



ÉTUDE DES EXIGENCES RELATIVES À LA DÉTERMINATION DE L'ÂGE À L'APPUI DU MODÈLE OPÉRATIONNEL POUR LA MORUE CHARBONNIÈRE (*ANOPLOPOMA FIMBRIA*) EN COLOMBIE-BRITANNIQUE

CONTEXTE

Depuis le lancement du processus d'évaluation de la stratégie de gestion (ESG) en 2011 (Cox *et al.* 2011), le modèle opérationnel pour la morue charbonnière guide l'approche de la stratégie de pêche de la Colombie-Britannique en évaluant le stock par rapport aux points de référence et en simulant la dynamique future des stocks et les réactions de la pêche. À l'origine, le processus d'ESG avait été mis en place pour faire face au déclin du stock reproducteur de morue charbonnière après les années 1980. Malgré la mise en œuvre de changements dans la gestion en 2011, le rétablissement a été lent et ce n'est qu'au début des forts recrutements de 2016 à 2018 que le rétablissement du stock reproducteur a été assuré. Ces classes d'âge record (une à trois) ont permis au stock de dépasser les niveaux optimaux de la biomasse en peu de temps et, en 2022, le stock reproducteur était estimé à 1,32 fois la biomasse reproductrice femelle au rendement maximal durable, B_{RMD} (MPO 2023a).

Les défis scientifiques actuels pour le processus d'ESG de la morue charbonnière sont de permettre au modèle opérationnel de continuer de produire des estimations raisonnables de l'état du stock en présence du recrutement record dans les classes d'âge de 2016 à 2018 (MPO 2023a). Il est essentiel d'estimer avec exactitude les recrutements anormalement importants et faibles, mais une telle estimation comporte des risques asymétriques, car une surestimation ou une sous-estimation peut entraîner des risques à long terme pour l'état du stock ou des revers économiques, respectivement.

Les estimations de la force du recrutement par le modèle opérationnel reposent sur les données sur la composition par âge provenant des relevés de recherche et des pêches commerciales, tout comme l'estimation des paramètres de sélectivité des engins de chaque flotte qui caractérisent l'âge et la taille auxquels les poissons sont capturés. Toutefois, les récentes réductions de la taille des échantillons de données sur la composition par âge, en particulier pour les sources commerciales, ont accru la dépendance à l'égard de données moins directes tirées des valeurs bayésiennes a priori des paramètres de sélectivité élaborés à partir d'un programme de marquage-recapture (Cox *et al.* 2023). Il est donc essentiel d'évaluer la sensibilité du modèle opérationnel à la quantité de données sur l'âge et de répartir stratégiquement les ressources de détermination de l'âge entre les sources d'échantillons des relevés et des pêches. Une bonne utilisation des données sur l'âge est fondamentale pour gérer l'effet de l'incertitude du recrutement dans les évaluations des stocks, en permettant de s'assurer que les modèles opérationnels sont en mesure a) de produire en temps opportun des estimations de l'état du stock qui sont relativement robustes pour de multiples sources d'incertitude et b) simuler des données réalistes de surveillance du stock et des pêches pour mettre à l'essai le rendement des procédures de gestion.

Ce processus de réponse des Sciences a été entrepris par la Direction des sciences du MPO dans la région du Pacifique afin de mieux comprendre comment la taille de l'échantillon de la composition par âge et la répartition de l'effort de détermination de l'âge entre les sources de

données sur l'âge influent sur le rendement du modèle opérationnel pour la morue charbonnière en ce qui a trait au biais et à la précision des paramètres de gestion. Cette évaluation est entreprise dans le contexte du système complet de gestion de la morue charbonnière en utilisant des projections en boucle fermée qui appliquent la procédure de gestion (PG) actuelle de la morue charbonnière aux données simulées chaque année pour déterminer les niveaux de prise annuels. L'établissement d'une justification scientifiquement défendable du nombre d'âges et de l'attribution de l'âge aux sources de données guidera la demande annuelle de détermination de l'âge des morues charbonnières. Bien que ces analyses soient propres à la morue charbonnière, le cadre élaboré est pertinent pour les programmes d'évaluation des stocks de plusieurs groupes d'espèces qui font face à des défis semblables en raison de la capacité limitée de détermination de l'âge.

Dans l'ensemble, les résultats montrent que, comme prévu, une plus grande taille des échantillons d'âge produit une incertitude plus faible des paramètres dans les estimations de la sélectivité, surtout pour les compositions par âge dérivées de l'échantillonnage des otolithes au cours du relevé annuel de recherche sur la morue charbonnière. Toutefois, dans un scénario où le stock s'effondre en raison d'un échec persistant du recrutement, la taille de l'échantillon et la source des données sur la composition par âge de la morue charbonnière ne semblent pas avoir une forte influence sur la détection de la biomasse ou de l'état du stock reproducteur par rapport au point de référence limite (PRL). Nous examinons des options pour améliorer la réaction du système de gestion de la morue charbonnière au faible recrutement persistant dans la section Conclusions.

Malgré l'incapacité de détecter les échecs persistants du recrutement, les résultats dans des conditions de recrutement moyen permettent de penser que des tailles d'échantillon de l'ordre de 1 200 à 1 600 âges/année sont suffisantes pour soutenir le modèle opérationnel actuel de la morue charbonnière. Le biais et la précision pour un sous-ensemble de paramètres clés du modèle sont peu améliorés au-delà de 1 600 échantillons totaux et se détériorent à un rythme plus rapide lorsque la taille totale de l'échantillon tombe en dessous de 1 200 âges déterminés. La limite inférieure de 1 200 échantillons par année correspond à la taille récente des échantillons, tandis que la valeur supérieure de 1 600 échantillons par année est semblable à la taille des échantillons des années 2010 à 2016.

La présente réponse des Sciences découle de l'examen régional par les pairs sur les Effets des données concernant la composition selon l'âge sur le rendement du modèle opérationnel de la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) en Colombie-Britannique.

RENSEIGNEMENTS DE BASE

Échantillonnage de la Composition par Âge de la Morue Charbonnière

L'âge de la morue charbonnière en Colombie-Britannique est déterminé à l'aide de structures de carbonate de calcium présentes dans la tête du poisson appelées otolithes sagittaux (ou « poussière d'oreille »). Les lecteurs d'âge très qualifiés peuvent estimer l'âge des poissons en comptant les annuli (anneaux de croissance annuels) apparents sur les otolithes en suivant la méthode de la « cassure et brûlure » (Chilton et Beamish 1982; Hanselman *et al.* 2012). La détermination de l'âge de la morue charbonnière est difficile en raison de ses petits otolithes de forme irrégulière, qui peuvent compliquer la localisation du premier annulus.

Les otolithes ont été prélevés sur les morues charbonnières recueillies à des fins d'échantillonnage biologique durant la composante aléatoire stratifiée du relevé annuel de recherche mené au large des côtes (le « relevé aléatoire stratifié ») et dans un sous-ensemble de bras de mer continentaux (Lacko *et al.* 2023a). Des otolithes sont également prélevés dans la pêche commerciale

de la morue charbonnière. Pour les flottes de pêche au piège et de pêche à la palangre de la morue charbonnière, les otolithes ont été recueillis dans le cadre d'un programme d'échantillonnage volontaire des prises (Lacko *et al.* 2023b).

Pour la flotte de chalutiers, des otolithes ont été prélevés dans le cadre du programme d'observateurs en mer entre 1996 et 2020. Depuis 2020, une lacune est apparue dans la collecte de données de la flotte de chalutiers depuis qu'elle a remplacé les observateurs en mer par la surveillance électronique en mer, tout d'abord en raison des exigences de distanciation sociale pendant la pandémie de COVID-19 (Walker *et al.* en préparation¹). À l'heure actuelle, plus de 4 000 otolithes sont recueillis chaque année dans le cadre des programmes de relevé et d'échantillonnage des prises de morue charbonnière, en baisse par rapport aux 6 000 otolithes et plus qui l'étaient au début des années 2000 (Figure 1). D'autres réductions sont attendues à l'avenir en raison des changements récents apportés au protocole d'échantillonnage biologique. En 2023 (non illustré à la figure 1), 2 900 otolithes ont été recueillis durant le relevé. Les taux de prélèvement d'échantillons biologiques seront revus dans quelques années pour déterminer si d'autres changements sont justifiés.

On détermine l'âge d'une partie seulement des otolithes collectés chaque année en raison des ressources limitées en lecteurs d'âge. Le nombre de lectures d'âge par année était le plus élevé entre 2009 et 2016, période durant laquelle le processus d'ESG de la morue charbonnière a été élaboré. Ces dernières années, le nombre annuel est tombé à environ 1 000-1 200.

L'effort de détermination de l'âge a été principalement axé sur les échantillons prélevés pendant le relevé annuel de recherche; on a néanmoins déterminé aussi l'âge des otolithes provenant de la pêche commerciale (figure 1). Dans les pêches commerciales, l'effort de détermination de l'âge s'est toujours concentré sur les otolithes provenant de la flotte de pêche au piège en raison de la forte proportion de prises attribuée à ce type d'engin. Cependant, ces dernières années, la proportion des morues charbonnières capturée à la palangre a augmenté au point où les prises au piège et à la palangre sont maintenant semblables. Bien que les taux d'échantillonnage des pêches à la palangre aient été faibles ou nuls, les récents changements apportés aux protocoles d'échantillonnage des prises et la communication du programme ont entraîné un plus grand nombre d'échantillons, ce qui offre des occasions futures d'estimer la sélectivité de la flotte de palangriers directement à partir des données sur la composition par âge plutôt que de dépendre uniquement des données tirées de la récupération des étiquettes (Johnson *et al.* 2025).

Modèle Opérationnel pour la Morue Charbonnière

Le modèle opérationnel de la morue charbonnière est un modèle statistique des prises selon l'âge structuré en fonction du sexe qui intègre les données suivantes : (i) les prises débarquées par engin (piège, palangre et chalut), (ii) les rejets en mer de chaque type d'engin, (iii) trois indices de l'abondance (deux historiques, un courant d'après le relevé aléatoire stratifié), (iv) les compositions par âge dans la flotte au piège, le relevé aléatoire stratifié et l'ancien relevé normalisé et (v) les données sur la composition par longueur dans la flotte de chalutiers (MPO 2023a). Une description complète des données se trouve dans la dernière mise à jour du modèle opérationnel (Johnson *et al.* 2025).

¹Walker, L.C., Rogers, L.A., Anderson, S.A., and Haggarty D.R. In review. A review of biological samples collected from commercial groundfish fisheries, 1996-2022. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.

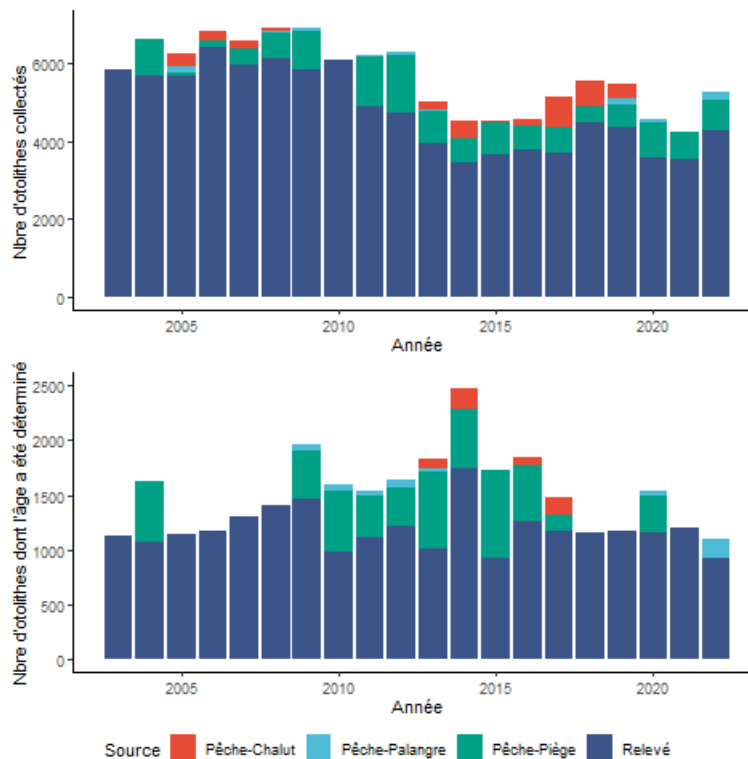


Figure 1. Nombre d'otolithes prélevés pendant l'échantillonnage sur le terrain par année (en haut) et nombre d'otolithes dont on a estimé l'âge chaque année (en bas), par type d'engin.

La sélectivité selon la longueur dans le modèle est estimée en ajustant les compositions par âge et par longueur. Des données sur la composition par âge sont disponibles pour le relevé aléatoire stratifié et la flotte de pêche au piège, la sélectivité selon l'âge par sexe étant déterminée à partir d'un modèle sexuellement dimorphique de la croissance de la morue charbonnière. De même, la sélectivité dans la flotte de chalutiers est estimée directement à partir des données sur la composition par longueur. Enfin, les données relatives à l'âge ou à la longueur n'ont pas été recueillies en quantité suffisante pour que l'on puisse estimer la sélectivité des hameçons des palangres, qui repose plutôt exclusivement sur les valeurs bayésiennes a priori de la sélectivité. Les distributions bayésiennes a priori des fonctions de sélectivité pour les trois secteurs commerciaux sont dérivées de l'étude de longue date par marquage des morues charbonnières et récupération des étiquettes (Jones et Cox 2018; Cox *et al.* 2023).

L'estimation précise des recrutements anormalement importants et faibles est une exigence essentielle du modèle opérationnel pour la morue charbonnière. Les forts recrutements récents de la morue charbonnière en Colombie-Britannique sont associés à des prises plus élevées de poissons de taille non réglementaire (longueur à la fourche inférieure à 55 cm), qui entraîne à son tour une augmentation des rejets et de la mortalité induite par les rejets. De telles augmentations de la mortalité des poissons de taille non réglementaire compliquent les reconstructions et les projections du stock, étant donné les preuves que les données sur les rejets s'écartent des hypothèses existantes du modèle (MPO 2023a). Des données fiables sur la composition par âge dans plusieurs flottes sont probablement nécessaires pour aider à faire la distinction entre les épisodes de recrutement et l'évolution de la sélectivité pendant l'ajustement du modèle.

Un examen par les pairs du modèle pour la morue charbonnière prônait de renforcer l'échantillonnage de la composition par âge dans les flottes de pêche à la palangre et au chalut afin de préciser les estimations de la sélectivité pour les deux engins (MPO 2023a). Bien qu'elles ne soient pas disponibles à l'heure actuelle, l'inclusion de ces données sur la composition par âge pourrait améliorer la précision de l'évaluation du stock. La présente réponse des Sciences vise uniquement à inclure des données supplémentaires sur l'âge dans la flotte de palangriers, car peu d'information est disponible pour élaborer les mêmes analyses pour les données sur les chalutiers et aucun plan d'échantillonnage de l'âge ou de la longueur de la morue charbonnière dans la flotte de chalutiers en vertu du programme de surveillance électronique n'a été élaboré. Les compositions par longueur dans la pêche au chalut sont actuellement un substitut raisonnable pour l'âge, car les chaluts interceptent une proportion plus grande de petits poissons (âge 1 ou 2) que les palangres. Grâce à la différence moindre de taille selon l'âge pour ces classes d'âge, il est plus facile de distinguer les classes d'âge qui recrutent dans les prises au chalut que dans celles des flottes de pêche au piège et à la palangre, qui ont tendance à sélectionner les poissons plus âgés dont la taille selon l'âge est très variable.

ANALYSE ET RÉPONSE

Couplage de la Taille de l'Échantillon à la Variance de l'Erreur d'Échantillonnage de l'Âge

La simulation de l'effet d'autres plans d'échantillonnage de l'âge de la morue charbonnière a nécessité un modèle qui relie la taille des échantillons de la composition par âge et la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge. La variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge est un extrant du modèle opérationnel pour la morue charbonnière, qui a été ajusté aux données sur l'âge à l'aide d'une probabilité logistique-normale de la composition par âge (Schnute et Haigh 2007; Francis 2014), où la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge est la variance des log-résidus entre le modèle ajusté et les données de la composition par âge. Comme avec la plupart des approches de modélisation, nous aurions pu utiliser la fonction ajustée de probabilité logistique-normale de la composition par âge pour simuler de nouvelles données, en faisant varier la qualité présumée des données en augmentant ou en réduisant la variance résiduelle utilisée pour simuler les données. Cependant, le simple fait de supposer des valeurs de rechange pour la variance ne fournirait pas d'orientation sur les tailles d'échantillon requises pour cibler le niveau souhaité de rendement du modèle, puisqu'il n'y a pas de lien explicite entre la variance simulée et la taille de l'échantillon d'âge dans le modèle opérationnel pour la morue charbonnière. Nous avons donc élaboré un modèle pour relier la variance de l'échantillonnage de l'âge à la taille de l'échantillon pour les données sur la composition par âge dans la flotte de pêche commerciale au piège et le relevé aléatoire stratifié. Pour la simulation des données de la pêche à la palangre, nous avons supposé le même modèle de variance et de taille d'échantillon que celui estimé pour la flotte de pêche au piège pour deux raisons. Premièrement, les données disponibles sur l'âge dans la pêche à la palangre sont limitées et donc exclues du modèle opérationnel pour la morue charbonnière. Deuxièmement, les facteurs qui contribuent à la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge, autres que la taille de l'échantillon, sont probablement semblables entre les bateaux de pêche au piège et les palangriers.

Nous avons simulé la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge en fonction d'une taille d'échantillon donnée selon un processus de Dirichlet. Un processus de Dirichlet est un processus stochastique qui génère des distributions de probabilité discrètes aléatoires à partir d'une « distribution de base » sous-jacente H et d'un facteur de concentration α_0 . Pour la simulation des données sur la composition par âge de la morue charbonnière pour chaque flotte et sexe,

la distribution de base H est la véritable proportion vulnérable selon l'âge $\vec{p} = (p_1, \dots, p_K)$, où $K = 35$ est le nombre de classes d'âge, $p_i \in [0, 1]$, et $\sum_i p_i = 1$. Pour décrire le facteur de concentration α_0 il est utile de définir d'abord une distribution de Dirichlet. Les distributions de Dirichlet sont une généralisation multivariée de la distribution bêta et sont définies par un ordre $K \geq 2$ (où K = nombre de classes d'âge) et un vecteur de paramètre $\vec{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_K)$, où $\alpha_i > 0$. Les tirages aléatoires d'une distribution de Dirichlet sont des vecteurs à K -dimensions de proportions (c.-à-d. des proportions selon l'âge) $\vec{x} = (x_1, \dots, x_K)$, such that $x_i \in [0, 1]$ and $\sum_{i=1}^K x_i = 1$. Pour une variable aléatoire $\vec{X} = (X_1, \dots, X_K) \sim Dir(\vec{\alpha})$, la valeur attendue de chaque entrée dans $\vec{X}$ est

$$E[X_i] = \frac{\alpha_i}{\alpha_0}, \quad (1)$$

où $\alpha_0 = \sum_{i=1}^K \alpha_i$. La quantité α_0 est le facteur de concentration pour le processus de Dirichlet $DP(\vec{p}, \alpha_0)$ décrit ci-dessus. Les distributions tirées de $DP(\vec{p}, \alpha_0)$ peuvent être paramétrées comme $Dir(\vec{\alpha})$, où $\vec{\alpha} = \alpha_0 \cdot \vec{p}$, et pour $\vec{X} \sim Dir(\vec{\alpha})$, $E(\vec{X}) = \vec{p}$ est la véritable proportion de la population vulnérable selon l'âge. Les tirages aléatoires $\vec{X} \sim Dir(\vec{\alpha})$ peuvent être considérés comme les proportions selon l'âge observées ou échantillonnées avec une incertitude, représentant une réalisation du total des prises selon l'âge de la population vulnérable, ou encore le total de tous les échantillonnages, pour tous les navires d'une flotte. Parmi ces proportions intermédiaires selon l'âge échantillonnées $\vec{X}$, un certain nombre N d'otolithes sont échantillonnés, qui sont modélisés comme N tirages répétés à partir d'une distribution catégorique $Cat(K, \vec{x})$, où $\vec{x}$ est une réalisation de la variable aléatoire $\vec{X} \sim Dir(\alpha_0 \cdot \vec{p})$. La distribution de Dirichlet est parfois appliquée dans les modèles d'évaluation des stocks de poissons comme une valeur a priori pour la probabilité multinomiale utilisée pour l'ajustement aux données sur la composition (Thorson *et al.* 2017) car il s'agit de la valeur a priori conjuguée de la distribution multinomiale/catégorique et qu'elle a une bonne structure pour décrire la distribution des échantillons des prises selon l'âge.

Nous avons estimé des facteurs de concentration α_0 distincts pour les mâles et les femelles dans la pêche au piège et le relevé aléatoire stratifié (les « flottes »). Pour chaque combinaison de sexe et de flotte, le modèle opérationnel pour la morue charbonnière produit une estimation conditionnelle du maximum a posteriori de la densité (cMPDE) de la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge pour toutes les années de données, soumise à un processus de compression à la queue qui accumule les observations et les valeurs prévues modélisées pour les classes d'âge lorsque les échantillons d'âge représentent moins de 2% de l'échantillon annuel total. Nous avons utilisé la cMPDE de la variance ainsi obtenue comme variance cible pour les données simulées sur la composition par âge. Les facteurs de concentration optimaux, α_0^* , qui ont produit la variance cible ont été déterminés à l'aide d'une recherche de grille sur les valeurs de α_0 dans la grille régulière $G = \{10, 20, 30, \dots, 3000\}$. Pour chaque valeur possible $\alpha_0 \in G$, nous avons estimé la variance correspondante de l'erreur d'échantillonnage de l'âge, en moyenne, sur plus de 100 tirages aléatoires, en élaborant des données pour la réaction de la variance de l'échantillonnage de l'âge au facteur de concentration. La procédure de recherche de grille a appliqué les étapes suivantes pour chaque combinaison de flotte et de sexe pour lesquelles des observations de l'âge étaient disponibles :

1. Pour chaque année t avec des données sur la détermination de l'âge, utiliser les nombres selon l'âge et la sélectivité selon l'âge de la flotte s_a du modèle opérationnel pour en dériver la distribution de base $\vec{p}_t = (p_{1,t}, \dots, p_{35,t})$ comme suit :

$$p_{a,t} = \frac{s_a N_{a,t}}{\sum_a s_a N_{a,t}} \quad (2)$$

où a est la classe d'âge de 1 au groupe d'âge plus de $A = 35$, t est le pas de temps de 1965 à 2021 et $N_{a,t}$ est le nombre estimé de morues charbonnières dans la classe d'âge a au moment t .

2. Ajuster la mesure de base $p_{a,t}$ à l'aide de la matrice des erreurs de détermination de l'âge $Q_a a$, c'est-à-dire $\vec{p}_t = Q_a a \cdot \vec{p}_t$.
3. Pour chaque valeur possible de α_0 dans la grille, recommencer ce qui suit pour la répétition $i = 1, \dots, 100$:
 - a. Pour chaque année t avec des données sur la composition par âge :
 - i. prendre un tirage au sort des probabilités de la classe d'âge $\vec{p}_{i,t} \sim \text{Dir}(\alpha_0 \cdot \vec{p}_t)$,
 - ii. tirer un échantillon d'âge de la distribution catégorique $\text{Cat}(A, \vec{p})$ dont la taille est égale à la taille observée de l'échantillon pour l'année t
 - b. Calculer σ_i^2 sur toutes les années avec des données comme la cMPDE du terme de variance dans la fonction de probabilité de la composition normale logistique pour les données sur la composition par âge (Johnson *et al.* 2025), en utilisant la mesure de base $\vec{p}$ comme valeur prévue.
4. Calculer la valeur de $\sigma^2 = \text{médiane } \sigma_i^2$ pour chaque valeur possible de α_0 dans la grille.

Les estimations de la variance médiane de l'erreur d'échantillonnage de l'âge obtenues pour chaque α_0 de la recherche de grille définissent une courbe de réponse de la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge sur la grille. L'estimation finale de α_0^* pour chaque combinaison flotte/sexe utilisée pour les simulations dans le reste du présent document est définie par le point où la variance résiduelle médiane de l'échantillonnage de l'âge associée à α_0 est égale à la variance cible (c.-à-d. l'estimation de σ^2 par le modèle opérationnel), en utilisant une spline pour interpoler la courbe de réponse entre les points de la grille. Voir dans MPO (2020) la description de la matrice des erreurs de détermination de l'âge à l'étape (2), qui est utilisée pour corriger la façon dont les véritables proportions selon l'âge (c.-à-d. les proportions selon l'âge dans le modèle opérationnel) sont mal classées par rapport dans les classes d'âge adjacentes lors de l'interprétation des analyses d'otolithes.

Les processus de Dirichlet estimés pour les flottes du relevé aléatoire stratifié et de pêche au piège ont indiqué la réponse prévue de l'incertitude par rapport à la taille de l'échantillon d'âge (l'incertitude diminuait à mesure que la taille de l'échantillon augmentait; figure 2). Bien que la variance annuelle de l'échantillonnage de l'âge (calculée à partir des erreurs résiduelles normales logistiques) soit plus bruyante que ne le laisse entendre la cMPDE (figure 2, rangée du haut), cela peut être davantage lié à la taille de l'échantillon individuel une année donnée plutôt qu'aux spécifications du modèle opérationnel ou aux probabilités des données (figure 2, troisième rangée). Les estimations de α_0^* vont de 222 (mâles, pêche au piège) à 903 (mâles, relevé aléatoire stratifié) et, prise collectivement sur toutes les combinaisons sexe/flotte, la valeur de α_0^* présentait une corrélation négative avec la variance. En d'autres termes, des facteurs de concentration plus élevés étaient nécessaires pour obtenir des variances cibles plus faibles, et vice versa. Pour les données sur la pêche au piège, les valeurs de α_0^* pour les mâles étaient inférieures à celles des femelles, ce qui reflète les erreurs résiduelles plus élevées pour les mâles capturés par la pêche au piège. En revanche, l'ordre des valeurs des facteurs de concentration mâles/femelles était inversé dans le relevé aléatoire stratifié, dénotant les ajustements moins bons avec les données sur l'âge des femelles ces dernières années à la suite des grands épisodes

de recrutement. Enfin, pour les facteurs de concentration donnés sous chaque combinaison flotte/sexe, la relation modélisée montre que l'erreur type résiduelle de la composition par âge diminue avec la taille de l'échantillon, comme prévu, et semble s'approcher d'une limite inférieure pour des tailles d'échantillon plus grandes, avec la plupart des erreurs types simulées supérieures à 0,2. Dans l'ensemble, le modèle reflète la cMPDE des erreurs types d'échantillonnage de l'âge dans la plage de l'incertitude simulée à la taille moyenne de l'échantillon pour chaque combinaison flotte/sexe (figure 2, troisième rangée, points rouges). Elles se produisent à des tailles d'échantillon de 458 et 526 pour les sources mâles et femelles du relevé aléatoire stratifié, respectivement. Pour les mâles et les femelles dans la pêche commerciale au piège, la taille moyenne des échantillons est de 288 et 331. D'après l'inspection visuelle, l'approche du processus de Dirichlet pour simuler les données sur la composition par âge semble produire une incertitude d'observation réaliste (figure 3 et annexe). Le niveau d'irrégularité ou de rugosité est similaire dans les compositions par âge historiques et simulées (c.-à-d. que les proportions ne créent pas une bonne distribution lisse). Les tirages à partir des distributions catégoriques définies par le processus de Dirichlet sont moins sujettes à de très grandes valeurs aberrantes, où une seule classe d'âge constitue la majorité de la composition, ce qui est plus courant dans une distribution normale logistique où les erreurs n'ont pas de borne. De plus, on obtient des classes d'âge vides lorsque l'on utilise le processus de Dirichlet, car certains âges de faible probabilité dans la distribution catégorique ne sont pas tirés. Même si les distributions des fréquences d'âge simulées pour le relevé aléatoire stratifié sont quelque peu lisses (figures 9, 10 de l'annexe), la taille des échantillons pour ce relevé est plus grande que dans la pêche au piège et les distributions catégoriques sous-jacentes pour le relevé aléatoire stratifié sont tirées d'un processus de Dirichlet avec un facteur de concentration plus élevé que celui de la pêche au piège, les deux sous-entendant une variance plus faible. Les compositions par âge simulées pour la pêche au piège présentent un motif visuel semblable à celui des données réelles sur la pêche et ne semblent pas lisses (figures 11, 12 de l'annexe), ce qui reflète les plus petites tailles de l'échantillon dans les données historiques et simulées.

Les données simulées représentent de façon acceptable la distribution de l'échantillonnage de l'âge dans le relevé aléatoire stratifié avec l'appariement des quantiles, en moyenne, sur l'ensemble de données historiques (figure 3, rangée du haut). Dans certains cas, les données simulées sont plus ou moins dispersées que les données observées (c.-à-d. que la tendance du diagramme de type quantile–quantile [QQ] est respectivement plus plate ou plus abrupte que la ligne 1-1), mais elles semblent bien équilibrées par rapport à la ligne 1-1. De plus, cet équilibre a persisté lorsque le même diagramme a été régénéré sur plusieurs ensembles de graines aléatoires (non illustrés). Il y a des signes d'asymétrie, où la ligne du diagramme de type Q-Q a une forme sigmoïdale. L'asymétrie des données simulées sur l'âge est liée à une sur-représentation ou à une sous-représentation du groupe de l'accumulateur d'âge 35 et plus. Comme dans le cas des profils de dispersion, l'indication sur le diagramme de type Q-Q d'une asymétrie dans les données simulées par rapport aux données observées semble équilibrée sur les années de données, et non systématique.

Le processus de Dirichlet ne donne pas d'aussi bons résultats pour simuler les données sur la composition par âge dans la flotte de pêche au piège. Dans cette flotte, le rendement pour les mâles est moins bon que pour les femelles. En effet, il y a plusieurs années où les données simulées sont plus dispersées que les données observées, et parfois très asymétriques compte tenu des grands groupes « plus » dans les données observées qui ne sont pas produits par le processus de Dirichlet. Contrairement au relevé aléatoire stratifié, les profils de dispersion et d'asymétrie ne sont pas répartis uniformément sur la ligne 1-1, dénotant un problème systématique. La capacité moins bonne de reproduction de la distribution des données est attribuable aux

mauvais ajustements du modèle opérationnel à certaines années de données, où la population sous-jacente du modèle opérationnel ne compte pas autant de poissons de 35 ans et plus que le laissent entendre les données. Ce phénomène est plus fréquent les années où les données sur la composition par âge dans la flotte au piège sont plus asymétriques, les échantillons étant concentrés dans la tranche d'âge de 5 à 15 ans avec un grand groupe « plus » (p. ex. 1995, 1998, 1999, 2010, figure 11 de l'annexe). Dans ces années, le groupe « plus » est souvent sous-estimé par le modèle opérationnel (Johnson *et al.* 2025), qui répartit la densité résiduelle entre d'autres classes d'âge, ce qui donne une population plus dispersée que les données ne le laissent croire.

Enfin, le bruit dans les compositions par âge dans la pêche à la palangre semble réaliste. Toutefois, il est impossible de commenter la qualité de ces données simulées parce qu'il n'existe pas de données historiques réelles sur l'âge permettant d'établir des comparaisons (figures 13, 14 de l'annexe).

Simulations Mettant à l'Essai les Effets de la Taille de l'Échantillon et du Plan

Nous avons évalué le rendement statistique du modèle opérationnel pour la morue charbonnière pour d'autres tailles d'échantillon et plans d'échantillonnage de l'âge au moyen de simulations en boucle fermée, où le plan d'échantillonnage fait référence à la répartition de l'effort de détermination de l'âge entre les otolithes recueillis par les différentes flottes de pêche et de relevé. Les simulations ont projeté la population de morue charbonnière sur 21 ans (de 2022 à 2042) selon la procédure de gestion (PG) actuelle de la morue charbonnière. La PG de la morue charbonnière est un algorithme spécifique et reproductible pour calculer une limite de prise annuelle recommandée qui se compose de trois éléments : la collecte de données, une méthode d'évaluation (un modèle de production de type état-espace (MPEE) de Schaefer réglé pour extraire un signal de tendance du stock) et une règle de contrôle des prises qui établit une limite de prise recommandée en fonction de la tendance indiquée par le MPEE (MPO 2023b). Dans nos projections sur 21 ans, nous avons maintenu tous les paramètres de gestion utilisés dans la PG constants à leur niveau actuel, c'est-à-dire que les valeurs a priori du MPEE, les points de contrôle opérationnels et le taux de récolte ont été fixés aux valeurs appliquées à la pêche en 2024-2025 pour l'ensemble de la projection (MPO 2023b). En pratique, l'évaluation et la mise à jour régulières du modèle opérationnel et de la PG ont lieu tous les trois à cinq ans. Cette différence signifie que les réajustements du modèle opérationnel effectués dans l'analyse ne servent qu'à mesurer le rendement statistique. L'influence du biais du modèle opérationnel sur les résultats de gestion n'est pas mesurée parce que nous ne simulons pas des réponses réalistes de gestion sur la période de 21 ans. Les données simulées dans les projections prospectives étaient les prises dans les trois secteurs commerciaux, les indices de la biomasse dans le relevé aléatoire stratifié et les données sur la détermination de l'âge dans certaines flottes selon le plan d'échantillonnage simulé. Le modèle opérationnel a été réajusté aux données simulées à des intervalles de 10 ans (les années 11 et 21 de la projection). Pour chaque réajustement du modèle opérationnel, les estimations des paramètres et des états du modèle opérationnel ont été consignées pour évaluer le rendement du modèle dans le temps, soit trois ensembles d'estimations, y compris l'ajustement initial du modèle pour la première année.

Toutes les simulations ont été reproduites pour 100 répétitions, qui différaient de par la valeur de départ aléatoire utilisée pour tirer les erreurs aléatoires pour les données d'observation simulées. Tous les scénarios avaient la même valeur de départ aléatoire pour les erreurs du processus de recrutement, ce qui donnait la même force relative annuelle de la classe d'âge pour les répétitions pour chaque année de la période de projection. La même valeur de départ aléatoire pour l'erreur de processus a été utilisée pour toutes les répétitions afin d'assurer la

comparabilité entre les répétitions de la simulation. De plus, la valeur de départ commune a permis de s'assurer que la biomasse féconde était inférieure au PRL à la fin de la période projetée dans toutes les répétitions, ce qui était nécessaire pour tester l'effet des plans d'échantillonnage sur la capacité du modèle opérationnel à détecter une préoccupation en matière de conservation. La variabilité entre les répétitions provenait uniquement d'une erreur d'observation. Dans le cas des scénarios où certaines répétitions ne convergeaient pas pour les modèles opérationnels réajustés (caractérisés par une matrice hessienne définie non positive), on ajoutait des répétitions supplémentaires jusqu'à ce que le seuil de 100 répétitions soit atteint. Cela ne s'est produit que dans quelques cas, décrits ci-après.

Le rendement statistique du modèle opérationnel a été mesuré sous forme de biais et de variance dans les estimations des quantités clés produites par le modèle réajusté la dernière année des projections (l'année 21, c'est-à-dire 2042). Les quantités clés étaient les estimations des paramètres de sélectivité, la moyenne des estimations de la mortalité et du recrutement sur la période de projection et l'état du stock par rapport au point de référence limite. Les moyennes de la mortalité et du recrutement sont définies comme suit :

$$\bar{M} = \frac{1}{21} \sum_{t=2022}^{2042} M_t, \quad (3)$$

$$\bar{R} = \frac{1}{21} \sum_{t=2022}^{2042} R_t, \quad (4)$$

où M_t, R_t sont les valeurs annuelles de la mortalité et du recrutement, respectivement. Les valeurs moyennes $\bar{M}, \bar{R}$ sont estimées pour chacune des 100 répétitions, ce qui donne les valeurs simulées $\bar{M}_i$ and $\bar{R}_i$, ainsi que le modèle opérationnel réajusté, ce qui donne des valeurs estimées $\hat{\bar{M}}_i$ and $\hat{\bar{R}}_i$. Avant 2022, le modèle opérationnel estime un taux fixe de mortalité naturelle pour chaque sexe, avec des valeurs simulées $M_m = 0,052$ for males and $M_f = 0,093$ for females.

Le biais et la variance des quantités clés sont dérivés des distributions des erreurs relatives, définies comme suit :

$$RE_i(\theta) = \frac{\hat{\theta}_i - \theta_i}{\theta_i}, \quad (5)$$

où θ_i est une quantité d'intérêt dérivée de l'état « réel » du modèle opérationnel représenté par l'ajustement du modèle opérationnel aux données historiques de 1965 à 2021 et $\hat{\theta}_i$ est l'estimation de θ obtenue en réajustant le modèle opérationnel aux données simulées pour la répétition i . Certaines valeurs réelles du modèle opérationnel θ_i ne varient pas avec i , telles que les paramètres du modèle B_0 ou h , tandis que d'autres varient avec i , comme $\bar{M}_i$ et $\bar{R}_i$. Le calcul de l'erreur relative a été reproduit pour toutes les répétitions i et les distributions ainsi obtenues de l'erreur relatives ont été résumées sous forme de biais (erreurs relatives médianes ou *MREs*) et de variance. Les réajustements initiaux (première année) et intermédiaires (onzième année) du modèle ont été examinés à l'aide des diagrammes rétrospectifs des trajectoires de la biomasse afin de vérifier que les ajustements aux données simulées étaient raisonnables.

Scénarios de simulation

Les effets de la taille de l'échantillon et du plan d'échantillonnage de l'âge sur le biais et la précision ont été testés par rapport à deux scénarios de recrutement et à trois scénarios sur la répartition des prises dans la pêche entre les flottes de pêche au piège et à la palangre (tableau 1).

Nous avons utilisé des scénarios de recrutement pour examiner les variations du biais et de la précision lorsque la biomasse du stock diminuait rapidement vers un PRL, et des scénarios de répartition des prises pour vérifier comment le biais et la précision changeaient lorsque la proportion de poissons capturée par chaque flotte était ajustée, influençant ainsi les prélèvements de chaque classe d'âge à l'aide des courbes de sélectivité des flottes.

Tableau 1. Facteurs et niveaux des scénarios de simulation. Le passage des prises à la pêche principalement au piège ou à la palangre est appliqué uniquement au scénario de recrutement 0,1R0.

Facteur	Niveaux	Description	Étiquette
Recruitment	R0	Modèle SR de Beverton-Holt avec R_0 véritable	baseR
	0,1R0	Modèle SR de Beverton-Holt avec $0,1 \cdot R_0$	0,1R0
Répartition des prises	Statu Quo	TAC dans la pêche dirigée fondé sur la moyenne récente	SQuo
	Favorable au piège	70% du TAC dans la pêche dirigée capturé au piège	TrShift
	Favorable à la palangre	70% du TAC dans la pêche dirigée capturé à la palangre	LLShift

Nous avons défini le premier scénario de recrutement, **baseR** en supposant que la relation stock-recrutement estimée dans l'historique du modèle se poursuivait sans changement dans les projections. Le deuxième scénario de recrutement, **0,1R0** représente un échec persistant du recrutement à partir de la première année de projection. Cet échec du recrutement a été simulé en mettant R_0 à l'échelle (ou de façon équivalente, le numérateur de la relation stock-recrutement de Beverton-Holt) de 0,1. Le scalaire de 0,1 a été déterminé en ajustant la biomasse du stock reproducteur du modèle opérationnel pour la ramener au PRL de $0,4 \cdot B_{RMD}$ en 2042, simulant ainsi une situation où un point de décision de gestion pourrait être nécessaire (c.-à-d. la nécessité d'élaborer un plan de rétablissement).

Dans le scénario **0,1R0**, trois scénarios de distribution des prises de rechange ont également été utilisés pour tester le rendement statistique du modèle opérationnel pour différentes tailles d'échantillon et différents plans d'échantillonnage. Ces scénarios de prise différaient dans la répartition des prises dirigées de morue charbonnière entre la pêche au piège et la pêche à la palangre. Bien que la pêche au chalut reçoive également une partie (8,75 %) du total autorisé des captures (TAC) dans la pêche dirigée de la morue charbonnière, nous n'envisageons pas de faire varier cette allocation ici, car la flotte de chalutiers ne fait pas partie de l'analyse actuelle. Les trois scénarios de répartition des prises sont une division inchangée des prises (**SQuo**),

où la pêche au piège et la pêche à la palangre capturent chacune environ la moitié du TAC dans la pêche dirigée autre qu'au chalut de la morue charbonnière, un scénario « favorable au piège » (**TrShift**) où la flotte de pêche au piège capture 70 % du TAC autre qu'au chalut dès la première année de projection, et un scénario « favorable à la palangre » (**LLShift**), où la flotte à la palangre capture 70 % du TAC dans la pêche dirigée autre qu'au chalut dès la première année de projection. Les deux changements extrêmes à 70 % de la pêche au piège et à la palangre, respectivement, sont fondés sur les répartitions historiques des prises observées pour la pêche de la morue charbonnière en Colombie-Britannique.

La méthode de simulation des données sur la composition par âge avec d'autres tailles d'échantillon correspondait aux étapes 1 à 3 de la procédure de détermination du facteur de concentration α_0^* . Les données sur l'indice de l'abondance ont été simulées exactement de la même façon que pour les évaluations des PG et les prises ont été simulées par l'application répétée de la PG de la morue charbonnière sur toute la période (MPO 2023b; Johnson *et al.* 2025). La PG n'a pas été mise à jour en fonction des estimations des réajustements simulés du modèle opérationnel aux années 11 et 21. Des données simulées sur la composition par âge de la flotte de palangriers ont été générées à l'aide du facteur de concentration de la flotte de pêche au piège, comme il a été mentionné précédemment, étant donné qu'aucun facteur de concentration propre aux palangriers ne peut être dérivé du modèle opérationnel actuel.

Le plan de quadrillage expérimental, qui contrôle le niveau d'effort d'échantillonnage de l'âge et la répartition de l'effort de détermination de l'âge entre les flottes, différait selon le scénario de simulation (tableau 2).

Pour le scénario **baseR**, la fourchette des tailles des échantillons d'âge total variait de 400 à 2 000 âges, et 1 600 étaient considérés comme un niveau « de référence » en fonction de la taille récente des échantillons (figure 1). Le nombre moyen d'âges de morue charbonnière observés depuis la création de l'ESG de la morue charbonnière en 2011 est de 1 557, avec une fourchette allant de 1 090 à 2 481. Un seul plan d'échantillonnage a été appliqué au scénario **baseR**, qui était fondé sur la répartition cible actuelle de 60% des échantillons provenant du relevé aléatoire stratifié et 40% provenant de la flotte de pêche au piège (intitulé « 60:40:0 » dans le tableau 2). Même si, idéalement, la détermination de l'âge des échantillons de la pêche commerciale serait répartie entre les flottes de pêche au piège et à la palangre, cette répartition a été exclue en raison de la rareté des échantillons dans la pêche à la palangre. La répartition cible de 60:40:0 n'a pas été atteinte depuis plusieurs années en raison de la priorité accordée aux échantillons du relevé aléatoire stratifié par rapport à ceux de la flotte de pêche au piège du fait de la diminution de l'effort de détermination de l'âge; toutefois, nous maintenons ici notre cible de référence.

Pour le scénario **0,1R0**, une approche fondée sur des valeurs extrêmes a été adoptée, dans laquelle nous avons mis à l'essai de grandes tailles d'échantillon (1 600 ou 2 000) et de petites tailles (600 ou 800) pour le plan d'échantillonnage cible de 60:40:0, ainsi qu'un plan qui comprend certaines données sur la composition par âge à la palangre (tableau 2). L'approche des valeurs extrêmes détermine si la taille de l'échantillon a un effet important sur la qualité des estimations du modèle lorsque le stock diminue rapidement dans le scénario **0,1R0**, tout en réduisant le temps d'exécution de la simulation associé à la réalisation d'une fourchette de valeurs intermédiaires.

Dans le scénario **0,1R0**, le réajustement du modèle opérationnel aux données simulées comprenait l'option d'avoir une valeur de M variable dans le temps (tableau 2). Cette option a été ajoutée après que les résultats préliminaires ont révélé que le modèle opérationnel pour la morue charbonnière avec des taux de mortalité constants ($conM$) n'était pas en mesure de modéliser avec exactitude

l'échec persistant du recrutement dans le scénario **0,1R0** en s'appuyant uniquement sur les erreurs de processus du recrutement. Nous avons donc assoupli le modèle avec une mortalité naturelle variable dans le temps pour les deux sexes, indiquée dans les résultats par *tvM*, ce qui a amélioré la capacité du modèle opérationnel à modéliser le déclin. La mortalité variable dans le temps est mise en œuvre comme la marche aléatoire simple suivante :

$$M_{x,t} = \begin{cases} M_x & t \leq 2021 \\ M_{x,t-1}e^{\epsilon_t} & t > 2021, \end{cases} \quad (6)$$

où $M_{x,t}$ sont les taux de mortalité naturelle instantanée des mâles ($x = m$) et des femelles ($x = f$) au moment t , et ϵ_t est l'écart log-normal de la marche aléatoire. Il convient de noter que les deux sexes ont la même trajectoire et que la marche aléatoire ne peut varier que pendant la période de projection.

Tableau 2. Données simulées et hypothèses sur M dans le modèle opérationnel utilisées dans le réajustement du modèle opérationnel pour la morue charbonnière dans les simulations en boucle fermée. Les expériences diffèrent selon le scénario et sont définies par la taille totale des échantillons de données sur la composition par âge (N), la répartition des échantillons (relevé aléatoire stratifié, piège, palangre) et l'hypothèse sur M utilisée lorsque le modèle opérationnel est réajusté les 11e et 21e années.

Scénario R	Taille de l'échantillon (N)	Relevé aléatoire stratifié	Piège	Palangre	Hypoth. sur M réajustée	Étiquette
baseR	2000	60%	40%	0%	conM	2k_60:40:0
	1600	60%	40%	0%	conM	Baseline_1.6k_60:40:0
	1200	60%	40%	0%	conM	1.2k_60:40:0
	800	60%	40%	0%	conM	.8k_60:40:0
	400	60%	40%	0%	conM	.4k_60:40:0
0,1R0	2000	60%	40%	0%	tvM	2k_60:40:0_tvM
	600	60%	40%	0%	tvM	.6k_60:40:0_tvM
	2000	60%	40%	0%	conM	2k_60:40:0_conM
	600	60%	40%	0%	conM	.6k_60:40:0_conM
	1600	60%	20%	20%	tvM	1.6k_60:20:20_tvM
	800	60%	20%	20%	tvM	.8k_60:20:20_tvM
	1600	60%	20%	20%	conM	1.6k_60:20:20_conM
	800	60%	20%	20%	conM	.8k_60:20:20_conM

Dans le scénario **0,1R0**, il y avait 5 simulations pour lesquelles les réajustements du modèle opérationnel ne convergeaient pas et il a fallu porter le nombre de répétitions à environ 140 pour obtenir un nombre important d'échantillons. Les conditions dans lesquelles le réajustement du modèle opérationnel aux données simulées était le plus difficile étaient les tailles totales

d'échantillon de l'âge les plus grandes (1 600 ou 2 000 échantillons) et lorsque le modèle opérationnel réajusté estimait une valeur de M variable dans le temps sur la période de projection. Il n'est pas surprenant que le modèle opérationnel ait eu de la difficulté à se réajuster dans ces conditions, car le modèle tvM était mal spécifié, étant donné que la cause du déclin était un échec du recrutement et que les données simulées sur l'âge sont probablement en conflit avec cette mauvaise spécification.

Effets de la taille de l'échantillon sur le biais et la précision - baseR

Le modèle opérationnel pour la morue charbonnière réagit aux changements de la taille de l'échantillon pour le scénario **baseR** et le plan d'échantillonnage 60:40:0, comme prévu.

À mesure que la taille de l'échantillon augmente, on observe une réduction du biais et de la variance pour les paramètres de sélectivité du relevé aléatoire stratifié (figure 4), tandis que la plupart des autres paramètres ont une relation moins directe ou plus faible avec l'augmentation de la taille de l'échantillon. Pour ce qui est des paramètres de sélectivité du relevé aléatoire stratifié, il semblait y avoir une diminution du rendement de l'effort d'échantillonnage de l'âge, car la taille totale de l'échantillon dépasse 1 200 (pour les échantillons mâles et femelles dans le relevé aléatoire stratifié et la flotte de pêche au piège). Cette taille d'échantillon combinée est inférieure à la moyenne de 1 577 échantillons dont l'âge a été déterminé de 2011 à 2022, mais proche de la moyenne sur trois ans la plus récente de 1 275 échantillons avec détermination de l'âge. Au-delà du seuil de 1 200 échantillons, la réaction du biais et de la variance pour la sélectivité pour la longueur à 100 % (selA) était relativement stable, tandis que la réaction de l'écart-type de sélectivité (selB), qui contrôle la largeur de la courbe de sélectivité en forme de dôme, était encore nettement changeante, mais à un rythme décroissant.

En revanche, certains paramètres ont fait augmenter le biais et la variance avec la taille de l'échantillon, comme l'écart type de la sélectivité dans la flotte de pêche au piège (figure 4, selB_Trap) et la biomasse terminale (figure 4, BT). Ce résultat va à l'encontre des attentes pour une expérience de simulation, où un modèle de sélectivité correctement défini devrait s'approcher d'une estimation non biaisée lorsque les tailles des échantillons sont plus grandes. Ce biais peut avoir deux sources. Tout d'abord, comme nous l'avons expliqué précédemment, il existe certaines différences dans la distribution entre les données simulées sur la pêche au piège et les données observées dans cette pêche, résultant peut-être des ajustements avec une variance d'échantillonnage plus élevée compte tenu de la différence dans la distribution des données sur la composition par âge et de la structure par âge de la population vulnérable. Rappelons que la figure 3 faisait apparaître une divergence entre la dispersion et l'asymétrie de la distribution par âge simulée et par rapport à la distribution observée. Les tailles d'échantillon observées étaient de l'ordre de 155 à 614, mais inférieures à 280 la plupart des années. Bien que les tailles relativement petites des échantillons puissent laisser croire que les données sur la composition par âge dans la flotte de pêche au piège ont une faible puissance statistique et qu'il est possible qu'elles ne détectent pas avec exactitude la structure par âge de la population, les années où les différences d'asymétrie ou de dispersion entre les données observées et les données simulées sont les plus importantes sont celles où il y a plus d'observations de gros mâles dans le groupe « plus », pour lesquelles la taille de l'échantillon était souvent plus grande, de 200 à 319. En fin de compte, les problèmes liés à la taille de l'échantillon sont une explication possible de la différence entre les données observées et les données simulées, mais d'autres explications sont envisageables, comme l'échantillonnage biaisé ou l'immigration à partir des régions avoisinantes. La divergence entre les données observées et simulées est beaucoup plus faible pour les compositions par âge dans le relevé aléatoire stratifié, qui ont environ cinq fois la taille totale de l'échantillon dans l'ensemble, mais qui n'incluent pas non plus bon nombre des années pour lesquelles il y a des observations de gros mâles dans le groupe

« plus ». Néanmoins, la différence entre les données observées et les données simulées sur la composition par âge dans la pêche au piège influe sur les estimations de la sélectivité, du recrutement et des paramètres de mortalité du modèle opérationnel réajusté pour les années 11 et 21 de la projection. Par conséquent, à mesure que la taille des échantillons dépasse 800 pour la pêche au piège, de nouvelles données simulées peuvent l'emporter sur l'influence combinée des valeurs a priori informatives et des données historiques, ce que des échantillons plus petits ne peuvent pas reproduire. Ainsi, les paramètres estimés correspondent par défaut à la distribution a priori, qui n'est pas biaisée par rapport au modèle opérationnel. Le même phénomène était probablement à l'origine de l'augmentation du biais dans le recrutement moyen au cours des années de projection (R_{bar}) et de la biomasse terminale (BT) en réponse à l'augmentation de la taille de l'échantillon.

Une deuxième explication possible pour certains paramètres dont le biais augmente avec la taille de l'échantillon pourrait être l'influence des très grandes classes d'âge de 2016 à 2018. Par exemple, la sélectivité pourrait être « étirée » puisque le modèle tente simultanément de s'ajuster aux données sur la future composition par âge, qui comportent un deuxième mode persistant traversant la population (p. ex. figure 11 de l'annexe). Cela peut se produire lorsque le modèle opérationnel réajusté tente de refléter les grandes cohortes à mesure qu'elles vieillissent, tout en modélisant les nouvelles cohortes. Un tel effet dépendrait également du biais dans le recrutement et la mortalité, puisque les paramètres du modèle interagissent de façon non linéaire par l'entremise du modèle du processus de la population. De plus, les réajustements du modèle opérationnel permettraient de mettre à jour la mortalité historique par pêche en fonction des courbes actualisées de sélectivité de la pêche au piège. La sélectivité mise à jour a ensuite des effets subséquents sur la biomasse et le recrutement, générant des biais similaires relativement à la biomasse terminale (BT) et au recrutement moyen pour la période de projection (R_{bar}). De tels profils du biais par rapport à la taille de l'échantillon auraient pu être éliminés par l'entremise d'une simulation d'une gamme de profils du recrutement reflétant à la fois des séries de recrutement faible et élevé, au lieu d'une seule série de recrutement futur.

Détection d'un échec persistant du recrutement - 0,1R0

Le scénario **0,1R0** a été réglé de façon à réduire les recrutements de 85,6 %, faisant passer l'estimation de la densité a posteriori maximale de la biomasse reproductrice femelle au PRL de 40 % de B_{RMD} en 2042. Aux fins de ces simulations et des erreurs relatives qui en découlent, nous avons supposé que $P(B_{2042} \geq 0.4B_{MSY}) = 0.5$. Ce scénario visait à évaluer si les plans d'échantillonnage de l'âge pouvaient détecter le changement de l'état du stock si le stock diminuait de façon marquée pendant 20 ans.

Les résultats ont indiqué que la taille de l'échantillon de la composition par âge n'était pas le facteur le plus important pour estimer si le PRL avait été dépassé en raison d'un échec persistant du recrutement. En pratique, deux composantes du système visent à détecter une telle situation et à y réagir. Tout d'abord, la tendance du MPEE de la procédure de gestion devrait répondre à un indice en baisse par une réduction correspondante des taux de récolte par le biais de la règle de contrôle des prises, favorisant la croissance du stock et protégeant le stock de l'effondrement. Ensuite, les mises à jour fréquentes du modèle opérationnel plus complexe tous les trois à cinq ans servent de filet de sécurité pour la PG en produisant une caractérisation révisée de l'état du stock à l'aide du modèle opérationnel structuré par âge et les estimations actualisées des paramètres de gestion qui sont utilisés pour simuler les données de surveillance du stock et des flottes pour évaluer le rendement de la PG. Dans le scénario **0,1R0**, aucune de ces composantes ne fonctionne comme prévu parce que le cycle réel de mise à jour du modèle opérationnel et d'évaluation de la PG n'est pas reproduit dans nos simulations.

La composante MPEE ne détecte pas l'ampleur de la diminution de la biomasse féconde pour deux raisons. Comme c'est souvent le cas pour les analyses rétrospectives, il y a un délai d'un à deux ans avant que le MPEE réagisse aux nouveaux points de données (figure 5, du bas). La réaction est en partie retardée parce que la biomasse féconde est proche de l'estimation par le MPEE de B_{RMD} , de sorte que le modèle logistique déterministe sous-jacent estime que la production est élevée. De ce fait, bien que les estimations réagissent en fin de compte à la tendance des données de l'indice du relevé aléatoire stratifié, la plus grande partie de la diminution de la biomasse du MPEE est attribuable aux estimations de l'erreur de processus. Au cours de la dernière année ou des deux dernières années de chaque série chronologique sur la biomasse, les estimations inversent souvent la tendance à la baisse, car le MPEE revient à un comportement déterministe, en grande partie en raison des valeurs a priori très informatives placées sur les paramètres du MPEE afin d'obtenir le rendement souhaité de la PG. Les prises ne sont alors pas réduites assez rapidement, de sorte que le taux médian d'exploitation légal dépasse U_{RMD} en 2036 et que la surpêche se poursuit pendant trois ans avant que la pêche ne soit brusquement fermée complètement (figure 6). Le modèle opérationnel a également du mal pour détecter le faible recrutement persistant et le déclin de la biomasse qui en résulte avec les hypothèses de $conM$ et de tvM .

Bien que nos simulations n'aient pas suivi le calendrier de mise à jour du modèle opérationnel (tous les trois à cinq ans), les réajustements décennaux aux années 11 et 21 ont montré que les modèles tvM et $conM$ ont surestimé la biomasse féconde d'un facteur d'environ deux à l'année 11 (figure 5, rangée du haut), et le modèle tvM a été moins performant que le modèle $conM$. Pour la dernière année, les deux modèles ont fini par détecter un déclin, mais la biomasse terminale a toujours été surestimée par le modèle $conM$, tandis que le modèle tvM est parvenu à estimer la biomasse réelle dans l'exemple de répétition illustré (figure 5, rangée du haut). Plusieurs raisons expliquent pourquoi le modèle opérationnel ne peut pas s'ajuster aux données simulées. Tout d'abord, il y a la probabilité statistique d'estimer les recrutements réduits. Plus précisément, le scalaire du recrutement déplace le recrutement absolu vers la queue inférieure de la distribution de l'erreur de processus. Par conséquent, une longue suite d'écarts négatifs importants du recrutement est nécessaire pour estimer les recrutements avec un faible biais. Une deuxième raison, quelque peu connexe, réside dans la mauvaise spécification du modèle qui se produit lorsque (a) le modèle stock-recrutement est mal mis à l'échelle ou (b) pour le modèle tvM , lorsque la mortalité fausse un échec du recrutement et touche toutes les classes d'âge plutôt que seulement les âges 1. Enfin, la surpêche provoquée par la PG peut biaiser la productivité du stock, ce qui ajoute à ces deux sources d'erreur et pourrait entraîner une surestimation importante l'année 11. Bien que le scénario **0,1R0** soit très peu probable, un échec du recrutement pendant une période prolongée n'est pas tout à fait sans précédent. En fait, la morue charbonnière vient de sortir de sa plus récente période de recrutement inférieur à la moyenne, avec des écarts principalement négatifs du recrutement entre 2000 et 2015. Cependant, il convient de noter qu'en pratique, le processus d'ESG réagirait probablement beaucoup plus rapidement que le système simulé, car les acteurs humains remarqueraient l'un des nombreux indicateurs montrant que le système ne fonctionne pas comme prévu. Par exemple, le relevé aléatoire stratifié simulé produit des indices proches ou en dessous des valeurs minimales observées dans les années 2010, ce qui, si de telles valeurs se produisaient dans la pratique, signalerait la nécessité d'intervenir pour diagnostiquer l'écart par rapport au rendement attendu.

Plan d'échantillonnage de référence: Dans le scénario 0,1R0, l'augmentation de la taille de l'échantillon a réduit la variance des erreurs relatives de l'écart-type de sélectivité du relevé

aléatoire stratifié, mais a entraîné une augmentation non significative du biais (figure 7). Cet effet était pratiquement identique pour les versions *conM* et *tvM* du modèle opérationnel réajusté de l'année 21. On a également observé un effet moindre sur le paramètre de sélectivité (*selA_StRS*) de l'âge à 50 % dans le relevé aléatoire stratifié, une taille d'échantillon plus grande réduisant le biais et la variance. Les paramètres de sélectivité restants réagissent moins à la taille des échantillons, étant donné que les valeurs a priori de marquage sont très informatives et très étroitement alignées sur les estimations des paramètres grâce à la longue série chronologique de données sur la composition par âge dans la pêche au piège et le relevé aléatoire stratifié. La taille de l'échantillon selon l'âge avait moins d'influence sur les estimations de la biomasse terminale (B_T) et de l'état du stock (mesuré comme $P(B_t \geq 0.4B_{RMD})$, *pBtGrLRP* en abrégé) par le modèle opérationnel. L'effet le plus important a plutôt été observé entre les modèles opérationnels *tvM* et *conM*. Les modèles *conM* ont toujours surestimé la biomasse à la fin de la projection d'au moins 40 % (figure 7, BT), même s'ils ont fini par détecter un déclin (figure 5). De plus, les modèles *conM* ont aussi toujours surestimé l'état du stock, attribuant incorrectement $P(B_t \geq 0.4B_{MSY}) = 1$ dans plus de 50 % des répétitions. Les modèles opérationnels *tvM* ont toujours surestimé la biomasse en moyenne, mais pour les scénarios de répartition des prises **SQuo** et **LLShift**, ils ont estimé correctement ou sous-estimé la biomasse dans quelques répétitions, mais il était néanmoins toujours très difficile pour les modèles opérationnels d'estimer correctement l'état du stock, la masse distributionnelle étant concentrée en grande partie près d'une erreur relative de 1,0 (c.-à-d. estimant $P(B_t \geq 0.4B_{MSY}) = 1$).

Enfin, il y a certains effets de la taille de l'échantillon et de l'estimation de *M* sur les estimations moyennes de la mortalité et du recrutement au cours de la période de projection. Pour la mortalité, l'augmentation de la taille de l'échantillon entraîne une augmentation de la variance de l'erreur relative et n'a qu'un effet léger sur le biais (figure 7, *Mbar_m* and *Mbar_f*). L'effet est le plus perceptible dans le scénario **SQuo**, et assez subtil pour les scénarios où les répartitions des prises sont dominées par la pêche au piège ou à la palangre. L'effet de la taille de l'échantillon sur les estimations du taux de mortalité variable dans le temps n'est pas surprenant, car les données sur l'âge sont la principale source d'information sur le taux de mortalité naturelle. L'effet de la répartition des prises sur la variance des erreurs relatives dans la mortalité moyenne sur les projections n'est pas lié à la taille de l'échantillon pour quelque flotte que ce soit, car les compositions par âge de chaque flotte sont modélisées indépendamment de la prise totale de la flotte. L'effet de la répartition du TAC sur la variance de l'erreur relative peut être plutôt lié aux différences de sélectivité de la taille entre les flottes de pêche au piège et à la palangre, la sélectivité de la palangre étant presque nulle pour les poissons de taille non réglementaire, ce qui réduit la confusion entre la mortalité naturelle et la mortalité par pêche pour les classes d'âge inférieures. Pour les estimations du recrutement moyen au cours de la période de projection, le modèle opérationnel surestime d'au moins 50 % la valeur réelle pour toutes les tailles d'échantillon et tous les paramètres d'estimation de *M* (figure 7 7, *Rbar*). Le biais le plus faible et les 2,5e centiles les plus bas se trouvent tous deux pour les tailles d'échantillon les plus grandes (2 k), mais le biais et la variance sont légèrement plus faibles dans les modèles *tvM* pour les deux tailles d'échantillon testées. Comme prévu, le biais et la variance du recrutement moyen présentent une corrélation négative avec la variance (et, dans une moindre mesure, le biais) des taux de mortalité moyens, étant donné que le recrutement et la mortalité ont des effets opposés sur la population.

Échantillonnage supplémentaire de la pêche à la palangre: L'ajout d'échantillons de la pêche à la palangre à l'ensemble de données simulées sur la composition par âge dans le plan d'échantillonnage « 60:20:20 » a produit certains changements dans le biais et la précision

de l'erreur relative, mais les résultats étaient qualitativement très semblables à ceux du plan d'échantillonnage de référence « 60:40:0 ». Comme auparavant, l'effet le plus intuitif de la taille de l'échantillon était la réduction de la variance des paramètres de sélectivité du relevé aléatoire stratifié.

L'une des principales différences par rapport au plan d'échantillonnage de référence est que la biomasse terminale et l'état du stock sont mieux estimés lorsque les données sur la pêche à la palangre sont incluses. Les distributions de l'erreur relative de la biomasse terminale avaient une plus grande masse en dessous de zéro, surtout pour les scénarios de répartition des prises **SQuo** (figure 8, BT), avec un biais plus faible également. Fait intéressant, dans le scénario de pêche TrShift, l'augmentation de la taille de l'échantillon a entraîné un biais plus élevé pour la biomasse terminale, qui peut être lié au biais dans les paramètres de sélectivité de la palangre, ainsi qu'à un effet des taux de mortalité naturelle moyens presque sans biais dans le cas de *1.6k_60:20:20_tvM*. Les erreurs relatives de l'état du stock présentaient également une plus grande proportion d'erreurs relatives négatives (figure 8, pBtGtLRP), ce qui concorde avec de meilleures estimations de la biomasse terminale. Les estimations de la mortalité moyenne et du recrutement moyen sur la période de projection affichaient la même tendance que précédemment. Des tailles d'échantillon plus grandes ont entraîné un biais plus faible dans les estimations de R en moyenne, et une augmentation de la variance de M variable dans le temps dans les estimations de M en moyenne, tout en réduisant le biais dans les estimations de R en moyenne. Dans l'ensemble, l'allocation plus importante à une flotte ou à une autre réduisait la variance par rapport à **SQuo**.

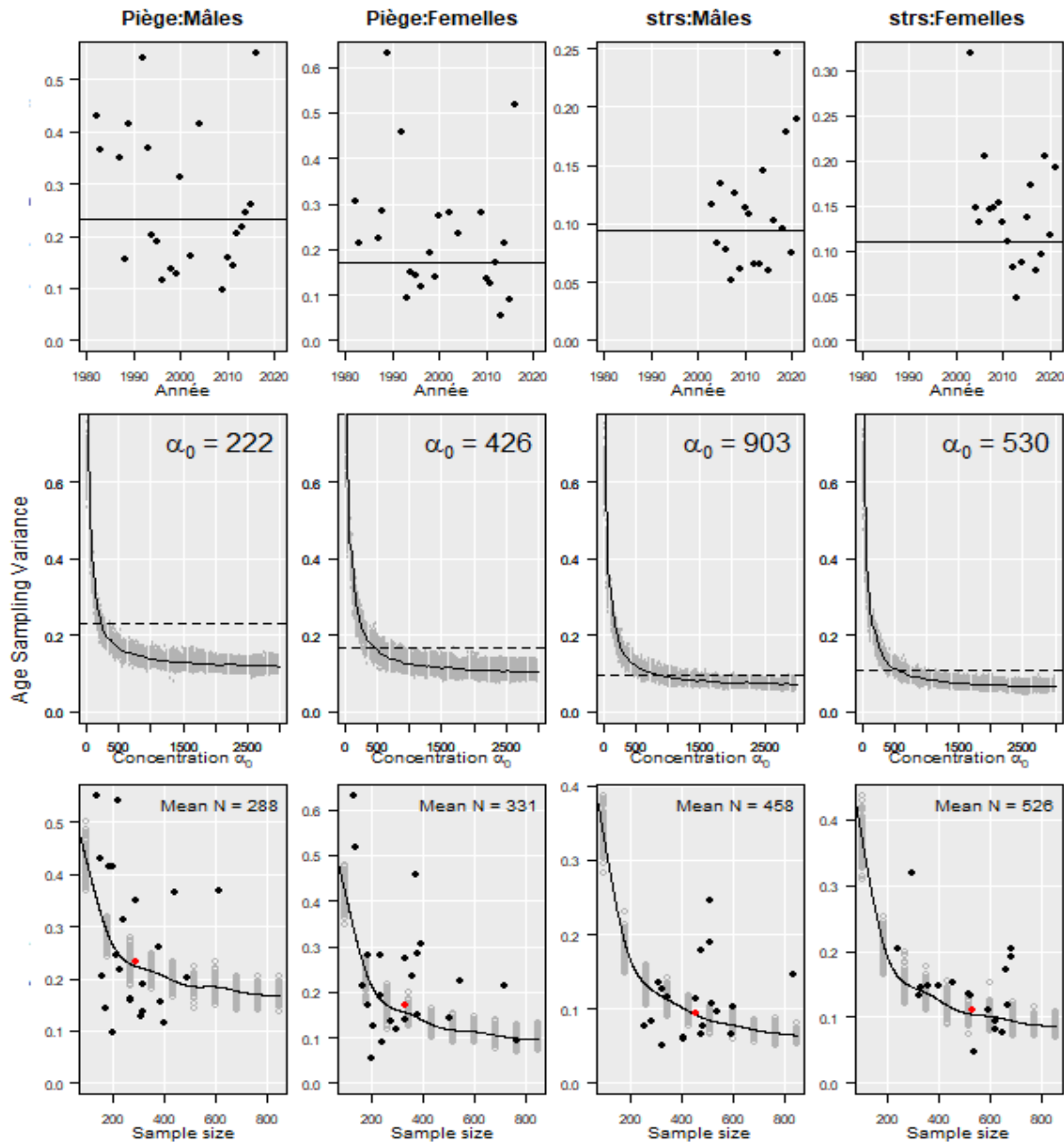


Figure 2. Les étapes de l'estimation du processus de Dirichlet pour chaque flotte (relevé aléatoire stratifié (strs) ou pêche au piège) et sexe des morues charbonnières (mâle et femelle). La rangée du haut présente les estimations annuelles de la variance de l'erreur d'échantillonnage de l'âge (points noirs) ainsi que l'estimation conditionnelle du maximum a posteriori de la densité (cMPDE) calculée sur toutes les années (ligne noire). La deuxième rangée montre la relation simulée entre le paramètre de concentration du processus de Dirichlet α_0 et la variance de l'échantillonnage de l'âge résultant de tirages aléatoires répétés (les points gris représentent les répétitions de simulation individuelles et la ligne noire est la médiane pour chaque facteur de concentration dans la grille), avec la valeur optimisée de α_0^* indiquée dans l'angle supérieur droit. La ligne horizontale tiretée illustre la cMPDE de la variance de l'échantillonnage de l'âge du modèle opérationnel. La troisième rangée indique la relation entre la taille de l'échantillon et la variance de l'échantillonnage de l'âge (les points gris représentent les répétitions de simulation individuelles et la ligne noire est une spline des valeurs médianes sur la grille de la taille de l'échantillon) en fonction des valeurs estimées de α_0^* ainsi que des valeurs réalisées des ajustements du modèle opérationnel (points noirs), et le point rouge indique la taille moyenne de l'échantillon par rapport à la cMPDE de la variance du modèle opérationnel.

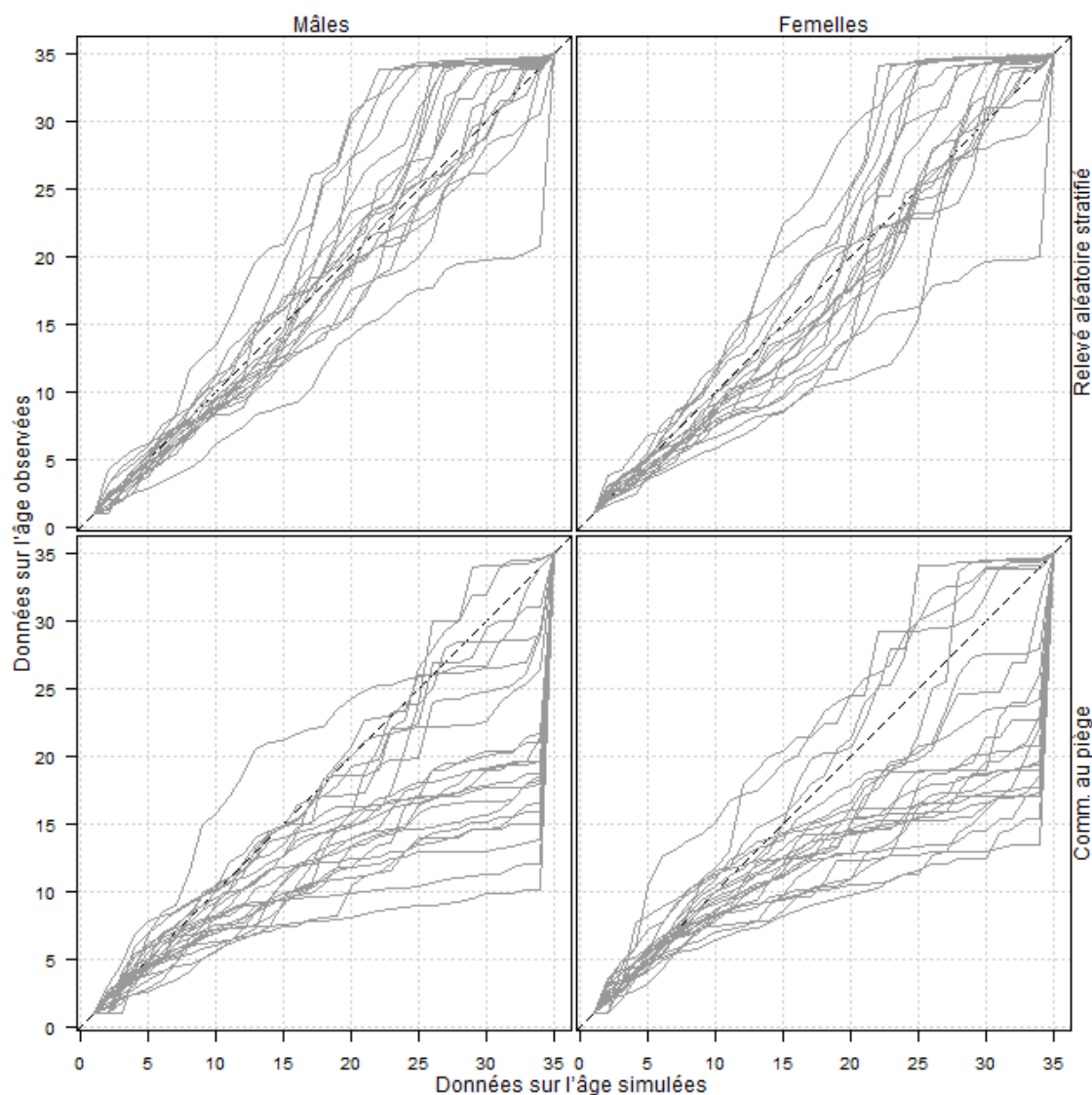


Figure 3. Diagrammes de type Q-Q montrant la différence de distribution entre les compositions par âge simulées et observées pour le relevé aléatoire stratifié (en haut) et la pêche commerciale au piège (en bas) pour les données sur la composition par âge des morues charbonnières mâles et femelles. Chaque ligne représente une seule année historique de données, et la proximité de la ligne par rapport à la ligne de référence diagonale indique la proximité des courbes de fréquence cumulées pour les données simulées et observées.

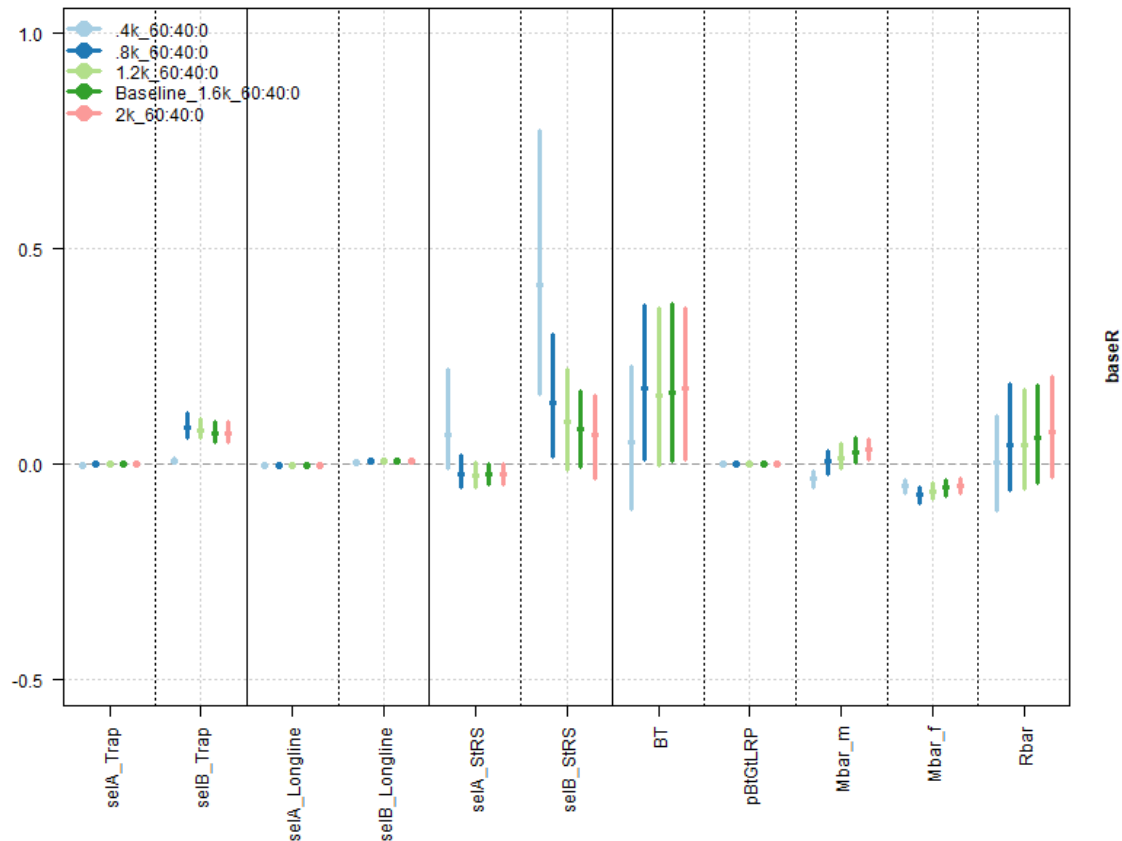


Figure 4. Distributions de l'erreur relative pour certaines quantités du modèle opérationnel dans l'année de projection finale (2042) selon les scénarios baseR avec un plan d'échantillonnage de référence (« 60:40:0 » pour « relevé aléatoire stratifié:piège:palangre »). Les quantités sont le mode de sélectivité ou l'âge à 50 % (selA) et l'écart type de sélectivité ou les paramètres d'âge à 95 % (selB) pour la pêche commerciale au piège, la pêche commerciale à la palangre et le relevé aléatoire stratifié; la biomasse terminale (BT), l'état du stock mesuré comme la probabilité que la biomasse de l'année $T=21$ dépasse le PRL de $0,4B_{RMD}$ (pBtGrLRP), la moyenne de M dans les projections ($Mbar_f$ et $Mbar_m$ pour les femelles et les mâles, respectivement) et le recrutement moyen dans les projections ($Rbar$). Les segments de ligne indiquent les 95 % centraux de chaque distribution de l'erreur relative (variance), tandis que les points indiquent l'erreur relative médiane (biais).

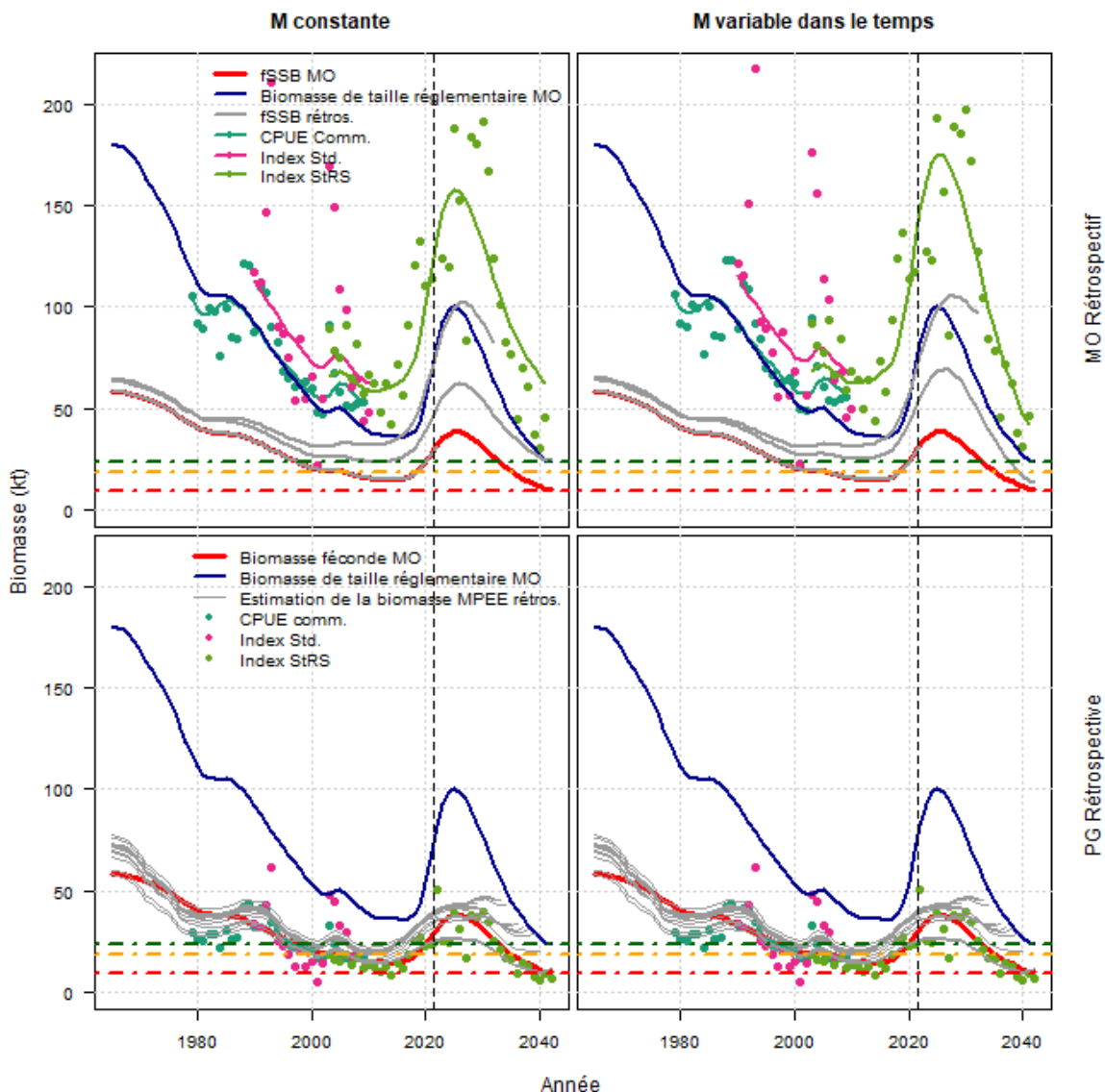


Figure 5. Estimations rétrospectives de la biomasse reproductrice femelle dans le modèle opérationnel (rangée du haut) et biomasse dans le modèle de production excédentaire état-espace de la procédure de gestion (rangée du bas) lorsque les expériences 2k_60:40:0_conM (à gauche) et 2k_60:40:0_tvM (à droite) sont appliquées au scénario 0,144R0_SQuo. Tous les panneaux montrent la biomasse reproductrice femelle (fSSB, en rouge) et la biomasse de taille réglementaire (en bleu) dans le modèle opérationnel, les données de l'indice de la biomasse mises à l'échelle selon la plus récente estimation modélisée de la capturabilité (points de couleur) et l'estimation propre au modèle des points de référence, dont le PRL à 40 % de B_{RMD} (en rouge), 80 % de B_{RMD} (en jaune) et B_{RMD} (en vert). Les lignes grises représentent les nouvelles estimations par le modèle opérationnel de fSSB (l'estimation de 2021, en haut, est parfaitement alignée sur la fSSB dans le modèle opérationnel) ou les estimations de la biomasse par la PG (en bas). Enfin, le panneau du haut montre également les estimations de la biomasse vulnérable la dernière année pour chaque indice sous forme de lignes colorées qui correspondent aux points de l'indice, afin d'indiquer visuellement la qualité de l'ajustement (indiqué seulement pour la plage d'années des données de l'indice correspondantes)

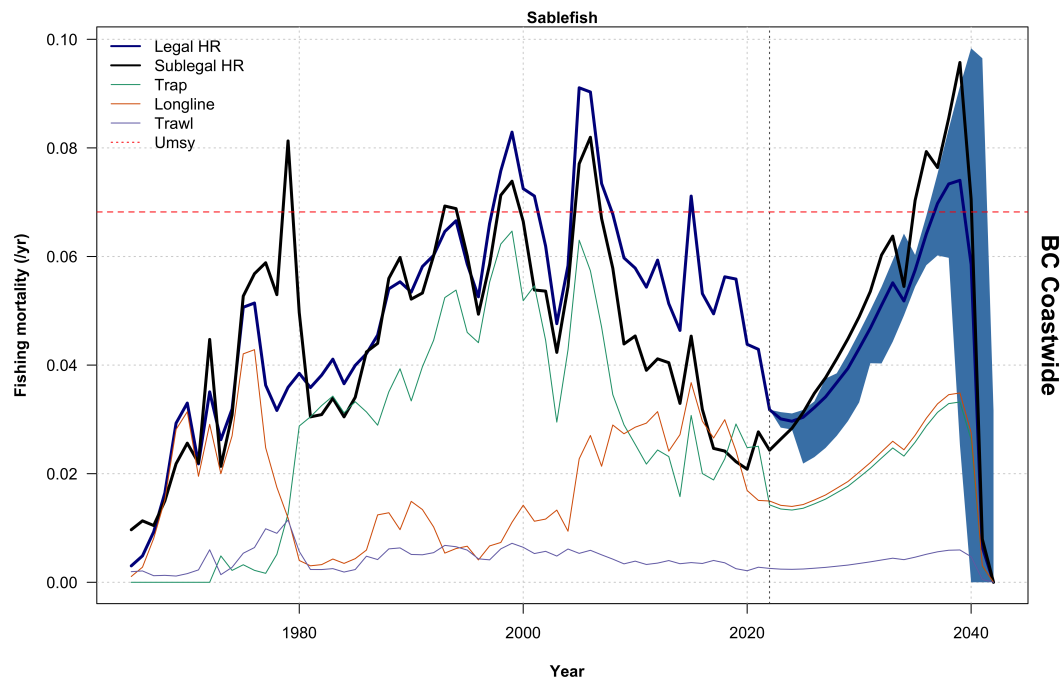


Figure 6. Enveloppes de simulation des taux d'exploitation annuels totaux dans le scénario 0,1R0, le plan d'échantillonnage 0,8k_60:20:20_conM et le réglage de M . Dans ce cas, la PG ne parvient pas à réduire la pêche en raison de la surestimation de la biomasse et le stock s'effondre à cause de l'augmentation rapide de la mortalité par pêche.

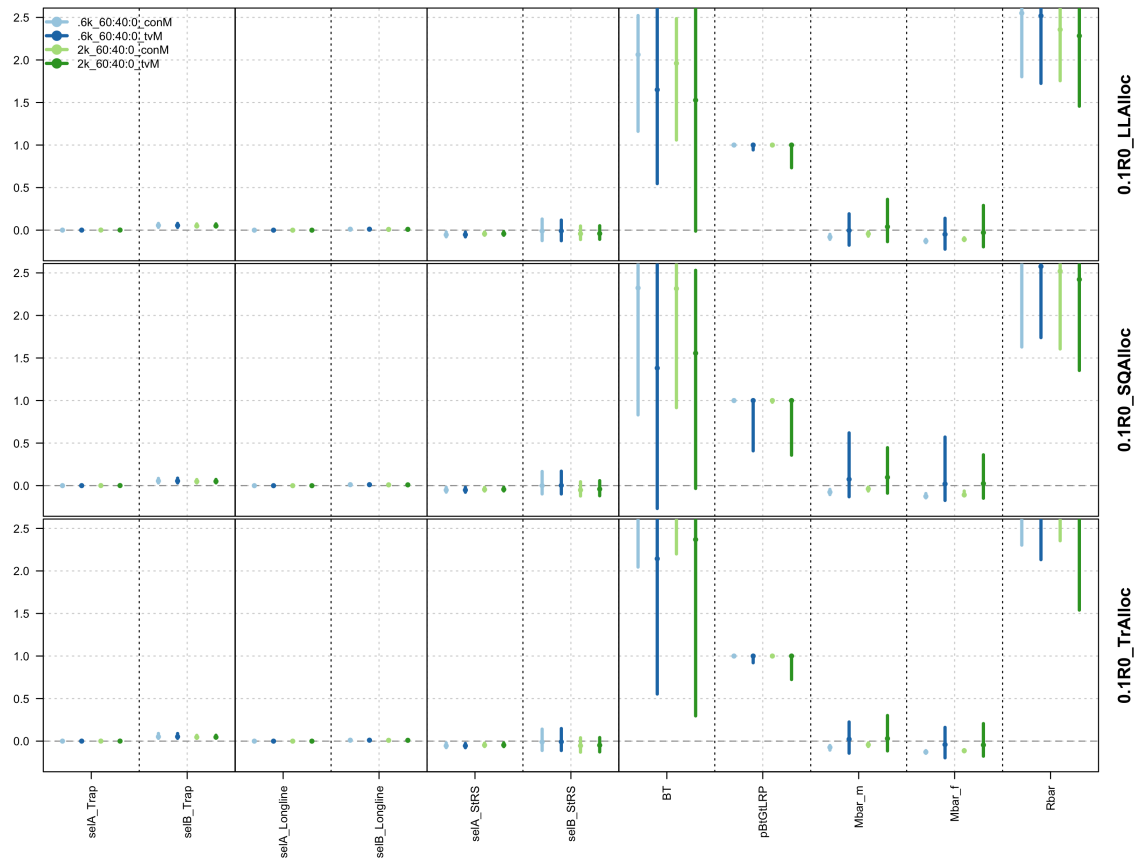


Figure 7. Distributions de l'erreur relative pour certaines quantités dans le modèle opérationnel au cours de l'année de projection finale (2042) pour les scénarios utilisant un plan d'échantillonnage de référence. Chaque panneau montre les erreurs relatives pour une répartition différente des prises dans la pêche dirigée sur la période de projection. Les quantités sont le mode de sélectivité ou l'âge à 50 % (selA) et l'écart type de la sélectivité ou les paramètres de l'âge à 95 % (selB) pour la pêche commerciale au piège, la pêche commerciale à la palangre et le relevé aléatoire stratifié (strs); la biomasse terminale (BT), l'état du stock (pBtGrLRP), la valeur moyenne de M dans les projections ((Mbar_f and Mbar_m) et le recrutement moyen dans les projections (Rbar). Les segments de ligne indiquent les 95 % centraux de chaque distribution de l'erreur relative (variance), tandis que les points indiquent l'erreur relative médiane (biais).

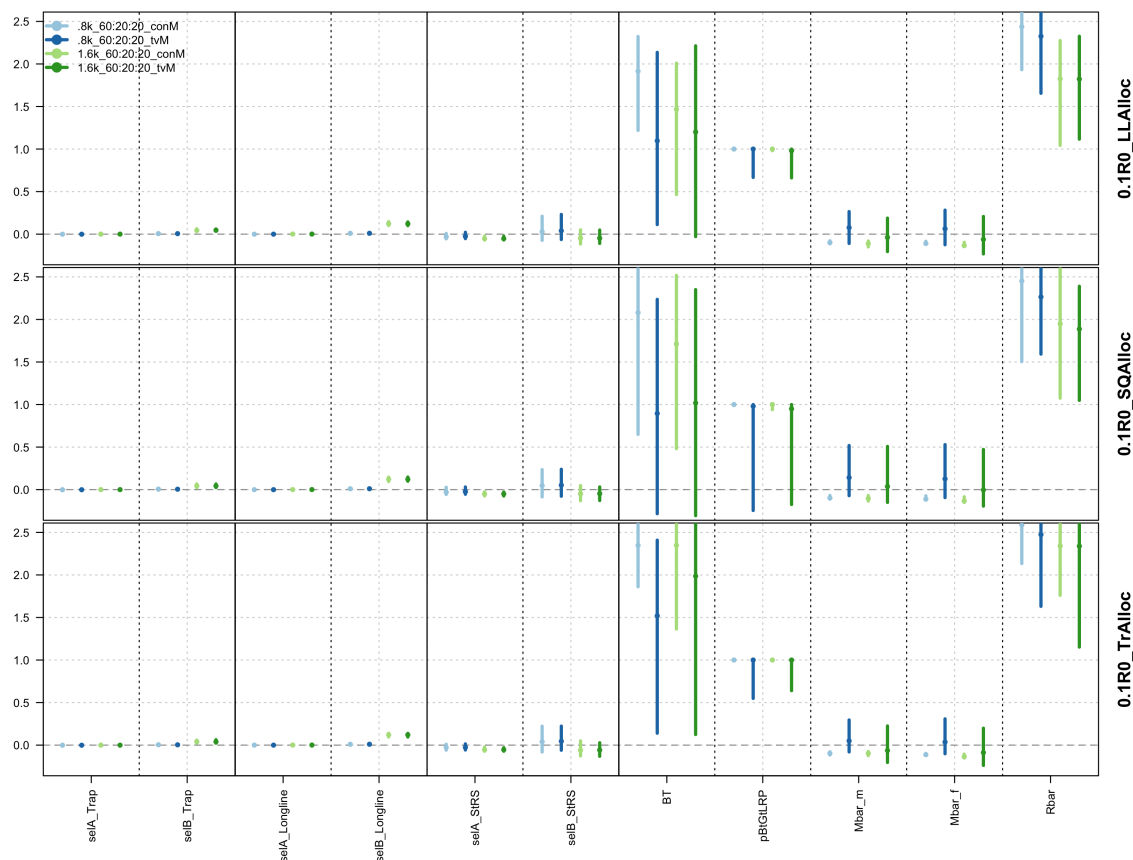


Figure 8. Distributions de l'erreur relative pour certaines quantités dans le modèle opérationnel au cours de l'année de projection finale (2042) pour les scénarios dans lesquels on ajoute les âges pour la pêche à la palangre dans le plan d'échantillonnage. Chaque panneau montre les erreurs relatives pour une répartition différente des prises dans la pêche dirigée sur la période de projection. Les quantités sont le mode de sélectivité ou l'âge à 50 % (selA) et l'écart type de la sélectivité ou les paramètres de l'âge à 95 % (selB) pour la pêche commerciale au piège, la pêche commerciale à la palangre et le relevé aléatoire stratifié (strs); la biomasse terminale (BT), l'état du stock (pBtGrLRP), la valeur moyenne de M dans les projections (Mbar_f and Mbar_m) et le recrutement moyen dans les projections (Rbar). Les segments de ligne indiquent les 95 % centraux de chaque distribution de l'erreur relative (variance), tandis que les points indiquent l'erreur relative médiane (biais).

CONCLUSIONS

Dans cette réponse des Sciences, nous avons examiné les effets de la taille totale de l'échantillon et du plan d'échantillonnage de l'âge sur le rendement statistique du modèle opérationnel pour la morue charbonnière sur une projection sur 20 ans. À l'aide d'un modèle fondé sur un processus de Dirichlet, nous avons examiné la relation entre l'erreur type résiduelle de la composition par âge et la taille de l'échantillon. Les résultats de cette étude révèlent une influence positive de l'augmentation de la taille de l'échantillon annuel de la composition par âge sur le biais et la précision du modèle dans deux scénarios de recrutement, l'un avec un « recrutement moyen » constant et l'autre simulant une réduction importante et à long terme du recrutement d'environ 85 %.

Recommandations

Des tailles d'échantillon comprises entre 1 200 et 1 600 âges/an sont suffisantes pour prendre en charge le modèle opérationnel pour la morue charbonnière

Le biais et la précision des paramètres du relevé aléatoire stratifié ne se sont pas améliorés de façon significative au-delà de 1 600 échantillons totaux provenant du relevé aléatoire stratifié et de la pêche au piège, et se sont détériorés rapidement lorsque la taille totale de l'échantillon tombait en dessous de 1 200 âges de poissons déterminés. Au-delà de ce niveau, les augmentations de la taille de l'échantillon (c.-à-d. 2 000 échantillons) n'ont pas donné d'améliorations importantes, ce qui indique une diminution du rendement de la réduction de l'incertitude pour des efforts d'échantillonnage accrus. Ces rendements décroissants correspondaient à la forme de la courbe de variance résiduelle de l'échantillonnage de l'âge par rapport à la taille de l'échantillon, estimée selon le processus de Dirichlet à partir des extrants du modèle opérationnel. Bien qu'il puisse sembler réducteur de se concentrer sur la sélectivité du relevé aléatoire stratifié, les observations découlant du relevé aléatoire stratifié fournissent le plus fort signal des tendances du stock et de la force de la classe d'âge, étant donné qu'elles proviennent d'un relevé aléatoire désigné. De plus, les échantillons de moins de 800 avaient une puissance statistique insuffisante pour contourner les valeurs a priori de sélectivité de la pêche au piège, et il y a encore eu une réduction importante du biais d'écart-type de sélectivité du relevé aléatoire stratifié jusqu'à 1 200 et 1 600. De plus, les biais dans d'autres paramètres sont conformes aux attentes pour les modèles structurés selon l'âge. Par exemple, le biais pour ce qui est du recrutement moyen (ou le recrutement non exploité) est courant lors de la simulation des données sur l'âge, qui fournissent des renseignements sur la force relative de la classe d'âge et non sur les niveaux de recrutement absolus, qui doivent être déduits indirectement par l'entremise des ajustements de modèle à d'autres sources de données.

Il faut utiliser les données sur la composition par âge dans la pêche à la palangre pour ajuster le modèle opérationnel

La biomasse actuelle et l'état du stock étaient mieux estimés lorsque les données sur la pêche à la palangre étaient incluses. Nous avons constaté que le rendement du modèle s'améliorait si nous divisions l'effort d'échantillonnage « cible » actuel de 40 % pour la flotte de pêche au piège de façon égale entre les deux types d'engins de la pêche dirigée (piège et palangre), sous réserve de notre hypothèse selon laquelle les échantillons de la flotte de palangriers ont un facteur de concentration du processus de Dirichlet semblable à celui de la flotte de pêche au piège. Lorsque les échantillons de la pêche à la palangre étaient inclus, les distributions des erreurs relatives pour l'état du stock (pBtGrLRP) et les estimations du recrutement moyen à l'âge 1 ($\bar{R}$) présentaient un biais plus faible et incluaient aussi zéro plus souvent, dénotant une meilleure couverture de la valeur réelle. Plusieurs facteurs contribuent à l'amélioration

du rendement, notamment la réduction des erreurs de spécification du modèle découlant de l'échantillonnage de l'âge simulé dans la pêche au piège (c.-à-d. que l'incapacité de refléter des résidus importants dans les données réelles a un moins grand effet) et peut-être une meilleure fidélité de l'échantillonnage de l'âge pour les poissons plus âgés dans la pêche à la palangre, compte tenu de sa très faible sélectivité des morues charbonnières de taille non réglementaire. À la lumière de ces résultats, nous recommandons que l'augmentation du nombre d'otolithes recueillis dans la pêche à la palangre demeure une priorité élevée.

Il faudra peut-être réviser la PG actuelle pour qu'elle réagisse mieux à l'échec du recrutement

Même si l'augmentation de la taille de l'échantillon de l'âge et l'élargissement du plan d'échantillonnage ne semblent pas suffire, à eux seuls, pour détecter un échec persistant du recrutement, ce résultat ne doit pas être interprété comme une raison pour réduire la taille des échantillons de l'âge à la moitié du niveau de référence. Des tailles plus grandes de l'échantillon produisent des améliorations importantes du biais et de la variance pour les valeurs de certains paramètres dans le scénario **0,1R0**. De plus, bien qu'aucune taille d'échantillon de l'âge simulé n'ait éliminé le biais dans l'état du stock et la biomasse terminale complètement pour le scénario **0,1R0**, la situation simulée est un cas assez extrême qui ne se produirait probablement pas en pratique, et il pourrait donc être impossible d'éliminer complètement le biais sans modifier les hypothèses structurelles du modèle opérationnel pour qu'elles correspondent plus étroitement à la dynamique de recrutement simulée. En effet, compte tenu du recrutement record pour les classes d'âge de 2016 à 2018, une réduction de 85 % de la force du recrutement pendant 20 ans est nécessaire pour ramener le stock reproducteur au point de référence limite en 2042, une situation que les gestionnaires des pêches, les analystes et les pêcheurs rencontreraient probablement de multiples façons. Par exemple, les signes de l'échec du recrutement peuvent se manifester sous la forme d'une diminution de l'indice de l'abondance dans le relevé au piège ou de changements dans les données sur la composition par âge ou longueur. De plus, les observations des taux de prise et de la taille moyenne des poissons effectuées par les pêcheurs sur l'eau complèteront les données scientifiques et biologiques et, d'après le comportement historique, ces observations seront corroborées par la dynamique des stocks américains en Alaska, au nord, et sur la côte ouest américaine au sud. Vers la fin de la projection, les indices sont semblables aux indices aux points les plus bas du stock au milieu des années 2010, qui, en pratique, seraient d'abord détectés par les pêcheurs et les analystes pendant l'évaluation annuelle des résultats du relevé et lors de la mise à jour du modèle opérationnel.

À l'heure actuelle, la biomasse de morue charbonnière dans la PG est estimée à partir d'un modèle de production excédentaire état-espace, qui a l'avantage d'être simple à comprendre et à appliquer chaque année, tout en réagissant assez lentement aux augmentations des indices du stock. Toutefois, la réaction différée qui procure un avantage sur le plan de la conservation lorsque la tendance du stock est à la hausse peut également entraîner une réactivité lente lorsque cette même tendance est à la baisse. Le comportement du modèle de production est lié à sa fonction de production symétrique, dont la forme est étroitement liée aux valeurs a priori informatives. Comme le décrivent les résultats, ces éléments du plan contribuent à retarder la détection d'une baisse importante de la biomasse jusqu'au PRL sur 20 ans. Les changements possibles pour améliorer le temps de réaction de la PG sont l'adoption d'un modèle de production excédentaire état-espace ou d'un modèle simple structuré selon l'âge qui ajouterait une certaine asymétrie à la fonction de production. Sinon, les indices du stock pourraient être dérivés à nouveau en fonction des classes de taille (Regular *et al.* 2017), ce qui permettrait de réagir plus rapidement aux changements de la composition par taille. Ces changements augmenteraient

la complexité de la PG et, pour un modèle structuré selon l'âge ou des indices de relevé fondés sur la taille, pourraient également accroître la demande de données par rapport au modèle de production. Toutefois, une telle complexité accrue pourrait être le coût d'une meilleure atténuation des risques si le stock subissait un faible recrutement persistant à l'avenir.

Pour les futurs modèles opérationnels, on doit envisager d'utiliser des scénarios sur les processus variables dans le temps pour mettre à l'essai les PG

De plus, compte tenu du retard du modèle opérationnel pour détecter l'échec du recrutement, il est conseillé de tester des quantités variables dans le temps dans les futures mises à jour du modèle opérationnel. Plus précisément, les paramètres de sélectivité, de mortalité et de recrutement variables dans le temps du modèle sont relativement faciles à mettre en œuvre comme hypothèses structurelles de rechange en ajoutant une série chronologique d'effets aléatoires, comme nous l'avons fait ici. Ces effets aléatoires ont tendance à rester proches de zéro dans le cas où les données montrent peu de variation temporelle (Stewart et Monnahan 2017), et ajoutent relativement peu de temps système au cycle de développement et d'ajustement du modèle.

Il faut continuer d'évaluer les lectures de précision recueillies par le laboratoire de scalimétrie du MPO afin de surveiller les variations des effets dépendants du lecteur qui influenceraient nos recommandations

Nos analyses supposaient que le biais dans les erreurs de détermination de l'âge est constant au fil du temps (MPO 2020). Les changements dépendants du temps dans le biais et la précision de la lecture de l'âge n'ont pas été pris en compte, mais pourraient se produire à mesure que les lecteurs actuels d'âge de la morue charbonnière acquièrent de l'expérience ou que de nouveaux lecteurs d'âge sont formés. Nous recommandons de mettre à jour l'actuelle matrice de correction d'âge si possible et d'évaluer les effets dépendants du lecteur dans les lectures de précision recueillies par le laboratoire de scalimétrie du MPO.

Limites

Le processus de Dirichlet a démontré un meilleur ajustement à l'erreur résiduelle moyenne des ajustements du modèle aux compositions par âge plutôt qu'à l'erreur résiduelle annuelle. Cela est particulièrement évident dans les données sur la pêche au piège, qui peuvent être influencées par de mauvais plans d'échantillonnage les premières années et les résidus importants dans le groupe « plus » décrits précédemment. Ainsi, la variation d'une année à l'autre de l'erreur résiduelle a dépassé ce que le processus de Dirichlet pouvait simuler, donnant à penser qu'un affinement plus poussé du processus de Dirichlet, peut-être à un niveau plus granulaire, comme les données par voyage ou calée, pourrait produire des résultats plus précis. Il n'existe pas de données sur la relation entre la taille de l'échantillon de la composition par âge dans la pêche à la palangre et l'erreur résiduelle de l'échantillonnage de l'âge. Par conséquent, le rendement statistique du modèle opérationnel en ce qui concerne les échantillons de la composition par âge dans la pêche à la palangre devrait être considéré comme une orientation sur un avantage relatif de l'inclusion d'échantillons de la pêche à la palangre, et non comme une recommandation sur la taille absolue des échantillons. Au moment d'ajouter des échantillons de la pêche à la palangre à l'avenir, il pourrait être conseillé de faire varier, à la hausse et à la baisse, la taille des échantillons au fil du temps afin d'établir plus rapidement le lien entre la taille de l'échantillon et l'erreur d'échantillonnage. Une telle analyse peut entraîner la révision des directives sur la taille totale de l'échantillon de l'âge présentées ici, ainsi que sur la répartition des âges entre les sources de données. Enfin, il est important de reconnaître les limites inhérentes aux données

simulées, qui peuvent parfois s'écarter considérablement des observations réelles. Cet écart était particulièrement évident dans nos simulations des données sur la pêche au piège et de par son incidence sur les estimations des paramètres de sélectivité pour des tailles d'échantillon plus grandes. De tels défis font ressortir la nécessité d'améliorer continuellement les techniques de simulation et les hypothèses des modèles afin d'améliorer la fiabilité et l'applicabilité de nos constatations dans la gestion pratique des pêches.

LISTE DES PARTICIPANTS DE LA RÉUNION

Collaborateur	Organisme d'appartenance
Kendra Holt	Direction des sciences du MPO, région du Pacifique
Samuel Johnson	Landmark Fisheries Research
Sean Cox	Landmark Fisheries Research
Rob Kronlund	Interface Fisheries Consulting
Dana Haggarty	Direction des sciences du MPO, région du Pacifique (membre du comité directeur)
Audrey Ty	Direction des sciences du MPO, région du Pacifique (membre du comité directeur)
Darah Gibson	Direction de la gestion des pêches du MPO, région du Pacifique (membre du comité directeur)
Andrew Edwards	Direction des sciences du MPO, région du Pacifique (examineur)

SOURCES DE RENSEIGNEMENTS

- Chilton, D.E., et Beamish, R.J. 1982. Age determination methods for fishes studied by the groundfish program at the Pacific Biological Station. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci 60: 102. Department of Fisheries; Oceans Ottawa.
- Cox, S., Kronlund, A., et Lacko, L. 2011. [Management procedures for the multi-gear Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Secret. Res. Doc 2011/063: viii + 45 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., Lacko, L., et Jones, M. 2023. [Un modèle opérationnel révisé pour la morue charbonnière en Colombie Britannique, Canada en 2016](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/023: viii + 141 p.
- Francis, R.C. 2014. Replacing the multinomial in stock assessment models: A first step. Fisheries Research 151: 70-84. Elsevier.
- Hanselman, D.H., Clark, W.G., Heifetz, J., et Anderl, D.M. 2012. [Statistical distribution of age readings of known-age sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\)](#). Fisheries Research 131-133: 1-8.
- Johnson, S.D.N., Cox, S.P., Holt, K.R., Lacko, L.C., Kronlund, A.R., et Rooper, C.N. 2025. [État du stock et rendement de la procédure de gestion pour la pêche de la morue charbonnière \(*Anoplopoma fimbria*\) en Colombie Britannique en 2022 2023](#). Secr. can. des avis sci. du MPO Doc. de rech. 2024/072: vi+144 p.
- Jones, M.K., et Cox, S. 2018. [Size-selectivity for British Columbia Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) estimated from a long-term tagging study](#). Fisheries Research 199: 94-106.
- Lacko, L.C., Acheson, S.M., et Holt, K.R. 2023a. [Summary of the annual 2021 Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) trap survey, October 6 - November 21, 2021](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3530: vii + 48 p.

- Lacko, L.C., Temple, K.L., Holt, K.R., Supernault, J.K., Kronlund, A.R., Wyeth, M.R., et Connors, B.M. 2023b. [Development of Methods in Support of a Head-Only Sampling Program for Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) in British Columbia](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3580: vi+19p.
- MPO. 2020. [Évaluation de la robustesse des procédures de gestion proposées pour la pêche à la morue charbonnière \(*Anoplopoma Fimbria*\) en C.-B., 2019-2020](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2020/025.
- MPO. 2023a. [Modèle opérationnel révisé pour la morue charbonnière en Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis. sci. du MPO Avis sci. 2023/010.
- MPO. 2023b. [Application de la procédure de gestion de la morue charbonnière \(*Anoplopoma fimbria*\) de la Colombie-Britannique pour l'année de pêche 2023-2024](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2023/009.
- Regular, P., Cadigan, N., Morgan, M., et Healey, B. 2017. A simple SAM-style state-space stock assessment model for Greenland halibut in NAFO Subarea 2 and Divisions 3KLMNO. NAFO Scientific Council Research Document 17(010).
- Schnute, J.T., et Haigh, R. 2007. Compositional analysis of catch curve data, with an application to *Sebastes maliger*. ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil 64(2): 218-233.
- Stewart, I.J., et Monnahan, C.C. 2017. Implications of process error in selectivity for approaches to weighting compositional data in fisheries stock assessments. Fisheries Research 192: 126-134.
- Thorson, J.T., Johnson, K.F., Methot, R.D., et Taylor, I.G. 2017. Model-based estimates of effective sample size in stock assessment models using the Dirichlet-multinomial distribution. Fisheries Research 192: 84-93.

ANNEXE**Historique de l'Échantillonnage des Otolithes***Tableau 3. Nombre d'échantillons d'otolithes prélevés sur le terrain chaque année, selon la flotte.*

Année	Relevé aléatoire stratifié	Pêche au piège	Pêche à la palangre	Pêche au chalut
2003	5 836	1 348	248	115
2004	5 670	923	513	213
2005	5 671	70	176	336
2006	6 397	181	0	221
2007	5 943	426	0	183
2008	6 096	666	60	60
2009	5 837	997	65	129
2010	6 057	1 036	63	115
2011	4 894	1 272	42	0
2012	4 699	1 483	89	0
2013	3 950	817	24	217
2014	3 445	632	0	426
2015	3 632	833	21	44
2016	3 774	637	0	140
2017	3 675	681	0	756
2018	4 464	423	0	653
2019	4 330	579	182	355
2020	3 587	884	84	6
2021	3 548	685	0	0
2022	4 287	770	197	0

Tableau 4. Nombre d'échantillons d'otolithes avec les estimations de l'âge disponibles indiquées, selon l'année et selon la flotte.

Année	Relevé aléatoire stratifié	Pêche au piège	Pêche à la palangre	Pêche au chalut
2003	1 125	0	0	0
2004	1 061	564	0	0
2005	1 146	0	0	0
2006	1 168	0	0	0
2007	1 305	0	0	0
2008	1 401	0	0	0
2009	1 465	437	65	0
2010	984	552	62	0
2011	1 114	383	42	0
2012	1 210	355	68	0
2013	1 015	704	24	84
2014	1 744	544	0	193
2015	922	802	0	0
2016	1 260	516	0	67
2017	1 165	158	0	160
2018	1 160	0	0	0
2019	1 167	0	0	0
2020	1 152	337	45	0
2021	1 200	0	0	0
2022	919	0	171	0

Données Sur la Composition par Âge Simulée

Les figures suivantes comparent les données annuelles disponibles sur la composition par âge pour les années précédant 2022 et les données simulées pour un exemple de répétition de la simulation pendant la période de projection. Les tailles des échantillons annuelles utilisées pour la période de projection étaient fondées sur une taille d'échantillon simulée totale de 1 600 dans toutes les sources de pêche et de relevé, afin de correspondre le plus possible à la taille d'échantillon totale de « référence » présumée pour la lecture de l'âge de la morue charbonnière.

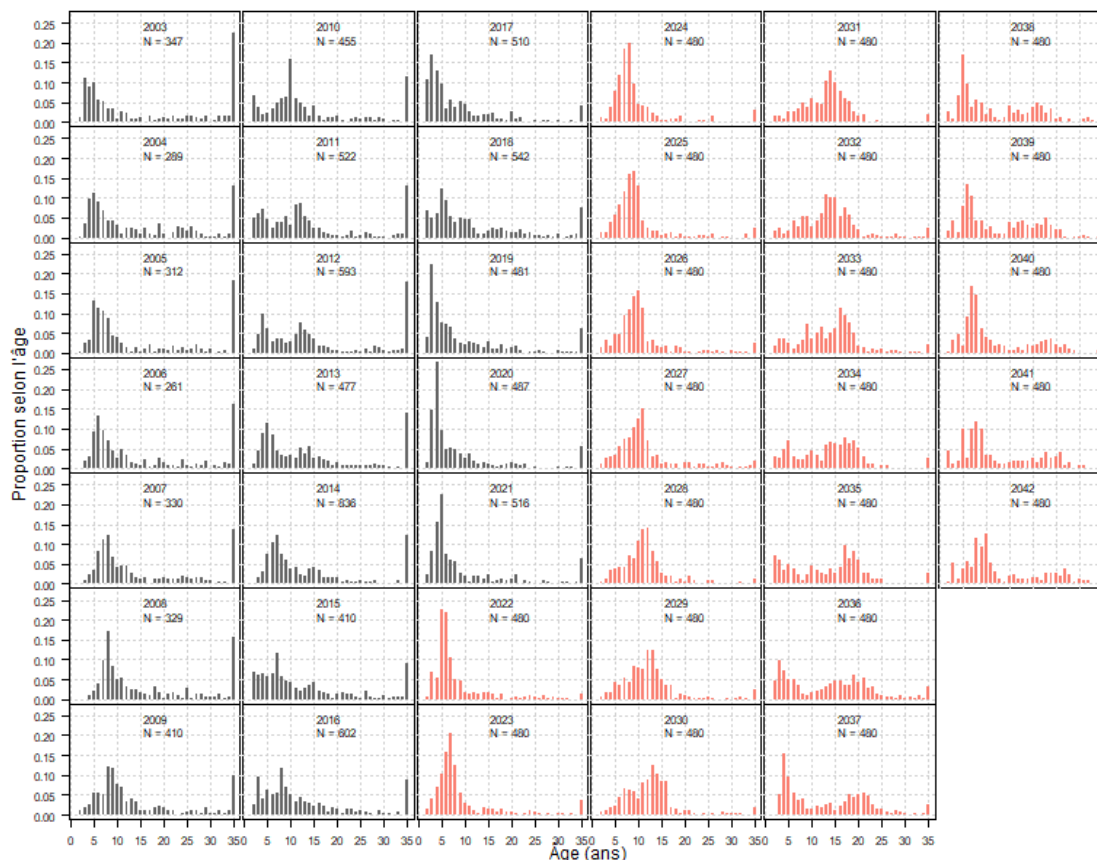


Figure 9. Données annuelles sur la composition par âge des mâles dans le relevé aléatoire stratifié pour la période historique (en noir) et données simulées pour un exemple de répétition de la simulation pendant la période de projection (en rose).

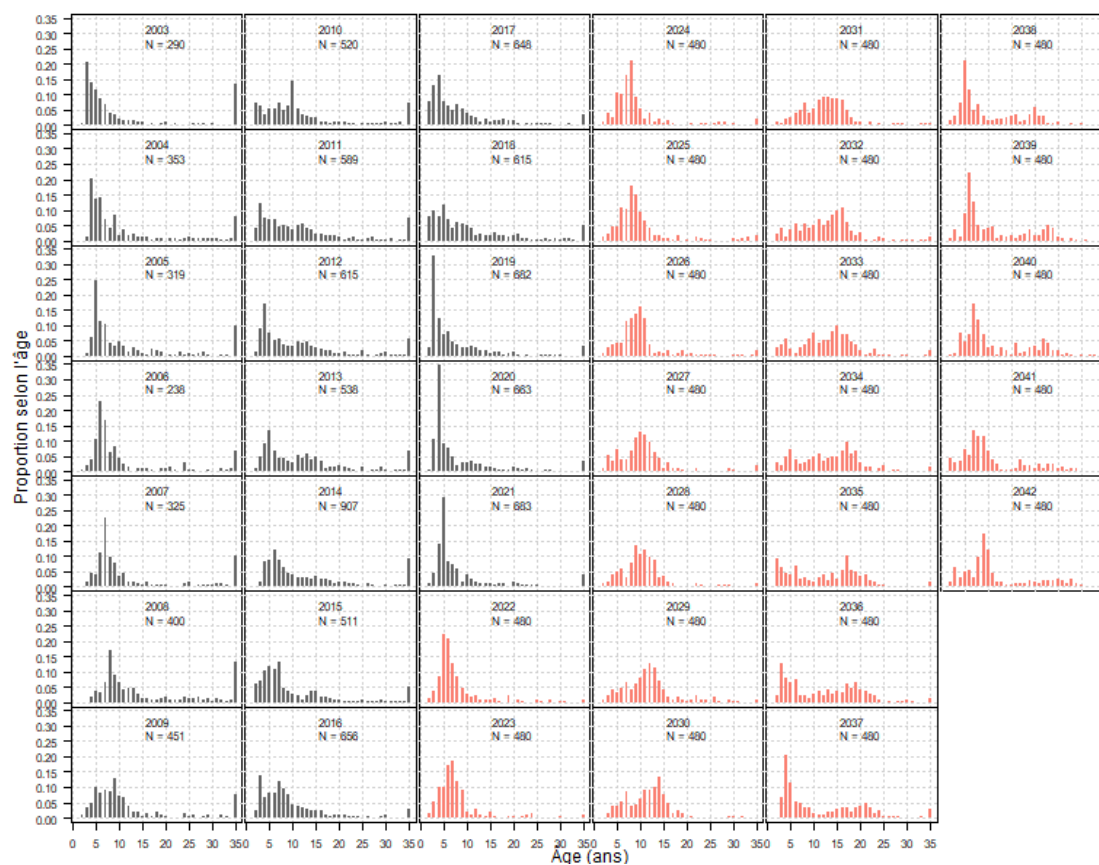


Figure 10. Données annuelles sur la composition par âge des femelles dans le relevé aléatoire stratifié pour la période historique (en noir) et données simulées pour un exemple de répétition de la simulation pendant la période de projection (en rose).

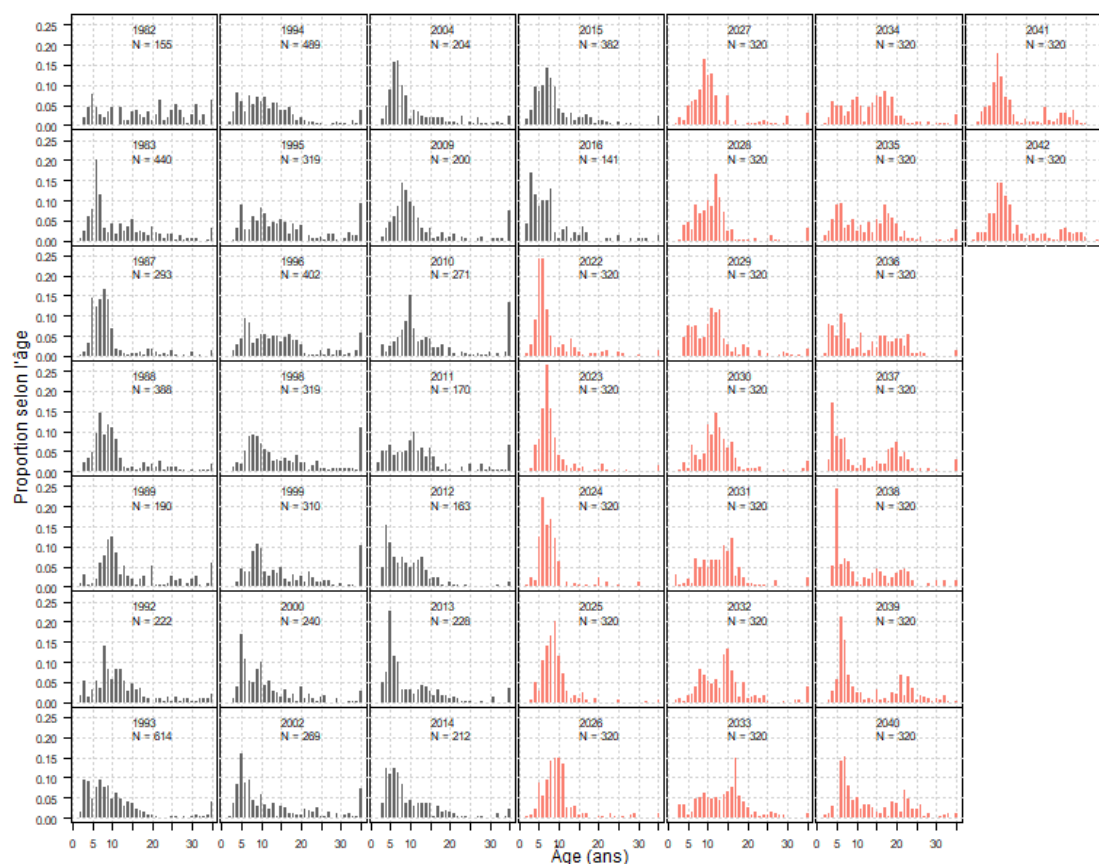


Figure 11. Données annuelles sur la composition par âge des mâles dans la pêche au piège pour la période historique (en noir) et données simulées pour un exemple de répétition de la simulation pendant la période de projection (en rose).

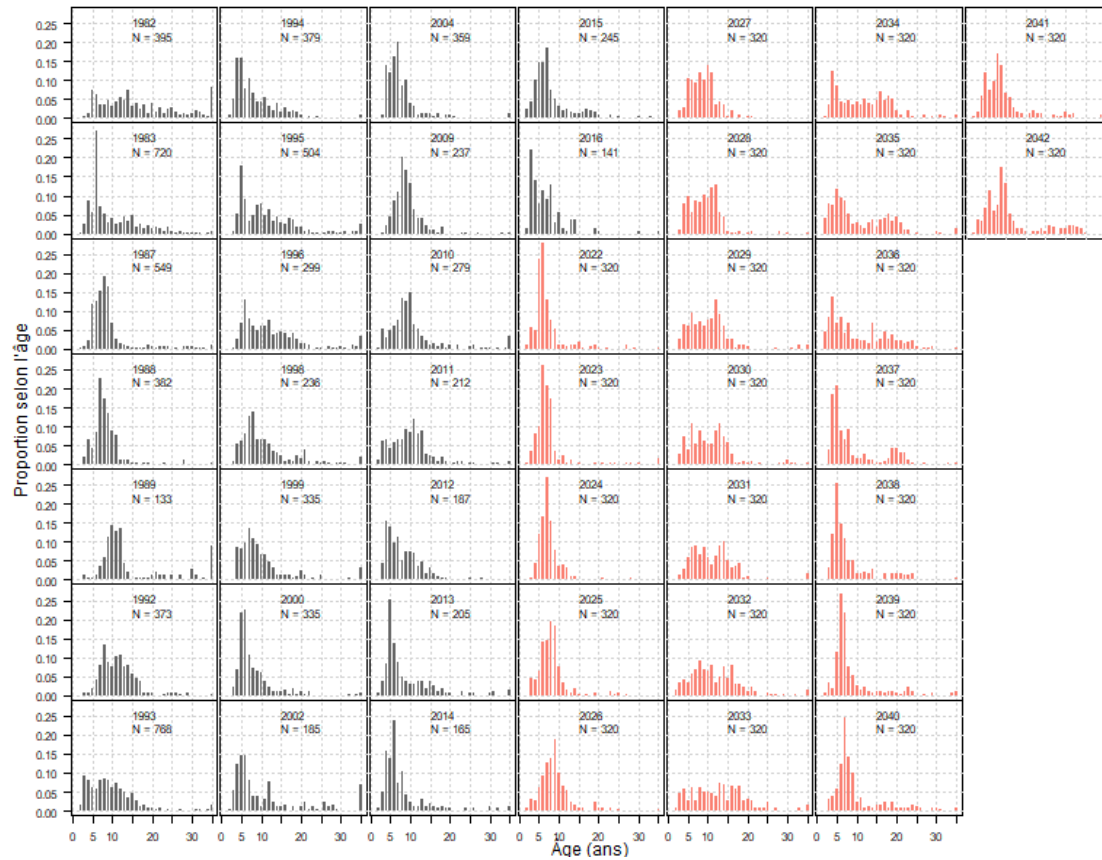


Figure 12. Données annuelles sur la composition par âge des femelles dans la pêche au piège pour la période historique (en noir) et données simulées pour un exemple de répétition de la simulation pendant la période de projection (en rose).

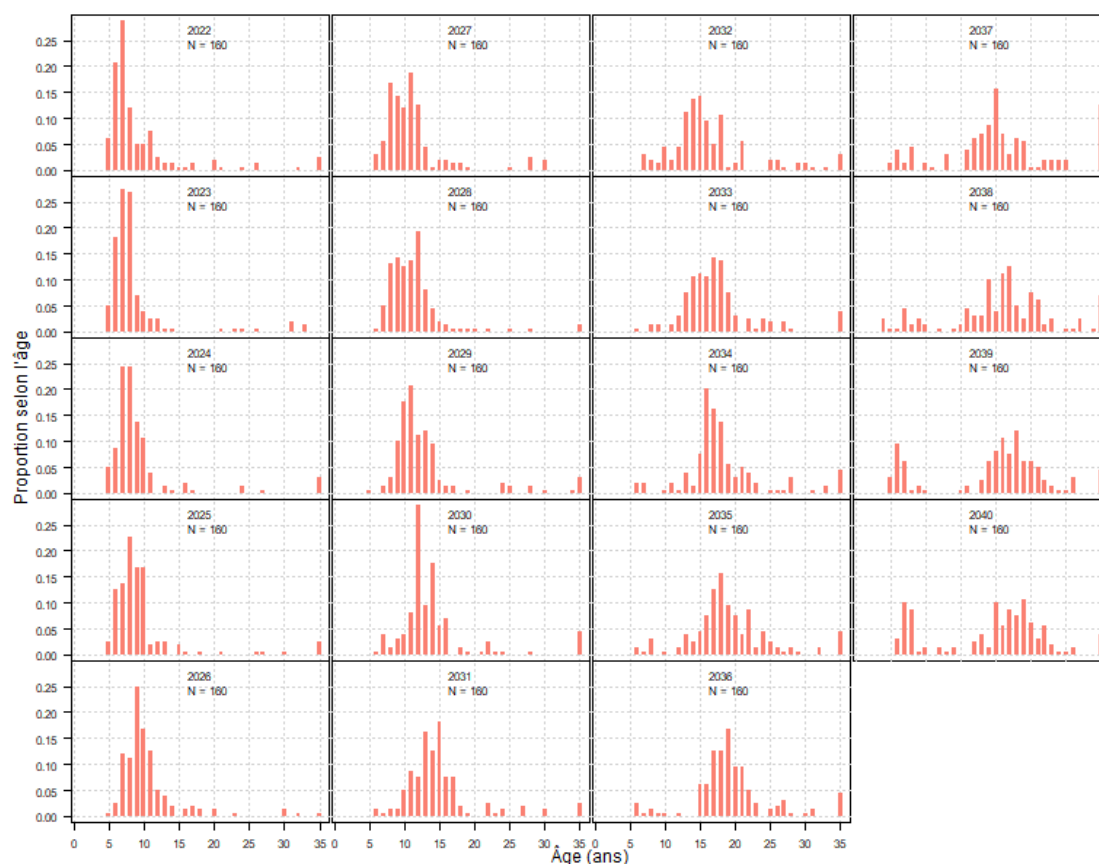


Figure 13. Données annuelles sur la composition par âge simulée des mâles dans la pêche à la palangre pendant la période de projection (en rose). Le modèle opérationnel ne contient pas de données historiques sur la composition par âge dans la pêche à la palangre.

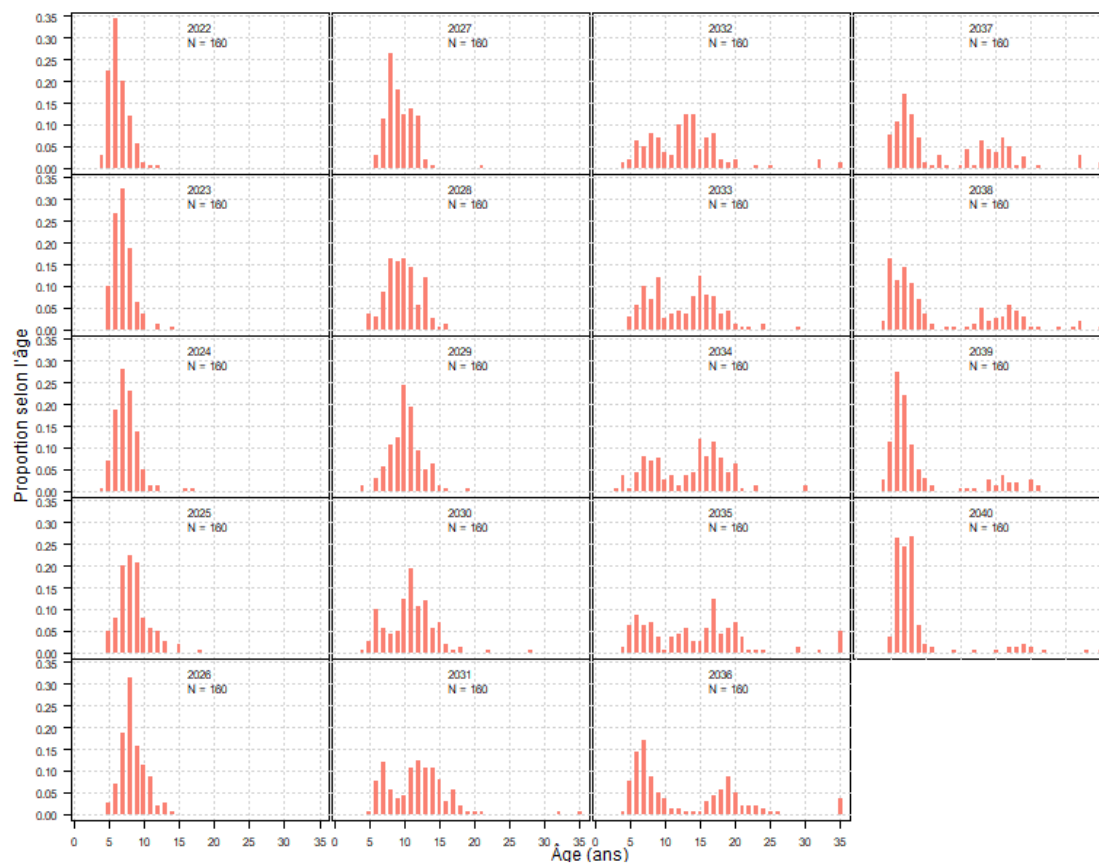


Figure 14. Données annuelles sur la composition par âge simulée des femelles dans la pêche à la palangre pendant la période de projection (en rose). Le modèle opérationnel ne contient pas de données historiques sur la composition par âge dans la pêche à la palangre.

CE RAPPORT EST DISPONIBLE AUPRÈS DU :

Centre des avis scientifiques (CAS)
Région du Pacifique
Pêches et Océans Canada
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

Courriel : DFO.PacificCSA-CASPacifique.MPO@dfo-mpo.gc.ca

Adresse internet : www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/

ISSN 1919-3815

ISBN 978-0-660-76763-5 N° cat. Fs70-7/2025-013E-PDF

© 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](#)



La présente publication doit être citée comme suit :

MPO. 2026. Étude des exigences relatives à la détermination de l'âge à l'appui du modèle
opérationnel pour la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) en Colombie-Britannique.
Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2025/013.

Also available in English:

*DFO. 2026. An Investigation of Ageing Requirements to Support the British Columbia Sablefish
(Anoplopoma fimbria) Operating Model. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Resp. 2025/013.*