



ÉVALUATION DU STOCK DE GOBERGE DE L'ALASKA (*THERAGRA CHALCOGRAMMA*) POUR LA COLOMBIE-BRITANNIQUE EN 2017



Goberge de l'Alaska (GA, *Theragra chalcogramma*). Crédit : Washington Department of Fish and Wildlife.

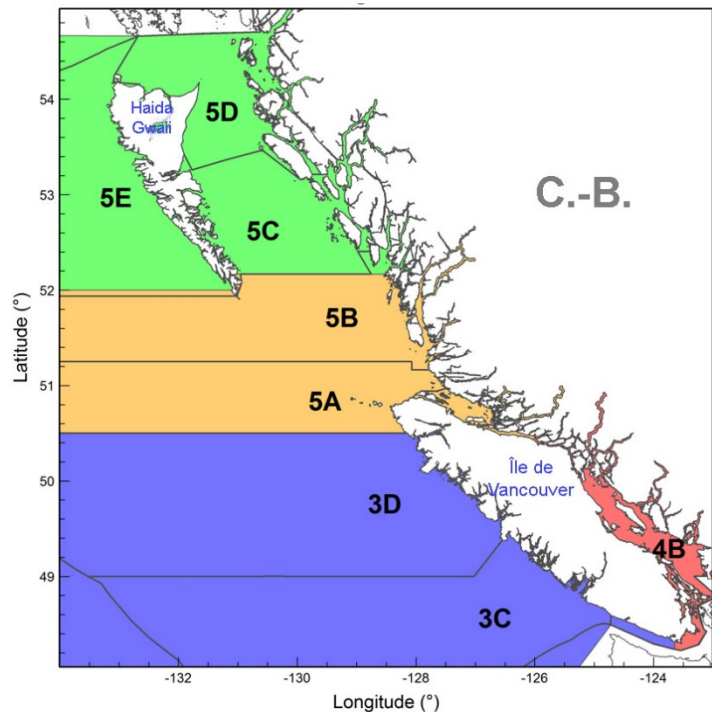


Figure 1. Zones d'évaluation de la goberge de l'Alaska comprenant les zones principales et secondaires de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) : vert pour la zone 5CDE, orange pour la zone 5AB et la zone secondaire 12, bleu pour la zone 3CD et la zone secondaire 20, et rouge pour la zone 4B moins les zones secondaires 12 et 20. Les limites des zones de gestion des poissons de fond, lesquelles diffèrent de celles de la zone de la CPMP, sont superposées aux fins de comparaison. La présente évaluation est réalisée pour les zones appelées « nord » (5CDE, vert) et « sud » (5AB3CD, orange et bleu).

Contexte :

La goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) est capturée par la pêche au chalut, principalement comme espèce ciblée dans les traits des chaluts pélagiques (~ 92 % des prises), puis en tant que prise accessoire dans les chaluts de fond (~ 8 % des prises). Les évaluations précédentes ont déterminé quatre principaux lieux de frai le long de la côte de la Colombie-Britannique; toutefois, dans le cadre de la présente évaluation, deux stocks, appelés « stock du nord de la C.-B. » et « stock du sud de la C.-B. », sont identifiés sur la côte extérieure en fonction des différences de poids moyen, et ils sont évalués séparément. Les limites annuelles du nombre total autorisé de captures (TAC) en haute mer de la C.-B ont été établies pour la première fois en 1995 pour les zones 5CDE et 5AB de la CPMP (à l'origine, 4 650 tonnes combinées), et

elles s'élèvent actuellement à 3 110 tonnes. Aucun modèle quantitatif de dynamique des populations n'a déjà été utilisé pour évaluer cette espèce.

La Direction de la gestion des pêches de Pêches et Océans Canada (MPO) a demandé que le stock de goberge de l'Alaska soit évalué par rapport à des points de référence correspondant à l'approche de précaution du MPO (MPO 2009) et que des tableaux de décision probabilistes soient produits pour prévoir les effets de différents niveaux de prises annuelles fixes sur l'état du stock.

Le présent avis scientifique découle de l'examen régional par les pairs du 14 et 15 novembre 2017 sur l'évaluation du stock de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) de la Colombie-Britannique en 2017. Toute autre publication découlant de cette réunion sera publiée, lorsqu'elle sera disponible, sur le [calendrier des avis scientifiques de Pêches et Océans Canada](#).

SOMMAIRE

- Une nouvelle évaluation du stock est présentée pour deux stocks de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) en Colombie-Britannique (C.-B.) : le stock du nord de la C.-B., qui couvre les trois zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) les plus au nord (5C, 5D, 5E), et le stock du sud de la C.-B., qui comprend les quatre autres zones en dehors des zones principales de la CPMP (3C, 3D, 5A, 5B et les zones secondaires 12 et 20).
- Les définitions des stocks ont été sélectionnées selon la différence de poids moyen observée, où les estimations du poids moyen au nord de la C.-B. étaient d'environ 1,0 kg/poisson, tandis que les estimations du poids moyen au sud de la C.-B. étaient d'environ 0,5 kg/poisson.
- Un modèle de production de type différence-délai a été utilisé pour évaluer chaque stock, à l'aide de données provenant de relevés indépendants de la pêche, d'une série de captures par unité d'effort (CPUE) dérivée des taux de capture commerciale au chalut de fond et d'une série chronologique annuelle de poids moyens tirés d'échantillons de prises commerciales non triées provenant de chaque zone.
- Les données de la C.-B. disponibles sur l'âge étaient inadéquates pour obtenir des modèles de croissance propres à la C.-B.; par conséquent, des relevés d'échantillons sur l'âge provenant du golfe d'Alaska ont été utilisés pour préciser la croissance pour le nord de la C.-B, tandis qu'un modèle de croissance publié du stock de goberge de l'Alaska de la mer asiatique d'Okhotsk a été utilisé pour le stock du sud de la C.-B.
- Chaque évaluation a examiné un éventail de valeurs de mortalité naturelle plausibles ainsi qu'une plage d'âges pour l'hypothèse de sélectivité bien tranchée, car les indices de la biomasse et les données sur le poids moyen utilisé dans le modèle de type différence-délai n'ont pas apporté d'information pour ces paramètres.
- L'évaluation du stock a été réalisée à l'aide d'une approche bayésienne. Douze séquences de modélisation ont été réalisées pour le stock du nord de la C.-B., et onze pour le stock du sud de la C.-B. Des scénarios utilisant une méthode de combinaison de modèles ont été employés pour représenter chaque stock à partir des séquences de modélisation sélectionnées avec les critères établis à la réunion d'examen par les pairs.
- Les deux scénarios utilisant la moyenne des modèles ont été évalués par rapport à des points de référence fondés sur la trajectoire de la biomasse. La biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 (B_{moy}) a été utilisée comme indicateur de la B_{RMS} , tandis que la B_{min} , la biomasse minimale du stock reproducteur à partir de laquelle le stock s'est ensuite rétabli à la B_{moy} , a été utilisée comme le point de référence limite (PRL), au lieu d'un PRL provisoire de $0,4 B_{\text{RMS}}$ (MPO 2009). Le point de référence supérieur (PRS)

du stock a été défini comme étant $2 \times B_{\min}$, au lieu d'un PRS provisoire de $0,8 B_{RMS}$ (MPO 2009). Un taux d'exploitation moyen, calculé comme étant la mortalité par pêche moyenne estimée pour la période de 1967 à 2016 (u_{moy}), a été utilisé au lieu de (u_{RMS}).

- Le stock utilisant la moyenne des modèles du nord de la C.-B. a été évalué comme étant au-dessus du PRS après 2000. Les probabilités que la biomasse estimée du stock reproducteur au début de 2017 (B_{2017}) soit supérieure au point de référence limite (B_{\min}) et supérieure au point de référence supérieur du stock ($2B_{\min}$) sont de 0,99 et 0,62, respectivement. La probabilité que la B_{2017} soit supérieure à la B_{moy} est de 0,27. Le taux de récolte estimé au cours de la dernière année (u_{2016}) a une probabilité de 0,74 d'être plus élevé que le taux de récolte moyen estimé (u_{moy}), ce qui signifie que le taux de récolte actuel est probablement supérieur au taux d'exploitation moyen.
- Le stock utilisant la moyenne des modèles du sud de la C.-B. a été évalué comme étant supérieur au PRS durant la majeure partie de la période d'après 2008. Les probabilités que la biomasse estimée du stock reproducteur au début de 2017 (B_{2017}) soit supérieure au PRL et au PRS sont de 1,00 et 0,96, respectivement. La probabilité que la B_{2017} soit supérieure à la B_{moy} est de 0,34. Le taux de récolte estimé au cours de la dernière année (u_{2016}) a une probabilité de 0,05 d'être supérieur au taux de récolte moyen estimé (u_{moy}), ce qui signifie que la récolte actuelle est probablement inférieure au taux d'exploitation moyen.
- Pour chaque stock, l'évaluation fournit un tableau de décision qui permet d'évaluer la probabilité que le cas du scénario utilisant la moyenne des modèles reste au-dessus des 5 points de référence sur une fourchette de 22 prises constantes. Le modèle de type différence-délai utilisé dans la présente évaluation du stock est moins en mesure d'effectuer des projections pluriannuelles fiables qu'un modèle structuré en fonction de l'âge, parce qu'il n'a pas de structure par âge latente pour éclairer les prévisions et que la fonction stock-recrutement est mal définie. Les projections sur plus d'un ou deux ans ont été considérées comme étant moins fiables; seules les projections sur un an sont présentées dans l'avis scientifique.

INTRODUCTION

Biologie et répartition

La goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*), se trouve le long du littoral du Pacifique Nord, allant de la mer du Japon, s'étendant au nord dans les eaux de la Russie et de l'Alaska, et au sud en passant par la Colombie-Britannique pour aller jusqu'au sud de la Californie. L'espèce ceinture principalement la côte dans ces régions, mais elle forme deux grands centres de population dans la mer d'Okhotsk et la mer de Béring. En Colombie-Britannique, il y a quatre principaux lieux de frai : l'entrée Dixon et le nord du détroit d'Hécate, le détroit de la Reine-Charlotte, le sud-ouest de l'île de Vancouver, et le détroit de Georgie (Saunders *et al.* 1989). La majeure partie (98 %) de la récolte commerciale provenant de la population du nord de la Colombie-Britannique est capturée à des profondeurs se situant entre 55 m et 457 m, tandis que les prises provenant du sud de la Colombie-Britannique sont capturées entre 90 m et 401 m dans la zone 5AB, et entre 64 m et 470 m dans la zone 3CD.

Le poids moyen au cours de la période s'étendant de 1973 à 2016 pour le stock du nord de la C.-B. a été estimé à 1,056 kg/poisson et la croissance a été tirée de données provenant de relevés pour l'est du golfe d'Alaska, où la goberge de l'Alaska atteignait des poids semblables. Le poids moyen au cours de la période de 1972 à 2016 pour le stock du sud de la C.-B. a été estimé à 0,521 kg/poisson, et la croissance a été estimée équivalente à celle de la goberge se

trouvant dans la mer d'Okhotsk, à l'ouest de la mer de Béring, où les répartitions selon la longueur sont semblables à celles pour la goberge des eaux du sud de la C.-B. (voir la section « Évaluation »). On a supposé que la mortalité naturelle pour la côte de la Colombie-Britannique s'élevait à près de 0,30, d'après les renseignements fournis dans les évaluations des stocks de l'Alaska.

Pêche

La goberge de l'Alaska est principalement capturée par les engins de pêche au chalut pélagique et au chalut de fond dans le cadre de la pêche intégrée du poisson de fond en Colombie-Britannique, avec des prises négligeables par la pêche au poisson de fond à la ligne (le pourcentage de prises de 1996 à 2015 : au chalut pélagique = 92,5 %, au chalut de fond = 7,5 %, à la ligne = négligeable). Dans les traits des chaluts qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska entre 62 m et 448 m le long de la côte, la goberge de l'Alaska représentait 24,6 % des prises, suivie par la plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*, 15,7 %), le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*, 14,4 %) et le merlu du Pacifique (*Merluccius productus*, 12,5 %) (Figure 2).

Les totaux autorisés des captures (TAC) annuels pour cette espèce ont été instaurés en 1981 pour la région du Golfe (déroit de Georgie) et en 1995 pour la région hauturière; à partir de 2 900 t dans la zone 5CDE, et de 1 750 t dans la zone 5AB. Depuis 1999, les TAC sont demeurés à 1 115 t dans la région du Golfe, à 1 320 t dans la zone 5CDE et à 1 790 t dans la zone 5AB. Dans la zone 3CD, aucun TAC n'a été établi, à l'exception de 270 t en 1997. Aucun TAC n'est attribué à la pêche à la ligne.

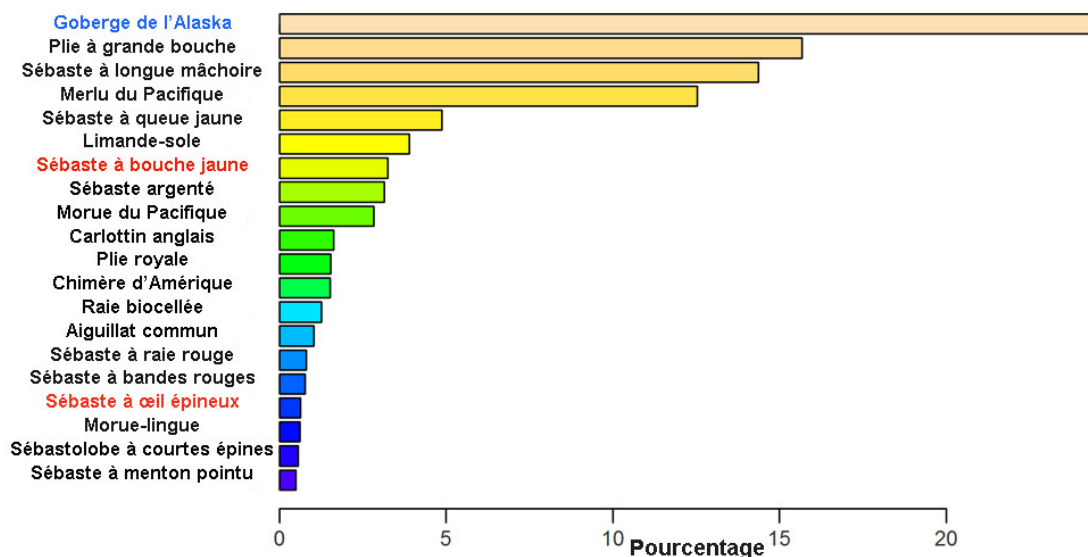


Figure 2. Au large de la C.-B. – Répartition du poids des prises entre février 1996 et janvier 2017 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond et des chaluts pélagiques qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska sur l'ensemble de la côte. Les traits de chaluts ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 62 et 448 m (la plage quantile de 1 % et 99 %). L'accord relatif est exprimé sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, calculé en tenant compte de toutes les espèces de poisson dans la période donnée. La goberge de l'Alaska est indiquée en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt pour la Loi sur les espèces en péril (LEP) sont indiquées en rouge.

ÉVALUATION

L'approche de modélisation utilise un modèle de type différence-délai élaboré antérieurement par Forrest *et al.* (2015) pour évaluer la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*), et par Starr et Haigh (2017) pour le sébastolobe à courtes épines (*Sebastolobus alascanus*). La structure de modèle de type différence-délai assure le suivi des effets du recrutement, de la survie et de la croissance sur la biomasse, et elle représente une option intermédiaire entre un modèle de production excédentaire simple et un modèle structuré selon l'âge ou la longueur. Quatre relevés au chalut de fond indépendant de la pêche dans le nord, et trois dans le sud, ont été utilisés pour décrire l'abondance relative de la goberge de l'Alaska au fil du temps dans le modèle d'évaluation du stock. Ces relevés couvrent la période allant de 1967 à 2016, qui est la même que celle prise en compte dans le modèle d'évaluation du stock de type différence-délai. Les relevés au chalut sont les suivants :

- Sébaste, GB Reed (1967-1995), couvrant le goulet de l'île Goose (GIG) [nord et sud de la C.-B.];
- Assemblage du DH (1984-2003), couvrant le détroit d'Hécate (DH) [nord de la C.-B.];
- Relevés synoptiques du DH (2005-2015), couvrant l'ensemble du détroit d'Hécate (DH) et s'étendant jusqu'à l'entrée Dixon et le long de la partie supérieure de l'île Graham [nord de la C.-B.];
- Relevés synoptiques de la COHG (2006-2016), couvrant la côte ouest de l'île Graham à Haida Gwaii (COHG) et la partie ouest de l'entrée Dixon [nord de la C.-B.];
- Relevés synoptiques sur la COIV (de 2004-2016), couvrant la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) [sud de la C.-B.];
- Relevés synoptiques du DRC (2003-2015), couvrant l'ensemble du détroit de la Reine-Charlotte (DRC) [sud de la C.-B.];

Les données sur les prises commerciales et sur l'effort de pêche (CPUE) provenant de la prise accessoire de goberges dans les chaluts de fond ont été utilisées pour générer une série d'indices annuels de l'abondance de chaque stock. Cette approche a été prise afin d'ajouter une série continue de l'abondance à long terme afin de l'utiliser dans ce modèle peu documenté. On a supposé que la série d'indices des CPUE des chaluts de fond assurait le suivi de la biomasse dans l'optique qu'elle serait relativement peu touchée par des considérations économiques, étant donné que la goberge de l'Alaska capturée dans les chaluts de fond n'est pas visée (prises non ciblées).

Les données sur l'âge disponibles provenant de la C.-B. étaient inadéquates pour établir des modèles de croissance propres à l'une ou l'autre des populations du nord ou du sud de la C.-B., avec peu d'estimation de l'âge des structures et la majeure partie des âges étant déterminée à l'aide des rayons des nageoires pectorales, une méthodologie potentiellement biaisée. Des données sur l'âge selon la longueur sélectionnées de manière aléatoire ($n = 847$) à partir des relevés de l'est du golfe d'Alaska effectués entre 2005 et 2015 (Martin Dorn, chercheur en ichtyobiologie, NOAA Fisheries, Sand Point, Seattle) ont été utilisées pour estimer un modèle de croissance du stock pour le nord de la C.-B. Les âges de ces poissons avaient tous été estimés à partir d'otolithes préparés à l'aide de la méthode par « cassure et brûlage », et le modèle de croissance du stock du nord de la C.-B. correspondait adéquatement aux données sur le poids moyen observé pour trois âges de recrutement bien tranché (k), lesquels déterminent la sélectivité pour la pêche, ainsi que la maturité des poissons de 3, 4 et 5 ans. Le stock du nord de la C.-B. pourrait faire partie d'un stock de plus grande taille qui comprend

l'entrée Dixon, le nord du détroit d'Hécate et les eaux au large du sud-est de l'Alaska (Gustafson *et al.* 2000).

Le modèle de croissance utilisé pour le stock du nord de la C.-B. n'a pas été utilisé pour le stock du sud de la C.-B., car les poissons échantillonnés à partir de l'entrée Dixon étaient, en moyenne, deux fois plus gros que ceux échantillonnés à partir des eaux du sud de la Colombie-Britannique et, par conséquent, ne correspondaient pas aux données disponibles sur le poids moyen. Pour le stock du sud de la C.-B., aucun modèle de croissance satisfaisant fondé sur les données provenant de la côte ouest de l'Amérique du Nord ne correspondait aux indices de poids moyen observés. Cependant, un modèle de croissance de la goberge de l'Alaska du centre de la mer d'Okhotsk (Janusz et Horbowy 1997) a été adopté, car il fournissait des correspondances satisfaisantes sur les données relatives au poids moyen observé au sud de la C.-B. pour les âges de recrutement bien tranché de sélectivité pour la pêche des poissons de 3, 4 et 5 ans. Il n'y a aucune raison de croire que le lien de la mer d'Okhotsk représente le sud de la C.-B. sauf en ce qui a trait à l'estimation de la croissance de la mer d'Okhotsk (1991-1994), laquelle était conforme aux indices de poids moyens observés au sud de la C.-B.

Les poids moyens annuels sont utilisés dans les modèles de type différence-délai à titre d'estimations absolues du poids moyen de la population; la série chronologique des indices de poids moyens fournit des renseignements pour estimer les écarts de recrutement. Un modèle linéaire général additif a été adapté aux poids observés des goberges de l'Alaska (estimés à partir des longueurs) échantillonnés à partir d'échantillons de prises commerciales non triées pour estimer une série d'indices de poids moyens annuels. Le modèle linéaire général a été corrigé pour tenir compte des tendances dues à la zone secondaire de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) pour chaque échantillon, les autres facteurs explicatifs n'ayant aucune incidence sur les indices observés. Les moyennes géométriques des poids moyens annuels observés (1,06 kg/poisson dans le nord et 0,52 kg/poisson dans le sud) ont été utilisées pour établir l'échelle des indices des poids moyens normalisés.

Trois valeurs de la mortalité naturelle ($M = 0,25, 0,30, 0,35$) ont été évaluées dans la présente évaluation du stock afin de refléter la difficulté liée à la détermination de l'âge de la goberge de l'Alaska et les valeurs publiées dans la littérature scientifique. Cet éventail de valeurs de mortalité naturelle est centré sur $M = 0,30$, car $M = 0,30$ est la valeur utilisée dans les évaluations des stocks de goberge de l'Alaska en Alaska (Dorn *et al.* 2015).

Points de référence

Le Cadre pour la pêche durable (MPO 2009) a établi des points de référence provisoires pour orienter la gestion et évaluer la récolte en ce qui a trait à la durabilité. Les points de référence provisoires sont le point de référence limite (PRL, la limite sous laquelle des dommages biologiques se produisent) de $0,4 B_{RMS}$ et le point de référence supérieur du stock (PRS, un seuil en dessous duquel la direction doit envisager des mesures de conservation) de $0,8 B_{RMS}$. Les estimations des points de référence fondés sur le rendement maximal soutenu (RMS) étaient sensibles aux hypothèses du modèle tout comme les estimations de la biomasse non exploitée (B_0) et B_{RMS} . Par conséquent, la présente évaluation a adopté les points de référence suivants d'après la trajectoire de la biomasse estimée : $B_{moy.}$ (biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016) au lieu de la B_{RMS} , et la $B_{min.}$ (biomasse du stock reproducteur dans l'année où la biomasse reconstituée a atteint un minimum à partir duquel elle s'est ensuite rétablie à la $B_{moy.}$), comme le PRL, au lieu de $0,4 B_{RMS}$. Le PRS a été défini comme étant $2 B_{min.}$ plutôt que le point de référence provisoire de $0,8 B_{RMS}$. Par conséquent, les points de référence suivants sont utilisés :

- Biomasse actuelle du stock reproducteur : B_{2017} ;

- Point de référence limite (PRL) : $B_{\min.}$;
- Point de référence supérieur du stock (PRS) : $2 B_{\min.}$;
- Indicateur de la B_{RMS} : $B_{\text{moy.}}$ (biomasse moyenne du stock reproducteur au cours des années 1967 à 2016);
- Taux d'exploitation moyen : $u_{\text{moy.}}$ (taux de récolte moyen au cours des années 1967 à 2016).

Résultats du modèle

Douze séquences de modélisation ont été réalisées pour le stock du nord de la C.-B. et onze pour le stock du sud de la C.-B., ce qui représente les jumelages de valeurs pour M et k , deux paramètres qui ne peuvent pas être estimés de manière fiable dans un modèle de type différence-délai. L'exclusion de certains indices de la biomasse a également été étudiée lors de ces séquences. Les participants à la réunion ont sélectionné trois séquences du nord de la C.-B. et six séquences du sud de la C.-B. pour bâtir des scénarios utilisant une méthode de combinaison de modèles visant à fournir des conseils aux gestionnaires des pêches (Tableau 1). Les critères de sélection des séquences étaient les suivants : 1) pas plus d'un an (sur 50) avec une mortalité par pêche incroyablement élevée (définie comme la F médiane maximale > 2); 2) avoir des diagnostics par la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM) crédibles. Des scénarios utilisant une méthode de combinaison de modèles ont été bâtis en regroupant les distributions de probabilité a posteriori de Bayes calculées pour chacune des séquences de modélisation sélectionnées à l'aide d'un échantillonnage selon la méthode de MCCM. Le regroupement de ces résultats, donnant effectivement à chaque séquence de modélisation sélectionnée un poids égal, crée un modèle composite moyen qui reflète l'incertitude sous-jacente de la présente évaluation du stock.

La biomasse utilisant la moyenne des modèles (B_t , Figure 3) du stock du nord de la C.-B. est demeurée inférieure à la $B_{\text{moy.}}$ au cours de la plupart des années, mais au-dessus du PRS ($2B_{\min.}$) depuis 2001, après avoir chuté près de la $B_{\min.}$ en 2000. Depuis lors, le stock est passé bien au-dessus de la $B_{\text{moy.}}$ et a atteint un sommet en 2012, avant de chuter. Les séquences d'utilisation du modèle à composantes du scénario utilisant la moyenne des modèles montrent toutes des trajectoires de biomasse semblables sur le plan de la forme, mais différentes sur le plan de la taille absolue par rapport à la trajectoire de la biomasse de la moyenne des modèles (Figure 4). La probabilité que l'estimation de la biomasse du stock reproducteur à la fin de la dernière année de reconstitution (B_{2017}) soit supérieure au PRL ($B_{\min.}$) est de 0,99, la probabilité qu'elle soit supérieure au PRS ($2 B_{\min.}$) est de 0,62, et la probabilité qu'elle soit supérieure à la $B_{\text{moy.}}$ est de 0,27 (Tableau 2, Figure 6). Le taux de récolte de la dernière année (u_{2016}) a une probabilité de 0,74 d'être supérieur au taux de récolte moyen ($u_{\text{moy.}}$), ce qui indique que le taux de récolte de 2016 est probablement supérieur au taux d'exploitation moyen. L'état actuel du stock est présenté sur la Figure 6 pour chacun des trois scénarios contribuant à la moyenne des modèles, et donne aux gestionnaires une appréciation visuelle de la variabilité des séquences acceptées par les participants de l'examen par les pairs.

Pour le stock du sud de la C.-B., la biomasse utilisant la moyenne des modèles (B_t , Figure 3) est demeurée inférieure à la $B_{\text{moy.}}$ la plupart du temps, mais au-dessus du PRS ($2 B_{\min.}$) depuis 2009, après avoir chuté au PRL ($B_{\min.}$) en 2008. Depuis lors, le stock est passé bien au-dessus des deux niveaux de référence, atteignant un sommet en 2014, avant de chuter. Les séquences de modélisation qui ont contribué au scénario utilisant la moyenne des modèles montrent toutes des trajectoires de biomasse semblables sur le plan de la forme par rapport à la trajectoire de la biomasse de la moyenne des modèles, mais très différentes en ce qui concerne la taille absolue (Figure 5). La probabilité que l'estimation de la biomasse du stock reproducteur au début de

l'année 2017 (B_{2017}) soit supérieure au PRL ($B_{\min.}$) est de 1, la probabilité qu'elle soit supérieure au PRS ($2 B_{\min.}$) est de 0,96, et la probabilité qu'elle soit supérieure à la $B_{\text{moy.}}$ est de 0,34 (Tableau 2, Figure 6). Le taux de récolte u_{2016} estimé a une probabilité de 0,05 d'être supérieur au taux de récolte moyen estimé ($u_{\text{moy.}}$), ce qui indique que le taux de récolte de 2016 est probablement inférieur au taux d'exploitation moyen. L'état actuel du stock est présenté sur la Figure 6 pour chacun des six scénarios contribuant à la moyenne des modèles, et elle donne aux gestionnaires une appréciation visuelle de la variabilité des séquences acceptées par les participants de l'examen par les pairs.

Tableau 1. Résumé des séquences ayant des diagnostics par la méthode MCCM et des valeurs-F acceptables qui contribuent au scénario utilisant une méthode de combinaison de modèles. M = taux de mortalité naturelle, k = âge de recrutement bien tranché, F_t = mortalité par pêche dans l'année t , $F_{\text{max.}}$ = mortalité par pêche maximale pour tous les tirages selon la méthode de MCCM. Toutes les séquences pour le stock du nord de la C.-B. utilisent le modèle de croissance de l'est du golfe d'Alaska; toutes les séquences pour le stock du sud de la C.-B. utilisent le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk.

Stock	Cas	ID de la séquence	M	k	Nombre d'années de F_t médiane annuelle > 2	$P(F_t > 2)$	F_{max} médiane de 1 000 MCCM	Année de la F_t médiane maximale
Nord de la C.-B.								
	S00	M.30 + k3	0,3	3	0	0,001	0,71	1993
	S03	M.35 + k3	0,35	3	0	0,000	0,51	1993
	S10	M.30 + k3 - GIG - CPUE	0,3	3	1	0,048	18,38	2000
Sud de la C.-B.								
	S00	M.30 + k3	0,3	3	0	0	0,28	2003
	S01	M.30 + k4	0,3	4	1	0,025	18,30	2003
	S03	M.30 + k5	0,25	3	0	0,000	0,49	2003
	S04	M.25 + k3	0,25	4	1	0,024	18,29	2003
	S06	M.25 + k4	0,35	3	0	0	0,12	2003
	S07	M.25 + k5	0,35	4	1	0,031	14,21	2003

Avis sur les prélèvements

Un tableau de décision des probabilités pour le nord de la C.-B. (Tableau 3), fondé sur le scénario utilisant une méthode de combinaison de modèles, constitue la base des conseils fournis aux gestionnaires. Les projections sur un an montrent que, même s'il n'y avait aucune récolte en 2018, le stock a une probabilité de déclin de 0,77 à partir des niveaux actuels. Le niveau moyen des prélèvements totaux sur l'ensemble du nord de la C.-B. au cours des cinq dernières années (de 2011 à 2015) a été de 992 t, ce qui est semblable à la politique de prises constantes de 1 000 t indiquée au Tableau 3. À 1 000 t, la probabilité que la biomasse en 2018 soit supérieure au PRL, $P(B_{2018} > B_{\min.})$, est de 0,90, et la probabilité que la biomasse en 2018 soit supérieure au PRS, $P(B_{2018} > 2 B_{\min.})$, est de 0,43. Avec des prises annuelles fixes de 1 000 t, la probabilité que le taux de récolte dépasse le taux d'exploitation moyen, $u_{\text{moy.}}$, est de 0,70.

Un tableau de décision des probabilités pour le sud de la C.-B. (Tableau 4), fondé sur le scénario utilisant une méthode de combinaison de modèles, constitue également la base des conseils fournis aux gestionnaires. Les projections sur un an montrent que, même s'il n'y avait aucune récolte en 2018, le stock a une probabilité de déclin de 0,95 à partir des niveaux actuels. Le niveau moyen des prélèvements totaux sur l'ensemble du sud de la C.-B. au cours des cinq dernières années (de 2011 à 2015) a été de 3 256 t, ce qui est semblable à la politique

de prises constantes de 3 250 t indiquée au Tableau 4. En utilisant une politique sur des prises de 3 250 t, la probabilité que la biomasse en 2018 soit supérieure au PRL, $P(B_{2018} > B_{\min.})$, est de 0,99, et la probabilité que la biomasse en 2018 soit supérieure au PRS, $P(B_{2018} > 2 B_{\min.})$, est de 0,95. Avec des prises annuelles fixes de 3 250 t, la probabilité que le taux de récolte dépasse le taux d'exploitation moyen, $u_{\text{moy.}}$, est de 0,85.

Noter que le modèle de type différence-délai utilisé dans la présente évaluation du stock est moins en mesure d'effectuer des projections pluriannuelles fiables qu'un modèle structuré en fonction de l'âge parce qu'il n'a pas de structure par âge latente pour éclairer les prévisions et que la fonction stock-recrutement est mal définie. On a convenu des projections sur un an et deux ans lors de la réunion d'examen par les pairs, car il a été jugé que des projections plus longues étaient peu fiables.

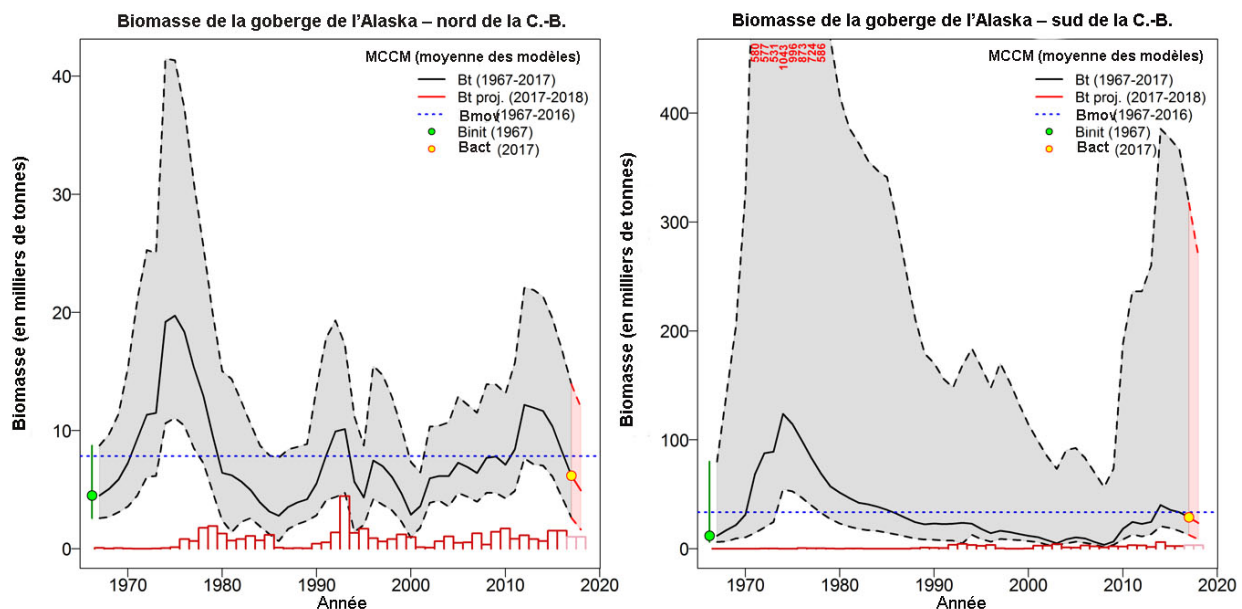


Figure 3. [À gauche] nord de la C.-B.; [à droite] sud de la C.-B. Les estimations médianes (ligne pleine noire) et les intervalles de crédibilité de 90 % (lignes pointillées noires, remplissage gris) pour la biomasse de la moyenne des modèles B_t (biomasse pour l'année t , en tonnes) pour la goberge de l'Alaska. Le tableau illustre également la biomasse initiale B_{1967} (cercle vert), la biomasse actuelle B_{2017} (cercle jaune), la projection sur un an B_{2018} (remplissage rose), la médiane de la biomasse moyenne B_{moy} (ligne pointillée bleue), les prises historiques (barres rouges) et la stratégie de prises (barres roses, 1 000 t pour le nord de la C.-B. et 3 250 t pour le sud de la C.-B.).

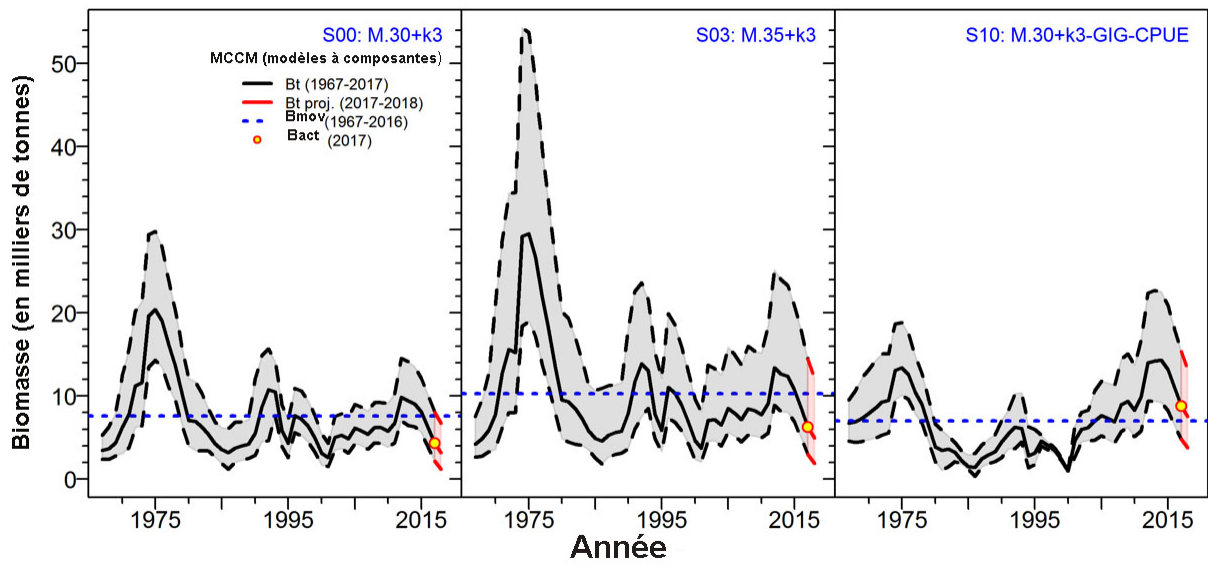


Figure 4. Trajectoire de la biomasse pour chacune des trois séquences d'utilisation de composantes (Tableau 1) dans le scénario utilisant la moyenne des modèles pour le stock du nord de la C.-B.

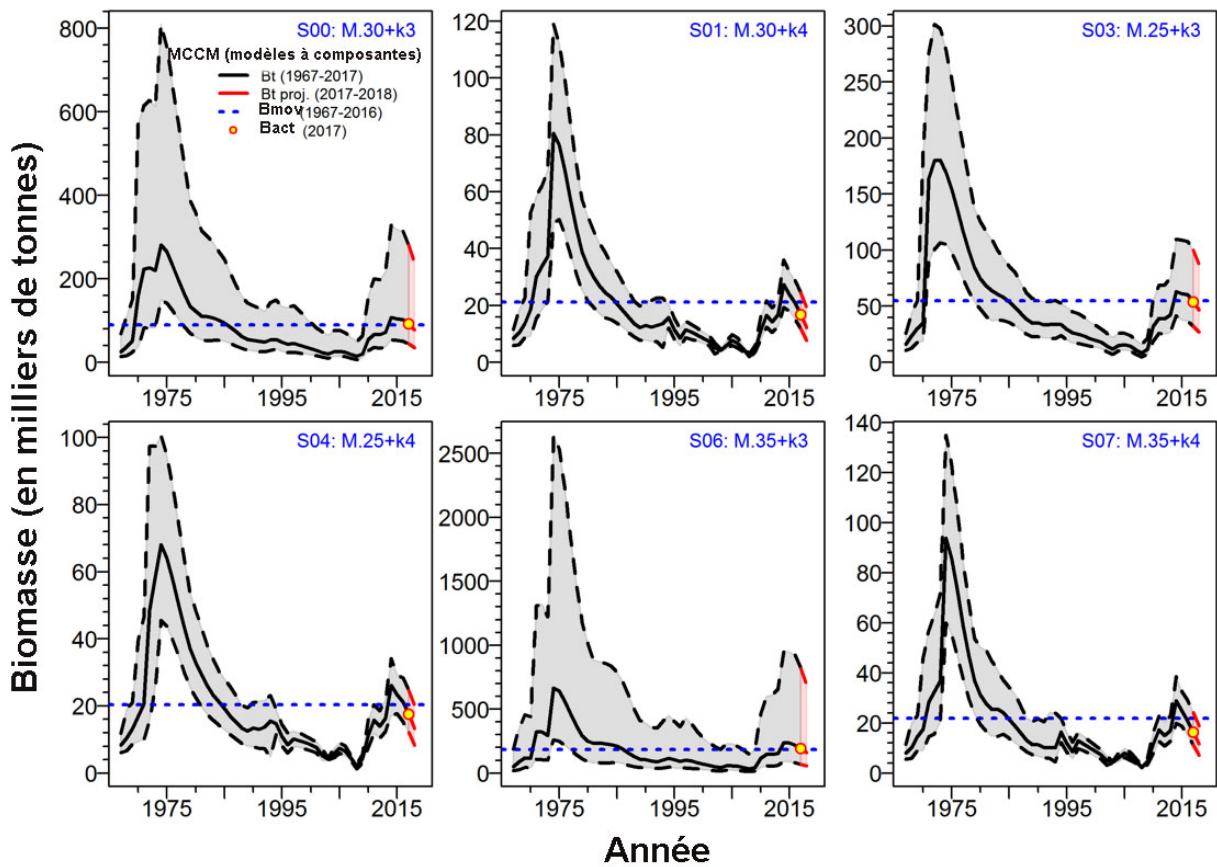


Figure 5. Trajectoire de la biomasse de chacune des six séquences d'utilisation de composantes (Tableau 1) dans le scénario utilisant la moyenne des modèles pour le stock du sud de la C.-B.

Tableau 2. Valeurs de la biomasse (B , en milliers de tonnes), taux d'exploitation (u) et taux actuels de l'épuisement des stocks du sud et du nord de la C.-B., illustrant les 5 %, la médiane et les 95 % centiles de la distribution a posteriori du scénario utilisant une méthode de combinaison de modèles pour chaque quantité. Les probabilités de résultats sélectionnés pour le scénario utilisant la moyenne des modèles sont également illustrées.

–	Stock du nord de la C.-B.			Stock du sud de la C.-B.		
	5 %	50 %	95 %	5 %	50 %	95 %
B_{2017}	2 621	6 185	13 927	12 737	28 923	317 629
$B_{moy.}$	5 634	7 837	14 626	16 938	33 487	292 976
$B_{2017}/B_{moy.}$	0,385	0,683	1,62	0,589	0,899	1,35
u_{2016}	0,106	0,214	0,406	0,00787	0,0829	0,171
u_{moy}	0,0744	0,150	0,234	0,0113	0,119	0,195
$u_{2016}/u_{moy.}$	0,602	1,79	2,52	0,589	0,772	1
$P(B_{2017} > PRL)$	–	0,99	–	–	1	–
$P(B_{2017} < PRS)$	–	0,62	–	–	0,96	–
$P(B_{2017} > B_{moy.})$	–	0,27	–	–	0,34	–
$P(u_{2016} > u_{moy.})$	–	0,74	–	–	0,05	–

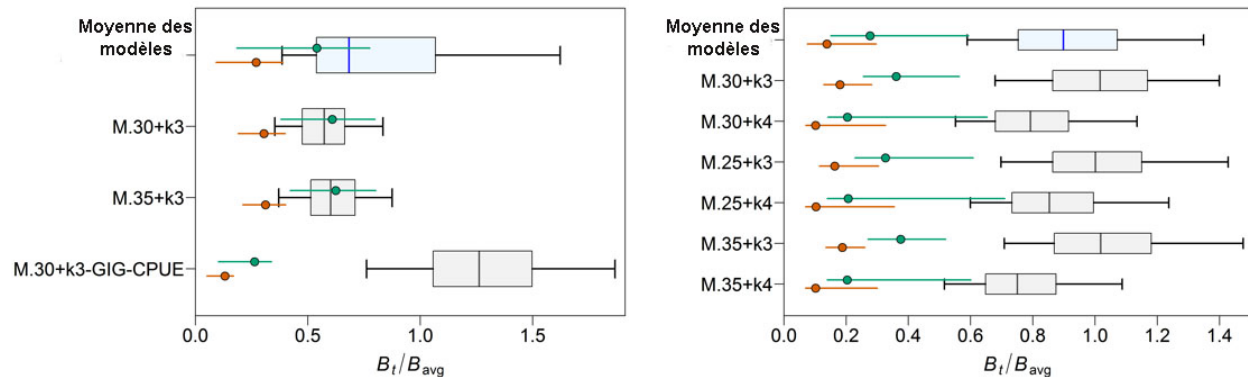


Figure 6. [À gauche] nord de la C.-B.; [à droite] sud de la C.-B. État de la biomasse actuelle B_{2017} du stock par rapport à la $B_{moy.}$; les cercles montrent les points de référence médians de la biomasse ($B_{min.}/B_{moy.}$ [orange], $2 B_{min.}/B_{moy.}$ [vert]), où $B_{moy.}$ est un indicateur de la B_{RMS} , $B_{min.}$ est le point de référence limite (PRL), et $2 B_{min.}$ est le point de référence supérieur (PRS). La plage quantile de 5 à 95 % est illustrée pour le PRL et le PRS. L'état du stock est illustré pour le scénario composite utilisant la moyenne des modèles, comprenant des combinaisons des séquences de modélisation : trois pour le nord de la C.-B. et six pour le sud de la C.-B. (voir le Tableau 1 pour les définitions de ces séquences de modélisation). Les tracés en rectangle montrent les 5^e, 25^e, 50^e, 75^e et 95^e quantiles de la méthode de MCCM a posteriori. M = taux instantané de mortalité naturelle (y^{-1}); k = âge (y) au moment du recrutement bien tranché.

Tableau 3. Nord de la C.-B. : Tableau de décision du scénario composite utilisant la moyenne des modèles pour cinq points de référence : la biomasse du stock reproducteur B_{2017} de la première année, le point de référence limite $B_{min.}$, le point de référence supérieur du stock $2 B_{min.}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 $B_{moy.}$, et le taux de récolte moyen au cours de la même période ($u_{moy.}$); pour la biomasse projetée de la première année (B_{2018}) et le taux de récolte de mi-année (u_{2017}) concernant une gamme de stratégies de prises constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités expriment la proportion des échantillons obtenus selon la méthode de MCCM provenant de trois scénarios choisis pour leurs estimations de la mortalité par pêche et des diagnostics par la méthode de MCCM acceptables. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2011 à 2015) s'élèvent à 992 t. Les probabilités de 0 et 1 sont dues à l'arrondissement.

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{min.})$	$P(B_{2018} > 2B_{min.})$	$P(B_{2018} > B_{moy.})$	$P(u_{2017} > u_{moy.})$
0	0,23	0,99	0,58	0,26	0
100	0,17	0,99	0,56	0,26	0
200	0,13	0,98	0,54	0,25	0
300	0,10	0,98	0,53	0,25	0,01
400	0,08	0,97	0,51	0,24	0,08
500	0,07	0,96	0,50	0,23	0,24
600	0,06	0,95	0,49	0,22	0,45
700	0,05	0,94	0,47	0,22	0,59
800	0,04	0,93	0,46	0,21	0,65
900	0,03	0,91	0,45	0,21	0,68
1 000	0,03	0,90	0,43	0,20	0,70
1 200	0,02	0,87	0,42	0,19	0,74
1 400	0,01	0,84	0,40	0,18	0,80
1 600	0,01	0,80	0,39	0,16	0,85
1 800	0,01	0,76	0,38	0,15	0,90
2 000	0,01	0,71	0,37	0,13	0,93
2 500	0	0,62	0,35	0,11	0,98
3 000	0	0,54	0,34	0,09	0,99
3 500	0	0,48	0,32	0,07	1
4 000	0	0,43	0,30	0,05	1
4 500	0	0,40	0,28	0,04	1
5 000	0	0,37	0,26	0,03	1

Tableau 4. Sud de la C.-B. : Tableau de décision du scénario composite utilisant la moyenne des modèles pour cinq points de référence : la biomasse du stock reproducteur B_{2017} de la première année, le point de référence limite $B_{min.}$, le point de référence supérieur du stock $2 B_{min.}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 $B_{moy.}$, et le taux de récolte moyen au cours de la même période ($u_{moy.}$); pour la biomasse projetée de la première année (B_{2018}) et le taux de récolte de mi-année (u_{2017}) concernant une gamme de stratégies de prises constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités expriment la proportion des échantillons obtenus selon la méthode de MCCM provenant de six scénarios choisis pour leurs estimations de la mortalité par pêche et des diagnostics par la méthode de MCCM acceptables. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2011 à 2015) s'élèvent à 3 256 t. Les probabilités de 0 et 1 sont dues à l'arrondissement.

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{min.})$	$P(B_{2018} > 2B_{min.})$	$P(B_{2018} > B_{moy.})$	$P(u_{2017} > u_{moy.})$
0	0,05	1	0,96	0,20	0
500	0,03	1	0,95	0,19	0
1 000	0,02	1	0,95	0,18	0
1 500	0,01	1	0,95	0,17	0
1 750	0,01	1	0,95	0,16	0,02

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{\min.})$	$P(B_{2018} > 2B_{\min.})$	$P(B_{2018} > B_{\text{moy.}})$	$P(u_{2017} > u_{\text{moy.}})$
2 000	0,01	1	0,95	0,16	0,07
2 250	0,01	1	0,95	0,15	0,20
2 500	0,01	1	0,95	0,15	0,38
2 750	0,01	0,99	0,95	0,15	0,56
3 000	0	0,99	0,95	0,14	0,73
3 250	0	0,99	0,95	0,14	0,85
3 500	0	0,99	0,95	0,13	0,93
4 000	0	0,99	0,95	0,13	0,99
4 500	0	0,99	0,94	0,12	1
5 000	0	0,98	0,94	0,11	1
5 500	0	0,98	0,94	0,11	1
6 000	0	0,98	0,94	0,11	1
6 500	0	0,98	0,93	0,10	1
7 000	0	0,97	0,93	0,10	1
8 000	0	0,97	0,91	0,09	1
9 000	0	0,96	0,87	0,09	1
10 000	0	0,94	0,82	0,08	1

Sources d'incertitude

L'incertitude due à la mortalité naturelle, à l'âge de la sélectivité bien tranchée et à l'exclusion de certaines séries d'indices d'abondance a été évaluée en exécutant un éventail de scénarios de modèles pour chaque stock, avec un sous-ensemble choisi pour être inclus dans le scénario utilisant la moyenne des modèles. La plage initiale des valeurs étudiées comprenait une mortalité naturelle avec trois options ($M = 0,25, 0,30$ et $0,35$), trois âges à sélectivité bien tranchée ($k = 3, 4, 5$ y) et l'élimination du relevé du goulet de l'île Goose pour le stock du nord de la C.-B., ainsi que de la série des indices de CPUE pour les deux stocks. Certaines de ces séquences de modélisation ont donné lieu à des niveaux de mortalité par pêche non plausibles parce que les niveaux de prises observées correspondaient à la taille de la population vulnérable estimée par le modèle ou la dépassaient. Ce résultat survenait souvent quand $k > 3$, ce qui a été interprété comme signifiant qu'une proportion importante des prises étaient âgées de trois ans, au moins pour certaines années. Ces estimations élevées de F peuvent être le résultat d'erreurs implicites de spécification du modèle, compte tenu de l'exigence voulant que le modèle de type différence-délai établisse la sélectivité au moyen d'une hypothèse de sélectivité bien tranchée plutôt que de la proportion plus graduelle selon l'âge qui est généralement estimée dans les modèles structurés selon l'âge. L'élimination de séries d'indices sélectionnés (GIG et CPUE dans le nord; CPUE dans le sud) a changé, dans certains cas, l'état du stock, parfois de façon importante, mais l'effet de ces sensibilités a été dans une certaine mesure assimilé aux valeurs estimées de F élevées. Bien que les CPUE fournissent une série stabilisatrice à long terme qui relie l'autre série disparate, il existe de nombreuses mises en garde lors de l'utilisation d'un indice de pêche commerciale, la principale étant les habitudes de pêche en réponse aux règlements de gestion (p. ex. les TAC, les fermetures de zones, les restrictions sur les prises d'espèces en péril).

La présente évaluation du stock ne permet pas de donner des conseils sur les niveaux de rendement d'équilibre, ni d'offrir une confiance dans la taille absolue des stocks, étant donné que les données disponibles peuvent correspondre assez bien à un éventail d'hypothèses de production des stocks et que les calculs de l'équilibre peuvent varier en fonction de la définition de la biomasse d'équilibre au moyen de l'hypothèse de sélectivité bien tranchée. Suivant les exemples de la morue du Pacifique (Forrest *et al.* 2015) et de la fausse limande (Holt *et*

al. 2016), la présente évaluation utilise des points de référence fondés sur la trajectoire de la biomasse estimée pour guider les gestionnaires sur la durabilité des prélèvements par les flottilles au chalut (de fond et pélagiques) de la goberge de l'Alaska. Aucune simulation n'a été réalisée pour déterminer la pertinence de ces points de référence, mais le point B_{min} comme point de référence limite est considéré comme un point de référence raisonnable parce qu'il est fondé sur des observations où le stock a diminué à ce niveau par le passé et s'est ensuite rétabli.

Les projections de l'évaluation du stock démontrent que les niveaux de prises récentes réduiront la biomasse au cours de la prochaine année ou des deux prochaines années, lorsque les indices de la biomasse ne seront plus disponibles. Cette baisse indique que l'abondance du stock a été maintenue par le passé grâce à un bon recrutement, ou possiblement que la productivité du stock est trop basse. Les projections sont moins fiables que les résultats de la reconstitution du stock, et pour cette raison, les probabilités de projection présentées dans le Tableau 3 et le Tableau 4 devraient être considérées comme étant moins fiables que la reconstitution du stock présentée à la Figure 6.

Une des principales limites de la présente évaluation est l'absence d'un modèle de croissance fondé sur les données propres aux stocks, en raison d'un manque de données fiables sur la détermination de l'âge de cette espèce des eaux de la C.-B. Cette limite accroît l'incertitude en ce qui a trait à la structure des stocks adoptée par la présente évaluation du stock. Même s'il existe une différence nette sur le plan de la taille moyenne entre la goberge du nord et celle du sud, on ne sait pas encore comment cette grande différence de taille a été maintenue. On croit que le stock du nord de la C.-B. peut faire partie d'un plus grand stock du sud-est de l'Alaska (Gustafson *et al.* 2000 et les références qui s'y trouvent), ce qui laisse penser qu'il ne devrait pas être évalué comme un stock indépendant. Cette possibilité devrait être étudiée plus en profondeur, parce que des concepts comme l'état du stock et les rendements à long terme doivent être évalués pour l'ensemble du stock, pas seulement pour la partie de celui-ci qui apparaît dans les eaux de la C.-B. Le stock du sud-est du golfe d'Alaska est légèrement exploité, étant donné l'interdiction à long terme du chalutage dans la bande côtière sud-est de l'Alaska, et peut éventuellement fournir une immigration de source externe (p. ex. le réapprovisionnement de la partie de la population de la C.-B.) à partir de cette population mère plus grande et moins exploitée.

Toutefois, il existe d'autres processus qui pourraient causer cette observation, y compris la migration de poissons plus âgés du sud vers le nord et les taux différentiels d'exploitation. Sans une détermination fiable de l'âge, il n'est pas possible d'écarter la première hypothèse de recharge, bien que les données des relevés de la NOAA indiquent la présence de classes d'âge plus jeunes dans l'est du golfe d'Alaska. L'hypothèse de taux de récolte différentiels semble moins probable, étant donné l'équivalence relative des historiques de la pêche au cours de la majorité des 25 dernières années.

CONCLUSIONS

Trois séquences de modélisation pour le stock au nord de la C.-B. et six séquences pour le stock du sud de la C.-B. (voir le Tableau 1) ont été sélectionnées pour créer un scénario utilisant la moyenne des modèles pour chaque stock à partir duquel des avis pour la gestion de la goberge de l'Alaska sont formulés. Ces avis sont présentés dans le Tableau 2, le Tableau 3 et le Tableau 4, représentés graphiquement sur la Figure 3 et dans la partie supérieure du tracé en rectangle à la Figure 6, et peuvent être résumés comme suit :

- Les trajectoires de la biomasse sont demeurées inférieures à la biomasse moyenne ($B_{moy.}$), en grande partie en raison de la période de début estimée (milieu des années 1970) de productivité élevée et de faibles prises, ce qui se traduit par un niveau élevé de la $B_{moy.}$
- L'état actuel du stock du nord de la C.-B. (en commençant l'année de la biomasse en 2017) a une probabilité de 0,99 d'être supérieur au PRL, une probabilité de 0,62 d'être supérieur au PRS, et une probabilité de 0,27 d'être supérieur à la $B_{moy.}$. La probabilité que u_{2016} soit supérieur à $u_{moy.}$ est de 0,74.
- L'état actuel du stock du sud de la C.-B. (en commençant l'année de la biomasse en 2017) a une probabilité de 1,00 d'être supérieur au PRL, une probabilité de 0,96 d'être supérieur au PRS, et une probabilité de 0,34 d'être supérieur à la $B_{moy.}$. La probabilité que u_{2016} soit supérieur à $u_{moy.}$ est de 0,05.
- Les projections sur un an pour le stock du nord de la C.-B. indiquent que, même si on ne tient pas compte des prises annuelles, on prévoit que le stock diminuera par rapport aux niveaux actuels. L'état du stock à la fin de la période de projection sur un an, à un niveau de prises équivalent à la moyenne des prises de 2011 à 2015 (1 000 t/année), a une probabilité de 0,90 d'être au-dessus du PRL, et une probabilité de 0,43 d'être au-dessus du PRS. La probabilité que le taux de récolte de 2017 soit supérieur à $u_{moy.}$ est de 0,70.
- Les projections sur un an pour le stock du sud de la C.-B. indiquent que, même si on ne tient pas compte des prises annuelles, on prévoit que le stock diminuera par rapport aux niveaux actuels. L'état du stock à la fin de la période de projection sur un an, à un niveau de prises équivalent à la moyenne des prises de 2011 à 2015 (3 250 t/année), a une probabilité de 0,99 d'être au-dessus du PRI, et une probabilité de 0,95 d'être au-dessus du PRS. La probabilité que le taux de récolte de 2017 soit supérieur à $u_{moy.}$ est de 0,85.
- Les avis sur les niveaux de prises autres que 1 000 tonnes/année dans le nord de la Colombie-Britannique se trouvent dans le tableau de décision Tableau 3 qui fournit les probabilités pour les niveaux de prises allant de 0 à 4 000 tonnes/année. De même, les avis sur des niveaux de prises autres que 3 250 tonnes/année pour le sud de la C.-B. sont présentés dans le Tableau 4 pour les niveaux de prises allant de 0 à 10 000 tonnes/année.

La présente évaluation considère que la goberge de l'Alaska comprend deux stocks au large des côtes de la C.-B. et elle ne donne pas d'avis sur les prélèvements à plus petite échelle ou pour le stock de la région du Golfe (détroit de Georgie). On recommande de se pencher plus longuement sur l'utilité et la possibilité de produire des avis de gestion plus explicites sur le plan spatial lors d'évaluations futures des stocks.

Compte tenu de l'incertitude liée à la croissance, à la mortalité naturelle et à l'âge de la sélectivité bien tranchée dans la présente évaluation, il est recommandé d'améliorer l'échantillonnage biologique et la détermination de l'âge des goberges de l'Alaska avant d'effectuer une évaluation actualisée du stock. Les questions suivantes devraient être envisagées lors de la planification d'évaluations futures des stocks et des évaluations de la gestion de la goberge de l'Alaska.

1. Déterminer la méthode la plus fiable pour la détermination de l'âge de la goberge en Colombie-Britannique. Même si l'âge de la goberge de l'Alaska est déterminé à l'aide de la méthode de cassure et de brûlage d'otolithes, il existe une incertitude quant à savoir si cette procédure est appropriée pour la goberge de l'Alaska de la C.-B.
2. Les données disponibles sur la détermination de l'âge de la goberge de l'Alaska de la C.-B. (actuellement uniquement disponibles sur papier) à partir des années 1980 devraient être saisies dans le système de données du MPO.

3. Examiner le répertoire existant des otolithes de la C.-B. et commencer la détermination de l'âge par cassure et brûlage si cette méthode est jugée fiable et où il y a suffisamment d'échantillons ou de spécimens pour obtenir des données utiles sur l'évaluation du stock.
4. Si la détermination de l'âge au moyen des otolithes est jugée fiable, passer en revue les plans d'échantillonnage des otolithes de la goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale et dans les relevés synoptiques, et ajuster, au besoin, afin de s'assurer que les stocks sont représentés de manière adéquate.
5. Recueillir des échantillons biologiques stratifiés par longueur provenant de la pêche commerciale et des relevés de recherche afin de veiller à ce que les structures par âge représentent l'éventail complet de la taille de la goberge de l'Alaska en Colombie-Britannique.
6. Réévaluer la courbe de croissance des stocks de goberge de la Colombie-Britannique lorsque des données fiables sur la longueur selon l'âge des stocks de la Colombie-Britannique seront disponibles.

SOURCES DE RENSEIGNEMENTS

Le présent avis scientifique découle de la réunion régionale d'examen par les pairs des 14 et 15 novembre 2017 sur l'évaluation du stock de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) de la Colombie-Britannique en 2017. Toute autre publication découlant de cette réunion sera publiée, lorsqu'elle sera disponible, sur le [calendrier des avis scientifiques de Pêches et Océans Canada](#).

- Dorn, M., Aydin, K., Jones, D., McCarthy, A., Palsson, W., Spalinger, K. 2015. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska](#). In NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 49-172. North Pacific Fisheries Management Council. (Consulté le 23 mars 2018).
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J., 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 pp. (Consulté le 23 mars 2018).
- Gustafson, R.G., Lenarz, W.H., McCain, B.B., Schmitt, C.C., Grant, W.S., Builder, T.L., Methot, R.D. 2000. [Status review of Pacific Hake, Pacific Cod, and Walleye Pollock from Puget Sound, Washington](#). NOAA Technical Memorandum NMFS-NWFSC-44: 275 pp. (Consulté le 23 mars 2018).
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R., Krishka, B. 2016. [Stock assessment and harvest advice for Rock Sole \(*Lepidopsetta* spp.\) in British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/009: ix + 256 pp. (Consulté le 23 mars 2018).
- Janusz, J., Horbowy, J. 1997. [The state of the walleye pollock in the northern part of the Okhotsk Sea, North Pacific](#). Fish. Res. 30(1-2): 87-102. (Consulté le 23 mars 2018).
- MPO. 2009. [Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#). (Consulté le 23 mars 2018).
- MPO. 2017. [Région du Pacifique : Plans de gestion intégrée des pêches - Poissons de fond : en vigueur le 21 février 2017 \(version 1.5\)](#). (Consulté le 23 mars 2018).

- Saunders, M.W., McFarlane, G.A., Shaw, W. 1989. [Delineation of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) stocks off the Pacific Coast of Canada](#). In Proc. Int. Symp. Biol. Mgmt. Walleye Pollock, Anchorage, AK, Nov 14-16, 1988, Lowell Wakefield Fisheries Symposia Series 7, Alaska Sea Grant Rep. 89-1, p. 379-401. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska, Fairbanks, AK. (Consulté le 23 mars 2018).
- Starr, P.J., 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 pp. (Consulté le 23 mars 2018).

CE RAPPORT EST DISPONIBLE AUPRÈS DU :

Centre des avis scientifiques (CAS)
Région du Pacifique
Pêches et Océans Canada
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (Colombie-Britannique) V9T 6N7
Téléphone : (250) 756-7208
Courriel : csap@dfo-mpo.gc.ca
Adresse Internet : www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/

ISSN 1919-5117

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2018



La présente publication doit être citée comme suit :

MPO. 2018. Évaluation du stock de Goberge de l'alaska (*Theragra Chalcogramma*) pour la Colombie-Britannique en 2017. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2018/020.

Also available in English:

DFO. 2018. Walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) stock assessment for British Columbia in 2017. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2018/020.