



## MISE À JOUR SUR L'ÉTAT DES STOCKS DE MORUES DU PACIFIQUE (*GADUS MACROCEPHALUS*) AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER EN 2023

### Contexte

Selon l'évaluation de 2020 de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) en Colombie-Britannique (C.-B.), le stock de la zone 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver : COIV; figure 1) se trouvait dans la zone de prudence avec une probabilité de 97–98 %, avec une probabilité de 2-10 % de se trouver dans la zone critique, pour tous les scénarios de prises (MPO 2021). Cette tendance a suivi une diminution considérable de l'indice des relevés synoptiques au chalut de fond de la COIV de 2018 (environ 26-27 % des observations de 2014 et 2016 (tableau 1; figure 2)). Compte tenu de la faible valeur de l'indice de 2018, la réponse des Sciences de 2020 a recommandé la mise à jour de l'évaluation après les relevés au chalut de fond de la COIV de 2020. Cependant, en raison de la pandémie de COVID-19, le relevé mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver prévu pour 2020 a été reporté en 2021, avant que l'on ne revienne au calendrier biennal régulier en 2022. Les points des indices de 2021 et 2022 étaient tous deux inférieurs aux observations de 2018 (tableau 1). Depuis 2018, les prises sont également inférieures à celles des années précédentes (tableau 2; figure 3). L'indice de capture par unité d'effort (CPUE) a considérablement diminué en 2018, mais a augmenté depuis, à la suite de l'augmentation des prises commerciales (figure 4).

Une demande de renseignements et d'avis scientifiques (DRAS) pour la morue du Pacifique a été effectuée en 2022 pour les stocks des zones 3CD et 5ABCD (détroit d'Hécate et bassin de la Reine-Charlotte). Le modèle d'évaluation des stocks (voir l'analyse et la réponse) est ajusté aux indices d'abondance de la pêche commerciale et des relevés, aux prises commerciales et à un indice de poids moyen, dérivé d'échantillons de longueurs dans la pêche commerciale (Forrest *et al.* 2020). Cependant, en raison de la pandémie de COVID-19 et du recours subséquent à la surveillance électronique en mer, aucun échantillonnage biologique en mer n'a été effectué sur des chalutiers commerciaux depuis 2019. Ce changement suit une tendance de la réduction de l'échantillonnage biologique de la longueur de la morue du Pacifique sur les navires commerciaux qui a commencé vers 2015 (annexe A).

La DRAS de 2022 comportait donc deux étapes : 1) une analyse de la sensibilité potentielle de l'évaluation des stocks aux données de longueur manquantes de la pêche commerciale; et 2) une mise à jour de l'état des stocks avec un avis sur les prises à jour pour les deux stocks. Dans la DRAS, on conseillait de ne passer à l'étape 2 que si les données de longueur manquantes étaient « considérées comme n'ayant pas d'importance pour la qualité et la rigueur de l'avis scientifique ». À l'aide du modèle d'évaluation de 2020, les auteurs ont présenté plusieurs analyses de sensibilité au groupe de travail technique (GTT) sur la morue du Pacifique en vue d'évaluer d'autres méthodes pour mettre à jour l'indice de poids moyen des prises commerciales. Ils ont notamment utilisé un modèle linéaire généralisé (MLG) pour prédire l'indice de poids moyen des prises commerciales à l'aide d'un indice de poids moyen des relevés dérivé des échantillons des relevés dans la COIV. Le GTT a estimé que le MLG fournissait des prévisions acceptables de l'indice de poids moyen des prises commerciales pour le stock de la zone 3CD.

Le GTT a toutefois décidé qu'un MLG similaire appliqué au stock de la zone 5ABCD n'a pas produit de prédictions suffisamment cohérentes avec l'indice de poids moyen des prises commerciales dans les années qui se chevauchent pour qu'on les utilise dans une évaluation. En raison de ce problème avec l'indice de poids moyen des prises commerciales pour la zone 5ABCD et des ressources en personnel limitées, l'étape 2 n'a pas été mise en œuvre.

L'unité de gestion des poissons de fond du Pacifique n'a pas demandé de mise à jour de l'avis sur les prises pour 2023. Cependant, compte tenu des trois points d'indice faibles en 2018, 2021 et 2022, la Direction des sciences de Pêches et Océans Canada (MPO) a publié une DRAS demandant une mise à jour de l'état du stock de la zone 3CD pour s'assurer que l'on tienne compte de ces trois points d'indice dans une évaluation de l'état des stocks en temps opportun. Bien que la dernière évaluation ait révélé une faible probabilité (2-10 %) que le stock tombe sous son point de référence limite (PRL) en 2022 dans tous les scénarios de prises envisagés (MPO 2021), le stock n'a pas réussi à se rétablir lorsque le taux de mortalité par pêche était faible.

Les dispositions relatives aux stocks de poissons de la [Loi sur les pêches du Canada](#) exigent que des plans de rétablissement doivent être élaborés et mis en œuvre pour les principaux stocks qui ont atteint leur PRL ou sont descendus en dessous. Bien que les dispositions relatives aux stocks de poissons ne s'appliquent qu'aux principaux stocks désignés dans le Règlement de pêche [dispositions générales](#), des lignes directrices ont été élaborées, et selon celles-ci, pour les stocks non visés par les dispositions relatives aux stocks de poissons (comme la morue du Pacifique), la politique de l'approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2009) s'applique toujours :

*« [. . .] en vertu de cette politique [AP], l'obligation d'élaborer un plan de rétablissement est déclenchée dès que le stock atteint son PRL ou descend en dessous. Toutefois, conformément à la Politique sur l'AP de 2009, si un stock de poisson diminue et s'approche du PRL, les mesures de gestion doivent encourager la croissance du stock et arrêter les déclinés évitables, et l'élaboration d'un plan de rétablissement doit être lancée suffisamment à l'avance pour que le plan soit prêt à être mis en œuvre si un stock diminue jusqu'à son PRL ».*

Afin que l'on puisse déclencher un plan de rétablissement, les orientations fournissent la définition suivante pour déterminer si un stock est égal ou inférieur à son PRL :

*« [Un stock] est considéré comme étant égal ou inférieur à son PRL si l'indicateur de l'état du stock pour l'année terminale est estimé égal ou inférieur au PRL avec une probabilité de plus de 50 %. Un stock est également considéré comme étant égal ou inférieur à son PRL si l'indicateur de l'état du stock projeté tombe en dessous du PRL avec une probabilité de plus de 50 % dans une situation de capture zéro pour une projection d'un an, sauf si une autre méthode ou probabilité est définie dans le cadre de l'approche de précaution propre au stock. »*

La présente réponse des Sciences découle de l'examen par les pairs régional du 20 octobre 2023 sur la mise à jour sur l'état du stock de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) au large de la côte ouest de l'île de Vancouver en 2023. Étant donné qu'il n'y a pas eu de demande d'avis sur les prises, il s'agit uniquement d'une mise à jour sur l'état du stock. La mise à jour utilise les mêmes configurations de modèle que les évaluations de 2018 et 2020 (Forrest *et al.* 2020; MPO 2021), y compris la moyenne des modèles de l'état des stocks sur la base des sept mêmes scénarios de sensibilité qu'en 2018 et 2020. En raison de l'absence continue d'échantillons de longueur des prises commerciales, cette mise à jour utilise le MLG élaboré en 2022 pour mettre à jour les cinq dernières années de l'indice annuel de poids moyen des prises commerciales, sur la base des valeurs d'un nouvel indice de poids moyen des relevés. L'indice de poids moyen des relevés et le MLG sont décrits aux annexes B et C.

## Renseignements de base

La morue du Pacifique (ou morue grise) est un membre de la famille des Gadidae, dont la durée de vie est relativement courte (~10–13 années) et la croissance plutôt rapide. Elle est présente dans l'ensemble de l'océan Pacifique Nord et des eaux de la Colombie-Britannique, généralement à des profondeurs allant jusqu'à 200 m. On a défini quatre stocks de morues du Pacifique aux fins de gestion dans les eaux côtières de la Colombie-Britannique : Il s'agit des stocks du détroit de Georgia (4B), de la côte ouest de l'île de Vancouver (3CD), du bassin de la Reine-Charlotte (5AB) et du détroit d'Hécate (5CD). La présente évaluation fournit un avis scientifique pour le stock de la zone 3CD uniquement.

### Description de la pêche

Les prises de morues du Pacifique en Colombie-Britannique proviennent presque exclusivement de la pêche du poisson de fond au chalut de fond, principalement à des profondeurs de 50 à 200 m (Forrest *et al.* 2020). La majorité des prises sont effectuées dans la zone 5CD (Forrest *et al.* 2020), avec des prises en plus faible quantité dans les zones 5AB et 3 CD et un nombre de prises négligeable provenant des eaux au large de la côte ouest de Haida Gwaii, soit la zone 5E (< 0,5 % du total des prises annuelles depuis 1985). Une faible quantité de prises de morues du Pacifique provient de la pêche du poisson de fond à la palangre (environ 0,5 % du total des prises annuelles, en moyenne).

La pêche intégrée de la Colombie-Britannique, qui comprend la pêche au chalut de fond, fait l'objet d'une surveillance en mer et de vérifications à quai à 100 % (MPO 2023). Entre 1996 et 2019, tous les navires de pêche au chalut de fond ont accueilli des observateurs, qui ont consigné les prises de chaque espèce et estimé les quantités de poissons remis à l'eau (rejets). Depuis la pandémie de COVID-19, la pêche a eu recours à la surveillance électronique en mer sur des chalutiers, ce qui a eu des répercussions sur la disponibilité d'échantillons biologiques commerciaux (annexe A).

## Analyse et réponse

### Données

Les données ont été extraites de bases de données du MPO au moyen des méthodes décrites dans le document de Forrest *et al.* (2020). Des données provenant de sources indépendantes de la pêche et des pêches commerciales étaient disponibles jusqu'au 31 mars 2023, et toutes les séries chronologiques ont été mises à jour à l'aide des données actuellement disponibles. Les différences mineures dans les séries chronologiques par rapport à celles présentées dans les évaluations précédentes découlent de mises à jour et de corrections de routine dans les bases de données. Pour chaque zone, les modèles choisis ont été ajustés aux données suivantes : prises commerciales, indices d'abondance provenant de relevés indépendants de la pêche, CPUE commerciales et indice de poids moyen des prises commerciales.

### Prises commerciales

Les données sur les prises commerciales (tableau 2 et la figure 3) ont été extraites de trois bases données différentes du MPO : GFCatch (débarquements canadiens issus de la pêche au chalut, 1954–1995); PacHarvTrawl (débarquements canadiens issus de la pêche au chalut, 1996 au 31 mars 2007); et GFFOS (débarquements canadiens issus de la pêche au chalut, du 1er avril 2007 au 31 mars 2022). Les données sur les prises antérieures à 1981 comprennent les prises effectuées par des navires américains (Forrest *et al.* 2020). Les années de pêche

commencent le 1er avril de chaque année et sont désignées par l'année de début; par exemple, l'année de pêche 1957 commence le 1er avril 1957 et se termine le 31 mars 1958.

Avant la présence d'observateurs en mer, qui a commencé en 1996, les estimations des rejets provenaient de journaux de bord de pêcheurs. Par conséquent, les rejets antérieurs à 1996 représentent une source d'incertitude importante dans la présente évaluation. On considère que les estimations pour les années suivant l'introduction d'une surveillance en mer à 100 % en 1996 sont exactes. En Colombie-Britannique, il est légal pour les chalutiers de rejeter des morues du Pacifique. Cependant, entre 1996 et 2019, les observateurs à bord des navires ont d'abord estimé la quantité de prises rejetées, et on a comptabilisé cette quantité comme faisant partie du quota. Les estimations des rejets sont toujours comptabilisées comme faisant partie du quota d'un navire, mais elles sont désormais réalisées au moyen du système de surveillance électronique et des journaux de bord des pêcheurs (MPO 2023). En plus d'assurer une meilleure exactitude dans la déclaration des rejets depuis 1996, le fait de comptabiliser les rejets dans le quota d'un navire offre de meilleurs incitatifs pour diminuer les rejets de prises.

### **Relevés canadiens au chalut de fond**

On a calculé les indices des relevés (tableau 1 et la figure 2) au moyen d'une analyse de la superficie balayée (analyse aléatoire stratifiée), présentée dans l'annexe A du document de Forrest *et al.* (2020). L'abondance dans la zone 3CD (figure 1) est répertoriée dans le cadre du relevé synoptique au chalut de fond mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver.

Ce relevé a été mené pour la première fois en 2004 et a lieu lors des années paires. En raison de la pandémie de COVID-19, le relevé de 2020 a été reporté en 2021, et a repris selon son calendrier d'années paires en 2022. Par comparaison, les indices des relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate sont également présentés dans le tableau 1 et la figure 2.

### **Relevé triennal du NMFS (en eaux canadiennes)**

Un autre indice de l'abondance relative pour la zone 3CD a été calculé au moyen des données provenant du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS), qui a été mené au large de la moitié inférieure de la côte ouest de l'île de Vancouver entre 1980 et 2001 (figure 6). Voir l'annexe A de Forrest *et al.* (2020) pour plus de détails.

### **CPUE de la pêche commerciale**

On a calculé des indices normalisés de la CPUE des pêches commerciales pour les périodes historique (1956-1995) et moderne (1996-2019) (figure 4). Pour y arriver, on a utilisé un modèle linéaire généralisé à effets mixtes de Tweedie, qui est décrit de façon détaillée dans l'annexe B du document de Forrest *et al.* (2020). Les modèles utilisés pour la période historique comprenaient des prédicteurs relatifs à la profondeur, au lieu, au mois et à l'interaction lieu-année. Les modèles utilisés pour la période moderne comprenaient des prédicteurs relatifs à la profondeur, à la latitude, au lieu, au mois, au navire et à l'interaction lieu-année.

### **Indice de poids moyen des prises commerciales**

On a calculé l'indice de poids moyen des prises commerciales entre 1956 et 2016 à l'aide d'échantillons de longueur issus de la pêche commerciale, au moyen de la méthodologie décrite dans l'annexe C du document de Forrest *et al.* (2020). Pour calculer le poids moyen, on disposait d'échantillons biologiques issus de la pêche commerciale datant de 1956 à 2019 (à l'exception de 2018).

Aucun échantillonnage biologique n'a été réalisé sur les chalutiers commerciaux depuis 2019, et on observe un déclin dans les échantillonnages commerciaux de la morue du Pacifique depuis 2015 environ (annexe A). Dans la zone 3CD, seulement quatre échantillons biologiques ont été prélevés en 2017 (300 poissons au total), aucun échantillon n'a été prélevé en 2018 et seulement deux échantillons ont été prélevés en 2019 (360 poissons au total). Les échantillons prélevés en 2017 et en 2019 provenaient d'une zone limitée, en particulier en 2019 (figure 5). La valeur du poids moyen de 2017 était anormalement élevée (3,024 kg) et, étant donné qu'elle n'était basée que sur quatre échantillons, on ne l'a pas utilisée dans les évaluations des stocks de 2018 et 2020 (Forrest *et al.* 2020; MPO 2021). En raison du manque de données, l'évaluation de 2020 a utilisé la valeur du poids moyen de 2019 pour 2019 et 2020, bien que cette approche ne soit pas idéale, car le point d'indice de 2019 n'était basé que sur deux échantillons du même emplacement.

En l'absence d'échantillons biologiques représentatifs pour les dernières années de l'indice, on a élaboré un MLG pour prédire l'indice de poids moyen des prises commerciales à l'aide d'un indice de poids moyen dérivé d'échantillons de longueur issus du relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (annexes B et C).

Le MLG prédit les valeurs de l'indice de poids moyen des prises commerciales uniquement pour les années où des relevés ont été effectués (c.-à-d. qu'on a généré des valeurs prédites de l'indice de poids moyen des prises commerciales pour les années paires de 2004 à 2018, puis 2021 et 2022; Annexe C : figure 21). Il a donc fallu décider de la façon d'inclure les valeurs de l'indice dérivé du MLG, étant donné l'absence de valeurs dérivées du MLG pour 2017, 2019 et 2020.

Par souci de cohérence avec les évaluations précédentes, on a décidé d'utiliser l'indice de poids moyen des prises commerciales dérivé directement des échantillons de longueur des prises commerciales pour la période de 1956 à 2016. Étant donné qu'aucune des évaluations précédentes n'a utilisé le point d'indice de 2017, celui-ci a également été omis dans la présente mise à jour de l'évaluation. Pour 2018-2022, le modèle utilise les valeurs de l'indice de poids moyen de 2018, 2021 et 2022 dérivées du MLG (annexe C : figure 21). Les valeurs pour 2019 et 2020 ont été interpolées entre 2018 et 2021 (annexe D : tableau 9, Sc. 1 Référence). L'annexe D présente un aperçu de la sensibilité du modèle à ces choix.

### **Le modèle d'évaluation des stocks**

Le modèle d'évaluation des stocks est un modèle bayésien de type différence-délai (Deriso 1980), ajusté aux indices des relevés, aux indices de CPUE des pêches commerciales et au poids moyen des prises commerciales. Le modèle est décrit en détail à l'annexe D du document de Forrest *et al.* (2020). Tous les paramètres fixes et les distributions de probabilité a priori pour les paramètres des modèles utilisés pour la présente évaluation étaient les mêmes que ceux figurant dans le document de Forrest *et al.* (2020).

On a estimé la distribution a posteriori conjointe de chaque modèle de façon numérique, au moyen de routines de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC) intégrées au logiciel AD Model Builder (algorithme de Metropolis-Hastings) (Fournier *et al.* 2012). Des échantillons a posteriori ont été tirés à chaque 5 000e itération à partir d'une chaîne d'une longueur de 10 millions d'échantillons, ce qui a produit 2 000 échantillons a posteriori. Les 1 000 premiers échantillons ont été éliminés pour permettre un rodage suffisant.

## Points de référence

Selon la politique du cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution du MPO (MPO 2009), l'état d'un stock est caractérisé au moyen de trois points de référence :

1. point de référence supérieur du stock (RSS);
2. point de référence limite (PRL); et
3. taux d'exploitation limite (TEL).

Le RSS et le PRL représentent les seuils des trois zones décrivant l'état des stocks d'après leur biomasse, qui sont définies par la politique sur l'approche de précaution (MPO 2009) : zone critique (biomasse inférieure au PRL); zone de prudence (biomasse supérieure au PRL, mais inférieure au RSS); zone saine (biomasse supérieure au RSS).

Comme ce fut le cas pour des évaluations précédentes (MPO 2019a, 2021), on a utilisé des points de référence historiques pour évaluer l'état des stocks où :

1. Le RSS correspond à la moyenne des estimations de la biomasse pour la période 1956-2004;
2. Le PRL représente la biomasse estimée la plus faible reconnue comme étant un état indésirable à éviter. Pour la zone 3CD, il s'agit de la biomasse estimée en 1986; et
3. Le TEL correspond au taux de mortalité par pêche moyen pour la période 1956-2004.

Voir le document de Forrest *et al.* (2020) pour de plus amples renseignements sur l'historique concernant la décision d'utiliser des points de référence historiques pour la morue du Pacifique. Voir aussi le document de Forrest *et al.* (2018) pour plus de renseignements sur l'évaluation des points de référence historiques pour le stock de morues du Pacifique de la zone 5CD.

## Scénarios de modèles

On a utilisé une approche fondée sur la moyenne des modèles pour estimer l'état des stocks sur la base d'échantillons a posteriori combinés provenant de plusieurs cas de sensibilité, comme dans les deux évaluations précédentes (MPO 2019a, 2021). Dans une approche de calcul de la moyenne des modèles, on a élaboré plusieurs modèles représentant chacun un état de la nature différent mais plausible, et on a combiné les échantillons a posteriori pour tous les scénarios afin de fournir les probabilités de l'état des stocks. Cette approche permet de représenter les effets des principales incertitudes et de les intégrer dans les résultats, contrairement à l'utilisation d'un seul modèle optimal avec des analyses de sensibilité distinctes permettant d'explorer l'incidence des incertitudes sur les résultats.

On a utilisé une approche représentant la moyenne des modèles dans les évaluations des stocks de morue du Pacifique dans les zones 5AB et 5 CD (Forrest *et al.* 2015), de merlus du Pacifique (Stewart *et al.* 2011), de flétans du Pacifique (Stewart et Hicks 2016), de sébastolobes à courtes épines en Colombie-Britannique (Starr et Haigh 2017), de goberges de l'Alaska dans les eaux de la Colombie-Britannique (Starr et Haigh 2021) ainsi que dans plusieurs évaluations des stocks d'espèces du genre *Sebastes* en Colombie-Britannique (p.ex., MPO (2019b); MPO (2020a); MPO (2020b)).

Les principaux axes d'incertitude pour la morue du Pacifique sont la capturabilité ( $q$ ) associée aux indices d'abondance, l'ampleur de la mortalité naturelle ( $M$ ), l'âge du recrutement à la pêche et l'ampleur des erreurs d'observation associées aux relevés et aux poids moyens (Forrest *et al.* 2020). On a d'abord établi un modèle de référence pour représenter ce qui était considéré

comme les choix de modèles plus plausibles parmi une série d'hypothèses. Les principales caractéristiques du modèle de référence sont présentées dans le tableau 3. Le modèle de référence a servi de base à l'élaboration de scénarios de rechange, en modifiant une à une les principales hypothèses du modèle.

On a convenu d'un ensemble de sept scénarios de modèles pour la moyenne des modèles lors de la réunion régionale d'examen par les pairs du Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS) en 2018 (MPO (2019a)). Le même ensemble a été utilisé dans la mise à jour de l'évaluation des stocks de 2020 (MPO 2021) et est de nouveau utilisé pour la présente évaluation. On a mis à jour tous les modèles avec les données sur les prises et les indices jusqu'à la fin de la saison de pêche de 2022, avec des mises à jour de l'indice de poids moyen annuel décrit ci-dessous. Des renseignements détaillés sur les configurations et les hypothèses des modèles pour chaque scénario sont présentés dans le document de Forrest *et al.* (2020).

Voici les scénarios (Sc) compris dans l'ensemble représentant la moyenne des modèles :

1. Sc 1a : Modèle de référence;
2. Sc 2d : Établissement de la moyenne de la distribution de probabilité a priori pour le relevé synoptique à  $\ln(q) = \ln(1.0)$ , c.-à-d.  $\ln(q) \sim \mathcal{N}(0, 0.3)$ ;
3. Sc 2e : Augmentation de l'écart-type (ET) pour le relevé synoptique de  $\ln(q)$  à 0,6, c.-à-d.  $\ln(q) \sim \mathcal{N}(\ln(0.228), 0.6)$ ;
4. Sc 3a : Établissement des paramètres de la distribution de probabilité a priori pour  $\ln(M) \sim \mathcal{N}(\ln(0.4), 0.1)$ ;
5. Sc 5a : Établissement de l'âge du recrutement à la pêche associé à une sélectivité en lame de couteau à trois ans;
6. Sc 6b : Réduction du paramètre de l'erreur d'observation globale  $\sigma_O = 0.15$ ; et
7. Sc 7b : Réduction de l'écart-type associé à la probabilité pour l'ajustement à la valeur moyenne du poids moyen annuel  $\sigma_W = 0.15$ ,

où les données des scénarios reflètent les données des scénarios initiaux de l'évaluation de 2018 (Forrest *et al.* 2020).

### Résultats des modèles de référence

On présente les résultats des deux modèles de référence afin de démontrer le rendement des modèles et de permettre une comparaison avec la mise à jour de l'évaluation des stocks de 2020. L'état des stocks, présenté dans la section suivante, est basé sur la moyenne des résultats a posteriori combinés des modèles.

On a évalué la convergence des modèles en inspectant visuellement les graphiques des traces et les graphiques d'autocorrélation (non présentés), et de deux statistiques : 1) la statistique de réduction d'échelle potentielle  $\hat{R}$ , qui devrait s'approcher de 1,0 à mesure que les chaînes deviennent convergentes; 2) le nombre réel d'échantillons indépendants de la méthode MCMC après avoir tenu compte de l'autocorrélation  $n_{\text{eff}}$  (Gelman et Rubin 1992; Gelman *et al.* 2014).

Les estimations des paramètres associés au modèle de référence sont présentées dans le tableau 4. Les ajustements du modèle de référence aux données étaient généralement typiques de toutes les analyses de sensibilité. Les diagnostics de modèles étaient conformes à la convergence et l'autocorrélation associée aux échantillons a posteriori était relativement faible pour la plupart

des paramètres (tableau 4). Les ajustements des modèles aux prises étaient presque parfaits en termes de conception (l'écart-type du logarithme du rapport de vraisemblance était fixé à 0,05) et ne sont pas présentés. Les ajustements des modèles aux quatre indices d'abondance sont présentés à la figure 7. Le modèle de référence suivait les tendances des deux indices de relevés indépendants de la pêche (figure 7a et d), mais n'était pas bien ajusté aux points de données correspondants aux années 2012, 2014 et 2016 du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (figure 7a). Ce manque d'ajustement s'explique probablement par les grandes différences entre les points les plus faibles (2012 et 2018) et les points les plus élevés (2014 et 2016) concernant les observations liées au relevé. De même, le modèle a suivi étroitement les tendances principales des indices de CPUE historiques (figure 7b), mais il n'a pas reflété tous les pics de la série moderne (figure 7c). Un tel ajustement a tendance à se produire lorsqu'aucun autre renseignement (comme des données sur la composition selon l'âge) ne permet de traiter les importantes fluctuations associées aux indices observés. Dans leurs évaluations, Forrest *et al.* (2020) ont considéré que l'exactitude de l'ajustement aux indices d'abondance était l'un des principaux facteurs déterminant l'incertitude des évaluations étant donné que les estimations des paramètres de productivité étaient sensibles à l'exactitude de l'ajustement de modèle aux pics observés concernant les indices. Ils ont présenté plusieurs analyses de sensibilité concernant le traitement du paramètre de l'erreur d'observation  $\sigma_O$ ; l'une de ces analyses est incluse dans l'ensemble représentant la moyenne des modèles établie ici (Sc 6b).

Comme dans l'évaluation de 2020 (MPO 2021), le modèle avait tendance à sous-estimer le poids moyen annuel, surtout dans la première partie de la série chronologique (figure 8). Cette tendance s'explique probablement parce que la plupart des longueurs dans cette partie de la série chronologique proviennent de poissons catégorisés comme étant des prises conservées, c'est-à-dire débarquées (voir le document de (Forrest *et al.* 2015) qui présente une discussion à ce sujet pour les stocks des zones 5AB et 5CD). Les petits poissons rejetés ont donc été probablement sous-représentés dans les données du poids moyen annuel antérieures à 1996, soit le début de la présence d'observateurs en mer. Un scénario présentant une valeur plus faible de  $\sigma_W$ , qui contrôle l'ajustement au poids moyen dans la fonction de vraisemblance, est inclus dans l'ensemble représentant la moyenne des modèles (Sc 7b).

### Résultats des modèles de sensibilité

La sensibilité des estimations a posteriori du recrutement aux paramètres des sept scénarios est présentée à la figure 9. La sensibilité des estimations a posteriori de la biomasse est présentée à la figure 10. Comme dans les évaluations précédentes, le modèle a été le plus sensible aux le moyen et l'écart type supposé pour la valeur a priori de la capturabilité dans la pêche ( $q$ ) (Sc 2d et 2e).

### Indicateurs de l'état actuel des stocks

La moyenne des modèles des estimations a posteriori des points de référence est présentée au tableau 5. Les moyennes des modèles des estimations a posteriori de la biomasse et de la mortalité par pêche sont présentées aux figures 11 et 12, respectivement.

Alors que la mortalité par pêche est estimée bien en dessous du taux d'exploitation limite, le tableau 6 montre une probabilité de 23 % (c.-à-d. environ une chance sur quatre) que la biomasse au début de 2023 était en dessous du TEL et une probabilité de >99 % que le stock soit en dessous du RSS. Voir également les figures 13 et 14, en prenant note que les modèles ont estimé à un peu plus de 50 % la probabilité que le stock soit inférieur au PRL en 2021 (figure 14).

Le tableau 7 montre une probabilité de 16 % (c.-à-d. environ 3 chances sur 20) que le stock soit inférieur au PRL au début de 2024 dans le cadre d'une politique de prises nulles.

### Sources d'incertitude

On a expressément traité l'incertitude découlant des paramètres estimés et des poids associés à diverses composantes de données au moyen d'une approche bayésienne. Pour la formulation de l'avis, on a combiné les résultats a posteriori découlant des sept configurations de modèles de rechange afin de produire les tableaux de décision. Toutefois, cette approche représente seulement l'incertitude associée cet ensemble de configurations de modèles et elle pourrait sous-estimer certaines incertitudes plus vastes sur le plan structurel. Les incertitudes supplémentaires liées à la présente évaluation découlent des éléments suivants :

1. le manque de données fiables sur la composition selon l'âge pour l'espèce, qui fourniraient des renseignements supplémentaires sur l'ampleur du recrutement,  $M$ , et la sélectivité des engins de pêche; des données sur la composition selon l'âge permettraient de mieux estimer l'âge au moment du recrutement à la pêche;
2. une série chronologique relativement courte associée aux indices d'abondance issus de relevés indépendants;
3. l'incertitude associée à l'ampleur des rejets et des prises étrangères antérieures à 1996; la sous-estimation des rejets historiques, qui pourrait entraîner une sous-estimation de la productivité des stocks;
4. les biais liés aux données sur la fréquence selon la longueur antérieures à 1996, qui découlent probablement de la sous-représentation des longueurs des poissons qui ont été capturés, mais remis à l'eau;
5. une mauvaise compréhension de la structure des stocks de morues du Pacifique dans les eaux du Pacifique (par exemple, on ne comprend pas bien la connectivité entre les stocks de morues du Pacifique de la Colombie-Britannique et de l'Alaska); Les stocks de morues du Pacifique présents dans le golfe de l'Alaska sont en déclin depuis 2017, probablement en raison du réchauffement des eaux du Pacifique Nord (Barbeaux et al. 2020; Laurel et al. 2023), et on ne sait pas s'il existe une relation entre les facteurs déterminant l'abondance de ces stocks et des stocks de la Colombie-Britannique; et
6. une mauvaise compréhension de la relation entre les données des CPUE commerciales et l'abondance, et de la façon dont cette relation a été touchée par les changements en matière de gestion apportés à la pêche.

### Conclusions

Les moyennes des modèles des estimations de la biomasse ont entraîné une probabilité de 23 % que le stock soit inférieur au PRL au début de 2023, et une probabilité de 16 % que le stock soit inférieur au PRL au début de 2024 en cas de prises nulles. Par conséquent, le stock n'atteint pas actuellement le seuil de 50 % de probabilité d'être sous le PRL requis par les orientations de rétablissement pour déclencher un plan de rétablissement (voir le contexte), et considère donc que le stock se trouve actuellement dans la zone de prudence en vertu de la politique de l'AP. Toutefois, ces résultats pourraient invoquer l'exigence selon laquelle « les mesures de gestion doivent encourager la croissance du stock et arrêter les déclin évitables, et l'élaboration d'un plan de rétablissement doit être lancée suffisamment à l'avance pour que le plan soit prêt

à être mis en œuvre si un stock diminue jusqu'à son PRL. » On estime que la mortalité par pêche actuelle est faible ( $< 0,02 y^{-1}$ ), mais qu'elle est en légère augmentation, avec une hausse d'environ 70 % des prises commerciales entre 2021 et 2022.

Il existe des incertitudes quant aux estimations du modèle de l'échelle de la biomasse, étant donné les grandes incertitudes de la capturabilité dans les relevés. La réduction de l'échelle estimée de la biomasse n'influencerait pas nécessairement l'estimation de l'état du stock, qui est basée sur des points de référence historiques qui se rééchelonnent en fonction de la biomasse. Toutefois, les estimations de la mortalité par pêche augmenteraient avec des estimations plus faibles de la biomasse.

D'autres populations de morue du Pacifique (notamment en Alaska), ont subi d'importants déclin depuis la vague de chaleur marine de 2015 et 2016 (e.g., Barbeaux *et al.* 2020; Laurel et Rogers 2020). Cependant, les indices de l'abondance des relevés dans d'autres régions de la Colombie-Britannique (défroit d'Hécate, bassin de la Reine-Charlotte et côte ouest de Haida Gwaii) n'ont pas révélé des déclin similaires (figure 2). Aucune analyse approfondie n'a été réalisée des causes potentielles du déclin actuel du stock de morue du Pacifique de la zone 3CD, qui pourrait être lié aux effets du changement climatique sur les stades de vie des œufs, des larves et des juvéniles (Abookire *et al.* 2022; Laurel *et al.* 2023) ou des adultes (Barbeaux *et al.* 2020) aux stades biologiques, aux mouvements des poissons, à la pêche ou à d'autres facteurs. Nous recommandons que des ressources soient accordées aux fins de l'étude d'autres hypothèses expliquant les changements dans l'abondance de la morue du Pacifique dans les eaux de la Colombie-Britannique.

La perte d'échantillons biologiques commerciaux issus de la pêche commerciale au chalut menace la viabilité à long terme du modèle actuel de type différence-délai comme outil principal de l'évaluation des populations de morue du Pacifique en Colombie-Britannique. Compte tenu du faible rendement du MLG pour prédire un indice de poids moyen des prises commerciales pour la population de la zone 5ABCD (rapport non publié du MPO), il n'y a déjà pas de voie claire à suivre dans l'avenir pour ce stock. Nous reconnaissons qu'un nouveau programme d'échantillonnage biologique à quai est actuellement dans sa phase d'essai, et que l'intention est de l'étendre à l'ensemble de la côte après la mise en œuvre réussie du programme pilote. Bien qu'il s'agisse là de progrès positifs, on devra procéder à une analyse plus approfondie pour explorer les biais potentiels découlant de l'absence continue d'échantillons de poissons rejetés à la mer. Par conséquent, en l'absence d'un programme d'échantillons biologiques commerciaux en mer, nous recommandons que l'on accorde des ressources aux fins de l'étude et de la comparaison d'autres approches visant à fournir des avis sur les prises de morues du Pacifique, ce qui pourrait s'avérer avantageux compte tenu des incertitudes inhérentes à ce modèle. Les approches de rechange peuvent comprendre des méthodes basées sur la longueur (p. ex. Haist et Fournier 1995, 1998), ou des approches plus limitées en données, comme en ajustant du total autorisé des captures (TAC) en fonction des changements dans les indices des relevés. Des versions de cette dernière approche sont utilisées par le Conseil international pour l'exploration de la mer (CIEM) pour les stocks à données limitées (catégorie 3) (ICES 2022). Au Canada, les méthodes à données limitées fondées sur les relevés ont fait l'objet de simulations dans le cadre de la procédure de gestion des poissons de fond (Anderson *et al.* 2021) et dans Huynh *et al.* (2020). L'exploration de modèles non structurés selon l'âge qui permettraient une productivité variable dans le temps (p.ex. Mildenberger *et al.* 2019) pourrait également s'avérer instructive.

## Remerciements

Les auteurs remercient Paul Starr (Canadian Groundfish Research and Conservation Society) et le groupe de travail technique sur la morue du Pacifique pour leur aide technique dans l'élaboration du modèle linéaire généralisé utilisé pour calculer l'indice de poids moyen.

## Tableaux

Tableau 1. Données sur la morue du Pacifique, en tonnes métriques, tirées des relevés au chalut canadiens (on ne tient pas compte de la capturabilité associée aux relevés). Les traits positifs représentent le nombre de traits de chalut dans lesquels des morues du Pacifique étaient présentes. Dans le tableau : SYN HS = relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate; SYN QCS = relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte; SYN WCVI = relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les indices des SYN QCS et SYN HS ne sont pas inclus dans cette évaluation, mais sont présentés à des fins de comparaison.

| Relevé   | Année | Biomasse | CV   | IC inf. | IC sup. | Traits | Traits positifs |
|----------|-------|----------|------|---------|---------|--------|-----------------|
| SYN HS   | 2005  | 1860,8   | 0,23 | 1167,8  | 2836,9  | 198    | 161             |
| SYN HS   | 2007  | 559,2    | 0,20 | 352,9   | 812,8   | 132    | 72              |
| SYN HS   | 2009  | 2340,8   | 0,44 | 757,1   | 4651,7  | 155    | 102             |
| SYN HS   | 2011  | 1784,6   | 0,26 | 1078,8  | 2804,5  | 184    | 124             |
| SYN HS   | 2013  | 2220,8   | 0,22 | 1380,9  | 3337,0  | 175    | 132             |
| SYN HS   | 2015  | 920,4    | 0,21 | 595,5   | 1360,0  | 148    | 107             |
| SYN HS   | 2017  | 1485,8   | 0,34 | 732,8   | 2598,3  | 138    | 107             |
| SYN HS   | 2019  | 1662,6   | 0,38 | 772,4   | 3129,0  | 135    | 101             |
| SYN HS   | 2021  | 2088,7   | 0,39 | 1028,7  | 3922,0  | 116    | 91              |
| SYN QCS  | 2003  | 815,1    | 0,16 | 565,6   | 1082,3  | 228    | 99              |
| SYN QCS  | 2004  | 1613,2   | 0,26 | 932,6   | 2577,6  | 229    | 117             |
| SYN QCS  | 2005  | 1498,3   | 0,35 | 744,9   | 2716,4  | 221    | 122             |
| SYN QCS  | 2007  | 434,5    | 0,26 | 248,9   | 702,5   | 255    | 105             |
| SYN QCS  | 2009  | 560,2    | 0,25 | 312,5   | 861,1   | 230    | 93              |
| SYN QCS  | 2011  | 1018,3   | 0,21 | 631,5   | 1485,8  | 248    | 97              |
| SYN QCS  | 2013  | 907,9    | 0,15 | 656,7   | 1200,0  | 236    | 131             |
| SYN QCS  | 2015  | 1122,3   | 0,29 | 646,0   | 1884,7  | 238    | 124             |
| SYN QCS  | 2017  | 522,2    | 0,17 | 365,5   | 719,0   | 239    | 90              |
| SYN QCS  | 2019  | 1004,0   | 0,13 | 767,9   | 1259,6  | 242    | 113             |
| SYN QCS  | 2021  | 1157,1   | 0,13 | 913,5   | 1463,1  | 193    | 126             |
| SYN WCVI | 2004  | 1133,1   | 0,22 | 691,8   | 1636,1  | 88     | 54              |
| SYN WCVI | 2006  | 1156,0   | 0,23 | 687,8   | 1699,8  | 164    | 88              |
| SYN WCVI | 2008  | 512,6    | 0,40 | 234,0   | 1022,0  | 159    | 65              |
| SYN WCVI | 2010  | 1577,4   | 0,16 | 1091,9  | 2098,3  | 136    | 100             |
| SYN WCVI | 2012  | 921,3    | 0,18 | 622,3   | 1267,5  | 151    | 94              |
| SYN WCVI | 2014  | 2149,4   | 0,21 | 1296,9  | 3156,3  | 146    | 110             |
| SYN WCVI | 2016  | 2026,8   | 0,20 | 1303,8  | 2888,2  | 140    | 99              |
| SYN WCVI | 2018  | 552,9    | 0,20 | 369,4   | 779,9   | 190    | 91              |
| SYN WCVI | 2021  | 431,7    | 0,17 | 300,6   | 581,8   | 169    | 86              |
| SYN WCVI | 2022  | 500,0    | 0,13 | 377,1   | 643,3   | 126    | 79              |

Tableau 2. Prises déclarées (tm) de morues du Pacifique dans la zone 3CD réalisées par le Canada et les États-Unis, 1956–2022. Les prises remises à l'eau (rejets) pour la période 1956–1995 ne sont probablement pas représentatives des rejets réels parce que les estimations proviennent de journaux de bord, étant donné l'absence d'observateurs. Les estimations des rejets depuis 1996 sont fondées sur les observations en mer et sont considérées comme étant plus représentatives des rejets réels. Les valeurs ont été arrondies aux fins de présentation.

| Année | débarquements | rejetés en mer | totale  | les États-Unis | Des prises totales |
|-------|---------------|----------------|---------|----------------|--------------------|
| 1956  | 714,6         | 0,0            | 714,6   | 770            | 1 484,6            |
| 1957  | 1 116,6       | 0,0            | 1 116,6 | 558            | 1 674,6            |
| 1958  | 526,3         | 0,0            | 526,3   | 271            | 797,3              |
| 1959  | 416,0         | 0,0            | 416,0   | 510            | 926,0              |
| 1960  | 240,4         | 0,0            | 240,4   | 376            | 616,4              |
| 1961  | 284,1         | 0,0            | 284,1   | 232            | 516,1              |
| 1962  | 428,0         | 6,0            | 434,0   | 402            | 836,0              |
| 1963  | 838,4         | 2,0            | 840,4   | 345            | 1 185,4            |
| 1964  | 1 107,5       | 8,0            | 1 115,5 | 907            | 2 022,5            |
| 1965  | 1 607,9       | 8,0            | 1 615,9 | 1 088          | 2 703,9            |
| 1966  | 2 095,3       | 143,0          | 2 238,3 | 1 145          | 3 383,3            |
| 1967  | 1 201,8       | 0,0            | 1 201,8 | 623            | 1 824,8            |
| 1968  | 726,2         | 4,0            | 730,2   | 351            | 1 081,2            |
| 1969  | 795,8         | 2,0            | 797,8   | 147            | 944,8              |
| 1970  | 1 150,1       | 32,0           | 1 182,1 | 454            | 1 636,1            |
| 1971  | 3 585,0       | 120,0          | 3 705,0 | 1 319          | 5 024,0            |
| 1972  | 4 446,8       | 2,0            | 4 448,8 | 1 271          | 5 719,8            |
| 1973  | 2 457,2       | 1,0            | 2 458,2 | 627            | 3 085,2            |
| 1974  | 2 912,6       | 7,0            | 2 919,6 | 1 013          | 3 932,6            |
| 1975  | 2 853,8       | 24,0           | 2 877,8 | 1 359          | 4 236,8            |
| 1976  | 2 187,4       | 2,0            | 2 189,4 | 1 679          | 3 868,4            |
| 1977  | 1 608,3       | 49,0           | 1 657,3 | 1 344          | 3 001,3            |
| 1978  | 1 168,5       | 18,0           | 1 186,5 | 1 086          | 2 272,5            |
| 1979  | 1 530,0       | 13,0           | 1 543,0 | 741            | 2 284,0            |
| 1980  | 1 117,1       | 10,0           | 1 127,1 | 287            | 1 414,1            |
| 1981  | 1 517,6       | 4,0            | 1 521,6 | 0              | 1 521,6            |
| 1982  | 607,6         | 2,0            | 609,6   | 0              | 609,6              |
| 1983  | 883,4         | 0,0            | 883,4   | 0              | 883,4              |
| 1984  | 506,2         | 2,0            | 508,2   | 0              | 508,2              |
| 1985  | 440,2         | 0,0            | 440,2   | 0              | 440,2              |
| 1986  | 440,7         | 0,0            | 440,7   | 0              | 440,7              |
| 1987  | 1 399,7       | 2,0            | 1 401,7 | 0              | 1 401,7            |
| 1988  | 3 153,2       | 3,0            | 3 156,2 | 0              | 3 156,2            |
| 1989  | 1 958,3       | 3,0            | 1 961,3 | 0              | 1 961,3            |
| 1990  | 2 076,2       | 4,0            | 2 080,2 | 0              | 2 080,2            |
| 1991  | 2 970,8       | 0,0            | 2 970,8 | 0              | 2 970,8            |
| 1992  | 2 229,4       | 1,0            | 2 230,4 | 0              | 2 230,4            |
| 1993  | 2 090,5       | 2,0            | 2 092,5 | 0              | 2 092,5            |
| 1994  | 815,5         | 1,0            | 816,5   | 0              | 816,5              |
| 1995  | 251,8         | 4,0            | 255,8   | 0              | 255,8              |
| 1996  | 145,6         | 9,2            | 154,7   | 0              | 154,7              |

| Année | débarquements | rejetés en mer | totale | les États-Unis | Des prises totales |
|-------|---------------|----------------|--------|----------------|--------------------|
| 1997  | 135,3         | 10,1           | 145,4  | 0              | 145,4              |
| 1998  | 55,7          | 4,8            | 60,5   | 0              | 60,5               |
| 1999  | 75,2          | 7,7            | 82,9   | 0              | 82,9               |
| 2000  | 129,5         | 12,8           | 142,3  | 0              | 142,3              |
| 2001  | 341,5         | 16,1           | 357,6  | 0              | 357,6              |
| 2002  | 177,2         | 26,4           | 203,6  | 0              | 203,6              |
| 2003  | 457,9         | 41,4           | 499,3  | 0              | 499,3              |
| 2004  | 417,6         | 26,8           | 444,4  | 0              | 444,4              |
| 2005  | 265,2         | 28,6           | 293,8  | 0              | 293,8              |
| 2006  | 142,7         | 10,5           | 153,2  | 0              | 153,2              |
| 2007  | 55,0          | 12,9           | 67,9   | 0              | 67,9               |
| 2008  | 104,6         | 6,6            | 111,2  | 0              | 111,2              |
| 2009  | 365,5         | 56,1           | 421,6  | 0              | 421,6              |
| 2010  | 577,3         | 24,6           | 601,8  | 0              | 601,8              |
| 2011  | 501,7         | 9,4            | 511,1  | 0              | 511,1              |
| 2012  | 399,4         | 18,5           | 417,9  | 0              | 417,9              |
| 2013  | 360,7         | 28,7           | 389,4  | 0              | 389,4              |
| 2014  | 442,1         | 11,9           | 454,0  | 0              | 454,0              |
| 2015  | 445,3         | 3,5            | 448,8  | 0              | 448,8              |
| 2016  | 323,4         | 2,1            | 325,5  | 0              | 325,5              |
| 2017  | 163,8         | 0,8            | 164,6  | 0              | 164,6              |
| 2018  | 22,7          | 0,3            | 22,9   | 0              | 22,9               |
| 2019  | 43,0          | 4,0            | 47,0   | 0              | 47,0               |
| 2020  | 45,6          | 3,7            | 49,2   | 0              | 49,2               |
| 2021  | 79,2          | 1,3            | 80,5   | 0              | 80,5               |
| 2022  | 134,9         | 0,5            | 135,4  | 0              | 135,4              |

Tableau 3. Paramètres estimés et fixes, et distributions de probabilité a priori utilisés dans le scénario de référence. Le paramètre de capturabilité pour le relevé mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver ( $q_1$ ) a été estimé au moyen de la distribution de la probabilité a posteriori  $Normal(\ln(0.228), 0.3)$ . Les paramètres de capturabilité des autres relevés ont été estimés sans distribution a priori.

| Paramètre   | Nombre estimé | Limites<br>[inférieure, supérieure] | Priori (moyenne, ET)<br>(une seule valeur = fixe) |
|---|---------------|-------------------------------------|---|
| Log recrutement ( $\ln(R_0)$ )                              | 1             | [1, 12]                             | Uniform   |
| La pente ( $h$ )  | 1             | [0,2, 1]                            | Beta( $\alpha = 5, 83333, \beta = 2, 5$ )         |
| Log mortalité naturelle ( $\ln(M)$ )                        | 1             | [-2,302585, 0]                      | Normal( $\ln(0, 5), 0, 1$ )                       |
| Log recrutement moyen ( $\ln(\bar{R})$ )                    | 0             | Fixe                                | 8, 900  |
| Log recrutement initial ( $\ln(\bar{R}_{init})$ )           | 0             | Fixe                                | 9, 540  |
| Rapport de variance ( $\rho$ )                              | 0             | Fixe                                | 0, 059  |
| Variance totale inverse ( $\vartheta^2$ )                   | 0             | Fixe                                | 1, 471  |
| La capturabilité dans les relevés ( $q_k$ )                 | 4             | Aucun                               | voir la légende                                   |
| Log mortalité par pêche ( $\Gamma_{k,t}$ )                  | 67            | [-30, 3]                            | [-30, 3]  |
| Log des écarts du recrutement ( $\omega_t$ )                | 67            | Aucun                               | Normal(0, 2)                                      |
| Log des écarts du recrutement initial ( $\omega_{init,t}$ ) | 8             | Aucun                               | Normal(0, 2)                                      |

Tableau 4. Valeurs a posteriori (2,5<sup>e</sup> centile, médiane et 97,5<sup>e</sup> centile) et estimations du mode de distribution a posteriori pour les paramètres clés du scénario de référence.  $R_0$  est en milliers de poissons.  $\hat{R}$  représente la statistique de réduction d'échelle potentielle et  $n_{\text{eff}}$  correspond au nombre réel de tirages effectués lors de la simulation (voir le corps du texte).  $q_1$  = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey,  $q_2$  = Commercial CPUE pre-1996,  $q_3$  = Commercial CPUE post-1995, and  $q_4$  = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

| Paramètre | 2,5 % | 50 %  | 97,5 % | DPM   | $n_{\text{eff}}$ | $\hat{R}$ |
|-----------|-------|-------|--------|-------|------------------|-----------|
| $R_0$     | 1 961 | 2 801 | 4 147  | 3 331 | 401              | 1,00      |
| $h$       | 0,430 | 0,733 | 0,943  | 0,789 | 831              | 1,00      |
| $M$       | 0,402 | 0,437 | 0,475  | 0,441 | 386              | 1,00      |
| $q_1$     | 0,042 | 0,062 | 0,090  | 0,060 | 702              | 1,00      |
| $q_2$     | 0,002 | 0,002 | 0,003  | 0,002 | 792              | 1,00      |
| $q_3$     | 0,001 | 0,002 | 0,003  | 0,002 | 701              | 1,00      |
| $q_4$     | 0,058 | 0,084 | 0,119  | 0,084 | 815              | 1,00      |

Tableau 5. Valeurs a posteriori (2,5<sup>e</sup> centile, médiane et 97,5<sup>e</sup> centile) des points de référence pour l'ensemble représentant la moyenne des modèles de la zone 3CD. La biomasse est en tonnes. Toutes les valeurs sont arrondies. Les rapports ont été calculés à l'aide de l'ensemble des distributions a posteriori et ne peuvent pas être calculés directement à partir du tableau.

| Point de référence | 2,5 %  | 50 %   | 97,5 % |
|--------------------|--------|--------|--------|
| $B_{2023}$         | 4 584  | 10 451 | 35 428 |
| $F_{2022}$         | 0,005  | 0,018  | 0,042  |
| PRL (1986)         | 4 443  | 8 863  | 27 213 |
| RSS (1956–2004)    | 16 430 | 28 547 | 81 114 |
| TEL (1956–2004)    | 0,022  | 0,064  | 0,115  |
| $B_{2023}/PRL$     | 0,773  | 1,161  | 1,695  |
| $B_{2023}/RSS$     | 0,251  | 0,361  | 0,505  |
| $F_{2022}/TEL$     | 0,194  | 0,279  | 0,413  |

Tableau 6. L'état des stocks au début de 2023, d'après la moyenne des modèles. Voir le texte pour les scénarios utilisés dans la moyenne du modèle.

| P(B2023 < PRL) | P(B2023 < RSS) | P(F2022 > TEL) |
|----------------|----------------|----------------|
| 0,23           | >0,99          | <0,01          |

Tableau 7. Probabilité que le stock soit inférieur aux points de référence sous le TAC = 0 pour une projection d'un an, d'après la moyenne des modèles. Voir le texte pour les scénarios utilisés dans la moyenne du modèle.

| 2023 Prise (mt) | P(B2024 < B2023) | P(B2024 < PRL) | P(B2024 < RSS) |
|-----------------|------------------|----------------|----------------|
| 0               | 0,34             | 0,16           | >0,99          |

### Figures

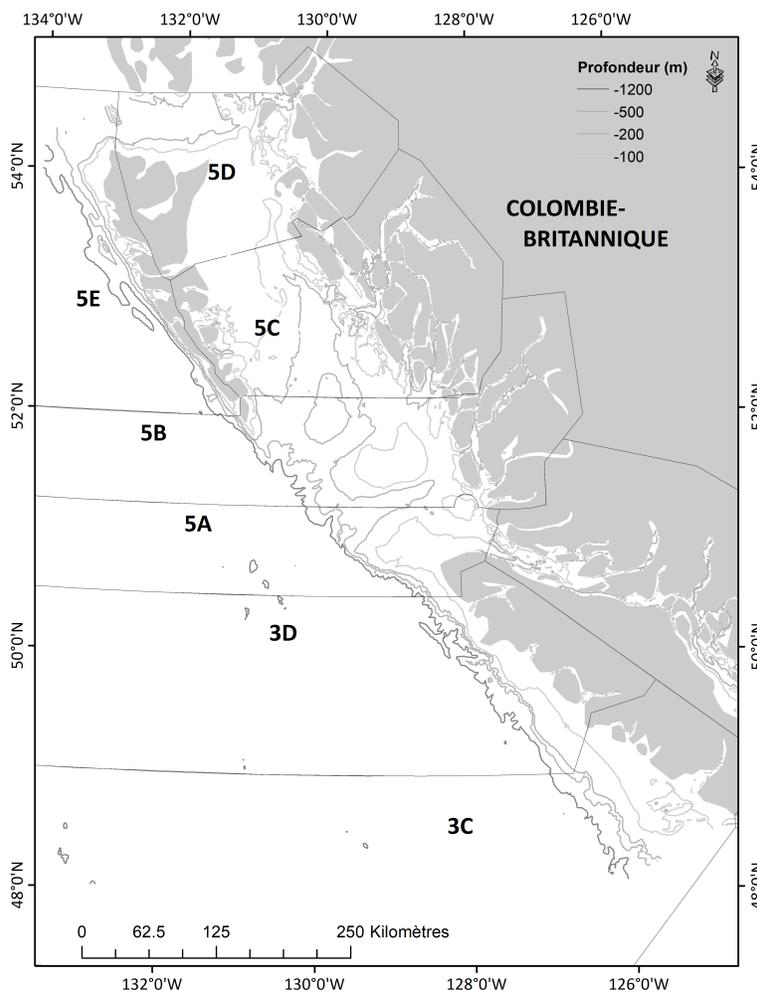


Figure 1. Carte montrant les zones de gestion 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver), 5AB (bassin de la Reine-Charlotte), 5 CD (déroit d'Hécate) et 5E (côte ouest de Haida Gwaii).

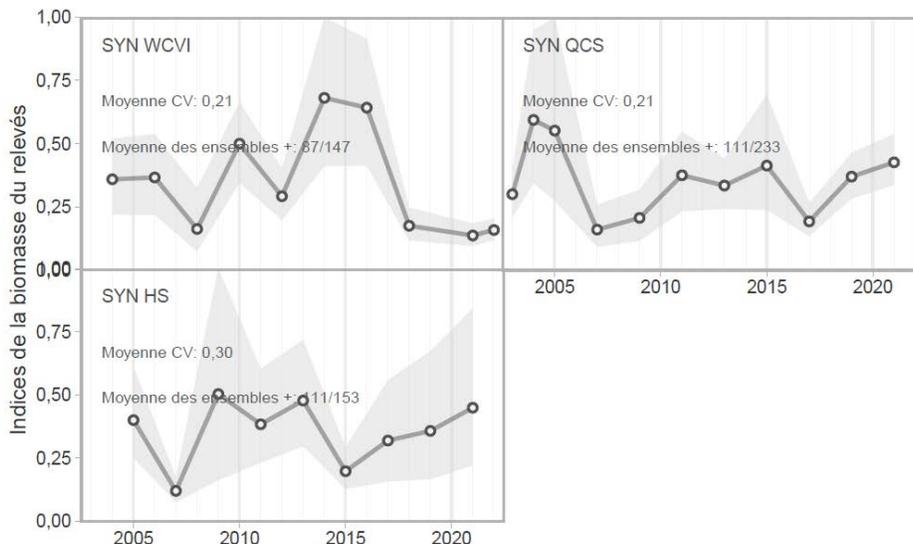


Figure 2. Données sur la morue du Pacifique tirées des relevés au chalut canadiens montrant la biomasse relative et les intervalles de confiance inférieurs et supérieurs associés. Les traits positifs représentent le nombre de traits de chalut dans lesquels des morues du Pacifique étaient présentes. SYN WCVI = relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; SYN QCS = relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte; SYN HS = relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate. Les indices des relevés synoptiques pour QCS et HS ne sont pas inclus dans cette évaluation, mais sont montrés à des fins de comparaison.

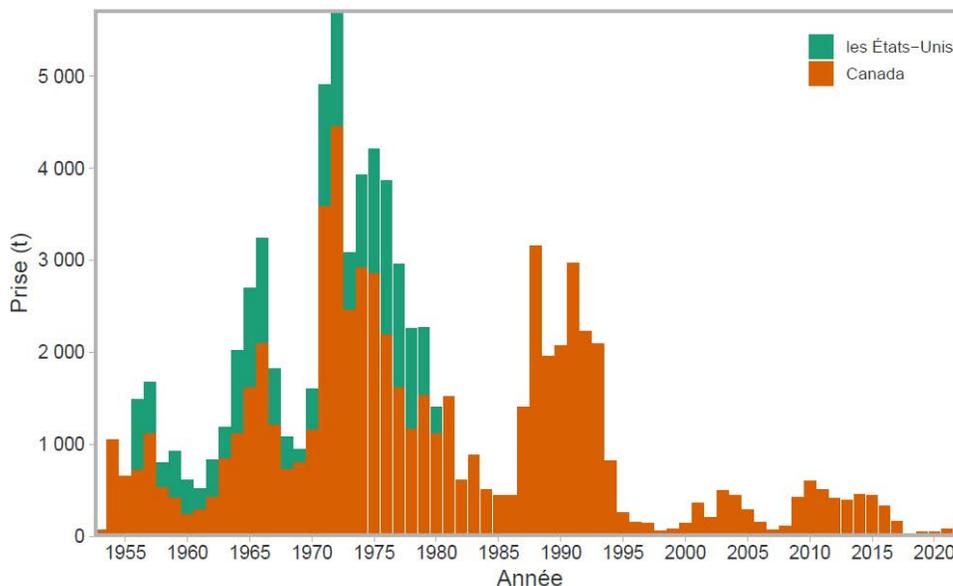


Figure 3. Prises pour la zone 3CD. Les prises canadiennes comprennent les rejets en mer.

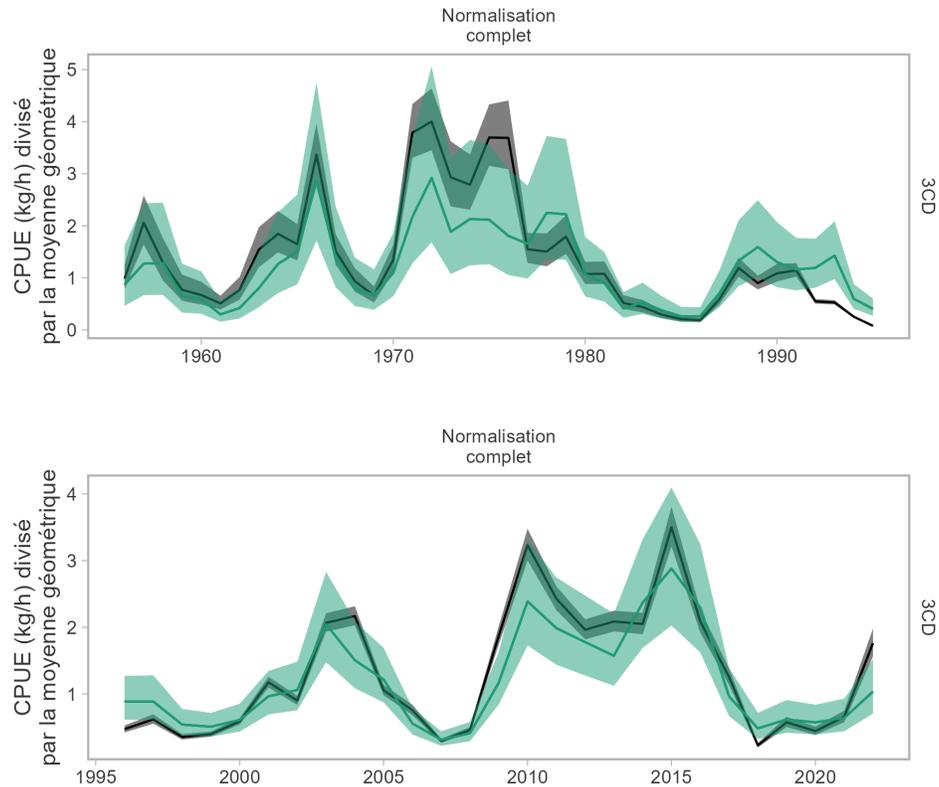


Figure 4. Modèles de normalisation des CPUE commerciales au chalut pour la période historique, 1956–1995 (en haut) et la période moderne, 1996–2022 (en bas). La ligne noire et la zone ombragée représentent un indice de CPUE associé à un seul prédicteur d'année (montré à des fins de comparaison, non utilisé dans cette évaluation). La ligne verte et la zone ombragée représentent un modèle de normalisation qui comprend tous les prédicteurs et les effets aléatoires lieu-par-année (espace-temps). Les interactions lieu et lieu-année sont ajustées comme des effets aléatoires et toutes les autres variables, comme des effets fixes.

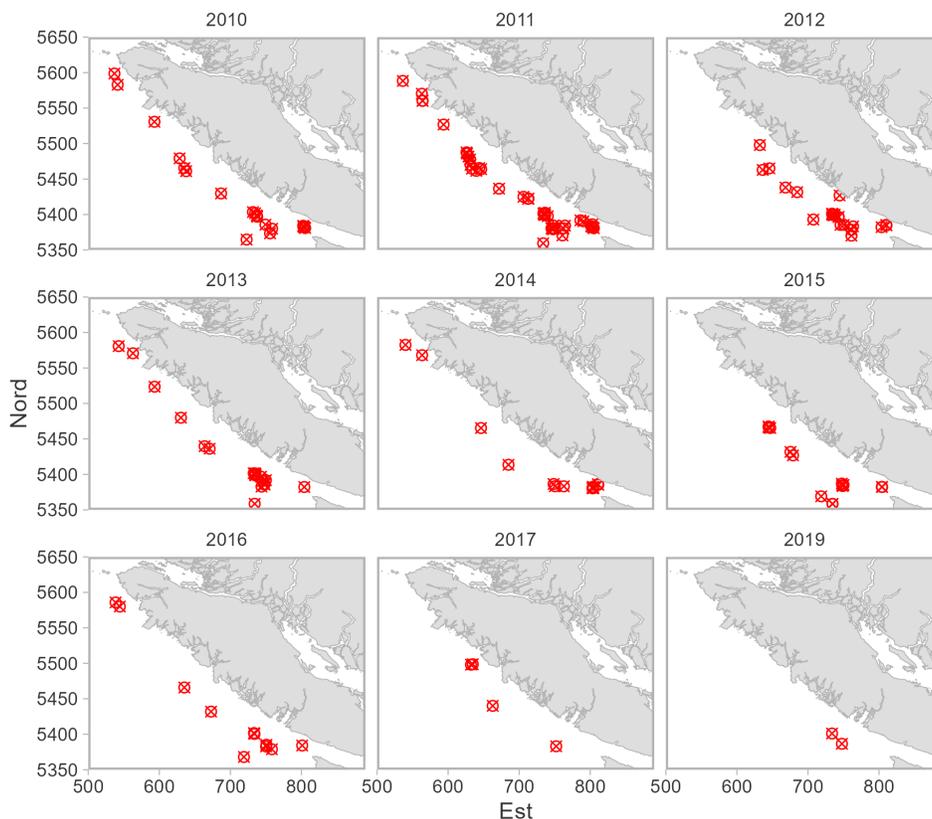


Figure 5. Emplacement des échantillons biologiques commerciaux de la morue du Pacifique par année. Le nombre total de poissons échantillonnés en 2017 était de 300. Le nombre total de poissons échantillonnés en 2019 était de 360. Voir l'annexe A pour le nombre de poissons échantillonnés des autres années.

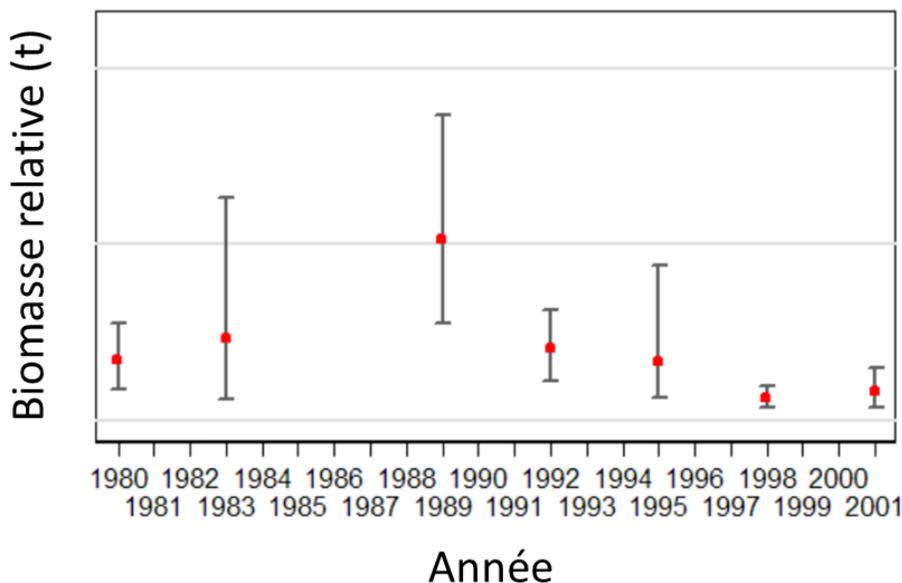


Figure 6. Estimations de la biomasse de morues du Pacifique tirées du relevé triennal du NMFS dans la région de Vancouver de la Commission internationale des pêcheries du Pacifique Nord (CIPPN) (eaux canadiennes seulement) et barres d'erreur de 95% estimées à partir de 1 000 autoamorçages.

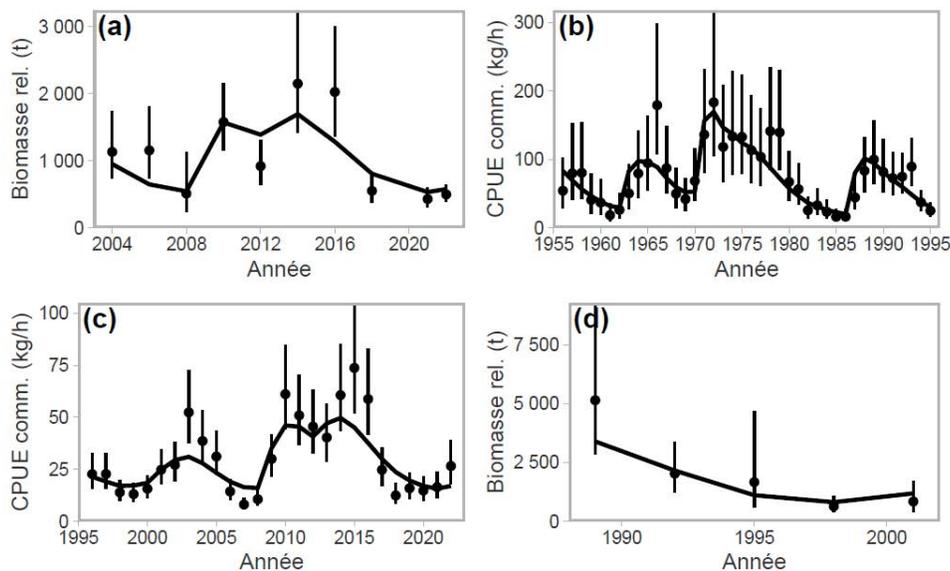


Figure 7. Ajustements du mode de distribution a posteriori du modèle de référence aux indices d'abondance observés (points) pour la zone 3CD provenant : a) du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; b) des CPUE commerciales antérieures à 1996; c) des CPUE commerciales postérieures à 1995; d) du relevé triennal du NMFS (portion canadienne). Par souci de clarté, seuls les résultats du mode de distribution a posteriori sont illustrés.

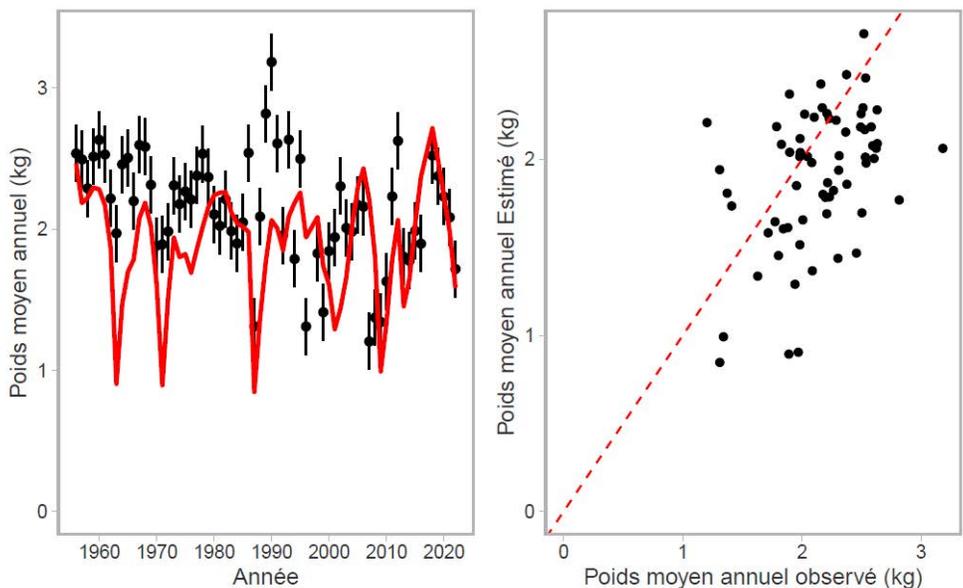


Figure 8. Ajustement du mode de distribution a posteriori du modèle de référence aux données sur le poids moyen. Par souci de clarté, seuls les résultats du mode de distribution a posteriori sont illustrés.

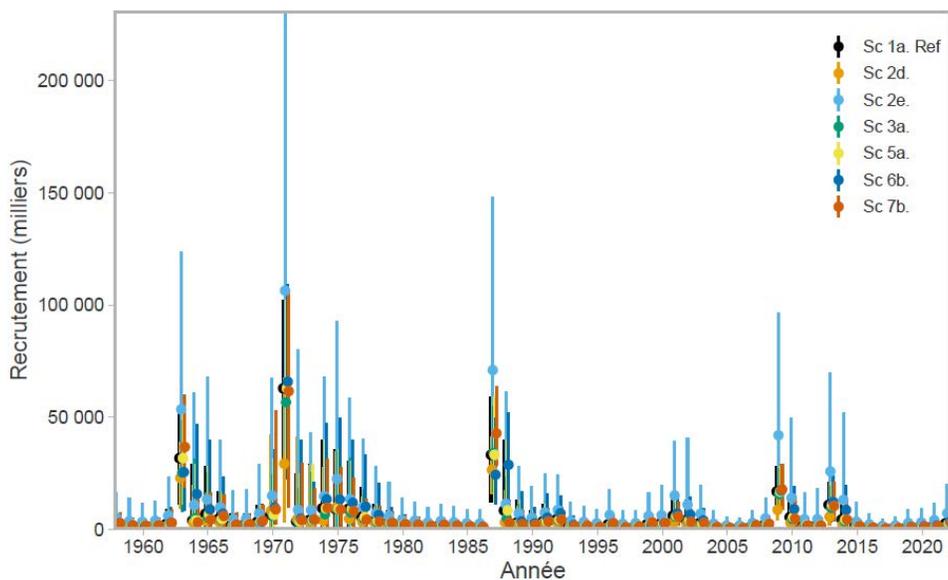


Figure 9. Sensibilité des estimations du recrutement aux sept cas de sensibilités utilisés pour la moyenne des modèles. Les points indiquent les médianes a posteriori et les barres représentent l'intervalle de crédibilité à 95%. Tous les modèles utilisent le même indice de poids moyen des prises commerciales que celui utilisé dans le modèle de référence (voir le tableau 9 pour les valeurs depuis 2010).

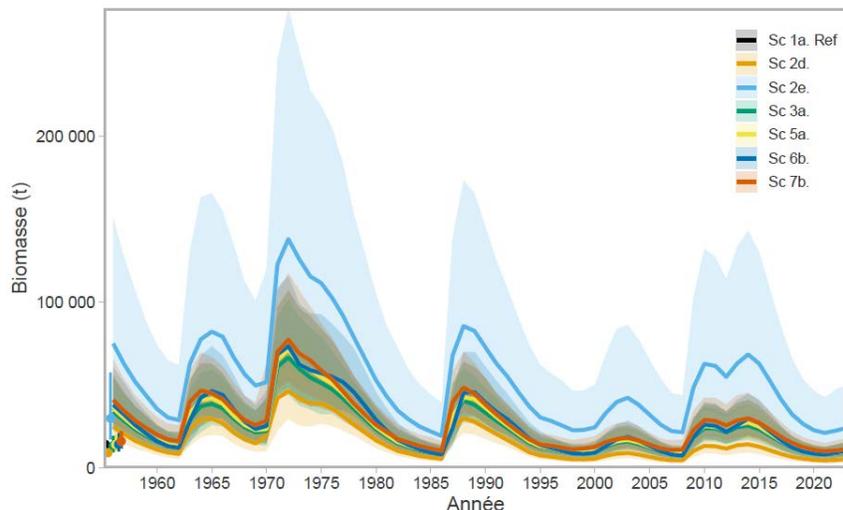


Figure 10. Sensibilité des estimations de la biomasse aux sept cas de sensibilités utilisés pour la moyenne des modèles. Les lignes pleines représentent les médianes a posteriori et les zones ombragées représentent l'intervalle de crédibilité à 95%. Tous les modèles utilisent le même indice de poids moyen des prises commerciales que celui utilisé dans le modèle de référence (voir le tableau 9 pour les valeurs depuis 2010).

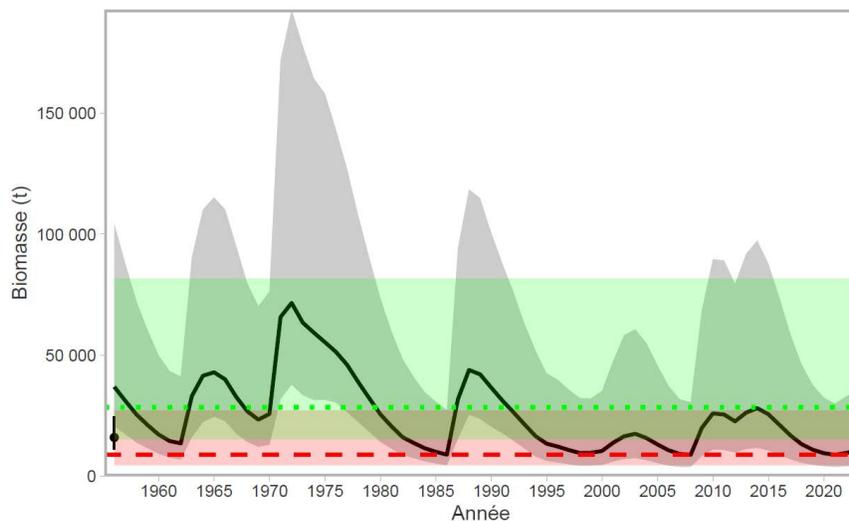


Figure 11. Biomasse a posteriori combinée pour l'ensemble représentant la moyenne des modèles. La ligne pleine noire représente la médiane a posteriori et la zone ombragée grise représente l'intervalle de crédibilité à 95%. La ligne pointillée verte illustre le RSS médian; la ligne pointillée rouge représente le PRL médian. Les zones ombragées en rouge et vert représentent les intervalles de crédibilité à 95% du PRL et du RSS, respectivement.

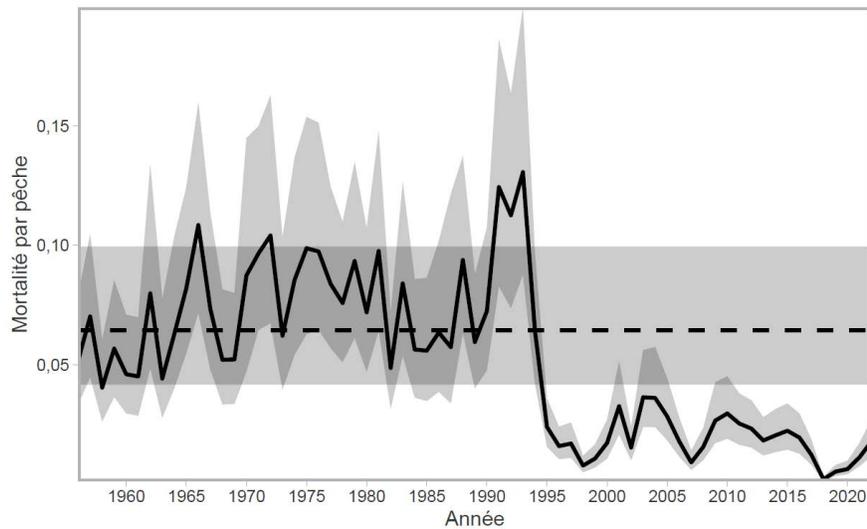


Figure 12. Mortalité par pêche a posteriori combinée pour l'ensemble représentant la moyenne des modèles. La ligne pleine noire représente la médiane a posteriori et la zone ombragée représente l'intervalle de crédibilité à 95%. La ligne pointillée noire représente le PRL médian et la zone ombragée horizontale représente l'intervalle de crédibilité à 95%.

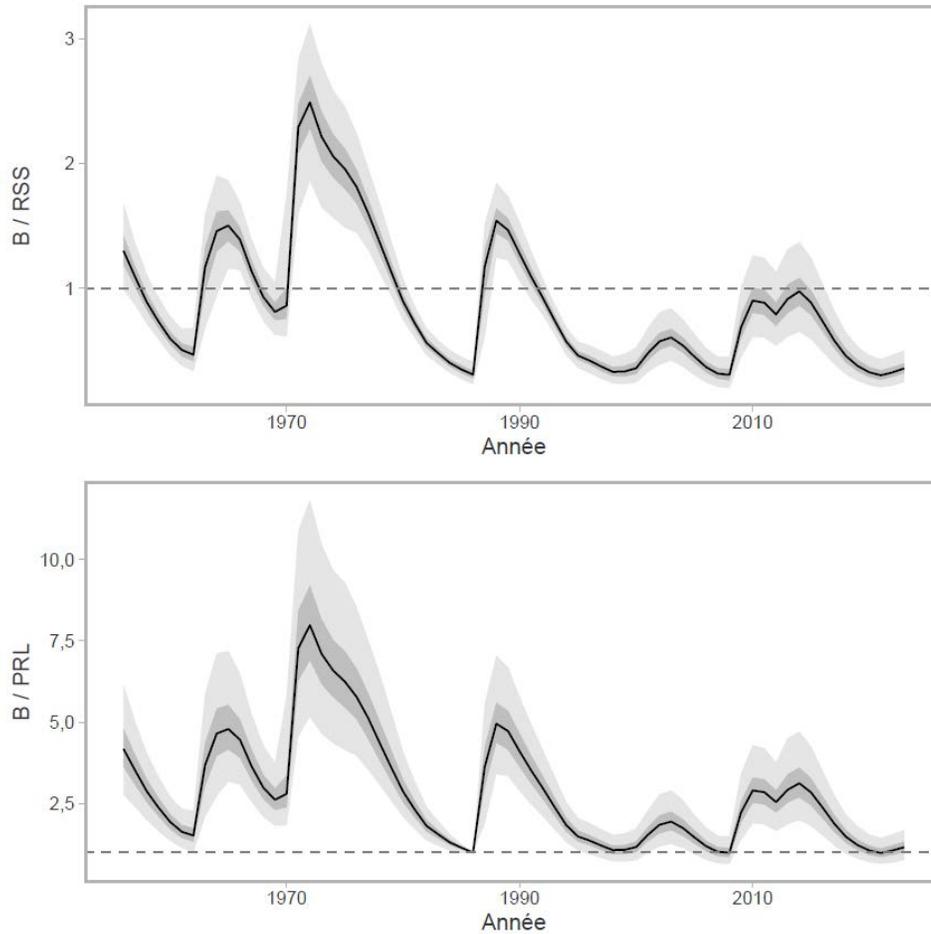


Figure 13. Biomasse a posteriori combinée relativement au RSS et au PRL pour l'ensemble représentant la moyenne des modèles. La ligne pleine noire représente la médiane a posteriori et les zones ombragées grises représentent les intervalles de crédibilité à 50% et 95%. Les lignes horizontales pointillées représentent un rapport de 1.

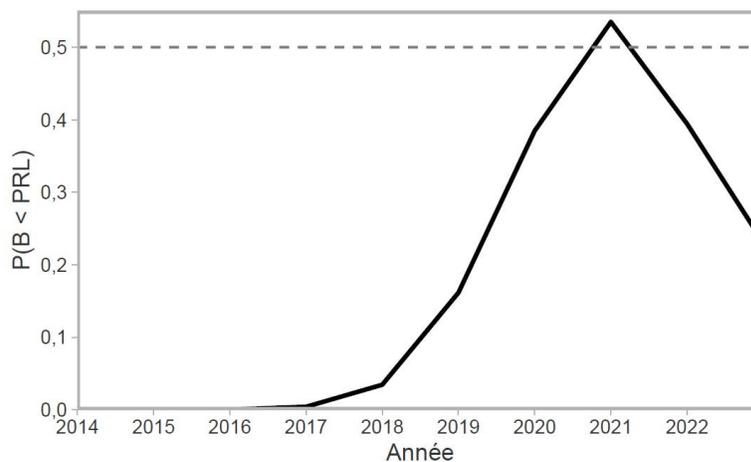


Figure 14. Probabilité que la biomasse soit inférieure au PRL de 2014 à 2023. La ligne horizontale pointillée indique un seuil de probabilité de 0,5.

## Collaborateurs

| Name          | Affiliation                                      | Role             |
|---------------|--|------------------|
| Robyn Forrest | Direction des sciences, MPO, région du Pacifique | Auteur           |
| Sean Anderson | Direction des sciences, MPO, région du Pacifique | Auteur           |
| Ian Stewart   | International Pacific Halibut Commission         | Réviseur         |
| Daniel Ricard | Direction des sciences, MPO, région du Golfe     | Réviseur         |
| Dana Haggarty | Direction des sciences, MPO, région du Pacifique | Comité directeur |
| Steven Schut  | Direction des sciences, MPO, région du Pacifique | Comité directeur |

## Approuvé par

Andrew Thomson  
 Directeur régional  
 Direction des sciences, Région du Pacifique  
 Pêches et Océans Canada  
 Le 30 novembre 2023

## Sources d'information

- Abookire, A.A., Litzow, M.A., Malick, M.J., et Laurel, B.J. 2022. Post-Settlement Abundance, Condition, and Survival in a Climate-Stressed Population of Pacific Cod. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 79(6): 958-968.
- Anderson, S.C., Forrest, R.E., Huynh, Q.C., et Keppel, E.A. 2021. [Un cadre des procédures de gestion pour le poisson de fond en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/007. vi + 150 p.
- Barbeaux, S.J., Holsman, K., et Zador, S. 2020. Marine heatwave stress test of ecosystem-based fisheries management in the Gulf of Alaska Pacific cod fishery. *Front. Mar. Sci.* 7.
- Deriso, R.B. 1980. Harvesting Strategies and Parameter Estimation for an Age-Structured Model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37(2): 268-282.
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J., et McClelland, E.K. 2015. [Assessment of Pacific Cod \(\*Gadus macrocephalus\*\) for Hecate Strait \(5CD\) and Queen Charlotte Sound \(5AB\) in 2013](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/052. xii + 197 p.
- Forrest, R.E., Holt, K.R., et Kronlund, A.R. 2018. Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 206: 259-286.
- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., et Starr, P.J. 2020. [Évaluation de la morue du Pacifique \(\*Gadus macrocephalus\*\) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte \(zone 5ABCD\), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver \(zone 3CD\) en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070: v + 226 p.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A., et Sibert, J. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical

- inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim. Methods Softw.* 27: 233-249.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dunson, D.B., Vehtari, A., et Rubin, D.B. 2014. *Bayesian Data Analysis*. Dans Third. Chapman & Hall, Boca Raton, FL.
- Gelman, A., et Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7(4): 457-472.
- Haist, V., et Fournier, D. 1995. Hecate Strait Pacific Cod assessment for 1995 and recommended yield options for 1996. PSARC Working Paper G: 95-3 p.
- Haist, V., et Fournier, D. 1998. Hecate Strait Pacific Cod assessment for 1998 and recommended yield options for 1999. PSARC Working Paper G: 98-3 p.
- Huynh, Q.C., Hordyk, A.R., Forrest, R.E., Porch, C.E., Anderson, S.C., et Carruthers, T.R. 2020. The interim management procedure approach for assessed stocks: Responsive management advice and lower assessment frequency. *Fish and Fisheries* 21(3): 663-679.
- ICES. 2022. [ICES technical guidance for harvest control rules and stock assessments for stocks in categories 2 and 3](#). In Report of ICES Advisory Committee, 2022. ICES Advice 2022, Section 16.4.11.
- Laurel, B.J., Abookire, A., Barbeaux, S.J., Almeida, L.Z., Copeman, L.A., Duffy-Anderson, J., Hurst, T.P., Litzow, M.A., Kristiansen, T., Miller, J.A., Palsson, W., Rooney, S., Thalmann, H.L., et Rogers, L.A. 2023. [Pacific cod in the Anthropocene: An early life history perspective under changing thermal habitats](#). *Fish and Fisheries*: faf.12779.
- Laurel, B.J., et Rogers, L.A. 2020. Loss of Spawning Habitat and Prerecruits of Pacific Cod during a Gulf of Alaska Heatwave. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 77(4): 644-650.
- McCullagh, P., et Nelder, J.A. 1989. *Generalized linear models*. Chapman & Hall, New York.
- Mildenberger, T.K., Berg, C.W., Pedersen, M.W., Kokkalis, A., et Nielsen, J.R. 2019. Time-variant productivity in biomass dynamic models on seasonal and long-term scales. *ICES Journal of Marine Science*: fsz154.
- MPO. 2009. [Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#).
- MPO. 2019a. [Évaluation de la morue du Pacifique de la Colombie-Britannique dans les zones 3CD et 5ABCD en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2019/008.
- MPO. 2019b. [Évaluation des stocks de veuves \(\*Sebastes entomelas\*\) de la Colombie-Britannique en 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2019/044.
- MPO. 2020a. [Évaluation du stock de bocaccio \(\*Sebastes paucispinis\*\) de la Colombie-Britannique en 2019 et lignes directrices relatives à l'élaboration de plans de rétablissement](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2020/025.
- MPO. 2020b. [Évaluation des stocks du complexe des sébastes à œil épineux et à taches noires \(\*Sebastes aleutianus/melanostictus\*\) de la Colombie-Britannique en 2020](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2020/047.

- MPO. 2021. [Mise à jour sur l'état des stocks de morues du Pacifique \(\*Gadus macrocephalus\*\) au large de la côte ouest de l'île de Vancouver \(zone 3CD\) ainsi que dans le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte \(zone 5ABCD\) en 2020](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO Rép. des Sci. 2021/002.
- MPO. 2023. [Poissons de fond, Région du Pacifique 2023. Résumé du plan de gestion intégrée des pêches. En vigueur le 21 février 2023](#).
- Starr, P.J., et Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(\*Sebastolobus alascanus\*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Starr, P.J., et Haigh, R. 2021. [Évaluation du stock de goberge de l'Alaska \(\*Theragra chalcogramma\*\) pour la Colombie-Britannique en 2017](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/004. vii + 265 p.
- Stewart, I.J., Forrest, R.E., Grandin, C.J., Hamel, O.S., Hicks, A.C., Martell, S.J.D., et Taylor, I.G. 2011. Status of the Pacific hake (whiting) stock in U.S. and Canadian waters in 2011. Joint U.S. and Canadian Hake Technical Working Group.
- Stewart, I.J., et Hicks, A.C. 2016. Assessment of the Pacific halibut (*Hippoglossus stenolepis*) stock at the end of 2016. International Pacific Halibut Commission Report of Assessment and Research Activities: 365-394.

## Annexe A. Changements dans l'échantillonnage des longueurs commerciales

La pêche commerciale au chalut de fond du poisson de fond fait l'objet d'une surveillance en mer et de vérifications à quai complètes à 100 %. Depuis 2020, aucun observateur en mer indépendant n'a été déployé sur les navires, et par conséquent, la surveillance en mer à 100 % requise est désormais assurée au moyen d'un système de surveillance électronique (SE), dans lequel plusieurs caméras sont déployées sur les chalutiers afin de filmer toutes les activités de capture, de tri et de rejet des poissons. Même si ce système a permis de continuer de produire sans trop de problèmes des flux de données sur les prises, il a entraîné l'arrêt complet de l'échantillonnage biologique commercial en mer. Toutefois, même avant le passage au système de SE, l'échantillonnage de la morue du Pacifique avait été réduit, comme le présente le tableau ci-dessous.

*Tableau 8. : Résumé des échantillons de longueur des prises commerciales depuis 1996 pour la zone 3CD. Les longueurs moyennes ne sont pas pondérées par les prises et sont présentées pour représenter les baisses de l'effort d'échantillonnage depuis 2015.*

| Année | N. échantillons | N. longueurs | Longueur moyenne brute | Écart-type long. | Erreur-type long. |
|-------|-----------------|--------------|------------------------|------------------|-------------------|
| 1996  | 1               | 174          | 49,32                  | 5,74             | 0,44              |
| 1998  | 1               | 262          | 54,85                  | 6,85             | 0,42              |
| 1999  | 6               | 748          | 42,56                  | 15,24            | 0,56              |
| 2000  | 5               | 927          | 47,21                  | 17,06            | 0,56              |
| 2001  | 21              | 2950         | 49,14                  | 12,83            | 0,24              |
| 2002  | 22              | 2493         | 56,29                  | 13,95            | 0,28              |
| 2003  | 22              | 2658         | 49,14                  | 13,04            | 0,25              |
| 2004  | 47              | 5895         | 53,29                  | 11,08            | 0,14              |
| 2005  | 55              | 6738         | 53,85                  | 13,33            | 0,16              |
| 2006  | 11              | 1099         | 54,79                  | 11,83            | 0,36              |
| 2007  | 8               | 625          | 38,38                  | 13,32            | 0,53              |
| 2008  | 10              | 1076         | 50,30                  | 9,34             | 0,28              |
| 2009  | 19              | 1926         | 45,19                  | 13,48            | 0,31              |
| 2010  | 20              | 2321         | 48,32                  | 10,88            | 0,23              |
| 2011  | 43              | 3907         | 55,90                  | 9,70             | 0,16              |
| 2012  | 25              | 2266         | 55,95                  | 14,85            | 0,31              |
| 2013  | 20              | 1893         | 49,24                  | 12,94            | 0,30              |
| 2014  | 17              | 1373         | 54,72                  | 10,85            | 0,29              |
| 2015  | 12              | 1233         | 54,69                  | 10,73            | 0,31              |
| 2016  | 11              | 882          | 52,02                  | 11,07            | 0,37              |
| 2017  | 4               | 300          | 63,44                  | 9,46             | 0,55              |
| 2019  | 2               | 360          | 49,56                  | 8,36             | 0,44              |

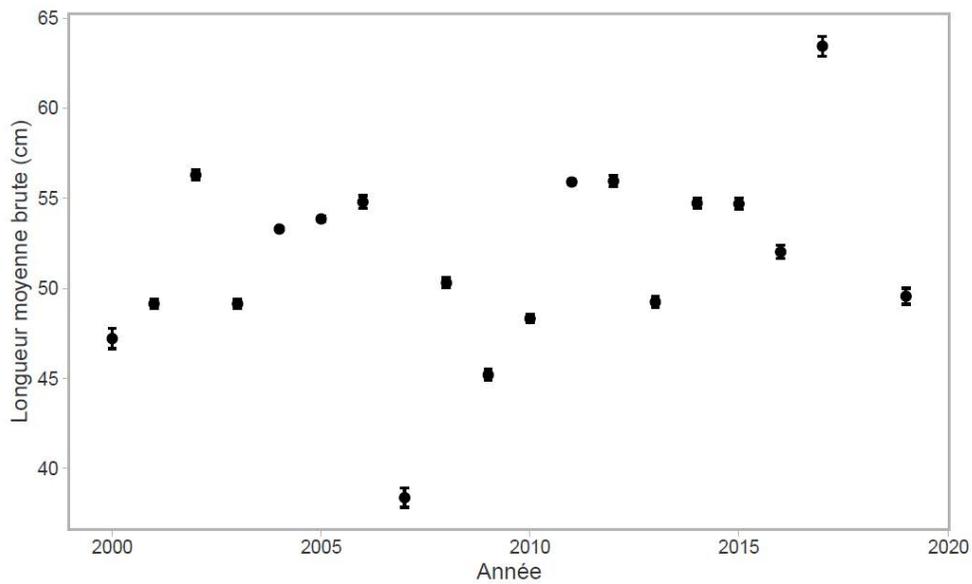


Figure 15. Somme des longueurs moyennes brutes dans les prises commerciales depuis 2000 pour la zone 3CD, montrant la valeur anormalement élevée en 2017. Les longueurs moyennes sont pondérées par les prises. Les points représentent les moyennes et les segments verticaux représentent une erreur type de plus ou moins un (certaines cachées derrière les points).

## Annexe B. Développement d'indice de poids moyen

### Méthodes

Pour l'indice de poids moyen des prises commerciales, nous avons suivi les étapes de l'annexe C du document de Forrest *et al.* (2020), qui décrit la méthodologie de la pondération pour les longueurs des prises commerciales afin de produire un indice de poids moyen des prises commerciales, pondéré par le trimestre séquentiel et le poids des prises. Nous avons adapté l'approche pour le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver en remplaçant la pondération par trimestre séquentiel, ce qui a été effectué pour les échantillons commerciaux, par une pondération par strate de profondeur (équations 3 et 4). Nous avons procédé ainsi, car le relevé est pondéré par strate de profondeur. Il convient de noter que pour l'indice de poids moyen des relevés, nous avons dérivé les poids des poissons individuels à partir des longueurs mesurées, en utilisant les paramètres longueur-poids publiés (Forrest *et al.* 2020) plutôt que d'utiliser les poids que l'on a directement mesurés (équation 1). Nous avons décidé d'utiliser les poids dérivés des longueurs mesurées, car beaucoup plus de poissons ont été mesurés que pesés. Cette façon de faire correspond également à l'approche utilisée pour l'indice de poids moyen des prises commerciales. Le calcul de l'indice de poids moyen des relevés a été effectué selon les étapes suivantes. Par souci de simplicité, nous avons supprimé les indices des années.

1. Pour chaque spécimen  $i$ , dans chaque identifiant  $j$ , dans chaque strate de profondeur  $s$ , convertir la longueur individuelle ( $L_{i,j,s}$ ) en poids ( $W_{i,j,s}$ ) :

$$W_{i,j,s} = \alpha L_{i,j,s}^{\beta} \quad (1)$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres longueur-poids constants, où les valeurs des paramètres longueur-poids sont  $\alpha = 0,00000765616$  and  $\beta = 3,08$ .

2. Calculer le poids moyen ( $W_j$ ) pour chaque strate de profondeur  $j$ , dans chaque strate de profondeur  $s$  :

$$W_{j,s} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{j,s}} w_{i,j,s}}{N_{j,s}} \quad (2)$$

où  $N_{j,s}$  est le nombre de poids  $W_{i,j,s}$  dans l'identification de l'échantillon  $j$  et la strate de profondeur  $s$ .

3. Calculer le poids moyen ( $W_s$ ) pour chaque strate de profondeur  $s$ , pondéré par le poids des échantillons  $S_{j,s}$ :

$$W_s = \frac{\sum_{j=1}^{N_s} W_{j,s} S_{j,s}}{\sum_{j=1}^{N_s} S_{j,s}} \quad (3)$$

où  $N_s$  est le nombre d'échantillons dans la strate de profondeur  $s$ .

4. Calculer le poids moyen des relevés annuels ( $W$ ), pondéré par les prises  $C_s$  dans chaque strate  $s$ :

$$W = \frac{\sum_{s=1}^K W_s C_s}{\sum_{s=1}^K C_s} \quad (4)$$

où  $K$  est le nombre de strates de profondeur ayant fait l'objet d'un relevé cette année-là.

## Résultats

L'indice de poids moyen des prises commerciales, calculé au moyen des méthodes de l'annexe C du document de Forrest *et al.* (2020) est présenté dans la figure 16, qui montre également les deux valeurs d'indice que l'on a supprimées en raison d'un faible effort d'échantillonnage (2017 et 2019, voir annexe A). La figure 17 montre la relation entre les poids directement observés (à partir des poissons pesés individuellement) et les poids calculés (obtenus au moyen de l'équation 1). La figure 18 compare l'indice de poids moyen des prises commerciales (figure 18) à l'indice de poids moyen des relevés obtenu au moyen des équations 1–4.

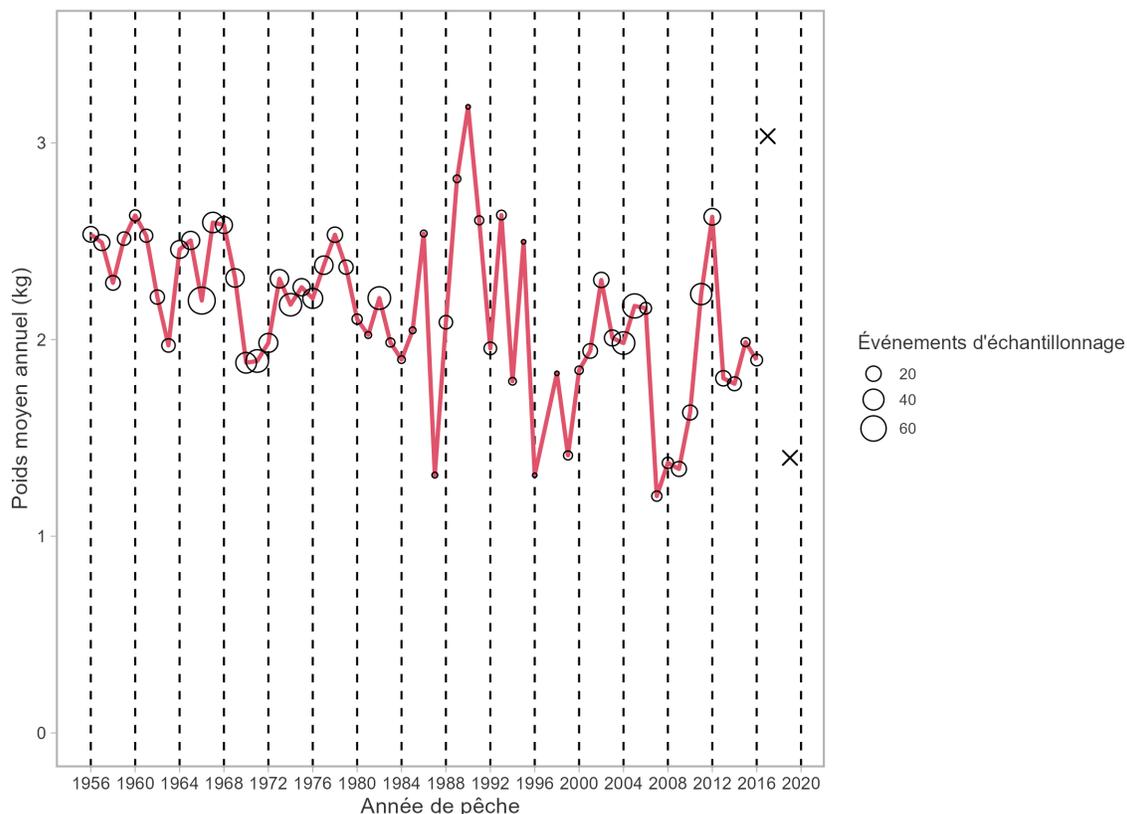


Figure 16. Série chronologique de la série de poids moyen des prises commerciales, calculée au moyen des méthodes présentées dans le document de Forrest *et al.* (2020). La surface des cercles représente le nombre d'événements d'échantillonnage. Les croix noires représentent les valeurs de l'indice de 2017 et 2019, que l'on a retirées de l'analyse en raison de la faible taille des échantillons (voir annexe A).

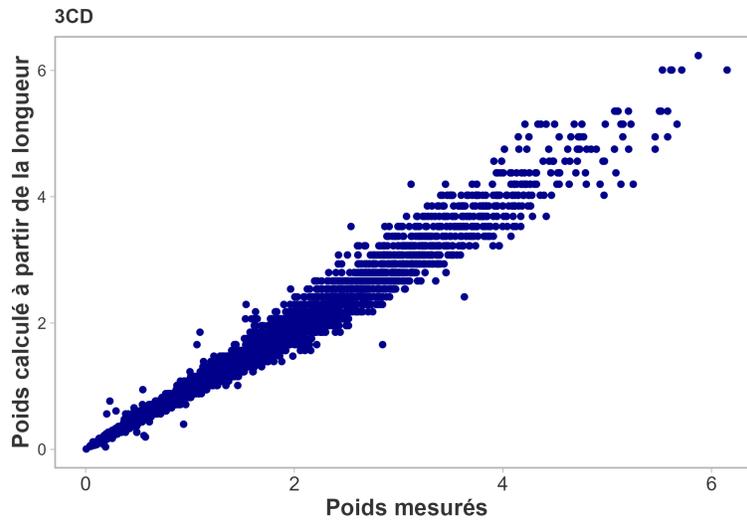


Figure 17. Poids observés et poids calculés tirés du relevé réalisé sur la COIV; toutes les années, toutes les strates de profondeur.

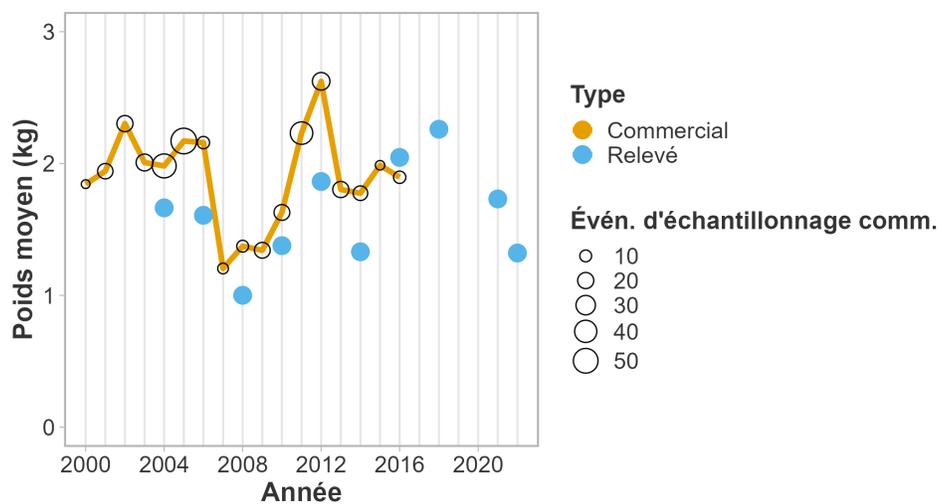


Figure 18. Comparaison de l'indice de poids moyen des prises commerciales (ligne) et de l'indice de poids moyen des relevés (points). La surface des cercles des prises commerciales indique le nombre d'événements d'échantillonnage. Pour faciliter la compréhension, l'indice de poids moyen des prises commerciales est tronqué pour commencer en 2000.

## Annexe C. Modèle linéaire généralisé pour prédire l'indice de poids moyen commercial

### Méthodes

Nous avons utilisé un MLG avec des observations distribuées en gamma et un lien logarithmique (McCullagh et Nelder 1989 p. 292), pour estimer les poids moyens des prises commerciales ( $y_t$ ) au cours de l'année  $t$  à partir des poids moyens des relevés ( $W_t$ ) calculés à l'annexe B. Notre modèle a été ajusté de la manière qui suit

$$y_t \sim \text{Gamma}(\phi, \mu_t/\phi), \quad (5)$$

$$\log(\mu_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(W_t), \quad (6)$$

où  $\mu_t$  représente la valeur prévue au moment  $t$ ,  $\beta_0$  et  $\beta_1$  représentent un point d'intersection et une pente,  $\phi$  représente le paramètre de forme gamma, et le terme  $\mu_t/\phi$  représente l'échelle gamma. Le paramètre de forme peut être reparamétré en coefficient de variation (CV) comme  $\phi = 1/CV^2$  ou  $CV = 1/\sqrt{\phi}$ .

### Résultats

La figure 19 montre l'indice de poids moyen des prises commerciales représenté par rapport à l'indice de poids moyen des relevés, avec la ligne de régression linéaire. Le MLG a estimé un point d'intersection ( $\beta_0$ ) de 0,34 (IC 95 % : 0,13–0,57), ou 1,41 kg (IC 95 % : 1,14–1,76 kg) dans l'espace naturel (figure 19). Le modèle a estimé  $\beta_1$  à 0,75 (IC 95 % : 0,25–1,17), ce qui signifie qu'une augmentation de 1 % du poids moyen des relevés était associée à une augmentation de 0,75 % (IC 95 % : 0,25 %–1,17 %) du poids moyen des prises commerciales (figure 19). Le CV a été estimé à 0,12. Un diagramme quantile-quantile des résidus transformés pour avoir une distribution normale (0, 1) si le modèle était cohérent avec les données n'a pas révélé d'importante déviation par rapport aux valeurs attendues (figure 20).

La figure 21 montre les séries chronologiques de trois indices : l'indice de poids moyen des relevés, l'indice de poids moyen des prises commerciales observé et l'indice de poids moyen des prises commerciales prédit par le MLG. On peut observer une bonne concordance entre les indices de poids moyen des prises commerciales et des relevés. Les poids moyens des prises commerciales prédits correspondent presque parfaitement aux poids moyens des prises commerciales observés entre 2004 et 2010, et en 2014. Les prédictions ont sous-estimé l'indice des prises commerciales observé en 2012 et l'ont sous-estimé en 2016.

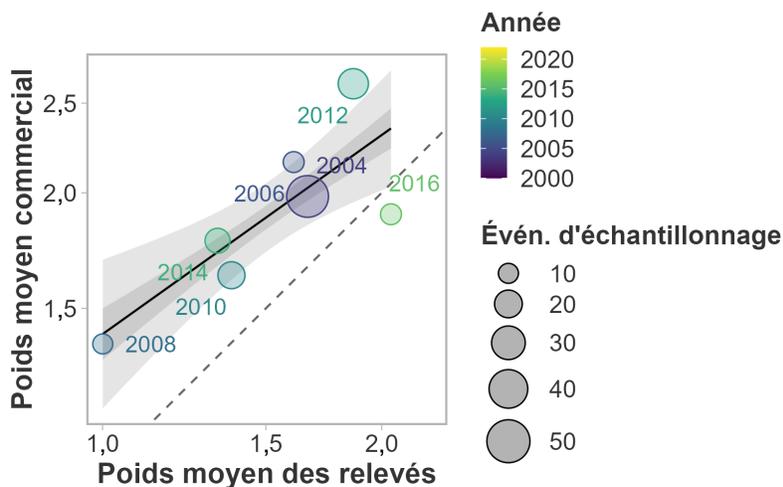


Figure 19. Indice de poids moyen des prises commerciales et indice de poids moyen des relevés. La ligne pleine représente la moyenne du MLG; les zones ombrées foncées et pâles représentent les intervalles de confiance à 50% et à 95%. La surface des cercles représente le nombre d'événements d'échantillonnage et la couleur représente l'année. La ligne diagonale représente une relation bijective.

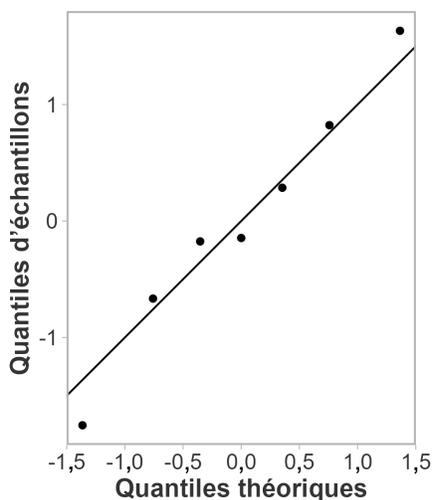


Figure 20. Diagramme quantile-quantile du MLG prédisant le poids moyen des prises commerciales à partir du poids moyen des relevés. On a transformé les résidus pour avoir une distribution normale (0, 1) si le modèle était cohérent avec les données. La ligne représente une relation bijective.

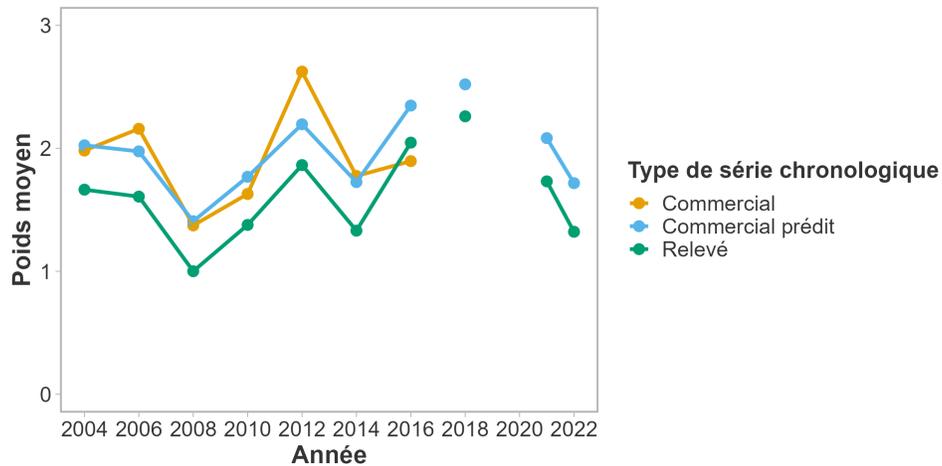


Figure 21. Comparaison entre l'indice de poids moyen des relevés, l'indice de poids moyen des prises commerciales observé et l'indice de poids moyen des prises commerciales prédit par le MLG. Pour faciliter la compréhension, on a tronqué l'indice de poids moyen des prises commerciales pour commencer en 2004, qui constitue l'année du premier relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver.

## Annexe D. Sensibilité du modèle au traitement de l'indice de poids moyen

On a évalué quatre scénarios afin d'étudier la sensibilité potentielle du modèle d'évaluation des stocks à différents traitements de l'indice de poids moyen des prises commerciales. Tous les modèles étaient basés sur le modèle de référence. Tous les scénarios ont utilisé l'indice de poids moyen des prises commerciales dérivé des échantillons de longueur des prises commerciales de 1956 à 2016. Aucun scénario ne comprenait de point d'indice pour 2017, comme pour les évaluations précédentes. Les quatre scénarios sont les suivants :

Sc. 1a Référence : Pour 2018-2022, utiliser les valeurs prédites par le MLG pour 2018, 2021 et 2022. Utiliser l'interpolation linéaire entre 2018 et 2021 pour obtenir les valeurs pour 2019 et 2020. On a utilisé ce modèle comme base pour tous les modèles d'évaluation de l'état des stocks en 2023 (voir le corps du présent document).

Sc 2 : Pour 2018-2022, utiliser les valeurs prédites par le MLG pour 2018, 2021 et 2022. Ne pas utiliser les valeurs interpolées pour 2019 et 2020.

Sc 3 : Pour les sept dernières années de la série chronologique, utiliser la même approche que pour l'évaluation de 2020 (MPO 2021), c.-à-d. utiliser l'indice de poids moyen des prises commerciales pour 2016, 2019 et 2020, la valeur de 2020 ayant été fixée au même niveau que celle de 2019. Continuer à utiliser la valeur de 2019 pour 2021 et 2022.

Sc. 4 : Identique au Sc. 3, mais n'utiliser aucune valeur 2021 et 2022. Les valeurs de l'indice depuis 2010 sont présentées dans le tableau 9.

Tableau 9. Comparaison des valeurs de poids moyen utilisées dans les quatre scénarios d'indice de poids moyen des prises commerciales. Pour faciliter la compréhension, on a tronqué la série pour commencer en 2010.

| Année | Sc 1a. Ref | Sc. 2 | Sc. 3 | Sc. 4 |
|-------|------------|-------|-------|-------|
| 2010  | 1,629      | 1,629 | 1,629 | 1,629 |
| 2011  | 2,231      | 2,231 | 2,231 | 2,231 |
| 2012  | 2,624      | 2,624 | 2,624 | 2,624 |
| 2013  | 1,803      | 1,803 | 1,803 | 1,803 |
| 2014  | 1,775      | 1,775 | 1,775 | 1,775 |
| 2015  | 1,987      | 1,987 | 1,987 | 1,987 |
| 2016  | 1,896      | 1,896 | 1,896 | 1,896 |
| 2017  | NA         | NA    | NA    | NA    |
| 2018  | 2,520      | 2,520 | NA    | NA    |
| 2019  | 2,375      | NA    | 1,399 | 1,399 |
| 2020  | 2,229      | NA    | 1,399 | 1,399 |
| 2021  | 2,083      | 2,083 | 1,399 | NA    |
| 2022  | 1,717      | 1,717 | 1,399 | NA    |

Les ajustements du modèle de densité a posteriori maximale (DPM) à l'indice de poids moyen des prises commerciales des quatre scénarios sont présentés à la figure 8 et aux figures 22 à 24. Comme dans le modèle de référence (figure 7.8), les ajustements de l'indice de poids moyen dans les scénarios de rechange étaient généralement mauvais pour la première partie de la série chronologique, les modèles ayant tendance à sous-estimer le poids moyen observé pour les années antérieures au début de la surveillance en mer.

Les modèles pour lesquels on a utilisé les valeurs de l'indice du MLG à partir de 2018 (Sc. 1a Référence et Sc. 2) correspondent bien à l'indice de poids moyen des prises commerciales (figures 8 et 22). L'ajustement était semblable pour les scénarios avec et sans interpolation en 2019-2020. Les modèles sans valeur du MLG (Sc. 3 et 4) n'étaient pas bien ajustés à l'indice de poids moyen des prises commerciales à partir de 2018 (figures 23 et 24). Dans ces scénarios, les poids moyens de poids moyen des prises commerciales prédits par les modèles ont suivi une tendance similaire à celle des Sc. 1 et 2, avec un sommet en 2018, suivi d'un déclin.

Cette tendance est conforme aux prévisions de recrutement des quatre modèles (figure 25), qui ont estimé un faible recrutement entre 2016 et 2018. Une population avec moins de recrues devrait avoir un poids moyen plus élevé que la moyenne. Les modèles ont estimé une augmentation du recrutement entre 2019 et 2022, ce qui pourrait expliquer le déclin subséquent estimé du poids moyen des prises commerciales. Les quatre modèles présentaient une tendance de recrutement semblable, de laquelle nous déduisons que les autres sources de données du modèle ont eu une plus grande incidence sur les probabilités du modèle que l'indice de poids moyen des prises commerciales, c'est-à-dire que les déclinés dans l'indice des relevés, les prises commerciales et la CPUE des prises commerciales indiquaient tous un faible recrutement et un poids moyen plus élevé en 2018 (figures 2 à 4). Sur la base de ces résultats, nous considérons que l'indice de poids moyen des relevés, utilisé pour dériver l'indice des prises commerciales dans les Sc. 1 et 2, est cohérent avec les autres sources de données et représente mieux les tendances de poids moyen sous-jacentes que la simple extrapolation de l'indice de poids moyen de 2019, comme dans les Sc. 3 et 4).

Les estimations a posteriori de la biomasse des quatre scénarios sont présentées dans la figure 26, ce qui permet d'observer que les quatre modèles ont estimé une tendance similaire pour la biomasse. Compte tenu de la cohérence de l'indice de poids moyen des prises commerciales dérivé du MLG avec d'autres sources de données, et des faibles différences dans les estimations de la biomasse entre les scénarios, le premier scénario (Sc. 1a Référence) a été utilisé comme modèle de référence et comme base pour les six autres modèles dans l'ensemble représentant la moyenne des modèles.

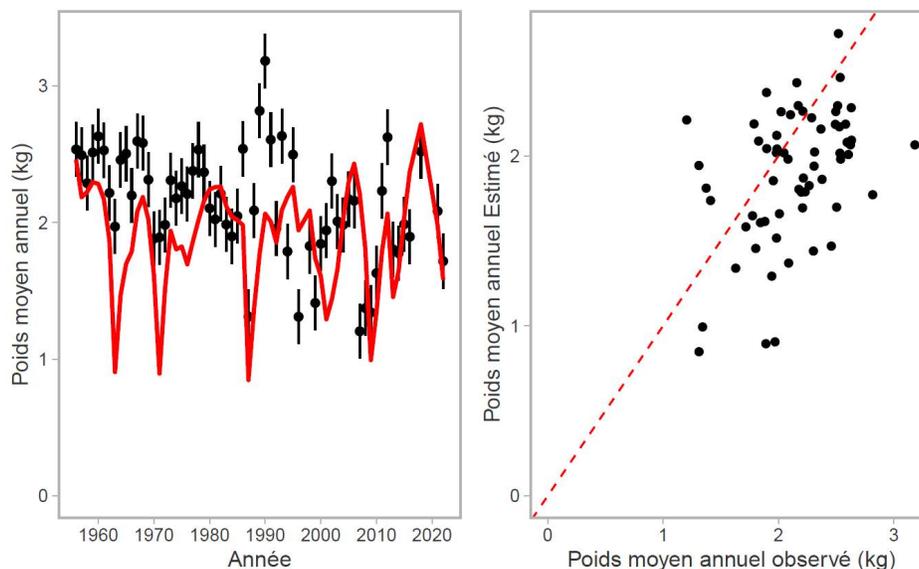


Figure 22. La DPM du scénario 2 a été ajustée aux données sur le poids moyen. Voir la section « Méthodes » pour la description des scénarios.

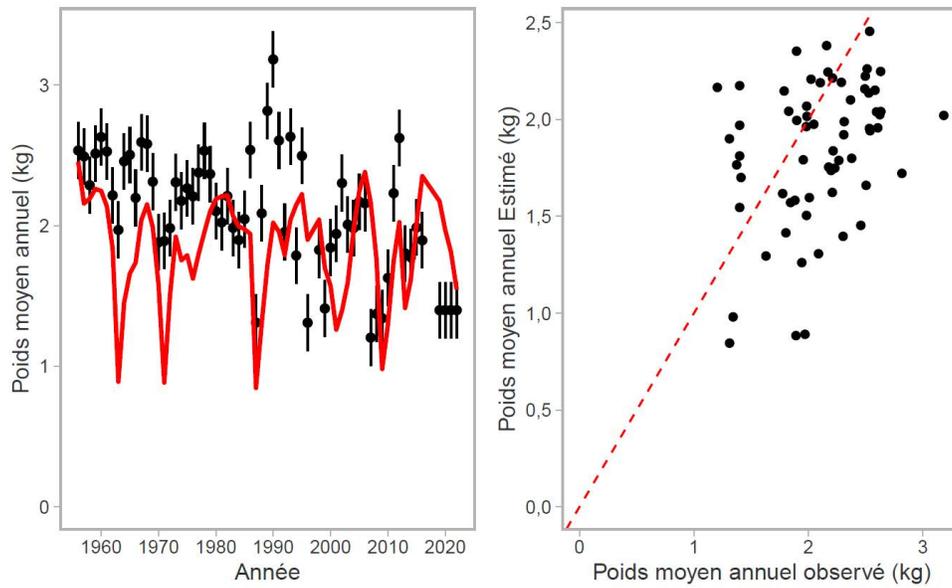


Figure 23. La DPM du scénario 3 a été ajustée aux données sur le poids moyen. Voir la section « Méthodes » pour la description des scénarios.

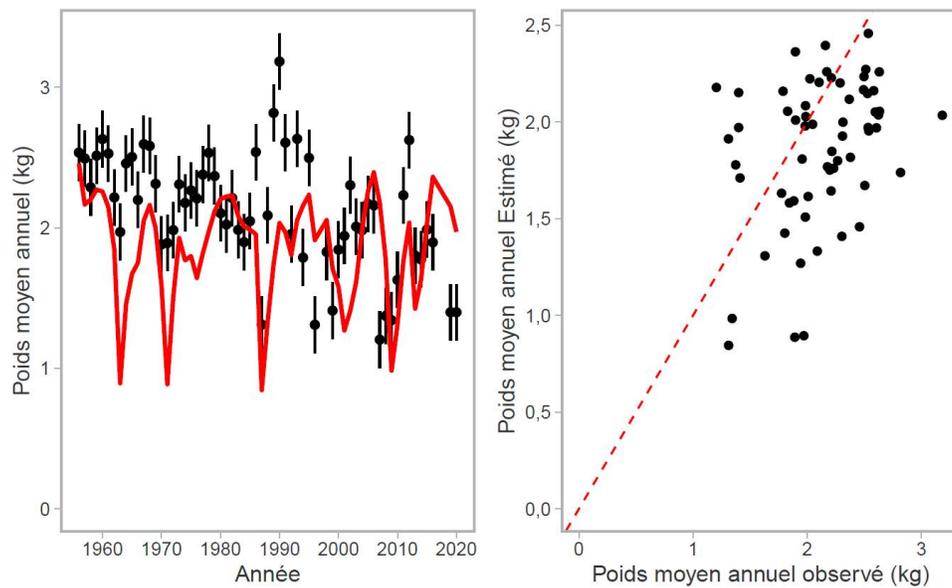


Figure 24. La DPM du scénario 4 a été ajustée aux données sur le poids moyen. Voir la section « Méthodes » pour la description des scénarios.

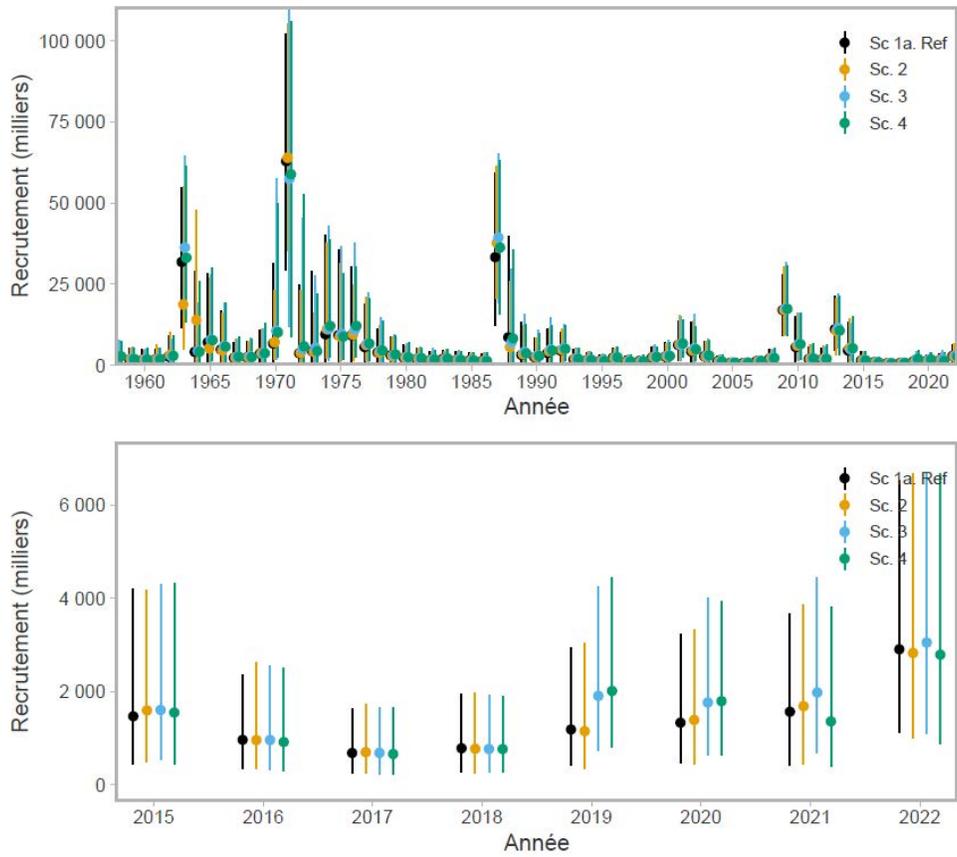


Figure 25. Sensibilité des estimations du recrutement aux scénarios de poids moyen des prises commerciales. Les points représentent les médianes a posteriori et les barres représentent les intervalles de crédibilité à 95%. Voir la section « Méthodes » pour la description des scénarios. Le graphique du bas est agrandi pour montrer la période de 2015 à 2022.

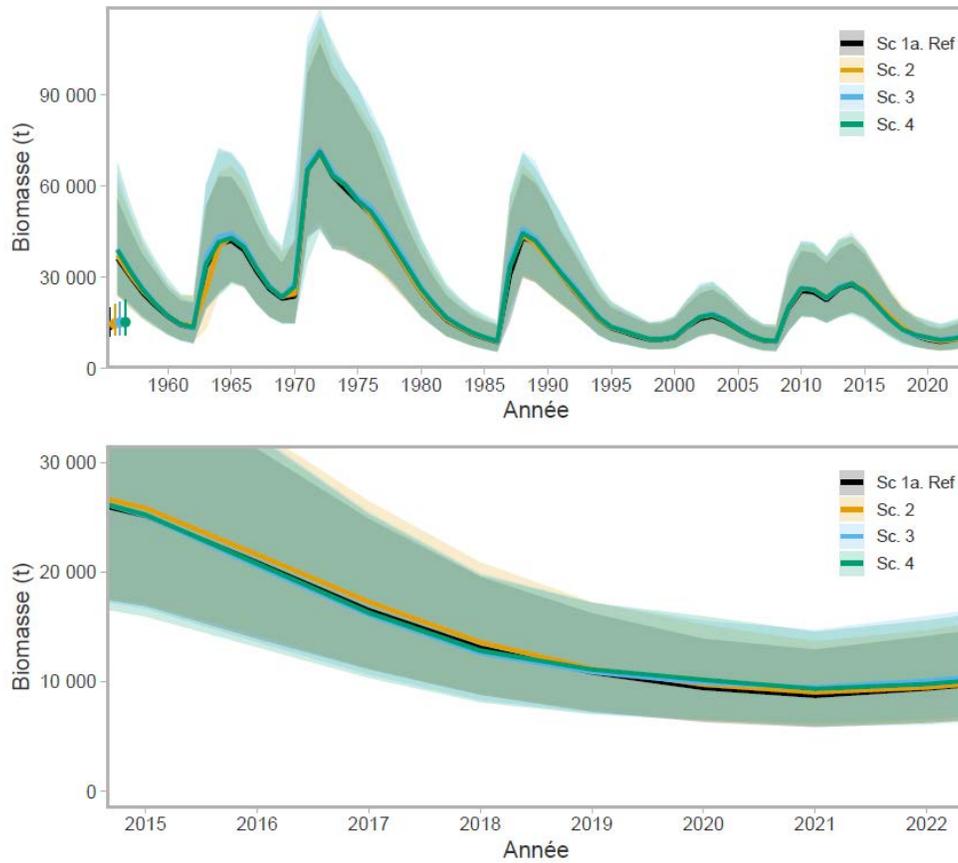


Figure 26. Sensibilité des estimations de la biomasse aux scénarios de poids moyen des prises commerciales. Les lignes pleines noires représentent les médianes a posteriori et les zones ombragées grises représentent les intervalles de crédibilité à 95%. Voir la section « Méthodes » pour la description des scénarios. Le graphique du bas est agrandi pour montrer la période de 2015 à 2022.

**Le présent 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](mailto:DFO.PacificCSA-CASPacifique.MPO@dfo-mpo.gc.ca)

Adresse internet : [www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/)

ISSN 1919-3815

ISBN 978-0-660-69207-4 N° cat. Fs70-7/2024-003F-PDF

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représenté par le ministre  
du ministère des Pêches et des Océans, 2024



La présente publication doit être citée comme suit :

MPO. 2024. Mise à jour sur l'état des stocks de morues du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) au large de la côte ouest de l'île de Vancouver en 2023. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2024/003.

*Also available in English:*

*DFO. 2024. Status Update of Pacific Cod (Gadus macrocephalus) off the West Coast of Vancouver Island in 2023. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Resp. 2024/003.*