



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2023/023

Région du Pacifique

Un modèle opérationnel révisé pour la morue charbonnière en Colombie-Britannique, Canada en 2016

S.P. Cox¹, A.R. Kronlund², L. Lacko² et M. Jones¹

¹Pêches et Océans Canada
École de gestion des ressources et de l'environnement
Université Simon Fraser
8888, promenade University
Burnaby (C.-B.) V5A 1S6

²Pêches et Océans Canada
Station biologique du Pacifique
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

Avant-propos

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

Publié par :

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

<http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/>
csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par la ministre
des Pêches et des Océans, 2023

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-47897-5 N° cat. Fs70-5/2023-023F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Cox, S.P., Kronlund, A.R., Lacko, L. et Jones, M. 2023. Un modèle opérationnel révisé pour la morue charbonnière en Colombie Britannique, Canada en 2016. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/023. viii + 141 p.

Also available in English:

Cox, S.P., Kronlund, A.R., Lacko, L., and Jones, M. 2023. A Revised Operating Model for Sablefish in British Columbia, Canada in 2016. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/023. vii + 127 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	viii
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES.....	4
2.1. MODÈLE STATISTIQUE À DEUX SEXES DES PRISES SELON L'ÂGE.....	4
2.2. CROISSANCE, SÉLECTIVITÉ, PROPORTION CONSERVÉE SELON L'ÂGE ET MATURITÉ.....	4
2.3. DYNAMIQUE DE L'ÉTAT	5
2.4. MODÈLES D'OBSERVATION	6
2.5. MATRICE D'ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE	7
2.6. FONCTION OBJECTIVE	7
2.7. ANALYSES DE SENSIBILITÉ	9
3. RÉSULTATS.....	10
3.1. MODÈLES DE DONNÉES COMPLETS AVEC ET SANS ERREURS DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE : SCÉNARIO D1-BASE-L PAR RAPPORT AU SCÉNARIO D2- BASE-AE-L	10
3.2. SÉRIE CHRONOLOGIQUE DE RECRUTEMENT LONGUE OU COURTE : SCÉNARIO D2 PAR RAPPORT AU SCÉNARIO D3.....	11
3.3. SCÉNARIOS DE DONNÉES : D4 – D7	11
3.4. AJUSTEMENTS DU MODÈLE AUX REJETS	12
3.5. AJUSTEMENTS DU MODÈLE À LA COMPOSITION SELON L'ÂGE	12
3.6. TENDANCES RÉTROSPECTIVES	13
4. DISCUSSION.....	13
4.1. CONSIDÉRATIONS POUR POURSUIVRE L'ÉLABORATION DU MODÈLE	15
4.2. RÉPERCUSSIONS SUR LE RENOUVELLEMENT DE LA STRATÉGIE DE RÉCOLTE DE LA MORUE CHARBONNIÈRE	16
5. REMERCIEMENTS	17
6. RÉFÉRENCES CITÉES	17
7. TABLEAUX	19
8. FIGURES	31
ANNEXE A. GESTION ET PRISES.....	57
ANNEXE B. RÉPARTITION DES PRISES ET ESPÈCES CONCOMITANTES.....	75
ANNEXE C. INDICES DU STOCK	86
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	105
ANNEXE E. SÉLECTIVITÉ ESTIMÉE À PARTIR DES DONNÉES DE MARQUAGE	128
ANNEXE F. MATRICE D'ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE	139

LISTE DES TABLEAUX

- Tableau 1. Notation et valeurs des paramètres pour le modèle opérationnel de la morue charbonnière.. 19
- Tableau 2. Équations des modèles structurés selon l'âge et le sexe qui définissent la dynamique de la population et les observations pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique. Les sous-ensembles de paramètres dans le modèle OM.1 sont les suivants : Θ^{est} : estimation comme paramètres libres, Θ^{cond} : estimation conditionnelle aux paramètres libres, Θ^{fixed} : paramètres d'entrée fixes non estimés et Θ^{priors} : paramètres de la distribution bayésienne a priori. L'indice x est utilisé lorsque les paramètres ont des valeurs précises pour les mâles et les femelles..... 22
- Tableau 3. Calcul de la valeur log-a posteriori négative (G) fondé sur des fonctions de log-vraisemblance négative pour les indices de la biomasse (ℓI), les données sur la composition selon l'âge (ℓA), les prises par engin (ℓC), les rejets (ℓD) et distributions log-a priori négatives pour le recrutement (ℓR), les écarts de la mortalité par pêche (ℓF), les taux de variation de la relation stock-recrutement (ℓh) et la mortalité naturelle (ℓM)..... 25
- Tableau 4. Scénarios de données créés en excluant des séries de données particulières et des corrections d'erreurs dans la détermination de l'âge. Les poids sont indiqués dans l'ordre suivant : pêche au piège, relevé normalisé et relevé aléatoire stratifié. Les poids sont des multiplicateurs des vraisemblances des données. Par exemple, une pondération de 50 % sur toutes les composantes de la vraisemblance liée aux âges pour les mâles est indiquée par (0,5, 0,5, 0,5). Les étiquettes de longue (L) et courte (C) durée indiquent des séries de recrutement de 1980 à 2015 (longue) et de 1990 à 2015 (courte). 28
- Tableau 5. Erreurs-types résiduelles estimées par source de données : deuxième élément en indice 1 = pêche au piège, 2 = relevé normalisé, 3 = pêche au chalut, 4 = relevé normalisé et 5 = relevé aléatoire stratifié. Le terme $\ell I A D$ désigne la vraisemblance totale des données par rapport aux indices de biomasse (I), à la composition selon l'âge (A) et aux rejets (D). Les erreurs-types sont estimées sans égard au fait que les ensembles de données ont été exclus ou non de la fonction objective totale. Les valeurs ombrées en gris, marquées d'un astérisque, ne sont pas impliquées dans l'ajustement ou y ont été pondérées à la baisse. 29
- Tableau 6. Paramètres clés, états estimés (première rangée) et leurs erreurs-types (deuxième rangée) pour les scénarios de données des modèles opérationnels D1 à D7 : taux de variation de la relation stock-recrutement (h), taux de mortalité naturelle pour les mâles et les femelles (M_m, M_f), biomasse reproductrice femelle non exploitée (B_0), biomasse reproductrice femelle en 2015 (B_{2015}), épuisement du stock reproducteur ($D_{2015}=B_{2015}/B_0$), biomasse totale mâle et femelle de taille légale en 2015 ($LB_{2015,L}$), taux de récolte des poissons de taille légale (LHR_{2015}) et poissons n'ayant pas atteint la taille réglementaire ($SLHR_{2015}$). Les unités de biomasse sont indiquées en milliers de tonnes métriques (t) et la mortalité naturelle est indiquée en année⁻¹..... 30

LISTE DES FIGURES

- Figure 1. Relations du cycle biologique de la morue charbonnière utilisées comme intrants fixes du modèle opérationnel. La relation poids-longueur (graphique supérieur gauche), la proportion mature selon l'âge (graphique inférieur gauche), la longueur selon l'âge (graphique supérieur droit) et le poids selon l'âge (graphique inférieur droit) sont indiqués pour les femelles (lignes pleines noires) et les mâles (lignes pleines bleues). Les lignes tiretées dans le graphique de la proportion mature selon l'âge représentent les âges à 50 % et à 95 % de maturité. La ligne horizontale tiretée sur le graphique de la longueur selon l'âge se trouve à la taille minimale de 55 cm. 31
- Figure 2. Fonction de l'erreur de détermination de l'âge utilisée pour prédire la composition selon l'âge de la morue charbonnière pour les âges 3 à 35 ans et plus. Cet exemple concerne une population hypothétique de morue charbonnière non exploitée avec $M = 0,08 \text{ an}^{-1}$ 32
- Figure 3. Corrélations de paramètres pour les modèles D1-Base-L (en haut) et D2-Base-AE-L (en bas). Les noms des paramètres sont sur la diagonale à partir de SSB0, h, Mm, Mf, les écarts de recrutement et les paramètres de sélectivité. Les corrélations pour les dernières lignes commençant par SSB0 sont des sorties de **sdreport** ADMB, et peuvent donc être ignorées. Les carrés bleus sont positifs et les rouges, négatifs. Un ombrage plus foncé indique des corrélations plus élevées – les corrélations dans l'angle supérieur le plus à gauche pour D1-Base-L sont comprises entre 0,6 et 0,7 pour le bleu et le rouge. 33
- Figure 4. Ajustement aux indices annuels du stock de morue charbonnière mis à l'échelle des unités de biomasse par les estimations de la capturabilité pour l'indice du piège dans la pêche commerciale (graphique supérieur), l'indice du relevé normalisé (graphique central) et l'indice du relevé aléatoire stratifié (graphique inférieur) pour le scénario D2-Base-AE-L. Les observations à l'échelle sont indiquées par les cercles ouverts, et la ligne pleine dans chaque graphique de la figure montre les estimations du modèle. 34
- Figure 5. Ajustement aux rejets annuels de morue charbonnière pour l'indice du piège (graphique supérieur), de la palangre (graphique central) et du chalut (graphique inférieur) dans la pêche commerciale pour les scénarios de données D1 et D2. Les rejets observés sont représentés par les cercles ouverts, et la ligne pleine dans chaque graphique de la figure montre les estimations du modèle. 35
- Figure 6. Estimation de la sélectivité fondée sur l'âge pour chaque type d'engin pour les mâles et les femelles dans le scénario de données D2-Base-AE-L. 36
- Figure 7. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus n'ont pas été prises en compte dans le calcul de la vraisemblance. 37
- Figure 8. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus n'ont pas été prises en compte dans le calcul de la vraisemblance. 38
- Figure 9. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour le relevé normalisé au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D2-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées. 39
- Figure 10. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour le relevé normalisé au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D2-Base-AE-

L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.....	40
Figure 11. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D1-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.	41
Figure 12. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D1-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.	42
Figure 13. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus et les échantillons de la composition selon l'âge avant 1990 n'ont pas été pris en compte dans le calcul de la vraisemblance.....	43
Figure 14. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des mâles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus et les échantillons de la composition selon l'âge avant 1990 n'ont pas été pris en compte dans le calcul de la vraisemblance.....	44
Figure 15. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour le relevé normalisé au piège, par année, dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.	45
Figure 16. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) de mâles pour le relevé normalisé au piège, par année, dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.	46
Figure 17. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.	47
Figure 18. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des mâles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.	48
Figure 19. Estimations annuelles du recrutement de la morue charbonnière d'âge 1 pour les scénarios de données D1-Base-L et D2-Base-AE-L. Le recrutement moyen est indiqué par la ligne horizontale tiretée, en excluant les années 2013 à 2015. Des lignes de référence sont fournies pour les années d'éclosion 1977, 2000 et 2008, années auxquelles on suppose que des recrutements influents ont eu lieu dans le golfe d'Alaska, en Colombie-Britannique et sur la côte Ouest des États-Unis.	49
Figure 20. Estimations annuelles du recrutement de la morue charbonnière d'âge 1 pour les scénarios de données D2-Base-AE-L et D3-Base-AE-S. Le recrutement moyen est indiqué par la ligne horizontale tiretée, en excluant les années 2013 à 2015. Des lignes de référence sont fournies pour les années d'éclosion 1977, 2000 et 2008, années auxquelles on suppose que des recrutements influents ont eu lieu dans le golfe d'Alaska, en Colombie-Britannique et sur la côte Ouest des États-Unis.	50
Figure 21. Biomasse reproductrice femelle et épuisement annuels pour les sept scénarios de données D1-D7 décrits dans les tableaux 4 et 5.	51

Figure 22. Mortalité par pêche instantanée annuelle pour le piège, la palangre et le chalut dans le scénario D2-Base-AE-L.....	52
Figure 23. Estimation des taux de récolte annuels pour la morue charbonnière de taille légale et plus petite que la taille légale dans le scénario de données D2-Base-AE-L.	53
Figure 24. Estimations des trajectoires annuelles de la biomasse de morue charbonnière (en milliers de t) dans les scénarios de données D1-Base-L et D2-Base-AE-L. La ligne noire solide épaisse représente la biomasse reproductrice femelle. La biomasse exploitable est indiquée pour le piège, la palangre et le chalut. La biomasse plus petite que la taille légale désigne la biomasse de poissons de moins de 55 cm de longueur à la fourche.	54
Figure 25. Tendances rétrospectives des estimations de la biomasse reproductrice femelle (en milliers de t, graphique supérieur) et du recrutement (en millions, graphique inférieur) dans le scénario D1-Base-L. Chaque ligne représente la série chronologique des estimations tirées des données observées jusqu'à l'année indiquée dans la légende.	55
Figure 26. Tendances rétrospectives des estimations de la biomasse reproductrice femelle (en milliers de t, graphique supérieur) et du recrutement (en millions, graphique inférieur) dans le scénario D2-Base-AE-L. Chaque ligne représente la série chronologique des estimations tirées des données observées jusqu'à l'année indiquée dans la légende.	56

RÉSUMÉ

Pêches et Océans Canada (MPO) et l'industrie de la pêche de la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) de la Colombie-Britannique collaborent à un processus d'évaluation de la stratégie de gestion (ESG) depuis 2009. Ce processus est utilisé pour élaborer et mettre en œuvre une stratégie de récolte transparente et durable pour la pêche de la morue charbonnière à engins multiples. Des variations des modèles structurés selon l'âge ont été utilisées dans les essais par simulation des procédures de gestion proposées, et représentent donc la pierre angulaire du processus d'évaluation de la stratégie de gestion. Dans le présent document, nous révisons le modèle opérationnel de la morue charbonnière afin de tenir compte d'une possible erreur de spécification du modèle structurel et d'un manque d'ajustement aux principales observations reconnues dans les modèles précédents. Ces modifications sont les suivantes : i) remplacement d'un modèle opérationnel structuré selon l'âge et le groupe de croissance par un modèle à deux sexes structuré selon l'âge afin de tenir compte des différences observées dans la croissance, la mortalité et la maturation entre les morues charbonnières mâles et femelles, ii) ajustement des proportions selon l'âge du modèle au moyen d'une matrice d'erreur de détermination de l'âge, iii) mise à l'essai de modèles de sélectivité variable dans le temps et iv) révision de la vraisemblance logistique multivariée de la composition selon l'âge afin de réduire la sensibilité du modèle aux petites proportions d'âge.

Ces révisions structurelles du modèle opérationnel ont amélioré les ajustements aux données sur la composition selon l'âge et les rejets qui n'étaient pas bien ajustés par le modèle opérationnel précédent. La prise en compte des erreurs de détermination de l'âge a amélioré les estimations de la série chronologique du recrutement de la morue charbonnière d'âge 1 en réduisant l'autocorrélation irréaliste présente dans les résultats du modèle précédent. Les estimations obtenues indiquent clairement de fortes classes annuelles de morue charbonnière, semblables à celles du golfe d'Alaska sur le plan de la période et de l'ampleur. Deux résultats imprévus ont été obtenus. Tout d'abord, les paramètres de sélectivité variable dans le temps n'étaient pas estimables (ou nécessairement utiles) malgré l'information sur la valeur *a priori* informative fournie par le marquage. Ensuite, de meilleures estimations du recrutement ont aidé à expliquer l'échelle et la tendance temporelle de la remise à l'eau dans la pêche au chalut. Cette dernière constatation représente une amélioration importante de notre capacité à évaluer les règlements et les incitatifs visant à réduire les rejets dans toutes les pêches. Les estimations de l'état, de la productivité et des tendances du stock de morue charbonnière au cours des dernières années concordent avec les précédentes simulations de la stratégie de récolte. Les taux d'exploitation estimés pour les années 2011 à 2015 variaient entre sept scénarios de données (~ 8 à 10 %), mais sont conformes aux taux d'exploitation projetés pour la procédure actuelle de gestion U60-40+seuil dans le cadre de l'ancien modèle opérationnel.

1. INTRODUCTION

Pêches et Océans Canada (MPO) et l'industrie de la pêche de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique (C.-B.) collaborent à un processus d'évaluation des stratégies de gestion (ESG) visant à élaborer et à mettre en œuvre une stratégie de récolte transparente et durable. (2013, Cox *et al.* 2011).

L'actuelle stratégie de récolte de la morue charbonnière est définie par quatre composantes :

1. Des objectifs opérationnels des pêches, utilisés pour évaluer l'acceptabilité des autres procédures de gestion.
2. Une procédure de gestion (PG) qui comporte :
 - a. des données – total des prises débarquées et trois indices d'abondance;
 - b. une méthode d'évaluation – un modèle de production de Schaefer réglé de type état-espace; et
 - c. une règle de contrôle des prises segmentée définie à l'aide des valeurs B_{RMS} et F_{RMS} estimées à partir du modèle de production ainsi que de l'estimation de la biomasse exploitable.
3. Une évaluation du rendement de la procédure de gestion, fondée sur la simulation, par rapport aux autres modèles opérationnels qui représentent certaines hypothèses relatives à la dynamique des stocks de morue charbonnière.
4. L'application et la surveillance de la procédure de gestion utilisée.

La procédure de gestion sélectionnée dans le cadre du processus d'évaluation de la stratégie de gestion mené en 2010 (Cox *et al.* 2011) a été appliquée telle qu'elle avait été conçue pour 2011-2012 inclusivement, mais a été modifiée pour inclure un seuil du total autorisé des captures (TAC) pour 2013 à 2015 (MPO 2013). L'ajustement du seuil du TAC a également été mis à l'essai par simulation dans MPO (2014) pour confirmer qu'un compromis acceptable entre les objectifs de conservation et de rendement était possible.

Les composantes 1 à 3 de la stratégie de récolte ont été élaborées en même temps (Cox *et al.* 2011; Cox *et al.* 2013) et de ce fait, la qualité du modèle opérationnel (MO) et sa concordance avec les données historiques n'ont pas été évaluées de manière détaillée. La question de la qualité du modèle opérationnel et de sa concordance avec les données historiques a également été reconnue dans les examens par les pairs de 2010 et de 2011 (MPO 2011), qui ont déterminé en particulier trois domaines à améliorer :

1. **Évaluation de la structure et de l'ajustement du modèle pour la morue charbonnière.**

Un modèle opérationnel statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes combinés a été utilisé pour les simulations de 2010. Cependant, la croissance de la morue charbonnière est sexuellement dimorphe, les femelles atteignant des tailles plus grandes à un âge plus avancé, ce qui pourrait accroître (ou diminuer) leur sélectivité dans certaines pêches. Le modèle opérationnel de 2010 utilisait une formule de groupe de croissance pour tenir compte des effets de la grande variabilité de la taille selon l'âge sur les rejets en fonction de la taille. Cependant, les ajustements pour l'accumulateur selon la classe d'âge pour le groupe de 35 ans et plus, ou « groupe plus », dans la matrice des prises selon l'âge étaient généralement faibles. Les raisons de l'absence d'ajustement n'ont pas fait l'objet d'une enquête approfondie, mais on soupçonnait qu'elles découlaient d'une combinaison d'hypothèses de sélectivité constante, d'erreurs dans la détermination de l'âge, de la sensibilité de la vraisemblance de la composition selon l'âge à de petites proportions et

peut-être de l'immigration ou l'émigration de poissons adultes des populations de morue charbonnière à l'extérieur de la Colombie-Britannique.

2. **Ajustement des rejets dans la pêche commerciale au chalut.** On a utilisé le modèle opérationnel de la morue charbonnière de 2010 pour évaluer si les procédures de gestion visant à réduire les rejets de morue charbonnière de taille non légale (moins de 55 cm de longueur) amélioreraient le rendement global de la pêche par rapport aux objectifs. Des simulations en circuit fermé ont révélé que les procédures de gestion n'offraient que de légers avantages, notamment le maintien de la limite légale actuelle de 55 cm, des incitatifs pour éviter les morues charbonnières plus petites que la limite légale (en supposant que ces mesures seraient efficaces à 100 %) et la rétention de toutes les morues charbonnières, quelle que soit leur taille. Les légers effets de ce qui semblait être des mesures de gestion importantes ont été attribués principalement à l'hypothèse selon laquelle la sélectivité du chalut était constante dans le temps. Il n'a pas été possible d'ajuster le modèle opérationnel de 2010 aux observations pour les rejets dans la pêche au chalut, qui variaient de 200 à 800 t dans les années 1990 et au début des années 2000. Les tendances résiduelles dans les concordances avec les rejets semblaient indiquer que la sélectivité du chalut a peut-être changé ces dernières années par rapport à la période de 1996 à 2006. L'incertitude associée aux fonctions de rejet fondées sur la taille et celle associée aux taux de mortalité après le rejet étaient considérées comme des facteurs moins importants.
3. **Indices d'abondance tirés des relevés.** On a suggéré que le relevé à la palangre de la Commission internationale du flétan du Pacifique pourrait être une source de données pour calculer les indices de l'abondance. Les autres sources possibles sont un relevé au piège de la morue charbonnière effectué dans quatre bras de mer continentaux, quatre relevés au chalut de fond indépendants de la pêche, ainsi que deux relevés au chalut de fond de la crevette. Ces relevés n'ont pas été inclus dans les analyses de 2010 – ni dans cette évaluation – parce qu'aucun n'est conçu pour étudier la population de morue charbonnière de la Colombie-Britannique. Les différences de couverture spatio-temporelle et d'efficacité des engins de pêche entre les relevés entraîneraient des différences dans la disponibilité et la sélectivité de la morue charbonnière, ce qui compliquerait davantage le modèle. De plus, aucun de ces autres relevés ne dispose de données fiables sur la composition selon l'âge permettant d'estimer la sélectivité, à l'exception du relevé de la morue charbonnière dans les bras de mer continentaux. Cependant, ce relevé est un plan *ad hoc*, et la plupart des poissons ne sont pas disponibles pour la pêche en raison d'une fermeture de la pêche dirigée de la morue charbonnière. De ce fait, la pertinence et les tendances des autres relevés sont évaluées qualitativement à l'annexe C et ne seront pas abordées plus en détail dans le corps de ce document.

Le présent document traite ces trois points par les trois moyens suivants.

1. En élaborant un modèle statistique des prises selon l'âge à deux sexes pour remplacer le modèle structuré selon le groupe de croissance combiné pour les deux sexes utilisé en 2010. Bien que la structure du modèle ait changé, les formules de vraisemblance sont en grande partie les mêmes, à l'exception d'un changement mineur de la vraisemblance de la composition selon l'âge qui accumule toutes les proportions selon l'âge inférieures à 0,005 dans une seule tranche de l'accumulateur. Ce changement réduit la sensibilité du modèle à de petites proportions qui se produisent inévitablement pour les espèces longévives.
2. En vérifiant si une matrice d'erreur dans la détermination de l'âge (annexe F) appliquée aux proportions de l'âge modélisées améliorerait l'ajustement du modèle à la composition selon l'âge observée et la stabilité globale, et réduirait l'autocorrélation dans le recrutement estimé. L'erreur dans la détermination de l'âge n'étant pas bien comprise ou documentée

pour le laboratoire canadien de détermination de l'âge de la morue charbonnière, nous avons fondé notre matrice d'erreur dans la détermination de l'âge sur une matrice élaborée pour la morue charbonnière du golfe d'Alaska (Hanselman *et al.* 2012).

3. En évaluant si l'estimation de la sélectivité des pêches invariable dans le temps et variable dans le temps à partir du programme de marquage de la morue charbonnière améliorerait l'ajustement du modèle à la composition selon l'âge et, en particulier, l'ajustement du modèle aux rejets dans la pêche au chalut (annexe E). On utilise les estimations des paramètres de sélectivité fondés sur le marquage comme valeurs *a priori* pour les pêches, en particulier la pêche à la palangre et la pêche au chalut pour lesquelles on ne dispose pas de données sur la composition selon l'âge.
4. En mettant à jour les prises et les rejets dans la pêche (annexes A et B), ainsi que la série de relevés aléatoires stratifiés de la morue charbonnière (annexe C) et la composition selon l'âge (annexe D).

2. MÉTHODES

2.1. MODÈLE STATISTIQUE À DEUX SEXES DES PRISES SELON L'ÂGE

Le nouveau modèle opérationnel pour la morue charbonnière est un modèle à deux sexes structuré selon l'âge ajusté aux prises débarquées dans chaque pêche (1965 à 2015), aux indices d'abondance totale et à la composition selon l'âge dans la pêche au piège (1990 à 2015), le relevé normalisé (1991 à 2009) et le relevé aléatoire stratifié (2003 à 2014), ainsi qu'aux rejets (2006 à 2015) pour chacune des pêches commerciales au piège, à la palangre et au chalut. La notation et les équations du modèle figurent dans le TABLEAUX

Tableau 1 à Tableau 3, respectivement.

Le modèle opérationnel répartit les paramètres du modèle de base en quatre sous-ensembles : les paramètres principaux (Θ^{est}), les paramètres dérangement de la capturabilité et de la variance estimés conditionnellement sur les paramètres principaux (Θ^{cond}), les paramètres fixes pour les taux de croissance, de maturité et de mortalité due au rejet, ainsi que les paramètres de sélectivité qui ne sont pas estimés (Θ^{fixed}), et enfin les paramètres spécifiant les distributions *a priori* (Θ^{priors}) pour certains des paramètres principaux. La composition des paramètres dans les ensembles fixes et estimés sera différente du modèle de base pour les autres scénarios de données pris en compte dans cette analyse.

Le modèle opérationnel repose sur une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (Beverton et Holt 1957) paramétrée au moyen des taux de variation de la relation stock-recrutement (h), de la biomasse reproductrice femelle non exploitée (β_0) et d'écarts non corrélés du processus (ω_t) par rapport à la relation moyenne. Les taux de mortalité par pêche selon l'année et selon la pêche ($F_{t,g}$) sont soit :

- estimés directement en tant que paramètres libres (dans le modèle de base), en supposant que les prises sont connues avec erreur;
- obtenus au moyen d'une solution numérique de l'équation des prises de Baranov, en supposant que les prises par engin sont connues sans erreur.

Les taux de mortalité naturelle pour les mâles (M_m) et les femelles (M_f) sont estimés indépendamment (compte tenu des distributions *a priori* identiques) ou fixés *a priori*. Enfin, nous supposons que la sélectivité dépend de la longueur, ce qui nous permet d'utiliser une seule fonction de sélectivité pour les deux sexes. De plus, nous utilisons la longueur parce que les estimations par marquage de la sélectivité dans la pêche ne sont disponibles que selon la longueur.

2.2. CROISSANCE, SÉLECTIVITÉ, PROPORTION CONSERVÉE SELON L'ÂGE ET MATURITÉ

La longueur moyenne de la morue charbonnière (cm) pour l'âge- a est modélisée à l'aide d'une fonction de croissance de von Bertalanffy avec des paramètres (L_{∞}, k_x) Figure 1; OM.2) estimés à partir des données biologiques tirées des relevés sur la morue charbonnière. Nous utilisons les taux de croissance du modèle de base selon le sexe $k_m = 0,29$ $k_f = 0,25$, que nous avons obtenus à la suite d'une analyse documentaire (annexe D). Les taux de croissance estimés à partir d'échantillons biologiques prélevés en Colombie-Britannique $k_m = 0,50$ $k_f = 0,39$ étaient considérablement plus élevés, de sorte que nous réservons cette question pour d'autres modèles opérationnels possibles dans les simulations de stratégies de gestion.

La sélectivité selon l'âge (OM.4) est paramétrée en fonction de la longueur selon l'âge parce que, comme il a été mentionné ci-dessus, les estimations provenant des données de marquage ne sont disponibles qu'à partir de la longueur. Les estimations fondées sur le marquage sont nécessaires parce que les pêches à la palangre et au chalut ne fournissent aucune donnée sur la composition selon l'âge permettant d'estimer une sélectivité fondée sur l'âge. Les paramètres de sélectivité estimés à partir du marquage d'après les modèles en forme de dôme (Normal) ont été utilisés pour paramétrer les distributions *a priori* log-normales sur les paramètres de sélectivité pour le piège (modèle 2N.3 de l'annexe E) et la palangre (modèle 2N.3 de l'annexe E) (invariable dans le temps dans les deux cas) et les valeurs *a priori* normales sur le pic et l'étalement (σ) des paramètres de sélectivité pour la pêche au chalut (modèle 2N.2 de l'annexe E). Nous avons tenté de permettre une sélectivité variable dans le temps pour chaque pêche, mais les modèles avec sélectivité constante avaient tendance à être plus stables et à offrir de meilleurs ajustements, surtout pour les rejets.

Le rejet des morues charbonnières plus petites que la taille légale (moins de 55 cm de longueur à la fourche) est un processus clé à tester dans les simulations de futures stratégies de récolte. Par conséquent, nous avons modélisé explicitement les proportions de morues charbonnières conservées (P_{gax}) et rejetées (à condition d'être capturées en premier lieu) ($1 - P_{gax}$) selon une distribution fixe de la longueur à l'âge- a (OM.5). Nous avons obtenu P_{gax} en calculant la proportion de la fonction de densité de probabilité normale $N(L_{\infty x} \sigma_L^2)$ qui se situe au-dessus de la limite de taille. L'intégration dans le modèle OM.5 est effectuée numériquement une fois pour chaque modèle dans AD Model Builder par la fonction **adromb()** puisque les paramètres de croissance et la limite de taille légale sont tous des constantes (Fournier *et al.* 2012).

La maturité selon l'âge des morues charbonnières femelles est estimée à partir d'échantillons biologiques provenant de relevés au piège indépendants de la pêche (Figure 1). Il est probable que les estimations de l'âge à 50 % et à 95 % de maturité soient biaisées à la baisse par rapport à la population parce que nous ne tenons pas compte de la sélectivité en fonction de la taille dans l'échantillonnage de la population (annexe D.4).

2.3. DYNAMIQUE DE L'ÉTAT

Nous supposons que les nombres selon l'âge en 1965 (OM.8) reflètent un état d'équilibre non exploité. Nous avons choisi cette option parce qu'il y avait peu de prises observées avant 1965 et que les données sur la composition selon l'âge n'étaient pas disponibles avant 1988. Cela signifie qu'il n'est pas possible d'estimer les abondances initiales selon l'âge, comme nous l'avons confirmé dans les essais préliminaires du modèle. La biomasse reproductrice non exploitée par recrue (ϕ , OM.7) est calculée en fonction de la mortalité naturelle, du poids selon l'âge et de la maturité selon l'âge des morues charbonnières femelles (voir les calculs d'équilibre dans Cox *et al.* 2011). Les équations OM.9-OM.11 donnent le recrutement stochastique de Beverton-Holt et la dynamique du modèle structuré selon l'âge.

Lorsque les taux de mortalité par pêche par année et par engin de pêche sont estimés comme des paramètres libres, ils sont paramétrés en fonction de ce qui suit :

- a. la valeur de $\log-F$ (OM.12) la première année (t_1) où les prises sont supérieures à zéro;
- b. un écart aléatoire par rapport à cette valeur en fonction des écarts annuels (δ_{Ft}).

L'équation OM.13 donne l'équation modifiée des prises, qui est ajustée pour la proportion de poissons conservée, calculée à partir de l'équation OM.5. La biomasse prévue rejetée en mer est donnée dans OM.14. L'effet du rejet sur la mortalité totale dépend des taux de mortalité après le rejet propres aux engins (d_g) que nous avons tirés de l'analyse documentaire (annexe D.7).

2.4. MODÈLES D'OBSERVATION

Les observations de l'indice de la biomasse sont composées des observations du taux de prise (CPUE) dans la pêche, le relevé normalisé et le relevé aléatoire stratifié. Nous utilisons les CPUE dans la pêche de 1988 à 2009, avec réticence, puisque c'est la seule série chronologique qui remonte jusqu'aux années 1980, lorsque certaines des cohortes les plus importantes et les plus influentes ont intégré la pêche et dominé la dynamique pendant des années. La série chronologique des CPUE débute en 1979, mais nous avons retiré les observations de la période 1979-1987, car la pêche au piège ne faisait que commencer à cette époque et les taux de prise semblaient différents sur le plan qualitatif (et plus bas). Dans des études antérieures, nous avons modélisé la capturabilité variable dans le temps, ainsi que la capturabilité de la pêche bloquée dans le temps, et ni l'une ni l'autre n'a eu de forts impacts sur les estimations du modèle, probablement parce que le modèle ne concordait jamais bien avec ces observations au départ; les ajustements et les tendances estimées de l'abondance sont semblables avec ou sans les observations de 1979 à 1987. Enfin, nous avons tronqué la série de relevés normalisés (Std) et des CPUD dans la pêche en 2009 en nous fondant sur des analyses de simulation (Cox *et al.* 2011). Le relevé aléatoire stratifié (StRS) constitue désormais la principale source d'information indépendante de la pêche sur la tendance de l'abondance pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique.

Nous avons modélisé chacun des indices de la biomasse en supposant une capturabilité constante (q_g), une sélectivité constante, et que l'indice est obtenu après qu'une partie f_s de l'année s'est écoulée (OM.18). Pour la pêche, nous avons supposé que les CPUE avaient été prises au milieu de l'année pour $f_s = 0,5$, et que $f_s = 0,75$ pour les relevés qui ont lieu en octobre et en novembre. La sélectivité a des indices temporels dans OM.18 pour permettre des scénarios possibles comportant des changements de la sélectivité dans la pêche au fil du temps. Contrairement à la capturabilité, nous disposons de données de marquage pour nous renseigner sur l'évolution possible de la sélectivité fondée sur la longueur dans la pêche depuis les années 1990 (annexe E).

L'information sur les changements dans la structure selon l'âge de la population comporte des proportions selon l'âge dans les prises de la pêche au piège (1982 à 2014 avec plusieurs années manquantes), des relevés normalisés (1990 à 2009) et un relevé aléatoire stratifié (2003 à 2014). Les échantillons de la proportion selon l'âge dans la pêche sont disponibles depuis 1979; cependant, nous avons omis les données de 1979-1980 parce que les échantillons semblaient qualitativement différents et qu'il faudrait des paramètres des effets de l'année pour obtenir des ajustements raisonnables du modèle. En général, les données sur la composition selon l'âge dans la pêche montrent une faible cohérence dans le suivi des cohortes de morue charbonnière au fil du temps (annexe D.5, figures D-4 et D-5). Le modèle d'observation pour ces proportions se trouve dans les modèles OM.19 et OM.20, ce dernier ajustant les proportions selon l'âge réelles pour tenir compte des erreurs dans la détermination de l'âge, c'est-à-dire que la multiplication de la matrice d'erreur dans la détermination de l'âge (voir ci-dessous) par les proportions réelles donne les proportions observées prévues que nous utilisons pour calculer la fonction de vraisemblance.

Les proportions selon l'âge dans le relevé (figures D-6 à D-9) révèlent généralement une meilleure cohérence dans le suivi de la cohorte au fil du temps, le relevé aléatoire stratifié étant le plus cohérent. De plus, il semble que les données sur la composition selon l'âge des femelles permettent de dégager des tendances de cohorte plus claires que celles des mâles. Cela pourrait s'expliquer par les différences dans les erreurs dans la détermination de l'âge (voir ci-dessous) ou par les différences dans les déplacements à l'intérieur et à l'extérieur de la Colombie-Britannique; cependant, les cohortes récentes fortes en Colombie-Britannique devraient être semblables à celles observées pour l'Alaska et les états continentaux américains,

de sorte que nous doutons qu'elles découlent de la variation des déplacements. La sélectivité selon l'âge (la sélectivité selon la longueur) est présumée constante pour les relevés, même si ceux-ci ont des indices temporels dans le modèle OM.19.

2.5. MATRICE D'ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

L'un des principaux objectifs de ce document est de déterminer si la prise en compte des erreurs dans la détermination de l'âge améliorerait le comportement du modèle d'évaluation; plus précisément, de fournir des estimations du recrutement qui n'étaient pas fortement autocorrélées. Bien que les estimations autocorrélées existantes ne soient pas particulièrement plausibles, nous avons inclus des scénarios de recrutement autocorrélé dans les simulations de stratégies de récolte (Cox *et al.* 2011) jusqu'à ce que nous obtenions une série de recrutement indiquant le contraire.

Une matrice d'erreur dans la détermination de l'âge décrit comment les véritables proportions selon l'âge sont réparties parmi les classes d'âge adjacentes en raison d'une sous-estimation ou d'une surestimation des âges des poissons. Nous élaborons une matrice d'erreur dans la détermination de l'âge Q d'après Hanselman *et al.* (2012), qui ont utilisé des poissons d'âge connu issus des études de marquage afin d'établir un lien d'erreur dans la détermination de l'âge pour les poissons âgés de 3 à 18 ans. Leurs résultats indiquent que l'âge de la morue charbonnière a tendance à être davantage sous-estimé à mesure que les poissons vieillissent. La Figure 2 inclut notre interprétation de leur modèle au moyen du code R (R Core Development Team 2015) pour calculer Q .

Hanselman et ses collaborateurs (2012) n'ont pas mentionné comment leur erreur de détermination de l'âge pourrait être appliquée à un modèle d'évaluation des stocks avec un accumulateur selon la classe d'âge potentiellement nombreux (le groupe plus). Nous avons supposé ici que les valeurs des paramètres de leur modèle géométrique pour les âges compris entre 10 et 18 ans s'appliquaient à tous les poissons âgés de 18 ans et plus. Leur modèle présumait également que les erreurs de détermination de l'âge supérieures à |10| ans ne se produisaient pas; par conséquent, les erreurs dans la détermination de l'âge ne sont pertinentes ici qu'à 45 ans et plus, puisque notre classe d'âge du groupe plus était de 35 ans; c'est-à-dire que tous les poissons de plus de 45 ans dans les données seront toujours attribués correctement à la classe d'âge 35 et plus. Les détails des calculs des erreurs de détermination de l'âge et de la matrice qui en résulte figurent à l'annexe F.

2.6. FONCTION OBJECTIVE

La fonction objective de ce modèle est composée de fonctions de vraisemblance pour les observations, de distributions *a priori* pour certains paramètres principaux et de valeurs *a priori* sur les écarts annuels pour les paramètres variables dans le temps, le cas échéant (Tableau 3).

On suppose que les observations de l'indice de la biomasse ont une distribution log-normale avec la moyenne donnée par OM.18 et la variance τ_{gI}^2 , où I indique une variance de l'indice de la biomasse et g indexe la source. La fonction résiduelle dans L.1 est utilisée dans le calcul de la vraisemblance maximale conditionnelle pour la capturabilité logarithmique dans L.2 et la somme des carrés dans L.3. La vraisemblance maximale conditionnelle pour τ_{gI}^2 est donnée en L.4 et la vraisemblance concentrée en L.5 (Bard 1978). Il est à noter que les vraisemblances concentrées sont multipliées par des facteurs de pondération (λ_{gI}) pour évaluer les répercussions d'autres combinaisons de données et plans de pondération. Des facteurs de pondération semblables sont également inclus pour les vraisemblances de la composition selon l'âge. Autrement, les sources de données influencent la procédure d'estimation par leurs

variances estimées; aucun autre facteur de pondération arbitraire n'est utilisé pour ajuster l'influence d'autres sources de données.

Les données sur la composition selon l'âge sont modélisées à l'aide d'une distribution logistique multivariée (LMV) des proportions selon l'âge (Schnute et Richards 1995; Schnute et Haigh 2007). Nous avons choisi la vraisemblance logistique multivariée principalement pour sa propriété de vraisemblance auto-pondérante dans laquelle les variances sont calculées directement à partir des ajustements du modèle plutôt que d'être sous-entendues par des hypothèses sur la taille effective des échantillons. L'équation L.6 donne la fonction résiduelle, L.7 la somme des carrés et L.8 la vraisemblance maximale conditionnelle pour la variance τ_{gA}^2 , où l'indice A indique une variance de la composition selon l'âge. La distribution logistique multivariée présente au moins deux avantages par rapport à la distribution multinomiale plus traditionnelle pour la composition selon l'âge. Tout d'abord, il est plus réaliste de traiter un échantillon de la composition selon l'âge comme A (nombre de classes d'âge, par exemple 35) observations, potentiellement bruyantes, plutôt que comme N (nombre d'échantillons, par exemple 600) échantillons indépendants. Ensuite, la variance est déterminée par l'ajustement plutôt que par la taille de l'échantillon, A , de sorte qu'il n'est pas nécessaire de repondérer les données sur la composition selon l'âge au moyen d'un système itératif complexe. De plus, les variances de l'indice de la biomasse et de la composition selon l'âge sont comparables. Dans les analyses préliminaires, nous avons trouvé étrange que le modèle ne puisse pas correspondre aux proportions selon l'âge dans les groupes d'âges jeunes et moyens. Dans d'autres modèles, nous avons inclus une restriction $p > X$ sur l'ampleur des observations de la proportion selon l'âge autorisées dans la vraisemblance. Ici, nous avons utilisé $X = 0,005$ comme seuil, de sorte que toutes les proportions selon l'âge observées inférieures à cette valeur ont été ajoutées à une tranche de l'accumulateur. En faisant le suivi des combinaisons âge/année qui contribuent à cette tranche, nous pouvons facilement générer une prévision à partir des proportions du modèle. La taille de l'échantillon pour le calcul de la variance est ensuite réduite de $n - 1$, où n est le nombre de classes d'âge contribuant à la tranche de l'accumulateur. Ce changement a considérablement amélioré le rendement du modèle, bien que nous n'ayons pas testé d'autres valeurs pour le seuil, X . Enfin, l'ajustement aux âges inférieurs à 25 ans dans la pêche au piège n'a amélioré que la stabilité du modèle, principalement parce qu'il a éliminé le grand résidu du groupe « plus » qui ne concorde pas avec d'autres données, meilleures, sur la composition selon l'âge.

La biomasse totale de morue charbonnière rejetée a été estimée à partir des comptages individuels dans les pêches au piège et à l'hameçon depuis 2006 et à partir de la biomasse estimée par les observateurs en mer pour la pêche au chalut depuis 1996. Nous supposons que les rejets (L.10-13) ont une distribution log-normale avec la valeur moyenne de l'OM.16 et la variance τ_{gD}^2 . Pour les prises débarquées, nous utilisons une petite erreur-type fixe pour nous assurer que les prises du modèle correspondent de près aux prises observées (L.14-15).

Nous utilisons les distributions *a priori* bêta et normale des taux de variation de la relation stock-recrutement et de la mortalité naturelle (L.16-17), respectivement, parce que ces paramètres sont habituellement difficiles à estimer à partir des séries chronologiques courtes de données sur les « allers simples » et la variance relativement élevée. Les paramètres *a priori* des taux de variation de référence $\beta_1 = 40$ $\beta_2 = 20$ sous-entendent une moyenne et un coefficient de variation de $h = 0,67$ $\sigma_h = 0,01$, respectivement. Pour la mortalité naturelle, nous avons utilisé la même moyenne *a priori* et le même écart-type $\mu_M^x = 0,10$ $\sigma_{M_x} = 0,01$ pour les mâles et les femelles. Comme indiqué précédemment, des renseignements préalables sur la sélectivité sont nécessaires pour la composition selon l'âge bruitée de la pêche au piège ainsi que les compositions selon l'âge manquantes dans les pêches à la palangre et au chalut. Les valeurs *a priori* de référence pour la longueur à 50 % et à 95 % de sélectivité ont été estimées à partir du

programme de marquage à long terme de la morue charbonnière mené dans le cadre des relevés annuels et de l'échantillonnage biologique en mer dans les pêches au piège, à la palangre et au chalut (annexe E). Les écarts annuels du recrutement (L.19-20) et les écarts de la marche aléatoire dans la mortalité par pêche (L.21-22) sont limités par les distributions *a priori* normales. Enfin, L.23 donne la valeur log-*a posteriori* négative totale, que nous appelons la fonction objective totale.

2.7. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Bien que nous présentions un grand nombre et une grande diversité de données pour cette évaluation, l'information sur la taille absolue des stocks et le recrutement est faible pour un certain nombre de raisons. Par exemple, les séries chronologiques sont relativement courtes pour un poisson longévif, une grande partie des données sur la composition selon l'âge manquent de cohérence pour la prévalence des cohortes de morue charbonnière au fil du temps, les erreurs de détermination de l'âge sont inconnues et pourraient être importantes, la série chronologique sur 20 ans des taux de prise dans le relevé normalisé présente une variance élevée et le stock n'a affiché qu'un déclin unidirectionnel dans toutes les séries de l'indice de la biomasse. Par conséquent, nous nous attendons à ce que les estimations modélisées de la biomasse soient sensibles à ce qui semble être des changements mineurs dans les données et les hypothèses antérieures. Nous démontrons cette sensibilité en exécutant le modèle sous certaines combinaisons de pondération des données (scénarios de données) afin d'établir une série de sept scénarios (D1-D7; Tableau 4) à examiner dans les simulations de futures stratégies de récolte.

Le modèle D1-Base-L contient tous les ensembles de données sur la biomasse, la composition selon l'âge et les rejets sans l'application de facteurs de pondération externes. Le « L » est utilisé pour indiquer que nous utilisons une « longue » série chronologique, de 1980 à 2015, des écarts de recrutement. À mesure que les sources de données sont supprimées, le modèle ne peut pas estimer les recrutements antérieurs aux années 1990, de sorte que les modèles réduits estiment des séries chronologiques « courtes » (« S ») des écarts de recrutement, de 1990 à 2015. Le modèle D1-Base-L n'est pas conçu pour représenter notre « meilleure information disponible » parce que des sous-ensembles de données pourraient en fait fournir de meilleurs ajustements du modèle, des estimations de paramètres plus stables et des évaluations plus fiables des stocks et de la productivité. Le modèle D1 représente la solution de rechange structurée selon le sexe au précédent modèle structuré selon l'âge utilisé pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique (Cox *et al.* 2011).

Le modèle D2-Base-AE-L est le même que le modèle D1-Base-L, sauf que la fonction d'erreur dans la détermination de l'âge (« AE ») est appliquée aux âges modélisés (OM.20, Figure 2). Il s'agit du premier modèle d'évaluation de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique qui tient compte de l'erreur dans la détermination de l'âge, bien que cette matrice d'erreur dans la détermination de l'âge ne soit pas propre au laboratoire canadien de détermination de l'âge et pourrait donc ajouter des signaux erronés aux données sur l'âge. Les travaux originaux de Hanselman et ses collaborateurs (2012) n'ont modélisé que les erreurs dans la détermination de l'âge jusqu'à l'âge de 20 ans et n'ont pas mentionné comment traiter les échantillons d'âge dans l'accumulateur selon la classe (35 ans et plus dans ce modèle). Les modèles préliminaires ont montré que les erreurs dans la détermination de l'âge proches du groupe plus, même lorsqu'elles étaient correctement prises en compte, brouillaient les attributions des âges dans les classes de moins de 35 ans, réduisant la taille du groupe plus à des niveaux beaucoup plus bas que les valeurs observées dans les données. Par conséquent, nous avons supposé que les erreurs de surdétermination et de sous-détermination de l'âge s'annulent pour la classe d'âge du groupe plus. Cette hypothèse est conforme à celle de l'analyse présentée dans Hanselman

et al. (2012) pour les âges réels de plus de 45 ans puisque les erreurs dans la détermination de l'âge supérieures à moins de 10 ans sont peu probables.

Le scénario D3-Base-AE-S est le même que le scénario D2-Base-AE-L, mais la courte série chronologique de recrutement est estimée (le « S » indiquant que les séries de 1990 à 2015 des écarts de recrutement sont estimées). Les scénarios D4 à D7 éliminent ou sous-pondèrent, de manière séquentielle, les données jusqu'à ce qu'il ne reste que le relevé aléatoire stratifié (StRS) dans le scénario D7. Le scénario D4-Survey-AE-S est conçu pour examiner les répercussions de l'utilisation des CPUE en tant qu'indice de la biomasse en l'excluant, le scénario D5-Survey-F-AE-S exclut l'indice de la pêche au piège et réduit l'influence des données sur la composition selon l'âge des mâles (d'où le « F », femelles uniquement) issues du relevé normalisé (Std) qui semble indiquer de grandes proportions dans la classe d'âge de 35 ans et plus et le scénario D6-StRS-F-AE-S utilise uniquement l'indice de la biomasse issu du relevé aléatoire stratifié (StRS) et réduit l'influence de la composition selon l'âge des mâles. Il convient de noter que pour les scénarios D4-D6, seules les données de l'indice sont retirées d'une source particulière, mais les données de la composition selon l'âge pour chaque source demeurent dans le modèle. Le scénario D7-StRS-AE est le modèle fondé uniquement sur un relevé aléatoire stratifié le plus réduit qui reste réalisable à mettre en œuvre. Pour ce scénario, la composition selon l'âge pour la pêche au piège et le relevé normalisé sont supprimés, mais il n'y a pas de réduction de l'influence de la composition selon l'âge des mâles dans le relevé aléatoire stratifié.

Pour tous les scénarios de données, les paramètres estimés étaient les taux de variation (h), la biomasse reproductrice femelle non exploitée (B_0), la mortalité naturelle des mâles et des femelles (M_x avec les valeurs *a priori* données ci-avant), les paramètres de sélectivité pour tous les relevés et les pêches inclus, à l'exception du chalut, que nous avons fixés aux moyennes des estimations tirées du marquage, les taux de mortalité par pêche pour toutes les années au cours desquelles les pêches ont capturé des prises et les écarts de recrutement pour la période courte ou longue. Les paramètres d'écart de recrutement et du taux de mortalité par pêche ont toujours été initialisés à zéro, tandis que les paramètres de sélectivité, de mortalité naturelle et de taux de variation ont été initialisés à leurs moyennes *a priori*.

3. RÉSULTATS

Les variances des erreurs résiduelles pour les relevés de la biomasse, la composition selon l'âge et les rejets sont résumées dans le Tableau 5 et les estimations des paramètres avec les erreurs-types dans le Tableau 6. Des exemples d'ajustements du modèle à chaque ensemble de données sont donnés de la Figure 4 à la Figure 24, principalement pour le scénario D2-Base-AE-L, sauf lorsque le scénario D1-Base-AE est inclus pour permettre des comparaisons. Il convient de noter qu'aucun de ces modèles n'a entièrement convergé, de sorte que les solutions ne sont peut-être pas uniques, même si nous avons été en mesure d'obtenir des estimations des erreurs-types à partir de la matrice hessienne. En général, les modèles ont affiché une forte convergence jusqu'aux phases ultérieures, lorsque les paramètres de sélectivité sont devenus actifs dans la minimisation et le rendement a diminué.

3.1. MODÈLES DE DONNÉES COMPLETS AVEC ET SANS ERREURS DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE : SCÉNARIO D1-BASE-L PAR RAPPORT AU SCÉNARIO D2-BASE-AE-L

En général, les erreurs résiduelles du modèle augmentaient après la prise en compte des erreurs de détermination de l'âge dans les données sur la composition selon l'âge (Tableau 5; Figure 9 à Figure 12). L'incertitude accrue des paramètres résulte de ces ajustements

légèrement moins bons du modèle lorsque les erreurs de détermination de l'âge sont incluses (Tableau 5). Les exceptions où l'ajustement du modèle sont un peu meilleurs étaient la composition selon l'âge des mâles dans la pêche et des femelles dans le relevé normalisé, ainsi que les rejets dans la pêche au piège. L'inclusion des erreurs dans la détermination de l'âge a réduit ce qui était des corrélations graves entre les paramètres du modèle lorsque les erreurs dans la détermination de l'âge étaient ignorées (Figure 3).

La biomasse non exploitée était d'environ 17 % plus élevée, tandis que le taux de variation était plus faible dans le scénario D2-Base-AE-L, ce qui donne à penser que le stock est légèrement plus nombreux, mais moins productif (Tableau 6). La biomasse reproductrice actuelle et la biomasse de taille légale étaient toutes deux plus élevées, tandis que la biomasse reproductrice actuelle par rapport à la biomasse non exploitée était plus faible, à 15,9 %. L'exploitation actuelle de la morue charbonnière de taille légale et inférieure à la taille légale était également plus faible pour le scénario avec erreur dans la détermination de l'âge, à 8,8 % et 6,9 % respectivement. Il convient de noter que nos estimations des taux d'exploitation de la morue charbonnière de taille inférieure à la taille légale fondés sur le modèle opérationnel de 2011 étaient inférieures à 2 %; cette différence découle probablement de l'adoption d'un modèle à deux sexes plutôt que de la formule du groupe de croissance, ainsi que des différences dans l'estimation de la sélectivité. Les estimations des taux de mortalité naturelle n'ont pas été sensiblement influencées par la prise en compte des erreurs dans la détermination de l'âge.

La prise en compte de l'erreur dans la détermination de l'âge donne des estimations sensiblement différentes et plus réalistes du recrutement annuel de la morue charbonnière (Figure 19). Plus particulièrement, les estimations du recrutement montrent une plus grande variabilité interannuelle et une séparation plus claire des classes d'âge, surtout de celles qui ont eu une influence à la fin des années 1970, en 2000 et en 2008. Il semble que ce modèle ait encore de la difficulté à déterminer la taille de la classe d'âge de 1977 et qu'il attribue ce recrutement à plusieurs années possibles. Ces différences entre les séries sur le recrutement estimées avec et sans erreur dans la détermination de l'âge sont semblables aux résultats obtenus pour l'évaluation de la morue charbonnière dans le golfe d'Alaska (Hanselman *et al.* 2012).

3.2. SÉRIE CHRONOLOGIQUE DE RECRUTEMENT LONGUE OU COURTE : SCÉNARIO D2 PAR RAPPORT AU SCÉNARIO D3

La réduction de la longueur des séries de recrutement estimées dans le modèle de la période 1980-2015 à la période 1990 à 2015 a eu peu d'effets sur les séries chronologiques du recrutement estimé (Figure 20) ou les estimations des paramètres (Tableau 6). Dans le cas du modèle présentant une courte série chronologique, le recrutement moyen a augmenté légèrement pendant la période 1965 à 1979, principalement parce que la biomasse non exploitée a augmenté par rapport au modèle présentant une longue série chronologique.

3.3. SCÉNARIOS DE DONNÉES : D4 – D7

Les scénarios de données D1 à D7 ont produit des tendances qualitativement semblables de la biomasse reproductrice et de l'épuisement au fil du temps (Figure 21, Tableau 6). À mesure que d'autres données étaient supprimées, l'épuisement de la biomasse reproductrice en 2015 a diminué, passant de 16 % pour le modèle D1-Base-AE-L à 11 % pour le modèle D7-StRS-AE-L. L'exploitation pour 2015 a pour sa part augmenté de 9,8 % pour le scénario D1 à 12,7 % pour le scénario D7. Le taux de prise de morues charbonnières de taille légale a doublé entre ces deux scénarios, passant de 7,1 % (D1) à 14,1 % (D7).

Le retrait des CPUE dans la pêche au piège de la série de l'indice de la biomasse n'a eu que des effets mineurs sur les estimations des paramètres et les ajustements à d'autres données. Les effets les plus notables ont été observés sur la biomasse de morues charbonnières de taille légale et l'exploitation. La biomasse estimée de morues charbonnières de taille légale en 2015 a diminué de 5 000 t, passant d'environ 25 000 t (lorsque la CPUE était incluse) à 19 380 t (lorsque la CPUE était exclue), tandis que les taux d'exploitation ont augmenté de 7,9 % à 10,1 % (Tableau 6).

La pondération à la baisse de la composition selon l'âge des mâles dans la pêche au piège a eu peu d'effet sur les estimations des paramètres du modèle (Tableau 6), bien que la combinaison de la pondération à la baisse et de l'abandon de l'indice normalisé de la biomasse du relevé normalisé ait entraîné une chute plutôt massive de la biomasse de morues charbonnières de taille légale à 14 570 t et de l'exploitation à 14,6 %. À lui seul, le relevé aléatoire stratifié a entraîné des changements légèrement moins marqués (Tableau 6). Il semble qu'il ne soit probablement pas possible d'estimer les taux de variation de la relation stock-recrutement (pour le scénario D7, StRS-AE-S $h \sim 0,39$) à partir d'une série chronologique aussi courte que le seul relevé aléatoire stratifié, car il y a peu de contraste dans la biomasse reproductrice depuis 2003.

3.4. AJUSTEMENTS DU MODÈLE AUX REJETS

Les erreurs-types résiduelles pour les rejets n'ont pas été sensiblement influencées par l'inclusion ou l'exclusion d'autres sources de données dans le modèle, malgré certaines différences visuelles dans les ajustements et les valeurs du modèle (Figure 5). Les données de la palangre sont les mieux ajustées, suivies de celles du piège et du chalut. Contrairement à notre modèle opérationnel de 2011, celui-ci permet beaucoup mieux de comptabiliser les rejets plus élevés dans la pêche au chalut au début des années 2000. L'inclusion des erreurs dans la détermination de l'âge a donné des rejets plus importants et plus concentrés aux alentours de 2001 ou 2002 (Figure 5, graphiques pour le chalut). Cette concentration résulte de la combinaison de deux facteurs : le modèle d'erreur dans la détermination de l'âge, qui crée une classe d'âge de 2000 plus distincte et plus grande (en partie attribuée aussi à 2001) et une sélectivité du chalut fortement en forme de dôme (Figure 6). Le modèle donne également à penser que les rejets étaient élevés dans les pêches au piège et à la palangre lorsque la classe d'âge de 2000 est entrée dans les zones de pêche hauturière.

3.5. AJUSTEMENTS DU MODÈLE À LA COMPOSITION SELON L'ÂGE

Même si les erreurs-types résiduelles moyennes entre tous les scénarios de données étaient presque identiques pour les mâles (0,51) et les femelles (0,50), les tendances résiduelles selon l'âge et l'année étaient parfois différentes en fonction de la source et de l'inclusion ou non des erreurs de détermination de l'âge (Figure 7 à Figure 12). Par exemple, dans le modèle D2-Base-AE-L, les résidus du relevé normalisé pour les femelles semblaient plus petits aux âges plus avancés et plus élevés aux âges plus jeunes. En revanche, c'était l'inverse pour les mâles, avec des résidus qui correspondent raisonnablement à la plupart des âges, sauf pour le groupe plus âgé de 35 ans et plus, qui est constamment surestimé dans les deux ensembles de données de relevés (sauf de 1997 à 2004 dans le relevé normalisé). Les proportions élevées de mâles prédites dans la classe d'âge de 35 ans et plus découlent du faible taux de mortalité naturelle, estimé à $M_m \sim 0,05 \text{ an}^{-1}$. Les valeurs résiduelles pour l'âge du groupe plus étaient élevées pour les deux sexes dans le relevé aléatoire stratifié.

Dans la plupart des cas, les valeurs résiduelles sur la composition selon l'âge comprenaient de grands groupes caractérisés de valeurs résiduelles ou des exécutions de valeurs positives ou négatives, ce qui peut vouloir dire que le modèle n'évalue probablement pas correctement l'ampleur et peut-être la période de certains épisodes de recrutement (comme la classe

d'âge de 2000). Il est également probable que le modèle omette les effets aléatoires persistants dans les observations (par exemple, sélectivité variable dans le temps, disponibilité) ou la dynamique à court terme comportant l'immigration et l'émigration, car certains poissons peuvent migrer temporairement dans les eaux de la Colombie-Britannique.

Les deux ensembles de données sur la composition selon l'âge des relevés montrent de grandes proportions selon l'âge dans le groupe plus, allant de 6 % à 30 % pour le relevé normalisé (parfois entre les années adjacentes) et de 6 % à 20 % pour le relevé aléatoire stratifié. En général, la composition selon l'âge pour les mâles révélait des abondances du groupe plus beaucoup plus importantes que chez les femelles (Figure 18 à Figure 19 pour le relevé normalisé et Figure 20 à Figure 21 pour le relevé aléatoire stratifié). La structure et la dynamique de ce modèle opérationnel indiquent clairement que les changements de l'ampleur suggérés par les données du relevé normalisé ne sont probablement pas causés par les fluctuations du recrutement, de la mortalité et de la croissance d'une espèce longévive comme la morue charbonnière, puisque le modèle donne rarement plus de 8 à 10 % de la population dans la classe d'âge des 35 ans et plus. La variation est probablement attribuable à une combinaison d'erreurs de détermination de l'âge et de variabilité de l'échantillonnage, cette dernière pouvant découler du petit nombre de sites d'échantillonnage fixes pour le relevé normalisé qui se trouvaient dans des zones considérées comme des lieux de pêche productifs. En revanche, les proportions de la classe d'âge des 35 ans et plus dans le relevé aléatoire stratifié à plan statistique sont toujours inférieures à 12-15 %.

Nous semblons peut-être mal spécifier la matrice d'erreur dans la détermination de l'âge compte tenu de la tendance des proportions observées et prédites selon l'âge pour les grandes classes d'âge « connues » de morue charbonnière. En particulier, pour les femelles, la classe d'âge de 2000 apparaît bien en vue chaque année à l'âge correct jusqu'en 2011 et au-delà, où l'attribution de l'âge devient sujette à l'erreur et incohérente (figure 17). Les valeurs prévues par le modèle sur cette figure sont ajustées pour tenir compte des erreurs dans la détermination de l'âge; elles devraient donc correspondre étroitement aux effets de biais et de traînée. Une tendance semblable se dessine pour les mâles, mais peut-être pas aussi prononcée (figure 18). Étant donné que nous ajustons plusieurs ensembles de données sur la composition selon l'âge, il pourrait être possible d'estimer une matrice commune d'erreur de détermination de l'âge, ou au moins les petites modifications qui pourraient être nécessaires pour améliorer ces ajustements. L'effet final sera une meilleure résolution de certains épisodes de recrutement et, par conséquent, de la variabilité du recrutement, qui sont tous deux importants pour les simulations de stratégies de récolte.

3.6. TENDANCES RÉTROSPECTIVES

D'après les tendances rétrospectives des estimations de la biomasse reproductrice et du recrutement, le modèle D1-Base-L (Figure 25), c'est-à-dire sans erreurs de détermination de l'âge, est quelque peu insensible aux nouvelles données et pourrait être trop limité par les valeurs *a priori* et les estimations du recrutement. Ces dernières présentent peu de différence sur 10 ans d'estimations rétrospectives. Lorsque les erreurs de détermination de l'âge sont incluses pour le scénario D2-Base-AE-L, la tendance du recrutement estimé devient plus sensible aux nouvelles données (Figure 26), comme prévu. La série d'estimations aberrantes pour 2008 est probablement le résultat de la sensibilité aux conditions de départ.

4. DISCUSSION

La stratégie de récolte de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique est conçue d'après une procédure de gestion qui doit être testée à l'aide de simulations par rapport aux

modèles opérationnels qui reflètent les incertitudes quantifiables dans la dynamique et des pêches de morue charbonnière. L'examen de notre modèle opérationnel précédent a fait ressortir certaines lacunes que nous avons tenté de corriger ici. En particulier, notre modèle précédent ne tenait pas compte des erreurs dans la détermination de l'âge de la morue charbonnière, ne correspondait pas très bien aux groupes d'âge de 35 ans et plus, n'intégrait pas les différences de croissance et de mortalité entre les mâles et les femelles et n'était pas en mesure de reproduire la tendance temporelle des rejets dans la pêche au chalut. Dans le présent document, nous avons élaboré un nouveau modèle opérationnel qui corrige ces problèmes, compte tenu de ce que nous avons appris ces dernières années grâce à l'expérience, aux nouvelles données disponibles et aux nouvelles connaissances scientifiques sur la dynamique, les pêches et les données relatives à la morue charbonnière.

La complexité supplémentaire découlant de la séparation des mâles et des femelles dans les données et le modèle opérationnel semble produire des résultats semblables à ceux de notre précédent modèle qui combinait les deux sexes. Un des avantages semble être de meilleurs ajustements du modèle à la classe d'âge des 35 ans et plus dans les données. Nous avons également obtenu des estimations préliminaires des taux de mortalité naturelle des mâles ($M_m \sim 0,06$) et des femelles ($M_f \sim 0,09$). Les estimations plus faibles de M_m pour les mâles découlent surtout de la proportion plus élevée de mâles dans la classe d'âge des 35 ans et plus. Cependant, pour le moment, nous n'avons pas examiné dans quelle mesure ces différences sont attribuables à la confusion entre la mortalité naturelle et la mortalité par pêche. Les morues charbonnières mâles atteignent des tailles asymptotiques plus petites, ce qui peut réduire leur vulnérabilité globale à la pêche. D'autres explications pourraient être que les mâles et les femelles se déplacent à des taux différents et que les différences M_x pourraient refléter des taux d'immigration/émigration non modélisés. Les déplacements sont un enjeu important pour l'avenir étant donné la prévalence des étiquettes de morues charbonnières de la Colombie-Britannique marquées renvoyées par d'autres territoires de compétence, ainsi que des étiquettes de poissons marqués des États-Unis récupérées en Colombie-Britannique (MPO 2013).

L'inclusion de l'erreur de détermination de l'âge dans le modèle opérationnel de la morue charbonnière produit des estimations du recrutement qui sont clairement plus réalistes que celles de notre modèle précédent. Même si nous avons utilisé une fonction d'erreur dans la détermination de l'âge paramétrée à partir d'un laboratoire américain de détermination de l'âge, les résultats sont remarquablement cohérents avec les épisodes de recrutement raisonnablement bien connus qui se sont produits dans les années 1970, en 2000 et en 2008. Les estimations améliorées du recrutement n'ont que des effets marginaux sur les paramètres clés de la dynamique de la population; cependant, l'effet le plus bénéfique sera une meilleure représentation du recrutement dans les simulations de stratégies de récolte. Notre précédent modèle opérationnel affichait un recrutement fortement autocorrélé, ce qui est prévisible lorsqu'une erreur dans la détermination de l'âge est présente, mais ignorée (Bradford 1992). L'autocorrélation pose un problème parce que ces scénarios génèrent les résultats de simulation les plus pessimistes, mais il est difficile de leur attribuer une plausibilité, c'est-à-dire que nous ne croyons pas que le recrutement soit aussi fortement corrélé que ce qu'indiquent les estimations initiales de l'évaluation (Cox *et al.* 2009, 2011). Il y a peu d'auto-corrélation dans les estimations du recrutement tirées du nouveau modèle (corrélation de décalage-1 estimée inférieure à 0,1 pour les modèles AE).

La sélectivité selon la taille de la morue charbonnière capturée dans les pêches au piège, à la palangre et au chalut semble varier au fil du temps d'après notre analyse des données de marquage à long terme. Cependant, la plupart des ajustements de notre modèle ne pouvaient pas soutenir des modèles à sélectivité variable dans le temps, parce que les données sur la

composition selon l'âge n'étaient disponibles que pour une seule pêche et que le bruit dans ces données ne permettait pas au modèle de distinguer les changements de sélectivité des mesures du bruit. Quoiqu'il en soit, les modèles à sélectivité constante, limités par les valeurs *a priori* tirées des estimations de marquage, ont produit des résultats raisonnablement bons, en particulier pour l'ajustement des rejets. Au départ, nous nous attendions à ce que la sélectivité variable dans le temps soit la principale cause de notre incapacité à ajuster la forte tendance temporelle des rejets au chalut dans notre modèle précédent. Cependant, le nouveau modèle, avec une meilleure résolution du recrutement annuel, explique en grande partie la tendance par une sélectivité constante du chalut combinée à une estimation plus distincte de l'ampleur de la classe d'âge de 2000 de la morue charbonnière. Les rejets élevés dans la pêche au chalut entre 1996 et 1999 demeurent inexplicables, car le recrutement semblait faible pendant cette période.

4.1. CONSIDÉRATIONS POUR POURSUIVRE L'ÉLABORATION DU MODÈLE

Les données sur les tendances de la biomasse présentent un « aller simple » classique pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique et le modèle d'évaluation se comporte de la façon habituelle compte tenu de ces données. En particulier, les estimations de la biomasse et de la productivité sont fortement corrélées et peuvent être sensibles aux choix de données et aux hypothèses de modèle (autrement dit, la CPUE de la pêche est proportionnelle à la biomasse). Pour obtenir une meilleure cohérence du modèle opérationnel avec les données historiques et, par conséquent, de la qualité et de la fiabilité des projections, il faut d'abord et avant tout améliorer les données biologiques recueillies pour les pêches commerciales au piège, à la palangre et au chalut. Les problèmes liés à la petite taille des échantillons, à l'échantillonnage non représentatif et aux difficultés logistiques de l'échantillonnage en mer sont documentés dans des évaluations et des documents de travail antérieurs pour cette pêche. Ils demeurent également un enjeu clé pour l'industrie. Néanmoins, il est essentiel d'inclure dans la stratégie de recherche à long terme sur la morue charbonnière de nouveaux moyens d'améliorer l'échantillonnage biologique.

L'utilisation d'un plus grand nombre de données du programme de marquage de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique est probablement la meilleure option pour améliorer à court terme les modèles opérationnels. Les analyses par marquage constituaient le cœur des évaluations de la morue charbonnière avant 2005, mais elles ont été interrompues parce que les modèles étaient complexes et non transparents pour la science et l'industrie (Cox et Kronlund 2008). Il est intéressant de noter que certains des scénarios de modèles présentés ici produisent des estimations de l'ampleur de la biomasse et des taux de récolte semblables à celles de ces modèles fondés sur le marquage. L'élaboration future du modèle pourrait tenter d'intégrer plus explicitement les données de marquage dans le modèle opérationnel de la morue charbonnière structuré selon le sexe et l'âge. Par exemple, Cadigan (2015) présente un tel modèle pour le stock canadien de morue du Nord des divisions 2J3KL, dans lequel les données de marquage sont utiles pour estimer les taux de mortalité naturelle et par pêche, ainsi que les variations dans la disponibilité des poissons pour les relevés découlant de changements à grande échelle de la répartition. L'information de marquage sur F et M pourrait briser une partie de la corrélation entre les paramètres, B_0 , h et la sélectivité fondée sur la longueur (l'âge et le sexe des morues charbonnières marquées ne peuvent être déterminés que pour l'échantillon de recapture). Comme pour tous les modèles fondés sur le marquage, cette approche intégrée est sensible aux estimations des taux de déclaration des étiquettes et, de ce fait, les modèles opérationnels devront représenter différents biais dans les rapports.

4.2. RÉPERCUSSIONS SUR LE RENOUVELLEMENT DE LA STRATÉGIE DE RÉCOLTE DE LA MORUE CHARBONNIÈRE

Les inférences au sujet de la dynamique et de l'état du stock de morue charbonnière, ainsi que des effets des futures procédures de gestion, dépendent de la structure du modèle opérationnel et des hypothèses sur les types et la qualité des données utilisées pour conditionner les modèles. Nous présentons ici une série potentielle de modèles opérationnels à utiliser dans les simulations de futures stratégies de récolte.

Les précédents modèles opérationnels de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique étaient axés sur des hypothèses concernant la taille et la productivité du stock et le degré d'auto-corrélation du recrutement. D'après nos résultats, la taille et la productivité du stock demeurent des incertitudes clés, mais nous pourrions peut-être détourner notre attention de l'autocorrélation du recrutement pour nous concentrer sur des problèmes de données plus précis qui sous-tendent les modèles opérationnels eux-mêmes. Par exemple, selon les choix de données, les taux d'exploitation récents de la morue charbonnière de taille légale varient de 8 à 13 % et de 7 à 14 % pour les poissons de taille non légale. Ces modèles de rechange sont directement pertinents pour évaluer les impacts d'autres règlements sur les rejets ou des incitatifs pour le rétablissement de cette pêche. Les taux d'exploitation des poissons de taille inférieure à la taille légale (c.-à-d. la mortalité non débarquée), en particulier, donnent à penser qu'une proportion considérable de la production du stock est perdue avant d'être pleinement recrutée dans la pêche. L'élimination du gaspillage causé par la mortalité due au rejet bénéficierait directement à l'effort de rétablissement du stock, tout en réduisant peut-être l'impact économique sur la pêche d'une réduction supplémentaire des TAC.

L'âge à la maturité des femelles et les taux de croissance estimés pour les mâles et femelles varient considérablement à l'échelle de la côte selon l'endroit et la façon dont les échantillons biologiques ont été prélevés. Notre ensemble précédent de modèles opérationnels comprenait des scénarios pour ces paramètres biologiques, que nous supposons connus dans l'évaluation. Bien que la valeur absolue des paramètres de rendement des procédures de gestion, comme la probabilité que la biomasse reproductrice soit supérieure à la biomasse reproductrice au rendement maximal durable, $\Pr(B > B_{RMD})$, soit quelque peu sensible aux paramètres de croissance de rechange, l'ordre de classement des procédures de gestion n'a pas changé. Il semble donc que nous pourrions omettre les scénarios de paramètres de croissance dans les futurs modèles opérationnels. L'un des principaux problèmes découlant de ce nouveau modèle est que nous n'avons pas les sex-ratios réels pour les prises débarquées ou rejetées – le modèle n'est ajusté qu'au total des prises débarquées et rejetées par pêche.

La plupart des estimations de l'état du stock et de la productivité que nous présentons ne sont pas nécessairement surprenantes ou nouvelles pour notre recherche de simulation de stratégies de récolte pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique. Par exemple, Cox et Kronlund (2009) ont examiné les procédures de gestion fondées sur des données et des modèles pour la morue charbonnière par rapport à des scénarios de modèle opérationnel qui affichaient des tendances semblables à celles présentées ici. En particulier, nos estimations de la tendance du stock sur les huit dernières années, fondées sur le modèle structuré selon le sexe et l'âge et comportant des erreurs dans la détermination de l'âge, semblent très similaires à la tendance de la biomasse projetée au moyen de taux d'exploitation cibles prudents (6 à 8 %) sur le scénario de faible productivité/faible épuisement initial dans ce document de 2008. L'épuisement de la biomasse pour la 51^e année (par exemple, 2015) devait représenter environ 15 % du niveau non exploité et augmenter très lentement, ce qui correspond à notre évaluation actuelle. Cela contraste avec les scénarios d'épuisement et de productivité élevés dans lesquels l'épuisement de la biomasse devrait être supérieur à 20 % d'ici la 51^e année. En 2008, nous avons inclus les CPUE de la pêche avec un paramètre d'hyperépuisement pour générer

les scénarios de faible productivité/faible épuisement. Parmi les scénarios de données que nous avons examinés ici, le scénario D4-Survey-AE-S serait le plus comparable étant donné qu'il ne tient pas compte des CPUE de la pêche et qu'il pourrait être combiné à d'autres scénarios pour les taux de variation de la relation stock-recrutement afin de fournir un nouvel ensemble de scénarios de productivité/époussement.

L'hypothèse de population fermée pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique demeure nécessaire malgré les preuves nombreuses des vastes déplacements de l'espèce dans tout le nord-est du Pacifique. Bien que les données de marquage démontrent clairement ces déplacements, elles montrent également que jusqu'à 80 % ou plus des poissons marqués sont recapturés en Colombie-Britannique dans les 5 à 10 années suivant leur remise à l'eau. Il est probable que l'hypothèse de population fermée soit suffisante pour gérer les récoltes de morue charbonnière à court terme. Néanmoins, comme il a été mentionné précédemment, la morue charbonnière décline à l'échelle de la côte depuis les années 1980 et ne présente que peu de signes du rétablissement productif indiqué par les projections du modèle d'évaluation pour le golfe d'Alaska, la Colombie-Britannique ou les États continentaux américains. Un modèle à l'échelle de la côte pour la morue charbonnière, élaboré en collaboration avec les laboratoires du National Marine Fishery Service des États-Unis, pourrait aider à produire des modèles opérationnels et des projections plus réalistes.

5. REMERCIEMENTS

Ce travail repose sur une entente de collaboration entre le Canada et Wild Canadian Sablefish, Ltd. Nous sommes reconnaissants à William Clark et à Brooke Davis pour leurs examens minutieux. Nous remercions les membres du Comité scientifique sur la morue charbonnière pour leurs conseils pendant l'élaboration du modèle opérationnel et le processus d'évaluation de la stratégie de gestion. Nous remercions les membres de l'équipe de recherche du MPO, d'Archipelago Marine Research Ltd. et de l'industrie de la morue charbonnière qui participent aux relevés annuels de recherche et d'évaluation. Les contributions de Malcolm Wyeth, Norm Olsen, Kate Rutherford, Kristina Anderson, Schon Acheson et de Karina Cooke sont particulièrement appréciées. Nous remercions également les membres du Laboratoire de sclérochronologie de la Station biologique du Pacifique pour leurs compétentes lectures d'âge des otolithes de morues charbonnières.

6. RÉFÉRENCES CITÉES

- Bard, Y. 1978. Nonlinear parameter estimation. New York: Academic 341 pp.
- Beverton, R.J.H. and Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. UK Min. Agric. Fish., Fish. Invest. (Ser. 2) 19, p. 533.
- Bradford, M.J. 1992. Precision of recruitment estimates from early life history stages of marine fishes. Fish. Bull. 90, 439-453.
- Cadigan, N.G. 2015. A state-space stock assessment model for northern cod, including under-reported catches and variable natural mortality rates. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 72: 1-13.
- Cox, S.P. and Kronlund, A.R. 2008. Practical stakeholder-driven harvest policies for groundfish in British Columbia, Canada. Fish. Res. 94(3): 224-237.
- Cox, S.P. and Kronlund, A.R. 2009. [Evaluation of interim harvest strategies for Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) in British Columbia, Canada for 2008/09](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/042. vi + 82 p.

-
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Wyeth, M.R. 2009. [Development of precautionary management strategies for the British Columbia Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/043. vi + 145 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Lacko, L. 2011. [Management procedures for the multi-gear Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/063. viii + 45 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Benson, A.J. 2013. [The roles of biological reference points and operational control points in management procedures for the Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). Environ. Cons. 40(04): 318-328.
- DFO. 2011. [Regional Science Advisory Process on Management procedures for the multi-gear Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia](#), January 17, 2011. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2011/053. vi + 16 p.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M., Nielsen, A., and Sibert, J. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. Optimization Methods and Software 27 (2): 233-249.
- Hanselman, D.H., Clark, W.G., Heifetz, J., Anderl, D.M. 2012. Statistical distribution of age readings of known-age sablefish (*Anoplopoma fimbria*). Fisheries Research. 131-132: 1-8.
- MPO. 2013. [Examen de la structure de la population de morue charbonnière du Pacifique Nord-Est et de son incidence sur les pêches canadiennes sur les monts sous-marins](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2013/017.
- MPO. 2014. [Rendement d'une procédure révisée de gestion de la morue charbonnière en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2014/025.
- R Development Core Team. 2015. R: A language and environment for statistical computing. [R Foundation for Statistical Computing](#), Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0.
- Schnute, J.T. and Richards, L.J. 1995. The influence of error on population estimates from catch age models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52: 2063-2077.
- Schnute, J.T. and Haigh, R. 2007. Compositional analysis of catch curve data, with an application to *Sebastes maliger*. ICES Journal of Marine Science 64: 218-233.

7. TABLEAUX

Tableau 1. Notation et valeurs des paramètres pour le modèle opérationnel de la morue charbonnière.

Symbole	Valeur	Description
T	51	Nombre total d'années entre 1965 et 2015.
A	35	Classe d'âge du groupe plus.
t	1,2, ..., T	Pas de temps. La fourchette des années correspondantes est de 1965 à 2015.
a	1,2, ..., A	Indice de la classe d'âge.
G	1,2, ..., G	Indice de la pêche/engin : 1 = piège, 2 = palangre, 3 = chalut, 4 = relevé normalisé, 5 = relevé aléatoire stratifié.
$n_{g,x}$	-	Taille de l'échantillon pour les indices (I), les âges (A) ou les rejets (D) non manquants. Les autres dimensions peuvent comprendre le temps (t) ou le sexe (x).
B_0	-	Biomasse reproductrice femelle non exploitée (tonnes).
h	-	Taux de variation de la fonction stock-recrutement.
β_1, β_2	40, 20	Paramètres <i>a priori</i> des taux de variation correspondant à une moyenne = 0,67 et à un CV = 0,01.
q_g	-	Coefficient de capturabilité pour l'engin g .
σ_R	1,0	Erreur-type du log-recrutement.
M_x	0,1, 0,1	Moyennes <i>a priori</i> du taux de mortalité naturelle (λ_n) pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$).
σ_M	0,01	Écart-type <i>a priori</i> de la mortalité naturelle pour les mâles et les femelles.
$L_{\infty,x}$	68, 72	Longueur asymptotique (cm) pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$).
σ_{L_x}	0,12, 0,12	Coefficient de variation (CV) des longueurs selon l'âge.
k_x	0,29; 0,25	Constante de croissance de von Bertalanffy pour les mâles et les femelles.
$L_{1,x}$	32,5, 32,5	Longueur à l'âge 1 pour les mâles et les femelles.

Symbole	Valeur	Description
c_1, c_2	1,04e-5, 3,08	Coefficients longueur-poids (c.-à-d. a, b).
$\tilde{A}_{50}, \tilde{A}_{95}$	5, 12	Âge à 50% et à 95% de maturité.
L_{lim}	55	Limite de taille minimale (cm).
$\tilde{L}_{50,g,t}, \tilde{L}_{95,g,t}$	-	Longueur à 50 % et à 95 % de sélectivité.
$\tilde{L}_{max,g,t}, \sigma_{S,g,t}$	-	Mode de sélectivité normal et écart-type.
d_g	0,16, 0,35, 1,6	Taux de mortalité des rejets (année ⁻¹) pour le piège ($g=1$), la palangre ($g=2$) et le chalut ($g=3$).
$L_{a,x}$	-	Longueur selon l'âge (cm) pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$).
$w_{a,x}$	-	Poids selon l'âge pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$).
m_a	-	Proportion de femelles matures selon l'âge.
$P_{a,x}$	-	Proportion de mâles ($x=m$) ou de femelles ($x=f$) de taille supérieure à la taille minimale dans la classe d'âge a .
$P_{g,t,a,x}$	-	Proportion de mâles ($x=m$) et de femelles ($x=f$) de l'âge a conservés dans la pêche g l'année t .
$S_{g,t,a,x}$	-	Sélectivité pour l'âge a , mâles ($x=m$) et femelles ($x=f$).
R_0	-	Recrutement à l'équilibre non exploité.
ϕ	-	Biomasse reproductrice non exploitée par recrue.
$N_{t,a,x}$	-	Nombre de mâles ($x=m$) et de femelles ($x=f$) de l'âge a l'année t .
ω_t	-	Écart du processus de recrutement log-normal.
B_t	-	Biomasse reproductrice femelle l'année t .
$C_{t,g,a,x}$	-	Prises prévues selon l'âge de mâles ($x=m$) et de femelles ($x=f$) dans la pêche g .

Symbole	Valeur	Description
$D_{t,g}$	-	Rejets totaux observés pour l'année t et la pêche g .
$\hat{D}_{t,g}$	-	Rejets totaux prévus pour l'année t et la pêche g .
$F_{t,g}$	-	Taux de mortalité par pêche pleinement sélectionné pour l'engin g l'année t .
$Z_{t,a,x}$	-	Taux de mortalité totale l'année t pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$) d'âge a .
$I_{g,t}$	-	Indice de la biomasse observée pour l'engin $g = 1, 4, 5$.
$\hat{I}_{g,t}$	-	Indice de la biomasse prévue pour l'engin $g = 1, 4, 5$.
$u_{g,t,a,x}$	-	Proportion de poissons de la classe d'âge a dans les prises échantillonnées pour les mâles ($x=m$) et les femelles ($x=f$).
$\hat{u}_{g,t,x}$	-	Vecteur des valeurs prédites pour les proportions selon l'âge observées après prise en compte de l'erreur de détermination de l'âge. Si l'erreur de détermination de l'âge est ignorée, ces valeurs seront les mêmes que pour $u_{g,t,a,x}$.
Q	-	Matrice de la probabilité d'erreur dans la détermination de l'âge ($A \times A$).

Tableau 2. Équations des modèles structurés selon l'âge et le sexe qui définissent la dynamique de la population et les observations pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique. Les sous-ensembles de paramètres dans le modèle OM.1 sont les suivants : Θ^{est} : estimation comme paramètres libres, Θ^{cond} : estimation conditionnelle aux paramètres libres, Θ^{fixed} : paramètres d'entrée fixes non estimés et Θ^{priors} : paramètres de la distribution bayésienne a priori. L'indice x est utilisé lorsque les paramètres ont des valeurs précises pour les mâles et les femelles.

Modèle opérationnel

Paramètres

$$\text{OM.1} \quad \Theta^{est} = \left(h, B_0, \{\omega_t\}_{t=2:T}, \{\log F_{t,g}\}_{g=1:3}^{t=1:T}, M_m, M_f, \{\tilde{L}_{50,g,t}\}_{g=1:5}^{t=1:n_{S,g}}, \{\tilde{L}_{95,g,t}\}_{g=1:5}^{t=1:n_{S,g}} \right)$$

$$\Theta^{cond} = \left(\{q_g\}_{g=5,6}, \{\tau_{g,l}^2\}_{g=1,4,5}, \{\tau_{g,A,x}^2\}_{g=1,4,5}^{x=m,f}, \{\tau_{g,R}^2\}_{g=1:3} \right)$$

$$\Theta^{fixed} = \left(L_{\infty,f}, L_{\infty,m}, k_f, k_m, \sigma_{L,f}, \sigma_{L,m}, \tilde{A}_{50}, \tilde{A}_{95}, \{d_g\}_{g=1:3} \right)$$

$$\Theta^{priors} = \left(\mu_M^m, \mu_M^f, \sigma_M^m, \sigma_M^f, \mu_h, \sigma_h, \sigma_R, \{\sigma_F\}_{g=1:3}, \{\tau_C\}_{g=1:3} \right)$$

Croissance, sélectivité, proportion conservée selon l'âge et maturité

$$\text{OM.2} \quad L_{a,x} = L_{1,x} + (L_{1,x} - L_{\infty,x}) e^{-k_x(a-1)}$$

$$\text{OM.3} \quad w_{a,x} = c_1 L_{a,x}^{c_2}$$

$$\text{OM.4} \quad S_{g,t,a,x} \propto \begin{cases} \left(1 + \exp \left[-\log(19) \left(\frac{L_{a,x} - \tilde{L}_{50,g,t}}{\tilde{L}_{95,g,t} - \tilde{L}_{50,g,t}} \right) \right] \right)^{-1} & \text{asymptotic} \\ \exp \left(-\frac{\left(L_{a,x} - L_{\max,g,t} \right)^2}{\sigma_{S,g,t}^2} \right) & \text{normal} \end{cases}$$

Modèle opérationnel

$$\text{OM.5} \quad P_{g,a,x} = p(l_{a,x} > L_{\text{Lim}} | L_{\infty,x}, k_x, \sigma_{L,x}) = \frac{\int_{l=L_{\text{Lim}}}^{l=L_{\infty,x}(1+4\sigma_x)} \exp\left(-\frac{(l-L_{a,x})^2}{2\sigma_{L,x}^2 l^2}\right)}{\int_{l=0}^{l=L_{\infty,x}(1+4\sigma_x)} \exp\left(-\frac{(l-L_{a,x})^2}{2\sigma_{L,x}^2 l^2}\right)}$$

$$\text{OM.6} \quad m_a = \left(1 + \exp\left[-\log(19)(a - \tilde{A}_{50}) / (\tilde{A}_{95} - \tilde{A}_{50})\right]\right)^{-1}$$

Dynamique de l'état

$$\text{OM.7} \quad R_0 = B_0 / \phi$$

$$\text{OM.8} \quad N_{1,a,x} = \begin{cases} R_0 e^{-(a-1)M_x} & 1 \leq a \leq A-1 \\ \frac{N_{1,a-1,x}}{(1 - e^{-M_x})} & a = A \end{cases}$$

$$\text{OM.9} \quad N_{t,1,x} = \frac{4R_0 B_{t-1}}{B_0(1-h) + (5h-1)B_{t-1}} e^{\omega_t - 0.5\sigma_R^2}$$

$$\text{OM.10} \quad N_{t,a,x} = \begin{cases} N_{t-1,a-1,x} e^{-Z_{t-1,a-1,x}} & 2 \leq a \leq A-1 \quad t > 1 \\ N_{t-1,a-1,x} e^{-Z_{t-1,a-1,x}} + N_{t-1,a,x} e^{-Z_{t-1,a,x}} & a = A \quad t > 1 \end{cases}$$

$$\text{OM.11} \quad B_t = \sum_{a=1}^A m_a w_{a,x=f} N_{t,a,f}$$

$$\text{OM.12} \quad \log F_{t,g} = \begin{cases} \log F_{t_1,g} & t = t_1 \\ \log F_{t-1,g} + \delta_{g,t} & t > 1 \end{cases}$$

$$\text{OM.13} \quad C_{t,g,a,x} = w_{a,x} N_{t,a,x} \frac{S_{g,t,a,x} F_{t,g} P_{g,t,a,x}}{Z_{t,a,x}} [1 - e^{-Z_{t,a,x}}]$$

Modèle opérationnel

$$\text{OM.14} \quad D_{t,g,a,x} = w_{a,x} N_{t,a,x} \frac{S_{g,t,a,x} F_{t,g} (1 - P_{g,t,a,x})}{Z_{t,a,x}} [1 - e^{-Z_{t,a,x}}]$$

$$\text{OM.15} \quad \hat{C}_{t,g} = \sum_a C_{t,g,a,x=m} + \sum_a C_{t,g,a,x=f}$$

$$\text{OM.16} \quad \hat{D}_{t,g} = \sum_a D_{t,g,a,x=m} + \sum_a D_{t,g,a,x=f}$$

$$\text{OM.17} \quad Z_{t,a,x} = M_x + \sum_{g=1}^{g=3} S_{g,t,a,x} F_{t,g} (P_{g,a,x} + (1 - P_{g,a,x}) d_g)$$

Modèles d'observation

$$\text{OM.18} \quad \hat{I}_{t,g} = q_g \left(\sum_{a=1}^A S_{g,t,a,m} w_{a,m} N_{a,t,m} e^{-f_s Z_{t,a,m}} + \sum_{a=1}^A S_{g,t,a,f} w_{a,f} N_{a,t,f} e^{-f_s Z_{t,a,f}} \right)$$

$$\text{OM.19} \quad u_{g,t,a,x} = \frac{N_{t,a,x} S_{g,t,a,x} e^{-f_g Z_{t,a,x}}}{\sum_j N_{t,j,x} S_{g,t,j,x} e^{-f_g Z_{t,j,x}}}$$

$$\text{OM.20} \quad \hat{\mathbf{u}}_{g,t,x} = \mathbf{Q} \mathbf{u}_{g,t,x}$$

Tableau 3. Calcul de la valeur log-a posteriori négative (G) fondé sur des fonctions de log-vraisemblance négative pour les indices de la biomasse (ℓ_I), les données sur la composition selon l'âge (ℓ_A), les prises par engin (ℓ_C), les rejets (ℓ_D) et distributions log-a priori négatives pour le recrutement (ℓ_R), les écarts de la mortalité par pêche (ℓ_F), les taux de variation de la relation stock-recrutement (ℓ_h) et la mortalité naturelle (ℓ_M).

Vraisemblances et distributions a priori

Observations : indices de la biomasse

$$L.1 \quad z_{g,t} = \log \left(\frac{I_{g,t}}{\hat{I}_{g,t}} \right)$$

$$L.2 \quad \widehat{\log q}_g = \frac{1}{n_{g,I}} \sum_{t=1:n_{g,I}} z_{g,t}$$

$$L.3 \quad Z_{g,I} = \sum_{t=1:n_{g,I}} \left(z_{g,t} - \widehat{\log q}_g \right)^2$$

$$L.4 \quad \hat{\tau}_{g,I}^2 = \frac{1}{n_{g,I} - 1} Z_{g,I}$$

$$L.5 \quad \ell_I = \sum_{g=1,4,5} \lambda_{g,I} n_{g,I} \log \hat{\tau}_{g,I}^2$$

Observations : composition selon l'âge

$$L.6 \quad \eta_{g,a,t,x} = \log p_{g,a,t,x} - \log \hat{u}_{g,a,t,x} - \frac{1}{n_{g,A,t,x}} \sum_{a=1:n_{g,A,t,x}} \left[\log p_{g,a,t,x} - \log \hat{u}_{g,a,t,x} \right]$$

$$L.7 \quad Z_{g,A,x} = \sum_{t=1:T} \sum_{a=1:n_{g,A,t,x}} \eta_{g,a,t,x}^2$$

$$L.8 \quad \hat{\tau}_{g,A,x}^2 = \frac{1}{n_{g,A,x}} Z_{g,A,x}$$

$$L.9 \quad \ell_A = \sum_{x=m,f} \sum_{g=1,4,5} \lambda_{g,A} n_{g,A,x} \log \hat{\tau}_{g,A,x}^2$$

Observations : rejets

Vraisemblances et distributions a priori

$$L.10 \quad z_{g,t}^D = \log \left(\frac{D_{g,t}}{\hat{D}_{g,t}} \right)$$

$$L.11 \quad Z_{g,D} = \sum_{i=1:n_{g,D}} (z_{g,t}^D)^2$$

$$L.12 \quad \hat{\tau}_{g,D}^2 = \frac{1}{n_{g,D} - 1} Z_{g,D}$$

$$L.13 \quad \ell_D = \sum_{g=1,2,3} n_{g,D} \log \hat{\tau}_{g,D}^2$$

Observations : prises accessoires dans la pêche

$$L.14 \quad Z_C = \sum_g \sum_{t=1}^{t=T} (\log C_{t,g} - \log \hat{C}_{t,g})^2$$

$$L.15 \quad \ell_C = \frac{1}{2\tau_{g,C}^2} Z_C$$

Distributions a priori : taux de variation, mortalité naturelle et sélectivité

$$L.16 \quad \ell_h = -\left[(\beta_1 - 1) \log h + (\beta_2 - 1) \log(1 - h) \right]$$

$$L.17 \quad \ell_M = \frac{(M_m - \mu_M^m)^2}{2\sigma_{M_m}^2} + \frac{(M_f - \mu_M^f)^2}{2\sigma_{M_f}^2}$$

$$L.18 \quad \ell_S = \frac{(L_{50,g} - \mu_{L50,g})^2}{2\sigma_{L50,g}^2} + \frac{(L_{95,g} - \mu_{L95,g})^2}{2\sigma_{L95,g}^2}$$

Distributions a priori : écarts annuels dans le recrutement

$$L.19 \quad Z_R = \sum_{t=2:T} \omega_t^2$$

Vraisemblances et distributions *a priori*

$$\text{L.20} \quad \ell_R = \frac{1}{2\sigma_R^2} Z_R$$

Distributions *a priori* : écarts des taux de mortalité par pêche

$$\text{L.21} \quad Z_F = \sum_{g=1,2,3} \sum_{t=t_g:T} \delta_{g,t}^2$$

$$\text{L.22} \quad \ell_F = \frac{1}{2\sigma_F^2} Z_F$$

$$\text{L.23} \quad G = \ell_I + \ell_A + \ell_D + \ell_F + \ell_C + \ell_h + \ell_M + \ell_S + \ell_R + \ell_F$$

Tableau 4. Scénarios de données créés en excluant des séries de données particulières et des corrections d'erreurs dans la détermination de l'âge. Les poids sont indiqués dans l'ordre suivant : pêche au piège, relevé normalisé et relevé aléatoire stratifié. Les poids sont des multiplicateurs des vraisemblances des données. Par exemple, une pondération de 50 % sur toutes les composantes de la vraisemblance liée aux âges pour les mâles est indiquée par (0,5, 0,5, 0,5). Les étiquettes de longue (L) et courte (C) durée indiquent des séries de recrutement de 1980 à 2015 (longue) et de 1990 à 2015 (courte).

Description	Étiquette	Indice – poids	Mâles – poids selon l'âge	Femelles – poids selon l'âge	Correction de l'erreur de détermination de l'âge
D1 De base – Longue	Base-L	(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,1)	Non
D2 De base avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Longue	Base-AE-L	(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,1)	Oui
D3 De base avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Courte	Base-AE-S	(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,1)	Oui
D4 Exclusion de l'indice de la pêche au piège, avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Courte	Survey-AE-S	(0,1,1)	(1,1,1)	(1,1,1)	Oui
D5 Exclusion de l'indice de la pêche au piège, poids des données sur l'âge des mâles réduits, avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Courte	Survey-F-AE-S	(0,1,1)	(0,5, 0,5, 0,5)	(1,1,1)	Oui
D6 Exclusion de l'indice de la pêche au piège et du relevé normalisé, poids des données sur l'âge des mâles réduits, avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Courte	StRS-F-AE-S	(0,0,1)	(0,5, 0,5, 0,5)	(1,1,1)	Oui
D7 Indice du relevé aléatoire stratifié avec correction de l'erreur de détermination de l'âge – Courte	StRS-AE-S	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)	Oui

Tableau 5. Erreurs-types résiduelles estimées par source de données : deuxième élément en indice 1 = pêche au piège, 2 = relevé normalisé, 3 = pêche au chalut, 4 = relevé normalisé et 5 = relevé aléatoire stratifié. Le terme ℓ_{IAD} désigne la vraisemblance totale des données par rapport aux indices de biomasse (I), à la composition selon l'âge (A) et aux rejets (D). Les erreurs-types sont estimées sans égard au fait que les ensembles de données ont été exclus ou non de la fonction objective totale. Les valeurs ombrées en gris, marquées d'un astérisque, ne sont pas impliquées dans l'ajustement ou y ont été pondérées à la baisse.

Étiquette	$\ell_{I,A,D}$	Indices			Âges des mâles			Âges des femelles			Rejets			
		$\tau_{1,I}^2$	$\tau_{4,I}^2$	$\tau_{5,I}^2$	$\tau_{1,A,m}^2$	$\tau_{4,A,m}^2$	$\tau_{5,A,m}^2$	$\tau_{1,A,f}^2$	$\tau_{4,A,f}^2$	-	$\tau_{1,D}^2$	$\tau_{2,D}^2$	$\tau_{3,D}^2$	
D1	Base-L	-2 934,540	0,518	0,532	0,400	0,543	0,606	0,437	0,162	0,522	0,146	0,486	0,315	0,585
D2	Base-AE-L	-2 609,480	0,518	0,582	0,461	0,531	0,640	0,457	0,169	0,502	0,147	0,418	0,352	0,618
D3	Base-AE-S	-2 576,140	0,520*	0,584	0,466	0,533	0,645	0,457	0,164	0,502	0,149	0,414	0,372	0,624
D4	Survey-AE-S	-2 516,930	0,521*	0,582	0,459	0,534*	0,641*	0,462*	0,178	0,509	0,156	0,421	0,421	0,612
D5	Survey-F-AE-S	-1 695,580	0,529*	0,584*	0,462	0,533*	0,638*	0,458*	0,181	0,509	0,158	0,417	0,399	0,620
D6	StRS-F-AE-S	-1 562,940	0,534*	0,582*	0,483	0,561*	0,647*	0,481	0,193*	0,528*	0,187	0,414	0,322	0,640
D7	StRS-AE-S	-519,844	1,330*	0,642*	0,449	2,093*	0,699*	0,463	0,314*	0,516*	0,172	1,479	0,308	0,413

Tableau 6. Paramètres clés, états estimés (première rangée) et leurs erreurs-types (deuxième rangée) pour les scénarios de données des modèles opérationnels D1 à D7 : taux de variation de la relation stock-recrutement (h), taux de mortalité naturelle pour les mâles et les femelles (M_m , M_f), biomasse reproductrice femelle non exploitée (B_0), biomasse reproductrice femelle en 2015 (B_{2015}), épuisement du stock reproducteur ($D_{2015}=B_{2015}/B_0$), biomasse totale mâle et femelle de taille légale en 2015 ($LB_{2015,L}$), taux de récolte des poissons de taille légale (LHR_{2015}) et poissons n'ayant pas atteint la taille réglementaire ($SLHR_{2015}$). Les unités de biomasse sont indiquées en milliers de tonnes métriques (t) et la mortalité naturelle est indiquée en année⁻¹.

Scénario	Étiquette	h	M_m	M_f	B_0	B_{2015}	D_{2015}	$LB_{2015,L}$	LHR_{2015}	$SLHR_{2015}$
D1	Base-L	0,589	0,041	0,084	48,90	7,94	0,162	19,88	0,098	0,071
		0,069	0,000	0,001	0,97	0,78	0,014	1,96	0,010	0,011
D2	Base-AE-L	0,537	0,043	0,086	55,10	8,74	0,159	22,20	0,088	0,069
		0,072	0,002	0,002	2,33	0,91	0,014	2,34	0,009	0,011
D3	Base-AE-S	0,567	0,046	0,087	60,74	9,87	0,162	24,74	0,079	0,065
		0,077	0,002	0,002	2,43	1,06	0,014	2,65	0,008	0,011
D4	Survey-AE	0,559	0,045	0,089	55,65	7,70	0,138	19,38	0,101	0,081
		0,069	0,002	0,002	2,24	1,00	0,016	2,58	0,013	0,015
D5	Survey-F-AE	0,573	0,043	0,089	54,13	7,39	0,137	18,85	0,104	0,081
		0,064	0,002	0,002	2,33	0,98	0,016	2,57	0,014	0,015
D6	StRS-F-AE	0,255	0,042	0,087	54,45	5,72	0,105	14,57	0,134	0,108
		0,001	0,002	0,002	2,78	1,09	0,018	2,83	0,026	0,024
D7	StRS-AE	0,386	0,058	0,104	54,10	6,08	0,112	15,41	0,127	0,141
		0,069	0,003	0,003	3,10	0,90	0,014	2,23	0,018	0,028

8. FIGURES

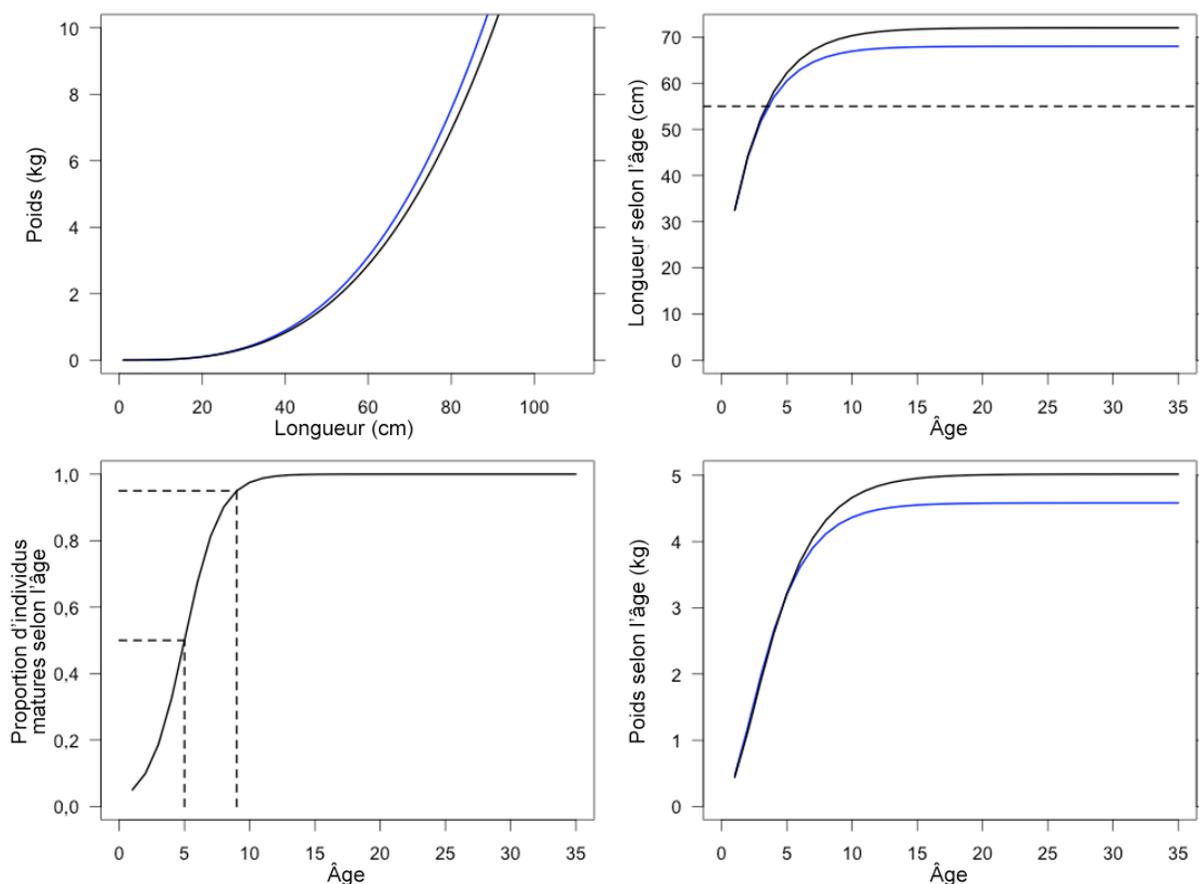


Figure 1. Relations du cycle biologique de la morue charbonnière utilisées comme intrants fixes du modèle opérationnel. La relation poids-longueur (graphique supérieur gauche), la proportion mature selon l'âge (graphique inférieur gauche), la longueur selon l'âge (graphique supérieur droit) et le poids selon l'âge (graphique inférieur droit) sont indiqués pour les femelles (lignes pleines noires) et les mâles (lignes pleines bleues). Les lignes tiretées dans le graphique de la proportion mature selon l'âge représentent les âges à 50 % et à 95 % de maturité. La ligne horizontale tiretée sur le graphique de la longueur selon l'âge se trouve à la taille minimale de 55 cm.

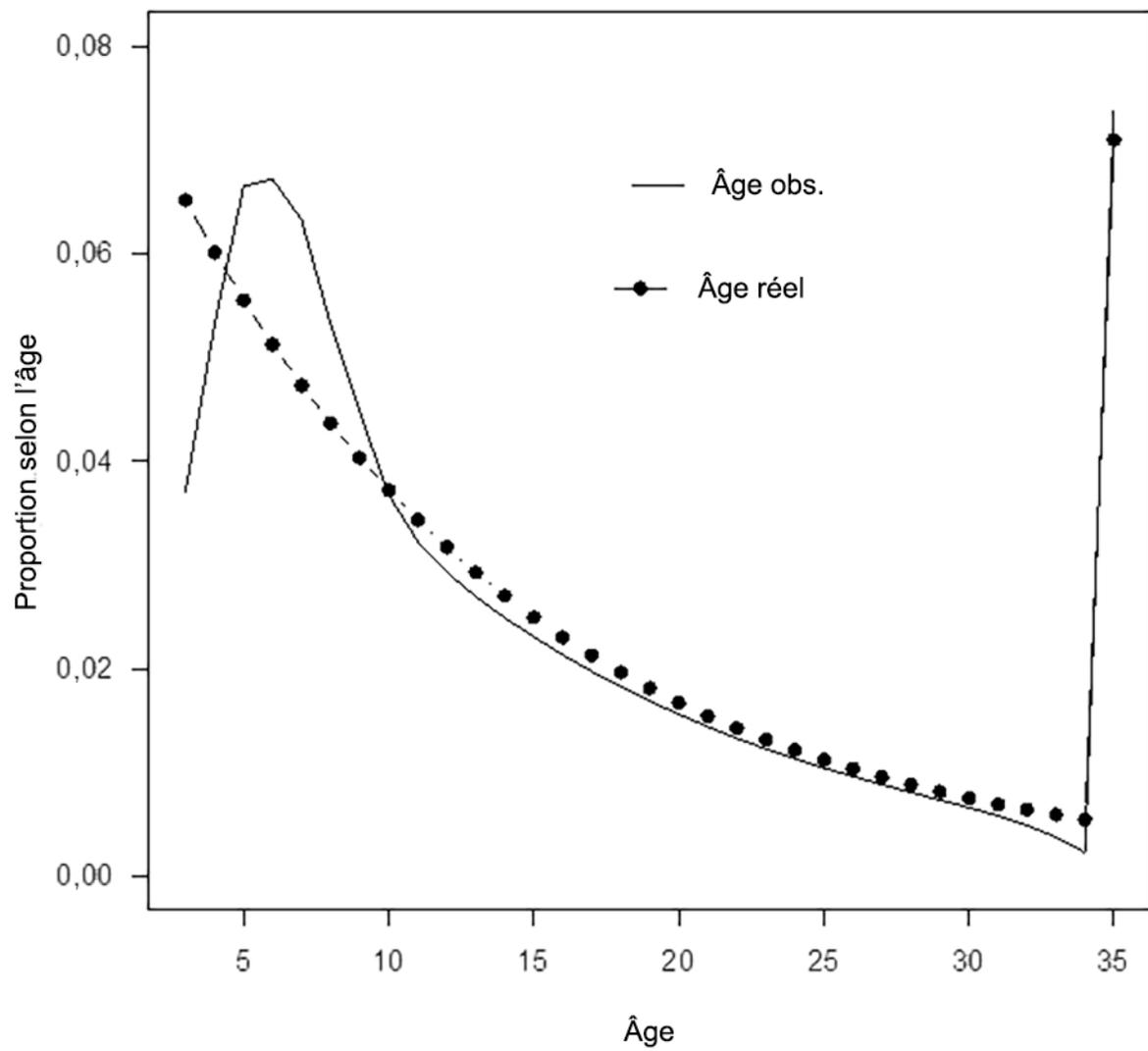


Figure 2. Fonction de l'erreur de détermination de l'âge utilisée pour prédire la composition selon l'âge de la morue charbonnière pour les âges 3 à 35 ans et plus. Cet exemple concerne une population hypothétique de morue charbonnière non exploitée avec $M = 0,08 \text{ an}^{-1}$.

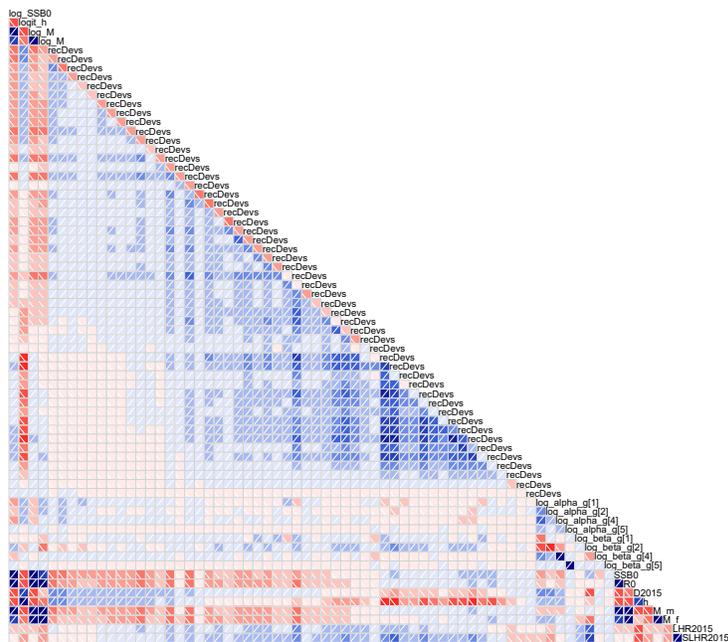
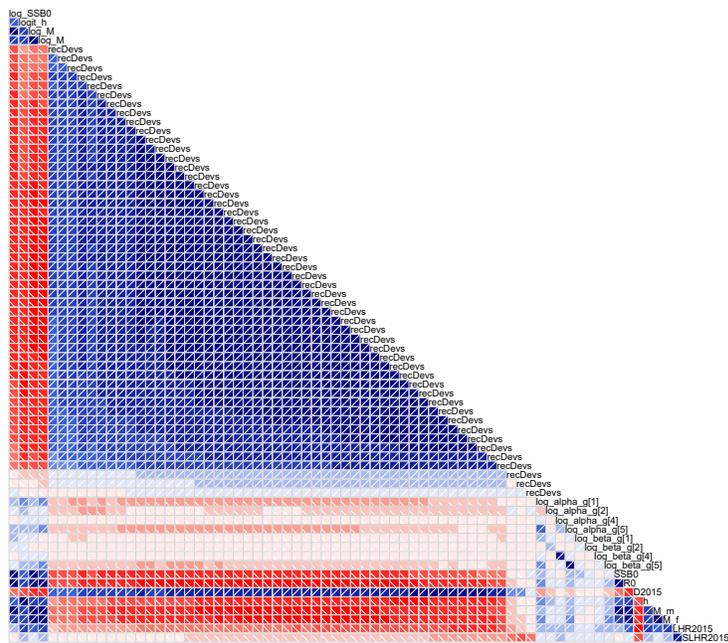


Figure 3. Corrélations de paramètres pour les modèles D1-Base-L (en haut) et D2-Base-AE-L (en bas). Les noms des paramètres sont sur la diagonale à partir de SS80, h, Mm, Mf, les écarts de recrutement et les paramètres de sélectivité. Les corrélations pour les dernières lignes commençant par SS80 sont des sorties de **sreport** ADMB, et peuvent donc être ignorées. Les carrés bleus sont positifs et les rouges, négatifs. Un ombrage plus foncé indique des corrélations plus élevées – les corrélations dans l'angle supérieur le plus à gauche pour D1-Base-L sont comprises entre 0,6 et 0,7 pour le bleu et le rouge.

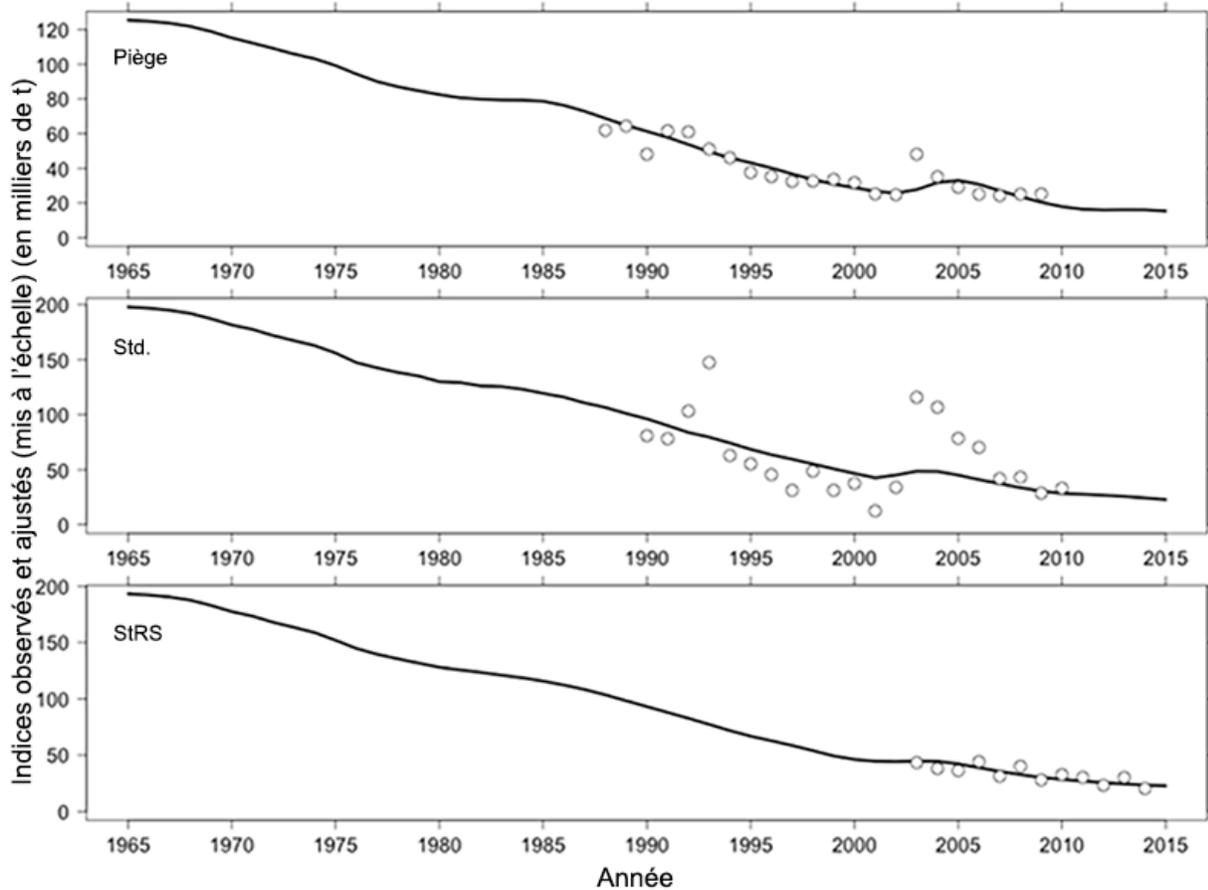


Figure 4. Ajustement aux indices annuels du stock de morue charbonnière mis à l'échelle des unités de biomasse par les estimations de la capturabilité pour l'indice du piège dans la pêche commerciale (graphique supérieur), l'indice du relevé normalisé (graphique central) et l'indice du relevé aléatoire stratifié (graphique inférieur) pour le scénario D2-Base-AE-L. Les observations à l'échelle sont indiquées par les cercles ouverts, et la ligne pleine dans chaque graphique de la figure montre les estimations du modèle.

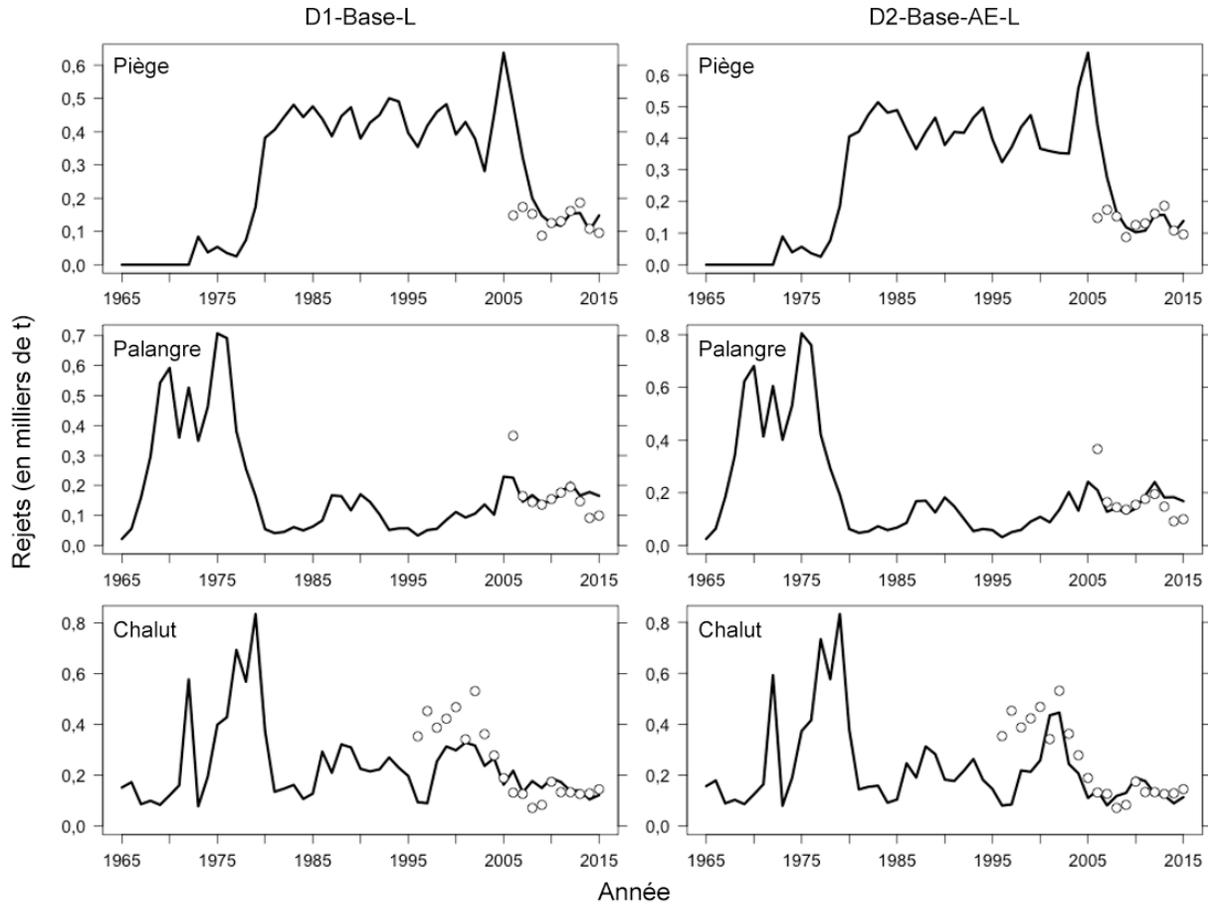


Figure 5. Ajustement aux rejets annuels de morue charbonnière pour l'indice du piège (graphique supérieur), de la palangre (graphique central) et du chalut (graphique inférieur) dans la pêche commerciale pour les scénarios de données D1 et D2. Les rejets observés sont représentés par les cercles ouverts, et la ligne pleine dans chaque graphique de la figure montre les estimations du modèle.

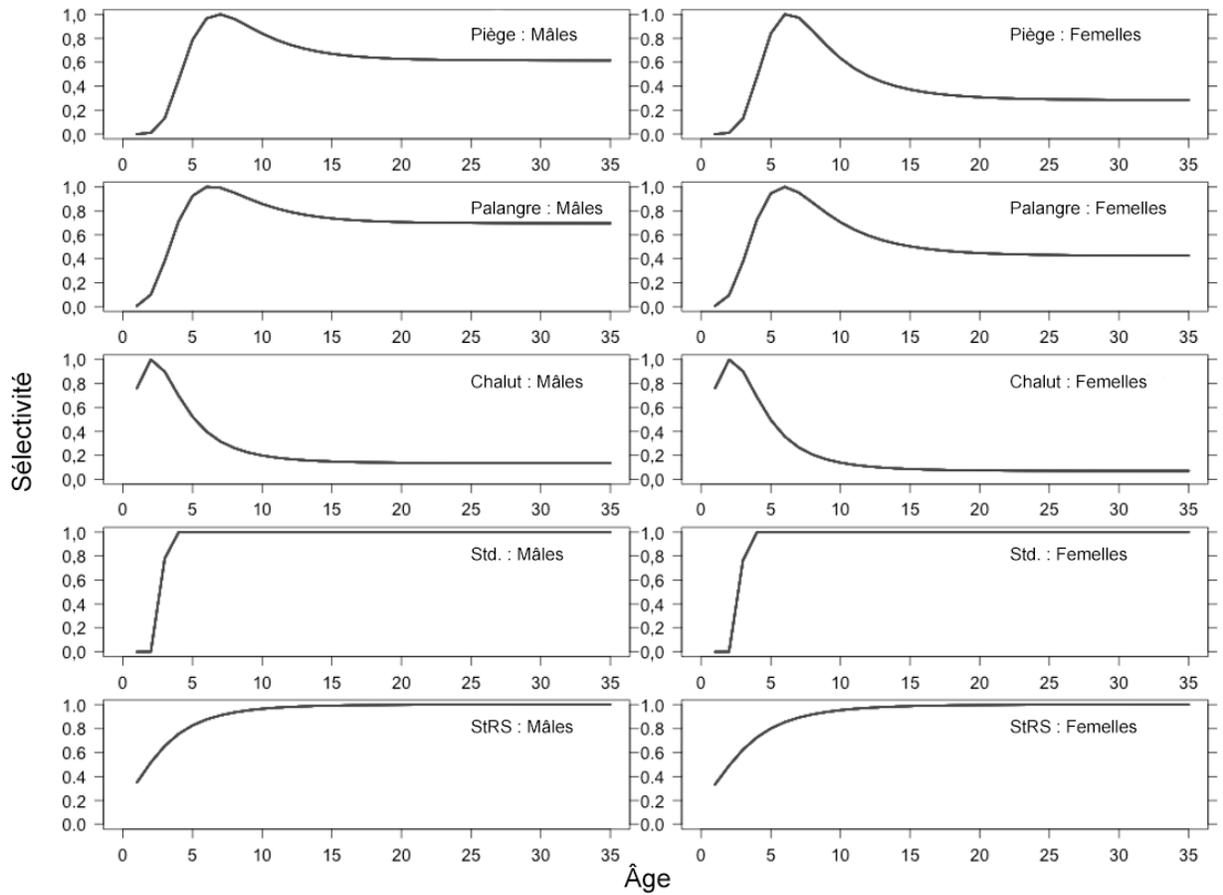


Figure 6. Estimation de la sélectivité fondée sur l'âge pour chaque type d'engin pour les mâles et les femelles dans le scénario de données D2-Base-AE-L.

Piège : Femelles

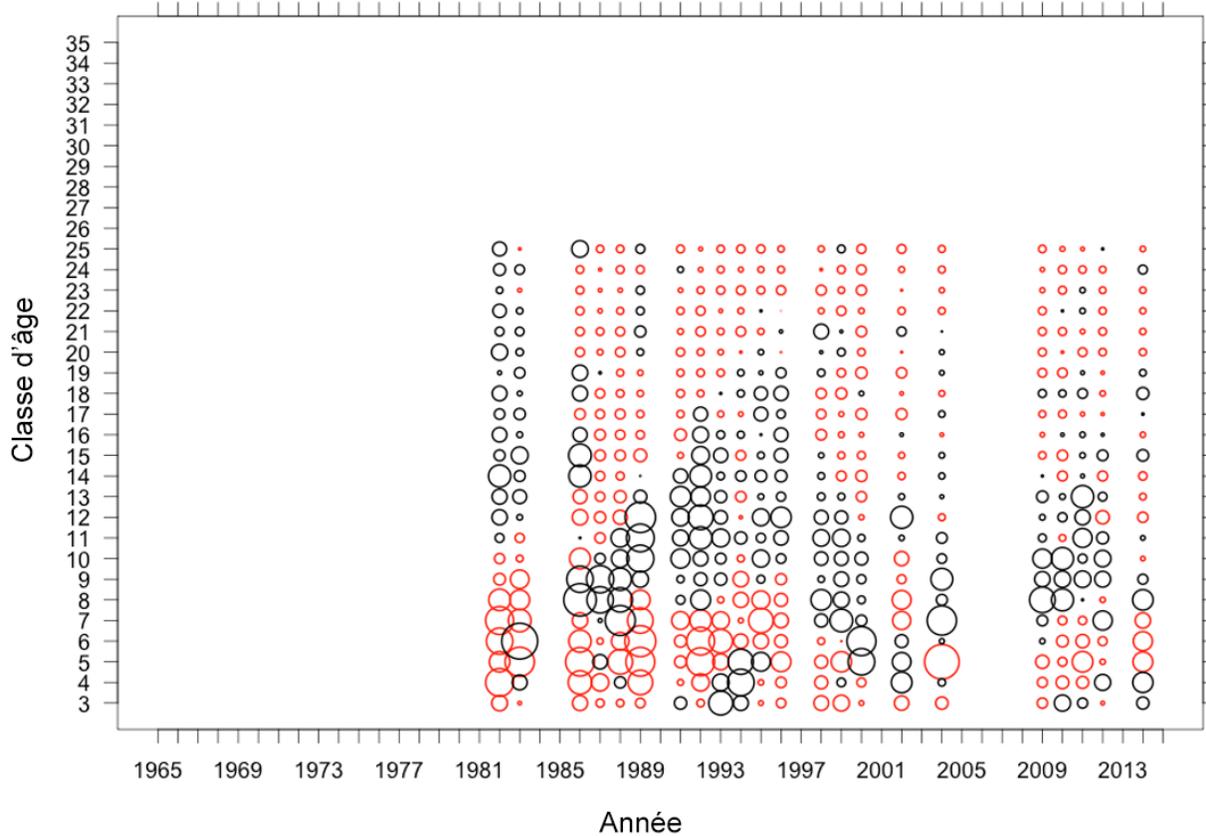


Figure 7. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus n'ont pas été prises en compte dans le calcul de la vraisemblance.

Piège : Mâles

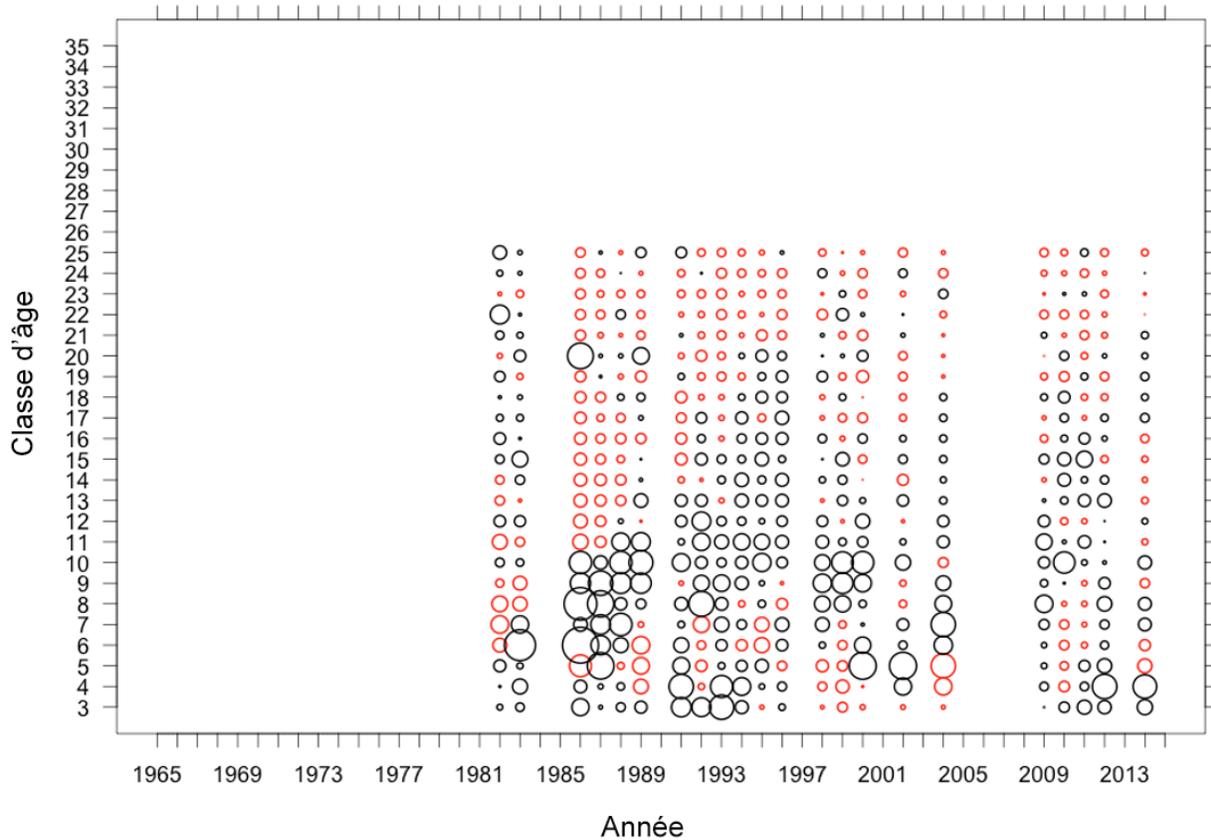


Figure 8. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus n'ont pas été prises en compte dans le calcul de la vraisemblance.

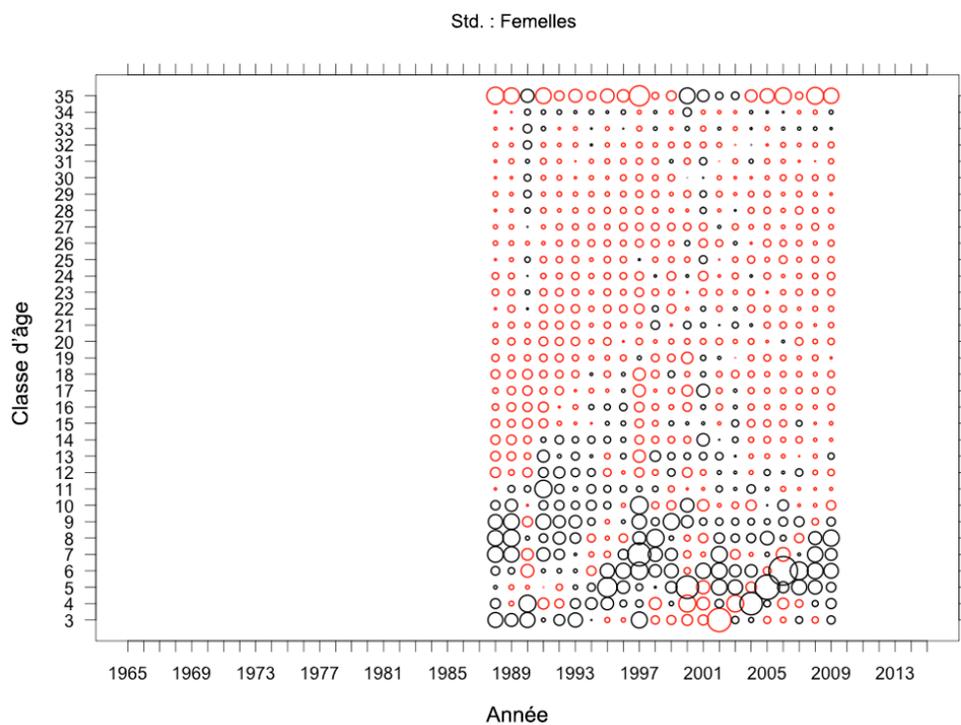
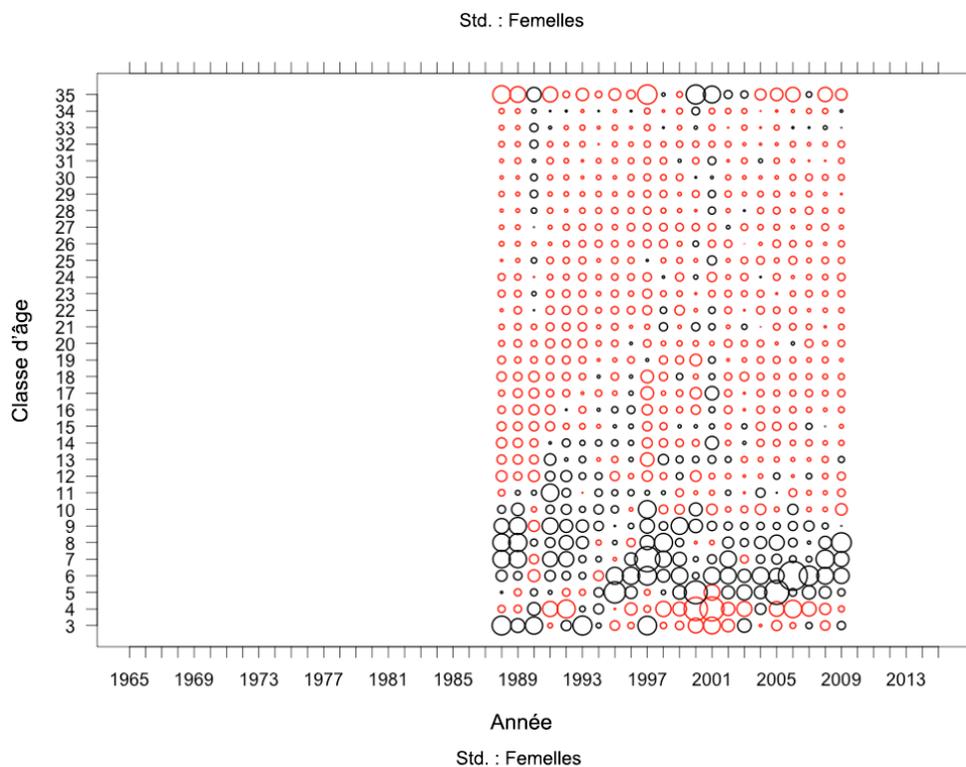


Figure 9. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour le relevé normalisé au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D2-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.

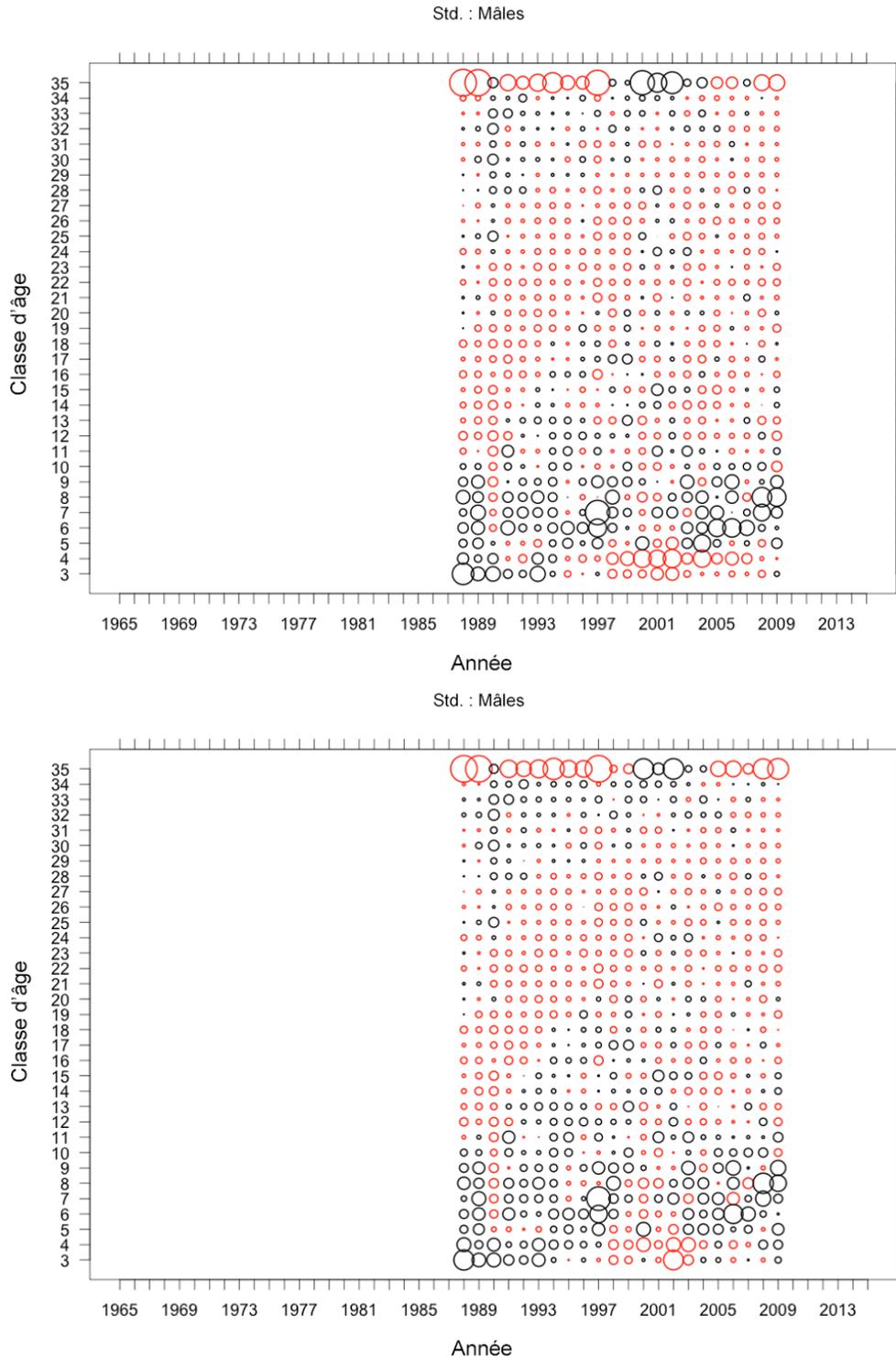


Figure 10. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour le relevé normalisé au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D2-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.

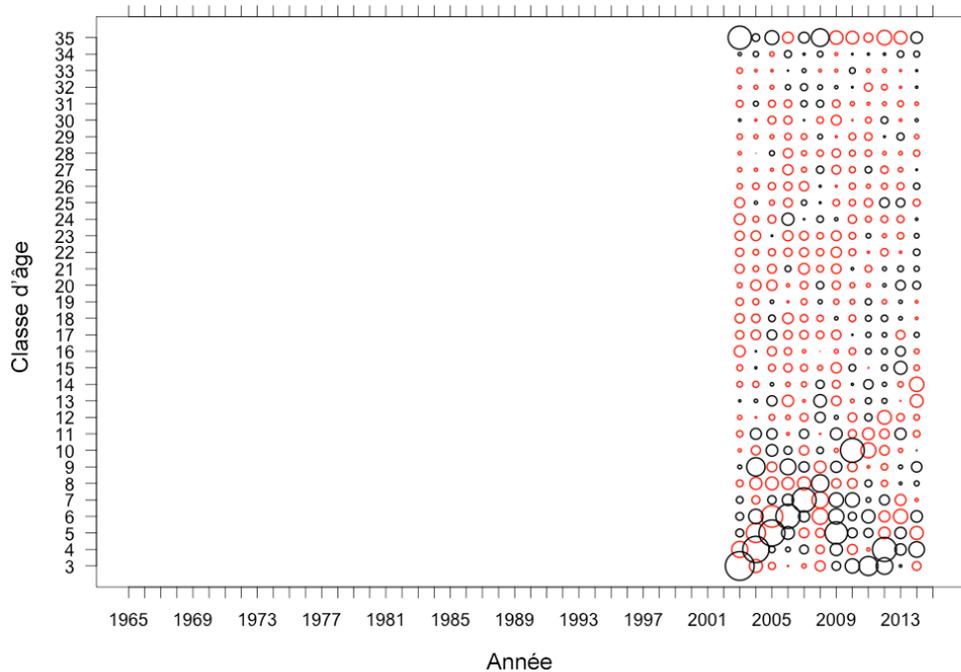
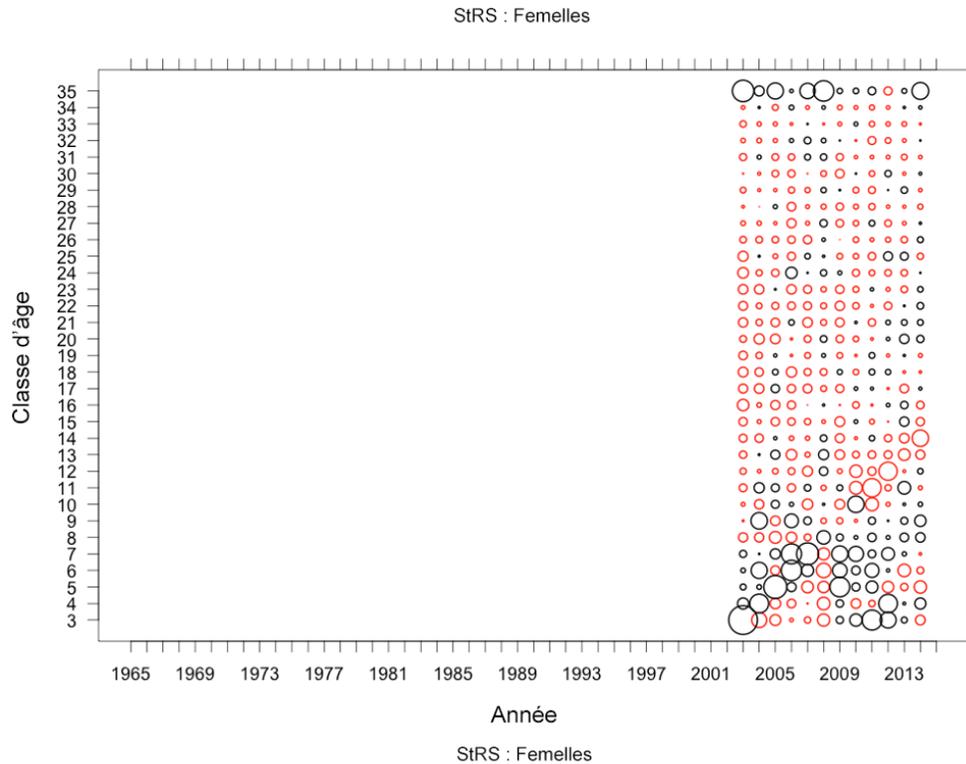


Figure 11. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des femelles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D1-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.

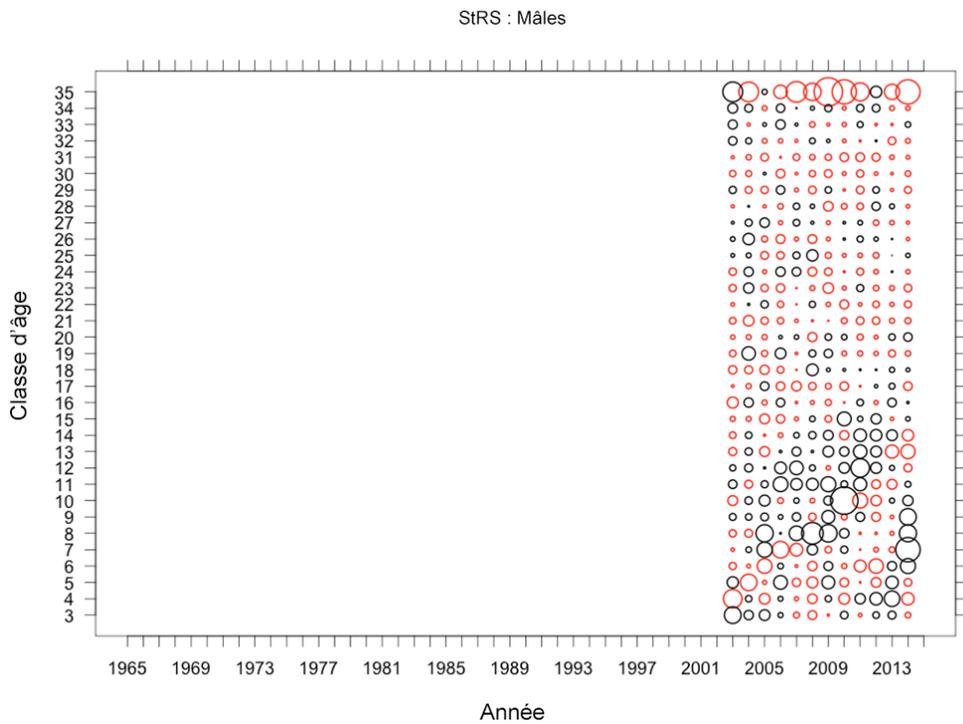
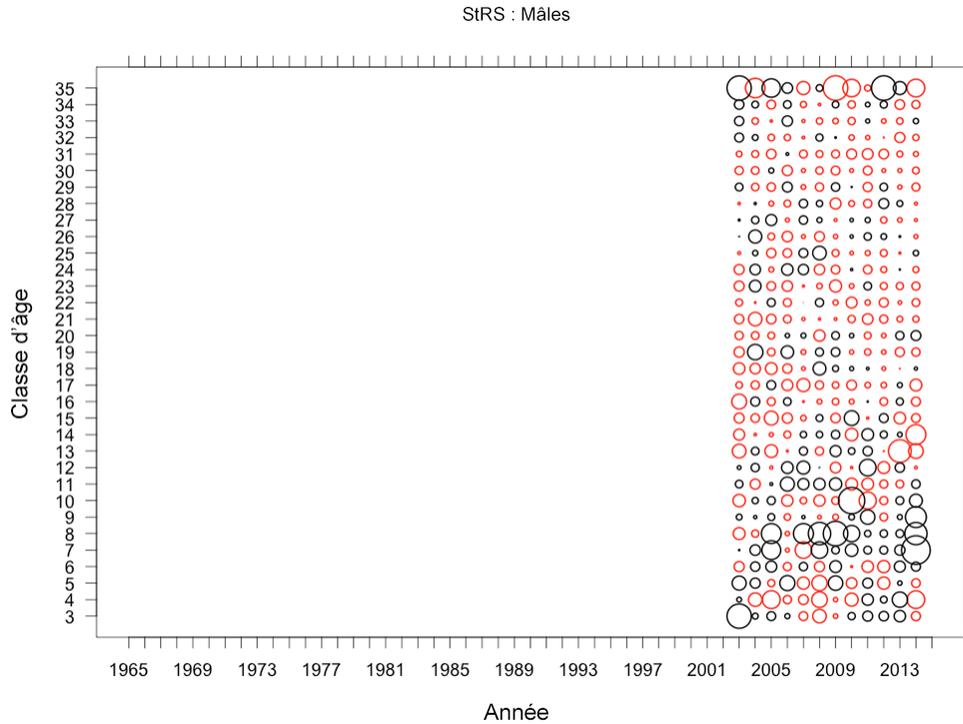


Figure 12. Résidus de la proportion selon l'âge (observés moins prévus) des mâles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans les scénarios de données D1-Base-L (graphique supérieur) et D1-Base-AE-L (graphique inférieur). La dimension des cercles est proportionnelle à l'ampleur de la valeur résiduelle; les cercles noirs et rouges représentent les résidus positifs et négatifs, respectivement. Les valeurs résiduelles de zéro et les observations manquantes ne sont pas indiquées.

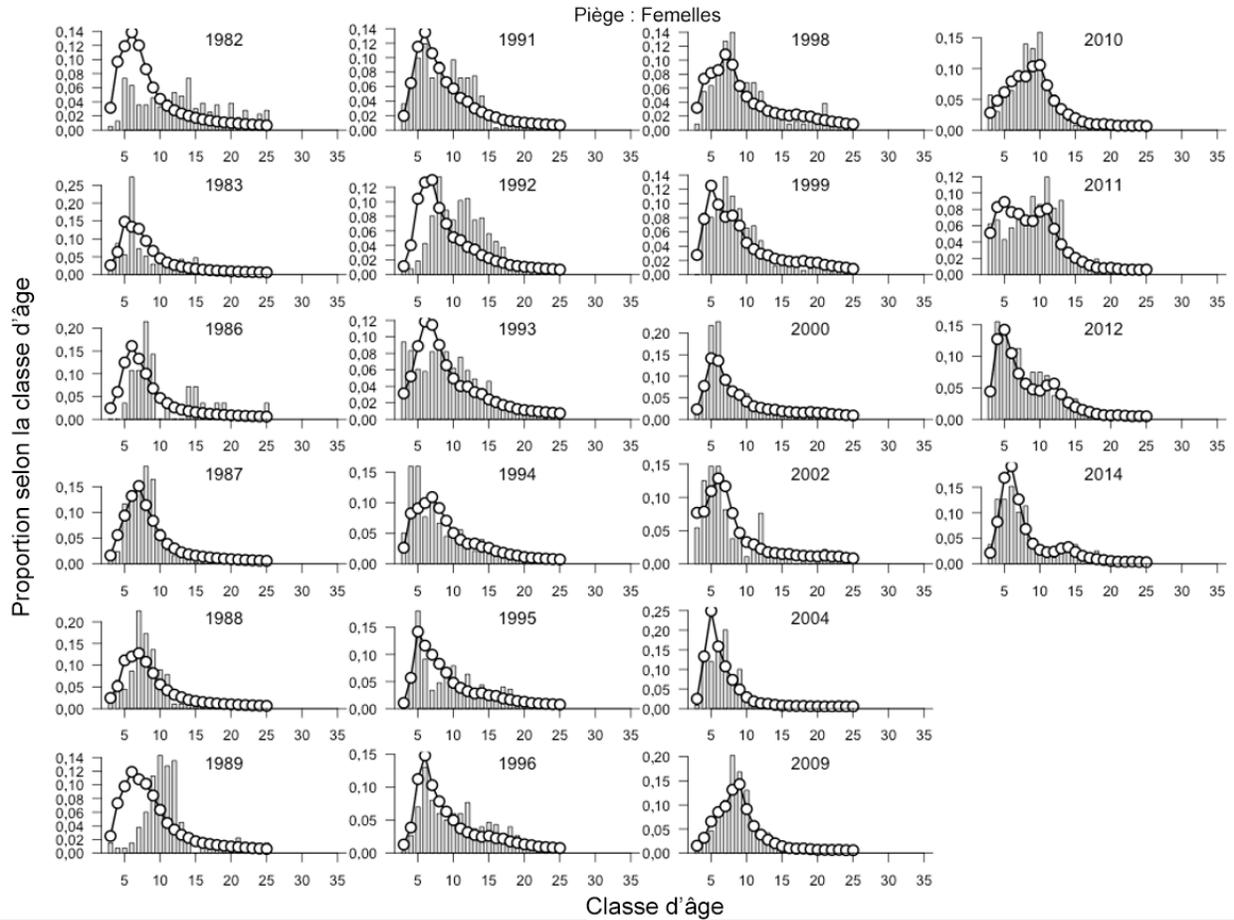


Figure 13. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus et les échantillons de la composition selon l'âge avant 1990 n'ont pas été pris en compte dans le calcul de la vraisemblance.

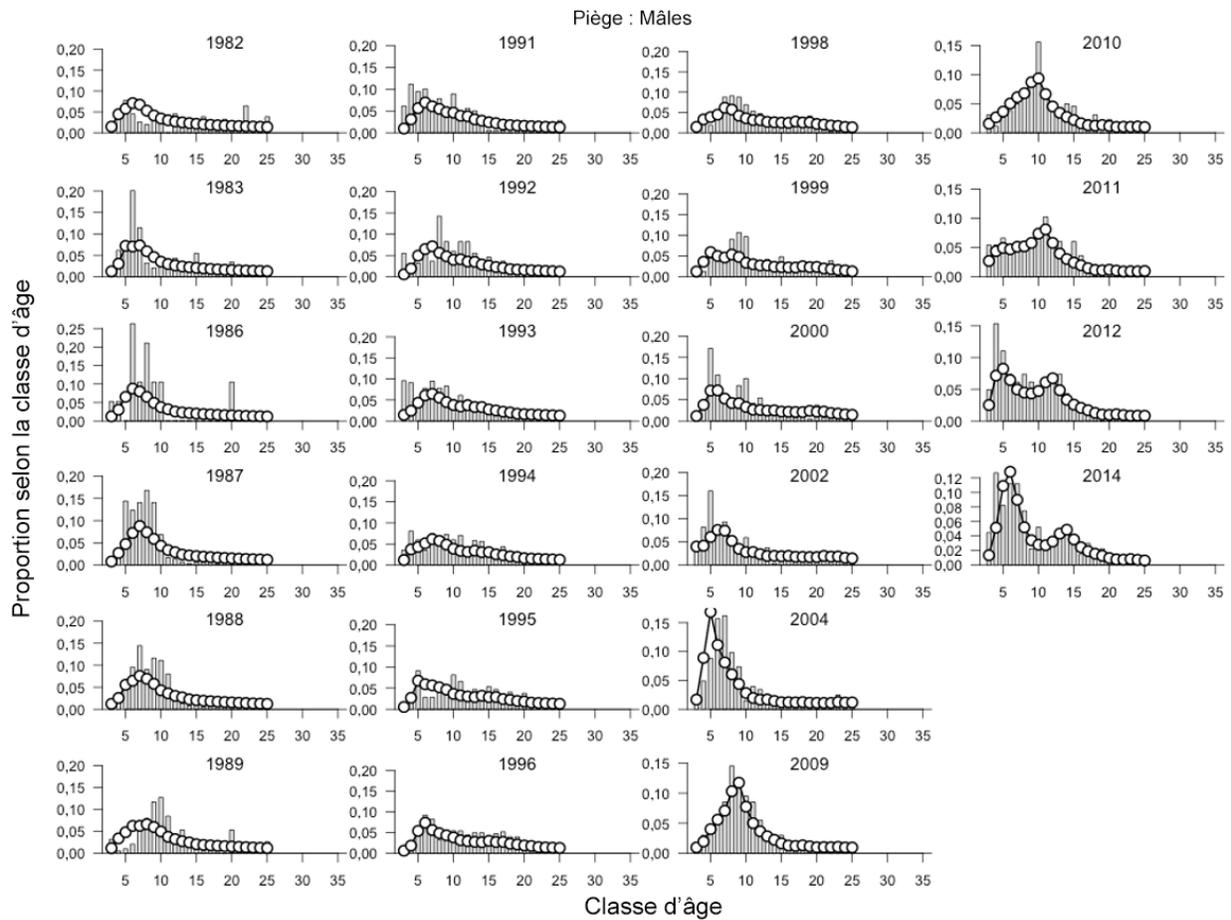


Figure 14. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des mâles pour la pêche commerciale au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 à 25 ans ont été ajustées; les proportions observées de 26 ans et plus et les échantillons de la composition selon l'âge avant 1990 n'ont pas été pris en compte dans le calcul de la vraisemblance.

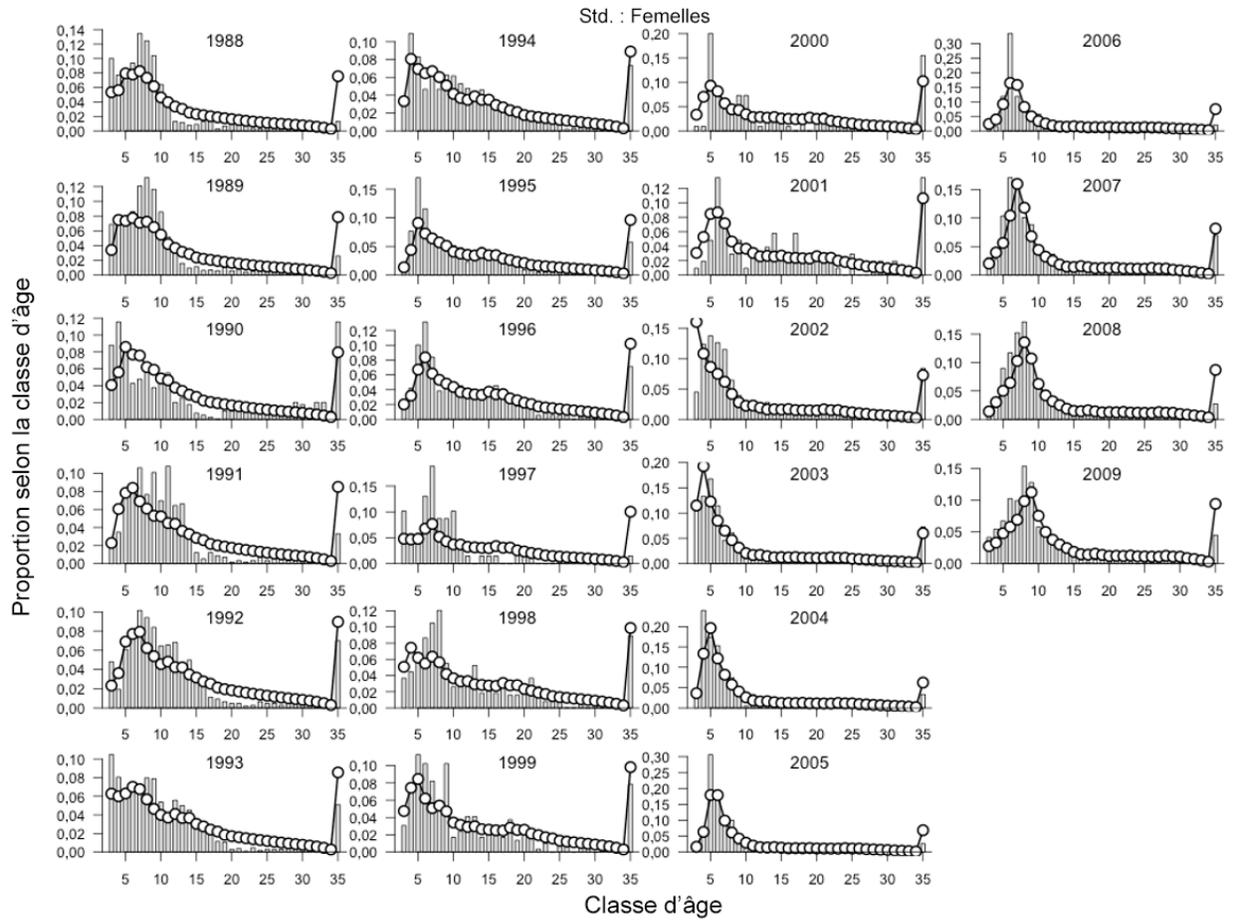


Figure 15. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour le relevé normalisé au piège, par année, dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.

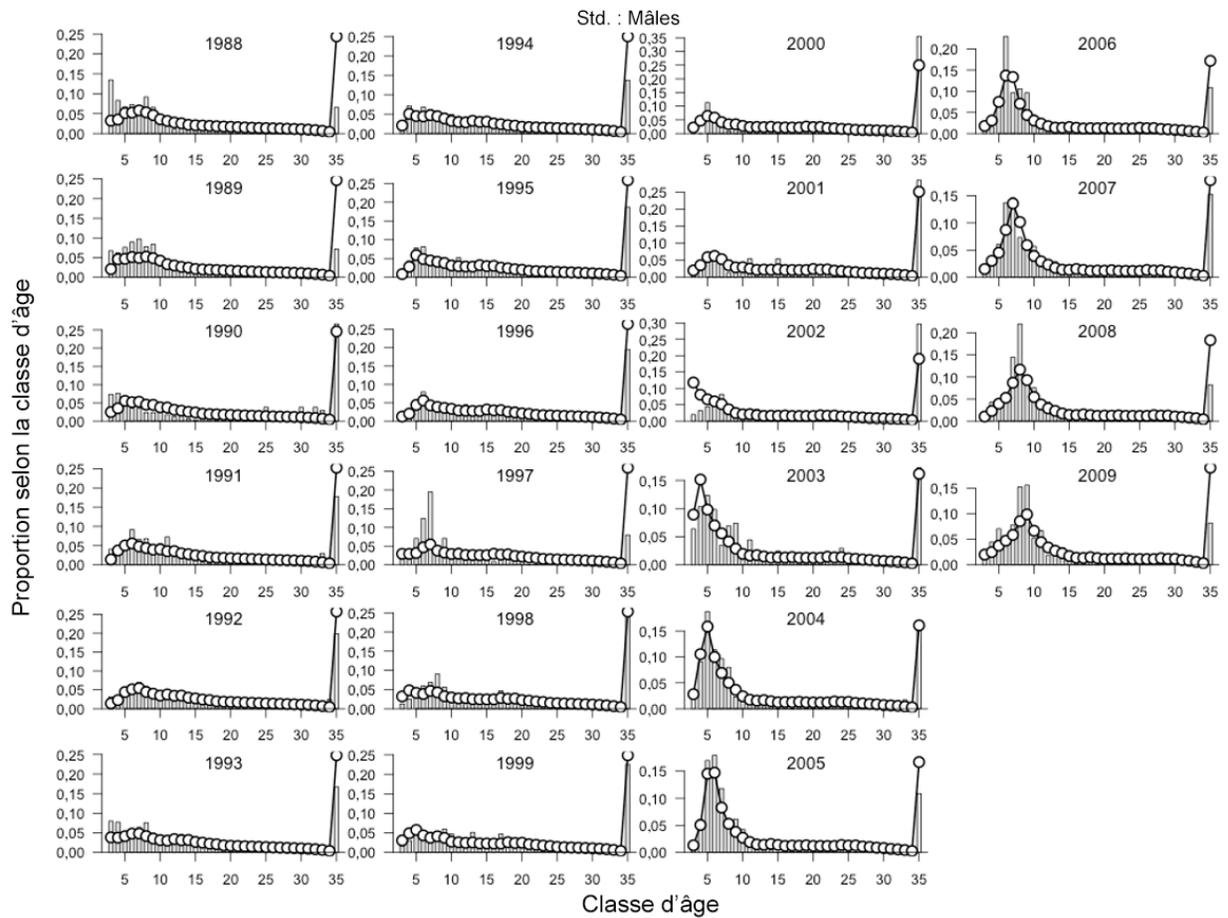


Figure 16. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) de mâles pour le relevé normalisé au piège, par année, dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.

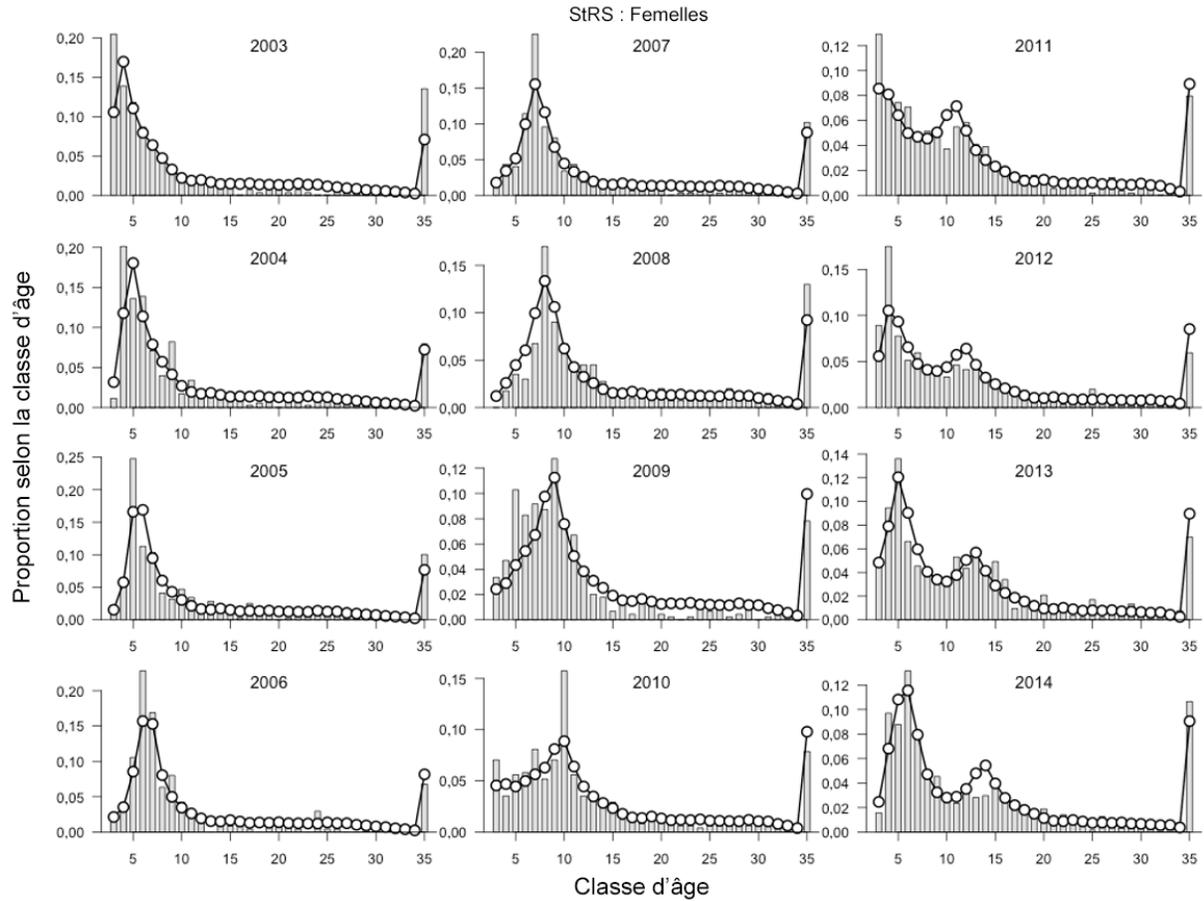


Figure 17. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des femelles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.

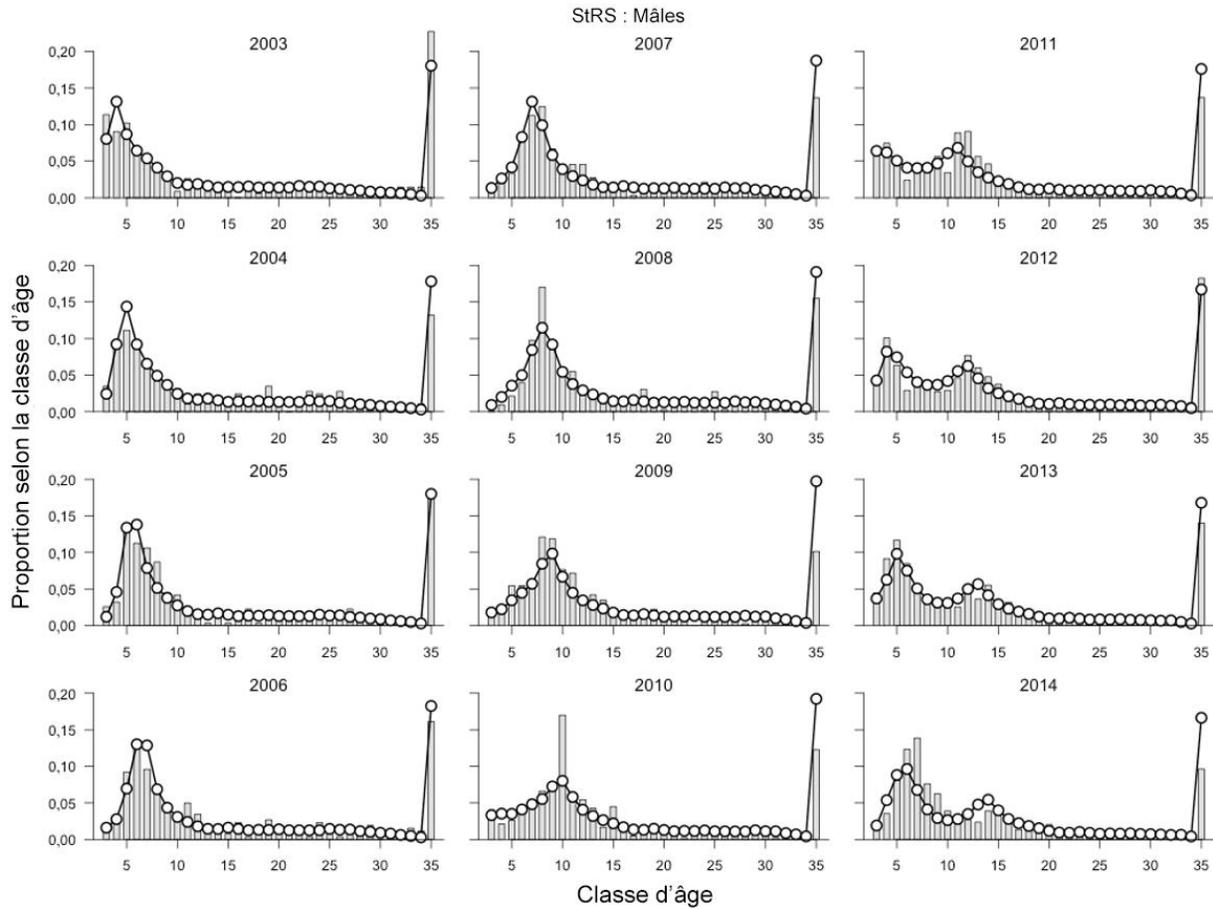


Figure 18. Proportions selon l'âge annuelles observées (barres) et prévues (lignes et cercles) des mâles pour le relevé aléatoire stratifié au piège dans le scénario de données D2-Base-AE-L. Les proportions selon l'âge de 3 ans au groupe plus à 35 ans ont été ajustées.

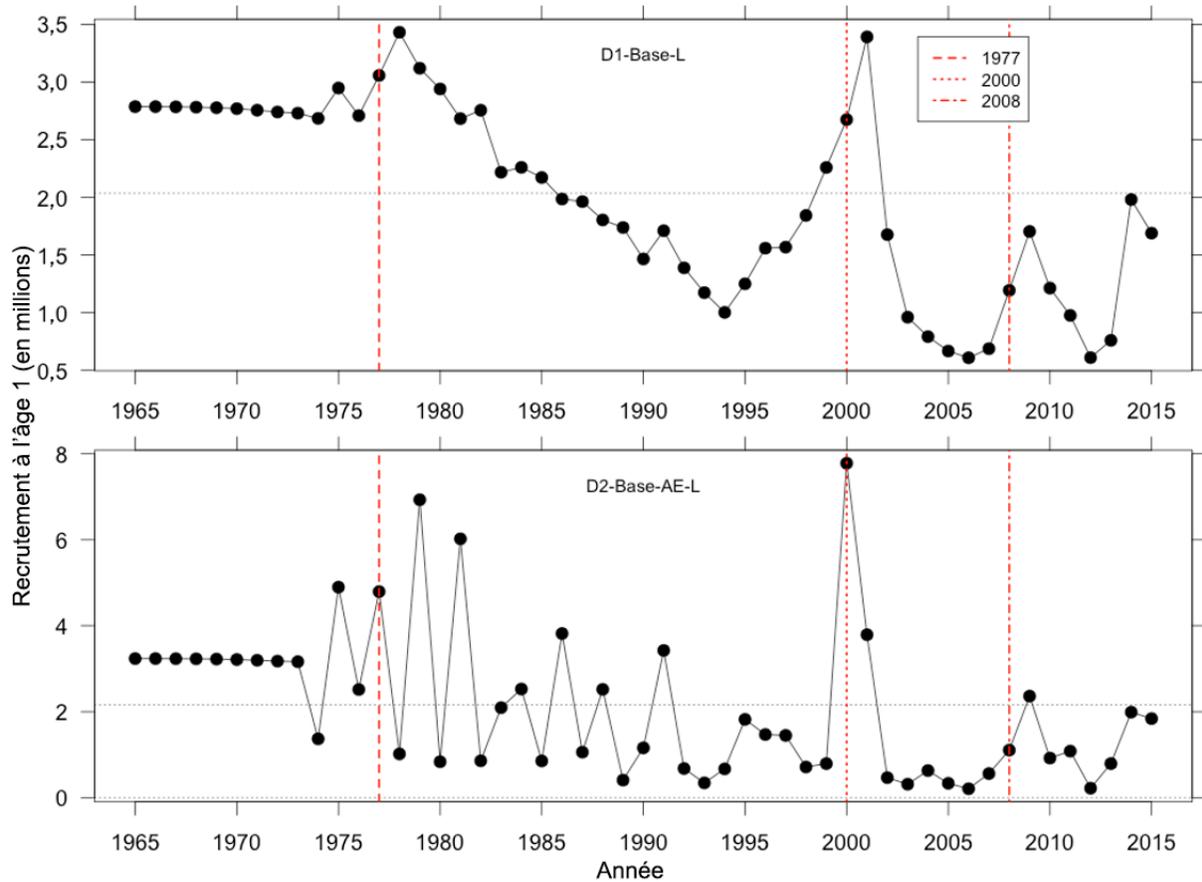


Figure 19. Estimations annuelles du recrutement de la morue charbonnière d'âge 1 pour les scénarios de données D1-Base-L et D2-Base-AE-L. Le recrutement moyen est indiqué par la ligne horizontale tiretée, en excluant les années 2013 à 2015. Des lignes de référence sont fournies pour les années d'éclosion 1977, 2000 et 2008, années auxquelles on suppose que des recrutements influents ont eu lieu dans le golfe d'Alaska, en Colombie-Britannique et sur la côte Ouest des États-Unis.

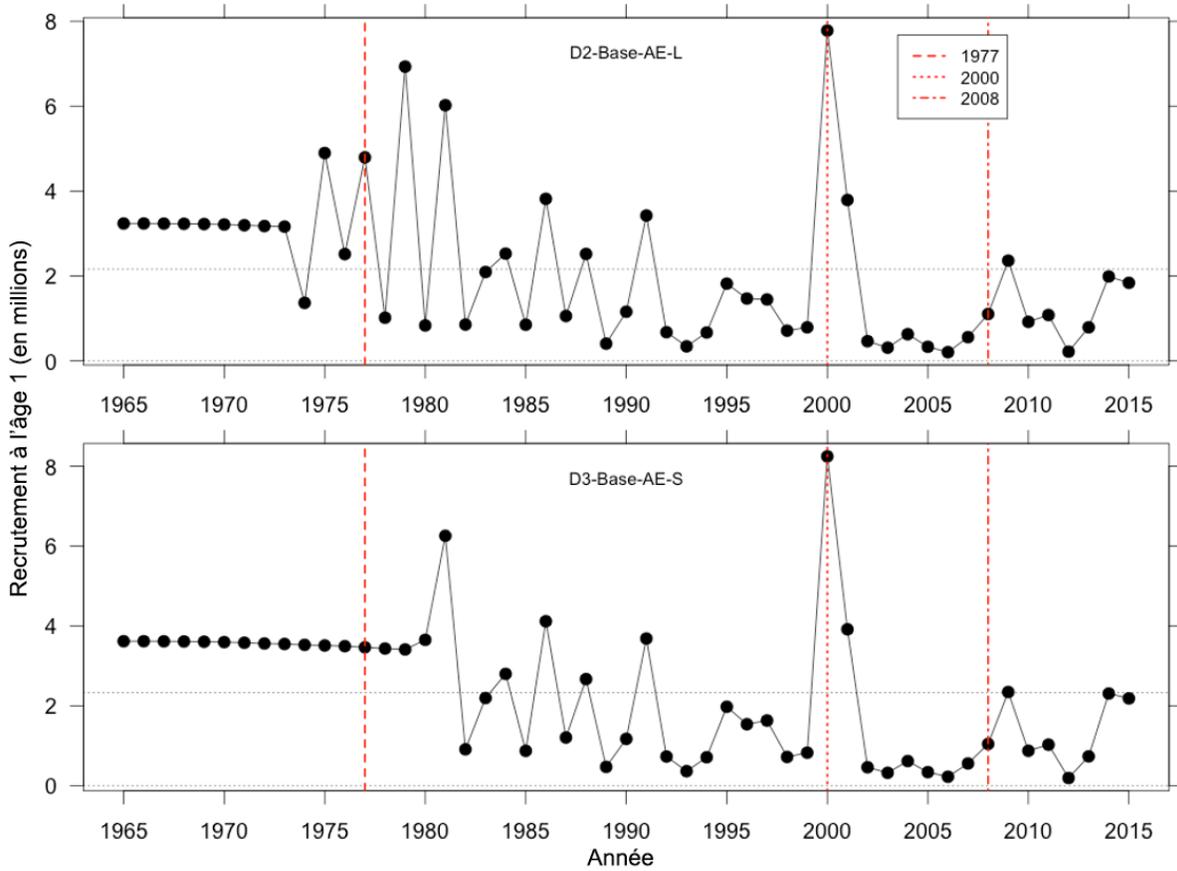


Figure 20. Estimations annuelles du recrutement de la morue charbonnière d'âge 1 pour les scénarios de données D2-Base-AE-L et D3-Base-AE-S. Le recrutement moyen est indiqué par la ligne horizontale tiretée, en excluant les années 2013 à 2015. Des lignes de référence sont fournies pour les années d'éclosion 1977, 2000 et 2008, années auxquelles on suppose que des recrutements influents ont eu lieu dans le golfe d'Alaska, en Colombie-Britannique et sur la côte Ouest des États-Unis.

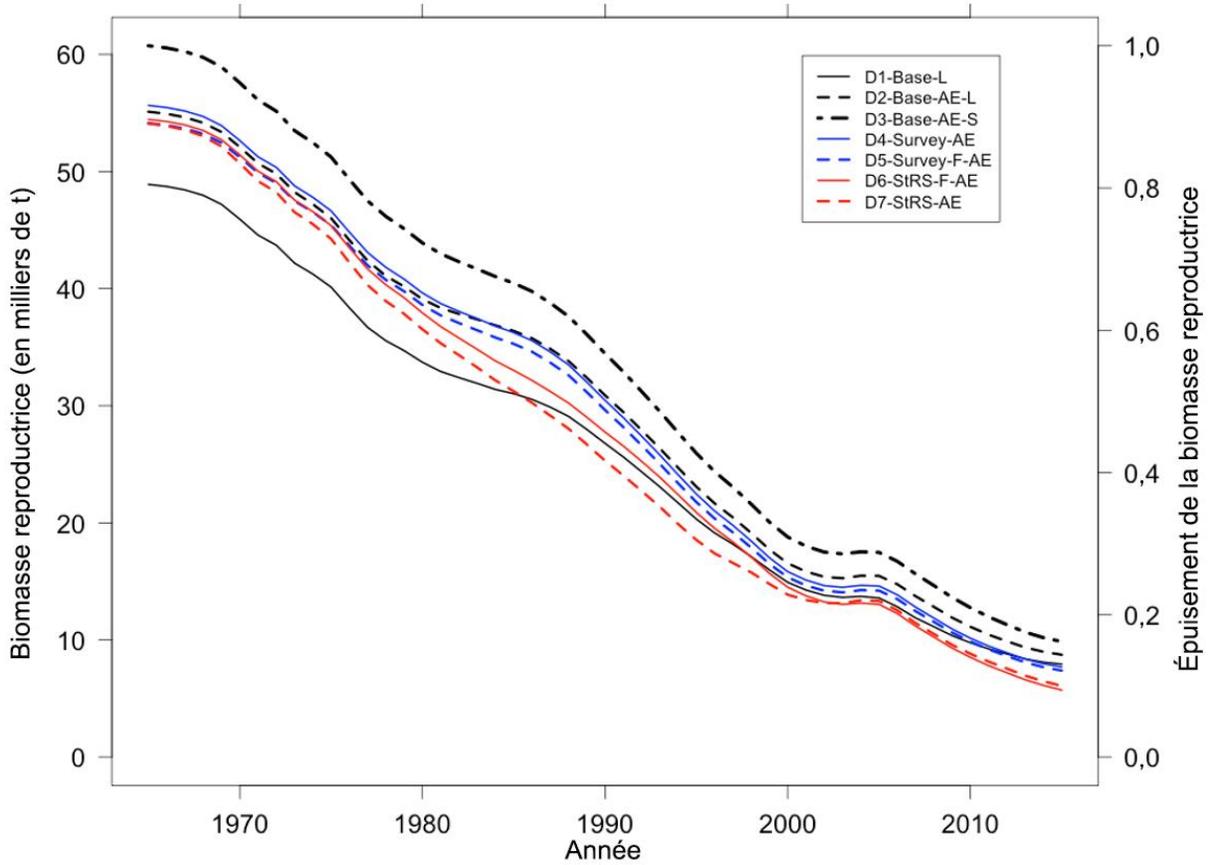


Figure 21. Biomasse reproductrice femelle et épuisement annuels pour les sept scénarios de données D1-D7 décrits dans les tableaux 4 et 5.

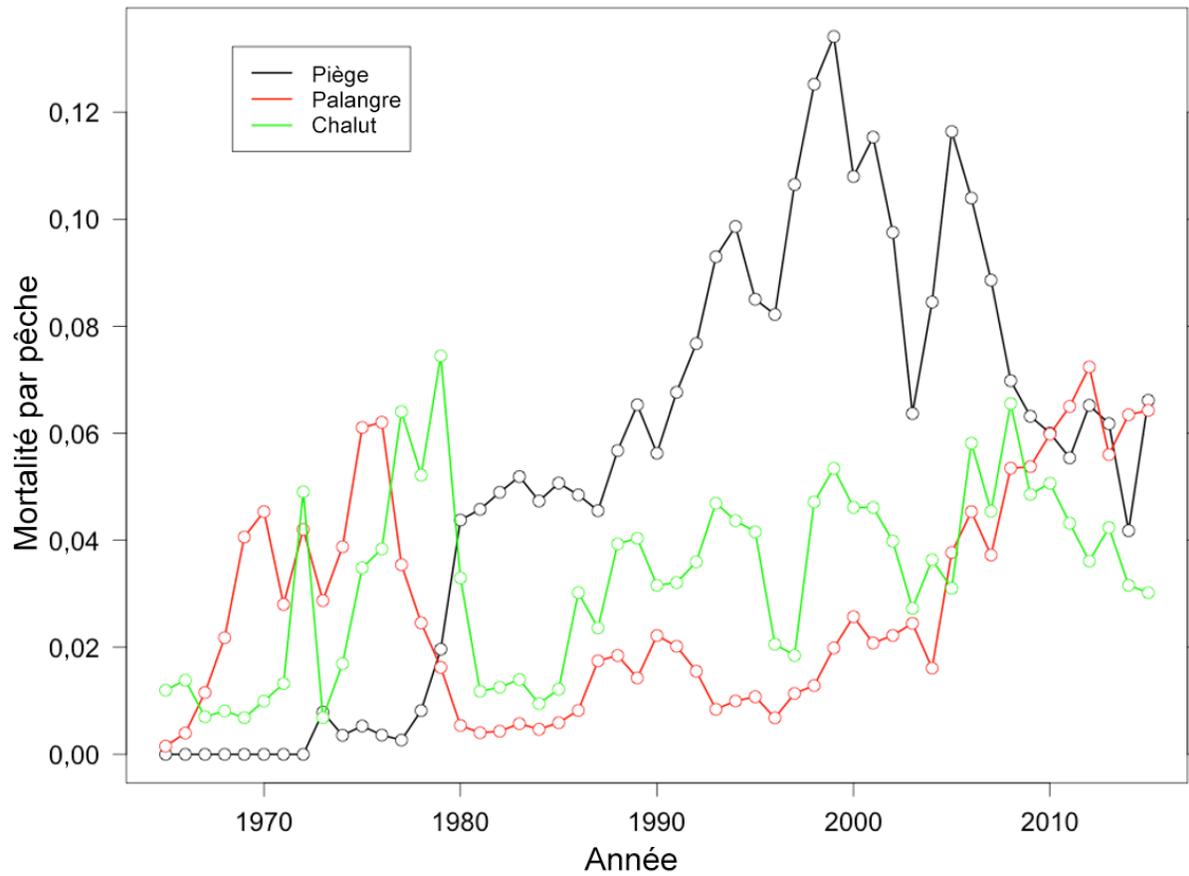


Figure 22. Mortalité par pêche instantanée annuelle pour le piège, la palangre et le chalut dans le scénario D2-Base-AE-L.

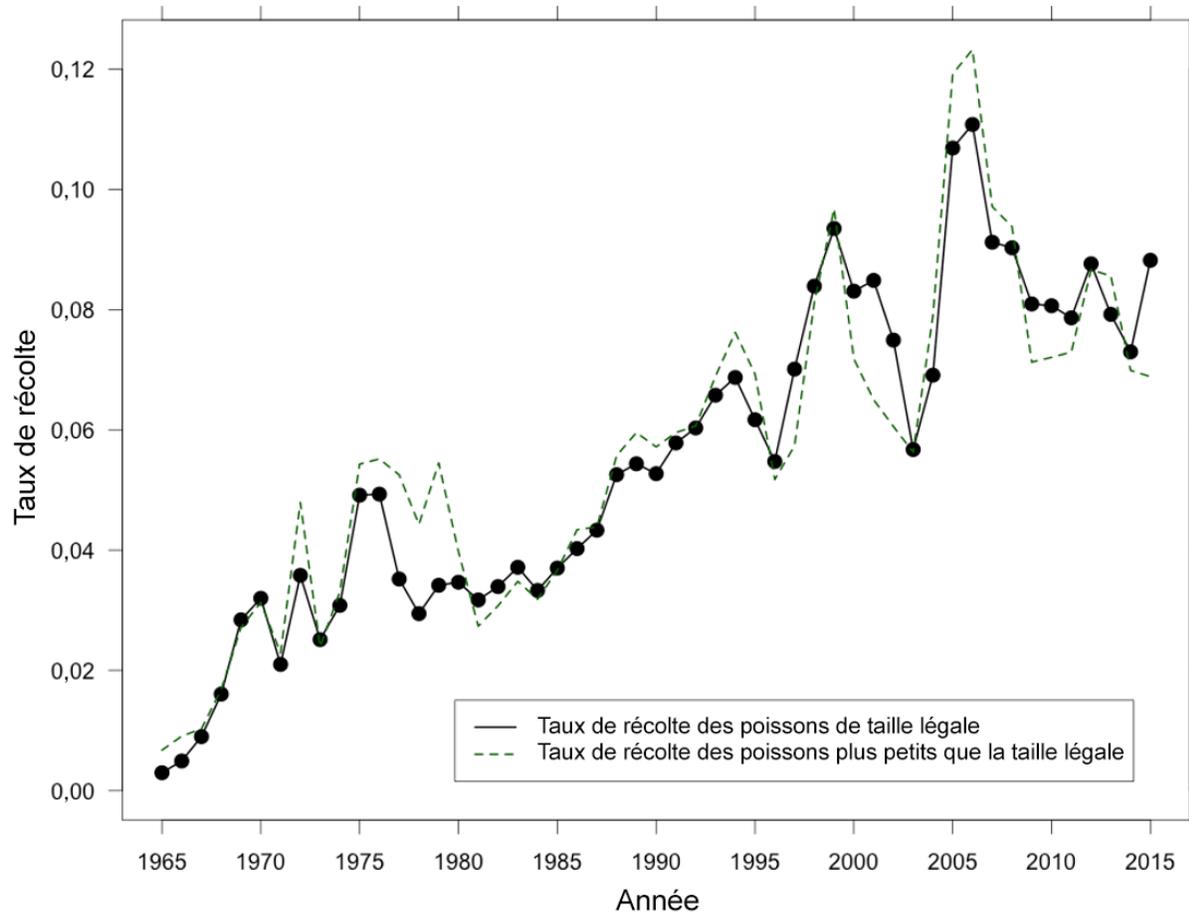


Figure 23. Estimation des taux de récolte annuels pour la morue charbonnière de taille légale et plus petite que la taille légale dans le scénario de données D2-Base-AE-L.

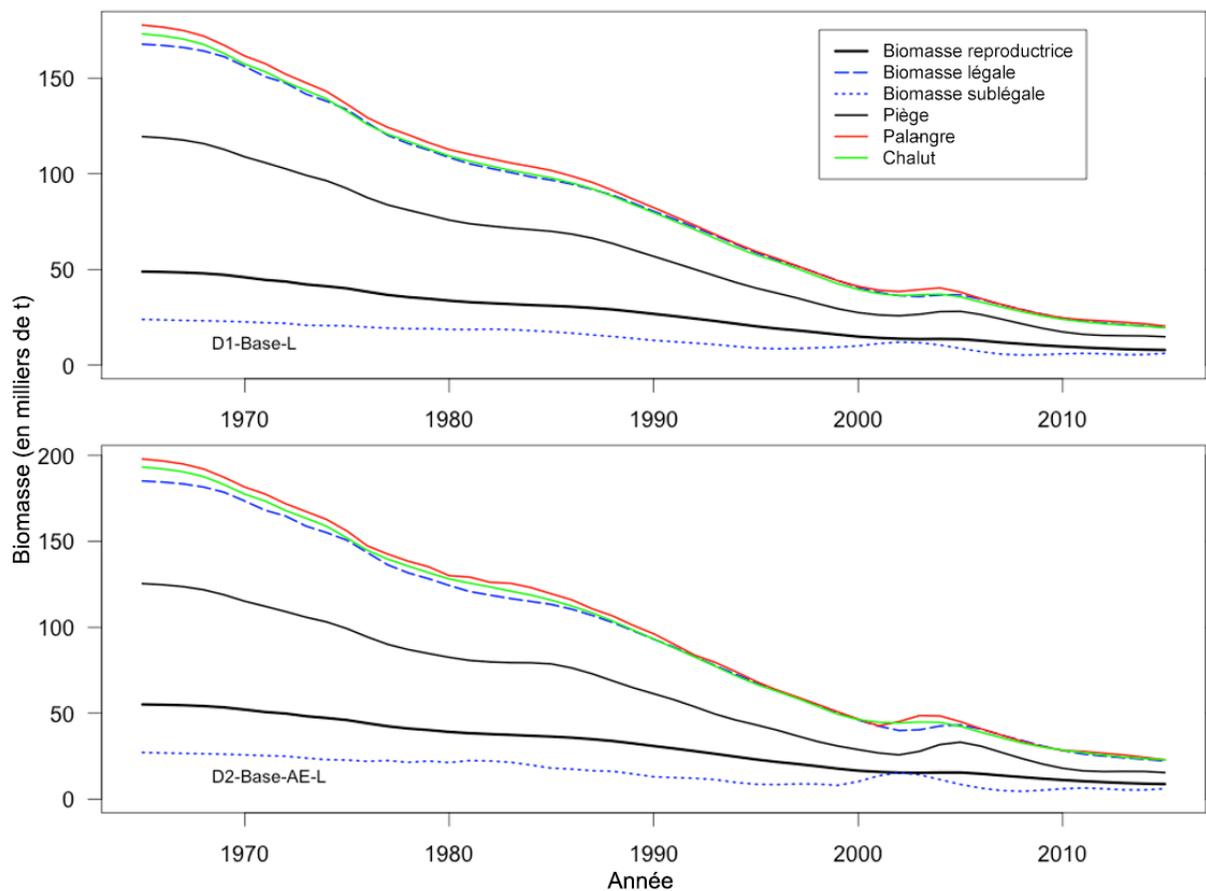


Figure 24. Estimations des trajectoires annuelles de la biomasse de morue charbonnière (en milliers de t) dans les scénarios de données D1-Base-L et D2-Base-AE-L. La ligne noire solide épaisse représente la biomasse reproductrice femelle. La biomasse exploitable est indiquée pour le piège, la palangre et le chalut. La biomasse plus petite que la taille légale désigne la biomasse de poissons de moins de 55 cm de longueur à la fourche.

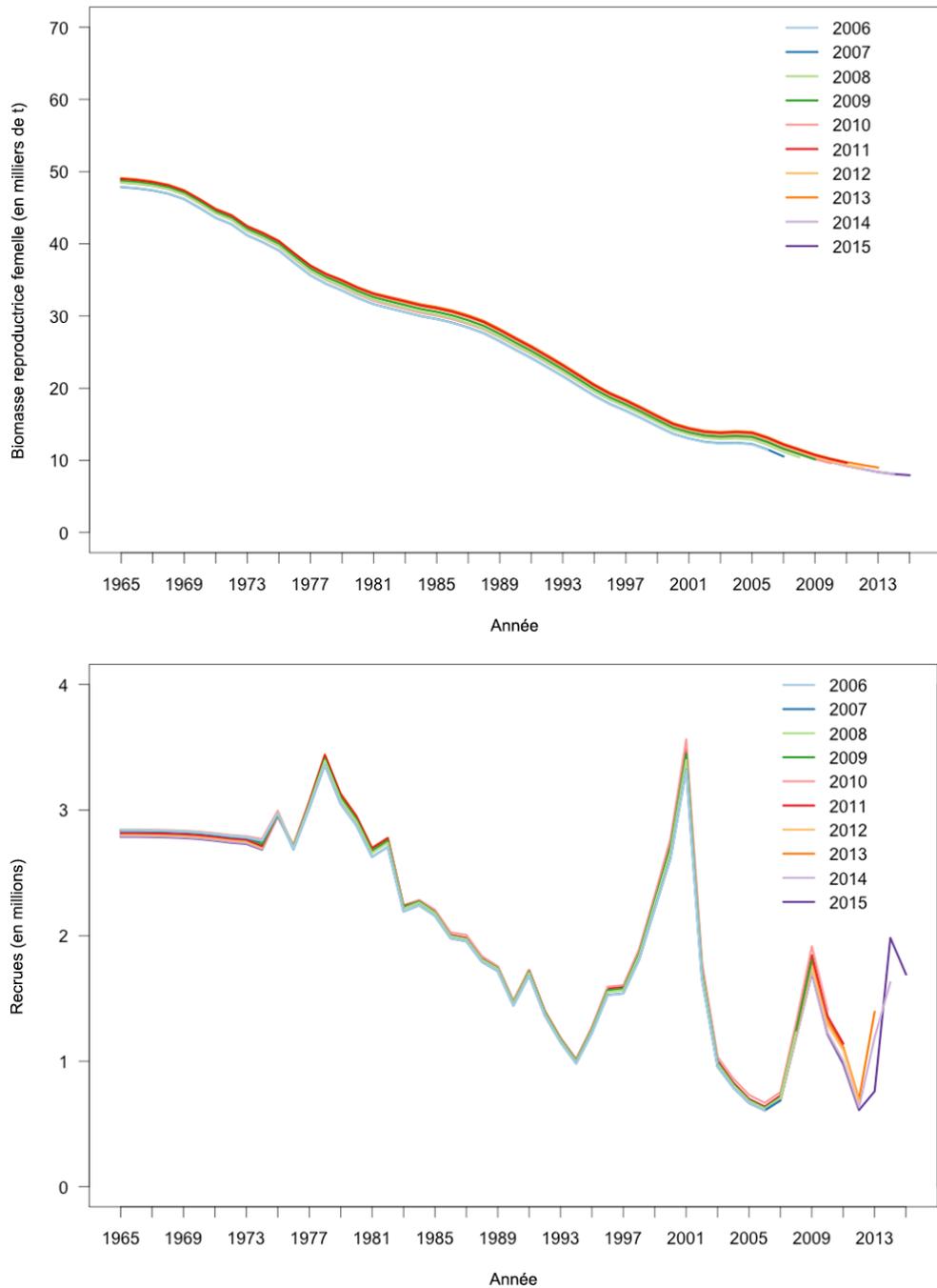


Figure 25. Tendances rétrospectives des estimations de la biomasse reproductrice femelle (en milliers de t, graphique supérieur) et du recrutement (en millions, graphique inférieur) dans le scénario D1-Base-L. Chaque ligne représente la série chronologique des estimations tirées des données observées jusqu'à l'année indiquée dans la légende.

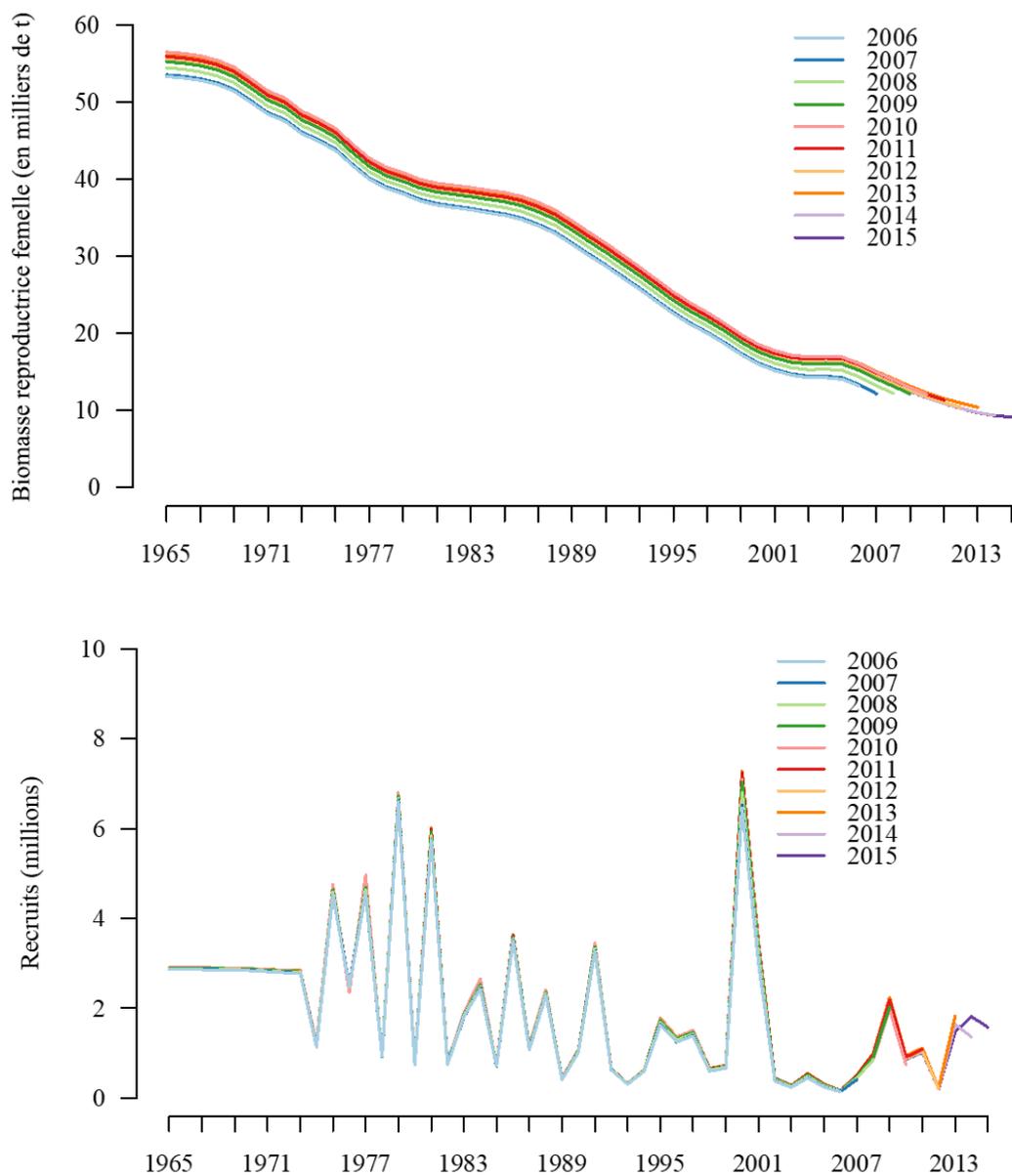


Figure 26. Tendances rétrospectives des estimations de la biomasse reproductrice femelle (en milliers de t, graphique supérieur) et du recrutement (en millions, graphique inférieur) dans le scénario D2-Base-AE-L. Chaque ligne représente la série chronologique des estimations tirées des données observées jusqu'à l'année indiquée dans la légende.

ANNEXE A. GESTION ET PRISES

A.1. GESTION

L'historique de la gestion de la pêche de la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) de 1981 à 2015 est résumé dans le tableau A-1. Les règlements de gestion actuels sont précisés dans le Plan de gestion intégrée des pêches du poisson de fond (MPO 2014a). Le tableau A-1 présente le total autorisé des captures (TAC), les débarquements et les allocations de quotas pour le secteur de la pêche dirigée de la morue charbonnière (permis K), le secteur de la pêche non dirigée au chalut (permis T) et les pêches des Premières Nations, et l'allocation de recherche par année de pêche de la morue charbonnière. D'importantes mesures de gestion touchant la pêche à la morue charbonnière ont été prises :

1. L'application de limites de taille fondées sur le poids, mises en place en 1945 et qui, lorsqu'elles ont été converties en longueur à la fourche, se sont traduites par une longueur à la fourche minimale de 63 cm; une longueur à la fourche de 54 cm en 1965; et, en 1977, la longueur à la fourche réglementaire actuelle de 55 cm (voir la discussion détaillée dans McFarlane et Beamish 1983, p. 20). Le règlement impose à toutes les catégories de permis commerciaux de remettre à l'eau les morues charbonnières plus petites que la taille légale.
2. Avec l'établissement de la zone d'exclusion économique canadienne de 200 milles marins en 1977, les flottes étrangères qui pêchaient la morue charbonnière dans les eaux canadiennes avaient jusqu'en 1981 pour cesser leurs activités.
3. La mise en place de la gestion du TAC en 1977.
4. L'introduction de la restriction de permis en 1981, qui a créé 49 titulaires de permis sous la désignation « K », pêchant soit au piège, soit à la palangre (McFarlane et Beamish 1983). Actuellement, 48 permis sont disponibles.
5. L'allocation fixe de 8,75 % du TAC de morue charbonnière au chalut en 1981, qui était fondée sur la moyenne historique des débarquements au chalut.
6. L'instauration de la gestion par quotas individuels transférables (QIT) dans le secteur des permis de morue charbonnière en 1990.
7. L'arrêt volontaire de la pêche dirigée de la morue charbonnière par les navires titulaires d'un permis K dans les bras de mer continentaux en 1994. Les bras de mer sont considérés comme des aires de croissance importantes pour les morues charbonnières juvéniles.
8. Plusieurs changements apportés à la définition d'une « année » de pêche, y compris des modifications aux dates de début et de fin et à la longueur de l'année de pêche (voir le tableau A-1). Ces changements ont souvent donné lieu à des années de pêche de la morue charbonnière qui ne coïncidaient pas avec les définitions de l'année civile ou de l'année de pêche pour d'autres permis de poisson de fond.
9. Divers changements apportés aux règles de « report » qui permettent de pêcher l'année de pêche suivante un pourcentage du QIT non capturé (« un déficit ») l'année en cours ou d'appliquer un dépassement du QIT (« un dépassement ») au QIT de l'année suivante.
10. L'introduction d'observateurs en mer indépendants de la pêche dans la flotte de chalutiers de l'option A en 1996 a amélioré la comptabilisation des prises conservées et rejetées, y compris les prises de morue charbonnière.

-
11. La mise en place de la surveillance électronique (SE) en mer dans les flottes du poisson de fond autres que les chalutiers, y compris la flotte de morue charbonnière autorisée, à compter de 2006 (voir les détails dans le texte ci-après).
 12. Les changements apportés à la transférabilité des quotas à compter de 2006 avec l'introduction du Projet pilote intégré pour le poisson de fond, qui a permis à des titulaires de permis autres qu'un permis K d'accéder temporairement à une partie du quota de morue charbonnière réservé à ce permis; l'année de pêche 2010-2011 a été la première année de permanence du Programme d'intégration de la pêche commerciale du poisson de fond (MPO 2010).

McFarlane et Beamish (1983) ont indiqué que la gestion du total autorisé des captures avait été introduite avec la mise en œuvre de la limite canadienne de 200 milles marins en vertu de l'extension du champ de compétence en 1977. Un quota de 5 000 t établi en 1977 a été ramené à 3 500 t de 1978 à 1984 et les quotas pour chaque année de pêche ont été fixés entre 4 000 et 4 670 t jusqu'en 1990 (tableau A-1). Par la suite, les quotas ont été définis en fonction des avis de récolte donnés dans les évaluations du stock qui tentaient d'offrir des options à faible risque et à risque élevé, ou en utilisant des tableaux de décision fondés sur des options de prises fixes.

Depuis 2006, Pêches et Océans Canada (MPO) et l'industrie de la pêche du poisson de fond de la Colombie-Britannique (C.-B.) collaborent à la mise en place d'un processus d'évaluation de la stratégie de gestion (ESG) en vue de mettre en œuvre une stratégie de récolte transparente et durable (Cox et Kronlund 2008, Cox et Kronlund 2009, Cox *et al.* 2009). Bien qu'une procédure de gestion n'ait pas été appliquée immédiatement après ces travaux, les résultats ont été pris en compte par les gestionnaires des pêches et dans les recommandations du Comité consultatif sur la morue charbonnière (CCMC) au MPO. La poursuite de l'élaboration du processus d'évaluation de la stratégie de gestion (Cox *et al.* 2011, MPO 2011) a permis de sélectionner et d'appliquer une procédure de gestion à compter de l'année de pêche 2011-2012. Une procédure de gestion modifiée a été mise en œuvre durant l'année de pêche 2014-2015 (MPO 2014b).

Le tableau A-1 énumère les quotas de pêche dirigée de la morue charbonnière par les titulaires d'un permis « K » et de pêche non dirigée au chalut non dirigé par les titulaires d'un permis « T ». Pour les années de pêche 1999-2000 à 2008-2009, il n'est pas possible d'ajouter les valeurs des deux quotas pour obtenir le quota annuel global par année de pêche de la morue charbonnière en raison de la différence entre les définitions des années de pêche entre les deux types de permis. Par exemple, l'allocation de 282 t au chalut pour 2007-2008 commence le 1^{er} avril 2008, soit huit mois après le début de l'année de pêche 2007-2008 de la morue charbonnière, le 1^{er} août 2007. Cette différence d'année de pêche est survenue lorsque l'année de pêche 1999 de la morue charbonnière a été prolongée à 19 mois pour instaurer une année de pêche du 1^{er} août 1999 au 31 juillet 2000. L'année de pêche de la morue charbonnière du 1^{er} août au 31 juillet a été maintenue jusqu'en 2008, année durant laquelle l'année de pêche 2008-2009 de la morue charbonnière a été raccourcie à 204 jours afin de l'harmoniser avec les autres catégories de permis de pêche du poisson de fond à compter du 21 février 2009. Il est à noter que l'année de pêche de la morue charbonnière 2009-2010 a été effectivement « prolongée » d'un mois, bien que la date de fin de l'année de pêche n'ait pas été modifiée. Cette exception permettait aux titulaires d'un permis K de pêcher jusqu'à la fin du mois de mars 2010, mais attribuait leurs débarquements au quota individuel transférable attribué pour l'année de pêche 2009-2010 plutôt que pour l'année de pêche 2010-2011.

La disposition de « report » est une tactique de gestion visant à permettre aux détenteurs de quotas individuels de retarder la capture des QIT de l'année de pêche en cours jusqu'à l'année

suiuante (un déficit) et de tenir compte des dépassements du QIT pendant l'année de pêche en cours (un dépassement). Dans le cas de la morue charbonnière, les règles de report ont changé de deux façons depuis leur création. Tout d'abord, les pourcentages autorisés de dépassement et de déficit ont varié au fil du temps. Par exemple, cette pratique a été adoptée en 1994, lorsqu'un report de 5 % a été autorisé. Le pourcentage de report a été porté à 10 % en 1995. Depuis l'année de pêche 2006-2007, les navires titulaires d'un permis de pêche de la morue charbonnière ont été autorisés à reporter jusqu'à 15 % des QIT non pêchés. Ensuite, le pourcentage de dépassement a été appliqué au quota *restant* au bateau durant l'année de pêche en cours lorsque le dépassement a été introduit, mais en 1999, le pourcentage a été appliqué au quota *individuel total* du navire. Un report unique de 100 % a été autorisé pour la catégorie de permis de morue charbonnière l'année de pêche intégrée du poisson de fond 2009-2010. Les chalutiers qui pêchent la morue charbonnière en vertu d'un quota de type T ont droit à un dépassement ou à un déficit de 30 % de leurs QIT (section 5.5 dans MPO 2014a). Les quantités reportées peuvent être importantes, chaque année, selon la façon dont les personnes gèrent leur quota, par exemple, environ 620 t (1 368 158 lb) pour l'année de pêche 2015-2016 (A. Keiser, *comm. pers.*, MPO, Vancouver (C.-B.) 2015).

La morue charbonnière est pêchée comme prise accessoire dans les pêches dirigées du flétan du Pacifique (*Hippoglossus stenolepis*), dans les pêches dirigées du sébaste « ZN » (*Sebastes* sp.), ainsi que dans les pêches à la palangre de la morue-lingue (*Ophiodon elongatus*) et de l'aiguillat commun du Pacifique Nord (*Squalus suckleyi*), menées en vertu d'un permis de l'annexe II. Avant 2006, la morue charbonnière ne pouvait pas être débarquée dans ces catégories de permis. Un plan pilote de gestion intégrée du poisson de fond de trois ans a été mis en place à compter d'avril 2006. Il avait pour objectif d'améliorer la gestion des stocks de poisson de fond grâce à une meilleure surveillance des prises conservées et relâchées, à une réduction des rejets et à l'obligation pour les pêcheurs utilisant tous les types d'engins de pêche d'être responsable de toutes les prises. Ici, la « responsabilité » signifie l'atteinte d'une norme adéquate d'estimation des prises conservées et relâchées de toutes les espèces. Le programme a reçu l'appui de l'ensemble de la pêche du poisson de fond, et l'industrie a participé à la conception et à la mise en œuvre de nouvelles normes de surveillance. Les normes spécifiaient la surveillance vidéo en mer à 100 % pour les navires autres que les chalutiers, avec vérification indépendante de la pêche de la vidéo, la surveillance à quai à 100 % indépendante de la pêche, des quotas individuels transférables pour la morue-lingue et l'aiguillat commun du Pacifique Nord et des quotas individuels (QI) pour les pêches du sébaste (Koolman *et al.* 2007). Ces mesures s'ajoutaient à celles déjà en place pour la pêche du poisson de fond gérée en vertu des QIT. Un processus temporaire de réaffectation des quotas a été élaboré pour aborder la question de la responsabilité des prises entre les divers permis de pêche commerciale du poisson de fond axés sur les engins pour toutes les espèces gérées par des quotas. Le programme pilote a été prolongé à quatre ans; l'année de pêche 2010-2011 a été la première année de permanence du Programme d'intégration de la pêche commerciale du poisson de fond (MPO 2010).

Depuis 1996, des observateurs en mer ont été introduits pour les navires titulaires d'un permis de pêche au chalut de l'option A afin de fournir des estimations indépendantes de la pêche des prises (conservées et rejetées). Par la suite, les catégories de permis de pêche du poisson de fond autres que les permis au chalut ont été ajoutées au programme de surveillance électronique en mer à 100 % : la catégorie de permis « L » pour le flétan du Pacifique le 2 mars 2006, la pêche dirigée de la morue-lingue et de l'aiguillat commun du Pacifique Nord en vertu des privilèges de permis de l'annexe II le 1^{er} avril 2006, la catégorie de permis K pour la morue charbonnière le 1^{er} août 2006 et les catégories de permis ZN pour les sébastes des eaux extérieures et des eaux intérieures le 31 mars 2007. Pour ces catégories de permis, les journaux de bord remplis par les pêcheurs sont acceptés comme base pour estimer les prises

en mer à compter de 2006, parce que le programme de surveillance électronique fournit une vérification indépendante de la pêche de l'exactitude des journaux de bord au moyen d'un examen obligatoire de 10 % de la couverture vidéo de chaque sortie (MPO 2010, section 12). Même si la vérification vidéo ne fournit pas un recensement complet des prises, des coûts de plus en plus punitifs associés à une augmentation de l'examen vidéo sont imposés aux pêcheurs lorsque les journaux de bord ne respectent pas les tolérances convenues pour l'exactitude des déclarations. La validation à quai obligatoire et indépendante de la pêche des prises conservées s'applique à toutes les catégories de permis de pêche du poisson de fond, y compris les débarquements de merlu du Pacifique. Le poids du merlu du Pacifique et des prises accessoires livrés au large des côtes aux bateaux en coentreprise est déterminé par deux observateurs en mer qui estiment le poids des prises et la composition des espèces et convertissent le poids des produits congelés en poids brut à l'aide des facteurs de conversion établis par l'observateur après les essais.

Tableau A-1. Historique de la gestion par année de pêche de la morue charbonnière. Les divers quotas représentent l'allocation initiale avant les rajustements de report pour toutes les pêches du poisson de fond; c'est pourquoi les débarquements commerciaux peuvent dépasser le TAC au cours d'une année de pêche. L'année de pêche 1999-2000 de la morue charbonnière a été de 19 mois pour tenir compte du changement de la date de début, du 1^{er} janvier au 1^{er} août. L'année de pêche 2008-2009 a été raccourcie à 204 jours pour tenir compte du changement de la date de début de l'année de pêche, du 1^{er} août au 21 février. Les débarquements de morue charbonnière ne peuvent pas être comparés directement au TAC en raison de la compensation entre les années de pêche K et T de 1999-2000 à 2007-2008. Une année de pêche commune a été établie en 2008-2009. Les quantités indiquées entre 2013-2014 et 2015-2016 comprennent les prises visées par l'article 10 concernant l'utilisation des allocations de poisson, pour tenir compte de la mortalité liée à la recherche. Des récoltes des Premières Nations ont eu lieu avant 2001, mais les quantités n'ont pas été précisées. Une petite allocation pour l'aquaculture n'est pas incluse dans ce tableau. Les recommandations de prises ont été tirées des évaluations des stocks, des recommandations du Comité consultatif sur la morue charbonnière (CCMC) ou d'une procédure de gestion (PG) choisie dans le cadre d'un processus d'évaluation de la stratégie de gestion (ESG). Les données de 2015-2016 indiquées en italique sont complètes jusqu'au 10 décembre 2015.

Année	Type	Récolte recomm. selon l'évaluation				Premières Nations		Débarquements comm. EF		Date d'ouverture	Date de fermeture	Jours d'ouverture	Jours EF
		TAC	Quota K	Quota T	Recherche	Recherche	EF						
1981	Tournoi	-	3 500	3 190	310	-	-	3 830	1981-02-01	1981-10-04	245	245	
1982	Tournoi	-	3 500	3 190	310	-	-	4 028	1982-02-01	1982-08-22	202	202	
1983	Tournoi	-	3 500	3 190	310	-	-	4 346	1983-05-01	1983-09-26	148	148	
1984	Tournoi	-	3 500	3 190	310	-	-	3 827	1984-03-01	1984-08-22	174	174	
1985	Tournoi	-	4 000	3 650	350	-	-	4 193	1985-02-01	1985-03-08	35	92	
									1985-03-29	1985-05-02	34		
									1985-07-19	1985-08-11	23		
1986	Tournoi	-	4 000	3 650	350	-	-	4 449	1986-03-17	1986-04-21	35	63	
									1986-05-12	1986-06-09	28		
1987	Tournoi	-	4 100	3 740	360	-	-	4 630	1987-03-16	1987-04-10	25	45	
									1987-09-01	1987-09-21	20		
1988	Tournoi	-	4 400	4 015	385	-	-	5 403	1988-03-06	1988-03-26	20	140	
									1988-04-05	1988-04-25	20		
									1988-05-05	1988-05-25	20		
									1988-06-05	1988-06-25	20		
									1988-07-05	1988-07-25	20		

Année	Type	Récolte recomm. selon l'évaluation		TAC	Quota K	Quota T	Premières Nations	Recherche	Débarquements comm. EF		Date d'ouverture	Date de fermeture	Jours d'ouverture	Jours EF
1989	Tournoi	-	4 400	4 015	385	-	-	5 324	1988-08-02	1988-08-22	20			
									1988-09-04	1988-09-24	20			
									1989-02-14	1989-02-28	14	112		
									1989-03-14	1989-03-28	14			
									1989-04-14	1989-04-28	14			
									1989-05-10	1989-05-24	14			
									1989-06-10	1989-06-24	14			
									1989-07-06	1989-07-20	14			
								1989-08-04	1989-08-18	14				
									1989-09-15	1989-09-29	14			
1990	QIT	-	4 670	4 260	410	-	-	4 905	1990-04-21	1990-12-31	255	255		
1991	QIT	2 900-5 000	5 000	4 560	440	-	-	5 112	1991-01-01	1991-12-31	365	365		
1992	QIT	2 900-5 000	5 000	4 560	440	-	-	5 007	1992-01-01	1992-12-31	366	366		
1993	QIT	2 900-5 000	5 000	4 560	440	-	-	5 110	1993-01-01	1993-12-31	365	365		
1994	QIT	2 900-5 000	5 000	4 521	433	-	-	5 002	1994-01-01	1994-12-31	365	365		
1995	QIT	2 725-5 550	4 140	3 709	356	-	29,48	4 179	1995-01-01	1995-12-31	365	365		
1996	QIT	690-2 580	3 600	3 169	304	-	81,65	3 471	1996-01-01	1996-12-31	366	366		
1997	QIT	6 227-16 285	4 500	4 023	386	-	45,36	4 142	1997-01-01	1997-12-31	365	365		
1998	QIT	3 286-4 761	4 500	4 023	386	-	45,36	4 592	1998-01-01	1998-12-31	365	365		
1999-00	QIT	2 977-5 052	4 500	6 395	386	-	45,36	7 012	1999-01-01	2000-07-31	578	578		
2000-01	QIT	3 375-5 625	4 000	3 555	350	-	45,36	3 884	2000-08-01	2001-07-31	365	365		
2001-02	QIT	4 000	2 800	2 657	342	45	45,36	3 075	2001-08-01	2002-07-31	365	365		
2002-03	QIT	4 000, révisé à 2 100-2 800	2 450	1 883	206	45	45	2 206	2002-08-01	2003-07-31	365	365		
2003-04	QIT	Tableau de décision	3 000	2 647	254	45	54	2 983	2003-08-01	2004-07-31	365	365		

Année	Type	Récolte recomm. selon l'évaluation				Premières Nations		Débarquements comm. EF		Date d'ouverture	Date de fermeture	Jours d'ouverture	Jours EF
		TAC	Quota K	Quota T	Recherche	Recherche	EF						
2004-05	QIT	Tableau de décision	4 500	3 995	384	45	75	4249	2004-08-01	2005-07-31	365	365	
2005-06	QIT	Tableau de décision	4 600	4 056	389	45	110	4498	2005-08-01	2006-07-31	365	365	
2006-07	QIT	Conseils du CCMC	3 900	3 417	328	45	110	4004	2006-08-01	2007-07-31	365	365	
2007-08	QIT	Conseils du CCMC	3 300	2 938	282	45	35	3429	2007-08-01	2008-07-31	365	365	
2008-09	QIT	Conseils du CCMC	1 509	1 454	-	45	31	1514	2008-08-01	2009-02-20	204	204	
2009-10	QIT	Conseils du CCMC	2 450	2 160	207	45	38	2159	2009-02-21	2010-02-20	365	365	
2010-11	QIT	Analyse ESG	2 300	2 023	194	45	38	2396	2010-02-21	2011-02-20	365	365	
2011-12	-	PG appliquée	2 300	2 030	195	45	30	2142	2011-02-21	2012-02-20	365	365	
2012-13	-	PG appliquée	2 293	2 030	195	45	23	1962	2012-02-21	2013-02-20	365	365	
2013-14	-	PG appliquée	1 992	1 670	163	45	84	1844	2013-02-21	2014-02-20	365	365	
2014-15	-	PG révisée	2 129	1 821	175	45	84	1751	2014-02-21	2015-02-20	365	365	
2015-16*	-	<i>PG appliquée</i>	1 992	1 670	163	45	80	1823	2015-02-21	2016-02-20	365	365	

A.2. PRISES

Les prises sont résumées par année civile plutôt que par année de pêche en raison de plusieurs changements apportés à la date de début et à la durée des années de pêche au cours de l'historique de la gestion de la morue charbonnière. La définition actuelle de l'année de pêche, du 21 février au 20 février, n'a pas été adoptée comme norme au cas où l'année de pêche serait ajustée à l'avenir et parce qu'il est un peu difficile d'appliquer la modélisation de l'évaluation du stock à un pas de temps de l'année civile, c'est-à-dire que les prises qui ont lieu du 1^{er} janvier au 20 février n'ont pas d'incidence sur le choix de la procédure de gestion. Seules les prises estimées jusqu'au 31 décembre sont nécessaires pour projeter la biomasse du stock jusqu'à l'année modélisée suivante. Il convient de noter que les termes « débarquements » et « prises conservées » sont utilisés de façon synonyme dans le présent document.

Les prises provenant de la pêche sur les monts sous-marins sont exclues puisque cette récolte n'est pas incluse dans la zone de gestion des quotas côtiers. De 1913 à 1964, seules les données sur les prises conservées (débarquements) sont disponibles. Depuis 1965, il est possible d'extraire des données sur les prises de la pêche commerciale dans six bases de données de la région du Pacifique pour le piège (« piège »), la palangre (« palangre ») et le chalut. Plus d'une base de données peut être utilisée pour une année donnée, car certaines années, les données disponibles sur les prises ne sont pas toutes hébergées dans une seule base de données. Dans le cas du chalut, on préfère les registres des observateurs en mer à ceux des pêcheurs lorsque les deux types de données sont disponibles. Les bases de données, les années applicables et les types de données sont énumérés ci-après :

1. **GFCatch**. Base de données ancienne qui comprend les journaux de bord quotidiens des pêcheurs commerciaux, les registres de débarquement tirés des bordereaux de vente ou des dossiers de validation, les entrevues avec les capitaines de navire et les observations à quai pour tous les engins de 1965 à 1995 (Rutherford 1999). *GFCatch* comprend les journaux de bord des chalutiers de 1954 à 1995, les journaux de bord des bateaux de pêche au piège de 1979 à 1995 et les journaux de bord des palangriers de 1979 à 1986.
2. **PacHarv3**. Base de données ancienne contenant les registres des débarquements tirés des bordereaux de vente commerciaux de 1987 à 1994 pour la palangre et de 1982 à 2002 pour les « autres » engins.
3. **PacHarvSable**. Base de données ancienne sur les prises de morue charbonnière qui comprend les registres de pêche pour le piège et les engins à hameçons de 1990 à mars 2006, ainsi que les registres des débarquements validés à quai de 1995 à 2002. *PacHarvSable* inclut également la pêche par les pays étrangers pour tous les types d'engins de 1965 à 1980, synthétisée en partie à partir de bases de données antérieures et de fichiers de données historiques.
4. **PacHarvHL**. Base de données ancienne sur les prises aux lignes qui contient :
 - a. les journaux de pêche pour les catégories de permis de pêche commerciale ZN et de l'annexe II entre 1996 et mars 2006;
 - b. certains registres d'observateurs en mer et les débarquements à quai validés pour le flétan du Pacifique de 1991 à 2002.
5. **PacHarvest**. Base de données régionale ancienne qui contient les registres des observateurs de la pêche commerciale au chalut, certains registres des pêcheurs et les registres des débarquements validés à quai de 1996 au 31 mars 2007.

-
6. **GFFOS.** Base de données autonome sur le poisson de fond dérivée de la base de données des systèmes d'exploitation des pêches (SEP) de la région du Pacifique et qui comprend :
- a. les registres des observateurs de la pêche commerciale au chalut du poisson de fond et les registres des pêcheurs du 1^{er} avril 2007 à aujourd'hui;
 - b. les registres des pêcheurs commerciaux du 1^{er} avril 2006 à aujourd'hui pour le flétan du Pacifique, la morue charbonnière, la combinaison flétan et morue charbonnière du Pacifique Nord, l'aiguillat commun du Pacifique Nord, la morue-lingue, le sébaste des eaux extérieures et des eaux intérieures;
 - c. les registres des débarquements validés à quai de 2003 à aujourd'hui pour la catégorie de permis de morue charbonnière et la pêche combinée de la morue charbonnière et du flétan du Pacifique;
 - d. les débarquements à quai validés de 2006 à aujourd'hui pour le flétan du Pacifique;
 - e. les débarquements validés à quai du 1^{er} avril 2006 à aujourd'hui pour l'aiguillat commun du Pacifique Nord, la morue-lingue et le sébaste des eaux extérieures et des eaux intérieures.

Le plan de gestion (MPO 2014a) précise l'utilisation facultative d'une grille de mesure pour déterminer si la morue charbonnière est de taille légale pour les catégories de permis autres que la pêche au chalut; les observateurs en mer à bord des chalutiers vérifient que les morues charbonnières conservées sont de taille légale. Les grilles de mesure sont conçues pour permettre une vérification vidéo de la taille des poissons indépendante de la pêche avant leur rejet. Dans le cas des pêches du poisson de fond menées en vertu de permis autres qu'un permis K, tous les rejets sont considérés comme étant de taille légale et comptés comme tels dans le processus de vérification après la pêche. Le degré d'utilisation de la grille de mesure pendant la pêche commerciale n'est pas déclaré. Les morues charbonnières rejetées lors d'une sortie de pêche dirigée de l'espèce en vertu d'un permis K sont considérées comme n'étant pas de taille légale et n'ont pas à être mesurées. Une nouvelle initiative pour la catégorie de permis de pêche au chalut, mise en œuvre pour l'année de pêche 2010-2011 afin d'accroître la responsabilité pour les rejets de poissons de taille inférieure à la taille commercialisable, ne s'applique pas à la morue charbonnière. En effet, les morues charbonnières de moins de 55 cm de longueur à la fourche sont jugées plus petites que la taille légale en vertu du règlement, plutôt que non commercialisables (voir la section 10.3 dans MPO 2014a).

À compter de 2006, les prises commerciales de morue charbonnière peuvent être divisées en au moins six catégories : i) conservées de taille légale, ii) conservées plus petites que la taille légale, iii) rejetées de taille légale, iv) rejetées plus petites que la taille légale, v) exposées à la prédation de taille légale et vi) exposées à la prédation plus petites que la taille légale. Les deux dernières catégories « exposées à la prédation » résultent de la prédation par les amphipodes (communément appelés « poux du poisson ») à laquelle les morues charbonnières sont exposées lorsqu'elles sont capturées par un piège fixe ou une palangre. Les catégories exposées à la prédation sont considérées comme des rejets puisque ces poissons ne sont pas débarqués. Les morues charbonnières pêchées au chalut ne sont pas exposées à la prédation par les amphipodes, de sorte que les catégories exposées à la prédation de taille légale et plus petites que la taille légale ne s'appliquent pas. Cette catégorisation des prises a été rendue possible par les exigences relatives aux journaux de bord et à la surveillance des prises introduites en 2006.

Le niveau de présence à 100 % des observateurs en mer indépendants de la pêche appliqué à la catégorie de permis de pêche au chalut (option A) précédait de 10 ans le projet pilote d'intégration du poisson de fond. Ainsi, des estimations des morues charbonnières conservées

et rejetées sont disponibles pour le chalut de l'option A de 1996 à 2015. Avant 2006, les bateaux de pêche du poisson de fond qui utilisaient des palangres, des pièges et des lignes à main dépendaient des journaux de bord volontaires pour consigner les prises conservées et les prises remises à l'eau. Comme la couverture par des observateurs était sporadique pour ces navires, on pense que les rejets étaient sous-estimés avant 2006. Avant 1996, les rejets déclarés dans la base de données GFCatch sont considérés comme étant très sous-estimés pour toutes les catégories de permis et ne constituent pas des estimations fiables des rejets (Fargo 2005).

A.2.1. Prises conservées

Après 1920 et avant 1965, les prises conservées de morue charbonnière (tableau A-2, figure A-1, figure A-2) étaient en moyenne inférieures à 1 000 t. À partir de 1965 environ, la pêche nationale canadienne accroît son effort sur la morue charbonnière (McFarlane et Beamish 1983). Pendant la Première Guerre mondiale, le total annuel des débarquements a atteint 5 956 t. Cependant, les débarquements ont été modestes de 1920 à 1964, variant entre 209 t (1956) et 1 895 t (1949). Ils ont augmenté pendant la Seconde Guerre mondiale, mais pas autant que pendant la Première Guerre mondiale. L'exploitation a connu une très forte hausse à la fin des années 1960 avec l'arrivée de flottilles étrangères de pêche à la palangre en provenance du Japon, des États-Unis, de l'URSS et de la République de Corée (McFarlane et Beamish 1983, tableau A-1). Les débarquements annuels les plus importants de morue charbonnière ont eu lieu au cours de cette période, avec un pic de 7 408 t en 1975. Certaines pêches étrangères ont été autorisées entre 1977 et 1980 à utiliser le surplus de rendement pour répondre aux besoins de la flottille canadienne, malgré l'établissement de la zone d'exclusion économique en 1977. Les débarquements totaux ont varié de 1 713 t (2014) à 7 408 t (1975) depuis 1969 et étaient en moyenne de 4 741 t entre 1969 et 1999. Les débarquements ont diminué de 4 642 tonnes en 2005 à 1 713 tonnes en 2014, suivant la réduction du TAC au cours de la même période.

A.2.2. Prises rejetées

Les rejets de morue charbonnière (tableau A-3, figure A-1, figure A-2) étaient déclarés dans les journaux de bord sur une base volontaire pour tous les secteurs de la pêche du poisson de fond avant 1996; à partir de 1996, des observateurs en mer étaient requis pour les chalutiers (option A seulement). Les autres secteurs du poisson de fond se sont fiés aux journaux de bord dépendants de la pêche jusqu'en 2006, année où la surveillance vidéo électronique a été mise en place pour vérifier les journaux de bord des pêcheurs (Koolman *et al.* 2007; MPO 2009). Avant 1996, la déclaration des remises à l'eau était volontaire, principalement par le secteur de la pêche au chalut, et des quantités importantes ont été signalées dans les quelques années qui ont suivi l'occurrence de la grande classe d'âge de 1977. Les rejets de morue charbonnière déclarés par le secteur du chalutage ont augmenté en 1996, lorsque le programme des observateurs en mer a été mis en œuvre (tableau A-3). Cependant, la quantité de rejets de morue charbonnière déclarés par les autres secteurs du poisson de fond n'a pas changé de façon marquée avant 2006, lorsque la vérification de la surveillance électronique en mer a été largement introduite.

Dans la présente analyse, nous utilisons les données des journaux de bord des observateurs en mer (secteur du chalutage de 1996 à 2015) et de la surveillance électronique vérifiée (autres secteurs de 2006 à 2015) (tableau A-3, figure A-2). On ignore l'exactitude des rejets de morue charbonnière déclarés dans les journaux de bord dépendants de la pêche, mais les rejets réels sont probablement sous-estimés (Fargo 2005, annexe B). Nous n'avons pas utilisé les données des journaux de bord d'avant 1996 (tous les secteurs) et d'avant 2006 (secteurs autres que le

chalutage) pour estimer les rejets de morue charbonnière, car leur exactitude ne peut être vérifiée de façon indépendante. Les rejets déclarés reflètent une combinaison de la diligence des personnes à remplir les journaux de bord, des réponses anticipées aux mesures de gestion (par exemple, établissement de l'historique de la pêche avant l'introduction et l'attribution des QIT pour la gestion), ainsi que du nombre réel de morues charbonnières remises à l'eau.

La mortalité associée aux rejets de morues charbonnières plus petites que la taille légale n'est pas déduite des quotas détenus pour aucun secteur puisque ce rejet est imposé par le règlement. Cependant, on déduit la mortalité attribuable aux rejets de morues charbonnières de taille légale des QIT détenus en utilisant les taux de mortalité qui varient selon le type d'engin (MPO 2009). Pour le chalut, la déduction du QIT est calculée à un taux de 10 % des rejets de poissons de taille légale pour les deux premières heures du trait et de 10 % de plus au prorata pour chaque partie d'une heure par la suite. Par exemple, un trait de 2,25 heures entraîne un taux de mortalité de 12,5 % des rejets de poissons de taille légale appliqué au QIT du navire. Des déductions de 9 % et de 15 % des rejets de poissons de taille légale sont appliquées aux QIT pour le piège et la palangre, respectivement, quelle que soit la durée du trait. Ces taux de mortalité n'ont pas été établis sur des bases scientifiques, mais ont été conçus par les gestionnaires afin d'inciter les pêcheurs à conserver les morues charbonnières de taille légale (MPO 2014a).

Tableau A-2. Prises conservées de morue charbonnière (t) par année civile, regroupées par type d'engin. Les données en italique pour 2015 sont complètes jusqu'au 13 novembre 2015.

Année	Pas de temps	Piège	Palangre	Chalut	Relevé normalisé au piège	Relevé StRS au piège	Total
1965	1	0	193,2	353,9	0	0	547,1
1966	2	0	499,7	406,9	0	0	906,6
1967	3	0	1 441,9	203,6	0	0	1645,5
1968	4	0	2 682,3	232	0	0	2914,3
1969	5	0	4 882,3	191,3	0	0	5073,6
1970	6	0	5 284,1	269,9	0	0	5554
1971	7	0	3173	350,3	0	0	3523,3
1972	8	0	4 635,7	1 270,3	0	0	5906
1973	9	745,8	3 069,8	170,8	0	0	3986,4
1974	10	327,1	4 036,3	413,8	0	0	4777,2
1975	11	469,4	6 117,2	820,8	0	0	7407,4
1976	12	303,4	5 918,4	855	0	0	7076,8
1977	13	214,6	3 224,1	1 357,5	0	0	4796,2
1978	14	634,6	2 160,2	1 078,5	0	0	3873,3
1979	15	1 480,1	1 388,8	1 512,1	0	0	4381
1980	16	3 210,8	447,6	652,3	0	0	4310,7
1981	17	3 275,3	326,1	228,8	0	0	3 830,2
1982	18	3 437,8	343,6	245,9	0	0	4 027,4
1983	19	3 610,5	451,4	274,1	0	0	4336
1984	20	3 275,4	365,1	187	0	0	3 827,4
1985	21	3 501,3	458,3	233,1	0	0	4 192,7
1986	22	3 277,1	619,2	551,8	0	0	4 448,1
1987	23	2 954,3	1 268,6	406,9	0	0	4 629,8
1988	24	3 488,5	1 273,6	637,3	0	0	5 399,4
1989	25	3772	928,6	623,4	0	0	5324
1990	26	3 072,4	1 371,8	460,7	10,1	0	4915
1991	27	3 494,4	1 179,2	438,8	6	0	5 118,4
1992	28	3 710,2	848,6	448,7	9,5	0	5 016,9
1993	29	4 142,4	424,2	543,1	8,2	0	5 117,9
1994	30	4 050,7	467,7	483,1	7	0	5 008,5
1995	31	3 282,2	474,3	427,4	4,8	0	4 188,7
1996	32	2 984,3	280,4	190,9	4,9	0	3 460,6
1997	33	3 553,6	431,1	156,3	4,1	0	4 145,1
1998	34	3772	443,6	376,1	5,6	0	4 597,3
1999	35	3 677,3	627,9	403	4,7	0	4713
2000	36	2 745,3	752,2	326,1	7,3	0	3 830,9
2001	37	2 742,8	564,5	299,6	3,4	0	3 610,4
2002	38	2 161,9	564,4	267,1	16,2	0	3 009,5
2003	39	1 419,2	640,5	227,6	19,9	22,4	2 329,5
2004	40	2 128,5	467,4	344,7	16,2	8,6	2 965,4
2005	41	3 196,5	1 146,7	277,1	13,6	8,3	4 642,3
2006	42	2 773,5	1 306,3	441,8	12	10,7	4 544,2
2007	43	2140	971,5	288,9	9,1	10,5	3 419,9
2008	44	1487	1 246,5	352,9	9,6	12,4	3 108,5
2009	45	1 174,4	1 107,7	223,2	6,4	12	2 523,6
2010	46	975,7	1 095,3	208,7	7,3	11,4	2 298,4
2011	47	803,9	1 082,4	175,7	0	11,1	2073
2012	48	891,6	1 150,4	154,7	0	11,3	2 207,9
2013	49	841,4	877,3	184	0	32,1	1 934,8
2014	50	572,5	984,9	132,4	0	22,9	1 712,7
2015*	51	912,6	1 194,9	121,5	0	0	2 228,9

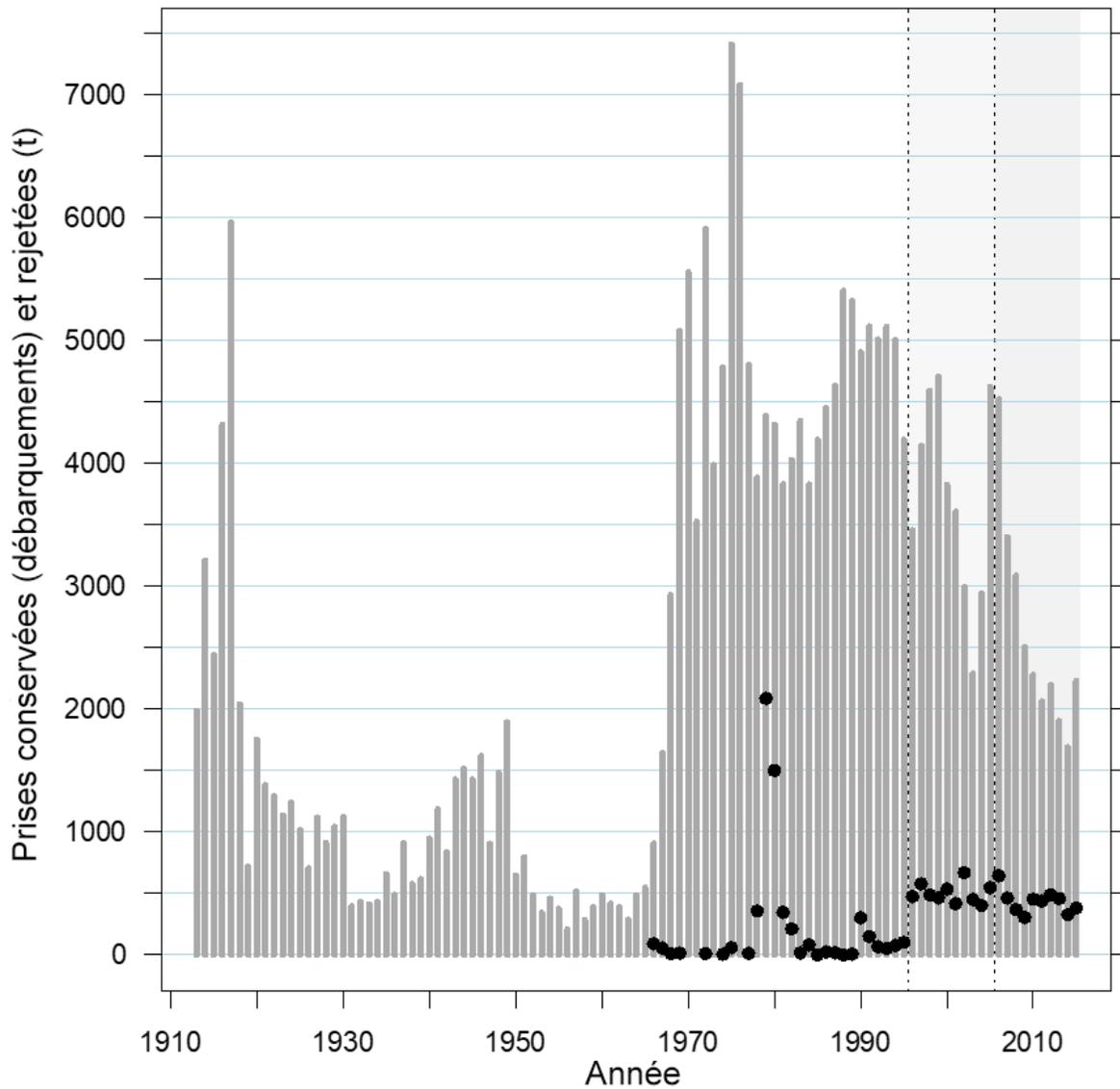


Figure A-1. Prises conservées annuelles (t) de morue charbonnière de 1913 à 2015 d'après les sources commerciales (barres grises). Les prises annuelles rejetées (cercles noirs) de 1965 à 2015 sont indiquées telles que déclarées. Les lignes pointillées verticales délimitent la période d'observation en mer dans la pêche au chalut de 1996 à 2006 et le début de la surveillance des prises pour tous les secteurs du poisson de fond en 2006. Les données sur les prises pour 2015 sont complètes jusqu'au 13 novembre 2015.

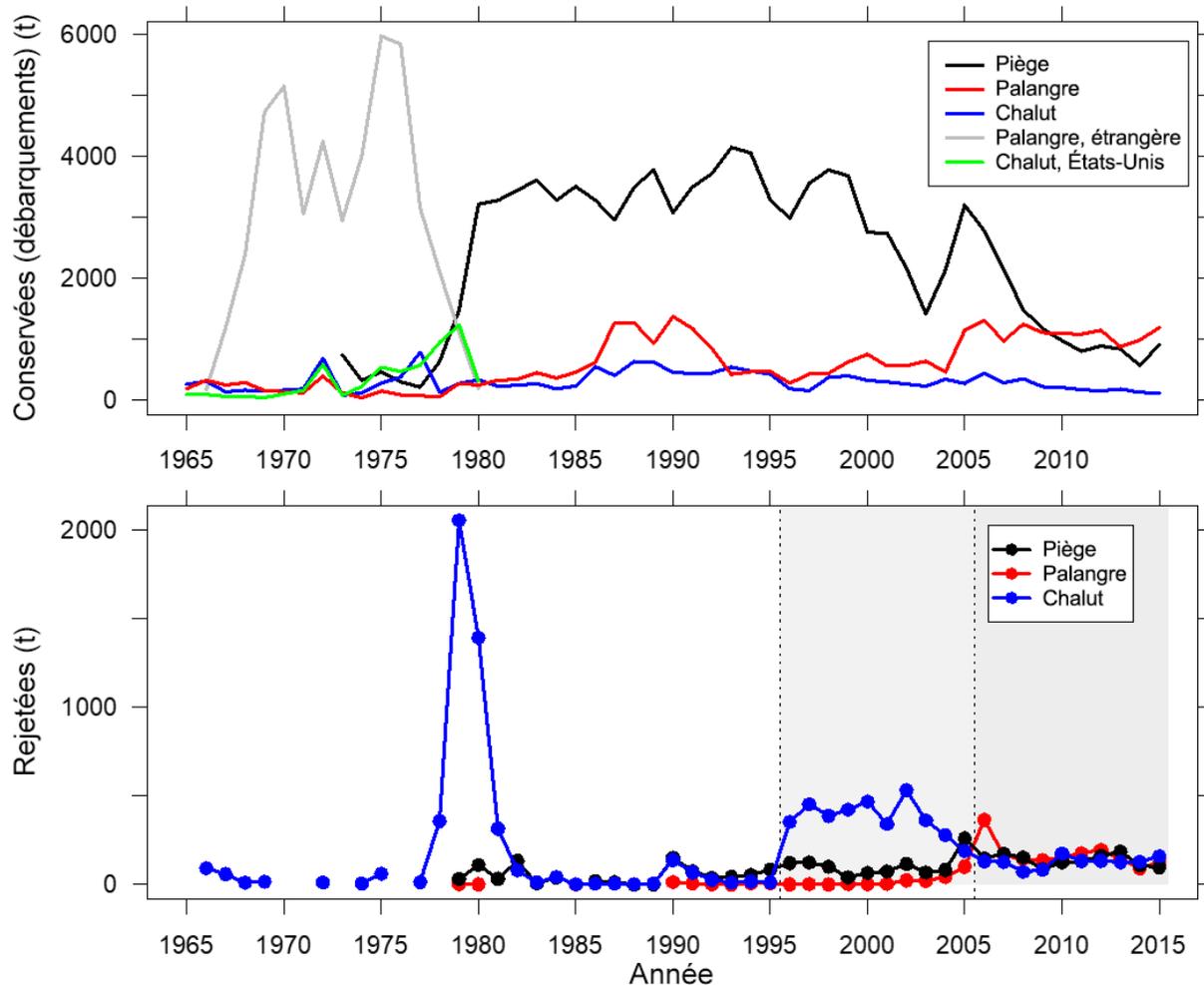


Figure A-2. Prises commerciales annuelles conservées (t) de morue charbonnière dans les pêches canadiennes et étrangères de 1965 à 2010 (graphique supérieur). Les prises remises à l'eau sont indiquées pour la pêche canadienne au piège, à la palangre et au chalut (graphique inférieur). Les lignes pointillées verticales indiquent le début de la présence des observateurs en mer à 100 % en 1996 pour le secteur du chalut et le début de la surveillance en mer à 100 % pour tous les secteurs en 2006. Les données pour 2015 sont complètes jusqu'au 13 novembre 2015.

Tableau A-3. Prises rejetées de morue charbonnière (t) par type d'engin pour les années civiles 1974 à 2015. Les données en italique pour 2015 sont complètes jusqu'au 13 novembre 2015. Les rejets ne sont pas déclarés avant 1974. Les données sont communiquées par les observateurs en mer dans la pêche au chalut de 1996 à 2015 et par les journaux de bord vérifiés par le programme de surveillance électronique en mer de 2006 à 2015 pour les pêches au piège et à la palangre. Les données en italique sont complètes jusqu'au 13 novembre 2015.

Année	Pas de temps	Piège	Palangre	Chalut	Total
1974	10	0	0	6,8	6,8
1975	11	0	0	61,2	61,2
1976	12	0	0	0	0
1977	13	0	0	14,8	14,8
1978	14	0	0	358,4	358,4
1979	15	32	1,7	2054	2087,7
1980	16	110	1,2	1391,3	1502,5
1981	17	32,3	0	315,6	347,9
1982	18	133,6	0	79,9	213,5
1983	19	5,3	0	12,8	18,1
1984	20	40,3	0	42,7	83
1985	21	0	0,1	1,9	2
1986	22	19	0	5,4	24,4
1987	23	13,2	0	5,6	18,8
1988	24	0,5	0	1,6	2,1
1989	25	1,3	0	6,2	7,5
1990	26	149,7	14	139,1	302,8
1991	27	75,2	7,5	68	150,7
1992	28	37,3	3,1	28,1	68,5
1993	29	43	0,4	10,5	53,9
1994	30	53,9	6,4	17,3	77,6
1995	31	85,3	7,2	11,9	104,4
1996	32	121,2	1,2	353,4	475,8
1997	33	124,4	2,7	452,9	580
1998	34	100,1	0,5	387,5	488,1
1999	35	40,7	2,6	422,7	466
2000	36	65,5	3	468,1	536,6
2001	37	73,7	3,4	341,8	418,9
2002	38	115,7	23,4	531,5	670,6
2003	39	68,4	21,7	362,2	452,3
2004	40	82,1	42,6	278,2	402,9
2005	41	259,8	100,7	189,2	549,7
2006	42	148,2	365,8	132	646
2007	43	173,9	164,5	126,8	465,2
2008	44	152,7	145	71,8	369,5
2009	45	87	136,2	83,7	306,9
2010	46	125,4	154,7	174,7	454,8
2011	47	130,7	176,4	133,7	440,8
2012	48	161,3	195,2	133,5	490
2013	49	186,4	147,4	126,4	460,2
2014	50	108,2	91,8	128,9	328,9
201*	51	97,1	125,7	160	382,8

A.2.2.1 Rejets dans la pêche au chalut

Les estimations du poids des rejets par le secteur du chalut (de 1996 à 2015) ont été tirées directement des journaux de bord des observateurs en mer. Les rejets dans la pêche au chalut peuvent être subdivisés en catégories de taille légale et de taille inférieure à la taille légale. Les estimations des rejets de morue charbonnière dans la pêche au chalut de 1996 à 2015 variaient d'environ 70 t (2008) à environ 532 t (2002) et dépassaient les prises au chalut conservées de 1996 à 2004 (tableau A-3). Après 2004, les prises conservées ont dépassé les prises rejetées, bien que des données incomplètes pour 2015 indiquent des quantités semblables de prises retenues et rejetées. Étant donné que la catégorie de permis de pêche au chalut reçoit 8,75 % du TAC de morue charbonnière, la diminution générale des prises conservées et rejetées depuis 2006 peut être attribuée en partie aux réductions du TAC. De plus, les sources de l'industrie du chalut citent les modifications apportées aux engins et l'amélioration de la communication entre les capitaines des bateaux de pêche comme des facteurs possibles de la réduction de l'interception et du rejet subséquent de la morue charbonnière ces dernières années (comportement d'évitement). La plupart des rejets sont classés dans la catégorie des morues charbonnières de taille inférieure à la taille légale, et aucune morue charbonnière exposée à la prédation par les amphipodes n'est déclarée dans la pêche au chalut. Les rejets déclarés dans la pêche au chalut ont culminé en 2002 à 532 t, ont chuté à 72 t en 2008 et ont atteint 160 t en 2015 (en date du 13 novembre).

A.2.2.2 Rejets dans les pêches au piège et à la palangre

Les estimations des prises rejetées qui sont présentées dans cette analyse ont été tirées des données des journaux de bord des pêcheurs archivées dans la base de données des systèmes d'exploitation des pêches (SEP), tenue par la région du Pacifique de Pêches et Océans Canada, et dans le système GFFOS, tenu par la Section du poisson de fond de la Station biologique du Pacifique. Les données sur les rejets indépendantes de la pêche ne sont pas disponibles pour les catégories de permis de pêche commerciale du poisson de fond autres que le chalut jusqu'en 2006 (tableau A-3). Bien que les catégories de permis autres que le chalut se soient jointes au programme de surveillance électronique en mer à différentes dates entre le 2 mars 2006 et le 31 mars 2007, les données sur les rejets déclarés sont considérées comme des estimations fiables pour les années civiles 2006 à 2015 aux fins de cette analyse. Les catégories de permis pour le flétan du Pacifique et la morue charbonnière, qui constituent la majeure partie des prises de morue charbonnière à la palangre, ont été ajoutées le 2 mars 2006 et le 1^{er} août 2006, respectivement. Les rejets dans les pêches autres que la pêche au chalut sont généralement déclarés dans les journaux de bord en nombres plutôt qu'en poids estimé. Quel que soit le type d'engin, pour cette analyse, les nombres des rejets ont été convertis en poids à l'aide d'un poids brut moyen de 1,5 kg pour la morue charbonnière plus petite que la taille légale et de 3,0 kg pour la morue charbonnière de taille légale. Ces valeurs ont été calculées à partir des poids bruts individuels des poissons obtenus lors des relevés au piège sur la morue charbonnière de 1990 à 2009. Il convient de noter que le poids légal moyen diffère de la valeur de 3,63 kg (8 lb) figurant dans le plan de gestion (MPO 2014a); la valeur dans le plan de gestion sert à calculer la mortalité de la morue charbonnière de taille légale à appliquer au QIT pour les secteurs autres que le chalutage (MPO 2010). Dans le plan de gestion, le poids a été fixé à 3,63 kg (8 lb) pour dissuader les rejets de morues charbonnières de taille légale.

Il est à noter que la pêche à la palangre comprend également la pêche combinée du flétan du Pacifique et de la morue charbonnière. La pêche à la palangre associée aux catégories de permis de pêche à la palangre du sébaste des eaux extérieures, de la morue-lingue, de l'aiguillat commun du Pacifique Nord et du sébaste des eaux intérieures ne représente qu'une petite portion des rejets totaux. Les rejets de morue charbonnière dans la catégorie des permis

de pêche du flétan du Pacifique étaient relativement importants en 2006. La pêche du flétan du Pacifique a été ouverte le 5 mars 2006, avant le début du Programme pilote d'intégration le 1^{er} avril 2006. Les pêcheurs titulaires d'un permis de pêche L devaient rendre compte des rejets de morue charbonnière à partir du 1^{er} avril 2006, mais ils n'avaient pas à couvrir leurs prises avec un quota durant les quelques semaines entre le 5 mars et le 1^{er} avril. De plus, comme 2006 a été la première année de la pêche intégrée, il y a probablement eu une période d'ajustement avant que le comportement de la pêche ne soit modifié par l'exigence de rendre compte des prises de morue charbonnière, c'est-à-dire d'acheter ou de louer un quota pour couvrir les prises conservées ou rejeter la mortalité attribuée pour les poissons de taille légale.

A.3. RÉPARTITION PROPORTIONNELLE DES PRISES CONSERVÉES ET REJETÉES EN 2015

Le modèle opérationnel de la morue charbonnière est fondé sur une année civile; une estimation des prises conservées et rejetées par type d'engin est habituellement requise pour la dernière année du modèle. Par exemple, ce document présente les prises déclarées jusqu'au 13 novembre 2015, de sorte qu'une estimation des prises jusqu'au 31 décembre 2015 serait normalement requise. Nous ne calculons pas au prorata les prises conservées et rejetées aux fins du présent document parce que l'objectif d'amélioration du modèle opérationnel ne dépend pas de façon critique de la petite quantité de prises prévue dans les six dernières semaines de l'année civile 2015. Lorsque le modèle opérationnel est utilisé dans une simulation de rétroaction, l'algorithme suivant est appliqué pour estimer les prises incomplètes la dernière année, T :

- a. Calculer la proportion moyenne de prises à ce jour au cours des trois années précédant l'année T selon la formule :

$$\bar{p} = \frac{1}{3} \sum_{t=T-3}^{T-1} \frac{C'_t}{C_t} ,$$

où C'_t représente les prises conservées à ce jour durant l'année t et C_t les prises conservées durant l'année t .

- b. Estimer les prises conservées pour le reste de l'année T selon la formule :

$$C''_T = \left(\frac{C'_T}{\bar{p}} \right) - C'_T$$

- c. Calculer la proportion moyenne de prises conservées par type d'engin $g=1, \dots, G$ durant les trois années précédant l'année T selon la formule :

$$\tilde{p}_g = \frac{1}{3} \sum_{t=T-3}^{T-1} \frac{C_{gt}}{C_t} .$$

- d. Calculer les prises conservées par type d'engin durant le reste de la dernière année selon la formule :

$$C''_{gT} = \tilde{p}_g C''_T$$

- e. Estimer les prises conservées par type d'engin pour la dernière année selon la formule :

$$\tilde{C}_{gT} = C'_{gT} + C''_{gT} ,$$

où C'_{gT} représente les prises à ce jour par engin durant l'année T .

- f. Répéter les étapes (1 à 5) pour les prises rejetées.
- g. Supposer que les prises conservées pour le relevé aléatoire stratifié au piège pour l'année T sont les mêmes que pour l'année $T-1$.

A.4. RÉFÉRENCES CITÉES

- Cox, S.P., and Kronlund, A.R. 2008. Practical stakeholder-driven harvest policies for groundfish in British Columbia, Canada. *Fish. Res.* 94(3): 224-237.
- Cox, S.P., and Kronlund, A.R. 2009. [Evaluation of interim harvest strategies for Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) in British Columbia, Canada for 2008/09](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/042. vi + 82 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Wyeth, M.R. 2009. [Development of precautionary management strategies for the British Columbia Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/043. vi + 145 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Lacko, L. 2011. [Management procedures for the multi-gear sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/063. viii + 45 p.
- Fargo, J. 2005. [Proceedings of the PSARC Groundfish Subcommittee Meeting January 18-20, 2005](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2005/003.
- Koolman, J., Mose, B., Stanley, R.D., and Trager, D. 2007. Developing an integrated commercial groundfish strategy for British Columbia: insights gained about participatory management. In *Biology, Assessment, and Management of North Pacific Rockfishes*, Alaska Sea Grant College Program, AK-SG-07-01. p. 287-300.
- McFarlane, G.A. and R.J. Beamish. 1983. Overview of the fishery and management strategy for sablefish (*Anoplopoma fimbria*) in waters off the west coast of Canada. p. 13-35. In *Proceedings of the Second Lowell Wakefield Fisheries Symposium*, Anchorage, AK. Alaska Sea Grant Report 83-3.
- MPO. 2009. Pacific Region Groundfish Integrated Fisheries Management Plan February 21, 2009 to February 20, 2010. Fisheries and Oceans Canada.
- MPO. 2010. Pacific Region Groundfish Integrated Fisheries Management Plan February 21, 2010 to February 2011. Fisheries and Oceans Canada.
- MPO. 2011. [Procédures de gestion de la pêche à la morue charbonnière \(*Anoplopoma fimbria*\) à l'aide de divers engins de pêche en Colombie-Britannique, Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2011/025.
- MPO. 2014a. Pacific Region Integrated Fisheries Management Plan, Groundfish. Fisheries and Oceans Canada, effective February 21, 2014. 273 p.
- MPO. 2014b. [Rendement d'une procédure révisée de gestion de la morue charbonnière en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2014/025.
- Rutherford, K.L. 1999. A brief history of GFCATCH (1954-1995), the groundfish catch and effort database at the Pacific Biological Station. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2299: v + 66p.

ANNEXE B. RÉPARTITION DES PRISES ET ESPÈCES CONCOMITANTES

B.1. INTRODUCTION

Cette annexe présente des analyses graphiques des prises commerciales de morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) selon l'étendue spatiale, la saison et la profondeur. Des sommaires des espèces cooccurrentes dans les prises commerciales qui comprenaient des morues charbonnières sont également donnés par type d'engin afin de caractériser la composition en espèces et de déterminer les prises d'espèces préoccupantes sur le plan de la conservation. Certaines évaluations ont utilisé des analyses semblables comme substitut pour caractériser « l'habitat », mais nous remarquons que toutes ces présentations de données dépendantes de la pêche dépendent fortement des choix faits par les pêcheurs. Ces données ne sont donc pas représentatives de la répartition de la morue charbonnière en Colombie-Britannique, comme l'habitat spatial ou temporel occupé par les juvéniles qui ne sont généralement pas ciblés par la pêche commerciale. De même, les espèces capturées en même temps que la morue charbonnière diffèrent en fonction de la zone de pêche, ainsi que des mesures de gestion qui varient dans le temps et des demandes changeantes du marché.

B.2. SOURCES DE DONNÉES

B.2.1. Sélection des données

Les données sur les captures et l'effort de pêche commerciale ont été extraites de *GFFOS*, une base de données autonome sur le poisson de fond dérivée de la base de données des systèmes d'exploitation des pêches (SEP) de la région du Pacifique, qui comprend :

- a. Les journaux de bord des pêcheurs et des observateurs de la pêche au chalut du poisson de fond du 1^{er} avril 2007 à aujourd'hui;
- b. Les journaux de bord des pêcheurs commerciaux du 1^{er} avril 2006 à aujourd'hui pour le flétan du Pacifique (*Hippoglossus stenolepis*), la morue charbonnière, la combinaison flétan du Pacifique et morue charbonnière, l'aiguillat commun du Pacifique Nord (*Squalus suckleyi*), la morue-lingue (*Ophiodon elongatus*), le sébaste (*Sebastes*) des eaux extérieures et des eaux intérieures;
- c. Les registres des débarquements validés à quai de 2003 à aujourd'hui pour la catégorie de permis de morue charbonnière et la pêche combinée de la morue charbonnière et du flétan du Pacifique;
- d. Les débarquements validés à quai de mars 2002 à aujourd'hui pour le flétan du Pacifique;
- e. Les débarquements validés à quai entre le 1^{er} avril 2006 et aujourd'hui pour l'aiguillat commun du Pacifique Nord, la morue-lingue et le sébaste des eaux extérieures et des eaux intérieures.

Les journaux de bord des pêcheurs et des observateurs dans la pêche commerciale du poisson de fond au chalut ont été extraits de la base de données de la région du Pacifique, PacHarvTrawl, afin de générer les données sur les captures et l'effort de 1996 au 31 mars 2007.

On utilise de préférence les données enregistrées dans les registres des observateurs en mer plutôt que les journaux de bord des pêcheurs lorsque les deux types de données sont disponibles. Les analyses présentées dans cette annexe combinent tous les enregistrements

dans la pêche à la palangre en un seul type d'engin; l'effort de pêche à la palangre est maintenant dominé par la pêche dirigée du flétan du Pacifique et la combinaison flétan du Pacifique et morue charbonnière.

B.2.2. Poids des prises de l'espèce

La morue charbonnière est capturée dans des pêches commerciales à la palangre, au piège et au chalut. Le poids des prises de l'espèce est fondé sur le poids débarqué indiqué dans les dossiers de surveillance à quai, plus le poids non conservé inscrit dans les journaux de bord des observateurs ou des pêcheurs. Le poids au débarquement est réparti entre chaque trait selon les proportions en fonction du poids inscrit dans le journal de bord de l'observateur ou du pêcheur. Par exemple, supposons que le poids débarqué de l'espèce A est de 100 kg et que le journal de bord de l'observateur ou du pêcheur indique que 10 % de cette espèce en poids ont été capturés dans le trait numéro un et 90 % dans le trait numéro deux, sur un total de deux traits. Le poids des prises de l'espèce A est de 10 kg dans le trait numéro un et de 90 kg dans le trait numéro deux. Ce choix s'explique par le fait que la masse au débarquement consignée lors de la vérification à quai est considérée comme plus exacte que celles consignées dans les journaux de bord des observateurs en mer ou des pêcheurs, qui sont habituellement des estimations visuelles. Lorsqu'une espèce est enregistrée comme ayant été conservée dans le journal de bord de l'observateur en mer ou du pêcheur, mais qu'elle ne figure pas dans les registres des débarquements, on utilise le poids conservé indiqué dans le journal de bord du pêcheur. De même, les poids consignés dans les journaux de bord des pêcheurs sont utilisés pour le poids des espèces non conservées.

B.3. RÉPARTITION DES PRISES

B.3.1. Répartition spatiale

La morue charbonnière est capturée le long de toute la côte de la Colombie-Britannique, les prélèvements les plus importants ayant souvent lieu dans les eaux extracôtières à la pointe nord-ouest et sur la côte ouest de Haïda Gwaii, ainsi que dans les profonds canyons ou fosses au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (figure B-1, figure B-2). Il convient de noter que la répartition de la pêche à la palangre s'étend dans a) le détroit et le bassin de la Reine-Charlotte, b) le détroit d'Hécate et c) les eaux intérieures relativement abritées des bras de mer continentaux (figure B-1). En revanche, la flotte de pêche aux pièges titulaire de permis K a volontairement cessé de pêcher dans les bras de mer continentaux en 1994 afin de protéger les zones habitées par les morues charbonnières juvéniles et ne pêche pas non plus dans le détroit d'Hécate, ni dans ses bras de mer. La flotte de pêche à la palangre est largement dominée par la pêche dirigée du flétan du Pacifique, la pêche combinée du flétan du Pacifique et de la morue charbonnière et, dans une moindre mesure, la pêche du sébaste (*Sebastes* sp.) au titre d'un permis pour le sébaste des eaux extérieures, et la pêche d'espèces comme la morue-lingue et l'aiguillat commun du Pacifique Nord au titre d'un permis de l'annexe II.

B.3.2. Répartition saisonnière

La répartition hebdomadaire en profondeur des calées et des traits qui ont capturé des morues charbonnières est illustrée à la figure B-3 pour le piège, la palangre et le chalut de fond. Dans le cas des palangriers, la répartition des profondeurs de pêche revient plus près de la surface de la mi-mars à la mi-novembre, ce qui coïncide avec l'ouverture de la pêche du flétan du Pacifique. La pêche plus en profondeur à la palangre de décembre à février vise probablement la morue charbonnière. La pêche à la palangre change la répartition en profondeur à mesure que la morue charbonnière devient disponible plus près de la surface sur le plateau continental

en été et à l'automne, mais la pêche demeure répartie entre 400 et 700 m de profondeur tout au long de l'année. La pêche au chalut de fond devient assez peu profonde de juin à octobre, car le marché des filets de sébaste frais mélangés est approvisionné, mais la pêche redescend plus profondément de décembre à avril, lorsqu'elle cible des espèces comme la plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*), la limande-sole (*Microstomus pacificus*) et les sébastolobes (*Sebastes*). Les coups de chaluts très profonds occasionnels pendant les mois d'été ciblent probablement les sébastolobes.

B.3.3. Répartition en profondeur

L'effort de pêche commerciale pour les trois types d'engins qui capturent la morue charbonnière varie considérablement en ce qui concerne la répartition en profondeur et le degré de spécificité de l'espèce (figure B-4). La palangre et le chalut ont tendance à capturer la plupart des morues charbonnières à des profondeurs moins grandes que le piège, qui pêche 90 % de ses prises entre 404 et 827 m. Cependant, les chaluts remontent des morues charbonnières à des profondeurs d'environ 750 m, probablement lors de la pêche de la limande-sole et des sébastolobes. Les pièges ont tendance à être très sélectifs pour la morue charbonnière, car presque chaque calée en rencontre. En revanche, les pêches à la palangre et au chalut sont nécessairement plurispécifiques et ne sont pas exclusivement pratiquées dans l'habitat de prédilection de la morue charbonnière.

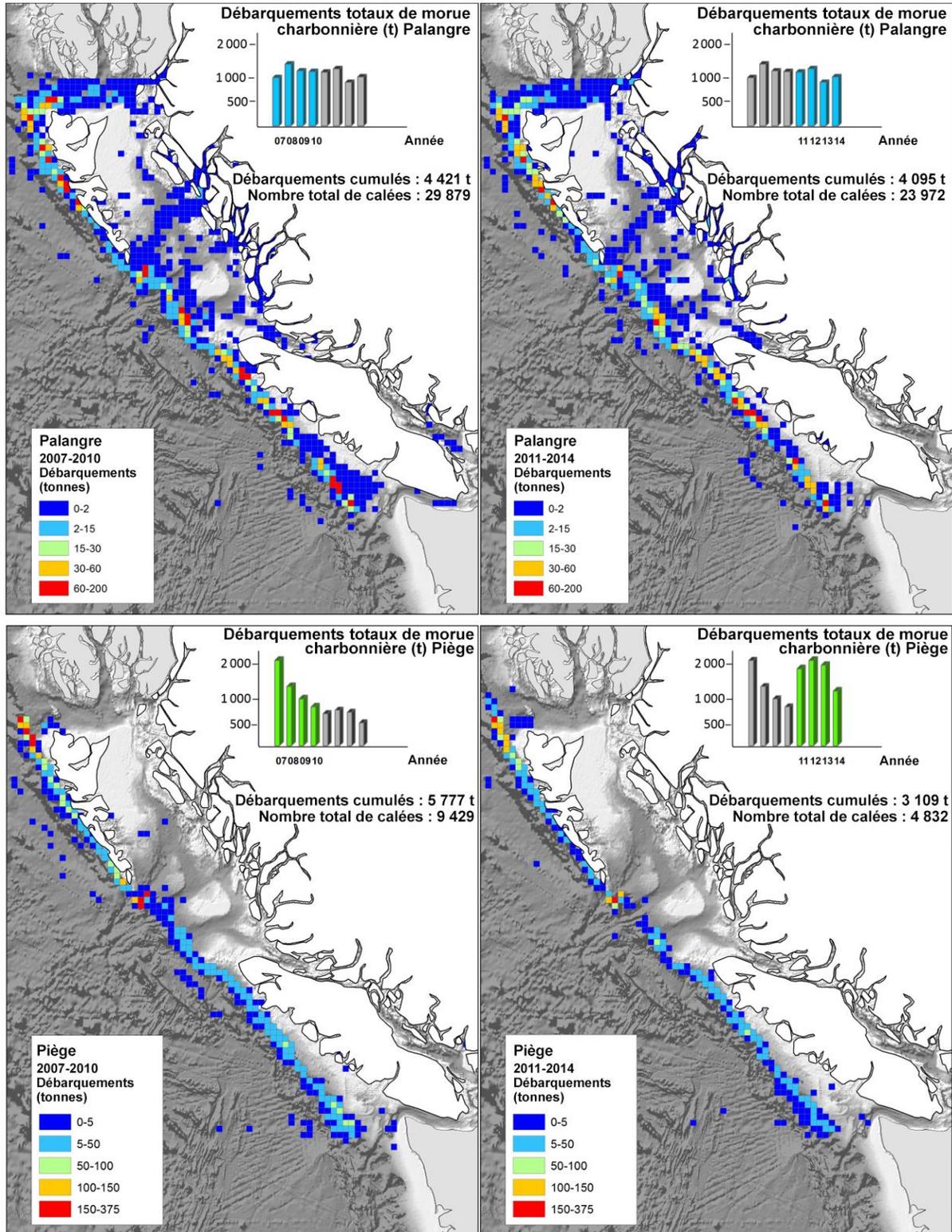


Figure B-1. Prises débarquées (t) de morue charbonnière, récapitulées sur une grille de 10 x 10 km, par tranche d'années de 2007 à 2010 et de 2011 à 2014 pour la palangre (graphiques supérieurs) et le piège (graphiques inférieurs). Les histogrammes indiquent le total des débarquements par année. Les débarquements cumulés et le nombre total de calées sont indiqués pour chaque tranche d'années.

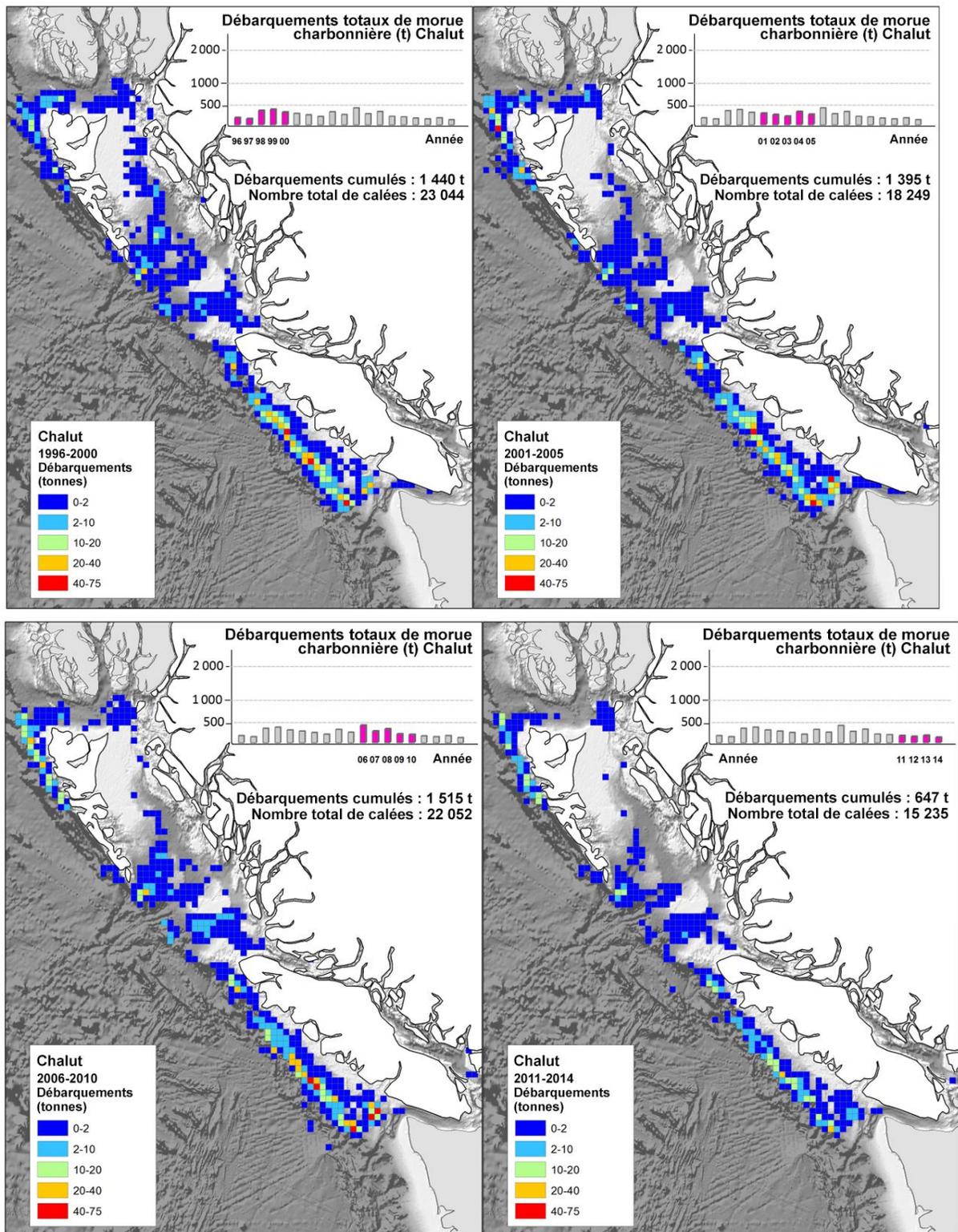


Figure B-2. Prises débarquées (t) de morue charbonnière, récapitulées sur une grille de 10 x 10 km, par tranche d'années de 1996 à 2000 (graphique supérieur gauche), de 2001 à 2005 (graphique supérieur droit), de 2007 à 2010 (graphique inférieur gauche) et de 2011 à 2014 (graphique inférieur droit) pour le chalut de fond. Les histogrammes indiquent le total des débarquements par année. Les débarquements cumulés et le nombre total de traits sont indiqués pour chaque tranche d'années.

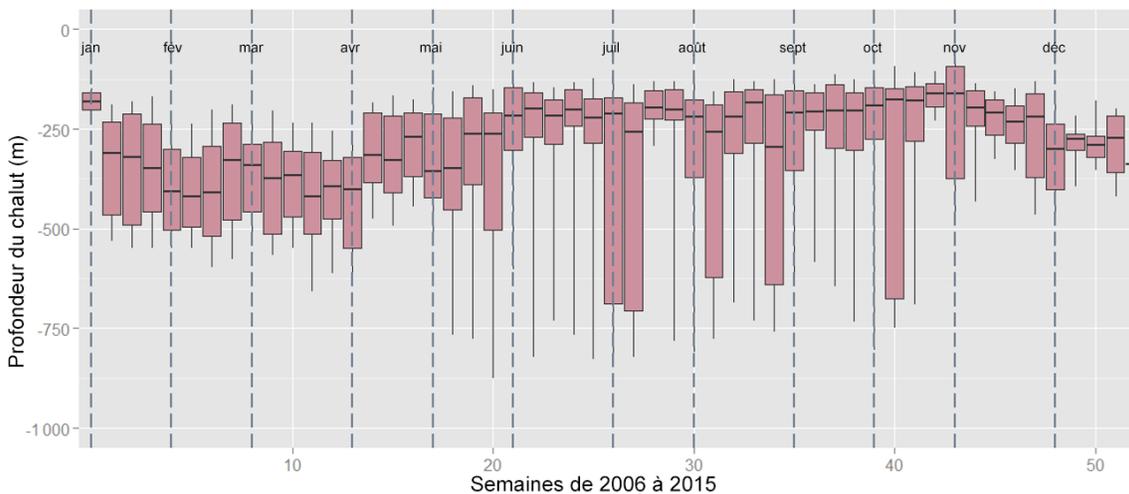
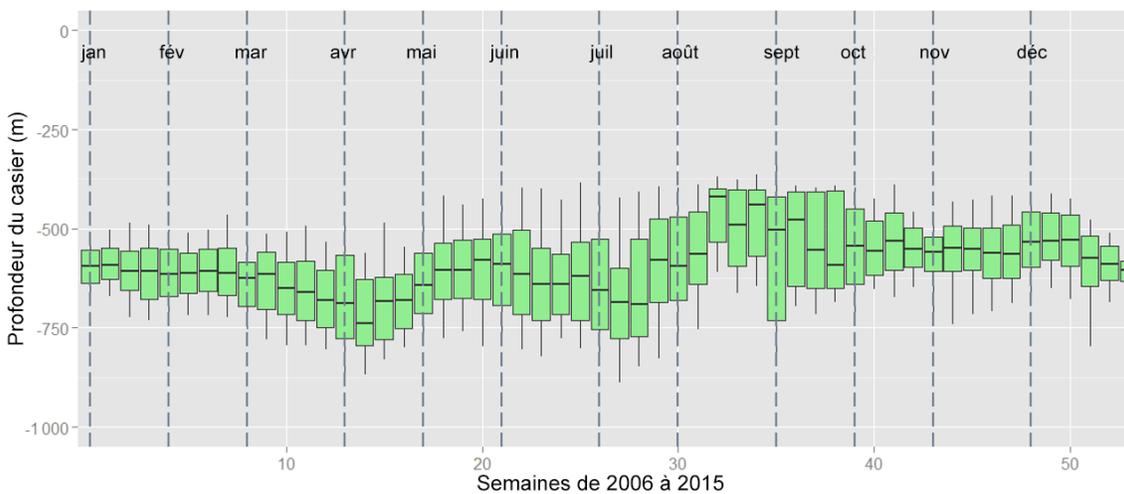
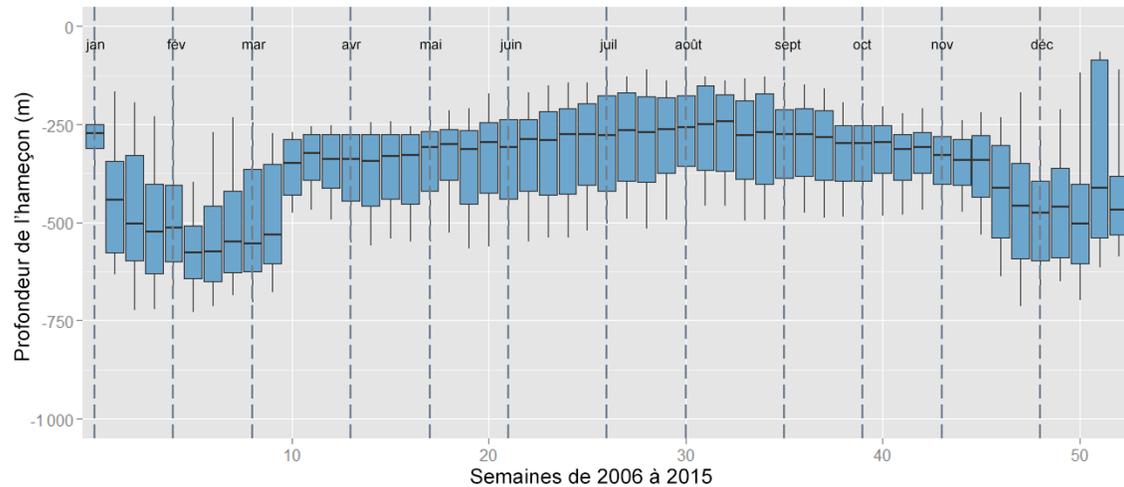


Figure B-3. Répartition en profondeur des prises de morue charbonnière, par semaine de l'année civile de 2006 à 2014, à l'échelle de la côte pour la palangre (graphique supérieur), le piège (graphique central) et le chalut de fond (graphique inférieur). Les diagrammes en boîtes indiquent les quantiles 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 et 0,90 en utilisant la moustache inférieure, la limite inférieure de la boîte, la médiane, la limite supérieure de la boîte et la moustache supérieure, respectivement.

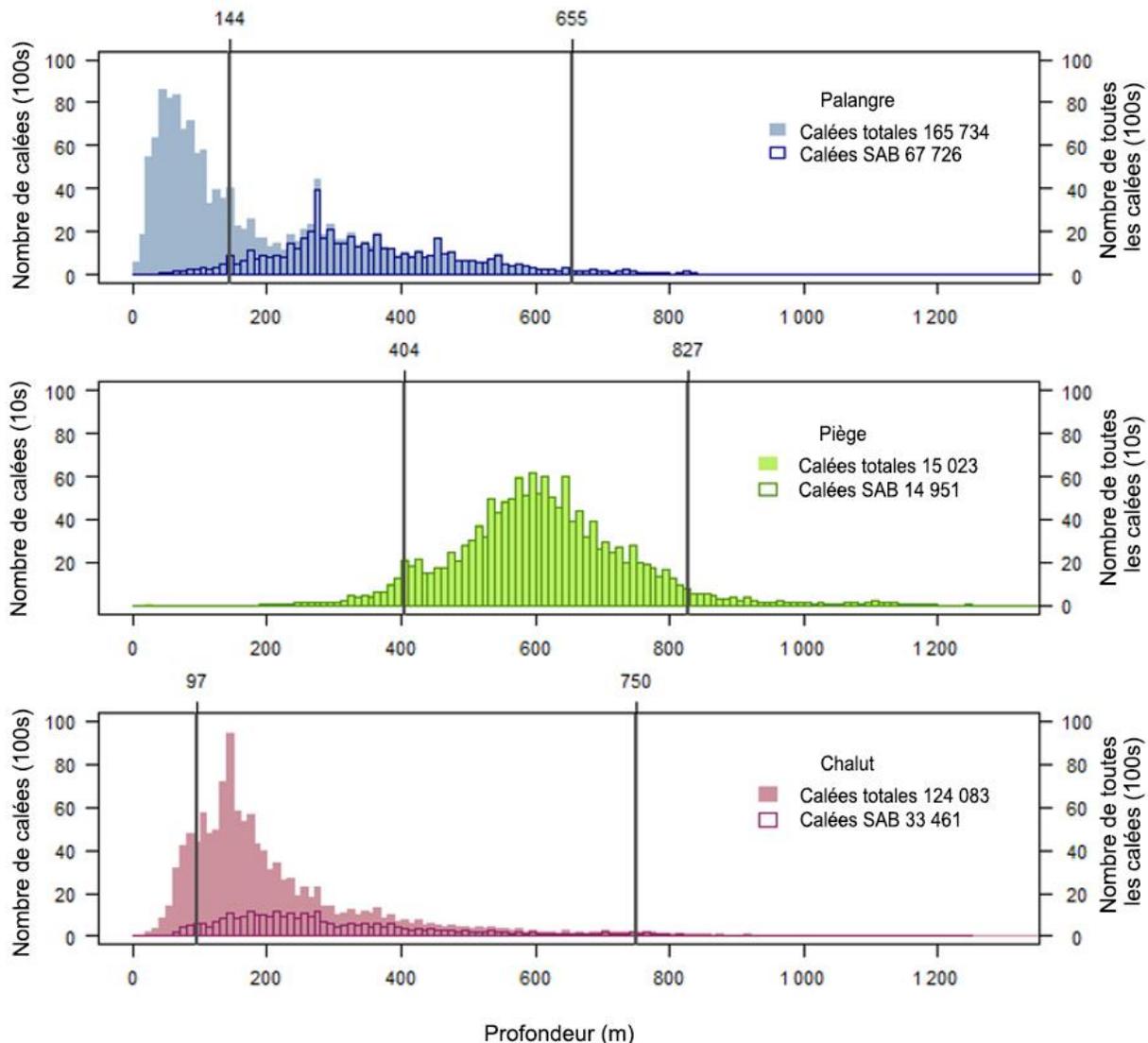


Figure B-4. Répartition en profondeur de toutes les calées (barres pleines) et des calées qui ont capturé des morues charbonnières (barres surlignées) pour la palangre commerciale (graphique supérieur), le piège (graphique central) et le chalut (graphique inférieur). Les données sont résumées pour les pêches commerciales en Colombie-Britannique entre 2006 et octobre 2015. Les lignes verticales correspondent aux 5^e et 95^e centiles de la répartition en profondeur. Le nombre total de calées et le nombre total de calées qui ont capturé des morues charbonnières (calées SAB) sont indiqués dans chaque graphique de la figure.

B.4. COOCCURRENCE DES ESPÈCES

Des sommaires des espèces cooccurrentes dans les prises commerciales qui comprenaient des morues charbonnières sont donnés par type d'engin afin de caractériser la composition en espèces et de déterminer les prises d'espèces préoccupantes sur le plan de la conservation (figure B-5). Les prises au piège sont dominées par la morue charbonnière, ce qui reflète la forte sélectivité de cet engin pour l'espèce, le complexe d'espèces apparentées du sébaste à œil épineux (*Sebastes aleutianus*) et du sébaste à taches noires (*Sebastes melanostictus*) se classant au deuxième rang. Ce complexe de sébastes, identifié comme étant seulement composé de deux espèces en 2008 (Orr et Hawkins 2008), a été désigné comme une espèce

préoccupante par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) en raison du manque d'information sur chaque espèce (Pêches et Océans Canada 2011). L'occurrence d'autres espèces dans les prises au piège est mineure.

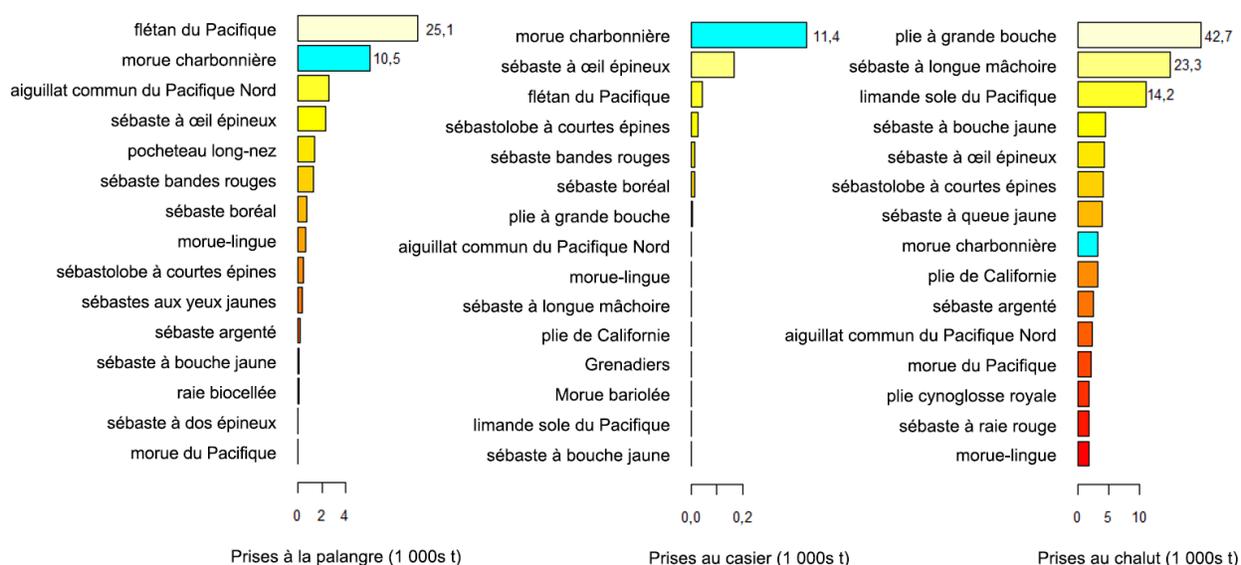


Figure B-5. Les 15 principales espèces, classées selon le poids total des prises (en milliers de t), cooccurrentes dans les calées qui ont capturé des morues charbonnières dans les pêches à la palangre (graphique de gauche), au piège (graphique central) et au chalut de fond (graphique de droite) pour les années civiles 1996 à 2014 combinées. Il est à noter que les barres pour certaines des espèces les mieux classées ont été tronquées pour les ajuster au graphique; le poids total réel des prises est indiqué à droite des barres tronquées pour ces espèces.

B.5. EMPREINTE DU CHALUT DE FOND

En février 2012, une entente de collaboration a été signée entre le Pacific Marine Conservation Caucus et la Canadian Groundfish Research and Conservation Society. Cette entente établissait une limite fixe à l'échelle de la côte à l'intérieur de laquelle les chalutiers de fond acceptaient de restreindre leur « empreinte » de pêche (figure B-6). La mise en œuvre de la limite de l'empreinte a pu avoir une incidence sur la répartition des prises de morue charbonnière et la cooccurrence des espèces dans les traits des chaluts de fond. Pour examiner cette possibilité, nous avons comparé la répartition spatiale des prises dans les traits qui ont remonté des morues charbonnières au cours des trois années précédant l'établissement de la limite de l'empreinte et des trois années suivantes.

Bien que le total des débarquements de 2012 à 2015 ait diminué à 489 t comparativement à 625 t de 2009 à 2012, cette réduction est en partie attribuable à la diminution du total des débarquements de morue charbonnière durant la dernière période. Selon certaines indications, l'empreinte a éliminé des blocs plus profonds dans l'entrée Dixon, au large de la côte ouest de Haïda Gwaii et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, mais ces zones ne représentaient pas de grandes quantités de morues charbonnières conservées. Notre conclusion est que l'empreinte n'a pas réduit de façon marquée l'accessibilité de la morue charbonnière à la flotte de chalutage par le fond par rapport au profil de la pêche de 2009 à 2012. L'inspection de la figure B-7 pour les périodes de 1996 à 2005 donne à penser que même lorsque le TAC de morue charbonnière était environ le double du niveau actuel, la pêche au chalut de fond se déroulait en grande partie dans les limites de l'empreinte établie en 2012.

De plus, on a comparé les espèces cooccurrentes avec la morue charbonnière dans les traits de fond pendant les deux périodes (figure B-8). On n'observe que des changements mineurs dans l'ordre de classement des espèces capturées en même temps que la morue charbonnière par le chalut de fond; l'ordre de classement des trois principales espèces demeure inchangé. Les quantités d'autres espèces capturées en même temps que la morue charbonnière sont semblables; les changements de rang résultant probablement des effets annuels, des conditions du marché et des contraintes imposées par les quotas individuels.

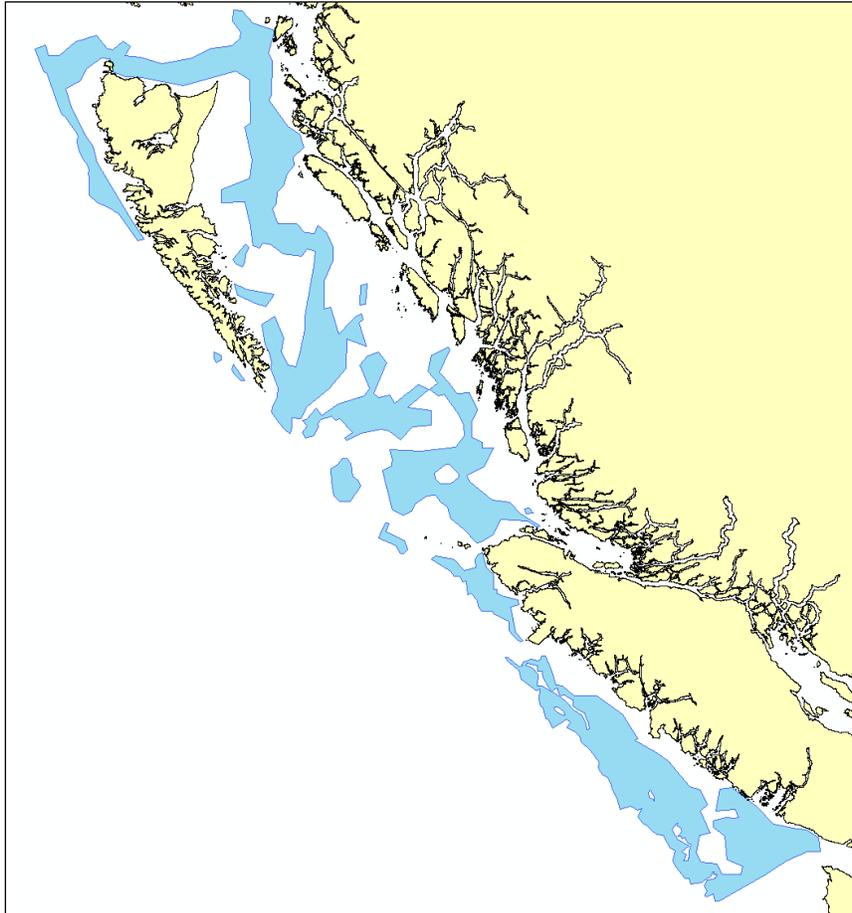


Figure B-6. Zone comprise dans la limite de « l'empreinte » du chalut de fond (région en bleu) établie en 2012.

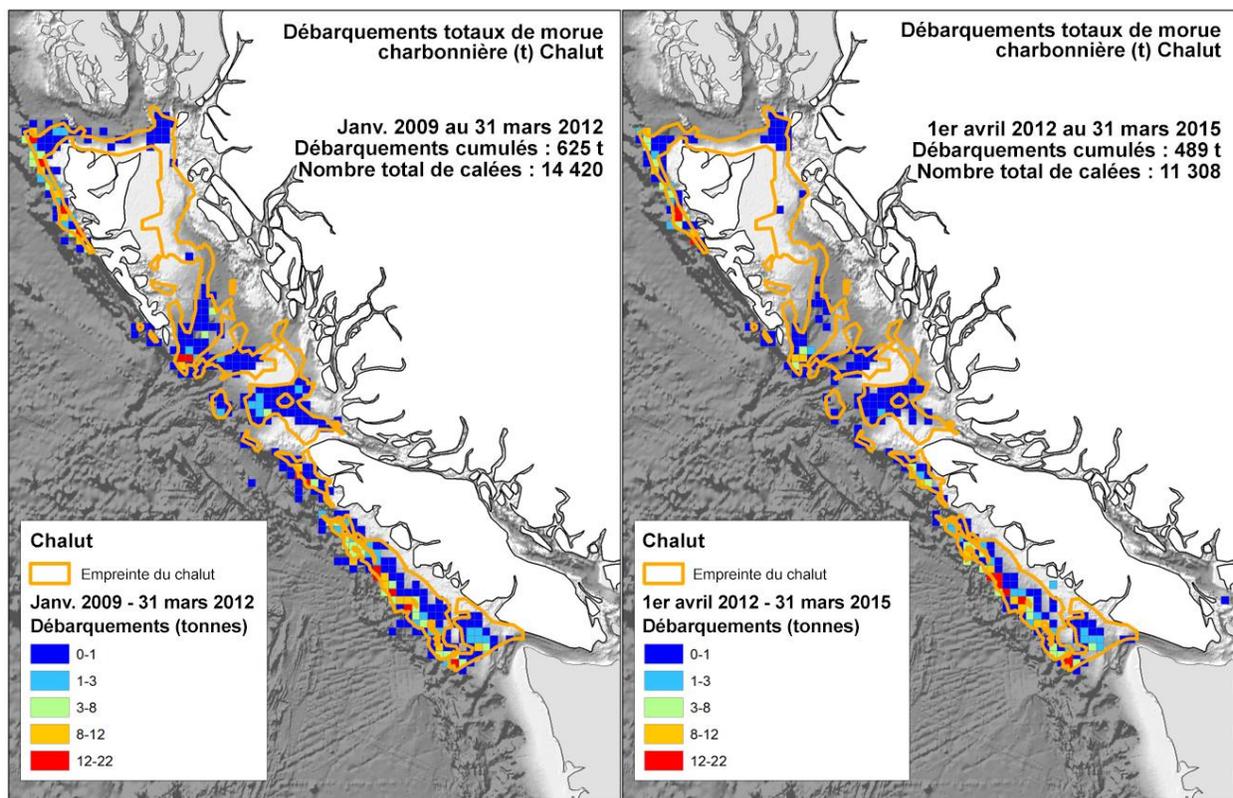


Figure B-7. Répartition des prises débarquées de morue charbonnière (t) de la pêche au chalut de fond entre janvier 2009 et le 31 mars 2012 (graphique de gauche) et entre avril 2012 et mars 2015 (graphique de droite). Les données sont regroupées sur une grille de 10 x 10 km, la limite de l'empreinte du chalut de fond étant indiquée par la ligne pleine orange.

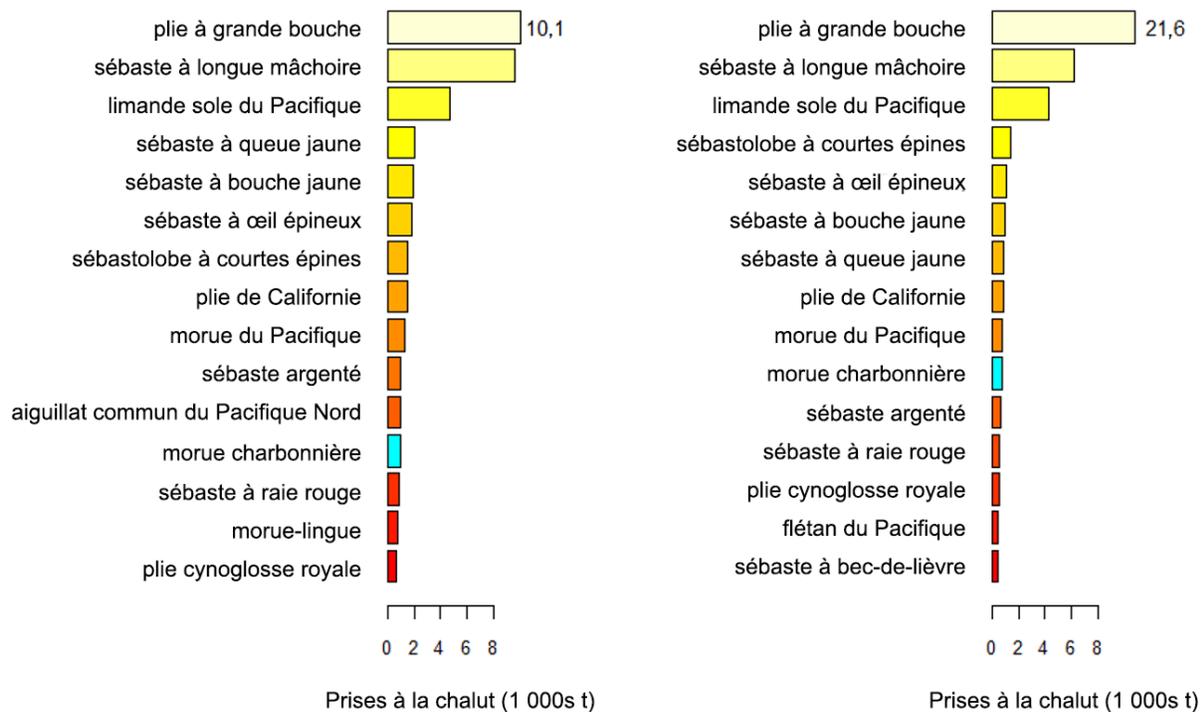


Figure B-8. Les 15 espèces cooccurrentes les plus importantes, classées selon le poids total des prises (en milliers de t), dans les traits de chalut de fond qui ont remonté des morues charbonnières de janvier 2009 au 31 mars 2012 (graphique de gauche) et d'avril 2012 au 31 mars 2015 (graphique de droite). Il est à noter que les barres pour certaines des espèces les mieux classées ont été tronquées pour les ajuster au graphique; le poids total réel des prises est indiqué à droite des barres tronquées pour ces espèces.

B.6. RÉFÉRENCES CITÉES

- MPO. 2011. Plan de gestion du complexe des sébastes à œil épineux et à taches noires (*Sebastes aleutianus* et *S. melanostictus*) ainsi que du sébastolobe à longues épines (*Sebastes altivelis*) au Canada. Série des plans de gestion de la *Loi sur les espèces en péril*. Pêches et Océans Canada, Ottawa. vi+ 50 p.
- Orr, J.W. et S. Hawkins. Species of the rougheye rockfish complex: resurrection of *Sebastes melanostictus* (Matsubara, 1934) and a redescription of *Sebastes aleutianus* (Jordan and Evermann, 1898) (Teleostei: Scorpanaeforms). *Fishery Bulletin*. 106: 111-134.

ANNEXE C. INDICES DU STOCK

C.1. INTRODUCTION

Les données sur les captures et l'effort dépendantes de la pêche, ainsi que les données de deux relevés indépendants de la pêche, ont servi à calculer trois séries d'indices de l'abondance relative pour la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) dans les eaux de la Colombie-Britannique. Les indices annuels des captures par unité d'effort ont été tirés :

1. des valeurs nominales annuelles dans la pêche au piège (1979 à 2009);
2. du relevé normalisé (Std.) au piège (1990 et 2009);
3. du relevé par échantillonnage aléatoire stratifié (StRS) (2003 à 2014).

Les trois séries d'indices s'appuient sur la pêche au piège. Les captures par unité d'effort (CPUE) sont calculées en kg/piège pour chaque calée. Les attributs des autres relevés menés en Colombie-Britannique qui capturent des morues charbonnières sont énumérés dans le tableau C-1; les renseignements résumés dans le tableau ont servi à examiner les relevés pour trouver d'éventuelles sources de données pour calculer les indices de l'abondance. Par exemple, l'inspection du tableau C-1 indique que le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (01 WCVI Syn.) :

1. est un relevé au chalut de fond (CF) qui suit un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié (Plan=StRS);
2. a été réalisé $T=6$ années entre 2004 et 2014 (fourchette années) dans les zones 3CD (figure C-1) et une partie de la zone 5A (Zones);
3. a effectué entre $n=106$ et $n=178$ traits au cours de chaque année de relevé (le nombre moyen de traits est de 152) à des profondeurs comprises entre 43 m et 803 m (Tranche d'eau);
4. a produit des prises totales de morue charbonnière par relevé qui variaient entre 1 837 kg et 5 900 kg (Fourchette prises), avec une moyenne (Moy) de 4 093 kg de prises totales de morue charbonnière par relevé;
5. a produit des valeurs de captures de morue charbonnière par unité d'effort (CPUE) variant entre 0,3 et 1 837 kg/trait (Fourchette CPUE), avec une moyenne (Moy) de 51,6 kg/trait. Il est à noter que pour ce relevé en 2004, le poids total des prises de morue charbonnière était de 5 900 kg, mais qu'un seul trait a remonté 1 837 kg. Par coïncidence, en 2008, le poids total des prises de morue charbonnière était de 1 837 kg, le poids le plus faible de la série chronologique;
6. a donné des proportions de traits n'ayant pas capturé de morue charbonnière variant entre 0,27 et 0,55 sur les 6 années de relevé (Fourchette prop. nulles);
7. a donné des coefficients de variation (CV) compris entre 0,15 et 0,32 (Fourchette CV) sur les années de relevé;
8. n'a pas de série chronologique de données sur l'âge ($\hat{\text{Age}}=N$).

Les relevés de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte et sur la côte ouest de l'île de Vancouver ont été exclus en raison des tranches d'eau limitées par rapport à la tranche d'eau occupée par la morue charbonnière adulte. De même, le relevé de l'assemblage dans le détroit d'Hécate (Choromanski *et al.* 2005) a à la fois une tranche d'eau restreinte et une couverture spatiale limitée dans les eaux intérieures du détroit d'Hécate. On a déterminé que la plupart des

relevés à la palangre ne convenaient pas pour calculer les indices de l'abondance de la morue charbonnière pour les raisons indiquées dans le tableau C-1. Le relevé de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) dans le détroit de Georgie (DG), le détroit d'Hécate (Sinclair et Workman 2002) et le relevé des sébastolobes sur la COIV (Schnute *et al.* 2004) ont été réalisés trois ans ou moins et n'ont donc pas été pris en compte.

Nous avons choisi de ne pas inclure les relevés restants dans le modèle opérationnel pour l'instant, pour quatre raisons principales. Tout d'abord, chaque série d'indices ajoutée au modèle nécessite d'estimer la sélectivité et, pour toutes les séries sauf (a à c) ci-dessus, aucune série chronologique de données sur l'âge n'est disponible. Ensuite, la couverture spatiale, temporelle et en profondeur de certains relevés a) ne comprend pas la biomasse côtière hauturière de la morue charbonnière adulte, b) ne se trouve que dans une partie de la côte ou c) est composée de calées réalisées à des profondeurs moins grandes que celles habituellement occupées par la morue charbonnière adulte. Par exemple, la série de relevés au chalut « synoptiques » (relevés 01-04 dans le tableau C-1, figure C-2) n'est pas effectuée chaque année. Les relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC, zones 5A à C, 5E, Workman *et al.* 2007) et le détroit d'Hécate (DH, zones 5CD, Workman *et al.* 2008a) ont lieu la même année, ceux de la COIV (zones 3CD, 5A, Workman *et al.* 2008b) et de la côte ouest de Haïda Gwaii (COHG, zone 5E, Olsen *et al.* 2008) étant effectués l'année suivante. Ces relevés ont le potentiel d'indexer la morue charbonnière, à condition que l'on puisse obtenir une série chronologique sur la détermination de l'âge pour estimer la sélectivité et lorsque les séries chronologiques seront plus longues. Le relevé à la ligne fixe de la Commission internationale du flétan du Pacifique (CIFP) est une autre source potentielle de données pour calculer les indices de l'abondance; il offre l'avantage d'être effectué chaque année à l'échelle de la côte. Cependant, la tranche d'eau du relevé de la CIFP ne descend qu'à 460 m et n'englobe donc pas les tranches d'eau occupées par la morue charbonnière adulte au large des côtes. De plus, le nombre de morues charbonnières capturées par 100 hameçons (figure C-3) ou en termes de poids (tableau C-1) est relativement faible. Le principal obstacle à l'utilisation de ce relevé est peut-être l'absence d'une série chronologique sur la détermination de l'âge permettant d'estimer la sélectivité, plutôt que de la présumer, puisque le relevé ne fournit pas suffisamment de données tirées de la récupération des étiquettes pour estimer la sélectivité.

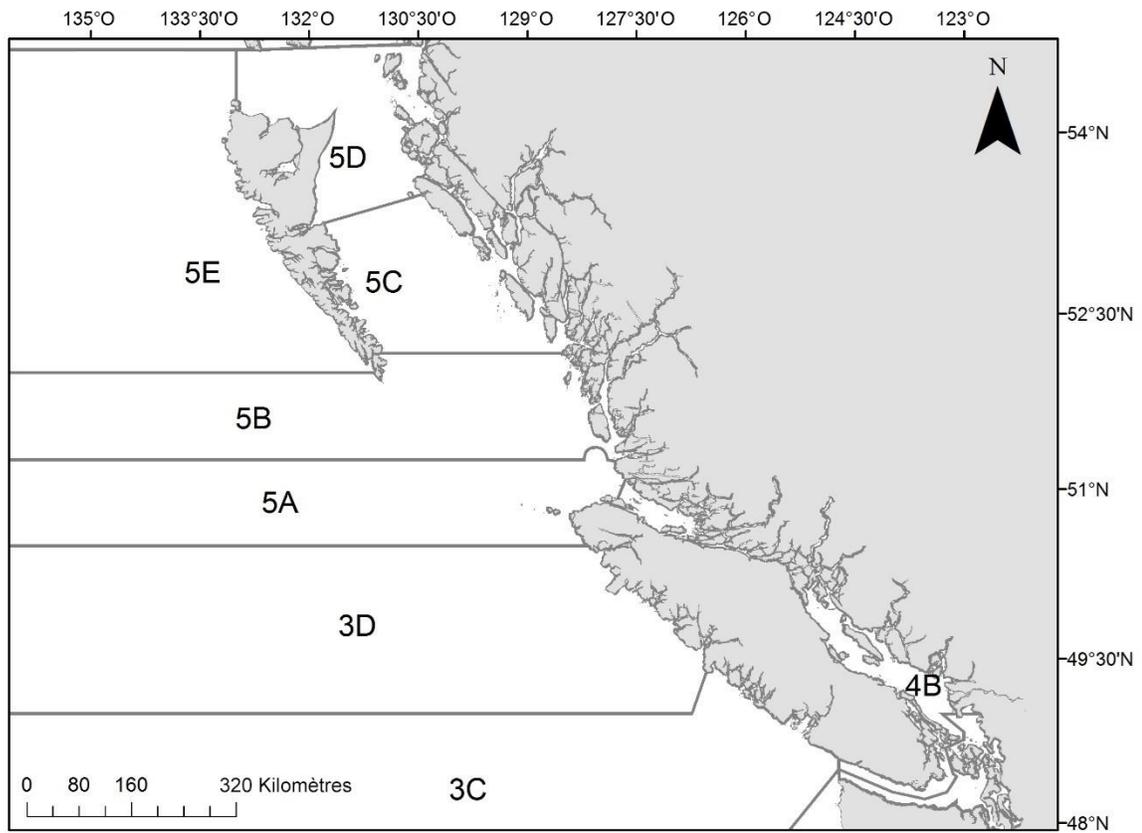


Figure C-1. Principales zones de gestion de la pêche du poisson de fond en Colombie-Britannique.

Tableau C-1. Attributs des relevés indépendants de la pêche, y compris le plan, l'engin, la tranche d'années, le nombre d'années de relevé (T), le nombre de traits ou calées et les statistiques sur les prises. Le plan peut être stratifié aléatoire (StRS), à stations fixes (Fixe) ou Systématique avec position de départ aléatoire (Sys). Les engins sont codés comme chalut de fond (CF), palangre (P) ou piège (Piège). CIFP est la Commission internationale du flétan du Pacifique, PHMA est la Pacific Halibut Management Association, SC est le sébaste côtier, MorueCh est la morue charbonnière. Les attributs causant le rejet en tant qu'indice de l'abondance sont marqués d'un astérisque et ombrés en gris. Le relevé normalisé de la morue charbonnière (MorueChStd.) et le relevé aléatoire stratifié de la morue charbonnière (MorueChStRS) marqués en caractères gras ont été choisis comme sources de la série d'indices de l'abondance. Le relevé de la morue charbonnière dans les bras de mer (MorueChBras) n'est effectué que dans quatre bras de mer de la côte centrale continentale.

Relevé	Plan	Engin	Fourchette années (T)	Fourchette nombre traits/calées (Moy)	Zones	Tranche d'eau (m)	Fourchette prises totales (kg) (Moy)	Fourchette CPUE (kg/traits ou calée) (Moy)	Fourchette prop. nulles	Fourchette CV	Série sur l'âge
01 COIV Syn.	StRS	CF	2004-2014 (6)	106-178 (152)	3CD, 5A	43-803	1 837-5900 (4093)	0,30-1 836,8 (51,6)	0,27-0,55	0,15-0,32	N
02 BRC Syn.	StRS	CF	2003-2015 (8)	249-278 (266)	5A à C, 5E	36-574	788-2277 (1542)	0,36-375,9 (12,3)	0,42-0,66	0,10-0,24	N
03 DH Syn.	StRS	CF	2005-2015 (6)	152-236 (180)	5CD	18-420	375-3947 (1708)	0,12-1 675,2 (24,8)	0,39-0,68	0,23-0,60	N
04 COHG Syn.	StRS	CF	2007-2014 (5)	63-141 (115)	5E	157-1290	890-2781 (2032)	0,40-468,4 (30,9)	0,37-0,54	0,15-0,28	N
05 DG Syn.*	StRS	CF	2012-2012 (1)*	53-53 (53)	4 B*	64-392	5-5 (5)*	0,30-2,3 (1,1)*	0,91-0,91*	0,51-0,51	N
06 COIV Crevette*	Sys.	CF	1975-2014 (38)	62-168 (79)	3CD	75-161*	3-2503 (257)	0,09-945,3 (5,2)	0,04-0,93*	0,13-0,63	N
08 DH Assembl.*	Fixe	CF	1984-2003 (11)	88-161 (104)	5CD	18-232*	178-1385 (727)	0,10-734,0 (19,8)	0,42-0,77*	0,21-0,72	N
09 DH MorueP*	StRS	CF	2002-2004 (3)*	200-201 (200)	5CD	22-168*	0-271 (136)	0,45-243,3 (19,6)	0,96-1,00*	-	N
10 COIV Sébastol*	StRS	CF	2001-2003 (3)*	63-74 (70)	3CD	512-1570	5 101-5755 (5375)	1,50-893,6 (86,4)	0,05-0,16	-	N
12 CIFP	Fixe	P	2003-2014 (11)	166-170 (169)	3CD, 5A à E	34-460	1 716-5610 (3245,5)	1-274 (34,2)	0,39-0,52	-	N
13 PHMA Sud*	StRS	P	2007-2014 (4)	165-194 (181)	4B, 3CD, 5AB	12-229	534-1209 (908,5)	1-130 (16,2)	0,65-0,75*	-	N
14 PHMA Nord*	StRS	P	2006-2012 (4)	186-195 (190)	5B-E	15-141	526-1222 (770,0)	1-129 (16,6)	0,72-0,82*	-	N
15 SC Sud*	StRS	P	2005-2013 (4)	28-69 (57)	4B*	38-100	-	-	1,00-1,00*	-	N
16 SC Nord*	StRS	P	2003-2012 (6)	17-77 (50)	4B*	24-150	20-77 (41,4)	1-27 (6,5)	0,85-1,00*	-	N
17 MorueChBras*	Fixe	Piège	1995-2014 (20)	18-20 (19)	5B, 5CD	326-808	6 906-33 102 (13 924,3)	3-3 456 (700,2)	0,00-0,05	-	N
18 MorueChStd.	Fixe	Piège	1990-2010 (21)	24-105 (49)	3CD, 5AB, 5E	159-1564	2 736-25 984 (10 008,7)	2-1 890 (200,1)	0,00-0,06	-	O
19 MorueChStRS	StRS	Piège	2003-2013 (11)	74-110 (89)	3CD, 5AB, 5E	150-1400	14 266-67 704 (37 129,3)	1-2 307 (406,8)	0,00-0,02	-	O

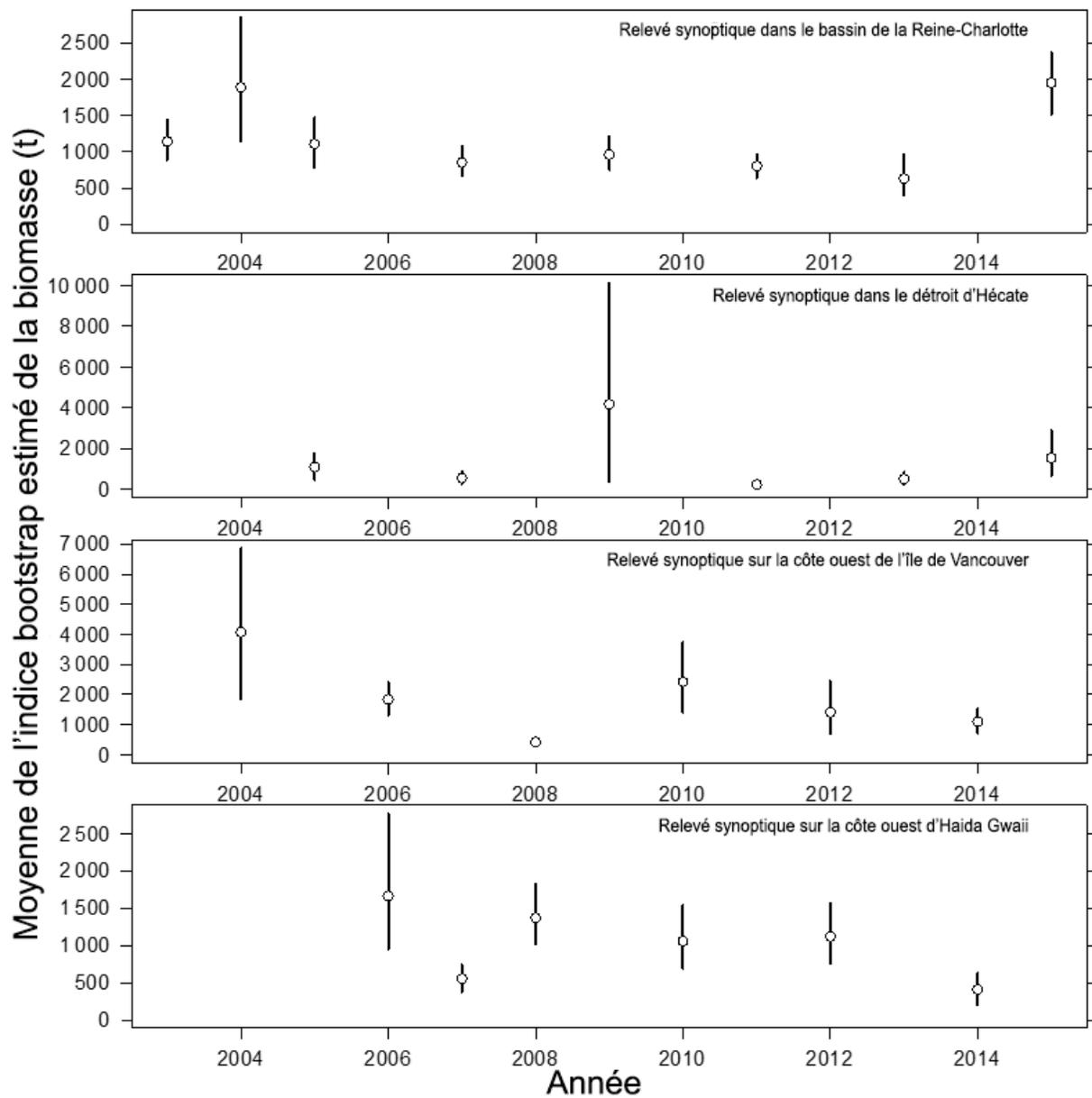


Figure C-2. Estimations de la biomasse analytique relative de la morue charbonnière tirées des quatre relevés synoptiques au chalut de fond couvrant la période de 2003 à 2015. Les intervalles de confiance à 95 % tirés de 1 000 répétitions bootstrap et corrigés en fonction du biais sont représentés par des lignes pleines verticales.

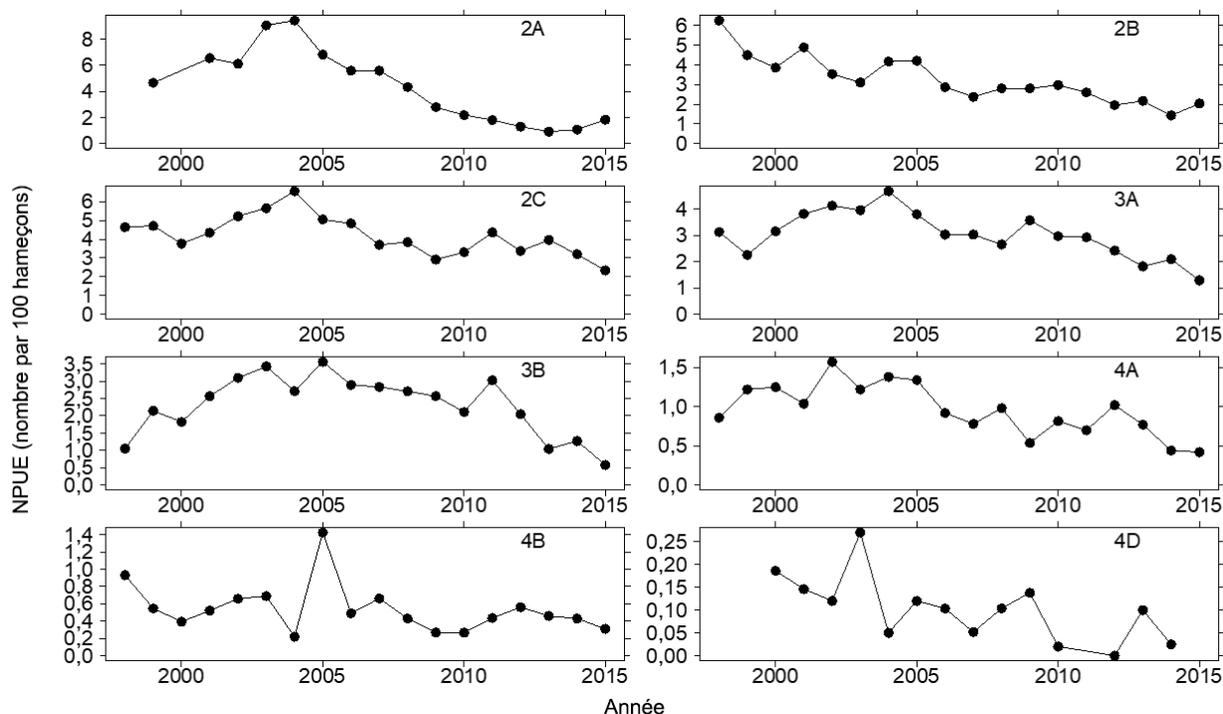


Figure C-3. Nombre de morues charbonnières par 100 hameçons capturées par année et par zone dans le relevé à la ligne fixe de la CIFP. La zone 2B est la Colombie-Britannique. Données fournies par la Commission internationale du flétan du Pacifique.

C.2. INDICE DE LA PÊCHE COMMERCIALE DE LA MORUE CHARBONNIÈRE AU PIÈGE

Les données calée par calée des journaux de bord de la pêche au piège ne sont pas disponibles avant 1990. Avant 1990, un seul enregistrement de pêche peut représenter plusieurs calées. Nous avons choisi d'utiliser une CPUE nominale plus longue pour la pêche de la morue charbonnière au piège de 1979 à 2009, calculée comme la somme des prises annuelles au piège conservées, divisée par la somme de l'effort de la pêche au piège, avec les filtres suivants :

1. L'engin est limité au piège;
2. Les enregistrements avec des dates manquantes ou hors de la fourchette ont été exclus;
3. Les calées déclarées comme étant effectuées sur les monts sous-marins ou dans des bras de mer sont exclues, c'est-à-dire que seuls les enregistrements « au large » ont été inclus;
4. Les calées de recherche ou expérimentales sont exclues;
5. On a exclu des calculs les enregistrements avec des valeurs de prises nulles dans les données du journal plutôt que d'attribuer des zéros à ces enregistrements, mais il y a peu de différence dans les estimations annuelles de la CPUE si les valeurs nulles sont traitées comme des zéros;
6. Seuls les enregistrements avec un effort déclaré valide sont inclus, car les entrées nulles ne peuvent pas être distinguées des zéros;
7. À partir de 2006, les poids conservés par calée consignés dans les journaux de bord ont été ajustés pour tenir compte du fait que les capitaines des bateaux saisissent le poids du

produit plutôt que le poids brut exigé par le programme des journaux de bord, ce qui a eu lieu fréquemment après la modification des journaux de bord en 2006 dans le cadre du Programme d'intégration de la pêche commerciale du poisson de fond. L'ajustement a été calculé comme le rapport entre le poids au débarquement (converti en poids brut) selon le programme de vérification à quai et le poids total inscrit dans le journal de bord pour chaque voyage.

La série de CPUE a pris fin en 2009, car le nombre de voyages effectués par les bateaux de pêche utilisant des pièges a diminué et afin de réduire le recours aux données dépendantes de la pêche pour calculer les indices de l'abondance. La CPUE nominale de la pêche au piège a fluctué d'environ 15 kg par piège jusqu'à la fin des années 1980, lorsque les sommets historiques d'environ 20 kg à 25 kg par piège ont été enregistrés (figure C-4). Par la suite, les taux de prise ont diminué jusqu'en 2001, mais ont augmenté considérablement en 2003. L'observation de 2003 peut être attribuée aux effets *i*) du recrutement de la classe d'âge de 2000 dans la pêche au piège et *ii*) de l'absence d'activité au piège de mars à septembre 2003, ce qui signifie que les prises ont été capturées pendant les mois d'hiver, lorsque la CPUE de la pêche au piège est généralement plus élevée que la moyenne. La restriction de l'activité au piège en 2003 résultait de la faible disponibilité des quotas à la suite d'une réduction du TAC en cours de saison pendant l'année de pêche 2001-2002. Cette réduction s'explique par la valeur historiquement faible de l'indice normalisé observé en 2001 (figure C-7). Les taux de prise nominaux sont passés de près de 20 kg par piège en 2003 à environ 10 kg par piège en 2009.

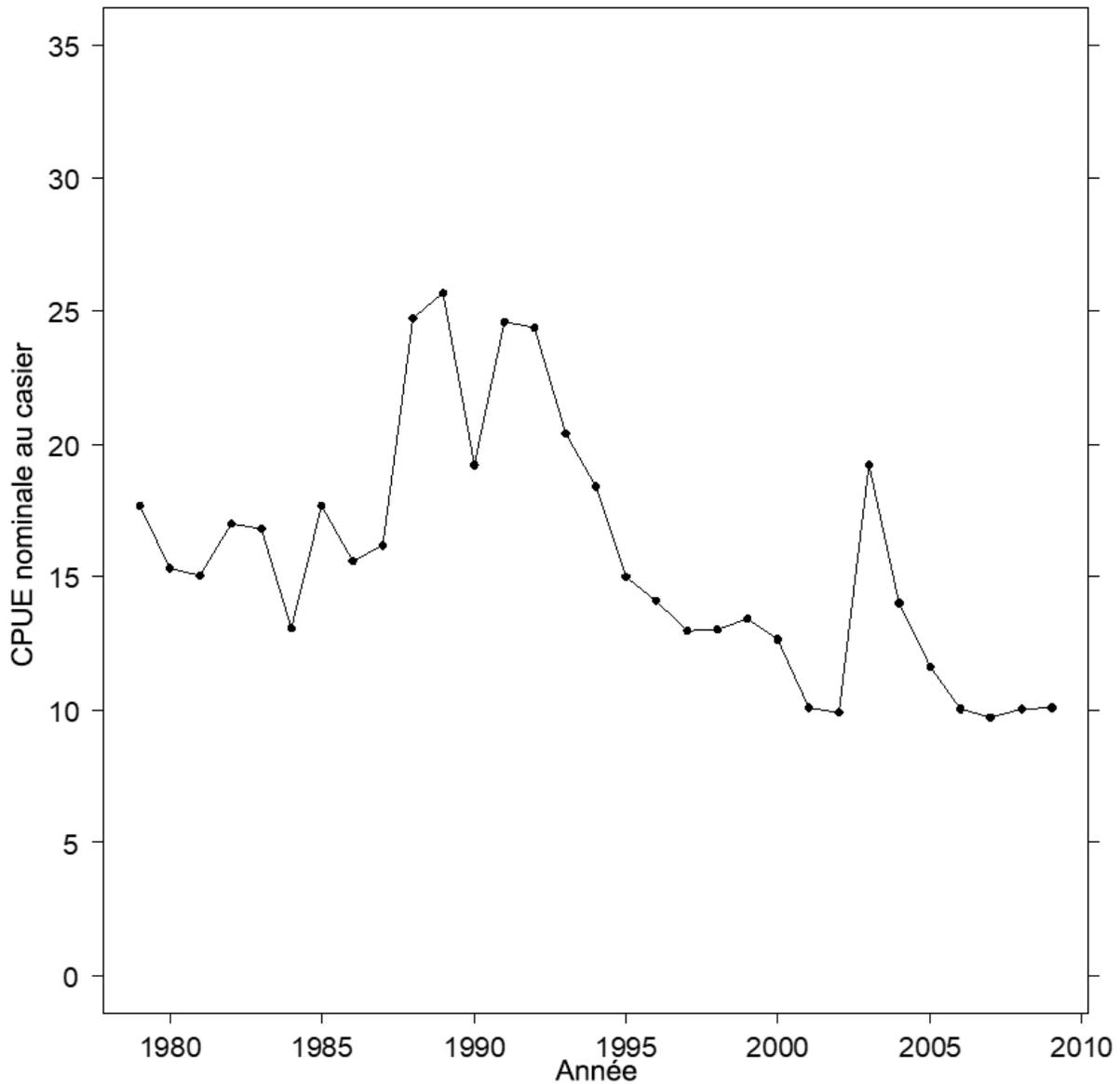


Figure C-4. Taux de prise nominaux annuels dans la pêche commerciale hauturière au piège (kg/piège), de 1979 à 2009.

C.3. INDICES DES RELEVÉS AU PIÈGE DE LA MORUE CHARBONNIÈRE INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE

On utilise deux relevés au piège indépendants de la pêche pour obtenir des données permettant de calculer les indices de l'abondance de la morue charbonnière dans les eaux de la Colombie-Britannique. Le plan des deux relevés diffère fondamentalement; le relevé normalisé (Std.) n'utilise pas de plan statistique randomisé, tandis que le relevé aléatoire stratifié (StRS) est stratifié en fonction de la superficie et de la profondeur. L'occurrence annuelle et le moment saisonnier des deux relevés sont présentés à la figure C-5. Chaque relevé est décrit de façon détaillée plus loin.

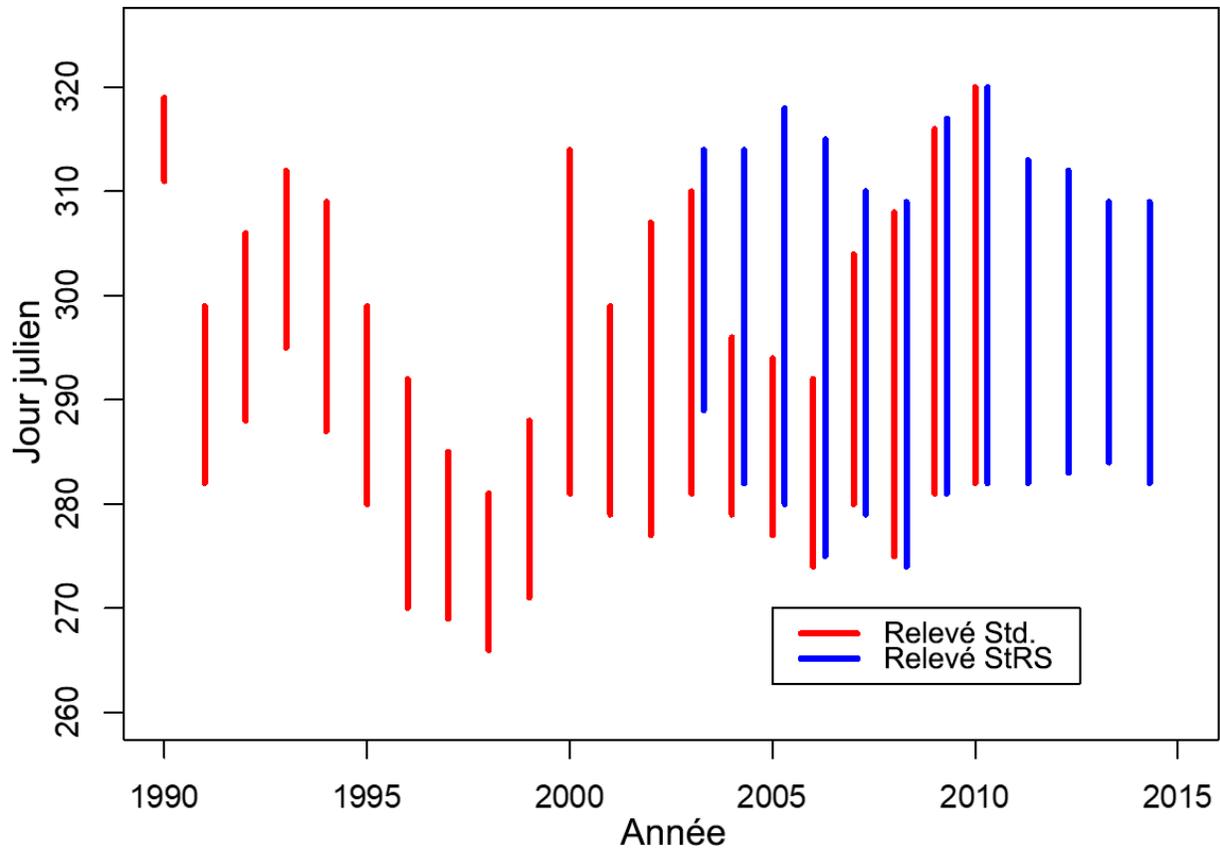


Figure C-5. Calendrier annuel et saisonnier des relevés normalisés (Std.) et des relevés d'échantillonnage aléatoire stratifié (StRS) de la morue charbonnière. Chaque ligne verticale relie les jours de début et de fin de la pêche pour un relevé chaque année.

C.3.1. Relevé normalisé au piège

Un relevé « normalisé » au piège (Wyeth *et al.* 2006, 2007) a commencé en 1990 à l'aide d'appâts constants de calmar et s'est poursuivi chaque année jusqu'en 2010; des relevés semblables menés en 1988 et en 1989 ont utilisé des appâts différents. Le relevé normalisé était un relevé à stations fixes, habituellement effectué par un bateau de pêche commerciale de la morue charbonnière affrété. Neuf stations de relevés au large des côtes étaient régulièrement occupées chaque année du relevé, sauf en 1990, année où le relevé a porté uniquement sur celles du sud (figure C-6). Les stations ont été choisies à dessein parce qu'il s'agissait de lieux de pêche commerciale et qu'elles étaient réparties spatialement à environ 60 milles marins l'une de l'autre, de sorte que le relevé à l'échelle de la côte pouvait être effectué en environ 30 jours si les conditions météorologiques étaient favorables. C'est pourquoi le plan du relevé n'a pas été randomisé. Les stations du relevé présentaient habituellement des caractéristiques bathymétriques à relief élevé, comme des goulets ou des canyons, reflétant l'intention initiale de calculer les indices de l'abondance de la morue charbonnière dans les lieux de pêche « principaux » qui représentaient ce que l'on croyait être un habitat exceptionnel. Les anneaux de sortie des pièges étaient fermés pendant la pêche pour le relevé.

Au cours du relevé, on pêchait dans 5 à 7 tranches d'eau différentes à chaque station, mais seules les cinq principales, identifiées comme D1 à D5, ont été exploitées régulièrement sur toute la durée du relevé. Seules les tranches d'eau D1 à D5 étaient occupées de 2007 à 2010.

Ces profondeurs se situent entre 274 et 1 189 m (ou 150 à 650 brasses). Les tranches d'eau sont les suivantes : D1 (274 à 457 m), D2 (457 à 641 m), D3 (641 à 824 m), D4 (824 à 1 006 m) et D5 (1 006 à 1 189 m). Habituellement, on réalisait une seule calée dans chaque tranche d'eau à chaque station du relevé. Il n'y a donc pas de répétition des calées dans chaque combinaison de profondeur et de station, sauf pour certaines stations en 1990-1991 et en 1993, et à trois stations sélectionnées en 2002 (Wyeth *et al.* 2007). De plus, la position spatiale de chaque calée était laissée à la discrétion du capitaine du bateau de pêche plutôt que d'être choisie au hasard. Compte tenu de l'absence de calées répétées dans chaque combinaison de station et de tranche d'eau, seule une normalisation de modèle linéaire très simple est possible sans des termes d'interaction. Haist et ses collaborateurs (2005) ont conclu que les modèles linéaires avec des facteurs de superficie et de profondeur donnaient lieu à peu d'ajustements des coefficients de l'année comparativement à un modèle avec l'effet d'une seule année.

Les estimations du taux de prise dans le relevé sont fondées sur la moyenne des observations des prises par piège (kg/piège) pour les tranches d'eau D1 à D5 calculées selon des méthodes empiriques de vraisemblance qui ne nécessitent pas de supposer une répartition particulière (Owen 2001). Les calées des relevés étaient incluses si leur tranche d'eau prévue était de D1 à D5. De 2000 à 2002, trois calées destinées à la tranche d'eau D6 ont été en fait déployées dans la tranche d'eau D5. En 2003, une calée destinée à la tranche d'eau D0 a été déployée dans la tranche d'eau D1. Ces calées n'ont pas été incluses pour la présente analyse, bien que leur inclusion n'ait qu'un léger effet sur les moyennes. La figure C-5 présente les fourchettes saisonnières en jours juliens des première et dernière calées effectuées dans le relevé normalisé pour chaque année du relevé; le calendrier saisonnier est également indiqué pour le relevé aléatoire stratifié examiné ci-après.

Les intervalles de confiance (95 %) calculés selon des méthodes empiriques de vraisemblance représentent la précision relative des valeurs de l'indice du relevé (tableau C-2). Les tendances des taux de prise dans les relevés à l'échelle de la côte affichent une diminution au fil du temps par rapport aux valeurs moyennes relativement élevées du début des années 1990, fluctuant autour de 10 kg/piège du milieu à la fin des années 1990. Le relevé de 2001 a produit les taux de prise moyens et médians les plus faibles observés dans la série chronologique, avec une réduction marquée de la variance. Les taux de prise se sont améliorés de 2001 à 2002 pour atteindre un niveau semblable à celui observé au milieu des années 1990. En 2003 et 2004, ils étaient considérablement plus élevés que ceux observés au cours des neuf années précédentes et comparables à ceux observés en 1992 et 1993. Les taux de prises ont constamment diminué de 2003 à 2009. Les données sur la détermination de l'âge selon le sexe sont disponibles de 1990 à 2009; aucune n'est disponible pour 2010 en raison de la décision de mettre fin au relevé après 2010 et de la priorité accordée à l'âge des échantillons commerciaux et des échantillons des relevés aléatoires stratifiés.

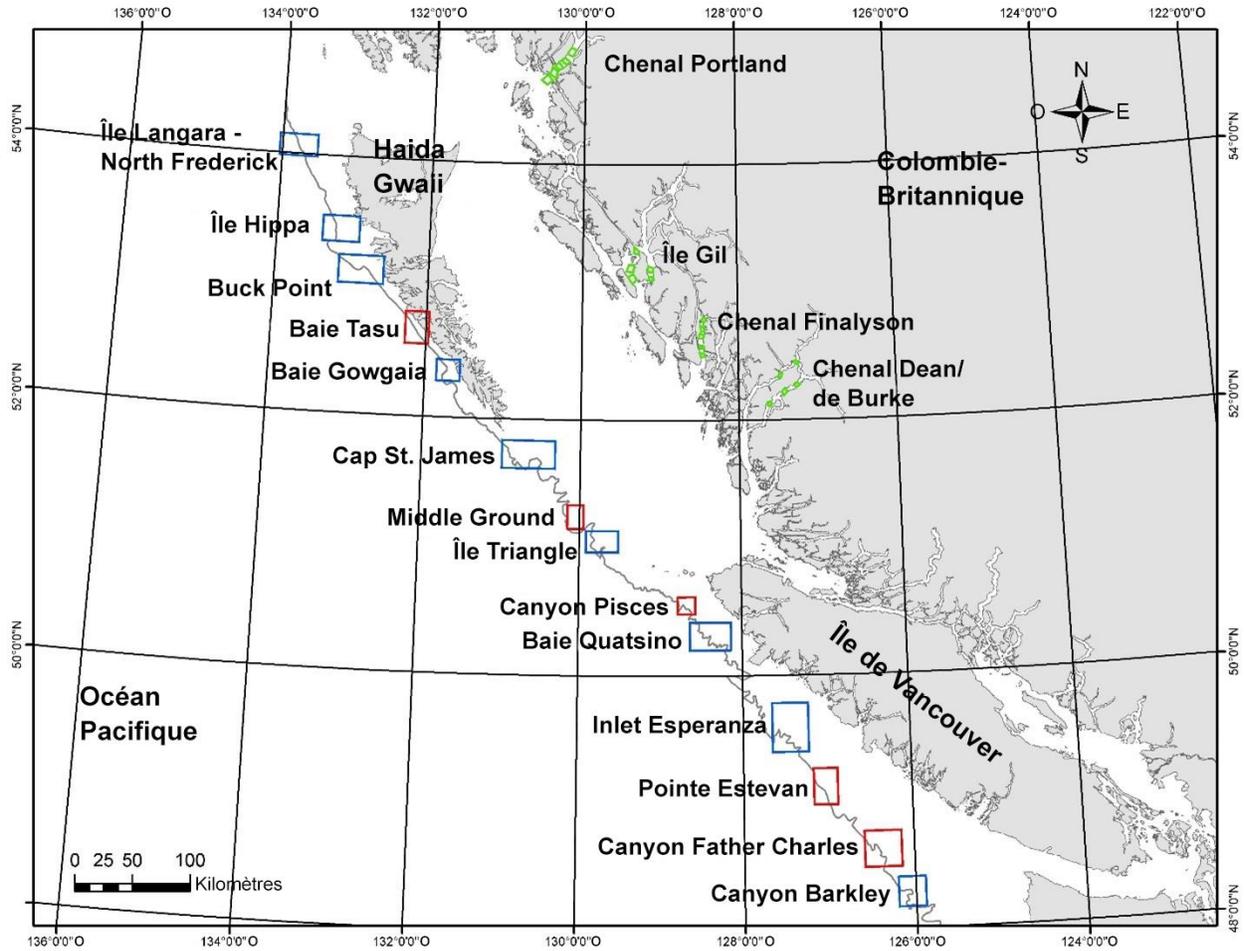


Figure C-6. Limites géographiques des stations traditionnelles du relevé. Les cases bleues indiquent une station du relevé normalisé de la morue charbonnière, les stations de marquage (Wyeth et al. 2007) sont représentées par les cases rouges, et les cases vertes correspondent aux stations dans les sites des bras de mer continentaux. L'isobathe de 1 000 m est représentée.

Tableau C-2. Estimations empiriques de la vraisemblance des captures moyennes annuelles par unité d'effort (kg/piège), des intervalles de confiance (IC) à 95 % et du coefficient de variation (CV) pour le relevé normalisé au piège de la morue charbonnière. La colonne « Moyenne » est considérée comme l'indice de l'abondance relative.

Année	Moyenne	IC inférieur	IC supérieur	Moyenne des ratios	Ratio moyen	CV
1990	20,017	15,576	26,268	20,017	20,017	0,156
1991	19,336	13,802	26,200	19,367	19,336	0,177
1992	25,569	20,557	33,024	25,549	25,569	0,146
1993	36,509	30,175	43,207	36,521	36,509	0,092
1994	15,571	11,630	22,113	15,567	15,571	0,210
1995	13,665	10,640	17,037	13,554	13,665	0,123
1996	11,258	9,320	13,678	11,244	11,258	0,108
1997	7,721	5,343	11,185	7,743	7,721	0,224
1998	12,037	9,730	14,654	12,088	12,037	0,109
1999	7,720	5,801	10,223	7,689	7,720	0,162
2000	9,296	7,058	12,366	9,231	9,296	0,165
2001	3,092	1,880	5,248	3,076	3,092	0,349
2002	8,401	6,343	11,996	8,420	8,401	0,214
2003	28,656	19,768	39,925	28,556	28,656	0,197
2004	26,415	19,005	36,650	26,751	26,415	0,194
2005	19,432	14,169	25,708	19,427	19,432	0,161
2006	17,382	13,034	22,966	17,356	17,382	0,161
2007	10,348	8,111	13,735	10,373	10,348	0,164
2008	10,662	7,821	15,229	10,747	10,662	0,214
2009	7,087	5,033	10,274	7,132	7,087	0,225
2010	8,198	5,860	11,609	8,158	8,198	0,208

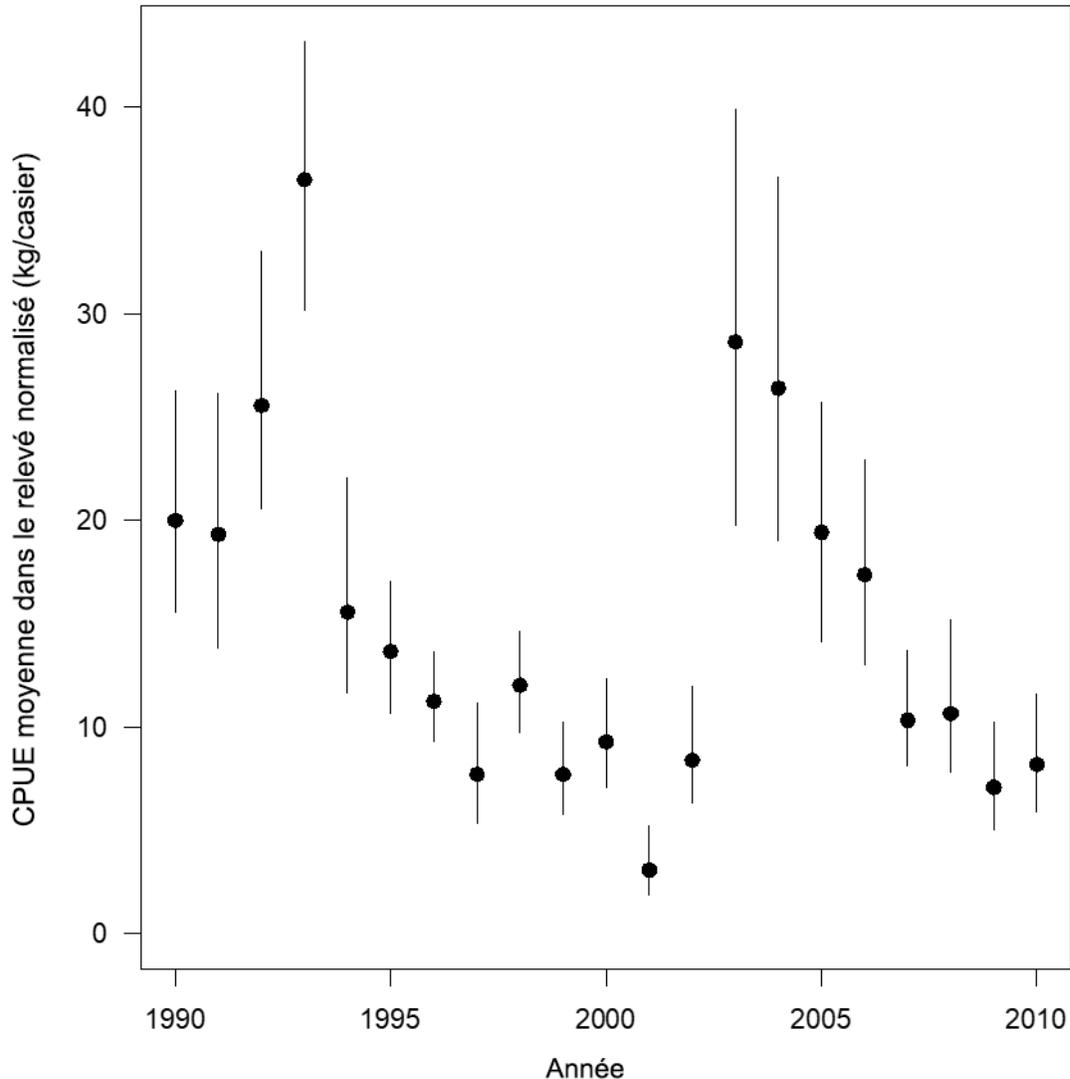


Figure C-7. Taux de prise annuels dans le relevé normalisé (kg/piège) de 1990 à 2010. Les taux de prise moyens annuels sont présentés (panneau inférieur) avec les estimations empiriques de la vraisemblance de l'intervalle de confiance à 95 % pour fournir une indication de la précision relative.

C.3.2. Relevé aléatoire stratifié au piège (2003 à 2014)

Un deuxième relevé annuel au piège, indépendant de la pêche, a été mis en place en 2003 et suit un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié en fonction de la profondeur et de la superficie (Figure C-8). Le relevé aléatoire stratifié a été entrepris dans le but de répartir les étiquettes à l'échelle de la côte à des emplacements aléatoires sur cinq strates de zone et trois strates de profondeur de l'aire d'habitat hauturier de la morue charbonnière (de 183 à 1 372 m; Wyeth *et al.* 2007). Les pratiques de pêche ont été normalisées au début du relevé dans l'espoir de produire un deuxième indice de l'abondance indépendant de la pêche doté de propriétés statistiques supérieures à celles du relevé normalisé. Le plan du relevé prévoyait initialement 75 calées réparties également entre les 15 strates. Les prises sont entièrement dénombrées et pesées par espèce et par piège pour chaque calée. Un échantillon de morue charbonnière de chaque calée est conservé pour i) les mesures de longueur, le poids, le sexe et la maturité, et ii) l'extraction d'otolithes pour déterminer l'âge des poissons. Enfin, des morues charbonnières

sont marquées et remises à l'eau à chaque calée. Comme pour le relevé normalisé, les anneaux de sortie des pièges sont fermés, mais les pièges du relevé aléatoire stratifié sont appâtés avec une combinaison de merlu du Pacifique (*Merluccius productus*) et de calmar pour imiter la pratique utilisée par la pêche commerciale au piège.

On a examiné les données des relevés pour déterminer si la profondeur de début de la calée, la profondeur de fin de la calée ou la profondeur modale de la calée se trouvaient dans la strate de profondeur cible; si l'une des trois observations de profondeur dans la strate cible n'était pas réalisée, la calée était réattribuée à la strate de profondeur réalisée ou éliminée du relevé si aucune strate valide n'était atteinte.

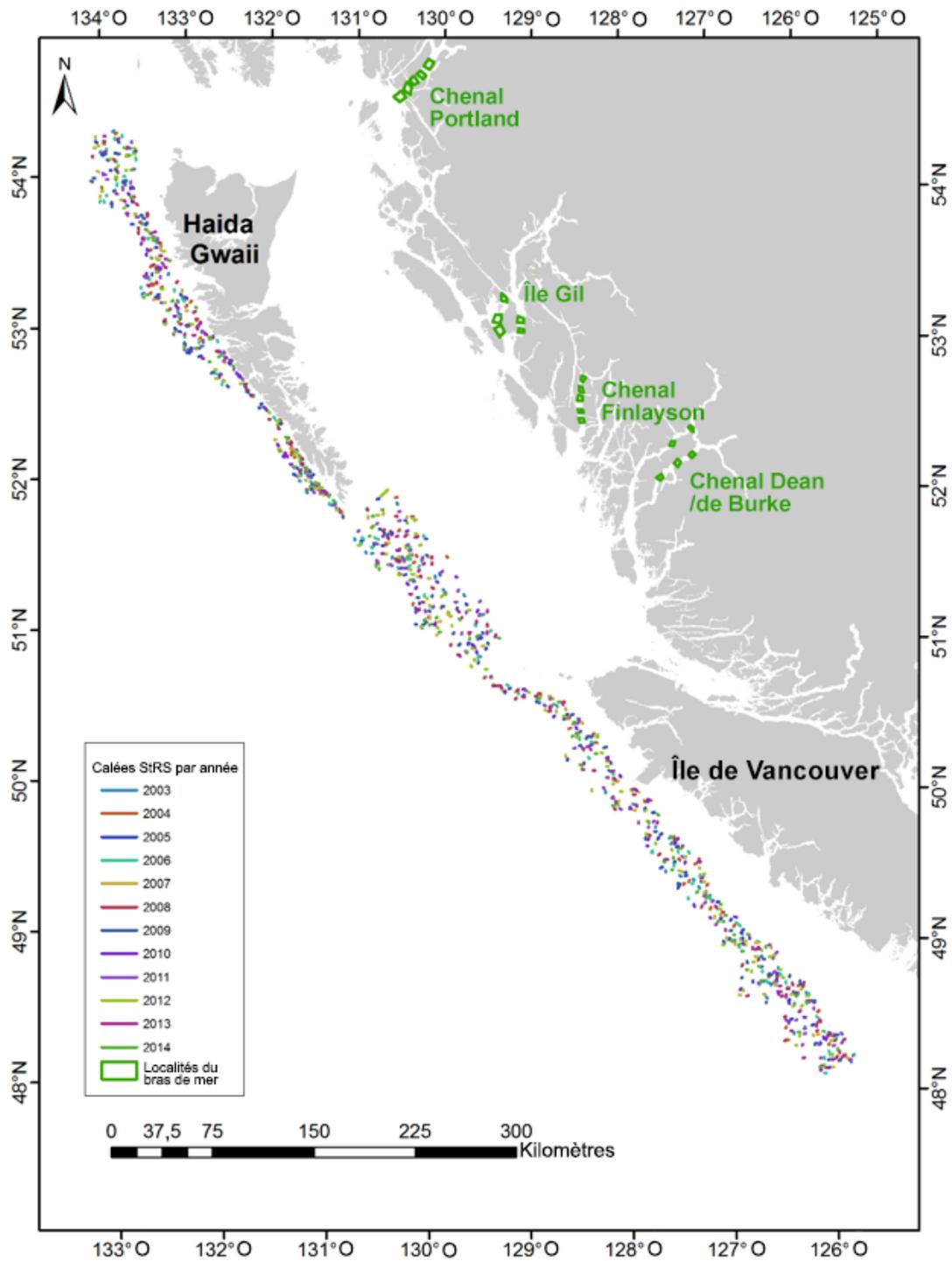


Figure C-8. Stations des calées du relevé aléatoire stratifié de la morue charbonnière de 2003 à 2014 et de celles du programme de relevés dans les bras de mer.

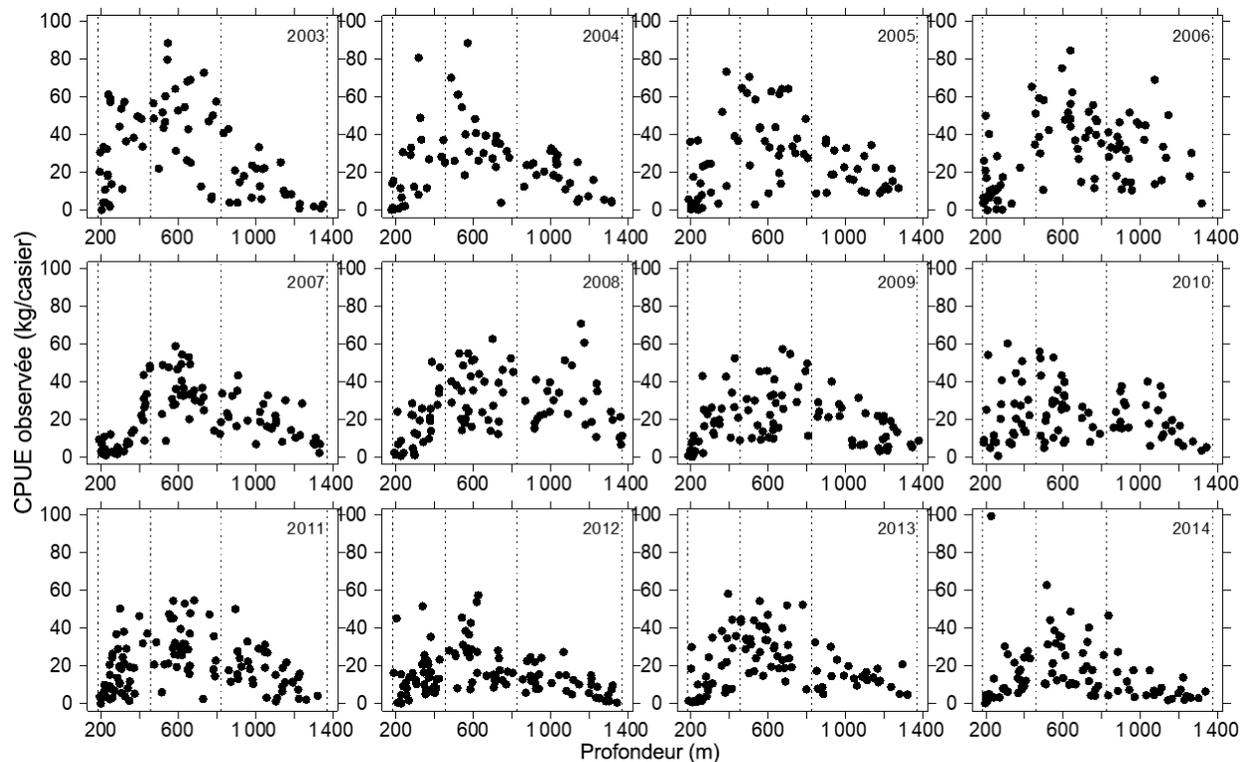


Figure C-9. CPUE annuelle observée de la morue charbonnière (kg/piège) en fonction de la profondeur (m) pour le relevé au piège aléatoire stratifié. Chaque cercle plein représente une calée du relevé. Les lignes pointillées verticales délimitent les strates de profondeur du relevé.

Les valeurs de l'indice moyen de l'échantillonnage aléatoire stratifié et les intervalles de confiance à 95 % (tableau C-3) ont été calculés par année à l'aide de l'estimateur d'échantillonnage aléatoire stratifié classique de relevé (par exemple, Cochran 1979) et du nombre d'unités d'échantillonnage possibles par strate fourni dans Wyeth *et al.* (2007). Les moyennes bootstrap (Efron 1982) et les intervalles de confiance à 95 % provenant de 1 000 répétitions bootstrap sont également présentés. On a utilisé la bibliothèque en langage R « relevé » (Lumley 2010) pour les calculs. Les moyennes du relevé aléatoire stratifié et les intervalles de confiance à 95 % sont représentés à la figure C-10. Une tendance à la baisse des taux de prise dans le relevé s'est dégagée de la série chronologique de 2003 à 2014, ponctuée d'une observation élevée en 2006 (voir une caractéristique semblable dans le relevé à la palangre dans le golfe d'Alaska dans Hanselman *et al.* 2014).

Tableau C-3. Statistiques du relevé aléatoire stratifié de la morue charbonnière calculées selon la méthode d'échantillonnage classique (StRS) et les méthodes bootstrap (Boot). L'effet du plan mesure l'efficacité du relevé stratifié par rapport à un relevé par échantillonnage aléatoire simple. Les intervalles de confiance (IC) sont calculés à la valeur $\alpha = 0,05$ pour les estimations du relevé aléatoire stratifié. Les intervalles de confiance bootstrap utilisent les quantiles 0,025 et 0,975 de la distribution bootstrap. Les statistiques bootstrap sont fondées sur 1 000 tirages de la méthode bootstrap.

Année	Moyenne StRS	Variance StRS	Erreur-type StRS	Effet du plan	CV	IC à 95 % inférieur	IC à 95 % supérieur	jp	Moyenne boot	Erreur-type boot	IC à 95 % inférieur boot	IC à 95 % supérieur boot
2003	28,363	5,137	2,266	0,806	0,080	23,830	32,897	60	28,490	2,255	23,944	32,782
2004	24,941	2,590	1,609	0,670	0,065	21,721	28,162	59	24,938	1,568	21,868	28,015
2005	23,789	2,944	1,716	0,690	0,072	20,356	27,223	59	23,807	1,734	20,390	27,188
2006	28,889	2,785	1,669	0,687	0,058	25,560	32,217	70	28,888	1,708	25,541	32,237
2007	20,476	1,738	1,318	0,774	0,064	17,850	23,102	75	20,471	1,300	17,929	23,023
2008	26,243	3,698	1,923	1,267	0,073	22,412	30,074	75	26,334	1,943	22,434	30,052
2009	18,299	1,062	1,030	0,566	0,056	16,246	20,353	74	18,316	1,018	16,304	20,295
2010	21,402	2,130	1,459	1,074	0,068	18,492	24,311	72	21,424	1,428	18,603	24,201
2011	19,851	1,170	1,082	0,705	0,054	17,703	21,999	94	19,803	1,105	17,686	22,016
2012	15,210	0,842	0,917	0,738	0,060	13,389	17,032	95	15,194	0,934	13,380	17,041
2013	19,729	2,286	1,512	1,076	0,077	16,716	22,741	74	19,723	1,552	16,687	22,771
2004	13,443	1,675	1,294	0,754	0,096	10,866	16,021	76	13,454	1,317	10,861	16,025

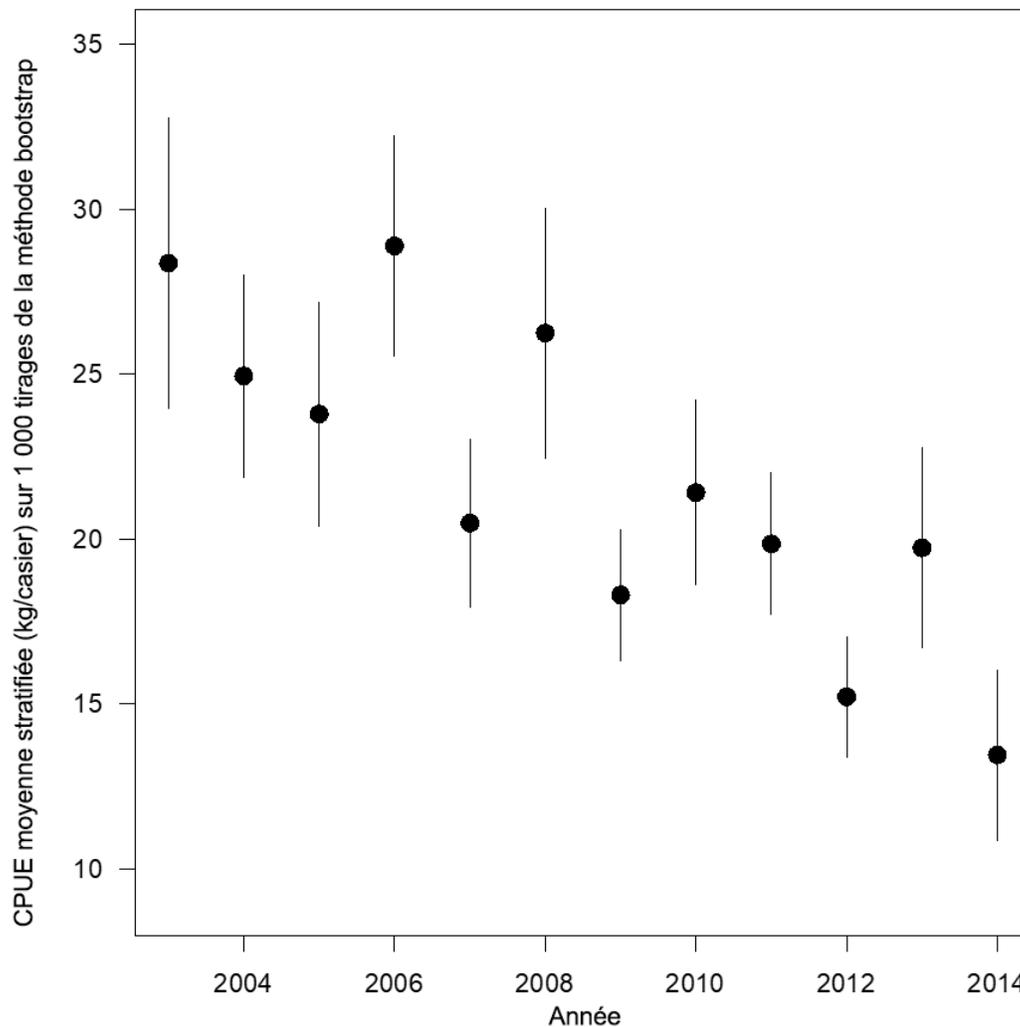


Figure C-10. Taux moyens de prise (kg/piège) dans le relevé annuel aléatoire stratifié de 2003 à 2014. Les cercles pleins indiquent la moyenne stratifiée. Les lignes verticales représentent les limites de confiance à 95 % supérieure et inférieure.

C.4. SOMMAIRE

Les facteurs à considérer pour interpréter ces indices sont les suivants :

1. **Relevé normalisé** : L'un des principaux enjeux de ce relevé est que le plan d'échantillonnage place des poids d'échantillonnage inconnus sur les diverses zones spatiales formées par les combinaisons des stations et des tranches d'eau. Par exemple, la surreprésentation de certains habitats peut rendre les valeurs de l'indice trop sensibles aux changements des faibles profondeurs de la zone du relevé à mesure que de nouveaux poissons sont recrutés dans cette zone.
2. **Relevé aléatoire stratifié et relevé normalisé** : Lorsqu'on utilise un plan stratifié en fonction de la superficie et de la profondeur et que l'on augmente la taille de l'échantillon (74 à 110 calées par année), les CPUE dans le relevé aléatoire stratifié peuvent réagir différemment des CPUE dans le relevé normalisé en réaction aux changements de l'abondance sous-jacente des stocks. Les deux relevés utilisent des appâts différents et suivent des plans très différents.

-
3. **CPUE dans le relevé normalisé et CPUE nominale dans la pêche** : La CPUE nominale dans la pêche commerciale au piège et le relevé normalisé affichent des tendances et une variabilité semblables, conformes à l'emplacement des calées du relevé normalisé dans les principaux lieux de pêche.

C.5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Choromanski, E.M., Workman, G.D., and Fargo, J. 2005. Hecate Strait multi-species bottom trawl survey, CCGS W.E. Ricker, May 19 to June 7, 2003. Can. Data. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1169: 86p.
- Cochran, W.G. 1977. Sampling techniques, 3rd Ed. Wiley and Sons, New York. xvi + 428p.
- Efron, B. 1982. The jackknife, bootstrap, and other resampling plans. Siam monograph No. 38, CBMS-NSF. Philadelphia.
- Haist, V., Kronlund, A.R., and Wyeth, M.R. 2005. Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) in British Columbia, Canada: Stock Assessment Update for 2004 and Advice to Managers for 2005. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/031. v + 177p.
- Hanselman, D.H., C. Lunsford, and Rodgveller, C. 2014. Assessment of the sablefish stock in Alaska. In Stock assessment and fishery evaluation report for the groundfish resources of the GOA and BS/AI. North Pacific Fishery Management Council, 605 W 4th Ave, Suite 306 Anchorage, AK 99501.
- Lumley, T. 2010. "survey: analysis of complex survey samples". R package version 3.22-4.
- Olsen, N., Rutherford, K.L., and Stanley, R.D. 2008. West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 25th to September 21st, 2008. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2858: vii + 50 p.
- Owen, A.B. 2001. Empirical likelihood. Chapman and Hall/CRC Press. New York. xv+304p.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B., Sinclair, A., and Starr, P. 2004. [The British Columbia Longspine Thornyhead fishery: analysis of survey and commercial data \(1996-2003\)](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/059. iii + 75 p.
- Sinclair, A.S. and Workman, G.D. 2002. [A review of Pacific Cod \(*Gadus macrocephalus*\) monitoring surveys in Hecate Strait, March-July 2002](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/130. 60p.
- Workman, G.D., Olsen, N., and Rutherford, K.L. 2007. West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 28th to September 25th, 2006. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2804: vii + 44 p.
- Workman, G. D, Rutherford, K. L., and Olsen, N. 2008a. Hecate Strait Groundfish Bottom Trawl Survey May 25th to June 29th, 2005. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2805: 53p.
- Workman G. D., Olsen, N., Fargo, J., and Stanley, R. D. 2008b. West Coast Vancouver Island groundfish bottom trawl survey, R/V WE RICKER, May 25th to June 10th, 2004. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2826: viii + 64 p.
- Wyeth, M.R., Kronlund, A.R., and Elfert, M. 2006. Summary of the 2004 British Columbia Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) Research and Assessment Surveys. Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 2006/2660: 74 p.
- Wyeth, M.R., Kronlund, A.R., and Elfert, M. 2007. Summary of the 2005 British Columbia sablefish (*Anoplopoma fimbria*) research and assessment survey. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2694. 105p.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

D.1. INTRODUCTION

Cette annexe décrit les données biologiques nécessaires comme intrants dans le modèle opérationnel de la morue charbonnière (tableau D-1). Les paramètres requis sont soit estimés à partir des données, soit présumés d'après l'examen de la documentation et des évaluations des stocks du golfe d'Alaska (GA), de la Colombie-Britannique (C.-B.) et de la côte Ouest des États-Unis. Les analyses des données de la Colombie-Britannique sont fondées sur les données extraites de la base de données biologiques du MPO sur le poisson de fond, *GFBio*, le 3 novembre 2015.

Tableau D-1. Liste des résumés biologiques requis pour le modèle opérationnel et justification.

Relation	Justification	Section
Poids selon la longueur, par sexe	Conversion de la longueur des poissons en poids, par sexe	D.2
Longueur selon l'âge, par sexe	Paramètres de croissance pour les calculs de la productivité	D.3
Maturité selon l'âge, par sexe Maturité selon la longueur, par sexe	Calcul de la biomasse reproductrice et des états dépendants de l'âge ou de la longueur	D.4
Proportion selon l'âge, par sexe	Allocation du nombre de poissons à la classe d'âge	D.5
Mortalité naturelle, par sexe	Valeurs <i>a priori</i> ou fixes de la mortalité naturelle	D.6
Mortalité due au rejet, par engin	Mortalité des poissons capturés et rejetés	D.7

D.2. RELATION POIDS-LONGUEUR

Nous avons utilisé les enregistrements de morues charbonnières comportant des observations de la longueur, du poids et du sexe pour calculer la relation longueur-poids, par sexe et pour les deux sexes combinés (tableau D-2, figure D-1). Les données ont été tirées de la série de relevés au piège par échantillonnage aléatoire stratifié (StRS) de 2003 à 2014 (Wyeth *et al.* 2007).

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été appliquée aux observations des morues charbonnières individuelles lorsque les paires de données sur le poids (kg) et la

longueur (cm) $\{W_{xi}, L_{xi}\}$ sont disponibles pour le sexe $x = 1, 2$ (mâles, femelles) et le poisson $i = 1, \dots, n_x$ selon la formule

$$\ln(W_{xi}) = a_x + b_x \ln(L_{xi}) + \varepsilon_{xi} ,$$

où a_x et b_x représentent les paramètres de l'ordonnée à l'origine et de la pente pour chaque sexe, respectivement. On a supposé que les erreurs étaient distribuées de façon identique et indépendante comme $N\left(0, \sigma_x^2\right)$. Un ajustement initial du modèle a été effectué pour déterminer les valeurs aberrantes à supprimer de l'ajustement final pour chaque sexe; les observations où la valeur absolue du résidu studentisé était supérieure à 5 ont été exclues et le modèle a été réajusté au sous-ensemble des paires de données observées par sexe.

Tableau D-2. Estimations des paramètres poids-longueur pour la morue charbonnière, par sexe et région. Les estimations pour l'analyse actuelle des données du relevé aléatoire stratifié de la Colombie-Britannique (2003 à 2014) tiennent compte de l'élimination des valeurs aberrantes lorsque la valeur absolue des résidus studentisés était supérieure à 5.

Région	Mâles		Femelles		Source
	a	b	a	b	
Golfe d'Alaska					
1996 à 2004, relevé national à la palangre	1,24e-05	2,96	1,01e-05	3,015	Hanselman <i>et al.</i> (2007)
Colombie-Britannique					
Relevé aléatoire stratifié à la palangre	8,1563e-06	3,05972	4,9489e-06	3,18328	Données de 2003 à -2014
Côte Ouest des États-Unis					
Relevé au chalut de fond	3,32942e-06	3,27292	3,26728e-06	3,27596	Johnson <i>et al.</i> (2015)

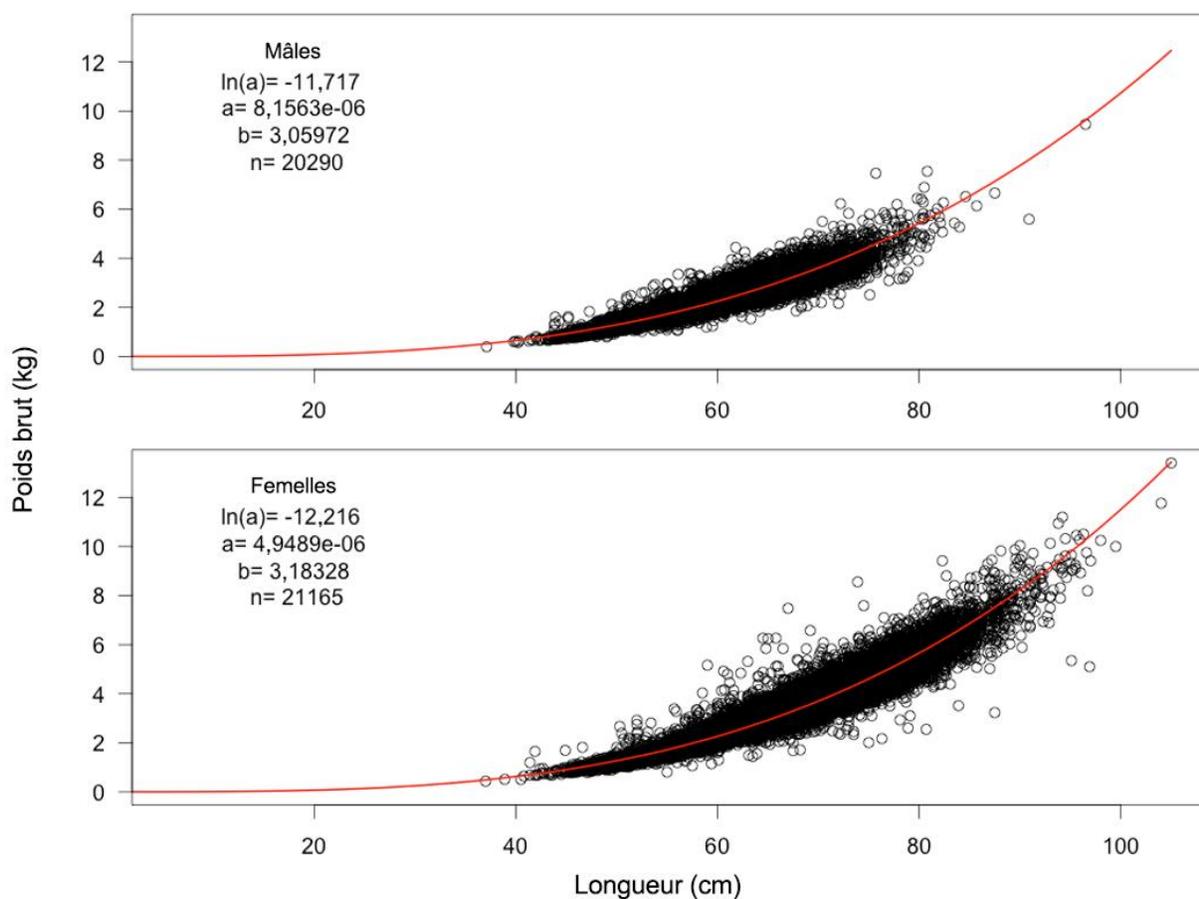


Figure D-1. Relation poids-longueur pour la morue charbonnière mâle (graphique supérieur) et femelle (graphique inférieur) d'après les données du relevé aléatoire stratifié au piège sur l'ensemble de la côte de 2003 à 2014.

D.3. CROISSANCE

McFarlane et Beamish (1983) ont noté la croissance remarquable de la morue charbonnière au cours de sa première année de vie, d'après les observations de la grande classe d'âge de 1977 en Colombie-Britannique. Les poissons d'âge 0 de la classe d'âge de 1977 mesuraient en moyenne 28 cm de longueur à la fourche à la fin du mois de novembre 1977 et de 31 à 33 cm au printemps suivant à l'âge 1+. En septembre de l'année 1+, la morue charbonnière de la classe d'âge de 1977 avait une longueur moyenne à la fourche de 37 cm et, en novembre, de 40 cm. Ainsi, la taille de ces poissons était proche de celle des poissons d'âge 2+ au début de leur troisième année de vie. Sigler et ses collaborateurs (2001) ont estimé à 1,2 mm par jour le taux de croissance du début de la vie pendant les premiers printemps et été pour la morue charbonnière de l'Alaska. Une croissance rapide a été observée en aquaculture, où les morues charbonnières capturées à une longueur à la fourche d'environ 3 cm atteignaient environ 22 à 44 cm, selon le régime alimentaire, sur une période de 11 mois (McFarlane et Nagata 1987). Kimura et ses collaborateurs (1993) ont remarqué que la morue charbonnière est caractérisée par une croissance rapide au début de la vie, suivie par une croissance extrêmement lente à des âges plus avancés.

La longueur à l'âge 1 est de 38,4 cm pour la morue charbonnière de la côte Ouest des États-Unis à l'âge 1,66 en août, pour les deux sexes (Schirripa 2007). La longueur à l'âge 1 indiquée dans la documentation pour la morue charbonnière du golfe d'Alaska varie de 31 à 39 cm (Sigler *et al.* 2001), avec des poissons d'âge 2 mesurant en moyenne 48,1 cm à la fourche pour les mâles et 46,8 cm pour les femelles (Hanselman *et al.* 2014).

Les estimations de la croissance de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique ont été obtenues en ajustant un modèle de croissance de von Bertalanffy comportant des erreurs additives aux données sexospécifiques recueillies dans le cadre du relevé aléatoire stratifié (2003 à 2014). L'âge de la morue charbonnière a été déterminé selon la méthode des otolithes cassées et brûlées de Chilton et Beamish (1982). Sous réserve de la sélectivité des pièges, on considère que ce relevé échantillonne des poissons représentatifs de la population hauturière en raison de l'étendue des strates de profondeur, des strates spatiales et de la randomisation annuelle des emplacements des calées dans chaque strate profondeur-espace (Wyeth *et al.* 2007). Dans notre formule de croissance, la longueur moyenne à l'âge $a=1, \dots, A$ pour le sexe $\varnothing = 1, 2$ est donnée par

$$(1) \quad L_{ax} = L_{\infty,x} + (L_{1,x} - L_{\infty,x}) \exp\{-k_x(a_x - 1)\},$$

où, pour chaque sexe, $L_{\infty,x}$ est la taille asymptotique moyenne, $L_{1,x}$ est la longueur d'un poisson à l'âge 1 et est k_x le taux de croissance moyen. Nous avons fixé $L_{1,x} = 32.5$ cm pour les deux sexes d'après Cox *et al.* (2011), soit une réduction de 2,5 cm par rapport à la valeur utilisée par Cox et Kronlund (2009) afin de mieux estimer la taille des poissons au début de leur deuxième année. Pour les paires de longueur et d'âge individuelles observées (L_{xi}, a_{xi}) , la fonction de log-vraisemblance négative pour les erreurs additives avec un coefficient de variation constant peut être énoncée comme suit :

$$(2) \quad \Theta(k_x, L_{\infty,x}, \sigma_x) = n_x \log \sigma_x + \frac{1}{2\sigma_x^2} \sum_{i=1}^{n_x} \left(\frac{L_{xi} - L_{ax}}{L_{ax}} \right)^2,$$

où L_{xi} est la longueur observée des poissons $i = 1, \dots, n$ dans l'échantillon et σ_x^2 représente la variance résiduelle pour chaque sexe. La structure d'erreur sous-entend que la variance est proportionnelle à la longueur du poisson. Les données des relevés sont recueillies chaque année en octobre et en novembre après la période de croissance estivale, de sorte que l'âge a été ajusté en ajoutant la fraction de l'année civile écoulée au moment de la capture à l'âge assigné. La figure D-2 illustre les ajustements aux données sur la longueur et l'âge.

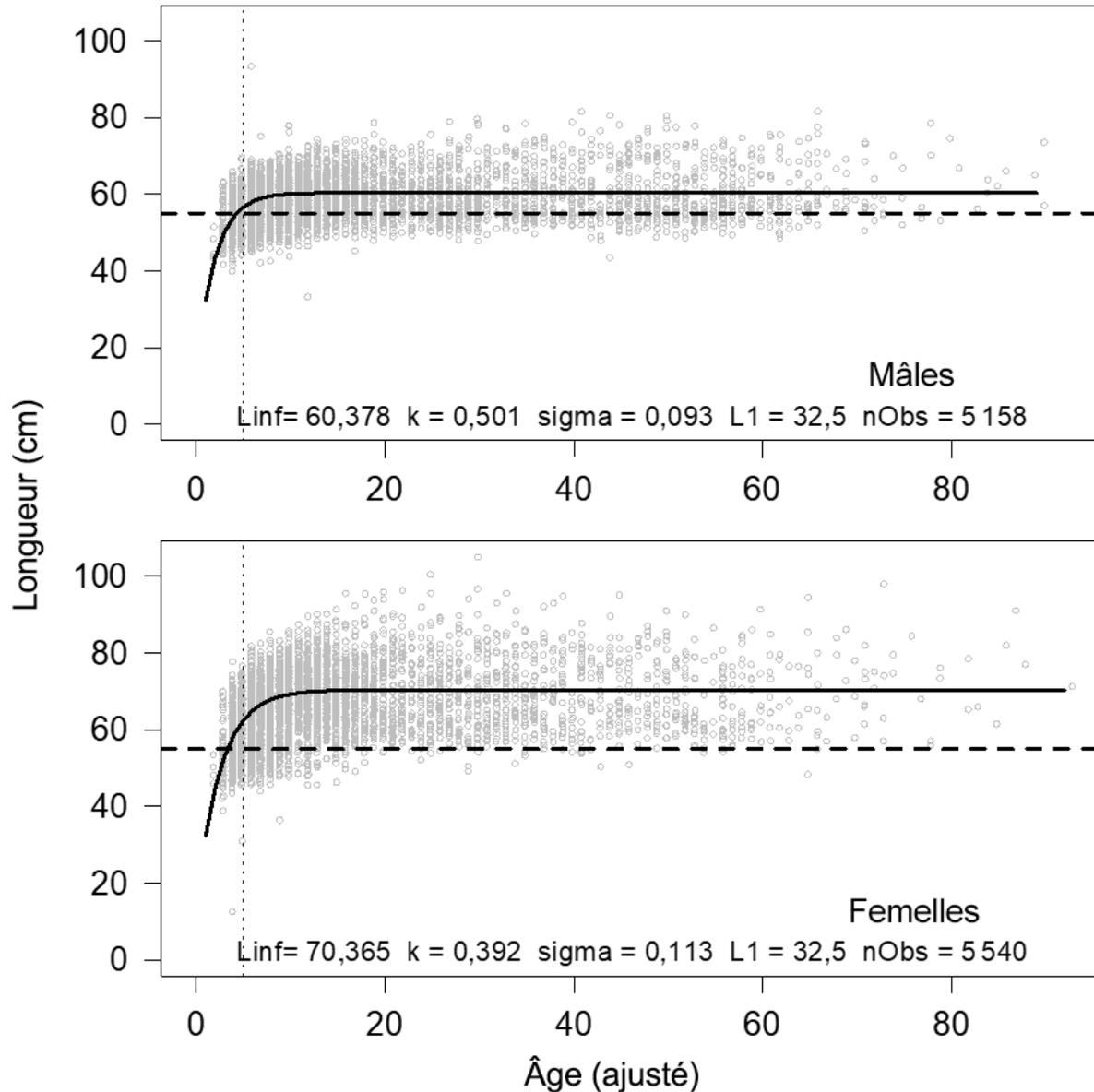


Figure D-2. Longueur selon l'âge de la morue charbonnière mâle (graphique supérieur) et femelle (graphique inférieur). Les données proviennent du relevé au piège par échantillonnage aléatoire stratifié de 2003 à 2014. L'ajustement du modèle est représenté par une ligne courbe pleine. La limite de taille légale de 55 cm est indiquée par la ligne pointillée horizontale. La ligne pointillée verticale est positionnée à l'âge 5, soit environ l'âge à 50 % de maturité indiqué dans la documentation.

Les estimations de k sont plus élevées que celles déclarées pour l'Alaska et la côte Ouest des États-Unis, ce qui pourrait résulter de la sélectivité des pièges, qui choisit probablement les

poissons dont la croissance est la plus rapide. Kimura et ses collaborateurs (1993) ont comparé les incréments de croissance de morues charbonnières pêchées au chalut et au piège et ont montré que les poissons capturés par les pièges pouvaient avoir des incréments de croissance supérieurs de 3,7 cm par rapport aux poissons capturés par les chaluts après ajustement en fonction de facteurs explicatifs, notamment le sexe, l'engin, la taille à la remise à l'eau et le temps passé en liberté. Taylor et ses collaborateurs (2005) ont conclu que presque toutes les méthodes de capture favorisent les individus à croissance rapide et, sur une période d'exploitation, créent un biais à la baisse dans les estimations de la taille asymptotique moyenne et un biais à la hausse dans les estimations du paramètre de croissance, k , et du moment de l'éclosion, t_0 . Par conséquent, nous avons conclu que nos estimations du paramètre du taux de croissance étaient probablement biaisées à la hausse. Dans la modélisation, le biais à la hausse dans les estimations de la croissance aurait tendance à réduire le temps pendant lequel la morue charbonnière est exposée aux processus de rejet imposés par la limite de taille et à produire des estimations optimistes des points de référence de la pêche. Nous avons plutôt choisi des valeurs de k qui se rapprochent de la fourchette des estimations actuellement utilisées pour les évaluations de la morue charbonnière aux États-Unis en imposant les hypothèses suivantes :

1. La longueur à l'âge 1 est fixée à $L_1 = 32,5$ cm pour les deux sexes;
2. Les taux de croissance moyens sont établis à $k = 0,29$ (mâles) et $k = 0,25$ (femelles) pour la configuration du modèle opérationnel de référence;
3. Les longueurs asymptotiques sont fixées à $L_\infty = 68$ (mâles) et $L_\infty = 72$ cm (femelles).

Les estimations des paramètres de croissance de von Bertalanffy publiées dans la documentation sont très variables (tableau D-3). L'espèce présente un dimorphisme sexuel, les femelles étant plus grandes selon l'âge que les mâles après avoir atteint la maturité aux âges 5 à 7 environ. Toutefois, les estimations publiées peuvent varier pour différentes raisons :

- a. ajustement de la courbe de croissance à la longueur moyenne selon l'âge plutôt qu'aux observations de chaque poisson;
- b. utilisation d'échantillons prélevés par divers types d'engins, ce qui introduit des biais différents en raison de la sélectivité,
- c. échantillonnage à des profondeurs, des emplacements ou des périodes différents (la même année et d'une année sur l'autre);
- d. utilisation de différents laboratoires et différents lecteurs d'âge pour déterminer l'âge.

Par exemple, Hanselman et ses collaborateurs (2007) ont présenté des estimations de la croissance fondées sur des échantillons des relevés à la palangre. Ils ont comparé les estimations tirées des données recueillies entre 1981 et 1993 à celles obtenues à partir des données de 1996 à 2004. Ils ont conclu que la longueur maximale avait augmenté au fil du temps et ont appliqué leurs estimations de la croissance à chaque période en tant qu'intrants fixes dans l'évaluation des stocks du golfe d'Alaska (GA). Les estimations du taux de croissance et de la longueur asymptotique actuellement utilisées comme intrants fixes dans les évaluations des stocks du golfe d'Alaska sont $k = 0,222$ et $L_\infty = 80,2$ cm pour les femelles, et $k = 0,290$ et $L_\infty = 67,8$ cm pour les mâles (Hanselman *et al.* 2014).

Les estimations de la croissance tirées de l'évaluation de la côte Ouest des États-Unis ont changé entre les trois dernières évaluations. Schirripa (2007) a présenté des estimations de $k = 0,246$ et $L_\infty = 77,5$ cm pour les femelles, et de $k = 0,298$ et $L_\infty = 64,5$ cm pour les mâles.

Stewart et ses collaborateurs (2011) ont estimé les paramètres de croissance dans le modèle d'évaluation des stocks; les estimations du modèle du scénario de référence de la longueur à l'âge 0,5, du taux de croissance et de la longueur à l'âge 30 ($L_{0,5}$, k , L_{30}) étaient (25,8 cm, 0,335, 64 cm) pour les femelles et (25,8 cm, 0,419, 56,2 cm) pour les mâles. Une mise à jour de l'évaluation de la côte Ouest des États-Unis (Johnson *et al.* 2015) a donné des estimations similaires (26,1 cm, 0,33, 64,15 cm) pour les femelles et (26,1 cm, 0,42, 56,28 cm) pour les mâles. À noter que $L_{0,5}$ a été établi comme étant égal pour les sexes parce qu'il y a peu de différence de taille entre les sexes à l'âge 0,5.

Tableau D-3. Estimations publiées de la croissance de la morue charbonnière en Colombie-Britannique, dans le golfe d'Alaska (GA) et sur la côte Ouest des États-Unis, y compris le moment de l'éclosion (t_0) lorsqu'il est fourni, le taux de croissance moyen (k) et la taille asymptotique (L_∞). Il est à noter que pour les évaluations de la côte Ouest des États-Unis de 2011 et de 2015, les paramètres estimés étaient les longueurs aux âges 0,5 et 30 ($L_{0,5}$, L_{30}) et le taux de croissance moyen. Les estimations en gris et marquées d'un astérisque sont actuellement utilisées comme intrants fixes pour l'évaluation du golfe d'Alaska ou estimées dans le modèle d'évaluation pour l'évaluation de la côte Ouest des États-Unis.

Région	Sexe	t_0 (ans)	k	L_∞ (cm)	Source
C.-B.	Mâles	-1,07	0,290	66,7	Stocker et Saunders (1997)
	Femelles	-0,77	0,249	81,5	
Nord de la C.-B.	Mâles	-	0,338	65,9	Saunders <i>et al.</i> (1995)
	Femelles	-	0,263	76,2	
Sud de la C.-B.	Mâles	-	0,29	66,7	Saunders <i>et al.</i> (1995)
	Femelles	-	0,249	81,4	
GA	Mâles	-2,35	0,23	69,1	1981-1985 (Hanselman <i>et al.</i> 2007)
	Femelles	-2,89	0,16	83,0	
GA	Mâles	-0,716	0,379	67,3	1996-2004 (Hanselman <i>et al.</i> 2007)
	Femelles	-0,959	0,265	79,3	
Pente du GA	Mâles	-	0,033-0,243	66,5-74,8	Fourchettes par zone (Sigler <i>et al.</i> 1997)
	Femelles	-	0,112-0,204	78,5-95,4	
Plateau du GA	Mâles	-	0,069-0,344	63,7-70,9	Fourchettes par zone (Sigler <i>et al.</i> 1997)
	Femelles	-	0,169-0,403	70,7-75,6	
GA	Mâles	-8,06	0,12	70,2	Échantillons des relevés à la palangre de 1987 à 1989 (Kimura <i>et al.</i> 1993)
	Femelles	-6,15	0,106	86,7	
GA	Mâles	-4,5 à -1,62	0,193-0,357	66,6-70,1	1996-2004, fourchettes par zone de gestion (Hanselman <i>et al.</i> 2007)
	Femelles	-2,81 à 0,48	0,183-0,314	77,2-81,3	
C.-B.	Mâles	-	0,504	61,2	Échantillons des relevés au piège de 2003 à 2009 (Cox <i>et al.</i> 2011) Longueur à l'âge 1 = 32,5 cm
	Femelles	-	0,390	70,9	
Côte Ouest des États-Unis	Mâles	-1,82	0,472	54,7	Échantillons des relevés au chalut et au piège de 1983 à 1989 (Kimura <i>et al.</i> 1993)
	Femelles	-0,81	0,499	61,0	
Côte Ouest des États-Unis	Mâles	-	0,298	64,5	Échantillons des relevés et de la pêche au chalut (Schirripa 2007)
	Femelles	-	0,246	77,5	
Côte Ouest des États-Unis	Mâles	$L_{0,5}=25,8$	0,419	$L_{30}=56,2$	Échantillons des relevés et de la pêche au chalut (Stewart <i>et al.</i> 2011)
	Femelles	$L_{0,5}=25,8$	0,335	$L_{30}=64$	

Région	Sexe	t_0 (ans)	k	L_∞ (cm)	Source
GA*	Mâles	-4,092	0,227	65,269	Échantillons à la palangre de 1981 à 1993 (Hanselman <i>et al.</i> 2007, Echave <i>et al.</i> 2012)
	Femelles	-3,629	0,208	75,568	
GA*	Mâles	-2,273	0,290	67,774	Échantillons à la palangre de 1996 à 2004 (Hanselman <i>et al.</i> 2007, Echave <i>et al.</i> 2012)
	Femelles	-1,949	0,222	80,220	
C.-B.	Mâles	-	0,501	60,4	Échantillons des relevés au piège de 2003 à 2014. Longueur à l'âge 1 = 32,5 cm
	Femelles	-	0,392	70,5	
Côte Ouest des États-Unis*	Mâles	$L_{0,5}=26,10$	0,42	$L_{30}=56,28$	Échantillons des relevés et de la pêche au chalut (Johnson <i>et al.</i> 2015).
	Femelles	$L_{0,5}=26,10$	0,33	$L_{30}=64,15$	

D.4. MATURITÉ

La morue charbonnière de la côte Ouest des États-Unis fraye d'octobre à avril, avec un pic de reproduction vers janvier et février (Johnson *et al.* 2015). On pense que la morue charbonnière en Colombie-Britannique et en Alaska fraye de janvier à avril (Mason *et al.* 1983; McFarlane et Beamish 1983; Hanselman *et al.* 2014), avec un pic de reproduction vers février. Les échantillons de morue charbonnière prélevés pendant les relevés de recherche en Colombie-Britannique sont attribués aux stades de maturité 1 à 12 en fonction de l'inspection visuelle (macroscopique) des gonades; les stades 3 à 12 correspondent aux poissons matures (Wyeth *et al.* 2007). Les données des relevés de recherche proviennent principalement des relevés au piège effectués en octobre et durant la première moitié du mois de novembre, peut-être juste avant ou au début de la saison de fraie. Le stade de maturité n'est pas facile à déterminer en dehors de la saison de fraie, lorsque les poissons matures et immatures peuvent être mélangés; il est difficile de distinguer les différences d'apparence des ovaires entre les poissons immatures et les poissons au repos.

Nous avons ajusté un modèle logistique simple aux données sur la maturité selon l'âge, par sexe (figure D-3). On peut prévoir les mêmes causes de biais dans les estimations de la croissance pour les estimations du calendrier de maturité. Nos estimations de l'âge à 50 % de maturité fondées sur les échantillons des relevés aléatoires stratifiés se situent à l'extrémité inférieure de la fourchette publiée (tableau D-4), ce qui était prévisible si la sélectivité des pièges retient les morues charbonnières à croissance rapide ou s'il y a un biais dans l'attribution des stades de maturité aux états immatures. Ainsi, pour la modélisation, nous fixons l'âge à 50 % de maturité à l'âge 5 avec l'âge à 95 % de maturité à l'âge 8, qui sont les âges utilisés dans Cox et Kronlund (2009) et Cox *et al.* (2011).

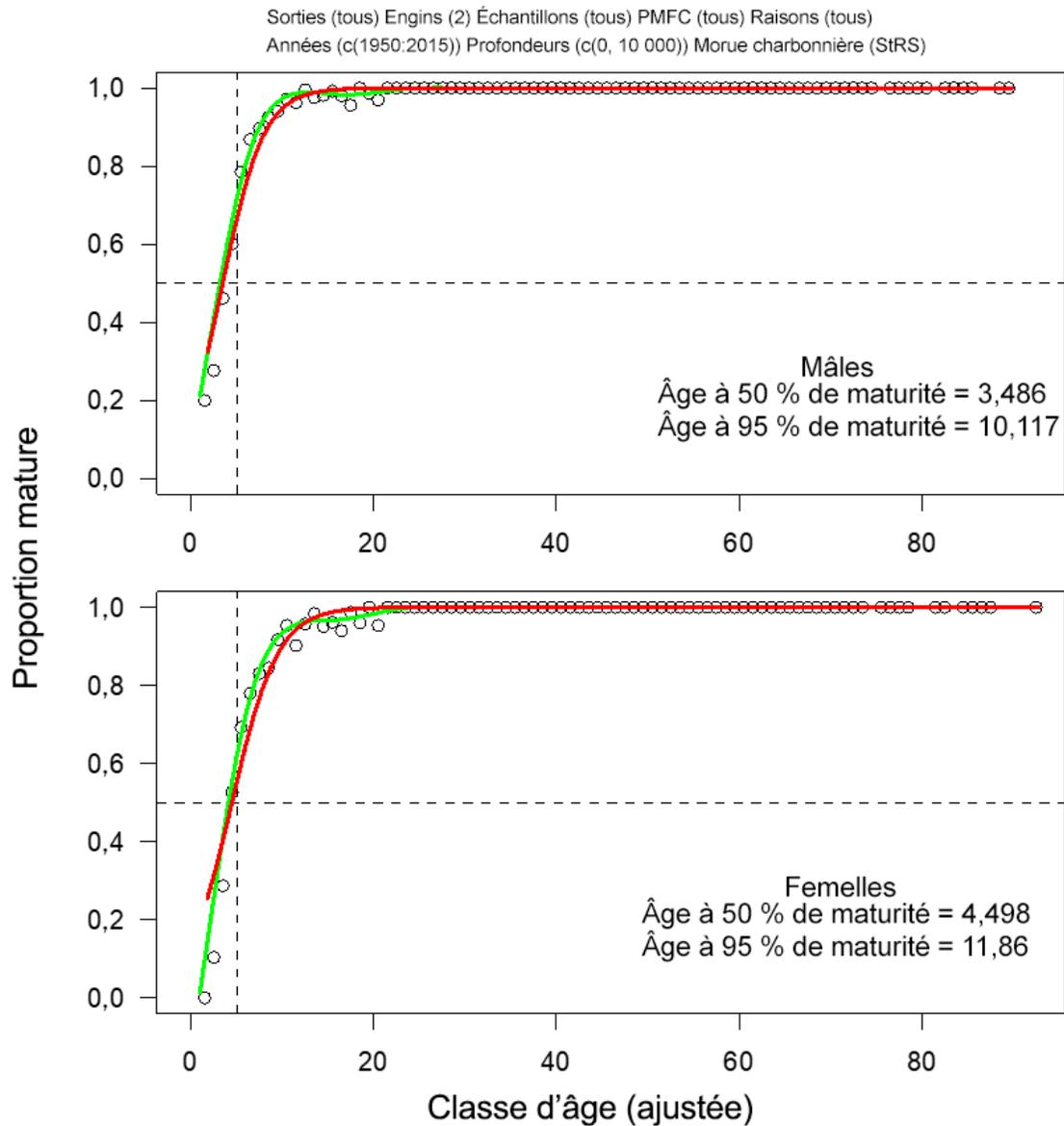


Figure D-3. Maturité selon l'âge de la morue charbonnière mâle (graphique supérieur) et femelle (graphique inférieur). Les proportions observées selon l'âge sont représentées par des cercles ouverts. Le calendrier de maturité ajusté est indiqué pour un modèle logistique (ligne rouge) et une spline de lissage (ligne verte); les estimations pour le modèle logistique sont précisées dans chaque graphique de la figure.

Tableau D-4. Estimations de l'âge et de la longueur à 50 % de maturité pour la morue charbonnière.

Région	Sexe	Âge à 50 % de maturité (ans)	Longueur à 50 % de maturité (cm)	Source	
GA	Mâles	5	57	Sasaki (1985), utilisé dans Hanselman <i>et al.</i> (2014)	
	Femelles	6,5	65		
C.-B.	Mâles	5	52	Mason <i>et al.</i> (1983)	
	Femelles	5	58		
	Mâles	4,3	52,6	McFarlane et Beamish (1983)	
	Femelles	4,9	62,4		
	Mâles	4,8	-	Stocker et Saunders (1997)	
	Femelles	5,1	-		
	Mâles	3,8 à 5,9	53,6-53,9	McFarlane et Beamish (1990)	
	Femelles	3,8 à 5	51,7-54,0		
	Combinés	2,95	49,47	Cox <i>et al.</i> (2011)	
	Mâles	2,63	48,24		
	Femelles	3,14	57,00		
	Mâles	3,5	49,2		
		Femelles	4,5	57,4	Échantillons des relevés aléatoires stratifiés au piège de 2003 à 2014
	Côte Ouest des États- Unis	Mâles	5-7	-	Parks et Shaw (1987)
Femelles		55,3			
Mâles		3-8	49,0	Fujiwara et Hankin (1988)	
Femelles		3-8	56,4		
Mâles		5-7	-	Schirripa (2007)	
Femelles			55,3		
Mâles		-	-	Stewart <i>et al.</i> (2011), Johnson <i>et al.</i> (2015)	
Femelles		-	58		

D.5. PROPORTIONS SELON L'ÂGE

Les proportions selon l'âge, par sexe, pour la pêche commerciale au piège, le relevé normalisé au piège et le relevé aléatoire stratifié au piège sont illustrées sur les figures D-4 à D-9, respectivement. Un poids égal a été attribué à chaque spécimen pour chacune des trois sources de données. La première classe d'âge a été établie à trois ans et un groupe « plus » a été créé pour les poissons âgés de 35 ans et plus. Pour toutes les sources de données, les conditions suivantes ont été imposées :

1. Les lectures de l'âge ont été limitées à celles obtenues à l'aide de la méthode des otolithes cassées et brûlées (MacLellan 1997); par exemple, les lectures des surfaces ont été exclues.
2. Seuls les échantillons prélevés au piège ont été inclus.
3. Les échantillons étaient inclus si le code du type d'échantillon était « prises totales » ou « aléatoire », c'est-à-dire que l'âge était exclu si le code du type d'échantillon était « sélectionné » ou « stratifié ».
4. Les échantillons étaient exclus si l'échantillon pouvait être identifié comme ayant été prélevé sur un mont sous-marin ou dans les eaux côtières (par exemple, programme de relevé dans les bras de mer continentaux).

Les échantillons de la pêche commerciale au piège obtenus dans le cadre du programme d'échantillonnage volontaire étaient inclus si le type de voyage était « commercial observé » ou « commercial non observé ». Comparativement à Cox *et al.* (2009) et à Cox *et al.* (2011), nous avons exclu certaines données sur la détermination de l'âge des échantillons de la pêche commerciale de 1980, 1981, 1982 et 1983 qui n'avaient pas été codés comme échantillons « aléatoires » ou « prises totales », c'est-à-dire des échantillons possiblement sélectionnés pour des attributs particuliers ou des échantillons stratifiés. Les données sur la détermination de l'âge pour 1979, 1980 et 1984 ont été retirées des ajustements du modèle opérationnel après qu'une inspection visuelle des proportions selon l'âge a donné à penser que les échantillons n'étaient pas aléatoires (par exemple, quasi-absence de poissons dans les 10 premières classes d'âge, blocs de classes d'âge manquants alors qu'ils auraient dû être abondants, distribution uniforme des proportions) ou que les échantillons étaient de petite taille. Les données sur la détermination de l'âge pour la pêche commerciale au piège sont incomplètes pour 2015 et ont été retirées des ajustements du modèle opérationnel en raison de la petite taille des échantillons. Les âges dans les relevés normalisés ont été inclus si les poissons provenaient des strates de profondeur D1 à D5, afin que la profondeur de l'échantillonnage soit uniforme sur les séries chronologiques de 1990 à 2009 (Wyeth *et al.* 2007). Tous les âges disponibles à partir du relevé aléatoire stratifié ont été inclus.

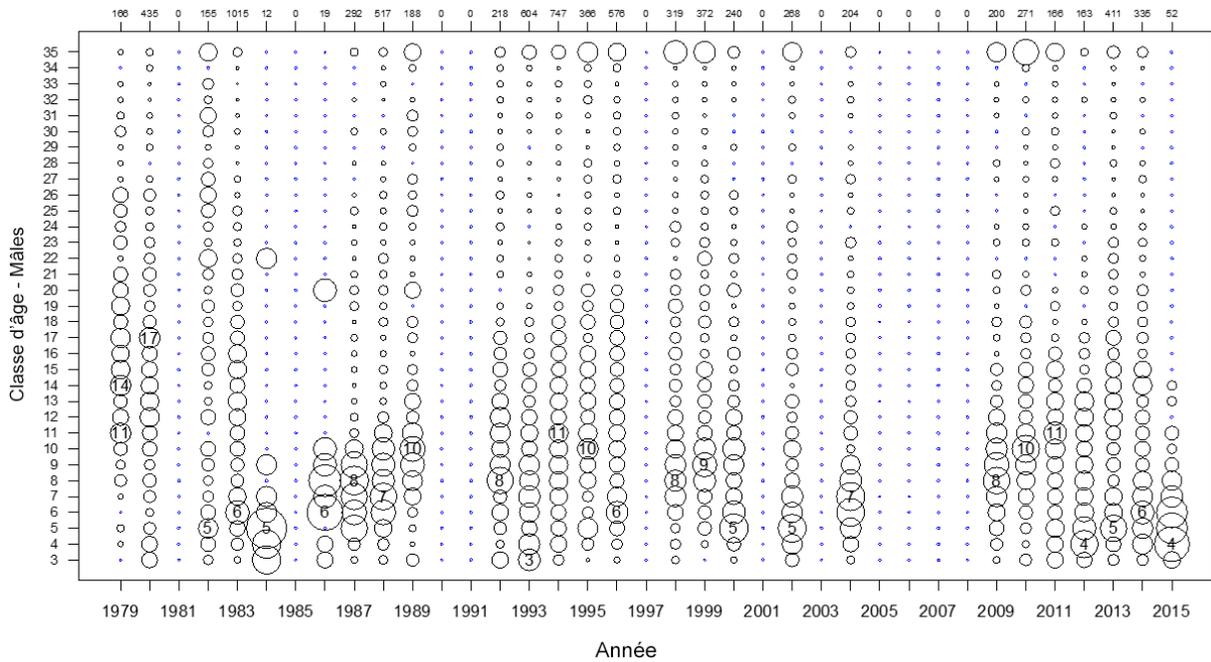


Figure D-4. Proportions selon l'âge dans la pêche commerciale au piège pour la morue charbonnière mâle, de 1982 à 2015. L'âge minimum est fixé à 3 ans et le groupe plus à la classe d'âge 35. Les tailles des cercles sont à l'échelle des proportions selon l'âge. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé chaque année est indiqué le long de l'axe supérieur de chaque graphique.

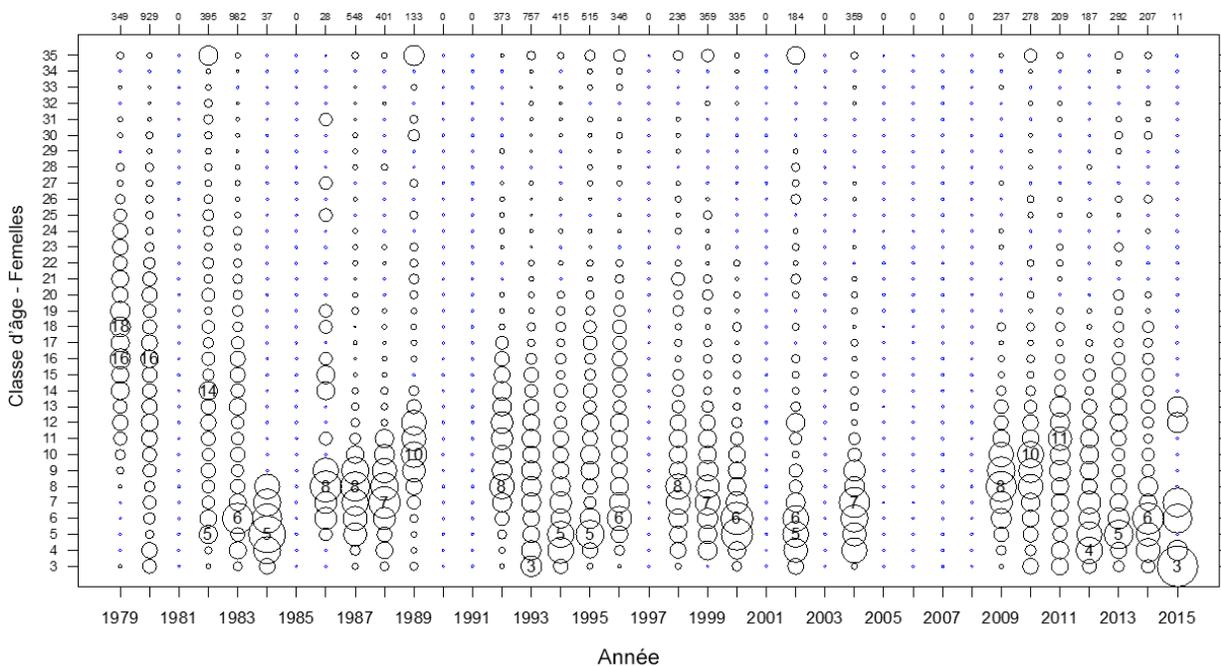


Figure D-5. Proportions selon l'âge dans la pêche commerciale au piège pour la morue charbonnière femelle, de 1982 à 2015. L'âge minimum est fixé à 3 ans et le groupe plus à la classe d'âge 35. Les tailles des cercles sont à l'échelle des proportions selon l'âge. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé chaque année est indiqué le long de l'axe supérieur de chaque graphique.

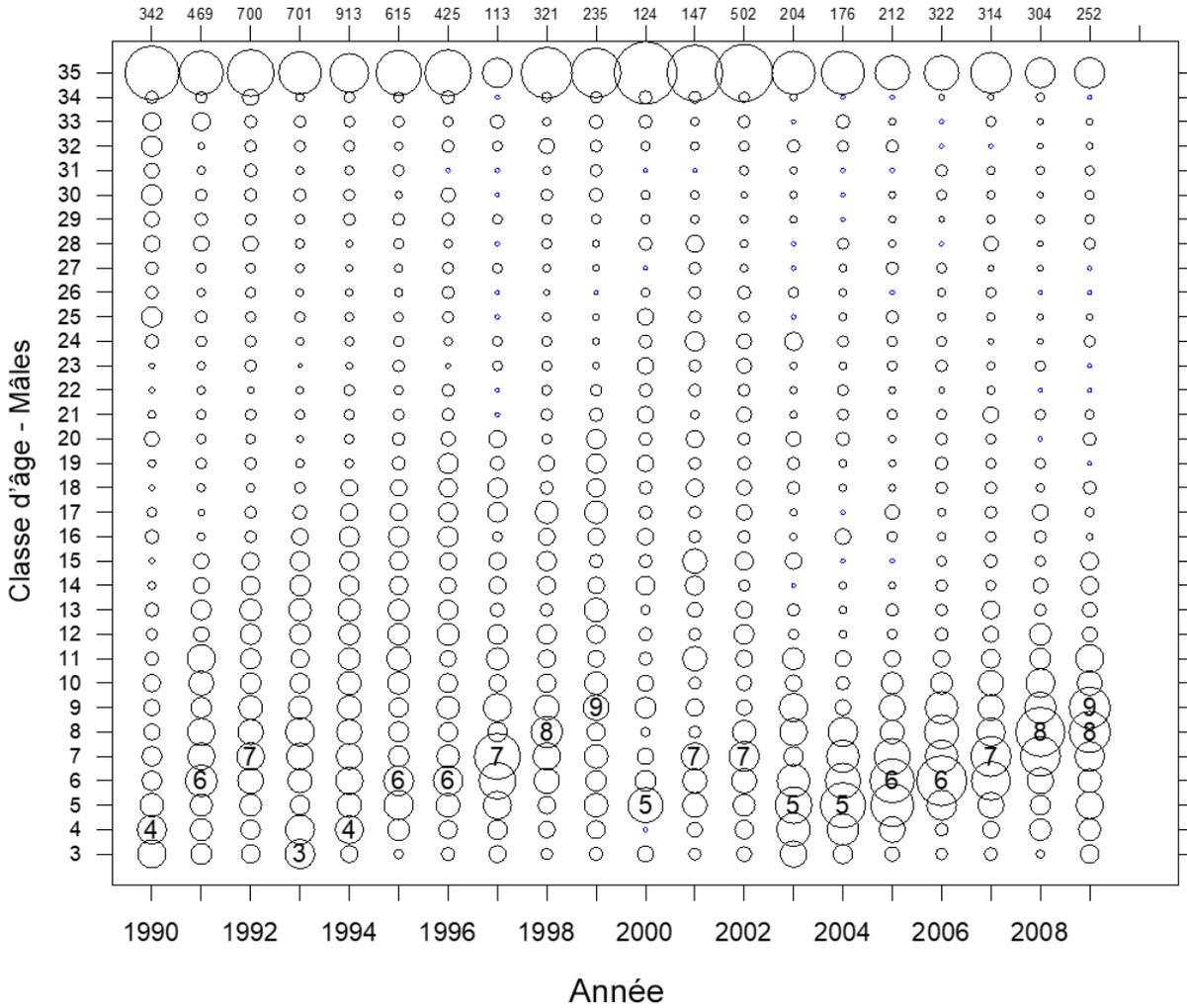


Figure D-6. Proportions selon l'âge dans les relevés normalisés au piège pour la morue charbonnière mâle, de 1990 à 2010. L'âge minimum est fixé à 3 ans et le groupe plus à la classe d'âge 35. Les tailles des cercles sont à l'échelle des proportions selon l'âge. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé chaque année est indiqué le long de l'axe supérieur de chaque graphique.

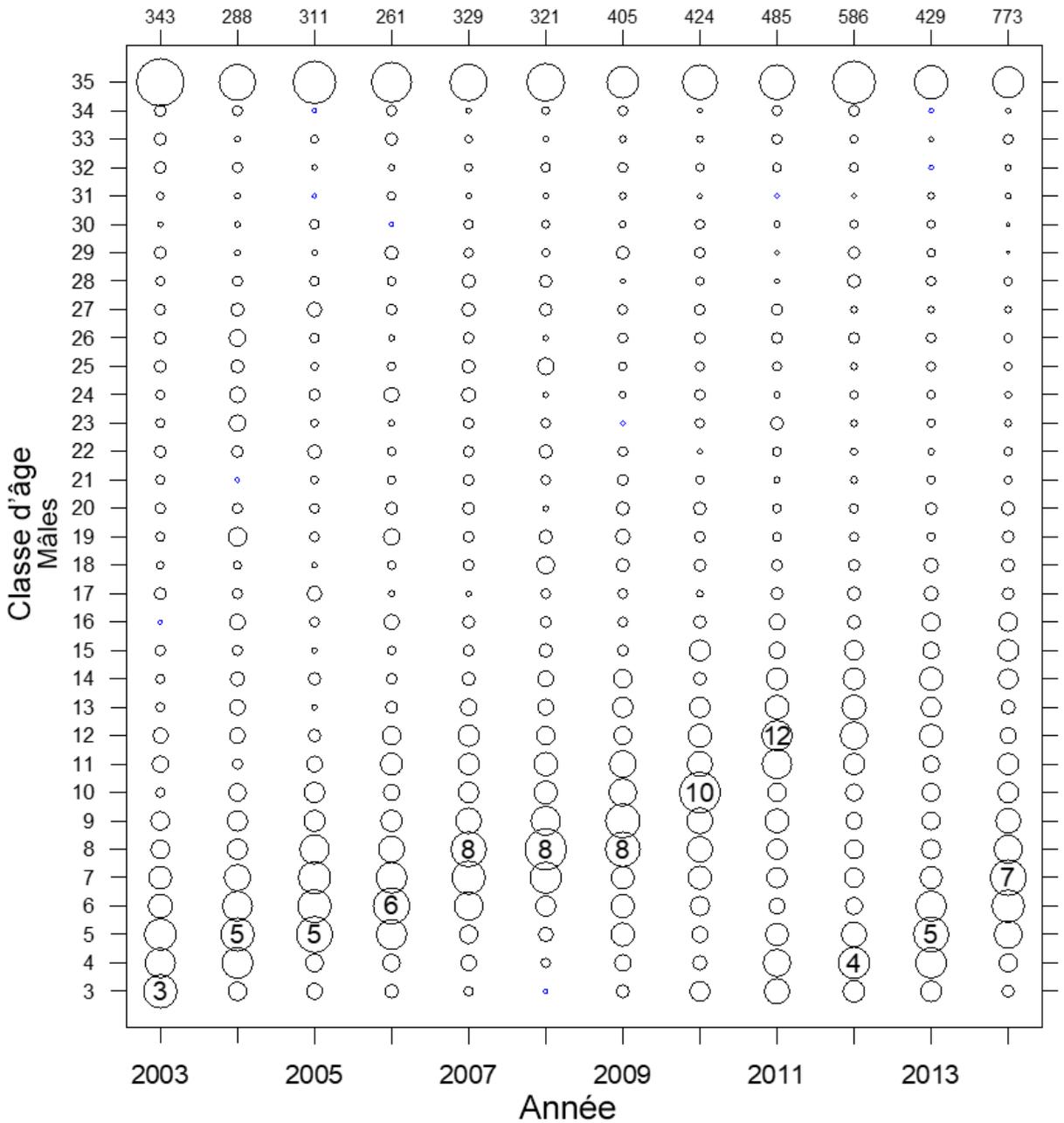


Figure D-8. Proportions selon l'âge dans les relevés aléatoires stratifiés au piège pour la morue charbonnière mâle, de 2003 à 2014. L'âge minimum est fixé à 3 ans et le groupe plus à la classe d'âge 35. Les tailles des cercles sont à l'échelle des proportions selon l'âge. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé chaque année est indiqué le long de l'axe supérieur de chaque graphique.

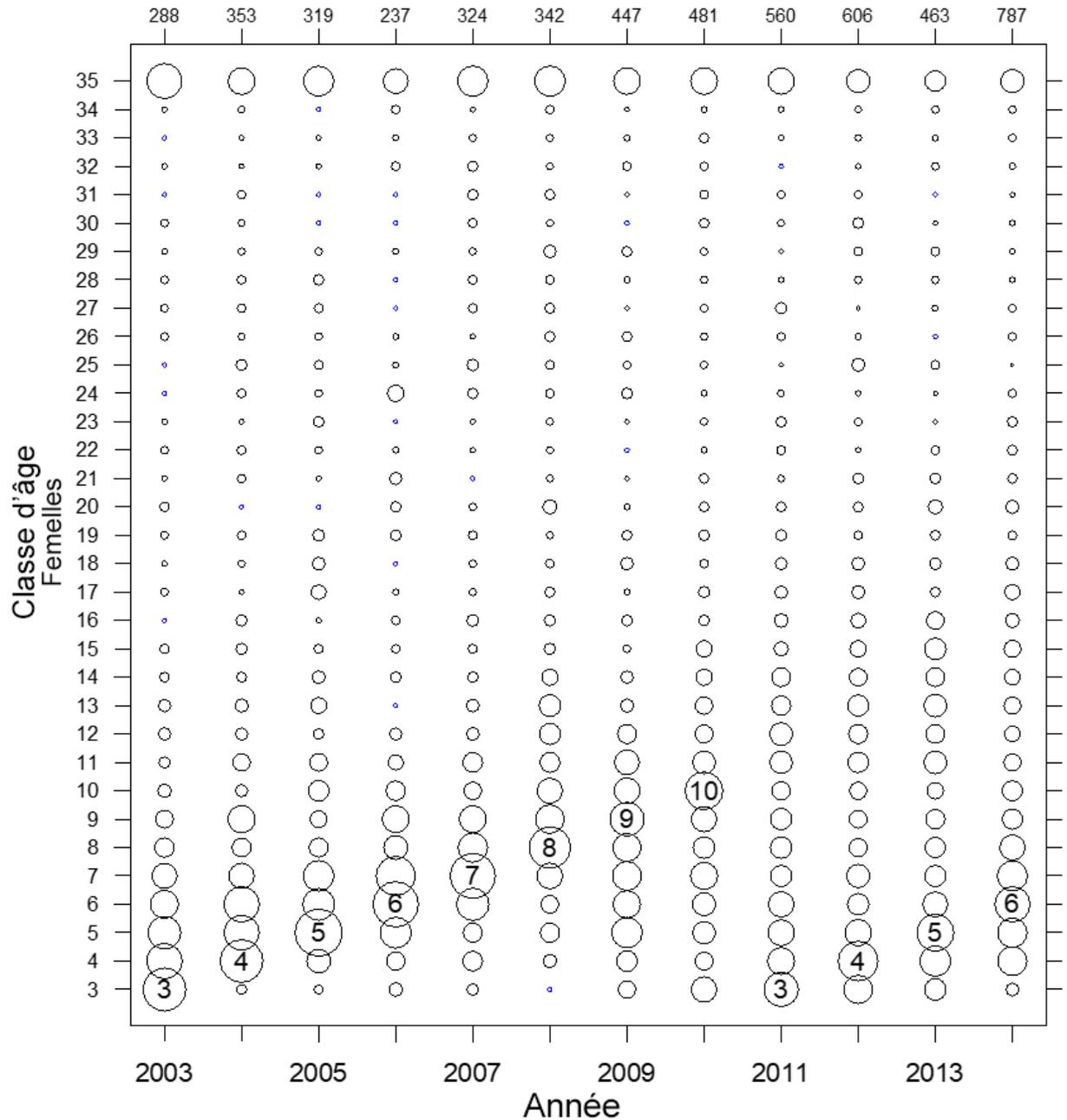


Figure D-9. Proportions selon l'âge dans les relevés aléatoires stratifiés au piège pour la morue charbonnière femelle, de 2003 à 2014. L'âge minimum est fixé à 3 ans et le groupe plus à la classe d'âge 35. Les tailles des cercles sont à l'échelle des proportions selon l'âge. Les nombres dans les cercles indiquent la classe d'âge de la plus grande proportion d'âge dans une année. Le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé chaque année est indiqué le long de l'axe supérieur de chaque graphique.

D.6. MORTALITÉ NATURELLE

L'âge maximal déclaré pour la morue charbonnière en Alaska est de 94 ans (Kimura *et al.* 1998), 87 ans en Colombie-Britannique et 102 ans (femelles) sur la côte Ouest des États-Unis (Stewart *et al.* 2011). Funk et Bracken (1984) ont supposé $M = 0,112$, et les évaluations subséquentes ont supposé $M = 0,1$ jusqu'en 1999. De 1999 à 2003, le modèle d'évaluation de

l'Alaska a estimé la mortalité naturelle à environ 0,1, mais l'analyse de la distribution bayésienne *a posteriori* de M en 2004 (Sigler *et al.* 2004) a montré que ces estimations n'étaient pas bien étayées. Les évaluations du stock de morue charbonnière dans le golfe d'Alaska après 2004 ont été effectuées avec une valeur *a priori* très précise de M , ou une valeur fixe de M telle que fixée à $M = 0,1$, en commençant dans Hanselman *et al.* (2009) et jusque dans Hanselman *et al.* (2014).

La première application de la synthèse des stocks à la morue charbonnière de la côte Ouest des États-Unis a utilisé une valeur de $M = 0,15$ (Methot et Hightower 1988) d'après des arguments selon lesquels l'ajustement du modèle était amélioré. En 1989, Methot et Hightower (1989) ont révisé la valeur de M de 0,15 à 0,09 en fonction des critères révisés de détermination de l'âge pour la morue charbonnière et d'une augmentation de la proportion observée de poissons plus âgés dans le stock par rapport aux évaluations précédentes. Le modèle utilisé pour générer les avis de récolte pour la morue charbonnière de la côte Ouest des États-Unis en 1989 établissait $M = 0,0875$, tout comme les évaluations jusqu'en 1992. Les arguments fondés sur l'application de l'estimateur de Hoenig (1983) de la mortalité totale ont mené à utiliser $M = 0,07$ dans les évaluations des stocks de 1992 à 2007 (par exemple, Schirripa 2007). Dans l'évaluation de 2011, la mortalité naturelle par sexe a été estimée (avec une valeur *a priori* informative) à 0,08 pour les femelles et à 0,065 pour les mâles (Stewart *et al.* 2011). L'évaluation la plus récente, réalisée par Johnson et ses collaborateurs (2015), a donné des estimations de $M = 0,08$ pour les femelles et 0,06 pour les mâles. Les évaluations du stock en Colombie-Britannique ont adopté une valeur fixe de $M = 0,08$ (par exemple, Haist *et al.* 2005, Cox *et al.* 2009, Cox et Kronlund 2009). Cox et ses collaborateurs (2011) ont estimé une mortalité naturelle des deux sexes combinés de 0,06 pour leur scénario du modèle opérationnel de référence, mais ont également inclus des scénarios avec une valeur fixe de $M = 0,08$.

D.7. MORTALITÉ DUE AU REJET

La mortalité des poissons remis à l'eau représente une grande incertitude dans les estimations de la mortalité par pêche. Les taux de mortalité des rejets ne sont généralement pas mesurés et dépendent de l'interaction de facteurs liés à la capture, aux conditions environnementales, à la taille des poissons et à la sensibilité aux agents de stress (Davis 2002; Davis et Parker 2004; Davis *et al.* 2001, Olla *et al.* 1997). Les déterminants de la mortalité due au rejet chez la morue charbonnière sont liés *i*) au type d'engin, *ii*) aux différences en fonction de la taille observées dans la sensibilité au stress provoqué par les facteurs environnementaux qui interagissent et *iii*) à la mortalité différée après la remise à l'eau résultant des effets cumulatifs du stress ou de la prédation pendant que le poisson récupère. Les agents de stress propres à l'engin sont l'épuisement à la nage (chalut), l'écrasement, les perforations, la suffocation (chalut, piège), les blessures causées par les hameçons, la durée de la pêche, la prédation par les amphipodes (engins fixes seulement), la perte d'écaillés (chalut, piège, hameçon) et les pratiques de manipulation sur le pont. L'impact cumulatif de ces facteurs est difficile à quantifier dans l'ensemble des conditions de pêche. De ce fait, la mortalité due au rejet de la morue charbonnière a été étudiée principalement au moyen d'expériences en laboratoire contrôlées (par exemple, Davis *et al.* 2001, Olla *et al.* 1998), avec relativement peu d'études sur le terrain (par exemple, Erickson *et al.* 1997, Rutecki et Meyers 1992, Thorson 1972).

Rutecki et Meyers (1992) ont comparé le taux de survie des morues charbonnières juvéniles capturées à la turlutte ou au piège (longueur à la fourche de 22 à 30 cm) et ont signalé un taux de mortalité de 19 % pour les poissons capturés à la turlutte dans la première semaine de retenue, contre un taux de mortalité de 75 % pour les poissons capturés au piège sur la même période. Leurs résultats concordent avec ceux de Thorson (1972), qui a conclu que les blessures mécaniques causées par l'impact contre les parois du piège et l'embolie causée par

la décompression entraînaient une hémorragie pétéchiale et ecchymotique de l'abdomen et des nageoires. Davis et ses collaborateurs (2001) ont mené des expériences pour comparer les effets de la prise de morue charbonnière à l'hameçon et au chalut en fonction du changement de température et de l'exposition à l'air. Les morues charbonnières avaient été capturées à une longueur à la fourche de 20 à 40 mm et élevées pendant jusqu'à 3 ans avant l'expérience, durant laquelle elles ont été utilisées comme des juvéniles d'âge 2+ de 32 à 48 cm de longueur à la fourche. Celles du groupe témoin, qui ont été transférées d'une eau de mer à 4,7 °C à une eau de mer à 12 °C, puis exposées à l'air pendant 15 minutes, ont survécu pendant au moins 60 jours. Les transferts dans l'eau de mer à 16 °C ont entraîné une mortalité de 100 %. Les morues charbonnières capturées à l'aide d'hameçons circulaires, qui ont été maintenues pendant 4 h à 4,7 °C, puis transférées dans de l'eau de mer à 12 °C avant une exposition de 15 minutes à l'air, ont survécu pendant au moins 60 jours. Les poissons transférés dans l'eau de mer à 14 °C ont connu une mortalité de 50 %, mais les morues charbonnières exposées dans l'eau de mer à 16 °C ont connu une mortalité de 100 %. Les morues charbonnières remorquées dans un cul de chalut simulé pendant 4 h et transférées dans l'eau de mer à 12, 14 et 16 °C d'eau de mer, maintenues pendant 15 minutes dans l'air, ont connu une mortalité de 33 %, 83 % et 100 %, respectivement. Cependant, les échantillons étaient petits pour les deux engins utilisés dans Davis *et al.* (2001) et les conditions de la pêche industrielle (par exemple, exposition plus longue à l'air, températures plus élevées, pratiques de manipulation) n'ont pas été reproduites. Il est donc probable que les taux de mortalité étaient sous-estimés par rapport à la pêche commerciale au chalut.

Davis et Parker (2004) et Davis (2005) laissent entendre que les changements du comportement des poissons attribuables aux effets cumulatifs des agents de stress en interaction peuvent réduire l'évitement des prédateurs après le rejet ou accroître la vulnérabilité à l'infection résultant d'une alimentation perturbée. Ils ont exposé deux classes de taille de morue charbonnière (petite, de 32 à 49 cm, et grande, de 50 à 67 cm) à l'air pendant 10 à 60 minutes à 10 °C, 14 °C et 18 °C. Les poissons n'ont pas été soumis à une pêche simulée. La mortalité a augmenté plus rapidement pour la classe des poissons de petite taille après une exposition de 30 minutes dans l'air que chez la morue charbonnière de grande taille, et a également montré une augmentation du seuil de mortalité avec la température pour les petits poissons (Davis et Parker 2004). Dix minutes d'exposition à l'air ont modifié le comportement des morues charbonnières, petites et grandes, mais ces effets ont diminué lorsqu'on les a mesurés 1, 2, 3 et 24 heures après l'exposition. En général, le comportement normal n'avait pas repris 24 heures après l'exposition et les petits poissons étaient alors plus perturbés que les gros. Les considérations relatives à l'exposition à l'air ont probablement un impact plus important sur les poissons pêchés au chalut que sur ceux pêchés avec une ligne munie d'hameçons. Dans ce dernier cas, les poissons de petite taille sont habituellement relâchés à la lisse, tandis que pour le chalut, les poissons sont généralement remontés sur le pont, triés, puis relâchés. Les pièges peuvent entraîner des temps d'exposition à l'air intermédiaires entre la palangre et le chalut, particulièrement lorsque les taux de prise sont élevés, car les pièges utilisés en Colombie-Britannique sont très sélectifs pour la morue charbonnière et les temps de tri sont donc relativement courts.

Erickson et ses collaborateurs (1997) ont pêché au chalut des morues charbonnières à des profondeurs de 177 à 223 m sur une période de 0,75 à 1,42 h et ont surveillé la mortalité pendant jusqu'à six jours. Les morues charbonnières de 30 à 74 cm de longueur à la fourche étaient placées dans des cages sur le fond marin à une profondeur comprise entre 138 et 148 m, où la température de fond était de 6 °C à 8 °C et la température à la surface était de 15 °C à 17 °C. Le temps de manipulation sur le pont a été réduit à 15 minutes au cours de l'étude parce que les temps supérieurs à 20 minutes entraînaient une mortalité de 90 % après 2 jours. La mortalité moyenne variait de 37 % (1 jour) à 90 % (4 jours), ce qui sous-entend des

taux de mortalité quotidienne supérieurs à 50 %. Comme dans d'autres études, les taux de mortalité étaient plus élevés pour les petites morues charbonnières sur des périodes de 1, 2, 4 et 6 jours.

En général, les données empiriques limitées sur la mortalité due au rejet de la morue charbonnière indiquent que :

- a. la mortalité due au rejet est la plus faible pour les pièges, moyenne pour les palangres et la plus élevée pour les chaluts;
- b. les petites morues charbonnières de taille inférieure à la taille légale (longueur à la fourche de moins de 55 cm en Colombie-Britannique) sont plus vulnérables à la mortalité due au rejet que les grosses, parce qu'elles sont plus sensibles aux blessures physiques et aux changements rapides de température, probablement en raison de leur taille plus petite;
- c. les changements de comportement et les infections provoquées par les blessures peuvent entraîner une importante mortalité différée, en particulier chez les petites morues charbonnières, en raison de la prédation ou de la maladie après le rejet.

Conformément au plan actuel de gestion de la morue charbonnière (MPO 2014), des déductions sont opérées sur les quotas détenus lorsque des morues charbonnières de taille légale sont rejetées; aucune déduction de quota n'est appliquée aux rejets de poissons de taille inférieure à la taille légale car le règlement impose leur rejet. Le taux de mortalité due au rejet utilisé pour calculer la déduction varie selon le type d'engin; les taux de mortalité au piège et à la palangre sont de 9 % et de 15 %, respectivement. Le taux de mortalité au chalut est fonction de la durée du trait; on attribue une mortalité de 10 % pour les deux premières heures et 10 % supplémentaires sont calculés au prorata pour chaque heure subséquente. Le taux de mortalité habituellement attribué au chalut est d'environ 20 à 30 % en fonction de la durée annuelle moyenne du trait (environ 3 heures) de 1996 à 2010, un chiffre nettement inférieur à ce qui pourrait être prévu compte tenu de l'analyse documentaire décrite ci-dessus.

Les taux de mortalité due au rejet utilisés dans les plans de gestion intégrée des pêches de la Colombie-Britannique peuvent largement sous-estimer la mortalité réelle des morues charbonnières rejetées. En particulier, les taux de mortalité indiqués dans le plan de gestion ne tiennent pas compte du fait que la plupart des poissons rejetés sont les petits poissons de taille inférieure à la taille légale qui sont les plus vulnérables à la mortalité due au rejet. De plus, les poissons rejetés subiront probablement des modifications comportementales ou physiologiques et seront donc sujets à une prédation accrue par les mammifères marins ou d'autres poissons. Les taux de mortalité due au rejet pour la pêche de la morue charbonnière sur la côte Ouest des États-Unis, dont la taille minimale est de 55,88 cm (22 po) de longueur à la fourche, sont calculés en fonction de la température de la surface de la mer d'après les relations dérivées dans Davis *et al.* (2001) (Schirripa et Colbert 2005; Schirripa 2007). Il semble donc que les taux de mortalité due au rejet de la morue charbonnière, tels que précisés dans les plans de gestion du MPO, sont trop faibles pour être utilisés dans les évaluations modélisées des impacts des rejets. Nous avons plutôt fixé les taux de mortalité due au rejet (par année parce qu'ils s'ajoutent aux taux de mortalité naturelle et de mortalité par pêche) à 0,16/an pour le piège, 0,35/an pour la palangre et 1,6/an pour le chalut. Cela équivaut à des taux de mortalité annuels totaux de 15 %, 30 % et 80 %, respectivement. En comparaison, l'évaluation la plus récente de la morue charbonnière pour la côte Ouest des États-Unis (Johnson *et al.* 2015) supposait que la mortalité due au rejet est de 100 % pour les poissons de moins de 28 cm. Pour les poissons de plus de 28 cm, elle est présumée diminuer rapidement à 20 % pour la palangre et le piège, et à 50 % pour le chalut. Les taux effectifs de mortalité due au rejet pour toutes les tailles étaient de 60 % pour la palangre et le piège et de 75 % pour le chalut.

D.8. RÉFÉRENCES CITÉES

- Cox, S.P. and Kronlund, A.R. 2009. [Evaluation of interim harvest strategies for Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) in British Columbia, Canada for 2008/09](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/042. vi + 82 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Wyeth, M.R. 2009. [Development of precautionary management strategies for the British Columbia Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/043. vi + 145 p.
- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Lacko, L. 2011. [Management procedures for the multi-gear Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/063. viii + 45 p.
- Chilton, D.E. and Beamish, R.J. 1982. Age determination methods for fishes studied by the groundfish program at the Pacific Biological Station. 1982. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 60: 102p.
- Davis, M.W. 2002. Key Principles for understanding fish bycatch discard mortality. Can. J. Fish. Aquat. Sci 59:1834-1843.
- Davis, M.W. 2005. Behaviour impairment in captured and released Sablefish: Ecological consequences and possible substitute measures for delayed discard mortality. Journal of Fish Biology 66: 254 – 265.
- Davis, M. W., and B. L. Olla. 2001. Stress and delayed mortality induced in Pacific halibut *Hippoglossus stenolepis* by exposure to hooking, net towing, elevated sea water temperature and air: implications for management of bycatch. North American Journal of Fisheries Management 21:725–732.
- Davis, M. W., Olla, B. L., and Schreck, C. B. 2001. [Stress induced by hooking, net towing, elevated sea water temperature and air in Sablefish: Lack of concordance between mortality and physiological measures of stress](#). J. Fish Biol 58: 1 – 15.
- Davis, M.W. and Parker, S.J. 2004. Fish size and exposure to air: Potential effects on behavioural impairment and mortality rates in discarded Sablefish. North American Journal of Fisheries Management 24: 518 – 524.
- Echave, K.B., Hanselmann, D.H., Adkinson, M.D., and Sigler, M.F. 2012. Interdecadal change in growth of Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) in the northeast Pacific Ocean. Fish. Bull. 210: 361-374.
- Erickson, D., Pikitch, E., Methot, R., Babcock, E., Builder, T., Wallace, J., Crone, P., Brodziak, J., and Conser, R. 1997. Survival of trawl caught and discarded sablefish (*Anoplopoma fimbria*) off the U.S. West Coast. ICES CM 1977/FF:06.
- Fujiwara, S. and Hankin, D.G. 1988. Sex ratio, spawning period, and size and age at maturity of Sablefish *Anoplopoma fimbria* off northern California, Nippon Suisan Gakkaishi 54(8): 1333-1338.
- Funk, F. and Bracken, B.E. 1984. Status of the Gulf of Alaska sablefish (*Anoplopoma fimbria*) resource in 1983. Alaska Dept. Fish Game., Info. Leaflet. 235, 55 p.
- Hanselman, D. H., Lunsford, C.R., Fujioka, J.T. and Rodgveller, C.J. 2007. Alaskan Sablefish. In Stock assessment and fishery evaluation report for the groundfish resources of the GOA and BS/AI as projected for 2008. North Pacific Fishery Management Council, 605 W 4th Ave, Suite 306 Anchorage, AK 99501.

-
- Haist, V., Kronlund, A.R., and Wyeth, M.R. 2005. [Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) in British Columbia, Canada: Stock Assessment Update for 2004 and Advice to Managers for 2005](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/031. v + 177p.
- Hanselman, D. H., J. Fujioka, C. Lunsford, and C. Rodgveller. 2009. Assessment of the sablefish stock in Alaska. In Stock assessment and fishery evaluation report for the groundfish resources of the GOA and BS/AI as projected for 2010. North Pacific Fishery Management Council, 605 W 4th Ave, Suite 306 Anchorage, AK 99501.
- Hanselman, D.H., C. Lunsford, and Rodgveller, C. 2014. Assessment of the sablefish stock in Alaska. In Stock assessment and fishery evaluation report for the groundfish resources of the GOA and BS/AI. North Pacific Fishery Management Council, 605 W 4th Ave, Suite 306 Anchorage, AK 99501.
- Johnson, K.F., Rudd, M.B., Pons, M., Allen, C., Lee, Q., Hurtado-Ferro, F., Haltuch, M.A., and Hamel, O.S. 2015. Status of the U.S. Sablefish Resource in 2015. Agenda Item D.8. Attachment 8 (Entire Document Electronic Only).
- Kimura, D.K., Shimada, A.M., and Lowe, S.A. 1993. Estimating von Bertalanffy growth parameters of sablefish *Anoplopoma fimbria* and Pacific cod *Gadus macrocephalus* using tag-recapture data. Fish. Bull. 91(2): 271-280.
- Kimura, D. K., A. M. Shimada, and F. R. Shaw. 1998. Stock structure and movement of tagged sablefish, *Anoplopoma fimbria*, in offshore northeast Pacific waters and the effects of El Niño-Southern Oscillation on migration and growth. Fish. Bull. 96: 462-481.
- MacLellan, S.E. 1997. How to age rockfish (*Sebastes*) using *S. alutus* as an example – the otolith burnt section technique. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2146: 42 pp.
- McFarlane, G.A. and Beamish, R.J. 1983. Overview of the fishery and management strategy for Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) in waters off the west coast of Canada. p. 13-35. In Proceedings of the Second Lowell Wakefield Fisheries Symposium, Anchorage, AK. Alaska Sea Grant Report 83-3.
- McFarlane, G.A. and Nagata, W.D. 1987. Overview of Sablefish mariculture and its potential for industry. *Fourth Alaska Aquaculture Conference*, November 1987, Sitka, Alaska. p. 105-120. Alaska Sea Grant Report, 88-4.
- Mason, J.C., Beamish, R.J., and McFarlane, G.A. 1983. Preliminary observations on the juvenile biology of Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) in waters off the west coast of Canada, p. 119-136. In Proceedings of the Second Lowell Wakefield Fisheries Symposium, Anchorage, AK. Alaska Sea Grant Report. 83-8.
- Methot, R. D., and J. Hightower. 1988. Status of the Washington-Oregon-California sablefish stock in 1989. Appendix B in Pacific Fishery Management Council. Status of the Pacific coast groundfish fishery through 1988 and recommended acceptable biological catches for 1989. Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon.
- Methot, R. D. and Hightower, J. 1989. Status of the Washington-Oregon-California sablefish stock in 1989. Appendix B in Pacific Fishery Management Council. Status of the Pacific coast groundfish fishery through 1989 and recommended acceptable biological catches for 1990. Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon.
- MPO. 2014. Pacific Region Integrated Fisheries Management Plan, Groundfish. Fisheries and Oceans Canada, effective February 21, 2014. 273 p.

-
- Olla, B.L., Davis, M.W., and Schreck, C.B. 1997. Effects of simulated trawling on Sablefish and Walleye Pollock: The role of light intensity, net velocity and towing duration. *Journal of Fish Biology* 50: 1181 – 1194.
- Olla, B.L., Davis, M.W., and Schreck, C.B. 1998. Temperature magnified postcapture mortality in adult Sablefish after simulated trawling. *Journal of Fish Biology* 53: 743 – 751.
- Parks, N. B., and F. R. Shaw. 1987. Changes in relative abundance and size composition of sablefish in coastal waters of Washington and Oregon, 1979-1985. U.S. Department of Commerce, NOAA Technical Memorandum NMFS F/NWC-124. 41 p.
- Rutecki, T.L. and Meyers, T.R. 1992. Mortality of juvenile Sablefish captured by hand-jigging and traps. *North American Journal of Fisheries Management* 12:836 – 837.
- Sasaki, T. 1985. Studies on the sablefish resources in the North Pacific Ocean. Bulletin 22, (1-108), Far Seas Fishery Laboratory. Shimizu, 424, Japan.
- Saunders, M.W., B.M. Leaman and G.A. McFarlane. 1995. Sablefish stock assessment for 1995 and recommended yield options for 1996. PSARC Working Paper G95-5.
- Schirripa, M.J. 2007. Status of the Sablefish Resource off the Continental U.S. Pacific Coast in 2007. Pacific Fishery Management Council. Portland, Oregon. 117 p.
- Schirripa, M.J. and Colbert, J.J. 2005. Interannual changes in sablefish (*Anoplopoma fimbria*) recruitment in relation to oceanographic conditions within the California Current System. *Fish. Oceanogr.* 14:4, 1-12.
- Sigler, M. F., S. A. Lowe, and C. Kastle. 1997. Area and depth differences in the age-length relationship of sablefish *Anoplopoma fimbria* in the Gulf of Alaska. In M. Saunders and M. Wilkens (eds.). *Proceedings of the International Symposium on the Biology and Management of Sablefish*. pp 55-63. NOAA Tech. Rep. 130.
- Sigler, M.F., Rutecki, T.L., Courtney, D.L., Karinen, J.F., and Yang, M.-S. 2001. Young-of-the-year sablefish abundance, growth, and diet. *Alaska Fisheries Research Bulletin* 8(1): 57-70.
- Sigler, M.F., Lunsford, C.R., and Fujioka, J.T. 2004. Alaska sablefish assessment for 2005. *In* Stock assessment and fishery evaluation report for the groundfish fisheries of the Gulf of Alaska. North Pacific Fishery Management Council, 605 W 4th Avenue, Suite 306, Anchorage, AK 99510.
- Stewart, I.J., Thorson, J.T., and Wetzell, C. 2011. Status of the U.S. sablefish resource in 2011. Pacific Fishery Management Council. Portland, Oregon. 442 p.
- Stocker, M. and Saunders, M.W. 1997. Utility of an age- and sex-structured model for sablefish, *Anoplopoma fimbria*, stock assessment off the west coast of Canada. In M. Saunders and M. Wilkens (eds.). *Proceedings of the International Symposium on the Biology and Management of Sablefish*. pp 207-213. NOAA Tech. Rep. 130.
- Taylor N.G., Walters, C.J., Martell, S.J.D. 2005. A new likelihood for simultaneously estimating von Bertalanffy growth parameters, gear selectivity, and natural and fishing mortality. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 62: 215-223.
- Thorson, K. N. 1972. Subcutaneous hemorrhage in captive Sablefish (*Anoplopoma fimbria*): A Possible Link to Mortality. *J. Fish. Res. Bd. Canada* 29: 1089-1090.
- Wyeth, M.R., Kronlund, A.R, and Elfert, M. 2007. Summary of the 2005 British Columbia sablefish (*Anoplopoma fimbria*) research and assessment survey. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2694. 105p.
-

ANNEXE E. SÉLECTIVITÉ ESTIMÉE À PARTIR DES DONNÉES DE MARQUAGE

E.1. INTRODUCTION

La sélectivité en fonction de la taille dans les pêches commerciales est parfois confondue avec d'autres paramètres du modèle dans les modèles de la dynamique des populations fondés sur l'âge ou la longueur (Sigler 1999). Les données tirées des étiquettes posées sur les poissons remis à l'eau et récupérées peuvent servir à estimer directement la sélectivité en fonction de la taille dans les pêches en comparant la distribution des tailles d'après les récupérations à la distribution connue des tailles lors des remises à l'eau (Hamley et Reiger 1973; Myers et Hoenig 1997). Dans la présente annexe, nous estimons la sélectivité en fonction de la taille à partir des étiquettes posées lors des relevés de la morue charbonnière et récupérées dans les pêches commerciales (piège, palangre et chalut). Nous comparons les performances relatives des fonctions de sélection logistique, normale et gamma avec des paramètres stationnaires et variables dans le temps.

E.2. PRÉPARATION ET MODÉLISATION DES DONNÉES

La sélectivité a été estimée à partir des données recueillies de 1996 à 2012, tirées des étiquettes posées sur les poissons remis à l'eau et récupérées. Les rejets de chaque année (R_t) sont regroupés entre tous les types de relevés au piège (programme de marquage traditionnel, relevé normalisé au piège, relevé aléatoire stratifié et programme de relevé dans les bras de mer; Wyeth *et al.* 2004). Les poissons récupérés ont été triés en classes de 50 mm de longueur entre 450 et 900 mm en fonction de leur longueur au moment du rejet. Nous avons utilisé les longueurs au moment du rejet (plutôt que de la récupération) parce que les poissons récupérés dans les pêches commerciales sont congelés en mer et dégelés pour l'échantillonnage à terre, ce qui peut mener à des erreurs dans la mesure de leur longueur réelle au moment de la récupération. Les engins utilisés pour la récupération étaient les pièges, les palangres et les chaluts de pêche commerciale. Les récupérations dans la pêche commerciale au chalut excluent la première classe de longueur (450 à 500 mm) en raison de la petite taille des échantillons ou de l'absence d'observations certaines années, qui empêchaient la convergence de tous les modèles variables dans le temps. Nous avons supposé que la mortalité naturelle était constante pour l'ensemble des classes de taille comprises dans l'analyse.

Les récupérations annuelles ont été limitées aux morues charbonnières recapturées dans l'année suivant leur remise à l'eau et triées selon l'engin (g) et la classe de longueur (j). En limitant la liberté des poissons à un an, il n'est plus nécessaire d'estimer simultanément les taux de croissance et de mortalité requis pour estimer la sélectivité à partir de récupérations sur plusieurs années. Par conséquent, nous avons supposé que les poissons demeuraient dans leur classe de longueur pendant l'année suivant le rejet. Pour les classes de taille prises en compte dans l'analyse, il est peu probable que cette hypothèse ne soit pas respectée pour les poissons d'âge 5 et plus. Par exemple, d'après les ajustements de la croissance de von Bertalanffy aux données sur la morue charbonnière de la Colombie-Britannique (Cox *et al.* 2011), un poisson d'âge 5 devrait croître en moyenne de 593 à 623 mm à l'âge 6, soit une augmentation de 30 mm. Un poisson d'âge 10 devrait grandir en moyenne de 6 mm en un an. En revanche, un poisson d'âge 1 (environ 320 mm de longueur à la fourche) devrait grandir de 100 mm d'ici l'âge 2.

Le nombre annuel prévu de morues charbonnières recapturées dans chaque classe de longueur, $\hat{C}_{g,t,j}$, a été calculé comme le produit de la sélectivité en fonction de la taille, $S_{g,j}$, du

taux d'exploitation, $f_{g,t}$ et du nombre total de poissons rejetés l'année précédente, $R_{t-1,j}$, par pêche :

$$(1) \quad \hat{C}_{g,t,j} = s_{g,j} f_{g,t} R_{t-1,j} .$$

Pour chaque pêche, les modèles décrivant les courbes asymptotiques et en forme de dôme ont été comparés à l'aide de trois fonctions paramétriques, chacune comportant des paramètres stationnaires et variables dans le temps. La sélectivité asymptotique a été spécifiée à l'aide de la fonction Logistique (L) suivante avec trois paramètres (un stationnaire et deux variables dans le temps) :

$$(2L.1) \quad s_{g,j} = \frac{1}{a_g + e^{-b_g(l_j - a_g)}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Logistique; stationnaire}) ,$$

$$(2L.2) \quad s_{g,t,j} = \frac{1}{a_{g,t} + e^{-b_g(l_j - a_{g,t})}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Logistique; } a_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

$$(2L.3) \quad s_{g,j} = \frac{1}{a_g + e^{-b_{g,t}(l_j - a_g)}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Logistique; } b_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

où a est la classe de longueur dans laquelle 50 % des individus sont entièrement sélectionnés, b est la pente de la courbe, l_j est la médiane de la j^{e} classe de longueur de 50 mm et t indique l'année.

Les modèles de sélectivité en forme de dôme ont été estimés à l'aide des fonctions Normale (N) et Gamma (G), chacune étant paramétrée à l'aide d'une formule stationnaire et de deux formules variables dans le temps comme suit :

$$(2N.1) \quad s_j = \frac{1}{\sigma_g \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(l_j - \mu_g)^2}{2\sigma_g^2}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Normale; stationnaire}) ,$$

$$(2N.2) \quad s_{g,t,j} = \frac{1}{\sigma_g \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(l_j - \mu_{g,t})^2}{2\sigma_g^2}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Normale; } \mu_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

$$(2N.3) \quad s_{g,t,j} = \frac{1}{\sigma_{g,t} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(l_j - \mu_g)^2}{2\sigma_{g,t}^2}} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Normale; } \sigma_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

où μ est la classe de longueur entièrement sélectionnée, σ est l'écart-type de la fonction, l_j est la médiane de la j^{e} classe de longueur de 50 mm et t indique l'année. De même, les équations pour la fonction Gamma sont données par

$$(2G.1) \quad s_{g,j} = l_j^{(c_g - 1)} e^{(c_g - d_g l_j - 1)} \left[\frac{c_g - 1}{d_g} \right]^{-(c_g - 1)} (\max(s_{g,j}))^{-1} \quad (\text{Gamma; stationnaire}) ,$$

$$(2G.2) \quad s_{g,t,j} = l_j^{(c_{g,t}-1)} e^{(c_{g,t}-d_{g,t}l_j-1)} \left[\frac{c_{g,t}-1}{d_{g,t}} \right]^{-(c_{g,t}-1)} \left(\max(s_{g,j}) \right)^{-1} \quad (\text{Gamma}; c_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

$$(2G.3) \quad s_{g,t,j} = l_j^{(c_g-1)} e^{(c_g-d_{g,t}l_j-1)} \left[\frac{c_g-1}{d_{g,t}} \right]^{-(c_g-1)} \left(\max(s_{g,j}) \right)^{-1} \quad (\text{Gamma}; d_{g,t} \text{ variable dans le temps}) ,$$

où c_g est un paramètre de forme, d_g est un paramètre de taux, l_j est la médiane de la j^{e} classe de longueur de 50 mm et t indique l'année où il se produit. Les paramètres ont été estimés à l'échelle logarithmique en minimisant le logarithme négatif de la vraisemblance binomiale pour le nombre prévu d'étiquettes récupérées dans chaque classe de longueur,

$$(3) \quad -LL = -1 \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J C_{g,t,j} \log \left(\frac{\hat{C}_{g,t,j}}{R_{t-1,j}} \right) + (R_{t-1,j} - C_{g,t,j}) \log \left(1 - \frac{\hat{C}_{g,t,j}}{R_{t-1,j}} \right) ,$$

où $C_{g,t,j}$ est le nombre observé d'étiquettes récupérées dans chaque classe de longueur.

L'optimisation a été réalisée à l'aide de l'algorithme Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno (BFGS) dans la fonction `optim` en R (R Development Core Team 2015). La variance de chaque paramètre a été calculée à l'aide de la méthode delta comme suit :

$$(4) \quad \sigma_u^2 = \left(\frac{du}{dv} \right)^2 \sigma_v^2$$

où σ_u^2 est la variance de l'estimation du paramètre de sélectivité à l'échelle naturelle, du/dv est la dérivée de la fonction transformée par rapport au paramètre de sélectivité et σ_v^2 est la variance à l'échelle logarithmique des estimations des paramètres tirées de la diagonale de la matrice d'information de Fisher (c'est-à-dire le négatif de la matrice hessienne inverse).

Le critère d'information d'Akaike (CIA) a été calculé pour chaque modèle de sélectivité selon l'équation

$$(5) \quad AIC = 2k - 2 \log LL ,$$

où k est le nombre de paramètres estimés et M_l est la vraisemblance du modèle. Dans les modèles imbriqués, des valeurs plus faibles du critère d'information d'Akaike dénotent un soutien statistique plus élevé ajusté pour le nombre de paramètres dans le modèle. La parcimonie de l'ajustement pour chaque modèle de sélectivité a été comparée à l'aide de la différence entre le score du critère d'information d'Akaike et le plus petit score du critère d'information d'Akaike de tous les modèles utilisés dans chaque pêche (ΔCIA).

E.3. RÉSULTATS DU MODÈLE

Les modèles de sélectivité ne convergeaient pas pour la fonction Logistique avec $b_{g,t}$ variable dans le temps (équation 2L.3) pour les pêches au piège et à la palangre. Les modèles de

sélectivité du chalut commercial ne convergeaient pour aucune des fonctions Logistiques (équations 2L.1, 2L.2, 2L.3), ni pour la fonction Normale avec σ_t variable dans le temps (modèle 2N.3). La différence des valeurs du critère d'information d'Akaike pour chaque modèle convergent par rapport au modèle ayant la valeur la plus faible du critère d'information d'Akaike dans chaque pêche est présentée dans le tableau E-1. Les estimations des paramètres pour la fonction de sélectivité avec la valeur la plus basse du critère d'information d'Akaike pour chaque type d'engin sont indiquées dans le tableau E-2. Les courbes normales avec un écart-type variable dans le temps (2N.3) ont produit la valeur la plus faible du critère d'information d'Akaike pour les étiquettes récupérées dans les pêches commerciales au piège et à la palangre. Une fonction de sélectivité Gamma stationnaire (2G.1) a produit le score le plus bas du critère d'information d'Akaike pour le chalut commercial. La figure E-1 illustre les courbes de sélectivité correspondantes pour chacun de ces modèles et la figure E-2, les estimations des paramètres variables dans le temps correspondantes.

Tableau E-1. Valeurs relatives du critère d'information d'Akaike pour chaque modèle de sélectivité, par type d'engin, où Δ CIA est la différence de valeurs du critère d'information d'Akaike entre chaque modèle et le modèle ayant la valeur la plus faible du critère d'information d'Akaike dans chaque type d'engin. Les valeurs entre parenthèses indiquent la valeur brute du critère d'information d'Akaike.

Modèle de sélectivité	Variable dans le temps	Δ CIA (CIA)		
		Piège	Palangre	Chalut
<i>Logistique</i>				
2L.1	Non	992,67 (109 527,80)	25,92 (43 245,86)	-
2L.2	Oui	327,37 (108 862,50)	25,92 (43 245,86)	-
<i>Normale</i>				
2N.1	Non	644,27 (109 179,40)	3,94 (43 223,88)	31,70 (13 988,62)
2N.2	Oui	28,47 (108 563,60)	10,29 (43 230,23)	3,56 (13 960,48)
2N.3	Oui	0 (108 535,13)	0 (43 219,94)	-
<i>Gamma</i>				
2G.1	Non	677,27 (109; 212,40)	6,65 (43 226,59)	0 (13 956,92)
2G.3	Oui	20,47 (108 555,60)	11,38 (43 231,32)	2,97 (13 959,89)
2G.3	Oui	54,27 (108 589,40)	13,13 (43 233,07)	3,88 (13 960,80)

Tableau E-2. Estimations des paramètres et erreurs-types (ET) pour les modèles de courbe de sélectivité ayant les scores les plus bas du critère d'information d'Akaike pour chaque type d'engin. Dans le cas de la pêche au chalut, les estimations des paramètres du modèle 2N.2 sont également présentées à des fins de comparaison avec les modèles pour le piège et la palangre variables dans le temps.

Engin	Sélectivité	Paramètre	Estimation	ET
Piège	2N.3	μ	703,56	1,86
		σ_{1996}	125,25	6,49
		σ_{1997}	208,32	19,12
		σ_{1998}	151,26	8,33
		σ_{1999}	95,60	3,10
		σ_{2000}	80,88	2,01
		σ_{2001}	91,57	3,04
		σ_{2002}	108,75	4,59
		σ_{2003}	79,32	3,50
		σ_{2004}	76,81	2,37
		σ_{2005}	79,78	2,63
		σ_{2006}	75,48	2,70
		σ_{2007}	88,51	3,17
		σ_{2008}	97,01	4,83
		σ_{2009}	98,74	9,29
σ_{2010}	89,90	6,00		
σ_{2011}	106,23	9,14		
σ_{2012}	111,36	7,67		
Pêche	2N.3	μ	715,29	4,55
		σ_{1996}	106,73	9,74
		σ_{1997}	105,7	8,68
		σ_{1998}	106,29	9,1
		σ_{1999}	108,59	8,39
		σ_{2000}	119,02	6,78
		σ_{2001}	105,49	7,04
		σ_{2002}	128,77	13,05
		σ_{2003}	92,55	7,24
		σ_{2004}	116,34	8,63
		σ_{2005}	99,39	6,53
σ_{2006}	111,24	9,39		

Engin	Sélectivité	Paramètre	Estimation	ET
		σ_{2007}	105,91	8,92
		σ_{2008}	99,67	7,18
		σ_{2009}	97,18	10,8
		σ_{2010}	135,05	19,27
		σ_{2011}	105,97	8,37
		σ_{2012}	153,51	17,51
Chalut	2G.1	C	7,04	4,25
		d	1,20e ⁻³	67,9e ⁻³
Chalut	2N.2	σ	229,93	64,88
		μ_{1996}	423,25	197,04
		μ_{1997}	462,47	130,31
		μ_{1998}	272,18	228,34
		μ_{1999}	543,62	87,09
		μ_{2000}	656,9	85,02
		μ_{2001}	403,65	145,58
		μ_{2002}	343,33	170,92
		μ_{2003}	455,43	126,7
		μ_{2004}	651,21	96,98
		μ_{2005}	521,29	137,65
		μ_{2006}	693,17	163,58
		μ_{2007}	743,27	134,74
		μ_{2008}	663,84	104,13
		μ_{2009}	744,22	156,57
		μ_{2010}	451,31	229,88
		μ_{2011}	569,3	228,63
		μ_{2012}	648,27	236,22

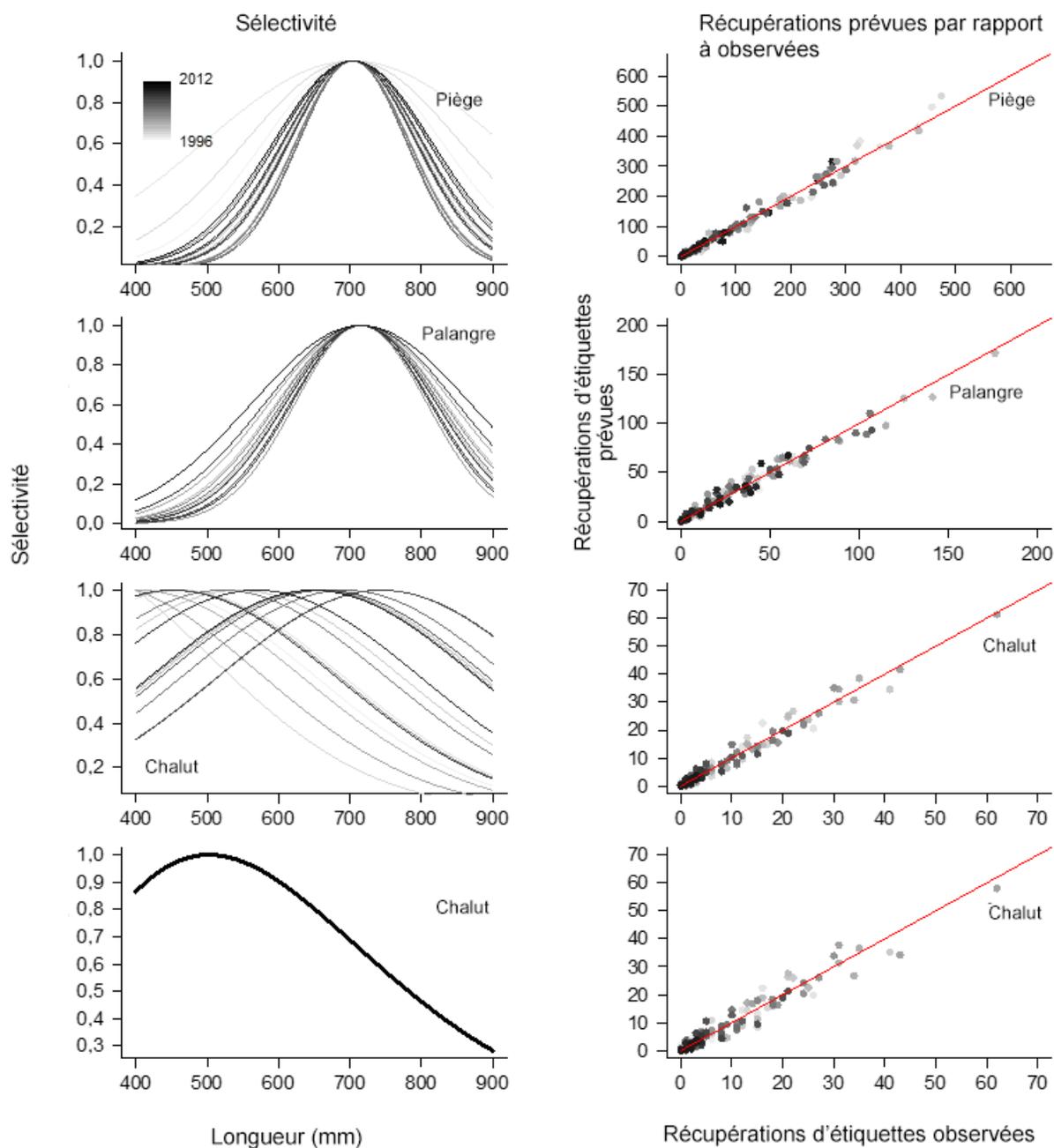


Figure E-1. Fonctions de sélectivité ajustées aux morues charbonnières dont l'étiquette est récupérée dans l'année qui suit leur remise à l'eau dans les pêches au piège, à la palangre et au chalut, respectivement. Les graphiques de gauche représentent les modèles de sélectivité estimés pour chaque type d'engin ayant le score le plus bas du critère d'information d'Akaike (2N.3 pour le piège et la palangre; 2N.2 et 2G.1 pour le chalut). Dans le cas du chalut, deux modèles sont affichés parce que les scores du critère d'information d'Akaike étaient semblables. Les graphiques de droite illustrent les récupérations d'étiquettes prévues par le modèle par rapport aux récupérations observées. La ligne 1:1 indique une prédiction parfaite.

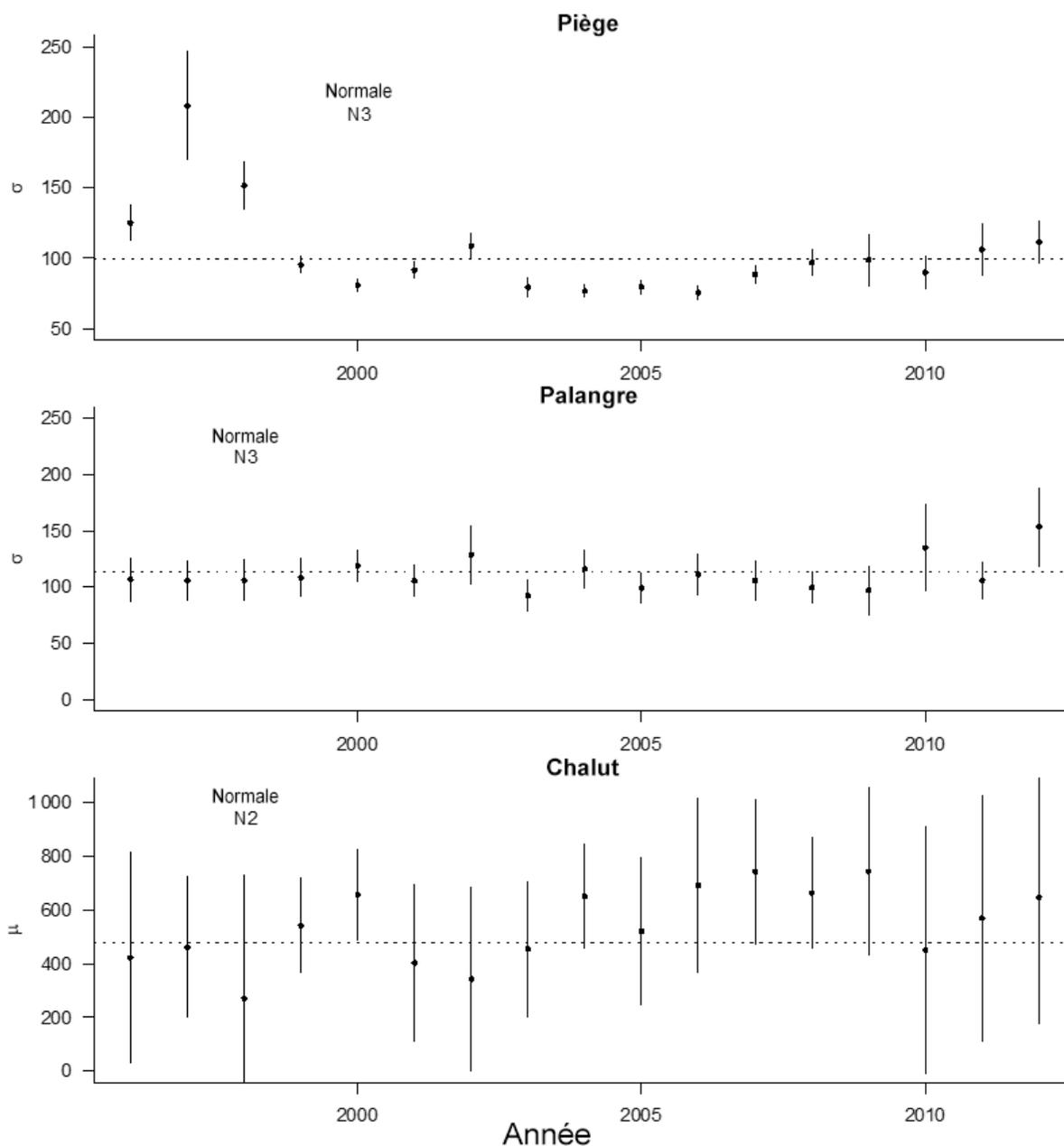


Figure E-2. Estimations des paramètres variables dans le temps pour les fonctions de sélectivité ajustées aux données pour les morues charbonnières dont l'étiquette est récupérée dans l'année qui suit leur rejet dans les pêches au piège (graphique supérieur), à la palangre (graphique central) et au chalut (graphique inférieur). Seuls les modèles de sélectivité variable dans le temps ayant la valeur la plus faible du critère d'information d'Akaike pour chaque pêche sont affichés. Les estimations de σ_t sont indiquées pour les ajustements aux pêches commerciales au piège et à la palangre pour le modèle en supposant une courbe Normale avec σ_t variable dans le temps (modèle 2N.3). Les estimations de μ_t obtenues en ajustant le modèle en supposant une courbe Normale avec μ_t variable dans le temps (modèle 2N.2) sont indiquées pour les récupérations d'étiquettes dans la pêche commerciale au chalut. Les lignes pointillées horizontales dans chaque graphique de la figure représentent l'estimation des paramètres du modèle non variable dans le temps correspondant.

E.4. DISCUSSION

Pour les pêches au piège et à la palangre, les modèles à sélectivité en forme de dôme (Normale, Gamma) ont toujours produit des valeurs plus faibles du critère d'information d'Akaike que les modèles asymptotiques pour les paramètres stationnaires et variables dans le temps. Voici des hypothèses possibles pour expliquer la sélectivité en forme de dôme :

- a. les morues charbonnières de plus grande taille préfèrent les habitats plus profonds où il y a moins de pêche;
- b. les morues charbonnières de plus grande taille marquées quittent les zones où se déroulent les pêches, y compris à l'extérieur des eaux canadiennes;
- c. les morues charbonnières de plus grande taille marquées sont déclarées moins souvent en raison de la valeur marchande des gros poissons.

Les paramètres variables dans le temps ont été favorisés, en fonction du critère d'information d'Akaike, pour tous les types de modèles pour le piège, alors qu'il y avait peu de preuves que les paramètres variables dans le temps amélioreraient l'ajustement pour la pêche à la palangre. Les estimations de σ_t n'ont révélé aucune tendance au fil du temps, tandis que les estimations de σ_r déclinaient rapidement les premières années pour la pêche au piège, avant de varier autour de l'estimation pour le modèle stationnaire (figure E-2).

Les estimations de la sélectivité obtenues pour la pêche au chalut indiquent clairement la sélection de poissons plus petits que dans la pêche au piège ou à la palangre, mais il n'y a pas de différences importantes dans les scores du critère d'information d'Akaike entre les modèles de sélectivité (figure E-1). Les paramètres variables dans le temps des modèles de sélectivité Gamma ou Normale n'ont pas fourni d'ajustements nettement meilleurs que le paramètre stationnaire pour les données sur la pêche au chalut. Ce résultat pourrait s'expliquer par les faibles taux de récupération des étiquettes et, par conséquent, par les tailles plus petites des échantillons pour les données sur la pêche au chalut. Même si les lignes de tendances linéaires ajustées aux estimations des paramètres à partir des paramètres variables dans le temps (non présentées ici) étaient statistiquement significatives dans les modèles 2N.2, 2G.2 et 2G.3, la variation globale expliquée par les tendances linéaires est inférieure à 50 %. Ce résultat donne à penser que d'autres facteurs non définis peuvent également être importants pour expliquer les différences entre les estimations des paramètres de sélectivité au fil du temps.

En plus des effets de la petite taille des échantillons, il est possible que les poissons petits et jeunes recapturés dans l'année suivant leur remise à l'eau se trouvent dans une classe de longueur plus grande, contredisant l'hypothèse selon laquelle les poissons sont recapturés dans la même classe de longueur. Cependant, les morues charbonnières plus jeunes et à croissance rapide ne sont pas pleinement recrutées dans les lieux de pêche commerciale et aux profondeurs exploitées au piège et à la palangre jusqu'à l'âge 5+, bien qu'elles puissent être vulnérables au chalut dans les eaux côtières moins profondes.

E.5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Cox, S.P., Kronlund, A.R., and Lacko, L. 2011. [Management procedures for the multi-gear Sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\) fishery in British Columbia, Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/063. viii + 45p.
- Hamley, J.M. and Regier, H.A. 1973. Direct estimates of gillnet selectivity to walleye (*Stizostedion vitreum vitreum*). Journal of the Fisheries Board of Canada, 30(6), 817-830.

Myers, R.A. and Hoenig, J.M. 1997. Direct estimates of gear selectivity from multiple tagging experiments. CJFAS 54:1-9.

R Development Core Team. 2015. R: A language and environment for statistical computing. [R Foundation for Statistical Computing](#), Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0.

Sigler, M.F., 1999. Estimation of Sablefish, *Anoplopoma fimbria*, abundance off Alaska with an age-structured population model. Fish. Bull. 97, 591–603.

Wyeth, M.R, A.R. Kronlund et M. Elfert. 2004. Summary of the 2003 British Columbia Sablefish (*Anoplopoma fimbria*) research and assessment survey. Can. Data. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1148: vii + 68 p.

ANNEXE F. MATRICE D'ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

F.1. INTRODUCTION

Cette annexe présente les calculs utilisés pour créer une matrice d'erreur dans la détermination de l'âge pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique (et les lecteurs d'âge du MPO) fondée sur un modèle géométrique asymétrique d'Hanselman *et al.* (2012; Figure F-1) élaboré pour la morue charbonnière du golfe d'Alaska (et les lecteurs d'âge du National Marine Fisheries Service, NMFS). Les paramètres tirés de ce document figurent dans le tableau F-1.

Dans la mesure où un poisson n'est pas plus âgé que l'âge A du groupe plus, la probabilité qu'un poisson de l'âge réel i soit attribué à un âge observé j est donnée par l'équation

$$Q_{j,i} = \begin{cases} s_{r,i} p_{r,i} (1 - p_{r,i})^{|\delta_{j-i} - X_r|} & \delta_{j-i} \geq X_r \\ (1 - s_{r,i}) p_{l,i} (1 - p_{l,i})^{|\delta_{j-i} - X_l|} & \delta_{j-i} \leq X_l \\ 0 & |\delta_{j-i} - X_r| > 10 \end{cases}$$

où X_r est la plus petite erreur de détermination de l'âge à droite de l'âge réel, $X_l = X_r - 1$ est la plus grande erreur dans la détermination de l'âge à gauche de l'âge réel, $s_{r,i}$ est la proportion totale de la distribution sous la droite de l'âge réel i , $(p_{r,i}, p_{l,i})$ sont les paramètres de la distribution géométrique pour la droite et la gauche, respectivement, et $\delta_{j-i} = j - i$ est la différence entre l'âge réel et l'âge assigné.

Pour l'âge du groupe plus ($i=A$), nous additionnons les probabilités sur tous les âges réels possibles qui pourraient contribuer à un âge assigné j ,

$$Q_{j,i} = \begin{cases} s_{r,i} p_{r,i} (1 - p_{r,i})^{|\delta_{j-i} - X_r|} + \sum_{k=\delta_{j-i}+1}^{k=\delta_{j-i}+9} s_{r,i} p_{r,i} (1 - p_{r,i})^{k - X_r} & \delta_{j-i} \geq X_r \\ (1 - s_{r,i}) p_{l,i} (1 - p_{l,i})^{|\delta_{j-i} - X_l|} + \sum_{k=\delta_{j-i}}^{k=X_l} (1 - s_{r,i}) p_{l,i} (1 - p_{l,i})^{k - X_l} + \sum_{m=X_r}^{m=X_r+10} s_{r,i} p_{r,i} (1 - p_{r,i})^{m - X_r} & \delta_{j-i} \leq X_l \end{cases}$$

Tableau F-1. Valeurs des paramètres tirées de Hanselman et al. (2012) pour le modèle géométrique asymétrique des erreurs de détermination de l'âge de la morue charbonnière.

Âges	pl	pr	sr
3-5	1	0,47	0,87
6-7	0,76	0,58	0,64
8-9	0,58	0,52	0,50
10-35	0,38	0,44	0,37

Selon ce modèle de lecteurs du NMFS et d'échantillons d'âge connu, l'âge déterminé des poissons de plus de 2 ans a tendance à être légèrement supérieur à leur âge réel jusqu'à environ 7 ans, puis légèrement inférieur à leur âge réel, bien que le biais soit assez faible. L'absence de biais systématiquement important dans la détermination de l'âge a amené Hanselman et ses collaborateurs (2012) à conclure qu'un modèle « naïf » plus simple permettrait probablement tout aussi bien de refléter les principaux impacts des erreurs de détermination de l'âge. Cela est prometteur pour la morue charbonnière de la Colombie-Britannique, car un modèle naïf peut être élaboré directement à partir des écarts dans la détermination de l'âge entre les lecteurs plutôt qu'à partir de poissons d'âge connu.

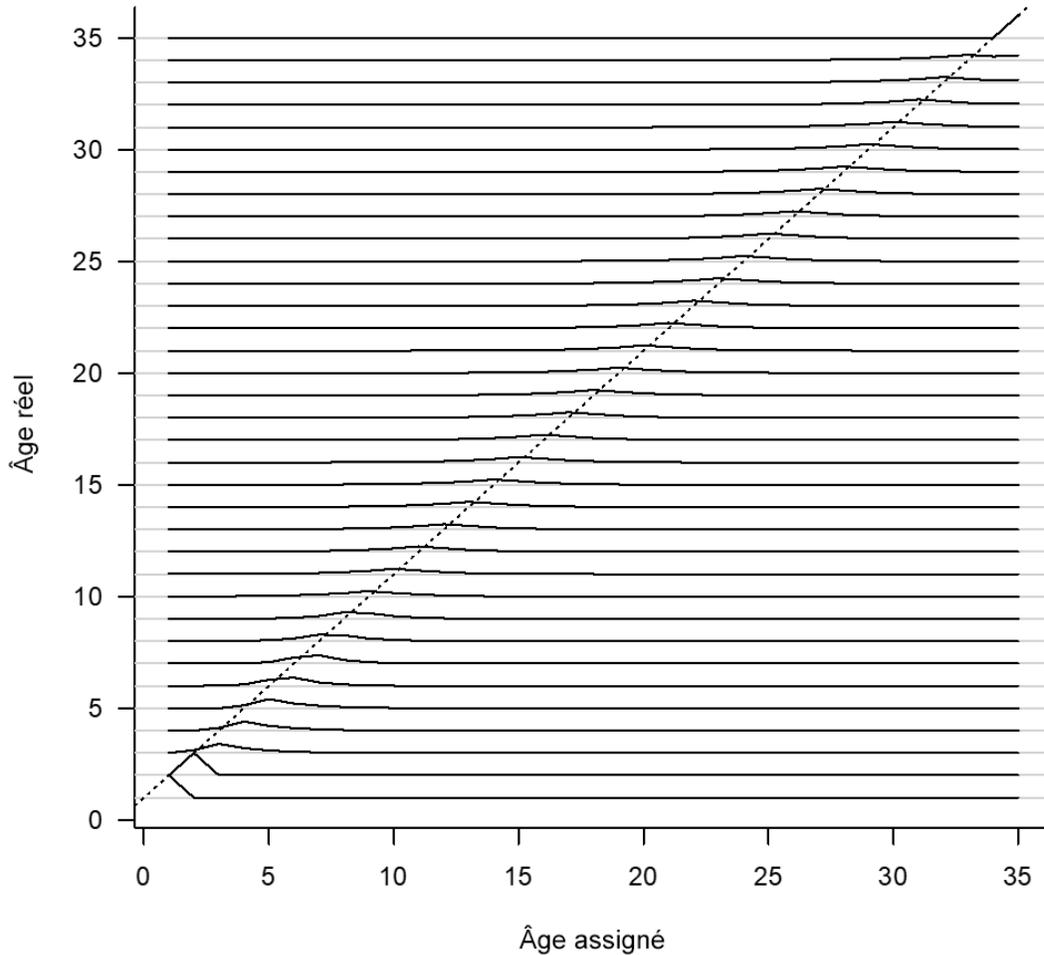


Figure F-1. Distribution des erreurs dans la détermination de l'âge fondée sur le modèle géométrique asymétrique de Hanselman et al. (2012). Les lignes horizontales du quadrillage sont espacées d'une unité et, par conséquent, représentent les probabilités absolues d'attribuer un âge assigné aux poissons d'âge réel. L'âge des poissons de 1 et 2 ans est parfaitement déterminé. La plupart des maximums de la distribution sont d'environ 0,25.

F.2. RÉFÉRENCES CITÉES

Hanselman, D.H., Clark, W.G., Heifetz, J., Anderl, D.M. 2012. Statistical distribution of age readings of known-age sablefish (*Anoplopoma fimbria*). Fisheries Research. 131-132: 1-8.