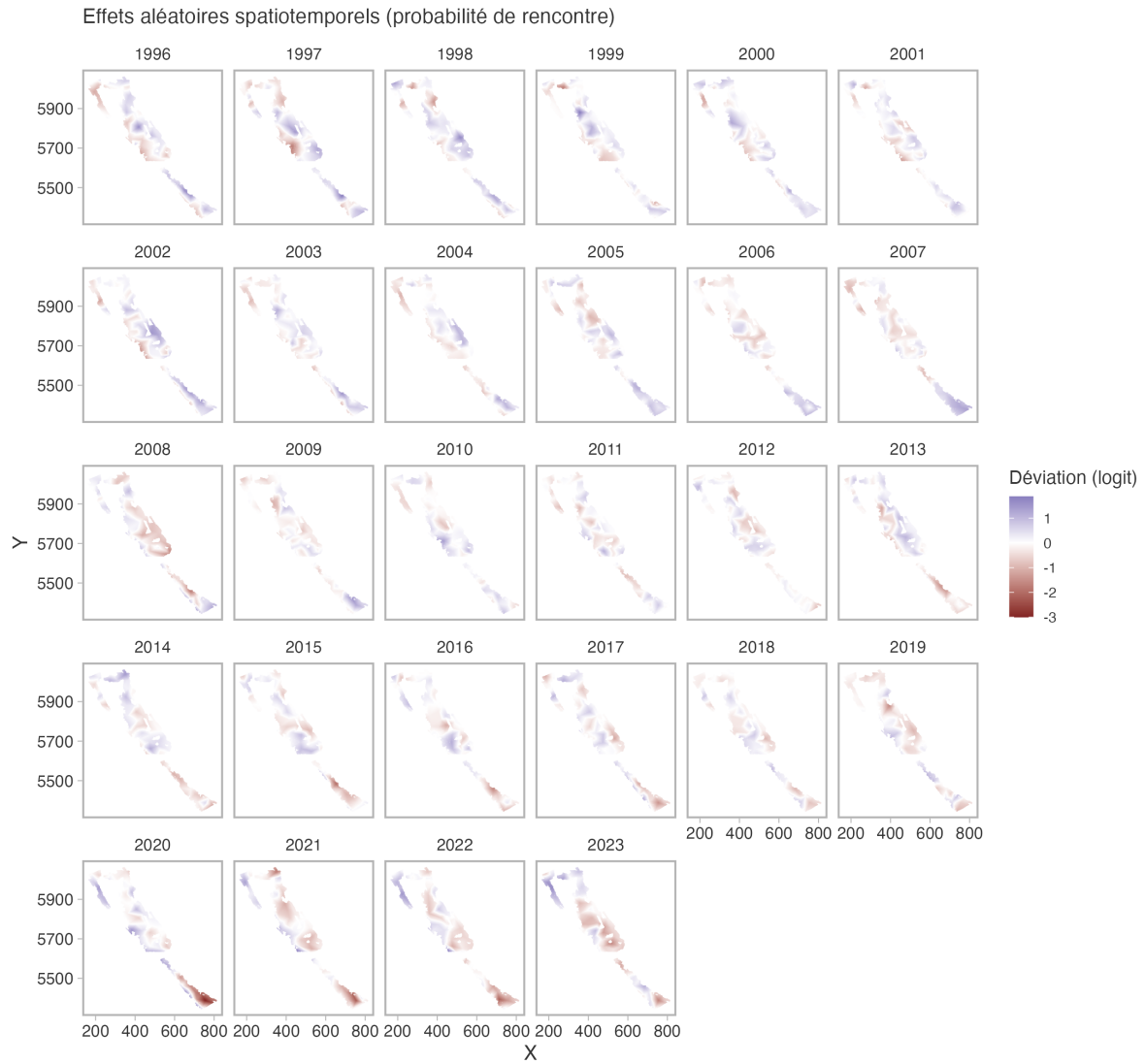


Figure B.6. Estimations du champ aléatoire spatiotemporel pour le prédicteur linéaire de probabilité de rencontre dans le modèle de standardisation de CPUE commerciale.

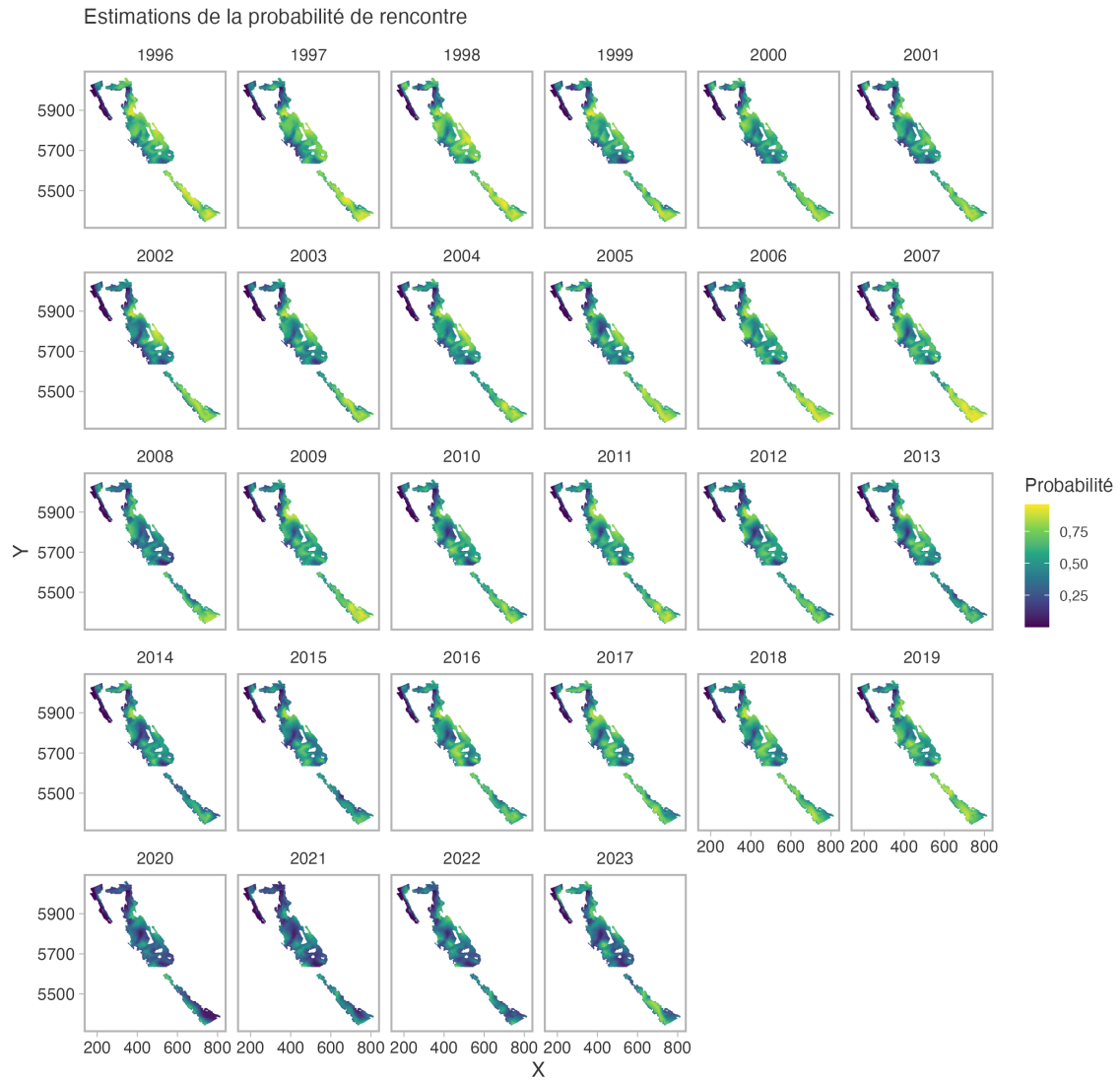


Figure B.8. Estimations de probabilité de rencontre du modèle de standardisation de CPUE commerciale.

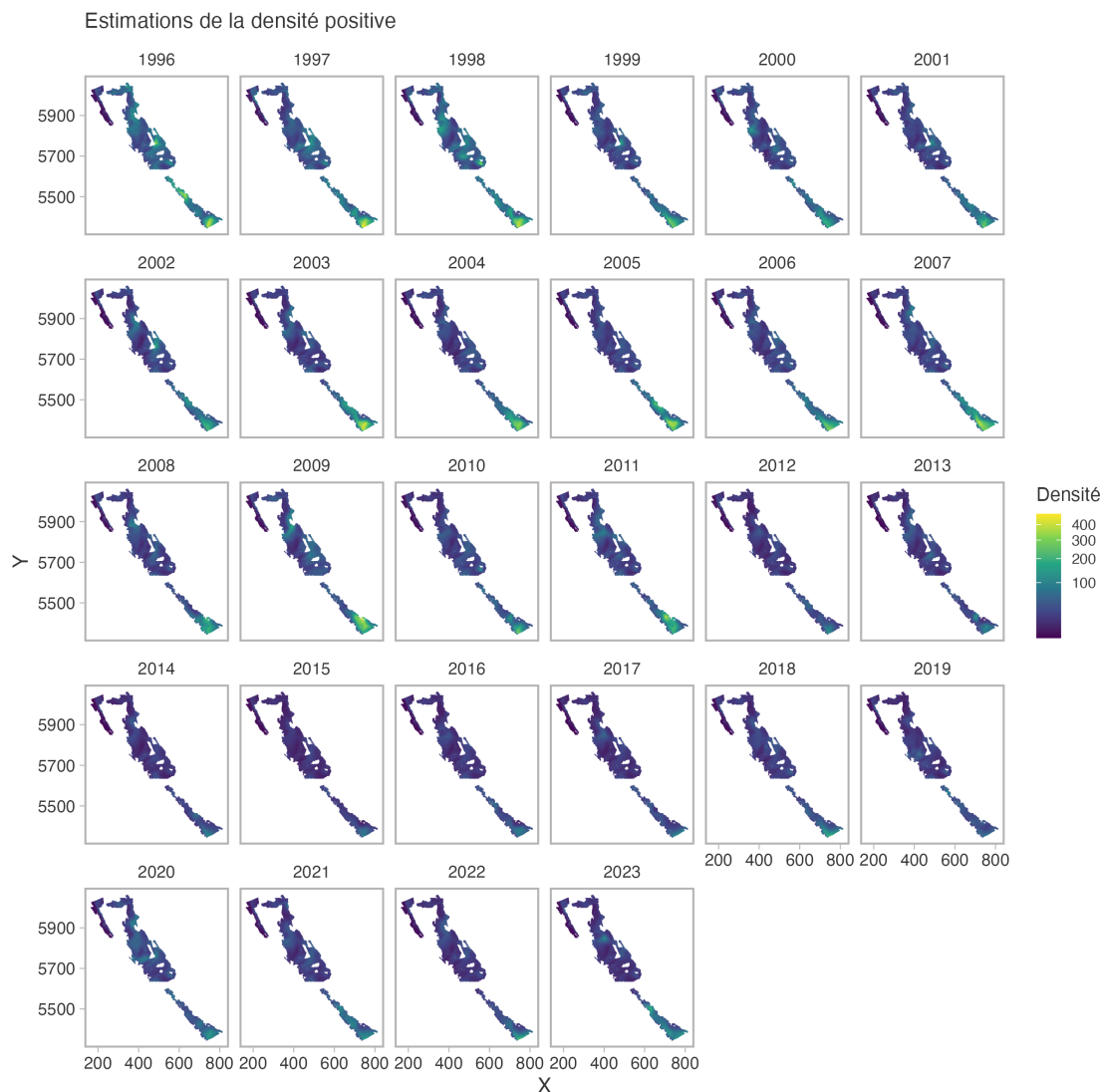


Figure B.9. Estimations de densité positive du modèle de standardisation de CPUE commerciale. Les unités sont relatives et ne doivent pas être interprétées mais constituent une mesure du poids de capture par unité d'effort étant donnée une rencontre d'Aiguillat commun.

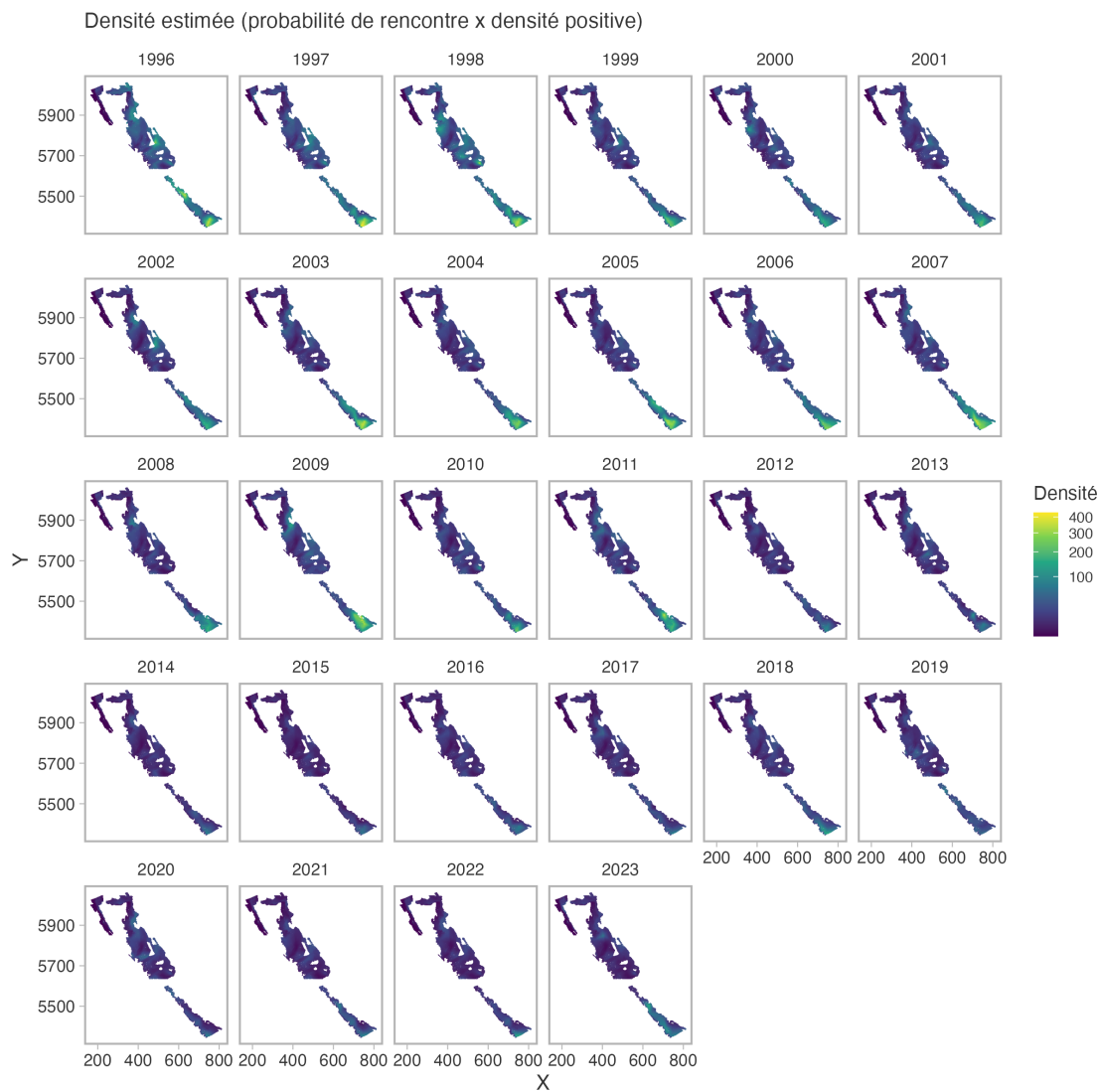


Figure B.10. Densité de capture estimée du modèle de standardisation de CPUE commerciale. Les unités sont relatives et ne doivent pas être interprétées mais constituent une mesure du poids de capture par unité d'effort.

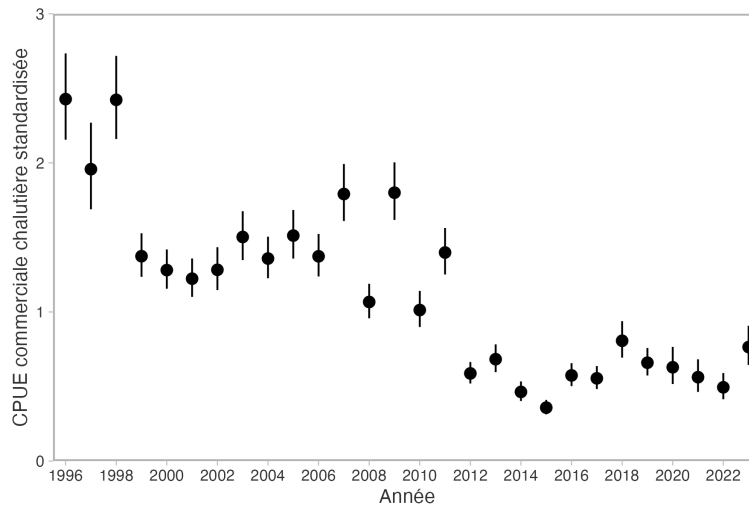


Figure B.11. L'indice résultant lorsque intégré sur l'espace par année. Ceci est répété de la Figure 5 pour clarification afin qu'il puisse être comparé avec les figures subséquentes. Les points sont des moyennes et les segments de ligne sont des intervalles de confiance à 95%.

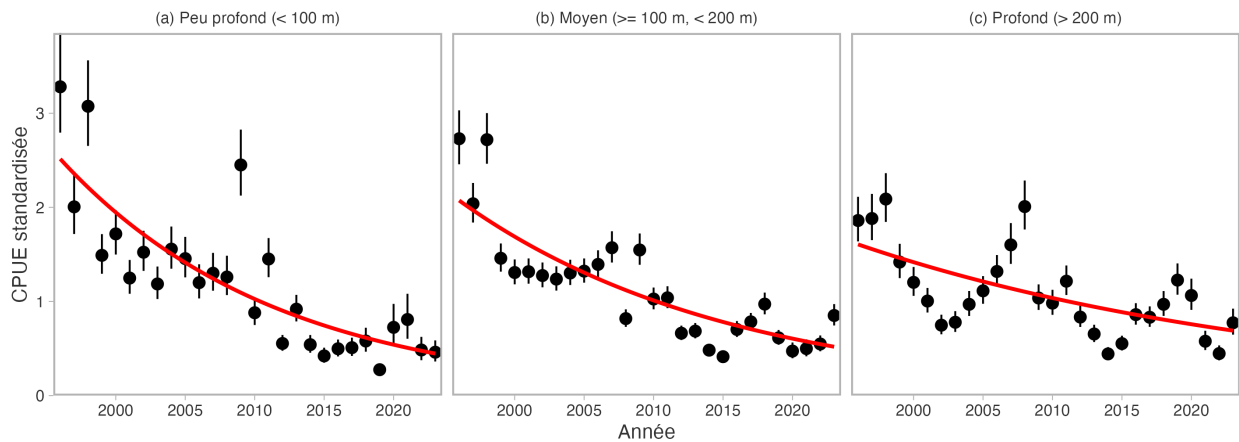


Figure B.12. CPUE commerciale standardisée lorsque ajustée seulement aux données de chaque succession mensuelle. Les lignes rouges sont des GLM (modèles linéaires généralisés) gamma avec lien log ajustés à des fins de visualisation. Les points sont des moyennes et les segments de ligne sont des intervalles de confiance à 95%.

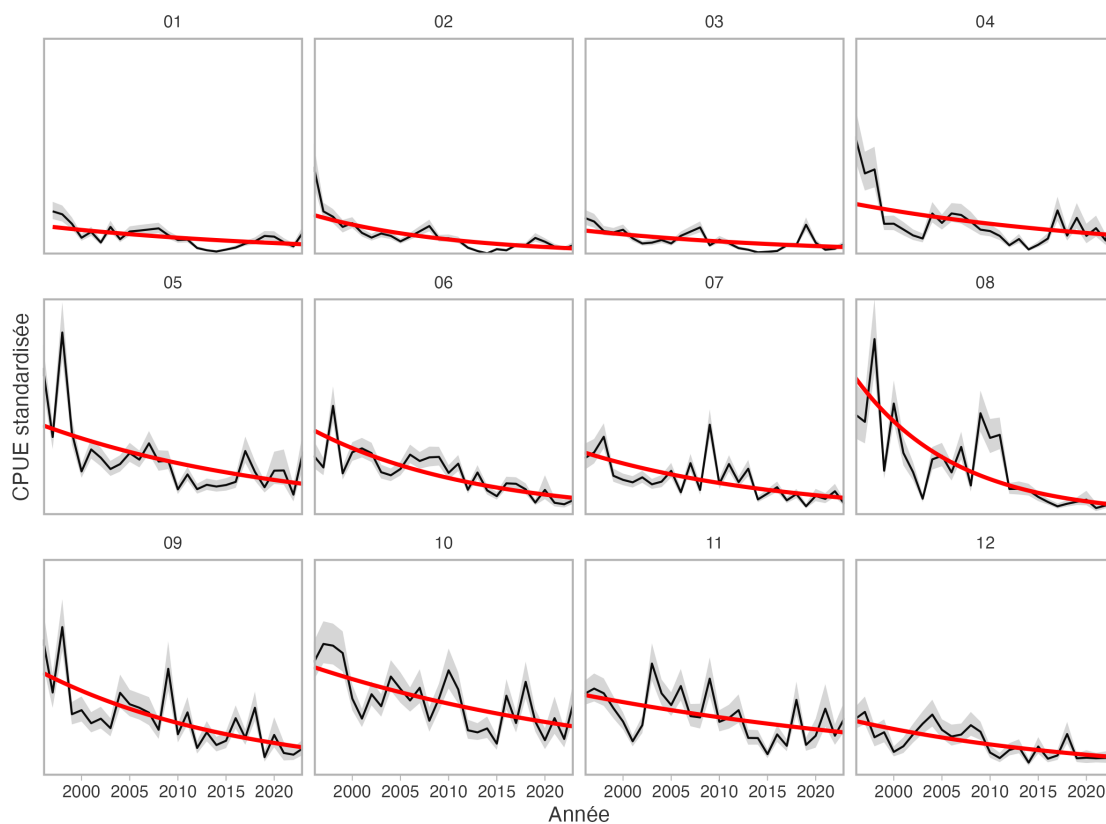


Figure B.13. CPUE commerciale standardisée lorsque ajustée seulement aux données de trois classes de profondeur. Les lignes rouges sont des GLM (modèles linéaires généralisés) gamma avec lien log ajustés à des fins de visualisation. Le déclin est le plus prononcé pour les données peu profondes et le moins prononcé pour les données les plus profondes. Les lignes sont des moyennes et les rubans sont des intervalles de confiance à 95%.

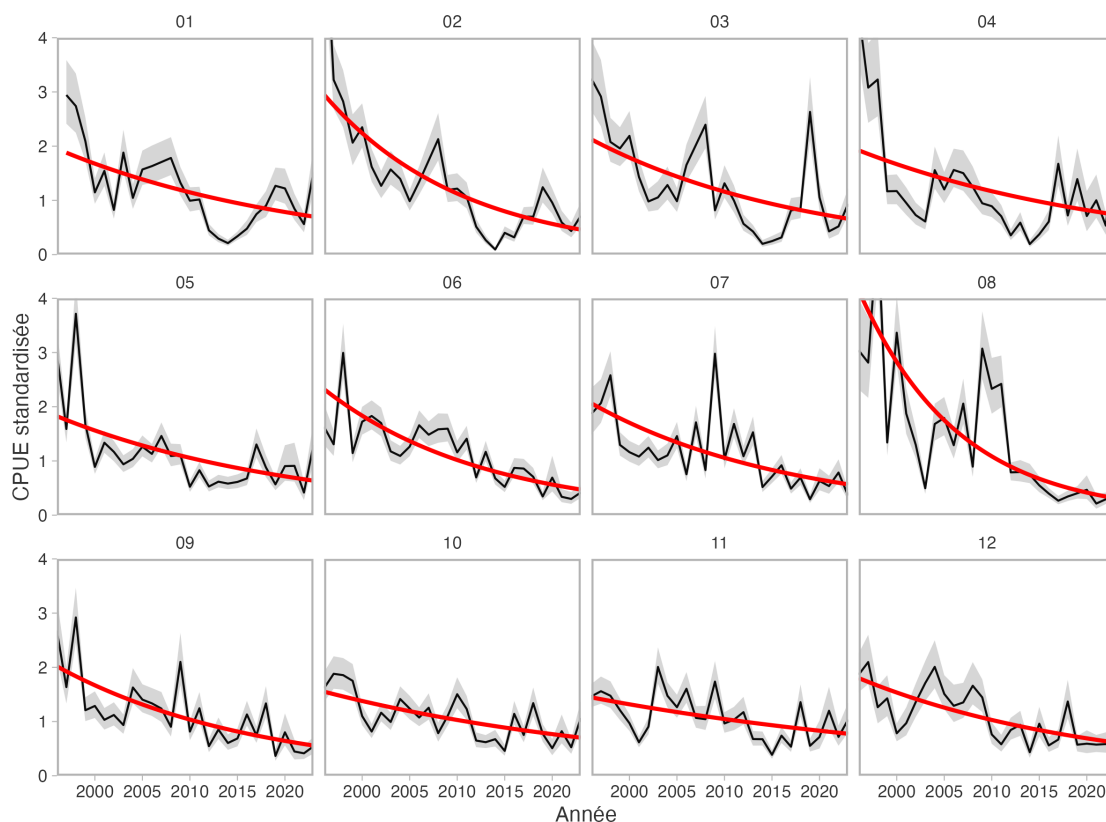


Figure B.14. Identique à la Figure B.13 mais avec chaque panneau mis à l'échelle pour avoir la même moyenne géométrique de un.

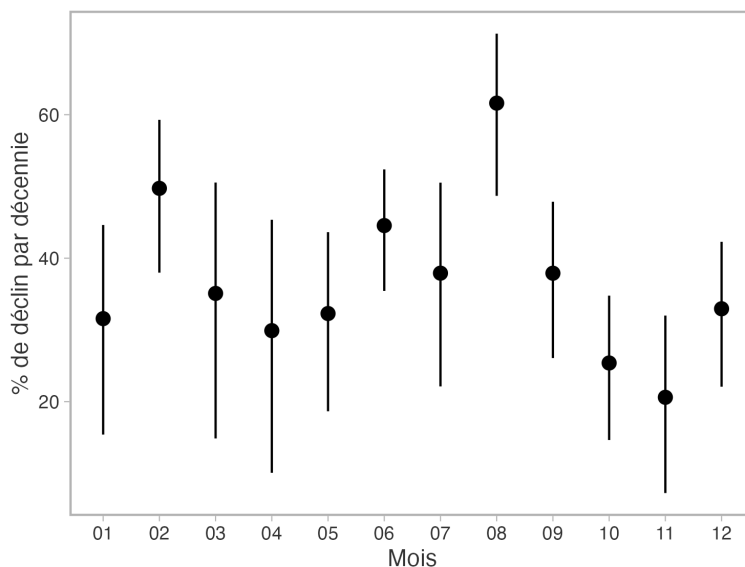


Figure B.15. Les coefficients de pente des GLM gamma avec lien log ajustés dans les Figures B.13 et B.14. Les taux de déclin sont relativement similaires entre les mois à l'exception d'août, qui a un taux de déclin plus prononcé. Novembre a le taux de déclin le moins prononcé. Les points sont des moyennes et les segments de ligne sont des intervalles de confiance à 95%.

ANNEXE C. CROISSANCE ET MATURITÉ

C.1. RELATION LONGUEUR-ÂGE

La longueur moyenne à l'âge a a été modélisée comme une fonction de Schnute, où la longueur prédite de l'échantillon i est :

$$\hat{L}_i = \left(\hat{L}_1^p + (\hat{L}_2^p - \hat{L}_1^p) \frac{1 - \exp(-\hat{k}[a_i - a_1])}{1 - \exp(-\hat{k}[a_2 - a_1])} \right)^{1/p} \quad (C.1)$$

où a_1 et a_2 sont deux âges de référence spécifiés, L_1 et L_2 sont les longueurs correspondant aux âges de référence, k est un coefficient de croissance, et le symbole circonflexe dénote une estimation.

Par inspection visuelle, les données n'indiquent pas qu'il y avait une inflexion dans la trajectoire de croissance (Figure C.1). Par conséquent, le paramètre p a été fixé à 1, ce qui réduit l'équation de croissance au modèle de von Bertalanffy,

$$\hat{L}_i = \hat{L}_\infty (1 - \exp(-\hat{k}[a_i - \hat{a}_0])) \quad (C.2)$$

où

$$L_\infty = \left(\frac{L_2^p \exp(ka_2) - L_1^p \exp(ka_1)}{\exp(ka_2) - \exp(ka_1)} \right)^{1/p} \quad (C.3)$$

$$a_0 = -\frac{1}{k} \log \left(\frac{L_2^p \exp(ka_2) - L_1^p \exp(ka_1)}{L_2^p - L_1^p} \right) + a_1 + a_2 \quad (C.4)$$

Les longueurs à l'âge ont été estimées par maximum de vraisemblance avec une distribution lognormale. La log-vraisemblance $\mathcal{L}$ était :

$$\mathcal{L} = \sum_i \left[-\log(\hat{\sigma}_L) - 0.5 \left(\frac{\log(L_i) - \log(\hat{L}_i)}{\hat{\sigma}_L} \right)^2 \right] \quad (C.5)$$

où σ_L est l'écart-type résiduel.

Pour l'Aiguillat commun du Pacifique, a_1 et a_2 ont été fixés à 0 et 999, respectivement. Des courbes de croissance séparées ont été ajustées pour les femelles et les mâles.

Des échantillons d'âge ont été collectés pour des projets de recherche à partir de divers relevés, retours d'étiquettes, et certaines pêcheries (Tableau C.1) (McFarlane and King 2009). En tant que tels, ces données ne reflètent principalement aucune sélection de taille ou d'âge dans une pêcherie (Jackie King, MPO, comm. pers. 2023).

Les échantillons collectés dans les eaux canadiennes ne semblent pas avoir d'échantillons d'aiguillats communs plus petits (Figure C.1). Ainsi, nous avons également considéré les échantillons d'âge collectés du relevé au chalut de fond des poissons de fond de la côte ouest des États-Unis (WCGBT) en 2010 par le Northwest Fisheries Science Center (NWFS).

La détermination de l'âge pour l'Aiguillat commun du Pacifique est basée sur les décomptes d'anneaux annulaires sur les épines dorsales (Ketchen 1975). Cependant, les âges des animaux plus âgés sont fréquemment sous-estimés car les bandes s'usent et deviennent indistinctes. Un facteur de correction développé par Ketchen (1975) est ajouté basé sur une relation exponentielle entre la taille de l'épine et le décompte d'anneaux d'aiguillats communs

plus jeunes dont les bandes ne se sont pas dégradées. Cette méthode d'estimation de l'âge a été validée (McFarlane and King 2009).

Même alors, les âges des femelles plus âgées demeurent sous-estimés car on croit que la grossesse inhibe la croissance de l'épine (Taylor et al. 2013a). Par exemple, le groupe de grandes (>95 cm) femelles en 3C sont probablement beaucoup plus âgées qu'estimé (Figure C.1).

Quatre modèles de croissance ont été ajustés pour évaluer la sensibilité des divers facteurs d'échantillonnage et de détermination de l'âge :

1. Ajusté avec seulement les échantillons dans les eaux canadiennes
2. Identique à 1, et ajouté les échantillons NWFSC de 2010
3. Identique à 2, et exclu les grandes femelles en utilisant un seuil de 95 cm pour les échantillons MPO (basé sur la longueur de 50 pour cent de maturité) et 80 cm pour les échantillons NWFSC (Gertseva et al. 2021).
4. Identique à 3, et exclu les échantillons dans les eaux intérieures (4B) pour les deux sexes.

L'inclusion des échantillons NWFSC a réduit l'amplitude du paramètre a_0 et réduit la longueur à l'âge des aiguillats communs les plus jeunes pour les deux sexes (Tableau C.2, Figure 12).

Il y a une grande variabilité dans la longueur à l'âge entre les échantillons individuels et la relation estimée. Pour les deux sexes, l'écart-type résiduel autour de la relation moyenne se réduit à mesure que l'âge augmente. L'écart-type semble se stabiliser près de l'âge 40, où il y a moins d'échantillons (Figure C.2).

Exclure les grandes femelles dans le Modèle 3 a réduit la longueur asymptotique, quoique modestement. Quand les échantillons en 4B sont exclus, il y a une petite réduction de la longueur asymptotique et une augmentation du paramètre k pour les femelles. La longueur asymptotique des mâles est plus petite que celle des femelles, tandis que les mâles tendent à atteindre la longueur asymptotique plus rapidement avec l'âge (basé sur le paramètre k).

Le Modèle 2 est considéré être le meilleur descripteur de croissance pour l'Aiguillat commun extérieur, après ajustement aux jeunes aiguillats communs pour fournir une estimation plus petite de a_0 . L'estimation de la longueur moyenne à l'âge 0 est entre 20–30 cm, ce qui est cohérent avec les mesures de taille de petit près de la fin de la période de gestation (Ketchen 1972).

C.2. RELATION LONGUEUR-POIDS

La fonction longueur-poids est de la forme :

$$W_i = aL_i^b, \quad (\text{C.6})$$

où W_i et L_i sont le poids et la longueur pour le poisson i , respectivement. Les paramètres a et b sont estimés en utilisant le maximum de vraisemblance en utilisant la distribution de Student dans l'espace logarithmique :

$$\log(W_i) \sim \text{Student-t}(df = 3, \log(\hat{a}) + \hat{b} \log(L_i), \hat{\sigma}_W), \quad (\text{C.7})$$

Les degrés de liberté de la distribution de Student ont été fixés à 3 pour être robuste aux valeurs aberrantes.

Les estimations pour l'Aiguillat commun extérieur sont présentées dans la Figure 14.

C.3. RELATION MATURITÉ-LONGUEUR

La relation de maturité a été estimée par rapport à la taille avec un modèle linéaire généralisé binomial. La probabilité prédite p que l'échantillon i soit un animal mature est modélisée comme

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + \exp(-\hat{y}_i)} \quad (\text{C.8})$$

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 L_i + \hat{\beta}_2 F_i \quad (\text{C.9})$$

où L_i est la longueur de l'échantillon i , F_i est une variable catégorielle pour le sexe, et β sont les coefficients estimés et termes d'ordonnée à l'origine.

La log-vraisemblance est

$$\mathcal{L} = \sum_i \begin{cases} \log(\hat{p}_i) & \text{échantillon } i \text{ est mature} \\ \log(1 - \hat{p}_i) & \text{autrement} \end{cases} \quad (\text{C.10})$$

Deux aspects de la maturité femelle sont présentés ici.

Premièrement, la maturité sur la base de la présence de gonades matures (taille d'ovules 5-10 mm et utérus épaissis >10 mm, code 55 dans les échantillons biologiques) a indiqué que la taille de 50 et 95 pour cent de maturité à 86,3 et 96,2 cm, respectivement (Figure 16).

Deuxièmement, la maturité sur la base de porter des petits (code 77 dans les échantillons biologiques) a indiqué que la taille de 50% et 95% de grossesse à 97,6 et 115,1 cm, respectivement. Cette définition de maturité est pertinente pour la production de frai de la population et est considérée dans le modèle de population.

L'ogive de maturité mâle, sur la base de gonades matures, a été estimée avec la taille de 50% et 95% de maturité à 67,9 et 74,1 cm, respectivement.

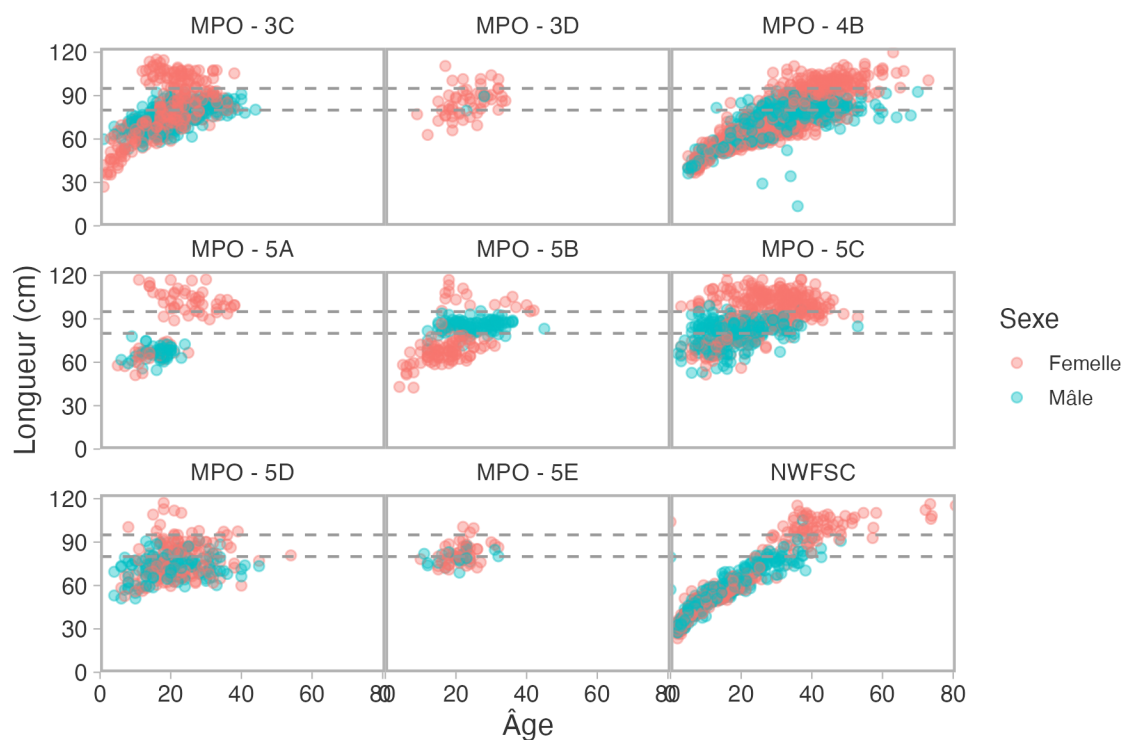


Figure C.1. Échantillons de longueur à l'âge par zone et sexe. Les échantillons NWFSC ont été collectés du relevé au chalut de fond des poissons de fond de la côte ouest des États-Unis en 2010. Les lignes pointillées horizontales indiquent 80 et 95 cm qui sont les longueurs de 50 pour cent de maturité pour les femelles dans les eaux américaines et canadiennes, respectivement.

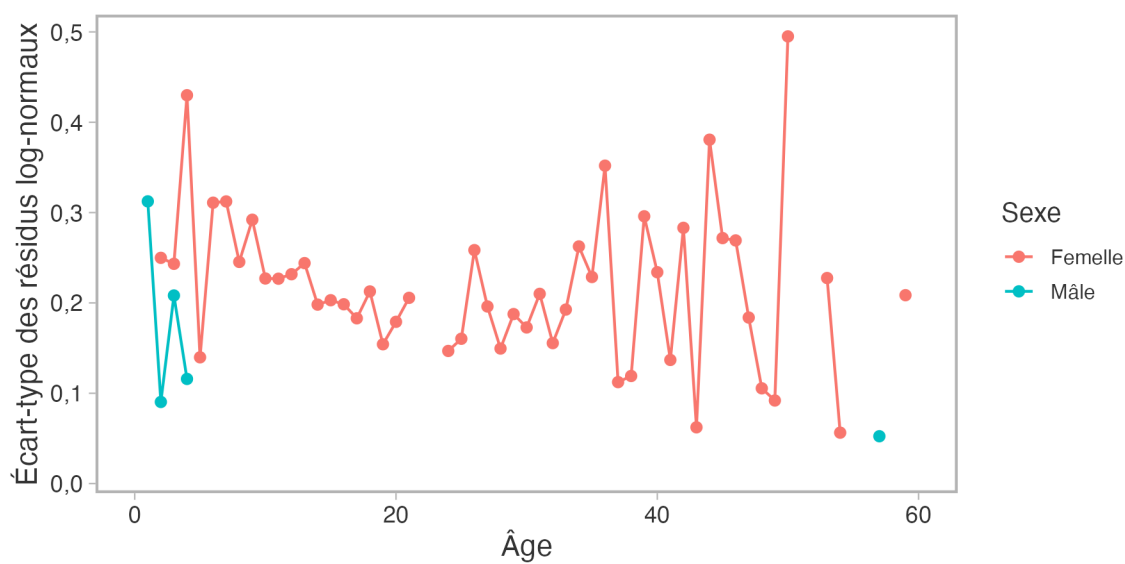


Figure C.2. Écart-type des résidus dans l'espace logarithmique dans la courbe de croissance de von Bertalanffy ajustée (Modèle 2) par sexe et âge.

Tableau C.1. Nombre d'échantillons d'âge par zone et année.

Année	3C	3D	4B	5A	5B	5C	5D	5E	NWFSC	Total
1980	0	0	0	0	79	167	37	0	0	283
1982	0	0	0	0	0	390	150	0	0	540
1984	284	0	0	0	0	0	0	0	0	284
1989	0	0	669	0	0	0	0	0	0	669
1998	52	49	0	119	41	0	55	65	0	381
2000	0	0	0	0	0	0	58	0	0	58
2004	113	0	533	0	0	0	0	0	0	646
2006	40	0	0	0	0	0	0	0	0	40
2007	118	6	0	0	87	0	0	0	0	211
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	594	594
Total	566	1080	568	1338	762	116	1292	80	422	1188

Tableau C.2. Estimations des paramètres de croissance de von Bertalanffy par sexe.

Modèle	Paramètre	Estimation Femelle	Estimation Mâle
(1) Échantillons MPO	L_{∞}	97,384	83,733
(1) Échantillons MPO	k	0,050	0,077
(1) Échantillons MPO	a_0	-10,635	-11,075
(1) Échantillons MPO	σ	0,184	0,147
(2) MPO + NWFSC	L_{∞}	97,724	84,368
(2) MPO + NWFSC	k	0,058	0,089
(2) MPO + NWFSC	a_0	-5,726	-4,349
(2) MPO + NWFSC	σ	0,187	0,166
(3) MPO + NWFSC + exclure grande femelle	L_{∞}	93,227	NA
(3) MPO + NWFSC + exclure grande femelle	k	0,054	NA
(3) MPO + NWFSC + exclure grande femelle	a_0	-6,578	NA
(3) MPO + NWFSC + exclure grande femelle	σ	0,146	NA
(4) MPO + NWFSC + exclure grande femelle + ex4B	L_{∞}	91,201	85,848
(4) MPO + NWFSC + exclure grande femelle + ex4B	k	0,073	0,090
(4) MPO + NWFSC + exclure grande femelle + ex4B	a_0	-4,052	-4,262
(4) MPO + NWFSC + exclure grande femelle + ex4B	σ	0,141	0,162

ANNEXE D. SIMULATIONS DE CHAÎNE DE MARKOV MONTE CARLO

Ici, nous présentons les diagnostics MCMC et les distributions a posteriori du modèle A1 (avec mortalité naturelle constante) et B2 (avec augmentation par paliers de la mortalité naturelle en 2010). Pour les deux modèles, adnuts a rapporté un comportement d'échantillonnage cohérent avec la convergence, car la taille d'échantillon effective était élevée (> 200 pour tous les paramètres) et la métrique $\hat{R}$ était inférieure à 1,02 pour tous les paramètres. Aucune transition divergente n'a été détectée dans l'algorithme NUTS.

Les graphiques de trace ont indiqué une autocorrélation minimale dans la distribution a posteriori (Figures D.1–D.4). Les distributions a posteriori marginales étaient approximativement distribuées normalement, sauf pour les paramètres avec des estimations près de leurs bornes respectives, par exemple, le paramètre de productivité z_{frac} et les paramètres de sélectivité apicale mâle (tous bornés entre 0–1, Figures D.5–D.6). Ces paramètres avaient des distributions a posteriori asymétriques.

Les graphiques de corrélation pour les paramètres de recrutement du stock sont montrés dans les Figures D.7 et D.8. Les séries temporelles de la production de frai et de l'épuisement (S/S_0) sont dans la Figure D.9. Dans le modèle B2, le paramètre de recrutement non pêché et le paramètre de mortalité naturelle récente sont positivement corrélés puisqu'un taux de mortalité plus élevé nécessite une population plus grande pour réaliser les captures historiques.

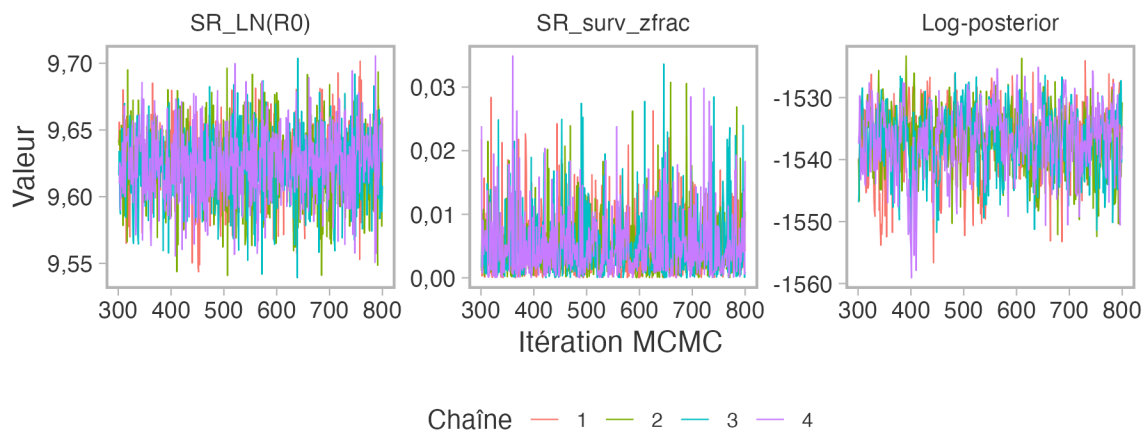


Figure D.1. Graphiques de trace des échantillons MCMC dans le modèle A1 pour la log-distribution a posteriori et les paramètres stock-recrutement.

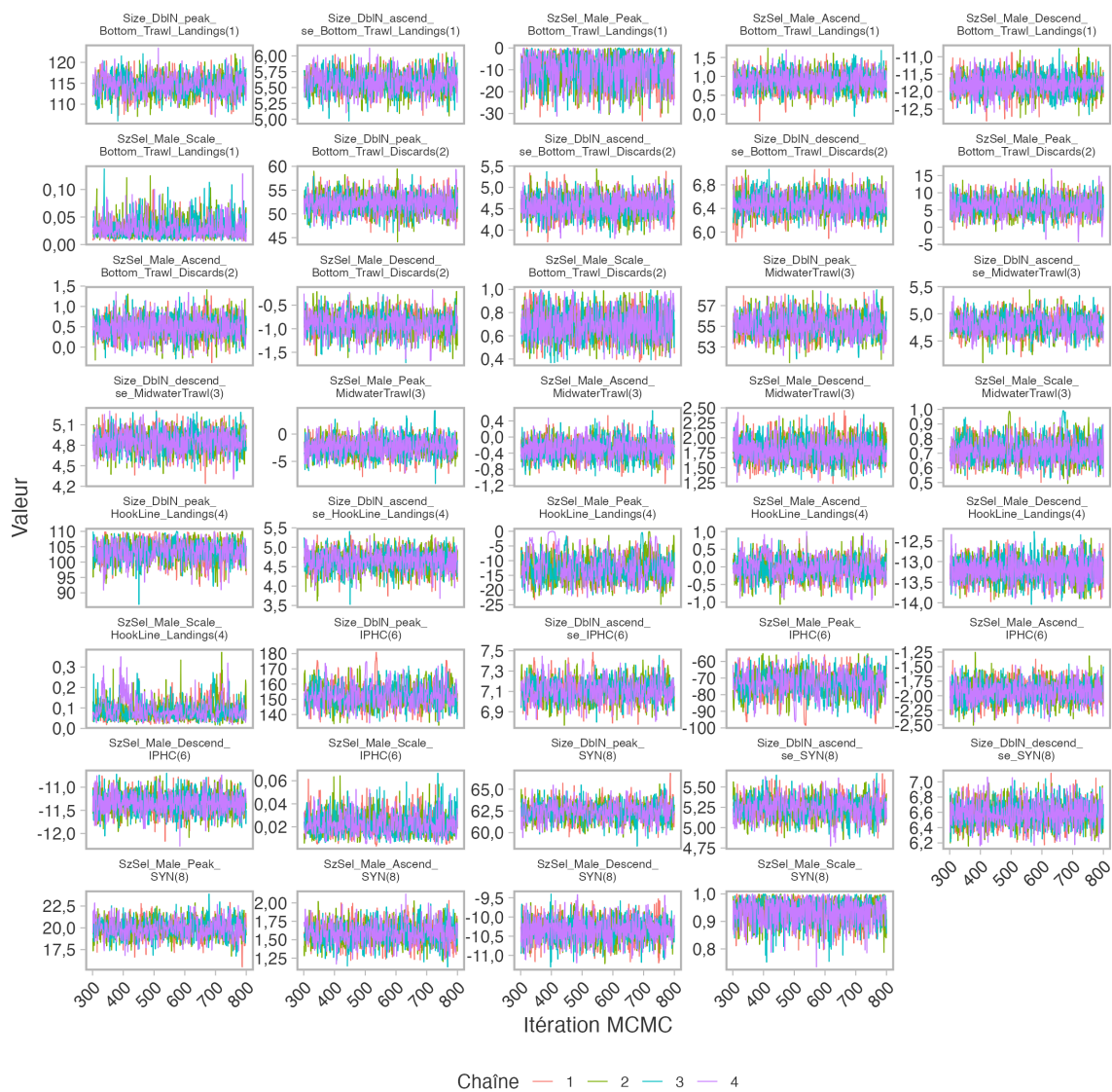


Figure D.2. Graphiques de trace des échantillons MCMC dans le modèle A1 pour les paramètres de sélectivité. Les noms de paramètres sont définis dans le Tableau 3 dans le texte principal.

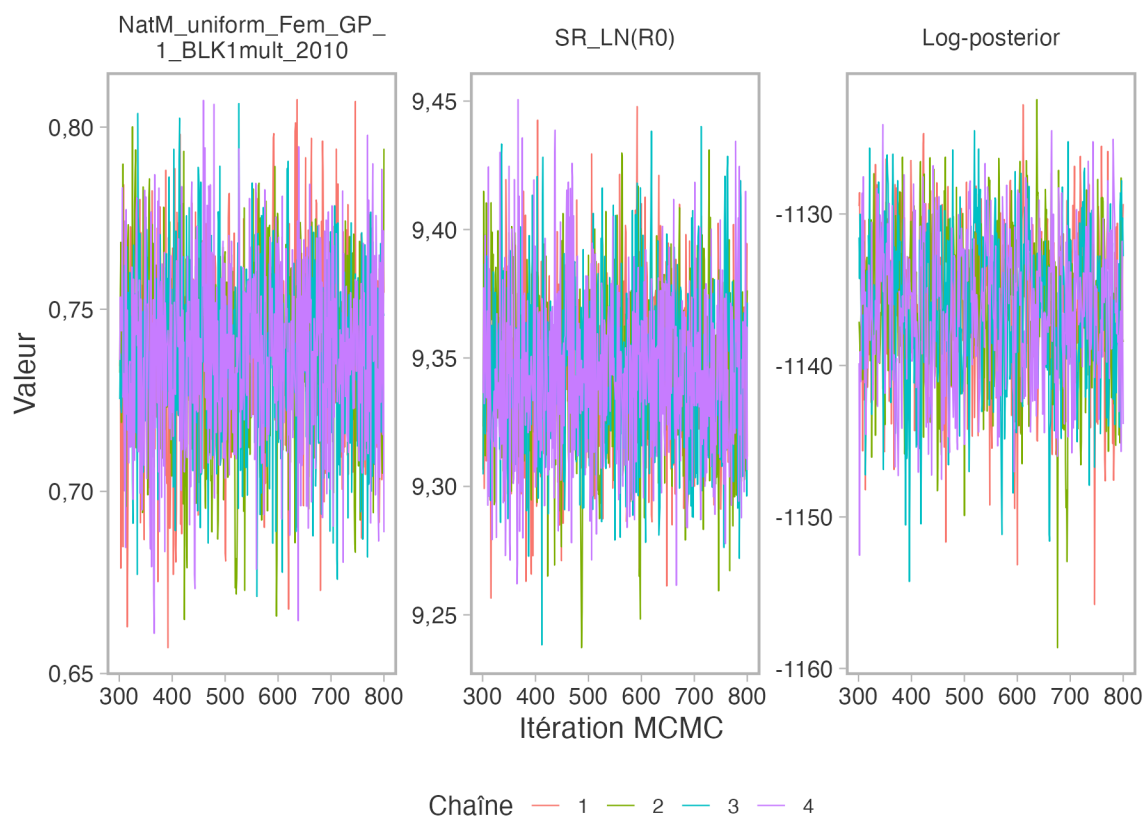


Figure D.3. Graphiques de trace des échantillons MCMC dans le modèle B2 pour la log-distribution a posteriori et les paramètres stock-recrutement.

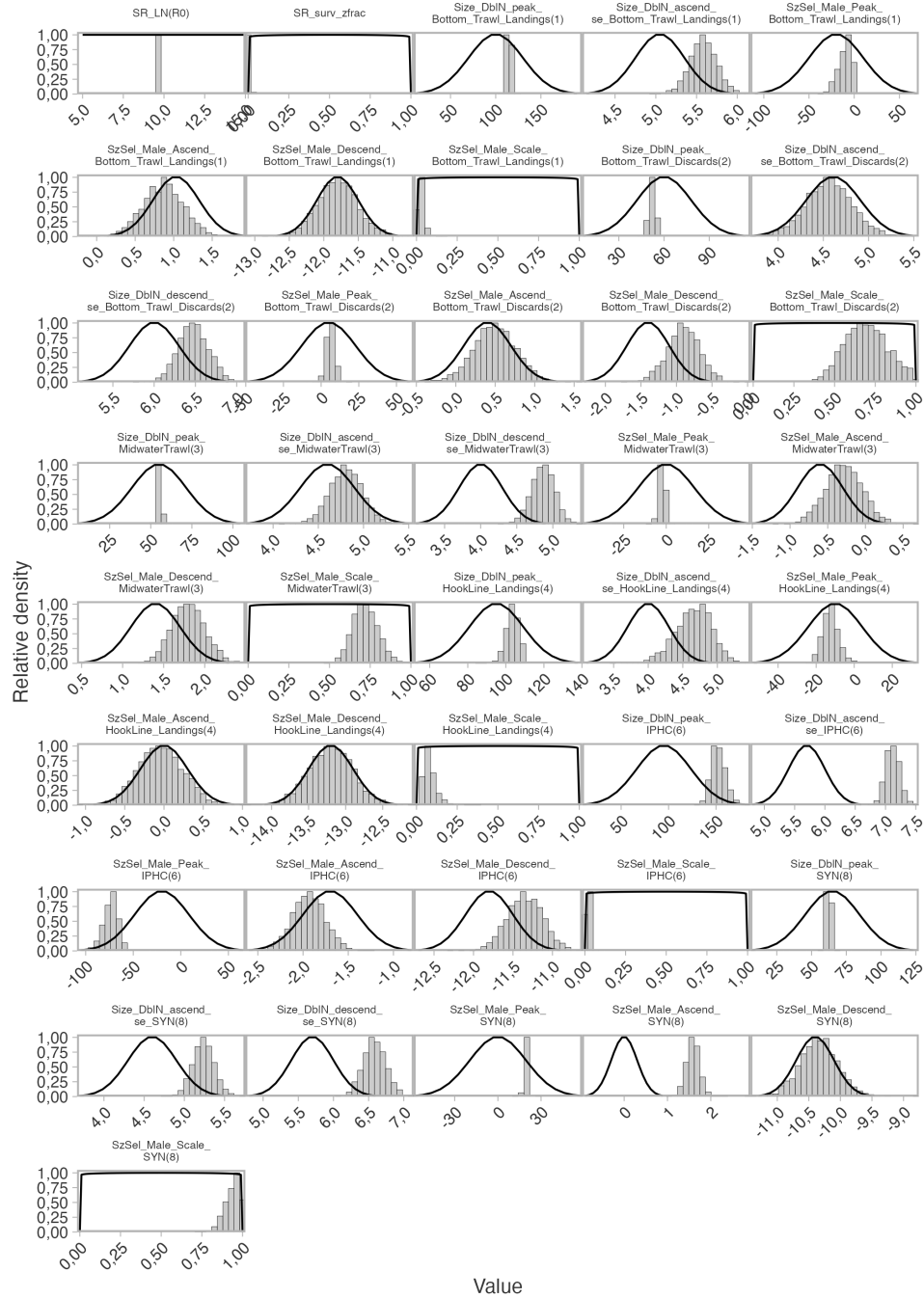


Figure D.5. Distributions a priori et a posteriori pour le modèle A1. Les distributions a priori sont montrées comme des lignes calculées à partir de la fonction de densité de probabilité et les distributions a posteriori sont montrées comme des histogrammes à partir des échantillons MCMC. Pour les deux, la densité relative est montrée où la valeur maximale des distributions a priori et a posteriori est fixée à 1. Les noms de paramètres sont définis dans le Tableau 3.

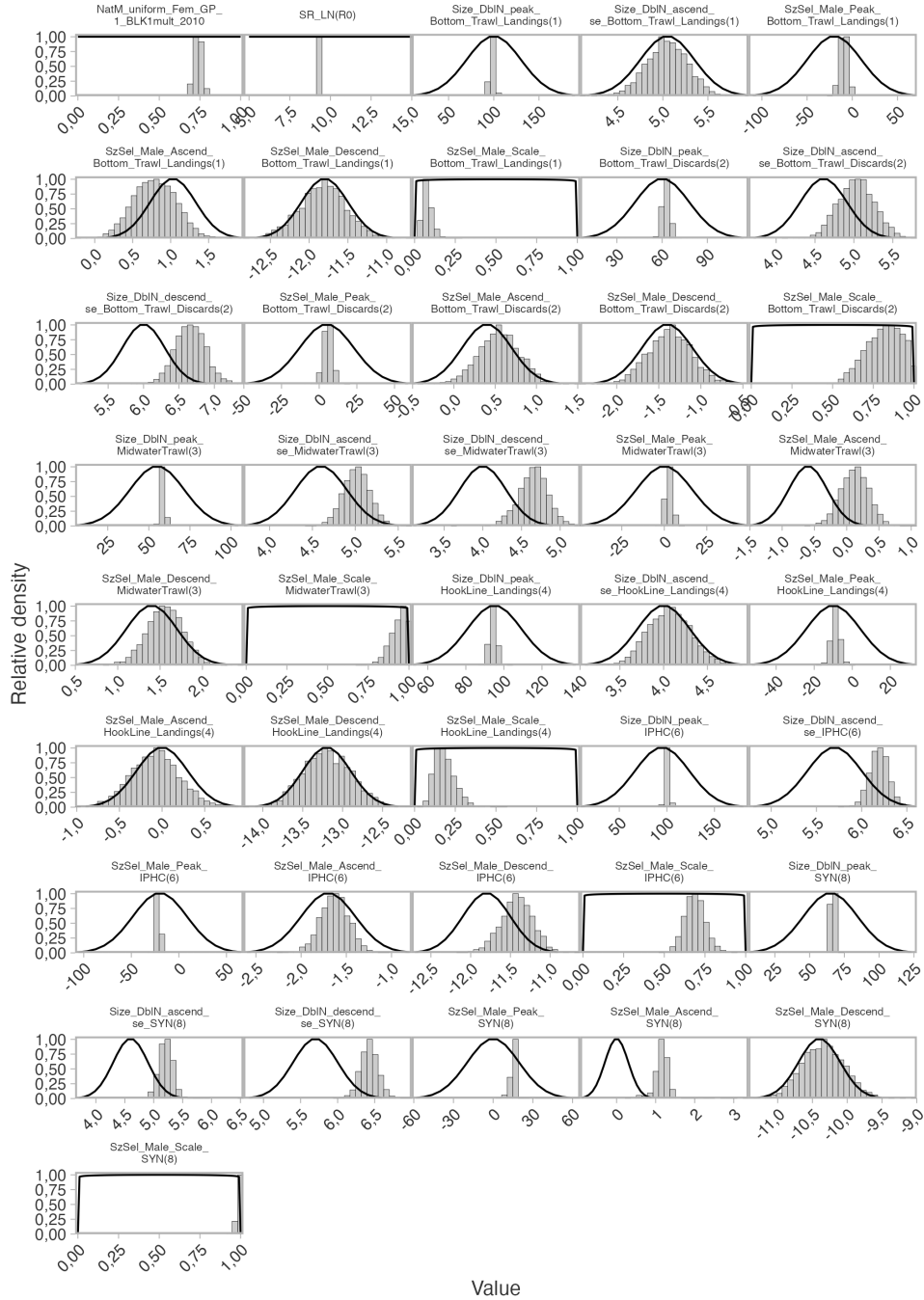


Figure D.6. Distributions a priori et a posteriori pour le modèle B2. Les distributions a priori sont montrées comme des lignes calculées à partir de la fonction de densité de probabilité et les distributions a posteriori sont montrées comme des histogrammes à partir des échantillons MCMC. Pour les deux, la densité relative est montrée où la valeur maximale des distributions a priori et a posteriori est fixée à 1. Les distributions a priori sont montrées comme des lignes et les distributions a posteriori comme des histogrammes. Les noms de paramètres sont définis dans le Tableau 3. Le paramètre dans le coin supérieur gauche définit l'augmentation de la mortalité naturelle selon le M historique multiplié par l'exponentielle de ce paramètre.

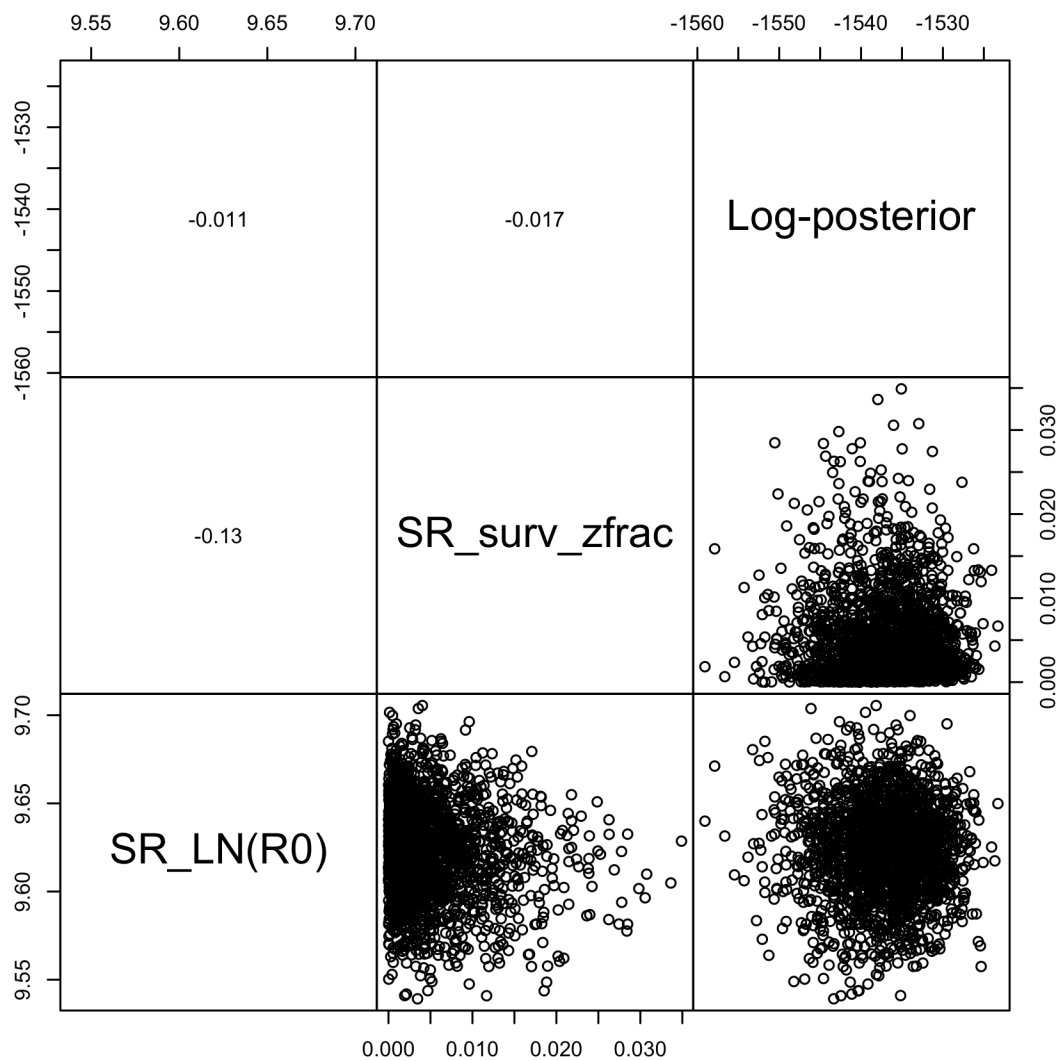


Figure D.7. Graphiques par paires d'échantillons MCMC individuels dans la log-distribution a posteriori et les paramètres de recrutement du stock dans le modèle A1. Les nombres rapportés sont la corrélation entre les paires de paramètres.

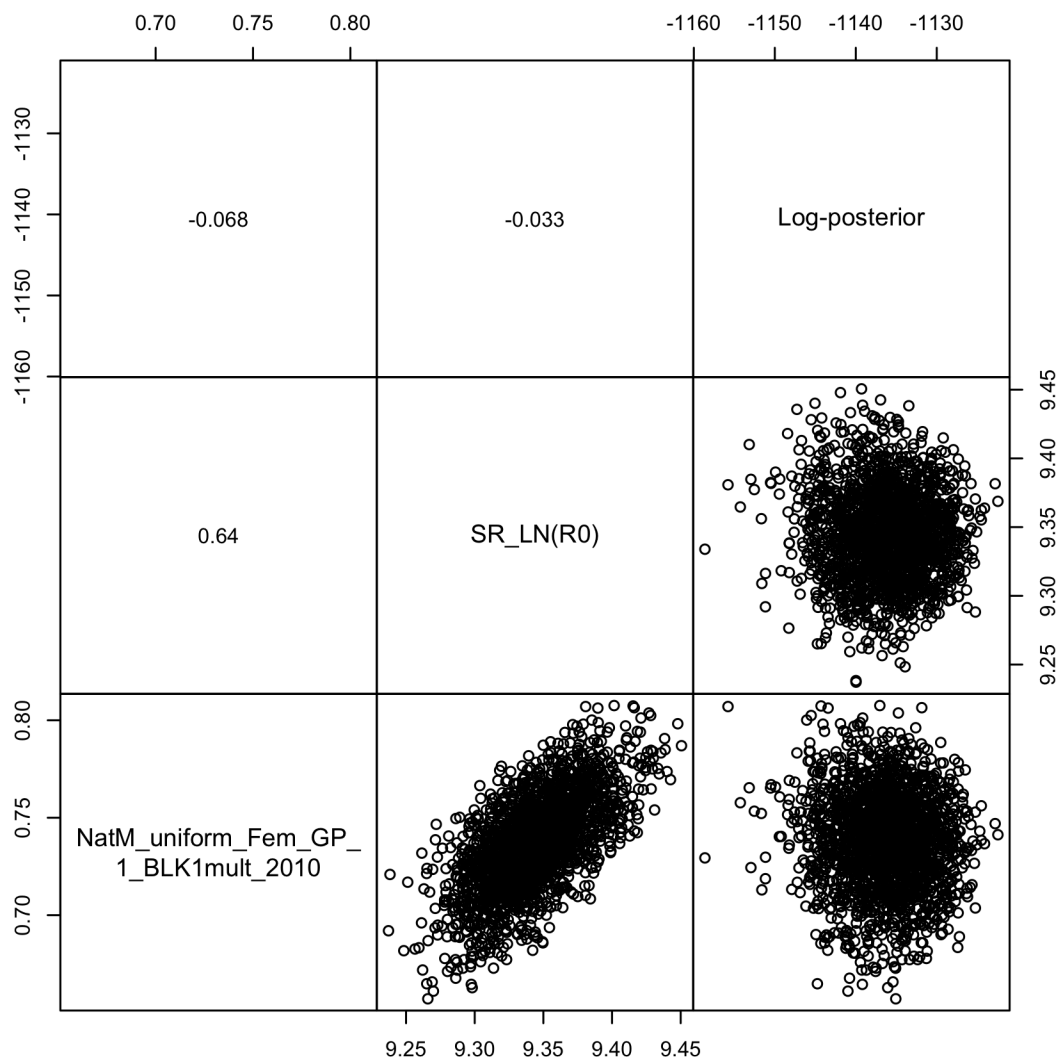


Figure D.8. Graphiques par paires d'échantillons MCMC individuels dans la log-distribution a posteriori, les paramètres de recrutement du stock, et le changement de mortalité naturelle en 2010 dans le modèle B2. Les nombres rapportés sont la corrélation entre les paires de paramètres.

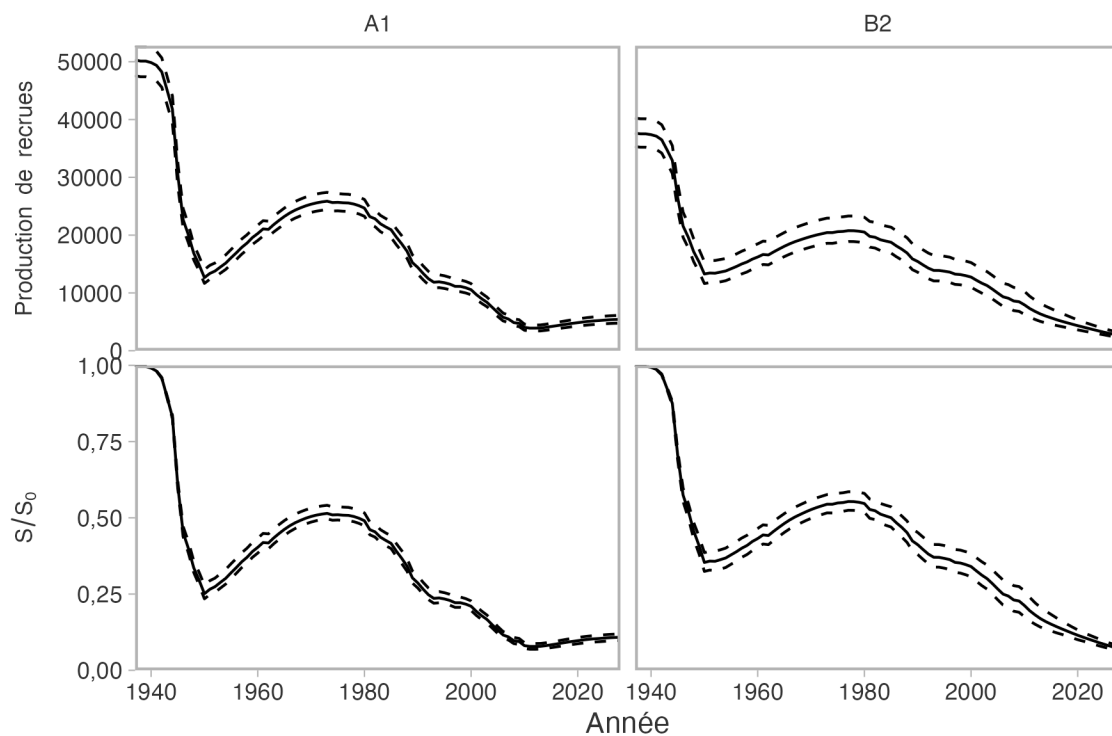


Figure D.9. Séries temporelles d'épuisement (S/S_0) et de production de frai par modèle (colonnes). Les lignes pleines représentent la médiane a posteriori et les lignes pointillées couvrent l'intervalle de crédibilité à 95%.

ANNEXE E. CONSIDÉRATIONS DU COSEPAC

La métrique A du COSEPAC mesure la probabilité que le stock ait décliné de 70%, 50% ou 30% (COSEWIC 2015). La métrique utilise une période de temps de « les 10 dernières années ou 3 générations, selon la plus longue » mais est aussi interprétée comme un déclin sur la plus longue série chronologique disponible. Pour l'aiguillat commun, nous définissons le temps de génération comme $1/M$ + âge à 50% de maturité. C'est-à-dire, $1/0,065 + 33,5 = 49$ ans ; nous arrondissons cela à 50 ans. Nous utilisons 33,5 ans comme âge à 50% de maturité féminine, ce qui est un point médian entre 31,5 et 35,5 de Taylor and Gallucci (2009) et McFarlane and Beamish (1987). La dernière évaluation du COSEPAC a supposé un temps de génération similaire de 51 ans (COSEWIC 2011). Par conséquent, l'ensemble de la série chronologique considérée dans cette évaluation (1937–2023, 86 ans) s'étend sur environ 1,7 génération. Dans cette période, tous les modèles d'évaluation considérés ont estimé un déclin de la production de frai par rapport à la production de frai non exploitée supérieur à 70% avec une probabilité très élevée (Figure 56, 59). Parmi les modèles sans M variable dans le temps, l'appauvrissement a été estimé à 0.09 (étendue des IC à 95% : 0.06–0.12), ce qui équivaut à un déclin de 91% (étendue des IC à 95% : 88%–94%) depuis le début du modèle en 1937. Les modèles avec M variable dans le temps commençant en 2010 ont estimé un niveau similaire d'appauvrissement en 2023 mais avec un taux de déclin récent plus prononcé (Figure 59).

Une deuxième ligne de preuve à considérer est la tendance des trois principaux indices de population indépendants de la pêche (IPHC, HBLL OUT et relevés de chalutage synoptique) et la CPUE commerciale standardisée (Figure 5, Annexe A). Le relevé de chalutage synoptique représente un déclin de la biomasse tandis que les relevés HBLL OUT et IPHC représentent des déclins d'abondance. Si nous appliquons des MLG (modèles linéaires généralisés) avec erreur gamma et liens logarithmiques à ces moyennes d'indices (c'est-à-dire en ignorant leurs erreurs types), nous pouvons obtenir un changement proportionnel par décennie (Figure E.1). Ceux-ci vont d'un minimum de 0,34 (IC à 95% : 0,24–0,43) pour le relevé IPHC à un maximum de 0,71 (IC à 95% : 0,61–0,79) pour le relevé HBLL OUT (Figure E.1a). Nous pouvons ajuster ces taux pour qu'ils soient par 50 ans—une génération. Si nous faisons cela (en reconnaissant que ces indices varient en longueur de 16 à 27 ans), toutes les tendances d'indices ont un changement proportionnel par génération avec un IC inférieur à 95% au-dessus de 0,7 (Figure E.1b). La métrique A du COSEPAC est mesurée sur trois temps de génération, ce qui aboutirait à des déclins proportionnels plus élevés que ces valeurs d'une génération. Enfin, nous pouvons aussi calculer ces déclins proportionnels pour la longueur de chaque indice (Figure E.1c). Ces valeurs proviennent de la pente des MLG ajustés et non de la première année comparée à la dernière année.

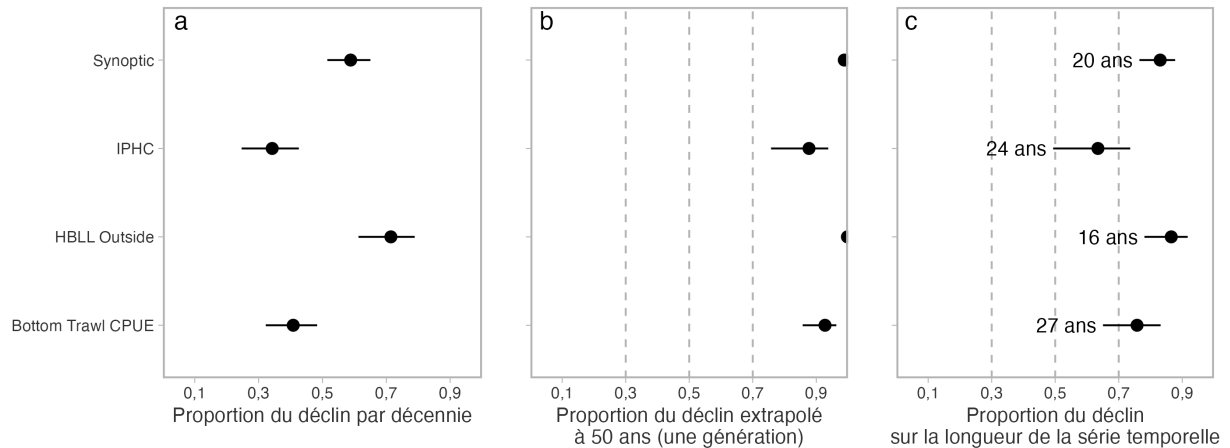


Figure E.1. Déclin proportionnel des indices d'abondance ou de biomasse utilisés dans le modèle d'évaluation (Figure 5). Les trois premiers sont des relevés indépendants de la pêche et la « CPUE de chalutage de fond » est la CPUE commerciale standardisée depuis 1996. Les points et segments de ligne représentent les moyennes et IC à 95% des modèles linéaires généralisés gamma (MLG) avec liens logarithmiques ajustés aux valeurs moyennes des indices. Les lignes pointillées correspondent aux seuils de 30%, 50% et 70% de la métrique A du COSEPAC, normalement appliqués sur trois générations ou les 10 dernières années, selon la plus grande. Ici nous montrons ces déclin proportionnels (a) par décennie, (b) par génération, et (c) par la longueur de chaque série chronologique (avec les longueurs indiquées à gauche de chaque point).

ANNEXE F. CONSIDÉRATIONS RELATIVES À LA RECONSTITUTION

Bien que les aiguillats communs du large ne soient pas classés comme un stock important sous les dispositions relatives aux stocks de poissons de la *Loi sur les pêches*, les aiguillats communs sont assujettis au cadre de l'approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009) dans le cadre du Cadre pour la pêche durable (CPD). Le cadre de l'AP stipule que « lorsqu'un stock a atteint la zone critique [sous le PRL], un plan de reconstitution doit être en place dans le but d'avoir une forte probabilité que le stock croisse hors de la zone critique dans un délai raisonnable. » Les lignes directrices de MPO (2022a) fournissent les conseils les plus récents sur la mise en œuvre des plans de reconstitution. Les lignes directrices notent que « un 'délai raisonnable' pour qu'un stock croisse au-dessus de son PRL devrait être entre 1,5 à 2 fois le temps de génération. Cependant, pour certains stocks, un délai plus long peut être nécessaire pour atteindre son objectif de reconstitution, par exemple en raison de l'état très appauvri d'un stock ou de sa productivité actuelle. » L'aiguillat commun pourrait tomber dans cette dernière catégorie étant donné son faible taux de croissance intrinsèque (dû à l'âge tardif à la maturité, à la période de gestation de deux ans et aux petites tailles de portée) et son état très appauvri.

L'évaluation décrite dans ce document place le stock d'aiguillats communs du large sous le PRL avec une très forte probabilité ($> 0,95$ probabilité). Les directives suggèrent qu'un stock est considéré « à ou sous son PRL si l'indicateur de l'état du stock de l'année terminale est estimé être à ou sous le PRL avec une probabilité supérieure à 50 ». Bien qu'un plan de reconstitution complet soit hors du cadre des termes de référence de cette évaluation, nous présentons ici des informations qui peuvent être utiles à ce processus. Nous présentons des projections pour illustrer le délai que chaque modèle prédirait pour que le stock se rétablisse au-dessus du PRL ($0,2S/S_0$) à divers niveaux de capture fixes (Figure F.1). Nous projetons jusqu'à 150 ans, ce qui correspond approximativement à trois générations pour l'aiguillat commun et s'aligne ainsi sur la chronologie de la métrique A du COSEPAC (COSEWIC 2015). Nous enregistrons ensuite le nombre d'années avant qu'il y ait au moins une probabilité de 0,95 que la production de reproducteurs soit au-dessus du PRL (Figures F.1, F.2). Ceci est différent de l'IC à 95. Aucun modèle unique n'incorpore un spectre complet d'incertitude, mais l'ensemble de nos modèles couvre une large gamme d'incertitudes paramétriques et structurelles.

Un plan de reconstitution plus complet inclurait des objectifs mesurables convenus, un objectif de reconstitution et un échéancier, une analyse socio-économique, une méthode pour suivre les progrès vers l'atteinte des objectifs, et un plan pour l'examen périodique du plan de reconstitution (MPO 2022a). Du point de vue des mesures de gestion, une analyse de reconstitution plus complète pourrait considérer des mesures de gestion plus complexes que la capture constante. Par exemple, une telle analyse pourrait considérer des scénarios de taux de mortalité par pêche constants ou des taux de mortalité par pêche combinés avec une règle de contrôle des captures.

Lors de la réalisation de toute projection, et surtout des projections pour une si longue période, il est possible que le stock ne réponde pas de la manière attendue par ces modèles. Il pourrait y avoir des facteurs supplémentaires responsables des dynamiques historiques et futures. Ceci est particulièrement probable étant donné que nos modèles n'ont pas pu capturer les dynamiques de deux indices de population clés au cours des deux dernières décennies. Par exemple, le stock pourrait connaître une émigration et une immigration vers le nord ou le sud avec les régions voisines. Le stock pourrait également se déplacer plus loin au large ou vers le rivage, sortant ou entrant dans les domaines de relevé et de pêche.

Il est de plus possible que les changements dans les traits d'histoire de vie ou les conditions environnementales signifient que les conditions non pêchées de 1937 ne sont plus un état non pêché viable. Comme noté dans la Section 1.3, Taylor and Gallucci (2009) ont observé une augmentation de la croissance menant à des tailles plus petites, ainsi qu'un déclin de l'âge à la maturité et une augmentation de la taille moyenne des portées pour l'aiguillat commun dans la population du Puget Sound. Le plus grand changement dans ces paramètres s'est produit entre les années 1940 et 1970, une période d'exploitation halieutique relativement élevée et antérieure aux augmentations observées de la température de surface de la mer. Si ces changements démographiques reflètent la dépendance à la densité, alors le potentiel de reconstitution pour l'aiguillat commun étant donné les réductions de pêche est faible et si les effets environnementaux récents (c'est-à-dire les augmentations de température) impactent davantage la démographie, alors la reconstitution aux niveaux des années 1940 n'est pas probable (Taylor and Gallucci 2009). De plus, nos modèles ont exploré des augmentations possibles de la mortalité naturelle au cours des dernières décennies. Si les niveaux de mortalité naturelle ont augmenté—par exemple, en raison d'une prédation accrue par les lions de mer—alors la reconstitution aux niveaux des années 1940 n'est pas probable non plus.

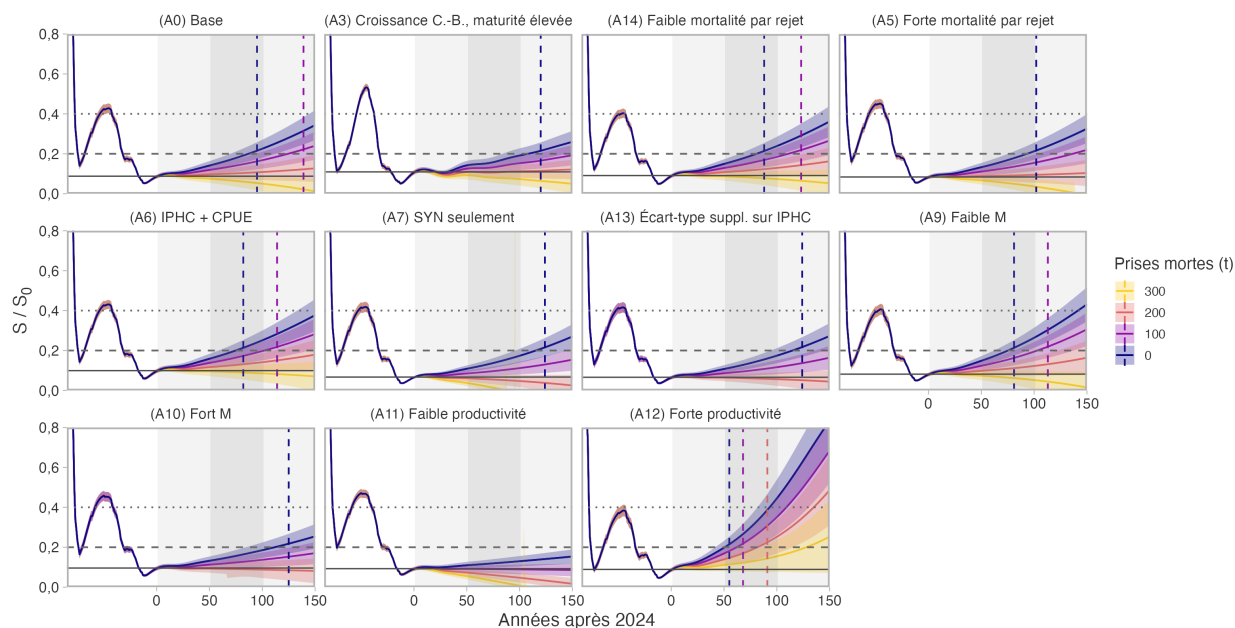


Figure F.1. Chronologie pour reconstituer le stock au-dessus de $0,2 S/S_0$ à des niveaux de capture morte fixes conditionnelle aux divers modèles. Les lignes pleines représentent les moyennes et les rubans ombrés représentent les IC à 95 %. Les lignes horizontales pointillées et tiretées indiquent le PRL et un PRS proposé. Les lignes verticales pointillées indiquent l'année où il y a une probabilité $\geq 0,75$ que $S > 0,2 S_0$. Les blocs verticaux ombrés représentent des intervalles de 50 ans (approximativement une génération). Ces projections supposent une population fermée et des conditions environnementales stationnaires.

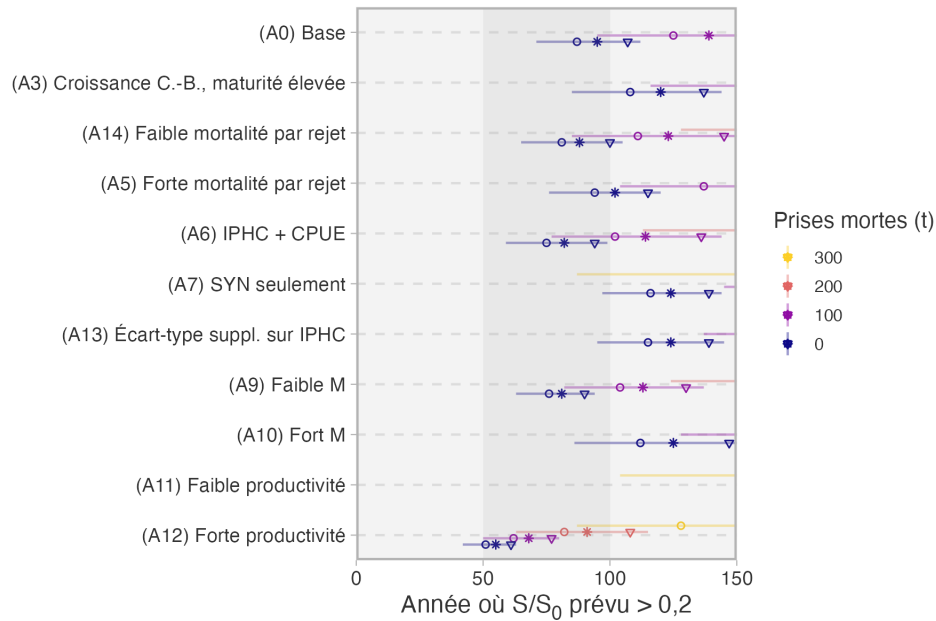


Figure F.2. Chronologie pour reconstituer le stock au-dessus de $0,2 S/S_0$ à des niveaux de capture morte fixes conditionnelle aux divers modèles. Les cercles ouverts représentent l'année où la moyenne estimée $S > 0,2 S_0$. Les segments de ligne représentent les années où les IC à 95 % supérieurs et inférieurs traversent $0,2 S/S_0$. Les astérisques et triangles du côté droit des segments de ligne indiquent l'année où il y a une probabilité $\geq 0,75$ et $\geq 0,95$ que le stock soit au-dessus de $0,2 S_0$, respectivement. Les blocs verticaux ombrés représentent des intervalles de 50 ans (approximativement une génération). Ces projections supposent une population fermée et des conditions environnementales stationnaires.