



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 2022/001

Région du Pacifique

Évaluation du stock de bocaccios (*Sebastes paucispinis*) de la Colombie-Britannique en 2019 et lignes directrices relatives à l'élaboration de plans de rétablissement

Paul J. Starr¹ et Rowan Haigh²

Canadian Groundfish Research and Conservation Society¹

1406 Rose Ann Drive

Nanaimo (Colombie-Britannique) V9T 4K8

Station biologique du Pacifique²

Pêches et Océans Canada

3190, chemin Hammond Bay

Nanaimo (Colombie-Britannique) 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 de consultation scientifique
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2022
ISSN 2292-4272
ISBN 978-0-660-41098-2 N° Cat. Fs70-5/2022-001F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Starr, P. J. et Haigh, R. 2022. Évaluation du stock de bocaccios (*Sebastes paucispinis*) de la Colombie-Britannique en 2019 et lignes directrices relatives à l'élaboration de plans de rétablissement. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/001. vii + 324 p.

Also available in English:

Starr, P.J. and Haigh, R. 2022. Bocaccio (*Sebastes paucispinis*) stock assessment for British Columbia in 2019, including guidance for rebuilding plans. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/001. vii + 292 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	vi
1. INTRODUCTION	1
1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION	2
1.2. AIRE DE RÉPARTITION	3
2. DONNÉES SUR LES PRISES	5
3. GESTION DES PÊCHES	6
4. DESCRIPTION DES RELEVÉS	7
5. CPUE PROVENANT DE LA PÊCHE COMMERCIALE	8
6. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	9
6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES	9
6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE.....	11
6.3. ÉTUDE DE LA COHORTE DE 2016	11
6.4. PARAMÈTRES DE CROISSANCE	12
6.5. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ	12
6.6. MORTALITÉ NATURELLE	13
6.7. TAUX DE VARIATION	14
7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE.....	14
8. RÉSULTATS DU MODÈLE.....	16
8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE.....	16
8.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ.....	21
9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES	24
9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE	24
9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION.....	25
9.3. RÉTABLISSEMENT DU STOCK.....	30
9.4. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS	34
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX.....	34
11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES	39
12. REMERCIEMENTS.....	40
13. RÉFÉRENCES CITÉES.....	41
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES	44
A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE.....	44
A.2. RECONSTITUTION DES PRISES	50
A.3. AJUSTEMENT DES LIMITES DE PRISES AUX TAC POUR LES ZONES DU GROUPE DE GESTION DU POISSON DE FOND	67
A.4. RÉFÉRENCES – PRISES	68
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT	70
B.1. INTRODUCTION	70

B.2. MÉTHODES D'ANALYSE	70
B.3. PREMIERS RELEVÉS DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	71
B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS	82
B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	93
B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	102
B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAII	110
B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE MENÉ DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE	118
B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS	126
ANNEXE C. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT	128
C.1. INTRODUCTION	128
C.2. MÉTHODES	128
C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES	130
C.4. RÉSULTATS	135
C.5. INDICES D'ABONDANCE RELATIFS	150
C.6. RÉFÉRENCES – CPUE	152
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	153
D.1. CYCLE VITAL.....	153
D.2. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES	168
D.3. ANALYSES DE LA STRUCTURE DU STOCK	186
D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE	193
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE	195
ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE	216
ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME	312
G.1. RÉPARTITION SPATIALE	312
G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES	318
G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES	322
G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX	322
G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES.....	323
G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME	323

LISTE DES TABLEAUX PRINCIPAUX

Tableau 1. Quantiles pour les principaux paramètres estimés du scénario de référence composite	18
Tableau 2. Quantiles pour du scénario de référence composite pour la biomasse et d'exploitation	19
Tableau 3. Tableaux de décision, établis d'après le scénario de référence composite, qui présentent les probabilités que la biomasse de bocaccios dépasse les points de référence $0,4B_{RMD}$, $0,8B_{RMD}$ et u_{RMD} au cours des années de projection 1 à 10 selon une variété de limites de prises constantes	27
Tableau 4. Tableaux de décision, établis d'après le scénario de référence composite, qui présentent les probabilités que la biomasse de bocaccios dépasse les points de référence $0,4B_{RMD}$, $0,8B_{RMD}$ et u_{RMD} au cours des années de projection 1 à 10 selon une variété de limites de taux d'exploitation (TE) constants	28

LISTE DES FIGURES PRINCIPALES

Figure 1. Zones principales de la CPMP vs. secteurs de gestion	4
Figure 2. Répartition aérienne des CPUE moyennes le long de la côte de la C.-B.	5
Figure 3. Fréquences selon la longueur non pondérées pour le bocaccio par année	10
Figure 4. Trajectoire de la biomasse reproductrice et des prélèvements totaux de prises	20
Figure 5. Diagramme de phase du u_t/u_{rmd} vs. B_t/B_{rmd} pour bocaccio	21
Figure 6. Trajectoires médianes du modèle de la B_t/B_0 pour les cycles de central et de sensibilité	22
Figure 7. État du stock de bocaccio présent B_{2020}/B_{RMD} , selon le scénario de référence pour bocaccio	29
Figure 8. État du stock (B_{2019}/B_{RMS}) pour les cycles de central et de sensibilité	30
Figure 9. Distribution a posteriori de la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016 pour le stock de bocaccios à l'échelle de la côte britanno-colombienne	32
Figure 10. Trajectoire de la biomasse reproductrice en utilisant les plus faibles 5 % le plus bas pour la cohorte de 2016 r_t	33

RÉSUMÉ

Le bocaccio (*Sebastes paucispinis*) est omniprésent le long de la côte britanno-colombienne, à des profondeurs d'environ 60 à 300 m. L'espèce est présente en faibles densités le long de la côte ouest de l'île de Vancouver, entre le goulet de l'île Goose et le goulet de Mitchell dans le bassin de la Reine-Charlotte, et dans les portions inférieures du détroit d'Hécate.

En 2002, la population de bocaccios de la Colombie-Britannique a été désignée menacée par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC). En novembre 2013, le COSEPAC a réévalué cette population et l'a désignée en voie de disparition. Selon les définitions du COSEPAC et de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP), une espèce qui, de façon imminente, risque de disparaître du pays ou de la planète. La Direction des sciences du MPO a évalué le bocaccio à deux reprises (en 2009 et en 2012) au moyen d'un modèle de production excédentaire bayésien. Les résultats de celui-ci indiquent que l'espèce se trouve dans la zone critique du MPO. Par conséquent, on a fixé les limites en matière de mortalité du bocaccio aux niveaux des dommages acceptables les plus faibles, mais on a permis à la pêche au chalut plurispécifique (qui cible le bocaccio ainsi que d'autres espèces pêchées au chalut) de continuer malgré les activités de rétablissement en cours. Depuis 2017, de plus en plus d'éléments probants indiquent qu'il y a eu une importante vague de recrutement de bocaccios dans les eaux de la Colombie-Britannique. En 2018 et 2019, il a donc été difficile pour les exploitants commerciaux de respecter les faibles limites de prises en vigueur, qu'on a établies pour favoriser le rétablissement de la population de bocaccios de la Colombie-Britannique. La présente évaluation du stock vise à évaluer l'état actuel du stock de bocaccios et l'incidence possible de cette nouvelle vague de recrutement sur l'état du stock relatif à l'approche de précaution du MPO dans le futur.

Cette évaluation vise un seul stock de bocaccios présent à l'échelle de la côte britanno-colombienne, qui est ciblé par de nombreuses pêches. Les analyses sur la biologie et la répartition du bocaccio qui ont été réalisées n'appuyaient pas la séparation du stock en plusieurs stocks régionaux. Dans les deux évaluations du stock de bocaccios précédentes, on a également présumé qu'il n'y avait qu'un seul stock à l'échelle de la côte.

On a utilisé un modèle annuel des prises selon l'âge qui a été ajusté à six séries de relevés au chalut indépendants de la pêche, à une série tronquée de CPUE relatives à la pêche au chalut de fond, aux estimations annuelles des prises commerciales depuis 1935 et aux données sur la composition selon l'âge tirées de séries de relevés (31 années de données provenant de quatre relevés) et de la pêche commerciale (12 années de données). Le modèle commence à partir d'un état d'équilibre présumé en 1935. Les données des relevés couvrent la période de 1967 à 2019, mais ce ne sont pas toutes les années qui sont représentées. Deux pêches ont été modélisées : une pêche combinant les activités menées au chalut de fond et au chalut pélagique, et une « autre » pêche qui combine notamment les pêches à la palangre du flétan, au casier de la morue charbonnière, à la traîne du saumon et aux lignes du sébaste. La deuxième pêche représente un compromis grâce auquel on peut tenir compte des autres méthodes permettant de capturer l'espèce, tout en limitant la complexité de l'évaluation le plus possible, compte tenu du manque de renseignements de qualité tirés de ces pêches additionnelles.

On a réalisé trois exécutions de référence au moyen d'un modèle à deux sexes, puis on a appliqué ces exécutions dans un cadre bayésien (méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov [MCMC]) selon un scénario dans lequel la mortalité naturelle était fixée à trois niveaux différents (0,07, 0,08 et 0,09). Cette méthode a permis d'estimer le taux de variation de la fonction stock-recrutement, la capturabilité relative aux relevés et à la série sur les CPUE, et la sélectivité liée à quatre des six relevés effectués et aux activités de pêche commerciale au

chalut. On a combiné ces trois exécutions pour former un scénario de référence composite permettant d'analyser le principal axe d'incertitude des paramètres dans la présente évaluation du stock. On a réalisé neuf analyses de sensibilité afin de tester l'effet d'hypothèses de rechange concernant le modèle.

Selon le scénario de référence composite et les trois exécutions, la population reproductrice du bocaccio se trouve dans la zone critique (probabilité supérieure à 0,99), et ce, bien que sa productivité soit modérée et que les taux d'exploitation soient uniformément faibles. Par exemple, le taux d'exploitation médian associé à la pêche au chalut, qui représente 95 % des prises, est estimé à 0,025 (0,012 à 0,044) pour la dernière année, même à de très faibles niveaux de biomasse. Une importante vague de recrutement qui est, selon les estimations, 44 fois plus importante que le recrutement moyen à long terme (plage : 30 à 58) a eu lieu en 2016. Selon les projections, cette vague devrait permettre au stock de sortir de la zone critique d'ici le début de 2023; la probabilité que le stock se situe dans la zone saine au début de cette même année est de 50 %.

Ces prédictions dépendent entièrement de la taille de la cohorte de 2016 évaluée, qui est hautement incertaine. Cependant, depuis 2017, des éléments probants indiquent que cette cohorte est de grande taille et qu'elle domine les données disponibles. Trois des relevés synoptiques réalisés, surtout le relevé mené dans le bassin de la Reine-Charlotte en 2019, montrent d'importantes augmentations quantitatives en matière d'abondance et de répartition. Depuis 2018, la cohorte domine les données sur les fréquences selon l'âge et la longueur provenant de la pêche commerciale au chalut. D'importantes vagues de recrutement semblables (en 2010 et en 2013) concernant le stock de bocaccios des États-Unis (au sud de Monterey) ont permis de faire sortir ce stock de la désignation « surpêché ». L'évaluation réalisée en 2017 indique que le stock s'approche de $0,5B_0$. On avance que la capacité démontrable des quatre relevés synoptiques en cours et la surveillance de grande qualité des prises et des rejets provenant de la pêche au chalut permettront de vérifier les progrès de l'importante cohorte de 2016 lors de son recrutement à la pêche.

1. INTRODUCTION

En 2002, la population de bocaccios (*Sebastes paucispinis*) de la Colombie-Britannique a été désignée menacée par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC). En novembre 2013, le COSEPAC a réévalué cette population et l'a désignée en voie de disparition. Selon les définitions du COSEPAC et de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP), une espèce en voie de disparition est une espèce qui, de façon imminente, risque de disparaître du pays ou de la planète. Voici la justification relative à ce statut, tirée de l'évaluation et du rapport de situation du COSEPAC concernant le bocaccio ([COSEPAC 2013](#)) : « Le COSEPAC a évalué le bocaccio comme étant une espèce en voie de disparition, car sa population a connu une baisse constante durant 60 ans et a diminué de 28 % durant la période de 10 ans s'étant écoulée depuis la première évaluation du COSEPAC. Selon les relevés menés depuis la dernière évaluation, les baisses récentes se sont produites dans les zones de biomasse maximale au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le détroit de la Reine-Charlotte. » Le bocaccio [n'a pas été inscrit à l'annexe 1](#) de la LEP, mais comme le MPO gère cette espèce dans le cadre de la *Loi sur les pêches*, elle a pu être intégrée dans le plan de gestion global de la flottille de pêche du poisson de fond du MPO. Par conséquent, le MPO peut prendre les mesures nécessaires pour diminuer activement les prises de bocaccios.

Le bocaccio a fait l'objet de deux avis scientifiques détaillés au début des années 2000 (Stanley *et al.* 2001, 2004). Il a été évalué officiellement en 2008 (Stanley *et al.* 2009) et cette évaluation du stock a été mise à jour en 2012 (Stanley *et al.* 2012). Dans l'évaluation du stock de 2012, on a estimé que la biomasse féconde était inférieure au point de référence limite (PRL), ce qui fait en sorte que le stock était situé dans la zone critique de [l'approche de précaution du MPO](#). Le stock de bocaccios nécessite donc l'élaboration d'un plan de rétablissement, qui implique habituellement des simulations et des efforts de rétablissement pendant 1,5 à 2 générations (voir les [directives d'élaboration d'un plan de rétablissement du MPO](#) et la section 9.3). La réponse immédiate a donc été l'établissement de limites en matière de mortalité aux niveaux des dommages acceptables les plus faibles pour le stock de bocaccios, mais on a permis à la pêche au chalut plurispécifique (qui cible le bocaccio ainsi que d'autres espèces pêchées au chalut) de continuer malgré les activités de rétablissement en cours. Depuis 2017, de plus en plus d'éléments probants indiquent qu'il y a eu une importante vague de recrutement de bocaccios dans les eaux de la Colombie-Britannique. En 2018 et 2019, il a donc été difficile pour les exploitants commerciaux de respecter les faibles limites de prises en vigueur, qu'on a établies pour favoriser le rétablissement de la population de bocaccios de la Colombie-Britannique. On a demandé du soutien scientifique pour examiner les objectifs du plan de rétablissement et, si l'examen l'exigeait, pour ajuster ces objectifs afin qu'ils puissent être surveillés et évalués et qu'ils continuent de respecter le document de directives du plan de rétablissement.

Pour les évaluations du stock de bocaccios de 2008 et de 2012, on s'est servi d'un modèle bayésien de production excédentaire fondé sur les changements relatifs aux indices d'abondance pour évaluer l'état du stock, et on a présumé que le recrutement était déterministe et relativement constant. Les données biologiques exprimées comme des âges et des longueurs ne peuvent pas être utilisées directement dans un modèle de production excédentaire, mais on peut les utiliser indirectement pour concevoir une distribution *a priori* éclairée sur le paramètre du taux de croissance intrinsèque (r), qui détermine la productivité du modèle. Cependant, un modèle de production excédentaire ne peut pas évaluer une importante vague de recrutement compte tenu des limites relatives à sa structure; une telle évaluation nécessite l'utilisation d'un modèle structuré selon l'âge.

On a utilisé une version modifiée du logiciel statistique des prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003) appelé Awatea (ANNEXE D) pour modéliser le stock de bocaccios. Le modèle d'évaluation comprend ce qui suit.

- Des paramètres sexospécifiques.
- Des indices d'abondance par année : quatre relevés synoptiques – Bassin de la Reine-Charlotte (10 ans), côte ouest de l'île de Vancouver (9 ans), côte ouest de Haida Gwaii (7 ans), détroit d'Hécate (8 ans); deux relevés historiques – Relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (7 ans), goulet de l'île Goose (8 ans); une série de CPUE provenant de la pêche au chalut de fond (17 ans, 1996 à 2012).
- Des données sur les proportions selon l'âge (également appelées « fréquences selon l'âge ») par année : cinq séries – Prises issues de la pêche commerciale au chalut (12 ans), relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (10 ans), relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (8 ans), relevé synoptique au large de la côte ouest de Haida Gwaii (8 ans), et relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (6 ans).
- Un âge maximal modélisé de 50 ans, les âges plus avancés étant inclus dans la dernière classe d'âge.
- Des sélectivités estimées pour la pêche commerciale et pour les quatre ensembles d'indices de relevés synoptiques.

On a repondéré les données d'entrée en fonction des recommandations du document de Francis (2011) pour équilibrer les données sur l'abondance et la composition (ANNEXE D). Les coefficients de pondération de l'âge moyen qui ont été utilisés pour réaliser les exécutions du scénario de référence et des analyses de sensibilité figurent dans le tableau E.5.

Au sein du MPO, la Gestion des pêches a demandé à la Direction des sciences de fournir un avis concernant l'évaluation du stock de bocaccios par rapport à des points de référence conformes au Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution (MPO 2009), notamment les répercussions de diverses stratégies de pêche sur l'état prévu du stock. Faute d'un avis scientifique à jour, il existe une incertitude quant aux risques pesant sur le stock de bocaccios de la Colombie-Britannique parce que les niveaux de prises de l'espèce vont probablement augmenter en raison de l'importante vague de recrutement relevée. La présente évaluation fournit une mise à jour sur la situation du stock de bocaccios et vise à éclairer l'établissement des plans de rétablissement du MPO relatifs à l'espèce.

1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION

La présente évaluation du stock couvre les principales zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP¹) situées le long de la côte britanno-colombienne, soit les zones 3CD et 5ABCDE (Figure 1). Le présent document est conforme aux évaluations du stock de bocaccios de 2008 et de 2012; dans celui-ci, on présume également qu'il n'y a qu'un stock de bocaccios en Colombie-Britannique. On a examiné les données biologiques disponibles afin de déceler des signes de la séparation du stock (voir section D.3), mais on n'en a trouvé aucun, ce qui n'est pas surprenant compte tenu de la quantité relativement faible de données disponibles. On n'a pas pu observer de différence précise entre les individus de différentes zones (croissance, taille et composition des prises selon le type d'engin) (ANNEXE D).

¹ Voir l'ANNEXE A pour connaître le contexte historique de la CPMP.

Les zones de la CPMP sont semblables, mais ne sont pas identiques à celles utilisées par le Groupe de gestion du poisson de fond, qui a recours à des combinaisons de [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#) du MPO. On n'a pas utilisé les secteurs d'exploitation du Groupe de gestion du poisson de fond, car les enregistrements de prises provenant de ceux-ci ne sont disponibles que depuis 1996. Toutefois, les zones de la CPMP sont assez semblables à celles du Groupe de gestion du poisson de fond pour que les gestionnaires puissent appliquer les limites de prises au prorata, à l'aide des ratios de prises historiques décrits dans l'ANNEXE A.

1.2. AIRE DE RÉPARTITION

Le bocaccio est omniprésent le long de la côte britanno-colombienne (Figure 2), la plupart des prises sont pêchées près du fond marin, à des profondeurs allant de 60 à 300 m (figures C.1 et G.2). On semble pêcher le plus d'individus à la limite du plateau continental, près du talus continental, ainsi que le long des bordures des principaux goulets situés dans le bassin de la Reine-Charlotte et dans les sections plus méridionales du détroit d'Hécate (Stanley *et al.* 2009). Selon Stanley et ses collaborateurs (2009), le bocaccio est une espèce semi-pélagique grégaire, ce qui indique que les adultes n'occupent probablement pas de sites précis, même s'ils préfèrent les zones rocheuses et les champs de rochers à relief marqué (Love *et al.* 2002). Il semble que l'espèce n'est pas aussi longévive que d'autres espèces du genre *Sebaste*, comme le sébaste à longue mâchoire (*S. alutus*) ou le sébaste à œil épineux (*S. aleutianus*). Cette longévité plus faible est une caractéristique qu'on observe aussi chez d'autres sébastes semi-pélagiques (p. ex., la veuve, *S. entomelas*). Les données sur l'âge disponibles indiquent que le bocaccio a une longévité maximale d'environ 50 à 55 ans; on a seulement répertorié un mâle ayant atteint 70 ans et trois individus ayant atteint 60 ans et plus. En outre, le 99^e centile de la distribution des âges correspond à 50 ans (ANNEXE D).

Les études génétiques n'ont pas fourni de preuve solide indiquant des différences entre les stocks de la côte ouest de l'île de Vancouver et du centre de la Californie, mais elles ont indiqué qu'un échantillon provenant du détroit d'Hécate pourrait être différent d'échantillons prélevés plus au sud (Matala *et al.* 2004). Dans les évaluations du stock de bocaccios des États-Unis, on considère qu'il y a deux « regroupements démographiques » : l'un se trouve au sud de Monterey (sud/centre de la Californie) et l'autre, au large de la côte britanno-colombienne (He et Field 2017). Les évaluateurs ont remarqué que le bocaccio est relativement peu présent dans la région entre le Cap Mendocino (centre de la Californie) et l'embouchure du fleuve Columbia. Plus particulièrement, ils ont formulé des observations sur l'absence d'individus de petite taille dans cette région, ce qui pourrait signifier que cette portion de la population n'est pas autosuffisante. Ils ont aussi observé qu'il y avait des différences relatives à la croissance, à la maturité et à la longévité entre les individus de la zone septentrionale et ceux de la zone méridionale, même si les données génétiques semblent indiquer qu'il n'y a qu'une seule population le long de la côte ouest.

L'Annexe G fournit des cartes illustrant les points chauds par lieu de pêche. Dans celles-ci, les trois points chauds associés aux CPUE moyennes les plus élevées étaient situés dans les lieux de pêche « Pine Island », « W Cape Cook » et « N Frederick-Langara (shallow) » (figure G.5). Sur le plan géographique, deux des points chauds relatifs aux prises totales (figure G.6) sont concentrés dans les lieux de pêche « SE Goose » et « SW Goose », et le troisième point chaud est situé dans le lieu de pêche « Nootka », au large de la côte ouest de l'île de Vancouver.

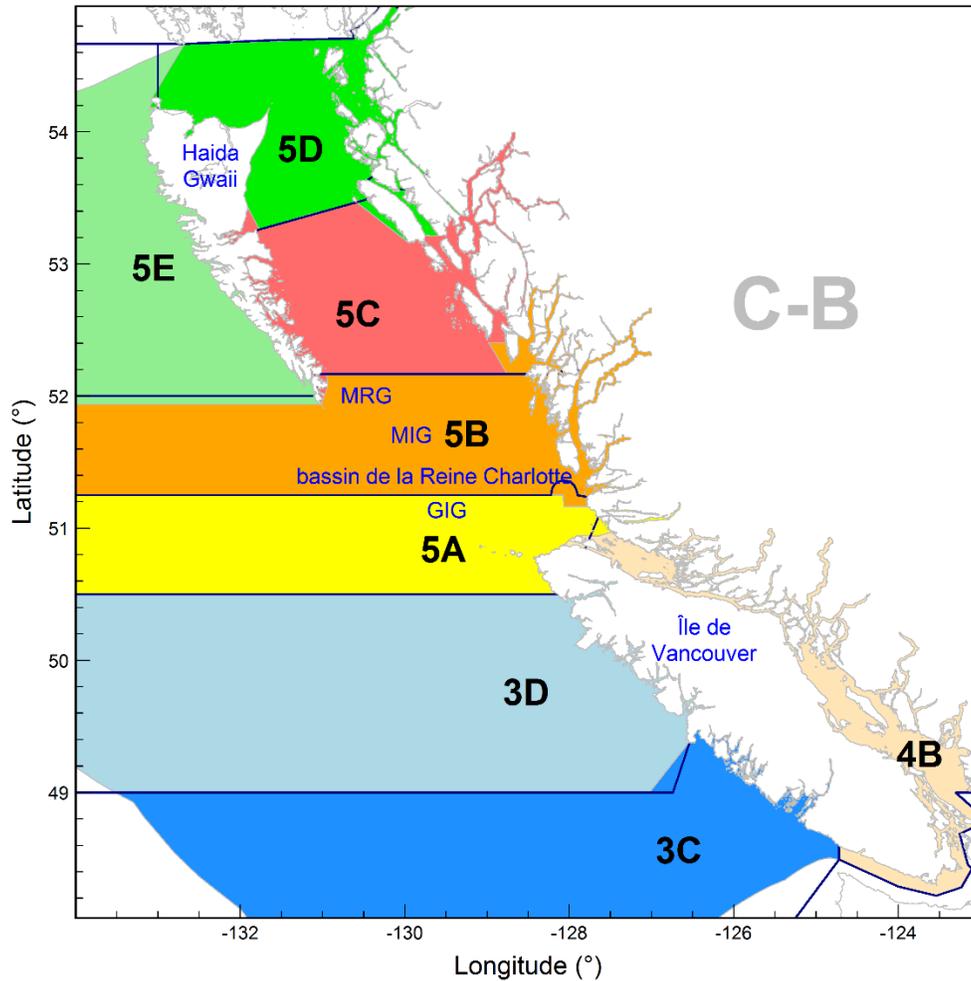


Figure 1. Comparaison entre les principales zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (délimitées en bleu foncé) et les zones du Groupe de gestion du poisson de fond relatives au bocaccio (ombragées). À titre de référence, la carte indique le goulet de l'île Moresby (MRG), le goulet de Mitchell (MIG) et le goulet de l'île Goose (GIG). La présente évaluation couvre le stock à l'échelle de la côte, qui est présent dans les zones de la CPMP 3CD et 5ABCDE.

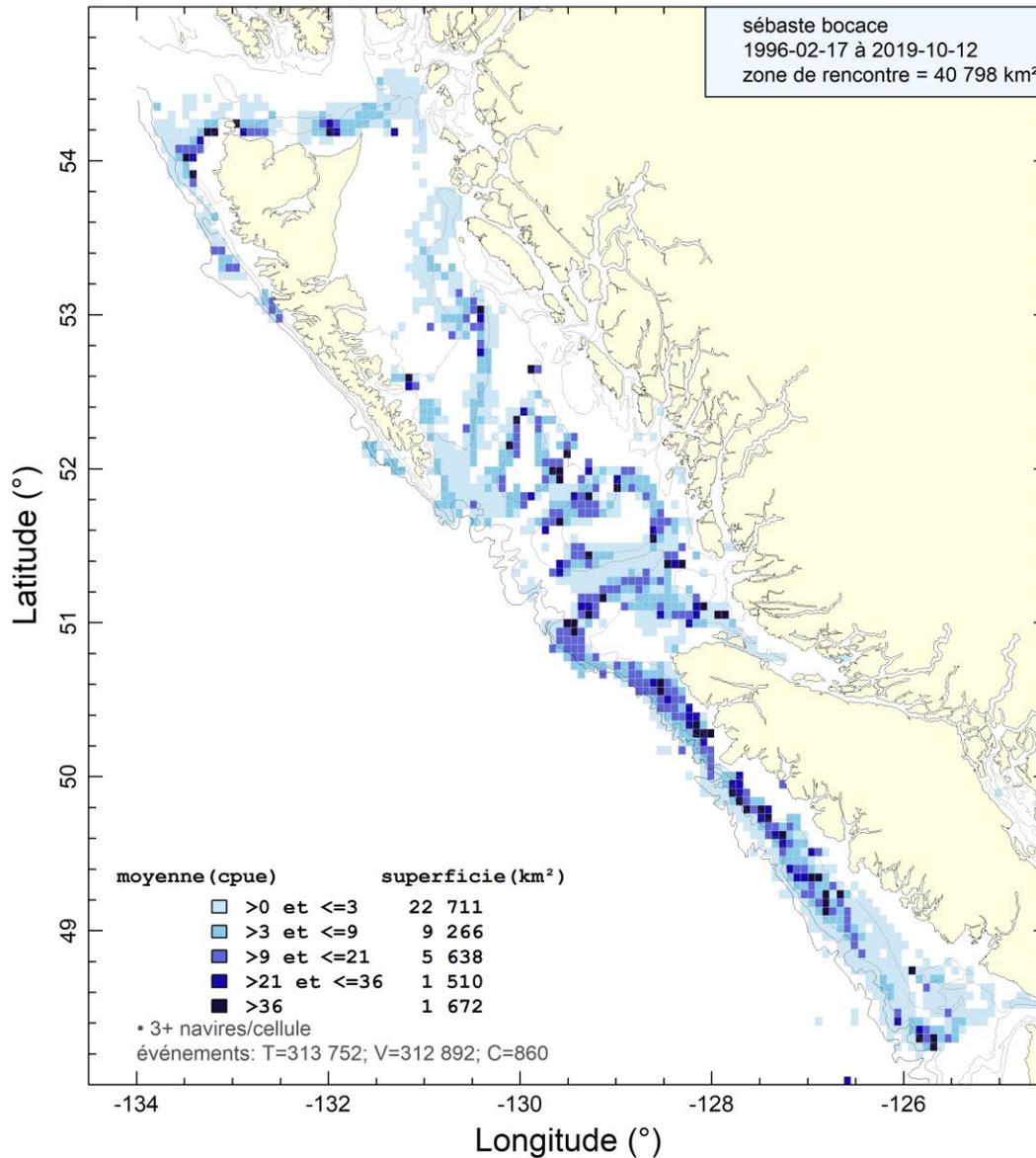


Figure 2. Représentation aérienne de la distribution des CPUE de bocaccios moyennes (kg/h) par trait de chalut (de fond et pélagique) de 1996 à 2019; la longitude des cellules est de 0,075° et la latitude est de 0,055° (environ 32 km² par cellule). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 000 m sont représentées. Il est à noter que les cellules dans lesquelles il y avait moins de trois navires de pêche ne sont pas représentées.

2. DONNÉES SUR LES PRISES

Dans la présente évaluation, on a présumé qu'il y avait deux pêches commerciales : i) une pêche combinant les activités au chalut de fond et au chalut pélagique (la pêche au chalut de fond prédomine); ii) une « autre » pêche qui combine notamment les pêches à la palangre du flétan, au casier de la morue charbonnière, à la traîne du saumon, aux lignes du sébaste et à la traîne de la morue-lingue. Les prises récréatives de bocaccios ont été examinées, mais elles n'ont pas été incluses dans l'évaluation parce que les estimations des prises disponibles n'indiquaient pas que beaucoup de bocaccios avaient été capturés dans le cadre de cette pêche. La pêche fourre-tout « autre » était nécessaire pour qu'on puisse reconnaître le grand

nombre de bocaccios capturés au moyen d'engins de pêche autres que le chalut, surtout pendant la période historique. Toutefois, cette pêche représente un compromis relatif à la complexité du modèle et au manque de renseignements requis pour qu'on puisse la caractériser adéquatement.

Dans le cadre des évaluations du stock de bocaccios de 2008 et de 2012 (Stanley *et al.* 2009, 2012), on a estimé indirectement les prises issues des pêches à la palangre du flétan et à la traîne du saumon au moyen de données historiques sur l'effort de pêche. Ainsi, en commençant par les estimations modernes (après 1996) des prises accessoires de bocaccios par unité d'effort pour chacune de ces pêches, les auteurs ont multiplié la valeur scalaire constante par une estimation historique des efforts annuels totaux propres à chaque pêche et par la biomasse totale estimée chaque année. Aucune fonction de sélectivité n'a été appliquée parce qu'on a utilisé un modèle de production excédentaire, qui présume que l'ensemble de la biomasse est vulnérable à la pêche. Étant donné que l'indice de biomasse du bocaccio indique que le stock a affiché une tendance monotone à la baisse, cette procédure implique que les prises étaient importantes au début de la série, mais qu'elles ont diminué à mesure que la biomasse a baissé, surtout si les efforts de pêche avaient aussi tendance à être élevés au début de la série. Étant donné que la procédure est récursive, on a utilisé la biomasse à deux reprises; on l'a d'abord utilisée pour estimer les prises, puis on a additionné les estimations pour obtenir la biomasse. Rien n'empêche la procédure de se répéter si le modèle devient mieux ajusté aux données grâce à une biomasse à la hausse. Un autre problème associé à la procédure c'est qu'elle présume une relation de capturabilité constante entre la biomasse et l'effort de pêche, ce qui semble peu probable au cours d'une période si longue. Les prises estimées pour ces pêches au moyen de la procédure étaient très élevées par rapport aux prises modernes. En effet, en 1935, les prises de bocaccios provenant de la pêche à la palangre du flétan représentaient 1 200 t et celles provenant de la pêche à la traîne du saumon étaient estimées à 400 t. La somme des prises de ces deux pêches dépassait beaucoup les prises annuelles maximales de bocaccios qu'on a été en mesure de reconstituer pour l'ensemble de l'historique des prises (voir l'ANNEXE A). En outre, il n'existe aucune preuve que des prises de cette ampleur ont vraiment été réalisées avant la Deuxième Guerre mondiale. Lorsque cette question a été examinée par les membres du groupe de travail technique sur le bocaccio, ceux-ci ont considéré que les niveaux de prises étaient extrêmement improbables. La procédure a donc été abandonnée.

Les méthodes utilisées pour préparer un historique de prises pour la présente évaluation du stock de bocaccios ainsi que l'historique de prises complet sont présentées de façon détaillée dans l'ANNEXE A. Les renseignements concernant des espèces capturées en même temps que les prises commerciales de bocaccios figurent à l'Annexe G. La moyenne des prises de bocaccios annuelles pour toutes les méthodes de capture au cours des cinq années les plus récentes (2015 à 2019) était de 69 tonnes métriques (t) à l'échelle de la côte.

3. GESTION DES PÊCHES

L'ANNEXE A résume toutes les mesures de gestion concernant le bocaccio de la Colombie-Britannique qui ont été prises depuis 1993. Dans les plans de rétablissement de poissons de fond (y compris le bocaccio, annexe 9 du document du [MPO 2019](#) [la version française est un résumé, voir la [version anglaise](#) pour le plan complet]), on a établi les limites en matière de mortalité et l'attribution initiale des quotas relatifs au bocaccio de la côte britanno-colombienne. Voici ce qui a été établi pour 2019 et 2020 :

- une limite en matière de mortalité de 61,9 t gérée par l'entremise de quotas individuels transférables pour la pêche au chalut du poisson de fond;

-
- une limite en matière de mortalité de 4,7 t gérée par l'entremise d'une limite de 45 à 272 kg par sortie pour les pêches aux lignes du poisson de fond;
 - une limite en matière de mortalité de 7,1 t gérée au moyen de limites par sortie de pêche et d'interdictions concernant la conservation de prises pour la pêche à la traîne du saumon et les pêches récréatives.

On a aussi cerné des limites en matière de mortalité permettant de tenir compte de la mortalité liée aux pêches autochtones à des fins alimentaires, sociales et rituelles (ASR) et aux activités de relevé.

4. DESCRIPTION DES RELEVÉS

On a utilisé six ensembles d'indices provenant de relevés indépendants de la pêche pour suivre l'évolution de la biomasse du stock de bocaccios à l'échelle de la côte (ANNEXE B).

Relevé synoptique dans le BRC – Un relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire (plurispécifique) couvrant tout le bassin de la Reine-Charlotte et ciblant de nombreuses espèces de poissons. Ce relevé a été mené à dix reprises entre 2003 et 2019, au moyen de trois navires commerciaux différents. La conception des activités de relevé était semblable; on a notamment utilisé le même filet.

Relevé synoptique au large de la COIV – Un relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Ce relevé a été mené à sept reprises de 2004 à 2016, au moyen du navire de recherche F/V *W.E Ricker*. En 2018, les activités de relevé ont été menées au moyen d'un navire commercial, après la mise hors service du *W.E Ricker*. La conception des activités de relevé est uniforme; on a donc utilisé le même filet pour toutes ces activités, qui ciblent diverses espèces de poissons.

Relevé synoptique au large de la COHG – Un relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire couvrant la côte ouest de l'île Graham à proximité de Haida Gwaii et la partie ouest de l'entrée Dixon. Ce relevé a été mené à sept reprises entre 2006 et 2018, au moyen de trois navires commerciaux différents. La conception des activités de relevé était uniforme; on a notamment utilisé le même filet et on a ciblé une grande variété d'espèces de poissons. Les données du relevé de 2014 n'ont pas été incluses dans la série parce que moins de la moitié des traits ont été réalisés en entier. Le relevé mené au large de la COHG en 1997 n'a pas été ajouté à la série.

Relevé synoptique dans le DH – Un relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire couvrant l'ensemble du détroit d'Hécate et s'étendant jusqu'à l'entrée Dixon et l'extrémité supérieure de l'île Graham. Ce relevé a été mené à huit reprises entre 2005 et 2019, au moyen de deux navires. La conception des activités de relevé était uniforme; on a notamment ciblé une grande variété d'espèces de poissons.

Relevé triennal du NMFS – La série de relevés triennaux du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis a couvert la moitié inférieure de la côte ouest de l'île de Vancouver à sept reprises entre 1980 et 2001. On a seulement utilisé les données provenant de la portion canadienne de la région de Vancouver établie par la Commission internationale des pêcheries du Pacifique Nord (CIPPN).

Relevé historique dans le GIG – Il s'agit d'une série composite historique formée de sept indices, qui a été menée de 1967 à 1984 dans le goulet de l'île Goose. La plupart des activités de relevé ont été réalisées au moyen du navire de recherche *G.B. Reed*, mais on a utilisé deux navires commerciaux (*Eastward Ho* et *Ocean Selector*) en 1984 et 1994, respectivement. Afin

d'assurer la continuité entre toutes les activités de relevé, on a seulement utilisé les traits réalisés dans le goulet de l'île Goose.

Le relevé au chalut de fond plurispécifique mené dans le détroit d'Hécate et les relevés au chalut ciblant la crevette menés au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte ont été exclus de la présente évaluation du stock (même s'ils ont été inclus dans les évaluations de 2008 et de 2012). On a pris cette décision parce que la présence de bocaccios dans ces relevés était sporadique ou que la couverture de leur aire de répartition était incomplète, soit sur le plan spatial ou sur le plan de la profondeur. Pour ces raisons, ces relevés n'étaient pas adéquats pour fournir des séries sur l'abondance de cette espèce. Dans des évaluations de stocks de sébastes, commençant par celle du sébaste à queue jaune (Starr *et al.* 2014²), on a explicitement omis d'utiliser les données des deux relevés ciblant la crevette en raison de la couverture des profondeurs tronquée, qui s'arrête à 160 m, pour le relevé ciblant la crevette mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, ainsi que de la couverture spatiale restreinte du relevé ciblant la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte et de sa couverture des profondeurs tronquée, qui s'arrête à 231 m.

Dans le modèle, on a utilisé les indices de relevés concernant la biomasse relative à titre de données ainsi que l'erreur relative associée à chaque indice. On a ajouté une erreur de processus de 0,25 aux erreurs relatives des relevés (ANNEXE E).

5. CPUE PROVENANT DE LA PÊCHE COMMERCIALE

On a utilisé les données liées aux CPUE pour générer des indices d'abondance servant de données d'entrée pour la procédure d'ajustement du modèle. Cette série d'indices, qui s'étend de 1996 à 2012, a assuré la stabilité du modèle de population. Suivant l'avis du groupe de travail technique sur le bocaccio, on a seulement utilisé les données de la série jusqu'à l'année 2012. En 2013, l'espèce a été désignée en voie de disparition par le COSEPAC, ce qui a considérablement réduit les quotas; les flottilles ont donc commencé à adopter un comportement d'évitement. L'utilisation des données de 2013 et des années suivantes pourrait donc biaiser les indices calculés.

On a standardisé la série d'indices d'abondance relatifs aux CPUE en fonction des changements apportés à la configuration des navires ainsi qu'au moment (saisonnalité) et à l'emplacement (p. ex. latitude et profondeur) où les prises ont été capturées afin d'éliminer les biais potentiels liés aux CPUE qui pourraient entraîner des changements dans les pratiques de pêche et d'autres effets non liés à l'abondance. On a réalisé cette procédure en deux étapes; le modèle a été ajusté aux prises positives, en présumant une distribution log-normale, ainsi qu'à la présence ou à l'absence de bocaccios, en présumant une distribution binomiale. Les deux modèles produits ont ensuite été combinés au moyen d'un modèle delta-log-normal multiplicatif (équation C.4 : Love *et al.* 2005). Dans ces modèles, l'abondance était représentée comme un « effet lié à une année », et les variables indépendantes ont été sélectionnées séquentiellement par un modèle linéaire généralisé qui tenait compte de la variation dans les données disponibles. D'autres facteurs qui pourraient avoir une incidence sur le comportement des pêcheurs, en particulier des facteurs économiques, n'ont pas été saisis dans ces modèles en raison d'un manque de données applicables. Par conséquent, les indices produits pourraient ne pas refléter entièrement les changements relatifs à l'abondance du stock sous-jacent. L'ANNEXE C fournit des renseignements détaillés sur les analyses de CPUE et l'ANNEXE E

² Starr, P.J., Kronlund, A.R., Olsen, N. et Rutherford, K. 2014. Évaluation du stock de sébastes à queue jaune (*Sebastes flavidus*) pour le littoral de la Colombie-Britannique, au Canada (document de travail non publié). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech.

fournit une analyse de sensibilité concernant le retrait de la série d'indices relatifs aux CPUE. On a ajouté une erreur de processus de 0,1514 aux erreurs d'observation relatives aux CPUE (voir l'annexe E pour le calcul).

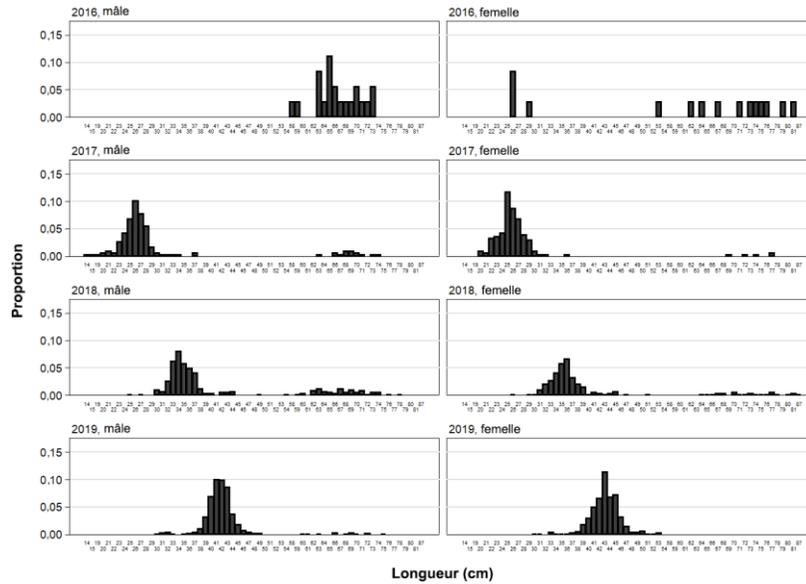
6. DONNÉES BIOLOGIQUES

6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES

De 2002 à 2018, des échantillons de la proportion selon l'âge ont été prélevés à partir de prises issues de la pêche commerciale au chalut (de fond et pélagique) ciblant le bocaccio. Au total, on a pu prélever de tels échantillons pendant une période de 12 ans. Des échantillons de la fréquence selon l'âge ont aussi pu être prélevés dans le cadre de quatre relevés synoptiques modernes. Cependant, seuls les otolithes analysés au moyen de la méthode par « cassure et brûlage » ont été inclus dans les échantillons de l'âge utilisés dans la présente évaluation, car on sait que la méthode de détermination de l'âge fondée sur les observations à la surface qui a été employée précédemment est biaisée, surtout à mesure que l'âge des individus augmente. Au cours de la réunion d'examen du sébaste à raie rouge de 2018, un participant a mentionné que la méthode de prédilection pour déterminer l'âge des très jeunes sébastes (\leq trois ans) est actuellement fondée sur les observations à la surface, ce qui a été confirmé ultérieurement par le laboratoire de détermination de l'âge. Les données sur la fréquence selon l'âge provenant de la pêche commerciale ont été résumées pour chaque trimestre et pondérées selon le poids des prises de bocaccio pêchées lors de la sortie d'échantillonnage. Les échantillons trimestriels totaux ont été mis à l'échelle de l'année entière au moyen du poids des prises commerciales de bocaccio débarquées par trimestre. Voir l'ANNEXE D (section D.2.1) pour des renseignements détaillés.

On a combiné les fréquences selon l'âge tirées de la pêche au chalut (de fond et pélagique) après avoir comparé les fréquences selon l'âge cumulatives pour chaque engin de pêche, par sexe et par année de capture (quelques années historiques comprenaient une majorité d'échantillons triés, mais la plupart des échantillons ne l'étaient pas). On a ensuite conclu qu'il n'y avait aucune différence constante entre les fréquences selon l'âge associées aux deux types de chaluts, et ce, peu importe le sexe (femelles : figure D.11 et mâles : figure D.12). Par conséquent, on a exécuté le modèle en supposant une sélectivité commune pour les deux types de chaluts. On a donc combiné les fréquences selon l'âge et les données sur les prises en une seule pêche au chalut. Il n'existe aucune donnée sur l'âge pour la pêche combinée « autre », qui est principalement composée de données sur les pêches menées avec des engins autres que le chalut. En raison de cette absence de données sur les fréquences selon l'âge, on a dû fixer la sélectivité de cette pêche au moyen des valeurs de paramètres *a priori* fondées sur l'ogive de maturité.

A) Fréquences selon la longueur issues de relevés combinées



B) Fréquences selon la longueur issues des pêches commerciales combinées

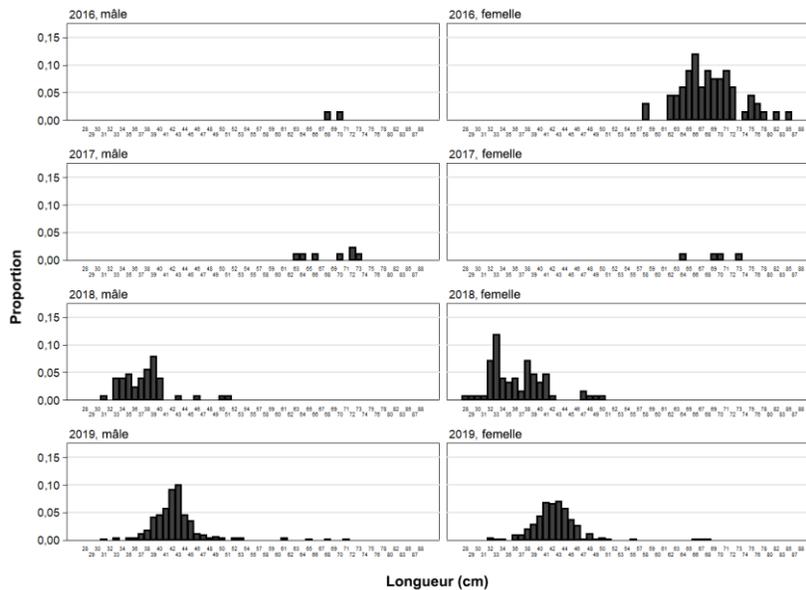


Figure 3. Fréquences selon la longueur non pondérées pour le bocaccio par année, à partir de 2016. Toutes les données issues de relevés de recherche disponibles ont été combinées dans les graphiques du haut (A) et les données issues des pêches commerciales ont été combinées dans les graphiques du bas (B). Le nombre d'observations relatives à la longueur pour chaque cellule source de données/année/sexe figure dans le tableau D.14.

Un nombre important de données sur la fréquence selon l'âge étaient disponibles pour la plupart des années de relevé. Il existe de telles données dans les quatre séries de relevés synoptiques utilisées dans le modèle parce que selon les instructions des relevés, il fallait échantillonner chaque bocaccio capturé, compte tenu de l'état du stock précaire estimé pour l'espèce. Toutefois, pour la plupart des années, il y avait peu d'individus échantillonnés en

raison des faibles niveaux d'abondance de l'espèce (voir le tableau D.6 pour connaître le nombre d'observations selon l'âge par année et par relevé). Il n'y avait aucune donnée biologique provenant du relevé triennal du NMFS ou du relevé historique dans le goulet de l'île Goose; on a donc dû fixer les sélectivités relatives à ces relevés au moyen de valeurs de paramètres *a priori* fondées sur l'ogive de maturité. On a mis à l'échelle les fréquences selon l'âge tirées de relevés afin de représenter le total pour tous les relevés, selon une méthode semblable à celle utilisée pour les échantillons provenant de la pêche commerciale. Dans une strate de superficie, les échantillons étaient pondérés selon la densité des prises de bocaccios dans les traits échantillonnés; les échantillons de la strate étaient ensuite pondérés selon la superficie de la strate (voir la description à la section D.2.2 de l'ANNEXE D).

6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

L'erreur de détermination de l'âge est un problème fréquent dans la plupart des évaluations de stocks structurées selon l'âge. La figure D.18 indique que les âges de bocaccios estimés par les lecteurs primaires n'étaient pas reproduits uniformément par les lecteurs secondaires lors des analyses de contrôle ponctuel. Par nécessité, on a utilisé une matrice de l'erreur de détermination de l'âge pour le modèle de population de référence sur le bocaccio. Dans les évaluations antérieures, on a tenté d'utiliser une matrice fondée sur des distributions uniformes entre les âges minimal et maximal estimés par chaque lecteur, et ce, pour chaque âge (figure D.19). Toutefois, pour le bocaccio, une telle matrice était inutilisable (le modèle n'a pas convergé).

Après plusieurs essais, on a adopté une matrice de l'erreur de détermination de l'âge qui comportait les éléments suivants : i) une erreur restreinte pour les individus d'âges 1 à 4 provenant d'une distribution normale avec des quantiles de 0,01 à 0,99, qui couvre trois classes d'âge situées le long des rangées partant de la diagonale (figure D.20, graphique de gauche); ii) une erreur importante pour les individus d'âges 5 à 50 fondée sur les CV à la hausse (passant de 0,2 à 0,4 pour les âges 5 à 50), qui couvre sept classes d'âges situées le long des rangées partant de la diagonale (figure D.20, graphique de droite). On a adopté la structure de l'erreur restreinte pour les individus en bas âge (1 à 4 ans) parce qu'on avait ajusté les proportions selon l'âge pour qu'elles correspondent à la cohorte de 2016 présumée. On a utilisé la matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte (figure D.20, graphique de gauche) dans son intégralité comme une analyse de sensibilité pour étudier les effets de cette hypothèse sur les résultats de l'évaluation du stock.

6.3. ÉTUDE DE LA COHORTE DE 2016

La figure D.18 montre qu'une erreur de détermination de l'âge était présente même pour les individus les plus jeunes; la mauvaise classification des individus est due au manque d'expérience des lecteurs avec les otolithes de jeunes bocaccios (Stephen Wischniowski 2019, [Laboratoire de sclérochronologie du MPO](#), comm. pers.). Cette erreur a entraîné des problèmes lors de l'ajustement du modèle aux données relatives à la fréquence selon l'âge. En effet, pour certaines exécutions, la vague de recrutement importante était associée à la cohorte de 2015 plutôt qu'à celle de 2016. Une incohérence relative à l'année d'éclosion pourrait entraîner des projections trompeuses indiquant une augmentation de la biomasse trop hâtive. Un tel résultat n'était pas acceptable, compte tenu du fait que l'un des objectifs principaux de la présente évaluation du stock était d'évaluer l'incidence de cette importante vague de recrutement.

Les données sur la fréquence selon la longueur associées à l'importante vague de recrutement ont été examinées par année, par sexe et par source de données (relevés de recherche ou activités de pêche commerciale). Ces données montrent clairement le recrutement d'une seule cohorte ayant dominé les données disponibles; on a observé une augmentation marquée du

nombre d'observations (tableau D.14) et une progression moyenne des longueurs chaque année (relevés de recherche : Figure 3, graphiques du haut; pêches commerciales : Figure 3, graphiques du bas). La longueur médiane par sexe et par année a corroboré la progression de la croissance des individus de la cohorte de 2016, qui figurent dans les données de relevé de 2017 comme des individus d'âge 1 dont la longueur se situe entre 23 et 29 cm pour les mâles et les femelles (figure D.21 et tableau D.15). À l'âge 2, les individus de la cohorte mesuraient entre 31 et 39 cm, selon les données de la pêche commerciale et des relevés de recherche, et à l'âge 3, avant 2019, ils mesuraient entre 39 et 47 cm (figures D.21 et D.22). Ces longueurs correspondaient aux prédictions des longueurs selon l'âge provenant des deux modèles de croissance utilisés dans la présente évaluation du stock (tableau D.16).

Compte tenu des éléments probants indiquant que l'importante vague de recrutement de bocaccios observée pourrait être assignée à une seule cohorte, on a présumé que tous les bocaccios juvéniles figurant dans les données sur la composition selon l'âge appartenaient à la cohorte de 2016. On a donc combiné les fréquences observées pour les âges 1 à 4 en une seule proportion, qui a été placée dans la classe d'âge appropriée selon l'année en question. On a utilisé cette méthode pour les données issues de la pêche commerciale et des relevés.

6.4. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

On a estimé les paramètres longueur-poids allométriques et de croissance à partir des données sur la longueur et l'âge de bocaccios issues des échantillons biologiques recueillis dans le cadre de relevés synoptiques récents menés entre 2003 et 2019 (ANNEXE D). On craignait que l'erreur de détermination de l'âge abordée à la section 6.2 puisse biaiser l'estimation des paramètres de croissance. Afin de compenser ce biais possible, on a ajusté le modèle de croissance à un contexte bayésien et à l'erreur de détermination de l'âge au moyen du [langage de programmation probabiliste de Stan](#) (en anglais seulement), qui permet ajuster le modèle de von Bertalanffy comme un modèle non linéaire à effets aléatoires (Sean Anderson 2019, Gestion des poissons de fond du MPO, comm. pers. et groupe de travail technique sur le bocaccio). On a appliqué ce modèle selon deux hypothèses relatives à l'erreur de détermination de l'âge : i) CV de la détermination de l'âge par les lecteurs pour chaque âge; ii) CV empirique des longueurs selon l'âge. Il y avait peu de différences entre les modèles produits ainsi qu'entre ces modèles et le modèle ayant la vraisemblance maximale, qui était ajusté sans l'erreur de détermination de l'âge (voir le tableau D.5). Pour l'évaluation du stock, on a choisi le modèle utilisant l'hypothèse du CV empirique des longueurs selon l'âge parce que c'était le modèle qui se distinguait le plus du modèle ayant la vraisemblance maximale. On a aussi exécuté une analyse de sensibilité du modèle au moyen de la fonction de croissance ayant la vraisemblance maximale.

En moyenne, la taille des bocaccios femelles est considérablement plus importante que celle des mâles. En outre, le bocaccio fait partie des plus petites espèces du genre *Sebastes* (L_{∞} : ♀ = 80,1 cm, ♂ = 67,9 cm).

6.5. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ

Les proportions de femelles qui atteignent la maturité aux âges 1 à 40 ont été calculées à partir d'échantillons biologiques. On a déterminé le stade de maturité de façon macroscopique, en répartissant les échantillons entre les sept stades de maturité (Stanley et Kronlund 2000; description dans l'ANNEXE D). On a considéré que les poissons classés dans les stades 1 ou 2 étaient immatures, tandis que ceux classés dans les stades 3 à 7 étaient matures. On a regroupé les données sur les femelles dont le stade de maturité et l'âge avaient été déterminés selon la méthode de « cassure et brûlage » à partir des sorties de pêche commerciale et de

recherche, et on a calculé la proportion d'individus matures observés pour chaque âge. On a utilisé les données de tous les mois pour créer l'ogive de maturité parce que celles-ci permettaient d'obtenir un meilleur ajustement que lorsqu'on a utilisé un sous-ensemble de mois. On a tracé un vecteur de la maturité selon l'âge monotone à la hausse en ajustant une fonction semi-gaussienne (équation D.3, qui est équivalente à la fonction de l'équation E.7) aux valeurs de maturité observées (section D.1.4 de l'ANNEXE D). L'ogive utilisée dans le modèle fixait les proportions d'individus matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 40. Les proportions étaient toutes forcées à 1 (pleine maturité) après l'âge 10. La stratégie utilisée est conforme aux évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique menées précédemment, dans lesquelles on a reconnu que les jeunes individus n'étaient pas bien échantillonnés et que ceux qui avaient fait l'objet d'un bon échantillonnage avaient tendance à être plus nombreux et probablement plus matures que prévu (p. ex., Stanley *et al.* 2009) (figure D.22). On a présumé que les femelles de plus de 10 ans avaient atteint la pleine maturité et que la maturité était constante dans le temps. On a aussi présumé que la fécondité était proportionnelle au poids corporel de la femelle.

6.6. MORTALITÉ NATURELLE

On n'a pas réussi à estimer la mortalité naturelle (M) du bocaccio à l'aide du modèle parce qu'on a eu des difficultés à trouver les véritables valeurs minimales, compte tenu de la faible abondance d'individus matures et de l'importance de l'erreur de détermination de l'âge présumée dans le modèle. Les modèles qui semblaient parvenir à effectuer la minimisation avaient de très faibles diagnostics de convergence liés à la méthode de MCMC, ce qui indique que le modèle n'a pas pu converger. Dans les évaluations du stock de bocaccios des États-Unis, M a été fixée ou estimée à des valeurs entre 0,15 et 0,18 (MacCall 2008; He et Field 2017). Ces valeurs semblaient trop élevées pour le stock de bocaccios de la Colombie-Britannique, étant donné que seuls 1 % des individus observés avaient plus de 50 ans et qu'on a observé seulement trois individus de 60 ans et plus. Le tableau D.9 fournit des estimations de M à l'aide de trois estimateurs (Hoenig 1983; Then *et al.* 2015; Gertseva 2018, comm. pers., citant le document de Hamel 2015) pour trois valeurs de l'âge maximal (50, 55 et 60) ayant fait l'objet d'essais. Ces estimations de M varient de 0,077 à 0,136, mais on a ignoré les estimations du document de Then *et al.* (2015) lorsque Vladlena Gertseva (2018, [Northwest Fisheries Science Center](#), NOAA, comm. pers.) a remarqué une erreur de calcul dans l'évaluation du stock de sébastes à raie rouge (Starr et Haigh 2021a). On a essayé d'utiliser des valeurs fixes de M allant de 0,06 à 0,10, mais on a obtenu des résultats mitigés. Avec les modèles utilisés, il était souvent difficile de déterminer les valeurs minimales appropriées. Ces modèles étaient sensibles aux valeurs initiales de M , donc les modèles n'ayant pas effectué la minimisation ont pu y parvenir lorsqu'on a augmenté très légèrement la valeur fixe de M . On a obtenu un diagnostic de convergence de la méthode de MCMC utilisable avec les valeurs $M = 0,07$, $M = 0,08$ et $M = 0,09$ ainsi que $M = 0,06$ et $M = 0,095$. Le modèle dans lequel la valeur de M était fixée à 0,06 avait tendance à indiquer un rétablissement plus rapide que les modèles avec une valeur de M plus élevée et produisait des estimations de la taille du stock très faibles. On a donc rejeté ce modèle parce qu'on croyait que les données de détermination de l'âge étaient incompatibles avec une faible valeur de M . À l'opposé, les modèles avec des valeurs de M fixes élevées ont produit des estimations de la taille du stock très importantes, ce qui semblait incompatible avec les estimations de la taille de stocks d'autres espèces de sébastes provenant d'évaluations de stocks récentes (p. ex., celle de la veuve : Starr et Haigh 2020 b). Par conséquent, on a choisi d'utiliser les valeurs de M de 0,07, 0,08 et 0,09 comme le fondement du principal axe d'incertitude, compte tenu des estimations *a priori* issues d'estimateurs de la mortalité naturelle crédibles et de la cohérence

avec d'autres évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique ayant des distributions relatives à l'âge semblables à celles observées pour le bocaccio.

6.7. TAUX DE VARIATION

On a utilisé une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (équation E.10) pour générer les estimations du recrutement moyen chaque année, à partir de la biomasse de génitrices. On a laissé les valeurs du recrutement s'écarter de cette moyenne (équations E.17 et E.24) afin d'améliorer l'ajustement du modèle aux données. On a paramétré la fonction de Beverton-Holt au moyen d'un paramètre du taux de variation (h) précisant la proportion du recrutement maximal qui était disponible à $0,2B_0$, où B_0 représente la biomasse féconde (femelles matures) en situation d'équilibre à un taux d'exploitation nul. On a estimé le paramètre h , qui était limité par une valeur *a priori* élaborée par Forrest et ses collaborateurs (2010) pour les sébastes de la côte ouest, après le retrait de tous les renseignements sur le sébaste à longue mâchoire du bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012b). Cette valeur *a priori* a pris la forme d'une distribution bêta avec l'équivalent d'une moyenne de 0,674 et d'un écart-type de 0,168.

7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

Un modèle stochastique structuré selon l'âge pour les deux sexes a servi à reconstituer la trajectoire de la population du bocaccio de 1935 au début de 2020. On a fait le suivi des âges 1 à 50, la classe d'âge 50 incluant tous les âges plus avancés. On a présumé que la population était en situation d'équilibre, que son recrutement était moyen et qu'elle n'était pas exploitée au début de la période reconstituée. On a estimé les sélectivités par sexe pour les quatre relevés synoptiques (mais pas pour le relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver ni le relevé historique dans le goulet de l'île Goose) et les activités de pêche commerciale au chalut à l'aide de quatre paramètres décrivant des fonctions semi-gaussiennes doubles. Toutefois, on a présumé que le côté droit serait fixé à la sélectivité maximale pour éviter la création d'une population cryptique (on n'a pas étudié la sélectivité relative à la fonction en forme de dôme). Pour une deuxième pêche, qui combine les activités réalisées à la palangre et au casier, on a utilisé une sélectivité fixe fondée sur l'ogive de maturité. Le modèle et les équations connexes sont décrits de façon plus détaillée à l'annexe E.

On a ajusté le modèle aux données disponibles en minimisant une fonction qui résume les logarithmes du rapport de vraisemblance négatifs provenant de chaque ensemble de données, les écarts par rapport au recrutement moyen et les corrections découlant des valeurs *a priori* bayésiennes.

Le scénario de référence pour le bocaccio comprenait trois exécutions de modèles; les échantillons *a posteriori* de la méthode de MCMC des trois exécutions ont été regroupés aux fins de production d'un avis scientifique destiné aux gestionnaires. Voici certaines décisions prises dans le cadre de l'évaluation du stock de bocaccios.

- La mortalité naturelle (M) a été fixée à trois niveaux, soit 0,07, 0,08, et 0,09; on a donc utilisé trois modèles de référence dans lesquels on a fixé la classe d'âge incluant tous les âges plus avancés (A) à 50 ans :
 - exécution 01 – Valeurs fixes de $M = 0,07$ et $A = 50$;
 - exécution 02 – Valeurs fixes de $M = 0,08$ et $A = 50$;
 - exécution 03 – Valeurs fixes de $M = 0,09$ et $A = 50$.
- On a utilisé six séries d'indices d'abondance provenant de relevés (relevés synoptiques au large de la COIV, dans le BRC, au large de la COHG et dans le DH, relevé historique dans

le GIG et relevé triennal au large de la COIV); les quatre premières séries comprennent des données sur la fréquence selon l'âge.

- On a utilisé une série d'indices d'abondance provenant des activités de pêche commerciale (indices de CPUE issus de la pêche au chalut de fond).
- On a présumé qu'il y avait deux pêches (1 = pêche commerciale au chalut; 2 = pêche avec des engins autres que le chalut); pour chaque pêche, les prises sont regroupées et les données sur la fréquence selon l'âge sont seulement disponibles pour la pêche au chalut.
- On a présumé qu'il y avait des prises d'individus des deux sexes (femelles et mâles).
- On a utilisé des valeurs *a priori* de la sélectivité assez arbitraires, fondées sur la fonction de maturité ajustée, et on a présumé un décalage relatif à l'âge d'un an de plus pour les mâles que pour les femelles.
- On a appliqué une repondération de l'abondance : on a ajouté une erreur de processus aux CV des indices, soit $c_p = 0,25$ pour les relevés et $c_p = 0,1514$ pour la série de CPUE issues des activités de pêche commerciale (voir l'annexe F).
- On a appliqué une repondération relative à la composition : ajustement de la taille efficace des échantillons concernant la fréquence selon l'âge au moyen de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).
- On a fixé l'écart-type des résidus du recrutement (σ_R) à 0,9.
- On a exclu l'indice de relevé de 1995 provenant de la série historique du GIG (conception incompatible).
- On a exclu les coups de filet infructueux de la série triennale au large de la COIV.
- On a exclu les données sur la fréquence selon l'âge du relevé synoptique au large de la COIV de 2016 (source d'instabilité lors des minimalisations et des simulations de la méthode de MCMC).
- On a utilisé la matrice de l'erreur de détermination de l'âge importante décrite dans la section D.2.3 de l'ANNEXE D et représentée dans la figure D.20 (graphique de droite).

On a repondéré toutes les exécutions du modèle à une reprise pour i) l'abondance, en ajoutant l'erreur de processus $c_p \in \{ 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25 \text{ et } 0,1514 \}$ aux CV des indices issus des six relevés et de la série de CPUE tirées de la pêche commerciale au chalut, respectivement; ii) la composition, au moyen de la méthode du document de Francis (2011) concernant les fréquences selon l'âge (voir le tableau E.5).

On a exécuté neuf analyses de sensibilité (avec des simulations de la méthode de MCMC complètes) en fonction de l'exécution centrale du scénario de référence composite (exécution 02 : $M = 0,08$, $A = 50$, matrice de l'erreur de détermination de l'âge importante) afin de tester la sensibilité des résultats par rapport aux hypothèses du modèle de rechange :

- S01 (exécution 05) – Utilisation de la matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte (figure D.20, graphique de gauche);
- S02 (exécution 07) – Diminution de σ_R , de 0,9 à 0,6;
- S03 (exécution 08) – Augmentation de σ_R , de 0,9 à 1,2;
- S04 (exécution 09) – Retrait de la série d'indices de CPUE;

-
- S05 (exécution 10) – Retrait des séries du relevé historique dans le GIG et du relevé triennal au large de la COIV;
 - S06 (exécution 11) – Réduction de 33 % de toutes les prises commerciales de 1965 à 1995;
 - S07 (exécution 12) – Augmentation de 50 % de toutes les prises commerciales de 1965 à 1995;
 - S08 (exécution 13) – Utilisation du modèle de croissance de von Bertalanffy à vraisemblance maximale sans erreur de détermination de l'âge;
 - S09 (exécution 14) – Utilisation de l'ogive de la pleine maturité permettant d'estimer la maturité des individus d'âges 1 à 4.

Le « meilleur ajustement » du mode de la distribution *a posteriori* a servi de point de départ pour une recherche bayésienne dans les distributions *a posteriori* combinées des paramètres réalisée à l'aide de la méthode de MCMC. On a jugé que tous les modèles (exécution du scénario de référence et analyses de sensibilité), à l'exception de S04 et de S05, avaient convergé après six millions d'itérations. Pour ce faire, on a échantillonné chaque 5 000^e itération, ce qui a produit 1 200 tirages (1 000 échantillons après avoir éliminé les 200 premiers lors du rodage).

8. RÉSULTATS DU MODÈLE

8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

8.1.1. Exécution centrale

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance étaient généralement satisfaisants (figures F.1 à F.7), même s'il y avait certains résidus très importants, particulièrement concernant le mauvais ajustement aux indices du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2019 (figure F.2). De façon générale, les indices de relevés étaient faibles (compte tenu de la faible biomasse de bocaccios apparente) et affichaient un faible contraste, ce qui signifie que l'ajustement du modèle aux données avait été un peu difficile. Il existe deux exceptions importantes à cette généralisation : le mauvais ajustement du modèle à l'indice du relevé triennal de 1980, qui était très élevé; l'impossibilité d'ajuster le modèle à l'importante augmentation de l'indice du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2019. La tendance à la baisse globale concernant la biomasse a permis d'obtenir un ajustement raisonnable à la série de CPUE (figure F.8).

Les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge issues de la pêche commerciale ont montré des tendances relatives aux résidus; on a observé de longues successions de résidus négatifs dans les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge. Plus particulièrement, il était difficile pour le modèle de correspondre aux fréquences selon l'âge élevées de 2016, qui étaient manifestement dominantes pendant les années où la cohorte de 2016 était présente. La plupart des résidus de Pearson se situaient généralement entre -1 et +1, mais certains résidus associés à la cohorte de 2016 se situaient près de -2 (p. ex., figures F.13 et F.15). Toutefois, les estimations du modèle relatives à l'âge moyen avaient tendance à correspondre aux âges moyens observés pour presque toutes les années et pour les cinq séries de données sur la fréquence selon l'âge (séries de la pêche commerciale au chalut et des quatre relevés synoptiques; figure F.20). On a eu tendance à accepter les exécutions de modèles pour lesquelles l'âge moyen du modèle correspondait à l'âge moyen observé (comme dans la figure F.20) parce qu'on a découvert que les modèles qui ne parvenaient pas à effectuer la minimisation avaient tendance à ne pas correspondre à ces observations; les estimations de

l'âge moyen modélisées étaient toujours supérieures ou inférieures aux observations, de façon marquée.

Contrairement à d'autres évaluations de stocks de sébastes récentes, dans la présente évaluation, les estimations du recrutement étaient toujours faibles, et ce, à tous les niveaux de biomasse. Ceci s'explique parce que les données sur la détermination de l'âge étaient relativement récentes (depuis 2003) et parce que, comme les niveaux de biomasse récents étaient faibles, les estimations du recrutement modélisées étaient également faibles peu importe le niveau de biomasse sous-jacent. La relation stock-recrutement produite était donc inhabituelle (figure F.21). Ce comportement a également causé une autocorrélation importante touchant les écarts de recrutement à chaque décalage, et ce, jusqu'à environ l'âge 10 (figure F.22). Le recrutement des cohortes précédant celle de 2016 sera aussi influencé par la taille de celle-ci et par la condition imposée dans le modèle pour que la moyenne de l'ensemble de la série de recrutement soit de zéro dans l'espace logarithmique.

Les estimations du mode de la distribution *a posteriori* concernant la fonction de sélectivité relative à la pêche commerciale différaient peu de la distribution *a priori* et se superposaient bien à l'ogive de maturité des femelles (voir la figure F.23). Ce n'était pas le cas pour certaines sélectivités de relevés; le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte était associé à une valeur élevée pour la variance du côté gauche de la courbe, mais affichait peu de changements concernant l'âge à la sélectivité maximale. Par contre, le relevé au large de la côte ouest de l'île de Vancouver montrait un déplacement vers la gauche correspondant à deux ans pour l'âge à la sélectivité maximale, mais celui-ci était équilibré par un faible changement du paramètre de la variance pour le côté gauche de la courbe.

Les traces de la méthode de MCMC ont montré des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance affichant une augmentation du nombre d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.25), tout comme les analyses diagnostiques selon lesquelles on a séparé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.26) et on a vérifié la présence d'autocorrélation de paramètres jusqu'à 60 décalages (figure F.27). La plupart des paramètres (p. ex., R_0 , h et μ_T) ne se sont pas beaucoup déplacés, depuis l'estimation initiale du mode de la distribution *a posteriori* jusqu'à une valeur médiane différente de celui-ci (figure F.28).

8.1.2. Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite était composé de trois exécutions visant à étudier l'effet d'une variable M dans le cadre de la présente évaluation du stock : 1) $M_{1,2} = 0,07$; 2) $M_{1,2} = 0,08$; 3) $M_{1,2} = 0,09$.

On pensait que l'incertitude concernant M était la composante la plus importante de l'incertitude relative à cette évaluation du stock, surtout lorsqu'il n'était pas possible d'estimer ce paramètre. On a étudié d'autres sources d'incertitude au moyen d'analyses de sensibilité.

Pour chaque exécution connexe, 1 000 échantillons MCMC ont été générés. On a ensuite regroupé ceux-ci afin de fournir une moyenne de la trajectoire du stock pour l'état de la population et l'avis à l'intention des gestionnaires. Il n'a pas été possible d'estimer M en raison de la nature non informative des données, ce qui illustre la difficulté associée à la détermination d'une véritable valeur minimale parmi les données, et des exécutions de la méthode de MCMC qui ont estimé que M afficherait un comportement instable, sans converger.

Les trois exécutions susmentionnées ont convergé sans problème grave lié aux diagnostics de la méthode de MCMC (résultats des diagnostics semblables à ceux décrits pour l'exécution centrale, voir l'ANNEXE E). Les figures F.29 à F.31 montrent les diagnostics associés au

paramètre R_0 pour chacune des trois exécutions et la figure F.32 montre la distribution de tous les paramètres estimés. Dans la plupart des cas, les exécutions produisaient des estimations de paramètres avec des distributions très semblables. Les paramètres R_0 , h et q variaient selon M ; R_0 augmentait, et h et q diminuaient lorsque M augmentait. Les tendances concernant la sélectivité pour les trois estimations de M différaient peu (figure F.32).

On a utilisé le scénario de référence composite, comprenant trois exécutions MCMC regroupées, pour calculer un ensemble d'estimations de paramètres (Tableau 1) et déterminer les valeurs à l'équilibre ainsi que les valeurs associées au rendement maximal durable (RMD) (Tableau 2). Si on présume qu'une limite de prises constantes de 200 t/année a été établie, la trajectoire de la population liée à ce scénario pour la période de 1935 à 2020 et la biomasse projetée jusqu'en 2080 (Figure 4) indiquent un rétablissement de la biomasse du stock médiane au-delà du point de référence supérieur (PRS) du MPO ($0,8B_{RMD}$) en moins de cinq ans. Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation des deux pêches modélisées selon les valeurs au RMD (Figure 5) indique que le stock est surpêché depuis les années 1990; à l'heure actuelle, $B_{2020}/B_{RMD} = 0,096$ (0,042 à 0,23), $u_{2019(\text{chalut})}/u_{RMD} = 0,29$ (0,12 à 0,66) et $u_{2019(\text{autre})}/u_{RMD} = 0,011$ (0,0042 à 0,026).

Tableau 1. Quantiles de la distribution a posteriori d'après 3 000 échantillons de MCMC pour les principaux paramètres du modèle estimés concernant le scénario de référence composite de l'évaluation du stock de bocaccios. À l'exception de R_0 , les indices renvoient à la source des données : 1 = relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte; 2 = relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; 3 = relevé synoptique au large de la côte ouest de Haida Gwaii; 4 = relevé synoptique dans le détroit d'Hécate; 5 = relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; 6 = relevé historique dans le goulet de l'île Goose; 7 = série des indices de CPUE ou de données provenant de la pêche commerciale au chalut. Les paramètres de sélectivité se trouvent sur le côté droit du tableau.

Variable	5 %	50 %	95 %	Variable	5 %	50 %	95 %
R_0	703	1 713	4 633	μ_1	7,83	12,0	16,7
h	0,503	0,671	0,846	μ_2	7,60	10,0	13,1
q_1	0,0190	0,0355	0,0578	μ_3	8,74	12,5	16,3
q_2	0,0211	0,0394	0,0647	μ_4	9,69	13,8	17,9
q_3	0,00195	0,00356	0,00566	μ_7	9,24	11,1	13,4
q_4	0,00438	0,00826	0,0136	Δ_1	0,499	0,983	1,46
q_5	0,0340	0,0573	0,0910	Δ_2	0,393	0,863	1,35
q_6	0,0130	0,0221	0,0342	Δ_3	0,473	0,976	1,46
q_7	0,000196	0,000321	0,000445	Δ_4	0,509	0,979	1,45
-	-	-	-	Δ_7	0,576	1,04	1,51
-	-	-	-	$\log v_{1L}$	3,72	4,59	5,35
-	-	-	-	$\log v_{2L}$	3,01	3,80	4,58
-	-	-	-	$\log v_{3L}$	2,18	3,30	4,49
-	-	-	-	$\log v_{4L}$	3,67	4,41	5,07
-	-	-	-	$\log v_{7L}$	2,97	3,55	4,14

Tableau 2. Paramètres et quantiles connexes calculés selon 3 000 échantillons de la valeur a posteriori de la méthode de MCMC pour le scénario de référence composite. Il est à noter que toutes les définitions de la biomasse vulnérable ont été obtenues au moyen de la sélectivité propre aux pêches évaluées. Voici les définitions : B_0 = biomasse féconde en situation d'équilibre à un taux d'exploitation nul (femelles matures); V_0 = biomasse vulnérable en situation d'équilibre à un taux d'exploitation nul (mâles et femelles); B_{2020} = biomasse féconde au début de 2020; V_{2020} = biomasse vulnérable au milieu de 2019; u_{2019} = taux d'exploitation (prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) au milieu de 2019; u_{max} = taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux d'exploitation maximal de 1935 à 2019); B_{RMD} = biomasse féconde en situation d'équilibre au rendement maximal durable (RMD); u_{RMD} = taux d'exploitation en situation d'équilibre au RMD; V_{RMD} = biomasse vulnérable en situation d'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de biomasse (y compris les valeurs au RMD) sont en tonnes. Au cours des cinq dernières années (2015 à 2019), les prises moyennes étaient de 69 t. Valeurs tirées des résultats modélisés.

Valeurs tirées des résultats modélisés

Paramètre	5 %	50 %	95 %
B_0	16 460	32 289	71 710
V_0 (chalut)	27 930	55 089	123 319
V_0 (autre)	27 286	53 564	119 116
B_{2019}	552	899	1 655
V_{2020} (chalut)	3 046	5 703	12 273
V_{2020} (autre)	2 582	4 709	9 812
B_{2020}/B_0	0,0132	0,0278	0,0578
V_{2020}/V_0 (chalut)	0,0496	0,104	0,213
V_{2020}/V_0 (autre)	0,0426	0,0875	0,175
u_{2019} (chalut)	0,0121	0,025	0,0441
u_{2019} (autre)	0,000467	0,000930	0,00161
u_{max} (chalut)	0,0369	0,0588	0,0792
u_{max} (autre)	0,00654	0,00968	0,0124

Valeurs fondées sur le RMD

Paramètre	5 %	50 %	95 %
RMD	703	1 461	3 623
B_{RMD}	4 134	9 462	22 469
$0,4B_{RMD}$	1 653	3 785	8 988
$0,8B_{RMD}$	3 307	7 570	17 976
B_{2020}/B_{RMD}	0,0417	0,0963	0,2340
B_{RMD}/B_0	0,225	0,291	0,353
V_{RMD}	7 858	17 554	41 876
V_{RMD}/V_0 (chalut)	0,252	0,319	0,378
V_{RMD}/V_0 (autre)	0,253	0,328	0,396
u_{RMD}	0,054	0,085	0,133
u_{2019}/u_{RMD} (chalut)	0,116	0,291	0,664
u_{2019}/u_{RMD} (autre)	0,00421	0,0109	0,0258

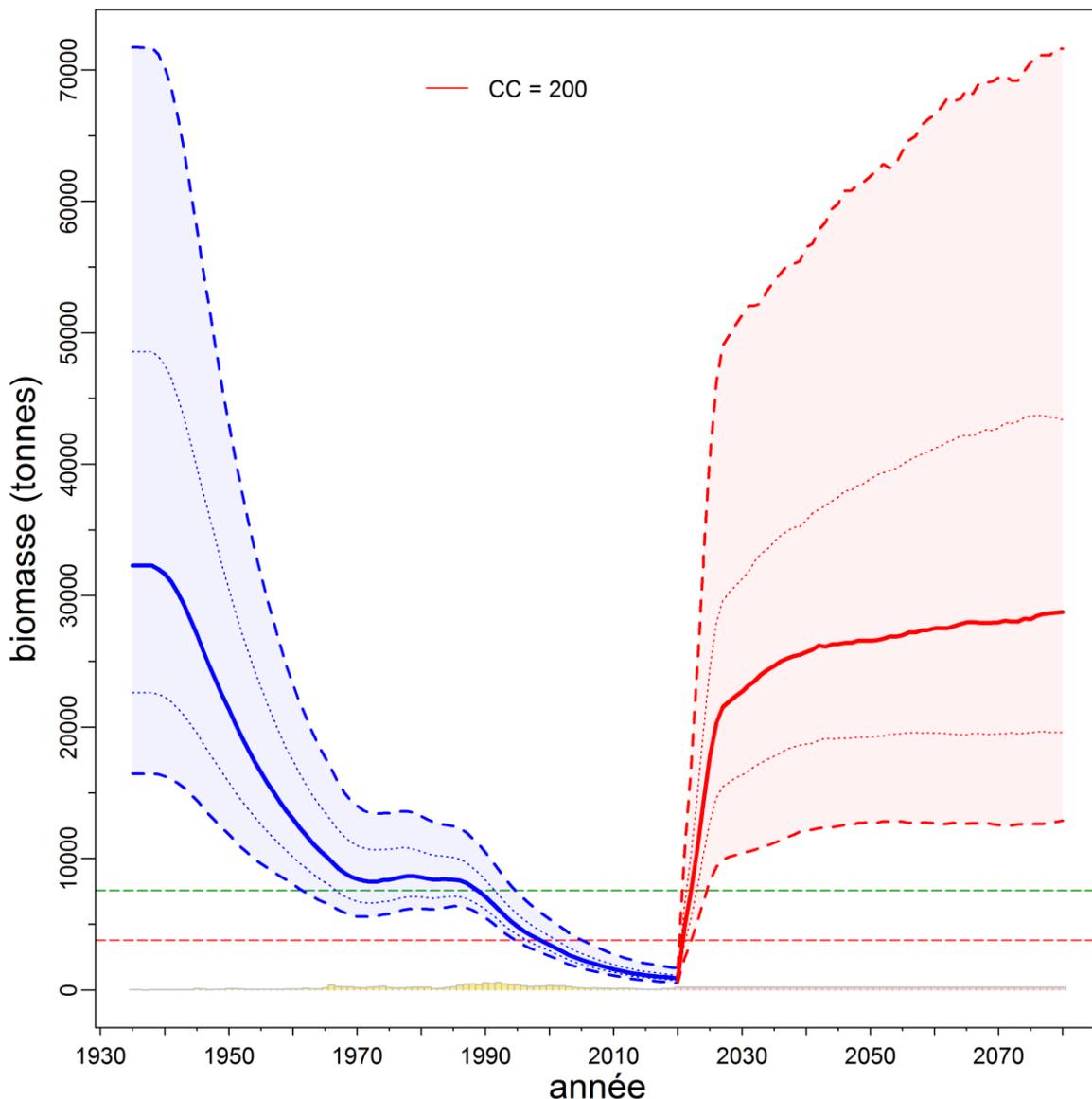


Figure 4. Estimations de la biomasse féconde B_t (en tonnes) pour le scénario de référence composite. La couleur bleue représente les estimations de la biomasse relatives aux années 1935 à 2020 et la couleur rouge, les valeurs projetées pour les années 2021 à 2080. La biomasse médiane est représentée par une ligne pleine entourée de son intervalle de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05 à 0,95), soit la zone ombragée qui est délimitée par des lignes tiretées. L'intervalle de crédibilité à 50 % est délimité par des lignes pointillées (quantiles : 0,25 à 0,75). Les lignes horizontales tiretées montrent la médiane du point de référence limite (en rouge, $0,4B_{RMD}$) et du point de référence supérieur (en vert, $0,8B_{RMD}$). Les prises et les limites de prises présumées (200 tonnes/année) sont représentées par les bandes le long de l'axe inférieur.

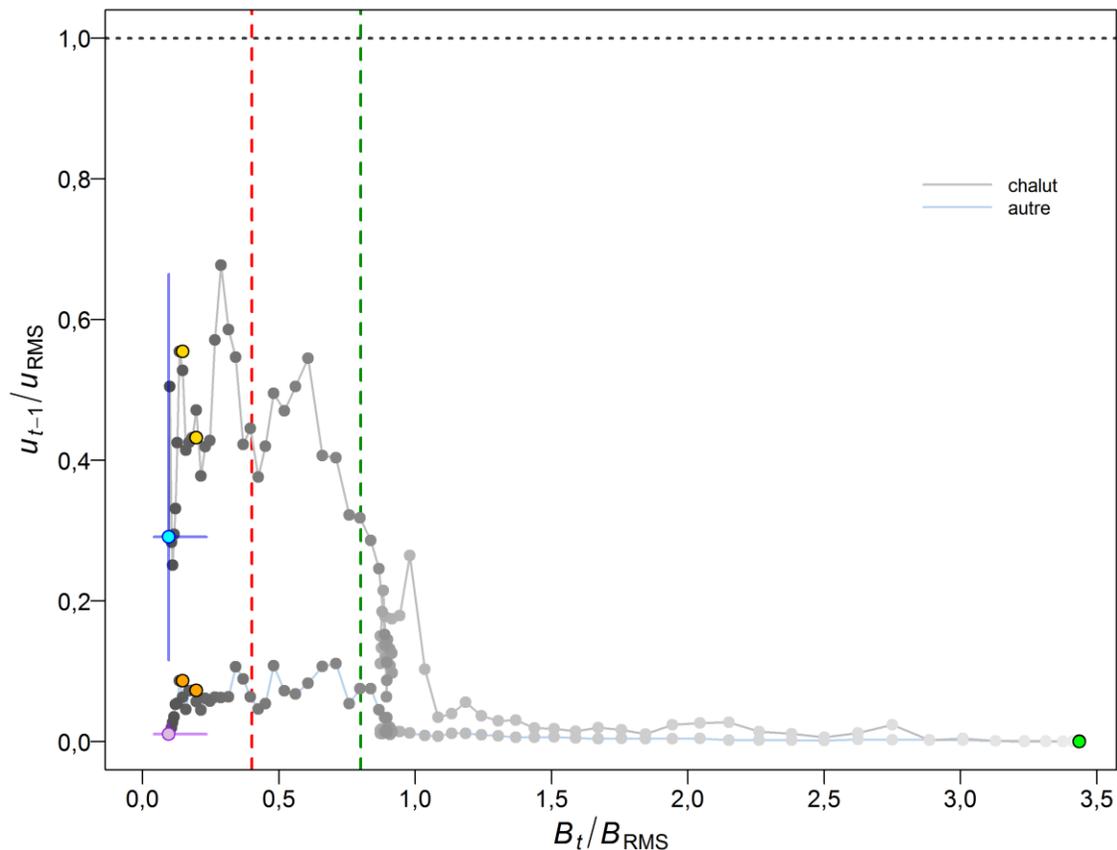


Figure 5. Diagramme de phase dans le temps présentant les valeurs médianes du rapport B_t/B_{RMD} (biomasse féconde au début de l'année t par rapport à B_{RMD}) et la pression exercée par les pêches au chalut ($u_{t-1(chalut)}/u_{RMD}$; point cyan) et les pêches autres ($u_{t-1(autres)}/u_{RMD}$; point mauve) (ces deux valeurs représentent le taux d'exploitation au milieu de l'année $t-1$ par rapport à u_{RMD} pour chaque pêche) selon le scénario de référence composite. Le point vert représente la première année de la série chronologique (1935). Les années subséquentes sont représentées de droite à gauche, par des points passant de gris pâle à gris foncé, et la dernière année ($t = 2020$) est représentée par un point cyan ou mauve; les lignes bleues ou mauves représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori de la dernière année. Les années précédentes ayant fait l'objet d'une évaluation (2008 et 2012) sont représentées par des cercles jaunes et orange, respectivement. Les lignes verticales tiretées représentent les points de référence provisoires selon l'approche de précaution du MPO : la verte indique le PRL ($0,4B_{RMD}$) et la rouge, le PRS ($0,8B_{RMD}$). La ligne horizontale pointillée, qui est de couleur grise, représente la valeur du paramètre u_{RMD} .

8.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

On a exécuté neuf analyses de sensibilité (avec les simulations de la méthode de MCMC complètes) par rapport à l'exécution centrale du scénario de référence composite (voir la section 7 pour des renseignements détaillés) afin de tester la sensibilité des résultats aux hypothèses du modèle de recharge. Chaque analyse de sensibilité a été repondérée à une reprise (comme les exécutions de référence) avant la simulation réalisée au moyen de la méthode de MCMC. Les différences entre les analyses de sensibilité (y compris l'exécution centrale) sont résumées dans les tableaux des estimations de la médiane des paramètres (tableau F.61) et des valeurs médianes fondées sur le RMD (tableau F.62).

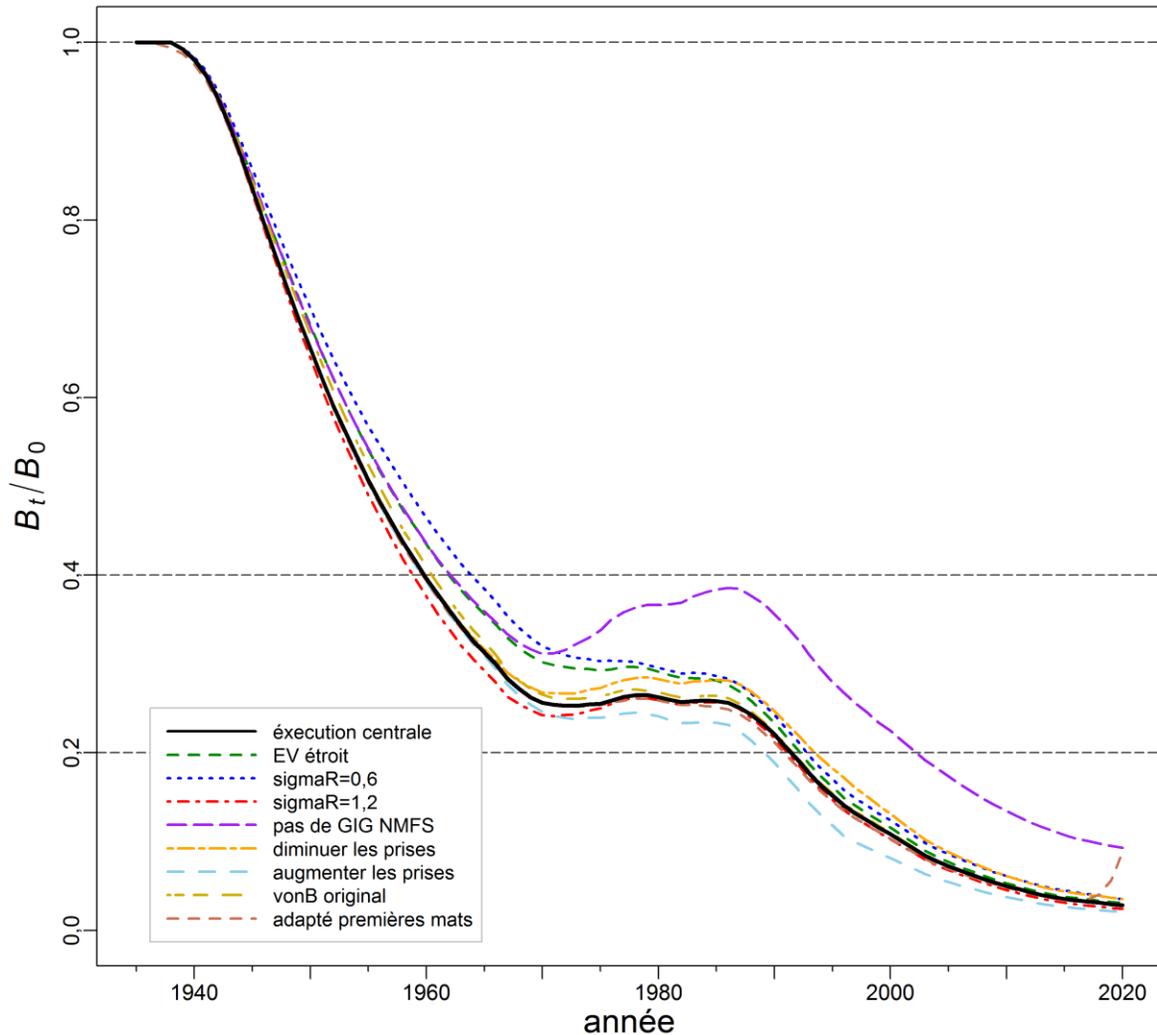


Figure 6. Trajectoires médianes modélisées de la biomasse féconde comme une proportion de la biomasse en situation d'équilibre à un taux d'exploitation nul (B_t/B_0) pour l'exécution centrale et huit analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin inférieur gauche). Les lignes tiretées horizontales montrent des points de référence utilisés par d'autres autorités compétentes, soit $0,2B_0$ (correspond presque au PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible au-delà de B_{RMD}) et B_0 (biomasse féconde à l'équilibre).

Les trajectoires des valeurs médianes de B_t par rapport à B_0 (Figure 6) indiquent que l'exécution réalisée sans les données du relevé historique dans le goulet de l'île Goose et du relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (S05) a produit le scénario le plus optimiste, tandis que l'exécution la plus pessimiste, soit S07, est celle pour laquelle on a augmenté les prises capturées avant 1996 (prises des flottilles étrangères et de la flottille nationale avant la présence d'observateurs). Toutes les analyses de sensibilité (à l'exception de l'exécution S05) avaient tendance à refléter fidèlement l'exécution centrale, surtout à la fin de la période reconstituée, où tous les modèles ont estimé de faibles niveaux de biomasse féconde semblables au début de 2020. La conclusion globale est qu'à l'exception d'être sensibles aux valeurs de M , les résultats modélisés dépendent beaucoup des données parce que les seuls changements majeurs relatifs à l'avis se sont produits lorsque des séries de données ont été retirées ou modifiées. Il est intéressant de noter que ce modèle, contrairement à d'autres modèles récents concernant d'autres sébastes, a besoin de l'influence stabilisatrice de la série

de CPUE et des premières données issues des relevés au chalut parce que les exécutions pour lesquelles ces données ont été omises n'étaient pas crédibles. Ceci pourrait être attribuable au manque de contraste entre les indices de biomasse provenant des relevés de recherche et du faible recrutement connexe produisant une tendance à la baisse monotone, qui est reconnue comme difficile à ajuster à ce genre de modèle.

Les graphiques des diagnostics (figures F.40 à F.42) indiquent que selon la méthode de MCMC, six des neuf analyses de sensibilité affichaient un bon comportement, une affichait un comportement marginal, mais provisoirement acceptable, une était associée à un mauvais diagnostic et la dernière affichait un diagnostic si médiocre qu'elle a dû être rejetée.

- Bon – Aucune tendance liée aux traces, alignement des chaînes fractionnées, aucune ou peu d'autocorrélation
 - S02 ($\sigma_R = 0,6$)
 - S03 ($\sigma_R = 1,2$)
 - S06 (-33 % des prises commerciales antérieures à 1996)
 - S07 (+50 % des prises commerciales antérieures à 1996)
 - S08 (utilisation d'un modèle de von Bertalanffy non linéaire à vraisemblance maximale)
 - S09 (utilisation de l'ogive de la pleine maturité, y compris les estimations de la maturité des individus d'âges 1 à 4)
- Marginal – Tendances liées aux traces interrompues de façon temporaire, chaînes fractionnées quelque peu défaites, un peu d'autocorrélation
 - S01 (matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte)
- Médiocre – Tendances liées aux traces qui fluctuent ou affichent une augmentation ou encore une diminution constante, chaînes fractionnées différentes les unes des autres, autocorrélation importante
 - S05 (retrait des séries du relevé historique dans le goulet de l'île Goose et du relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver)
- Inacceptable – Tendances liées aux traces affichant une augmentation persistante non mise à niveau, chaînes fractionnées très différentes les unes des autres, autocorrélation importante
 - S04 (retrait de la série de CPUE)

L'exécution pour laquelle on a retiré la série de CPUE (S04) n'a manifestement pas convergé; elle a affiché une longue tendance à la hausse corrélée (voir la figure F.40). Le modèle a besoin de la stabilité entraînée par cette série parce que la trajectoire de la biomasse est un « aller simple », soit une configuration qui est extrêmement difficile à estimer de façon fiable (Hilborn et Walters 1992). Par conséquent, les résultats de cette exécution n'ont pas été décrits. De même, l'exécution pour laquelle on a retiré les deux premiers relevés (S05) a aussi affiché des difficultés en matière de convergence, mais celles-ci n'étaient pas aussi extrêmes que celles de l'exécution S04. On a décrit les résultats de l'exécution S05, qui montrent que celle-ci n'a pas diminué aussi rapidement que l'exécution centrale et que l'estimation médiane de B_{2020}/B_0 était de 0,093. Cette estimation est beaucoup plus élevée que celles des autres analyses de sensibilité (Figure 6).

L'exécution réalisée au moyen de la matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte visait à montrer la sensibilité de l'évaluation du stock à cette hypothèse concernant l'erreur de

détermination de l'âge. Même si la trajectoire relative de cette exécution s'écarte de celle de l'exécution centrale entre 1960 et 1980, les deux exécutions convergent après 1980 et terminent au même endroit (Figure 6), ce qui indique que les prédictions du modèle sont robustes par rapport aux hypothèses sur l'erreur de détermination de l'âge testées. De même, le fait de diminuer σ_R à 0,6 a un peu augmenté les prédictions du modèle pour B_t/B_0 par rapport à l'exécution centrale (la médiane de B_{2020}/B_0 a été estimée à 0,033 plutôt qu'à 0,021), mais il n'y avait presque aucune différence par rapport à l'exécution centrale lorsqu'on a augmenté σ_R à 1,2.

Comme on s'y attendait, le fait de changer les données historiques sur les prises a influencé les prédictions du modèle; l'exécution S06 (diminution de 33 %) a un peu augmenté la valeur de B_t/B_0 par rapport à l'exécution centrale, tandis que l'inverse s'est produit lorsqu'on a augmenté les prises de 50 % (exécution S07). On ne connaît pas la précision des données historiques sur les prises reconstituées dans les exécutions de référence et dans les autres analyses de sensibilité, mais les données présentées sont les meilleures qu'on a pu obtenir à l'heure actuelle avec les renseignements disponibles.

L'analyse de sensibilité S08 a été effectuée grâce au modèle de croissance de von Bertalanffy à vraisemblance maximale, qui a produit des prédictions presque identiques à celles de l'exécution centrale. Il s'agit d'un bon résultat, qui indique que cette évaluation du stock n'est pas sensible au modèle de croissance de recharge estimé de façon plus habituelle. Finalement, l'analyse de sensibilité S09 montre que l'hypothèse selon laquelle les jeunes bocaccios (moins de cinq ans) ne contribuent pas à la population de géniteurs a un effet important sur les estimations actuelles de l'état du stock, compte tenu du fait que les individus de la cohorte de 2016 ont atteint l'âge 4 à la fin de 2019 (début de 2020). Même si on n'est pas prêt à modifier cette hypothèse (pour les raisons décrites dans la section D.1.4 de l'annexe D), on a remarqué que les estimations de l'état du stock de 2020 pour toutes les exécutions à l'exception de S09 représentent l'état du stock de bocaccios avant l'arrivée de la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016.

9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE

Le Cadre pour la pêche durable (MPO 2009) a établi des points de référence provisoires qui intègrent l'approche de précaution et qui visent à orienter la gestion et à évaluer la durabilité des pêches. Il s'agit du point de référence limite (PRL), correspondant à $0,4B_{RMD}$, et du point de référence supérieur (PRS), correspondant à $0,8B_{RMD}$, qui ont été adoptés dans le cadre des évaluations précédentes concernant diverses espèces de sébastes (Edwards *et al.* 2012 a, b; Edwards *et al.* 2014 a, b; Starr *et al.* 2014², 2016; Haigh *et al.* 2018; Starr et Haigh 2020 a, b). Dans la présente évaluation, on a donc utilisé ces points de référence. Il est à noter qu'afin de déterminer la convenance de ceux-ci pour le stock évalué (ou pour tout stock d'espèces du genre *Sebastes*), il faudrait mener une étude distincte comprenant la mise à l'essai de simulations au moyen d'une variété de modèles opérationnels.

Dans le Cadre pour la pêche durable, la zone représentant les biomasses inférieures à $0,4B_{RMD}$ est appelée « zone critique », celle représentant les biomasses comprises entre $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$, la « zone de prudence », et celle représentant les biomasses supérieures au PRS ($0,8B_{RMD}$), la « zone saine ». De façon générale, l'état du stock est évalué comme la probabilité que la biomasse féconde de génitrices lors de l'année t soit supérieure aux points de référence, c'est-à-dire $P(B_t > 0,4B_{RMD})$ et $P(B_t > 0,8B_{RMD})$. Le Cadre pour la pêche durable précise également que, dans la zone saine, la mortalité par pêche doit être égale ou inférieure à la

mortalité associée au RMD aux conditions d'équilibre (u_{RMD}). En outre, la mortalité par pêche doit être réduite de façon proportionnelle lorsque le stock est considéré comme étant dans la zone de prudence, et être fixée à zéro lorsque le stock est dans la zone critique.

Le terme « état du stock » doit être interprété comme « état du stock observé au moment de l'évaluation de l'année se terminant en 2019 » (c.-à-d. début de l'année 2020), car la valeur connexe est calculée comme le rapport entre deux estimations de la biomasse (B_{2020}/B_{RMD}) par un modèle précis à l'aide des données disponibles jusqu'en 2019. De plus, l'estimation de B_{RMD} dépend de l'évaluation de la productivité du stock à l'aide d'un modèle et de la répartition des prises entre les différentes pêches (s'il y en a plus qu'une). Par conséquent, les comparaisons de l'état du stock entre divers scénarios du modèle peuvent être trompeuses parce que les valeurs de B_{RMD} ne sont pas les mêmes d'un modèle à l'autre.

Les points de référence fondés sur le RMD, qui sont estimés au moyen d'un modèle d'évaluation du stock, peuvent être très sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle, la dynamique de recrutement du stock (Forrest *et al.* 2018) et la répartition des prises entre les différentes pêches. Ainsi, d'autres pays utilisent des points de référence qui sont exprimés en fonction de B_0 plutôt que de B_{RMD} (p. ex., ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011), car B_{RMD} est fréquemment mal estimé puisqu'il dépend de paramètres estimés et d'une répartition constante des prises entre les pêches (mais certains de ces problèmes s'appliquent aussi à B_0). Par conséquent, les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également présentés dans l'ANNEXE E. Il s'agit des valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande respectivement comme une « limite non critique » en deçà de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et comme une biomasse « cible » pour les stocks peu productifs, c'est-à-dire une moyenne près de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La limite non critique correspond au PRS ($0,8B_{RMD}$) établi dans la version provisoire du Cadre pour la pêche durable du MPO; aucune biomasse cible n'est précisée dans ce cadre. On a présenté les résultats en comparant la biomasse projetée à B_{RMD} et à la biomasse féconde actuelle, soit B_{2020} , et en comparant le taux d'exploitation projeté au taux d'exploitation actuel, soit u_{2019} (ANNEXE E). La série complète des résultats fondés sur les [indicateurs du COSEPAC](#) est aussi présentée dans l'ANNEXE E (voir aussi la section 9.3).

9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION

L'état du stock à l'intention des gestionnaires du MPO est habituellement défini comme la biomasse féconde actuelle par rapport à la biomasse féconde estimée requise pour que le stock puisse atteindre le RMD. Les graphiques qui illustrent les distributions de B_{2020}/B_{RMD} dans trois zones (critique, de prudence et saine) délimitées par $0,4B_{RMD}$ (PRL) et $0,8B_{RMD}$ (PRS) montrent que selon la biomasse du bocaccio générée par le scénario de référence composite et les trois exécutions connexes, le stock se trouve dans la zone critique (probabilité supérieure à 0,99) (Figure 7).

Les graphiques de l'état du stock concernant les analyses de sensibilité fondées sur l'exécution centrale du scénario de référence composite (Figure 8) montrent que presque toutes ces analyses sont associées à une probabilité élevée que le stock se trouve dans la zone critique, à l'exception de S05 (retrait des séries du relevé historique dans le goulet de l'île Goose et du relevé triennal) et S09 (utilisation de l'ogive de la pleine maturité). La probabilité que le stock se trouve dans la zone de prudence est de 46 % pour S05 et de 28 % pour S09. L'analyse de sensibilité S05 affiche de faibles propriétés de convergences liées à la méthode de MCMC et devrait être interprétée comme une exécution montrant l'importance d'inclure les premiers relevés plutôt que fournissant une estimation crédible de l'état du stock. Les résultats de l'analyse de sensibilité S09 montrent l'importance de la nouvelle vague de recrutement

associée à la cohorte de 2016 et la sensibilité de l'estimation de l'état du stock à l'hypothèse indiquant que les bocaccios de moins de cinq ans ne contribuent pas au stock de géniteurs.

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite du bocaccio fournissent un avis à l'intention des gestionnaires, qui est exprimé sous forme de probabilités que la biomasse actuelle ou la biomasse projetée, soit B_t ($t = 2020, \dots, 2030$), dépasse les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté $[u_i]$ devienne inférieur aux points de référence fondés sur les prises) selon des limites de prises constantes (Tableau 3) ou des limites de taux d'exploitation constants (Tableau 4). Ces deux tableaux présentent les probabilités que la valeur de B_t projetée selon le scénario de référence composite dépasse le PRL et le PRS ou soit inférieure au taux d'exploitation au RMD (dans le Tableau 3 seulement). Des tableaux de décision de rechange pour le scénario de référence composite se trouvent dans l'ANNEXE E (tableaux F5 à F52); le nombre d'années nécessaire pour atteindre diverses cibles y est notamment présenté (tableaux F53 à F.60).

Si on présume que 200 t de bocaccios seront prélevées annuellement au cours des cinq prochaines années, le Tableau 3 indique qu'un gestionnaire serait certain à plus de 99 % que B_{2025} et B_{2030} dépasseront le PRL ($0,4B_{RMD}$), à 92 et à 97 % que B_{2025} et B_{2030} dépasseront le PRS ($0,8B_{RMD}$), respectivement, et à 100 % que u_{2025} et u_{2030} seront inférieurs à u_{RMD} pour le scénario de référence composite. De même, le Tableau 4 indique que selon un taux d'exploitation de 0,04 par année, un gestionnaire serait certain à plus de 99 % que B_{2025} et B_{2030} dépasseront le PRL ($0,4B_{RMD}$), et à 91 et à 93 % que B_{2025} et B_{2030} dépasseront le PRS ($0,8B_{RMD}$), respectivement. De façon générale, ce sont les gestionnaires qui doivent choisir les niveaux de prises et les taux d'exploitation de prédilection, selon leurs niveaux de risque de prédilection. Par exemple, un gestionnaire peut vouloir être certain à 95 % que B_{2025} dépasse un PRL donné, mais seulement à 50 % que B_{2025} dépasse un PRS donné. Selon le profil de risque choisi, toutes les limites de prises présentées dans le Tableau 3 et les limites de taux d'exploitation présentées dans le Tableau 4 respecteraient les contraintes précises concernant le PRL et le PRS. Si on considère que le paramètre u_{RMD} est un taux d'exploitation cible, toutes les limites de prises présentées dans le Tableau 3 à partir de 2024 correspondent à des taux d'exploitation qui seraient inférieurs à u_{RMD} , à une probabilité d'au moins 95 %.

On tient à préciser que même si l'incertitude est intégrée à l'évaluation et aux projections connexes en raison de l'approche bayésienne adoptée pour l'estimation des paramètres et de la construction d'un scénario de référence composite qui couvre des plages de valeurs de paramètres inestimables, ces résultats dépendent fortement de la structure du modèle présumé, des distributions *a priori* informatives et des hypothèses sur les données (en particulier celles relatives au recrutement moyen) utilisées pour les projections. Cet enjeu ne devrait pas être un problème important au cours des cinq à dix prochaines années si la vague de recrutement de la cohorte de 2016 est aussi importante que l'indique la présente évaluation.

Tableau 3. Tableaux de décision, établis d'après le scénario de référence composite, qui présentent les probabilités que la biomasse de bocaccios dépasse les points de référence $0,4B_{RMD}$, $0,8B_{RMD}$ et u_{RMD} au cours des années de projection 1 à 10 selon une variété de limites de prises constantes (en tonnes). Les valeurs représentent la probabilité (sur 3 000 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse de génitrices au début d'une année t soit supérieure aux points de référence relatifs à B_{RMD} ou que le taux d'exploitation de la biomasse vulnérable au milieu d'une année t soit inférieur au point de référence relatif au paramètre u_{RMD} . À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2015 à 2019) s'élevaient à 69 t.

P($B_t > 0,4B_{RMD}$)											
Limite de prises	Année projetée										
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
50	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
100	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
150	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
200	< 0,01	0,65	0,87	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
250	< 0,01	0,65	0,87	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
300	< 0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
350	< 0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
400	< 0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
450	< 0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
500	< 0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
550	< 0,01	0,64	0,85	0,96	0,98	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
600	< 0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,99	0,99

P($B_t > 0,8B_{RMD}$)											
Limite de prises	Année projetée										
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,21	0,49	0,73	0,87	0,94	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
50	0	0,20	0,49	0,73	0,87	0,93	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97
100	0	0,20	0,49	0,73	0,86	0,93	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97
150	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,93	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
200	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,97
250	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96
300	0	0,20	0,48	0,71	0,85	0,92	0,94	0,95	0,96	0,96	0,96
350	0	0,20	0,47	0,71	0,84	0,91	0,94	0,95	0,95	0,96	0,96
400	0	0,19	0,47	0,70	0,84	0,91	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95
450	0	0,19	0,46	0,70	0,83	0,90	0,93	0,94	0,94	0,95	0,95
500	0	0,19	0,46	0,70	0,83	0,90	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94
550	0	0,19	0,46	0,69	0,82	0,89	0,93	0,93	0,93	0,93	0,94
600	0	0,19	0,45	0,68	0,82	0,89	0,92	0,93	0,93	0,93	0,93

P($u_t < u_{RMD}$)											
Limite de prises	Année projetée										
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	> 0,99	> 0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0,98	> 0,99	> 0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0,95	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	1	1	1	1	1	1
250	0,89	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	1	1	1	1	1
300	0,81	0,94	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
350	0,72	0,91	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
400	0,63	0,86	0,96	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
450	0,56	0,82	0,93	0,97	0,99	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	0,99	0,99
500	0,49	0,76	0,91	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
550	0,42	0,71	0,88	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
600	0,36	0,65	0,85	0,93	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau 4. Tableaux de décision, établis d'après le scénario de référence composite, qui présentent les probabilités que la biomasse de bocaccios dépasse les points de référence $0,4B_{RMD}$, $0,8B_{RMD}$ et u_{RMD} au cours des années de projection 1 à 10 selon une variété de limites de taux d'exploitation (TE) constants (présentées comme une proportion de la biomasse vulnérable). Les valeurs représentent la probabilité (sur 3 000 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse de génitrices au début d'une année t soit supérieure aux points de référence relatifs à B_{RMD} . À titre de référence, les taux d'exploitation moyens au cours des cinq dernières années (de 2015 à 2019) s'élevaient à 0,026.

P($B_t > 0,4B_{RMD}$)											
Limite de TE	Année projetée										
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0,00	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,01	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,02	< 0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,03	< 0,01	0,66	0,87	0,97	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,04	< 0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,05	< 0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
0,06	< 0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,99
0,07	< 0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,99	0,99
0,08	< 0,01	0,64	0,86	0,96	0,98	0,99	> 0,99	> 0,99	0,99	0,99	0,99
0,09	< 0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
0,10	< 0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
0,11	< 0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97
0,12	< 0,01	0,63	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96

P($B_t > 0,8B_{RMD}$)											
Limite de TE	Année projetée										
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0,00	0	0,21	0,49	0,73	0,87	0,94	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
0,01	0	0,2	0,49	0,73	0,86	0,93	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
0,02	0	0,2	0,49	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96
0,03	0	0,2	0,48	0,72	0,85	0,92	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95
0,04	0	0,2	0,48	0,71	0,84	0,91	0,93	0,94	0,94	0,94	0,93
0,05	0	0,2	0,47	0,7	0,83	0,9	0,92	0,93	0,92	0,92	0,92
0,06	0	0,19	0,47	0,7	0,83	0,89	0,92	0,92	0,91	0,9	0,89
0,07	0	0,19	0,46	0,69	0,82	0,88	0,91	0,91	0,89	0,88	0,87
0,08	0	0,19	0,46	0,68	0,81	0,87	0,89	0,89	0,87	0,85	0,85
0,09	0	0,19	0,45	0,67	0,8	0,86	0,88	0,87	0,85	0,83	0,81
0,10	0	0,19	0,45	0,66	0,79	0,85	0,86	0,85	0,83	0,8	0,78
0,11	0	0,18	0,44	0,65	0,78	0,83	0,85	0,83	0,8	0,77	0,75
0,12	0	0,18	0,43	0,65	0,77	0,82	0,84	0,81	0,77	0,74	0,71

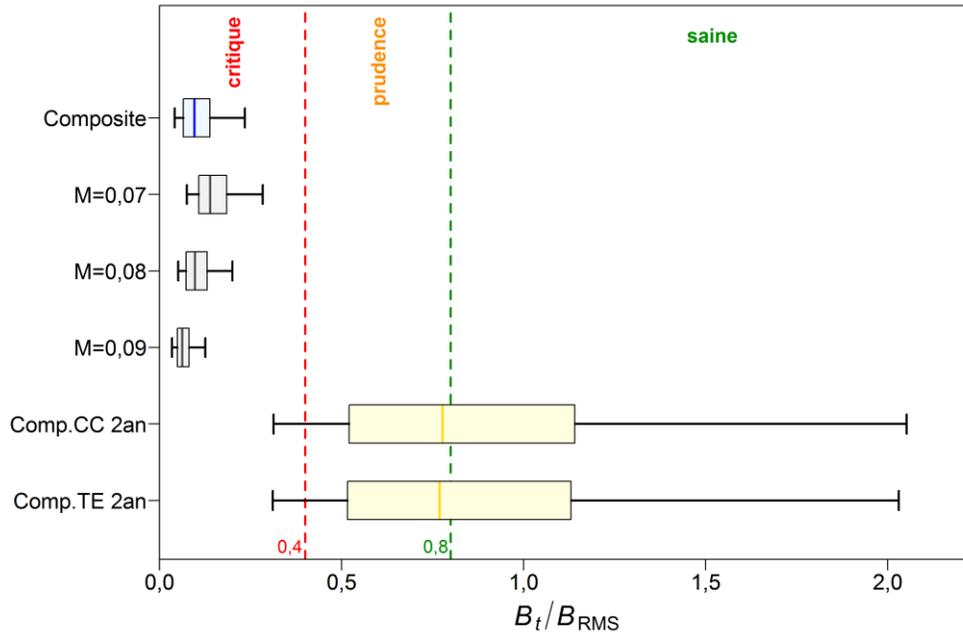


Figure 7. État du stock de bocaccio présent à l'échelle de la côte par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$, selon le scénario de référence composite pour 2020 et les exécutions du modèle qui ont été regroupées pour former ce scénario. La figure montre aussi les projections de l'état du stock selon le scénario de référence composite pour le début de 2022, à un niveau de prises constant de 200 t/année ou à un taux d'exploitation constant de 0,04/année. L'année modélisée 2022 est la deuxième année pendant laquelle des individus de la cohorte de 2016 devraient s'ajouter au stock de géniteurs. Les boîtes montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la méthode de MCMC.

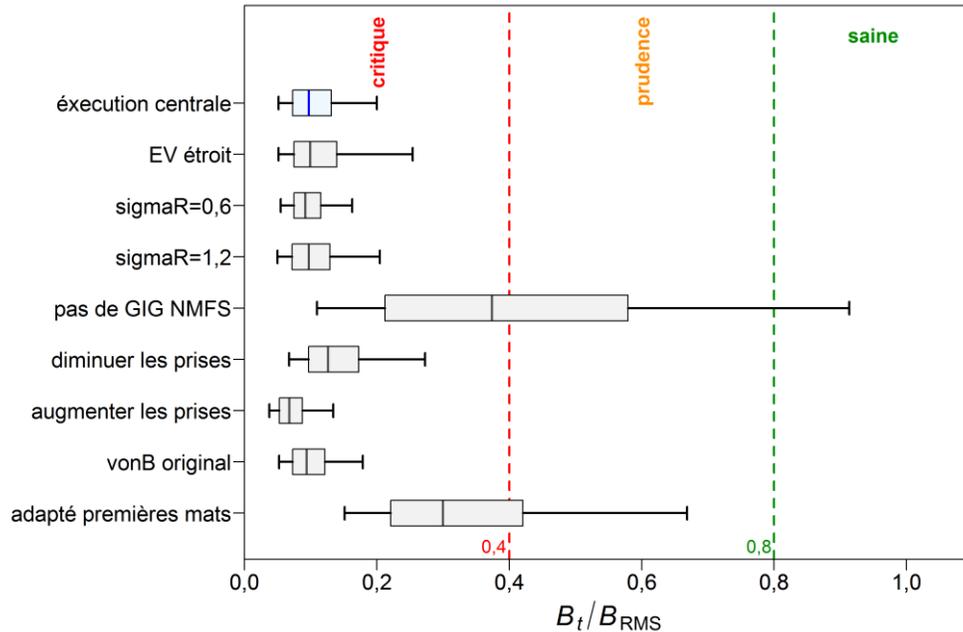


Figure 8. État du stock de bocaccios au début de 2020 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO ($0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$) pour l'exécution centrale du scénario de référence composite et huit analyses de sensibilité (voir la description de la notation de l'axe des ordonnées et de la sensibilité dans le texte principal). Les boîtes montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la méthode de MCMC. L'ANNEXE E présente les renseignements détaillés de ces analyses de sensibilité.

9.3. RÉTABLISSEMENT DU STOCK

Le bocaccio a été évalué en 2012, puis des points de références ont été établis. Étant donné qu'on a estimé que la biomasse du stock était inférieure au PRL, on a déterminé qu'il fallait élaborer un plan de rétablissement, qui a été rédigé selon l'évaluation du stock de 2012. Même si cette évaluation a fourni un important avis tactique à court terme, elle ne comportait pas tous les renseignements dont on doit tenir compte pour rédiger un plan de rétablissement (p. ex., simulations et évaluation des efforts de rétablissement projetés sur une période de 1,5 à 2 générations, comme décrit dans la politique relative aux plans de rétablissement). Dans le [document sur les directives du MPO](#) concernant l'élaboration de plans de rétablissement, on recommande que ces plans fassent l'objet d'examen du rendement fréquents (en plus des activités de surveillance et d'évaluation annuelles).

Dans la politique sur l'approche de précaution du Cadre pour la pêche durable du MPO (2009), une partie clé indique ce qui suit :

« lorsqu'un stock a atteint la zone critique, on doit mettre en place un plan de rétablissement qui permettra, avec un taux de probabilité élevé, d'assurer la progression du stock hors de la zone critique dans un délai raisonnable ».

En outre, le [document sur le PGIP \(annexe 9\)](#) (la version française est un résumé, voir la [version anglaise](#) pour le plan complet) du Groupe de gestion du poisson de fond comprend des jalons et des objectifs de rétablissement pour diverses espèces, y compris le bocaccio.

Objectif de rétablissement – *« Faire en sorte que la probabilité que l'espèce se rétablisse dans l'ensemble de son aire de répartition et sorte de la zone critique d'ici trois générations soit de 65 %.* » [traduction]

Jalons – « *Faire en sorte que la tendance liée à la trajectoire du stock soit positive à chaque intervalle de cinq ans, de façon à ce que la biomasse à la fin de chaque intervalle soit supérieure à la biomasse au début de cet intervalle. Entre les principales évaluations, on assurera un suivi des progrès vers l'objectif en évaluant chaque année les indices de la trajectoire du stock dépendants et indépendants de la pêche.* » [traduction]

Selon l'état du stock médian, estimé au moyen du scénario de référence composite comme étant $B_{2020}/B_0 = 0,028$, le stock se situe dans la zone critique du MPO. Cependant, étant donné que la proportion d'individus matures dans le modèle a été forcée à zéro pour les âges 1 à 4, le stock de géniteurs de 2020 (fin de 2019) ne comprend pas les individus de la cohorte de 2016, qui seraient âgés de quatre ans en 2020. L'analyse de sensibilité S09 étudie les effets de l'utilisation des estimations du modèle ajustées pour la proportion d'individus matures d'âges 1 à 4, ce qui permettrait à certains jeunes d'entrer dans le stock de géniteurs et ferait en sorte d'augmenter l'état du stock médian à $B_{2020}/B_0 = 0,088$. La probabilité que le stock se trouve dans la zone critique serait alors de 0,46 (Figure 8). Ce résultat montre que même de faibles proportions de la cohorte de 2016 pourraient avoir une incidence positive sur l'estimation de l'état du stock, mais il dépend de l'estimation de la taille importante de cette cohorte et ne tient pas compte de la possibilité que la proportion d'individus matures puisse être surestimée dans les classes d'âges plus jeunes.

Il est possible de suivre le rétablissement du bocaccio au moyen des tableaux de décisions figurant dans l'ANNEXE E.

- Les tableaux F.5 et F.6 présentent les probabilités que les valeurs de biomasse projetées sur dix ans dépassent le PRL, soit $P(B_{2021,\dots,2030} > 0,4B_{RMD})$ selon des limites de prises et de taux d'exploitation constants, respectivement.
- Les tableaux F.21 et F.22 présentent les probabilités que les valeurs de biomasse féconde projetées sur trois générations (60 ans, si on présume que la durée d'une génération est de 20 ans), selon des intervalles de cinq ans, dépassent le PRL selon des limites de prises et de taux d'exploitation constants, respectivement.
- Les tableaux F.53 à F.60 présentent le nombre d'années nécessaires pour que diverses cibles puissent être atteintes, y compris le PRL, selon des limites de prises et de taux d'exploitation constants, respectivement, à des probabilités de 50 %, 65 %, 80 % et 95 %.

Le stock de bocaccios est inhabituel, car la probabilité que l'importante vague de recrutement associée à la cohorte de 2016 entraîne une augmentation du stock de géniteurs au-delà du PRL d'ici 2023 est de 95 %, selon tous les scénarios de limites de prises (tableau F.5) et de taux d'exploitation (tableau F.6) présentés. Le premier objectif du Groupe de gestion du poisson de fond serait donc atteint. En outre, si les limites de prises demeurent constantes, la probabilité que la biomasse du stock reste supérieure au PRL au cours des trois prochaines générations est élevée (tableau F.21). Le deuxième objectif du Groupe de gestion du poisson de fond serait donc également atteint. C'est seulement quand le taux d'exploitation est supérieur à 0,08/année que la biomasse féconde commence à diminuer, ce qui fait en sorte que la probabilité que la biomasse du stock reste supérieure au PRL diminue en deçà de 95 % (tableau F.22). Les tableaux semblables F.53 et F.54 présentent le temps nécessaire pour que la biomasse du stock puisse dépasser le PRL; la probabilité que cet objectif soit atteint en trois ans est de 95 %. Si les gestionnaires sont moins rigoureux au sujet de la certitude de l'atteinte des objectifs, par exemple s'ils choisissent une probabilité que le premier objectif soit atteint de 65 %, les tableaux F.55 et F.56 indiquent que la biomasse du stock dépassera le PRL dans un an.

Une incertitude importante concernant ces projections est la taille absolue de la cohorte de 2016; selon le scénario de référence composite, le modèle a estimé que la cohorte serait 44 fois plus importante que le recrutement moyen à long terme (plage : 30 à 58). Pour mieux comprendre la sensibilité des résultats projetés à la taille importante de cette cohorte, on a répété les projections au moyen d'échantillons de MCMC tirés des valeurs de la plage de 5 % la plus faible de la distribution *a posteriori* sur les estimations de la taille de la cohorte de 2016 (Figure 9). On a ensuite projeté les trajectoires de biomasse représentées par les 150 échantillons tirés selon les mêmes plages de limites de prises et de taux d'exploitation fixées, qui sont présentées dans le Tableau 3 et le Tableau 4. La Figure 10 est semblable à la Figure 4, qui présente la trajectoire de la biomasse calculée seulement à l'aide des 150 échantillons les moins élevés (5 %) et projetée selon un niveau fixe de prises de 200 t/année. Cette figure et les tableaux de décision connexes (tableaux F.63 et F.64) indiquent que le retard global en matière de rétablissement prédit par ce scénario tronqué correspond à seulement deux à trois années de plus que la prédiction équivalente fondée sur la distribution *a posteriori* complète de la cohorte de 2016. La principale raison expliquant ce résultat optimiste continu est que la taille importante de la cohorte de 2016 prédite à partir du scénario tronqué est encore 31 fois (plage : 20 à 37) plus élevée que le recrutement moyen à long terme (qui comprend la cohorte de 2016). En outre, le sous-échantillon tronqué comprendra plusieurs exécutions pour lesquelles la productivité globale est faible, ce qui produira des valeurs plus faibles pour B_0 , B_{RMD} et les points de référence fondés sur le RMD.

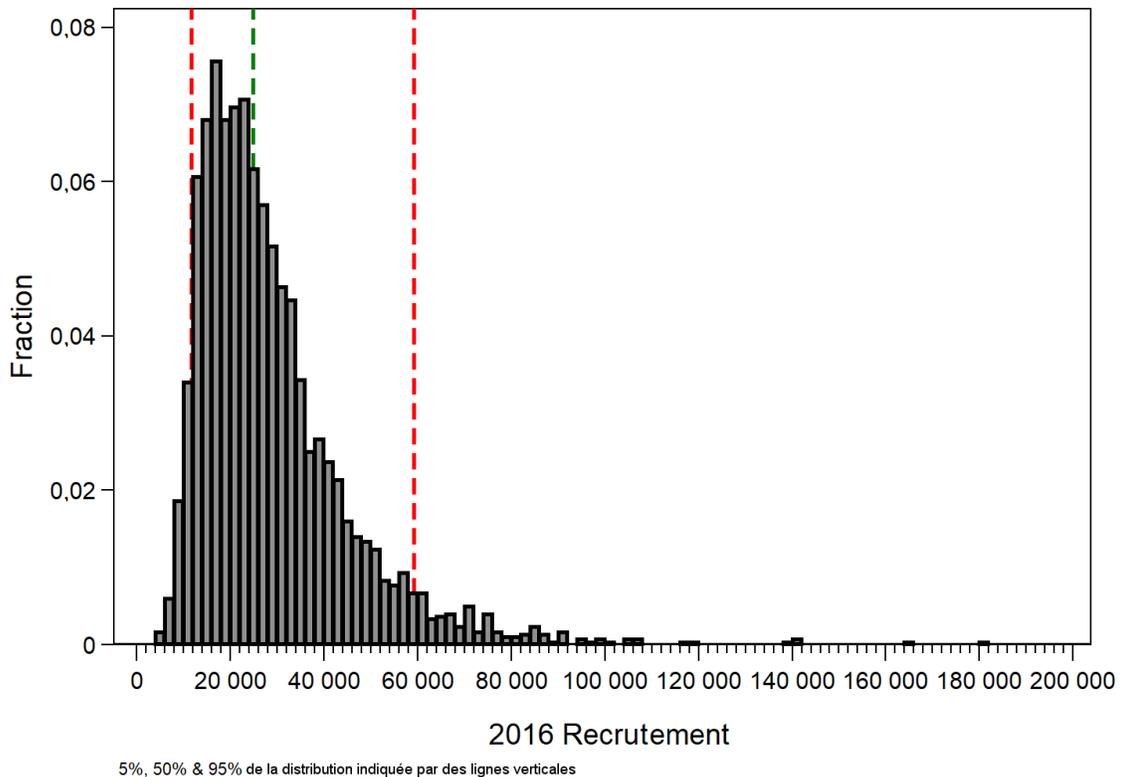


Figure 9. Distribution *a posteriori* de la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016 pour le stock de bocaccios à l'échelle de la côte britanno-colombienne. Les lignes verticales tiretées représentent les centiles 5 %, 50 % et 95 % de la distribution.

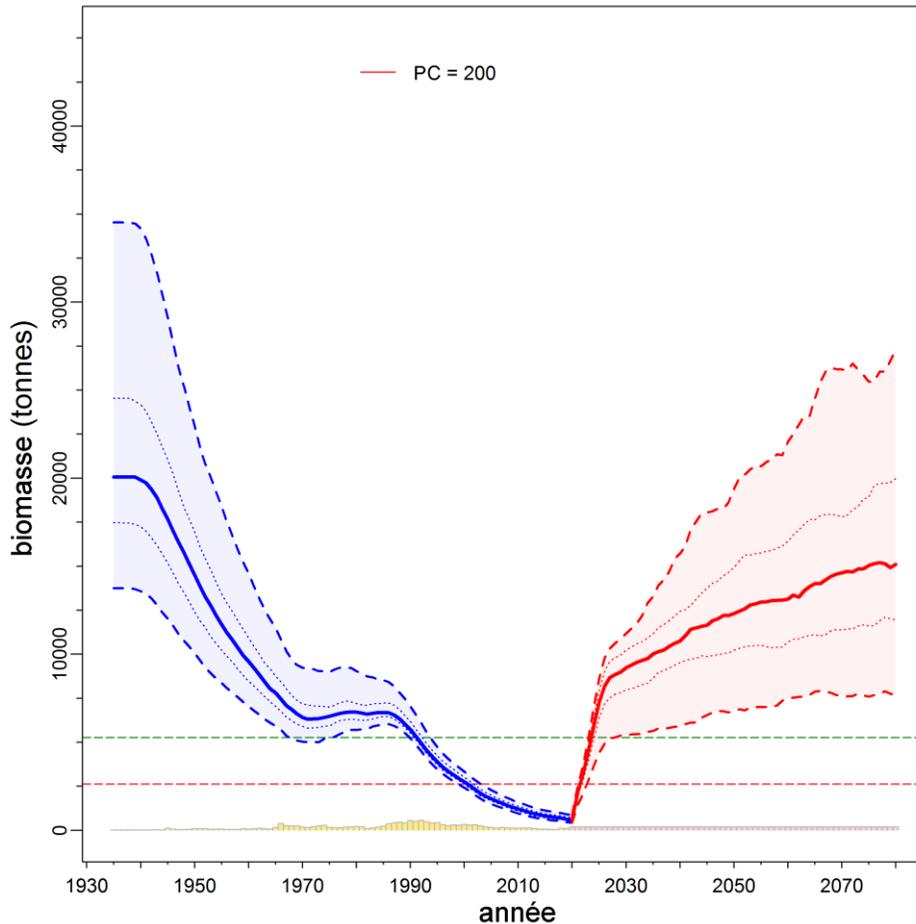


Figure 10. Estimations de la biomasse féconde (B_t , en tonnes) obtenues à partir des échantillons de MCMC tirés parmi les estimations les plus faibles (quantile inférieur 0,05) de la taille de la cohorte de 2016 selon le scénario de référence composite. La couleur bleue représente les estimations de la biomasse relatives aux années 1935 à 2020 et la couleur rouge, les valeurs projetées pour les années 2021 à 2080. La biomasse médiane est représentée par une ligne pleine entourée de son intervalle de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05 à 0,95), soit la zone ombragée qui est délimitée par des lignes tiretées. L'intervalle de crédibilité à 50 % est délimité par des lignes pointillées (quantiles : 0,25 à 0,75). Les lignes horizontales tiretées montrent la médiane du point de référence limite et du point de référence supérieur. Les prises et la limite de prises présumée (200 tonnes/année) sont représentées par les bandes le long de l'axe inférieur.

Les [critères d'évaluation](#) du COSEPAC sont fondés sur un déclin du nombre total d'individus matures pendant la période de 10 ans ou de trois générations la plus récente (la période la plus longue est utilisée). Compte tenu de notre cadre de modélisation, on a calculé le déclin en fonction de la biomasse de génitrices plutôt que du nombre d'individus matures parce qu'on n'a aucune estimation du nombre de mâles matures et que la biomasse vulnérable peut représenter une combinaison d'individus matures et immatures. Étant donné qu'on estime que la durée d'une génération pour le bocaccio est de 20 ans, on a utilisé une période de trois générations (60 ans) pour calculer le déclin.

L'indicateur A1 du COSEPAC ne s'applique qu'aux espèces pour lesquelles les causes de la réduction de la population sont clairement réversibles, comprises et ont cessé. L'indicateur A2 est utilisé lorsque la réduction de la population peut ne pas avoir cessé, peut ne pas être comprise ou peut ne pas être réversible. Comme le sébaste à bouche jaune évalué dans le

cadre d'une évaluation du potentiel de rétablissement (Edwards *et al.* 2012a), le bocaccio se situerait probablement dans la catégorie A2b (le « b » indique que la désignation était fondée sur « un indice d'abondance approprié pour le taxon »). Si une espèce se trouve dans la catégorie A2, on considère qu'elle est en voie de disparition ou menacée si son déclin est supérieur ou égal à 50 % ou à 30 %, respectivement. Selon ces lignes directrices, le critère de référence en matière de rétablissement correspond maintenant à $0,5B_{t-3G}$ (déclin de 50 %) et à $0,7B_{t-3G}$ (déclin de 30 %), où B_{t-3G} représente la biomasse de trois générations (60 ans) avant la biomasse à l'année t , par exemple $P(B_{2021,\dots,2080} > 0,5|0,7 B_{1961,\dots,2020})$. Selon ce critère, le rétablissement du bocaccio se produirait dans quatre ans pour $0,5B_{t-3G}$ (tableaux F.37 et F.38) et dans cinq ans pour $0,7B_{t-3G}$ (tableaux F.39 et F.40). L'utilisation des cibles plus rigoureuses de $0,5B_0$ et de $0,7B_0$ ferait en sorte qu'une plus longue période serait nécessaire avant que la probabilité que l'espèce se rétablisse soit de 65 % (tableaux F.55 et F.56).

9.4. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS

Un avis a aussi été demandé au sujet de la durée appropriée entre les futures évaluations de stocks et, pour les années intermédiaires entre les mises à jour connexes, au sujet des valeurs des indicateurs possibles qui pourraient déclencher une évaluation complète plus tôt que d'habitude (conformément au document du MPO 2016). La réponse à cette question dépend entièrement de l'importance de la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016. Si la taille de cette cohorte demeure conforme aux résultats de la présente évaluation, le stock de bocaccios de la côte britanno-colombienne devrait se rétablir à une biomasse supérieure au PRS d'ici quatre à cinq ans. Les relevés synoptiques au chalut existants, surtout ceux menés dans le bassin de la Reine-Charlotte et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, devraient fournir des indicateurs adéquats que la taille du stock demeure élevée. La prochaine évaluation complète du stock devrait être réalisée après 2025 pour qu'il y ait au moins deux nouveaux indices issus de ces relevés synoptiques. Si ces derniers continuent d'indiquer que la taille du stock est importante, la nouvelle évaluation du stock pourrait être retardée davantage. Peu importe quand la nouvelle évaluation sera prévue, au moins six à douze mois seront nécessaires avant que celle-ci puisse être entamée en raison du temps de lecture associé aux nouvelles structures de détermination de l'âge qui seront nécessaires pour l'interprétation de la trajectoire de la population. L'avis relatif aux années intermédiaires est expressément inclus dans les tableaux de décision présentés. Les gestionnaires peuvent choisir une autre ligne que celle correspondant à l'année et à la limite de prises qui les intéressent si l'abondance du stock semble avoir changé ou s'ils souhaitent avoir une plus grande certitude que la biomasse du stock restera supérieure aux points de référence. Une autre option intermédiaire possible serait de répéter les ajustements du modèle sans modifier les trois exécutions (y compris l'exécution de référence combinée) à la fin de 2021 ou au début de 2022, en ajoutant les indices et les données biologiques connexes provenant des quatre relevés synoptiques utilisés. Pour chacun des quatre relevés, un nouvel indice annuel serait ajouté au modèle. De cette façon, on pourrait obtenir une évaluation relativement simple des progrès de la cohorte de 2016, sans devoir effectuer une nouvelle analyse complète des données disponibles.

10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

Comme pour d'autres évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique, la présente évaluation décrit la situation d'un stock peu productif à croissance lente. Toutefois, ce qui est inhabituel à propos de cette évaluation, c'est que le stock de bocaccios de la côte britanno-colombienne semble être encore moins productif que prévu, compte tenu du taux de mortalité naturelle apparent qui a été déterminé au moyen des données disponibles sur la détermination de l'âge. Cette observation est confirmée par les faibles taux d'exploitation

modélisés, qui atteignent un sommet près de 0,06/année, un taux beaucoup plus faible que ce qui a été observé dans d'autres évaluations de stocks de sébastes récentes. Par exemple, dans l'évaluation du stock de veuves terminée récemment (Starr et Haigh, 2021b), on a estimé que le taux d'exploitation médian maximal se situait près de 0,16/année pour un stock qui a été évalué comme étant dans la zone saine et qui a connu un certain nombre de bonnes vagues de recrutement. Au contraire, le stock de bocaccios a diminué de façon stable pendant la période de 1935 à 2020, malgré de faibles taux d'exploitation et des mesures de gestion efficaces qui ont permis de réduire les prises moyennes récentes à moins de 100 t/année.

Même si les erreurs relatives élevées associées aux divers indices de relevés concernant le bocaccio (ANNEXE B) indiquent que cette méthodologie n'est pas idéale pour le suivi de cette espèce semi-pélagique grégaire (Stanley *et al.* 2009), les séries de relevés disponibles affichent une tendance à la baisse ou, plus récemment, n'affichent aucune tendance. Cette observation est conforme aux données sur la détermination de l'âge, qui montrent peu de vagues de recrutement importantes, le cas échéant, et à la série de CPUE, qui indique également une tendance à la baisse entre 1996 et 2012. Il existe des indicateurs qui, s'ils sont combinés, produisent une évaluation du stock pessimiste correspondant essentiellement aux évaluations du stock de 2009 et de 2012, réalisées au moyen d'un modèle bayésien de production excédentaire.

Toutefois, ce qui distingue la présente évaluation des deux évaluations précédentes c'est l'indicateur d'une nouvelle vague de recrutement associée à l'importante cohorte de 2016. L'estimation médiane obtenue au moyen du scénario de référence composite indique que la cohorte est 44 fois plus importante que le recrutement moyen à long terme (plage de crédibilité à 95 % : 30 à 58). De nombreux pêcheurs amateurs et membres de la flottille de pêche commerciale ayant mentionné avoir observé des bocaccios juvéniles se sont plaints que la nouvelle vague de recrutement de l'espèce fait en sorte qu'il est difficile de respecter les limites de prises attribuées lors de la pêche d'autres espèces. En outre, dans le cadre des relevés indépendants ciblant les jeunes de l'année menés le long de la côte centrale de la Colombie-Britannique (Alejandro Frid 2019, [Central Coast Indigenous Resource Alliance](#) [en anglais seulement], comm. pers.) et de la côte de la Californie (John Field 2019, [Southwest Fisheries Science Center](#) [en anglais seulement], NOAA, comm. pers.), on a aussi observé un nombre important de jeunes bocaccios en 2016 et lors des années suivantes. Les données figurant dans le présent document corroborent l'existence de la nouvelle vague de recrutement. Par exemple, on a comparé la distribution des densités de bocaccios au fil du temps pour le relevé mené dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans le relevé de 2015, très peu de bocaccios ont été observés (figure B.29, graphique de droite) et dans le relevé de 2017, le bocaccio était beaucoup plus fréquent, mais en faibles densités parce que les prises étaient des individus d'âge 1 mesurant 25 cm (figure B.30, graphique de droite). Au moment où le relevé de 2019 a été mené, le bocaccio était présent dans l'ensemble de la zone de relevé, en fortes densités (figure B.31, graphique de droite). Le modèle ne pouvait pas correspondre à l'augmentation de la biomasse observée, malgré les barres d'erreur importantes (figure F.2), ce qui signifie que cet indice était beaucoup plus important que les indices précédents. Les données sur la fréquence selon la longueur présentées dans la Figure 3 montrent une seule cohorte dont le nombre d'individus domine les fréquences, qui progresse chaque année conformément au modèle de croissance, à la fois dans les données de relevés combinées et dans les données provenant des activités de pêche commerciale. Une autre mesure indiquant l'augmentation de l'abondance des bocaccios dans les relevés est le nombre d'échantillons biologiques prélevés, car la directive des relevés était l'échantillonnage de tous les bocaccios capturés. Par exemple, le relevé mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et le relevé mené dans le bassin de la Reine-Charlotte montrent des augmentations importantes du nombre d'individus échantillonnés en 2018 et en 2019 par rapport aux relevés antérieurs

(tableau D.6). Même s'il s'agit de sources de données indépendantes qui peuvent indiquer une augmentation de l'abondance de bocaccios, il est difficile d'estimer le nombre absolu de recrues et leurs effets sur le rétablissement de la population appauvrie dans le cadre d'une évaluation du stock.

La population américaine de bocaccios du sud de Monterey a « officiellement été désignée surpêchée en mars 1999 » [traduction] (He et al. 2015). Cependant, elle n'est plus désignée comme telle grâce à deux vagues de recrutement importantes ayant eu lieu en 2010 et en 2013. Le stock a été réévalué en 2017, ce qui confirme l'existence et la taille de la cohorte de 2013 (He et Field 2017). He et Field (2017) ont décrit une amélioration de l'état du stock pour lequel la biomasse est passée de $0,37B_0$ en 2015 à $0,49B_0$ en 2017. Cette augmentation importante survenue rapidement est largement attribuable à l'amélioration du recrutement. Ces résultats confirment que l'importance relative de la hausse de la biomasse présentée dans la Figure 4 a déjà été observée au sein de la population de bocaccios de la Californie.

De 1965 à 1976, l'effort des flottilles étrangères le long de la côte britanno-colombienne ciblait le sébaste à longue mâchoire, et les prises de bocaccios pour cette période ont été estimées comme des prises accessoires présumées. Par conséquent, l'ampleur des prises de bocaccios par les flottilles étrangères est incertaine. Une autre source d'incertitude dans la série sur les prises concerne les débarquements nationaux des années 1980 à 1995 (avant la présence d'observateurs), qui pourraient avoir été mal déclarés. En effet, on aurait pu déclarer moins d'espèces de sébastes pour contourner les quotas d'espèces plus recherchées comme le sébaste à longue mâchoire. Cependant, les analyses de sensibilité aux prises (S06 : -33 %; S07 : +50 %) montrent que l'incertitude concernant les prises n'a pas eu d'effet important sur la trajectoire de la biomasse modélisée ni sur les estimations de la taille relative du stock en 2020 (Figure 6 et Figure 8).

L'utilisation des CPUE provenant de la pêche commerciale comme un indice d'abondance a généralement été évité dans le cadre d'évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique (principalement en raison de l'incertitude concernant le comportement des pêcheurs à l'égard des règlements). Cependant, on a utilisé avec succès les CPUE fondées sur les prises accessoires de l'espèce évaluée provenant de la pêche au chalut de fond en Colombie-Britannique dans trois évaluations du stock récentes (veuve : Starr et Haigh, 2021b; sébaste à raie rouge : Starr et Haigh, 2021a; sébastolobe à courtes épines : Starr et Haigh 2017). L'hypothèse dans de tels cas était que ces espèces sont capturées de façon passive dans le cadre de la pêche en question avec diverses autres espèces de poissons. Tant que le modèle d'estimation de CPUE comprend le nombre de traits nuls et le nombre de traits comprenant des bocaccios, la série produite pourrait permettre un suivi de l'abondance. En raison de la grande présence d'observateurs dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond en Colombie-Britannique, on peut présumer avec confiance que les traits nuls sont enregistrés de façon raisonnablement fiable. Dans le cadre de la présente évaluation du stock, l'utilisation de la série de CPUE dans le modèle a stabilisé la procédure d'estimation, surtout pour les simulations relatives à la méthode de MCMC. Cette affirmation a été démontrée par l'analyse de sensibilité S04, qui montre que l'évaluation du stock échouerait sans l'utilisation de ces données. En outre, l'ajustement de l'estimation de la trajectoire modélisée aux indices de CPUE pour l'exécution centrale indique que la série de CPUE et la série sur la biomasse provenant de relevés sont cohérentes et que la tendance liée aux résidus est minimale (voir la figure F.8). Cette série a été éliminée après 2012 en raison d'observations indiquant que les pêcheurs la flottille évitaient le bocaccio de façon active, ce qui pourrait produire une série biaisée.

Une source d'incertitude importante concernant la présente évaluation du stock est qu'il est impossible d'estimer la mortalité naturelle M au moyen du modèle, compte tenu des données

disponibles. Comme mentionné dans la section 6.6, dans le cadre de la présente évaluation, on a tenté de cerner des valeurs plausibles de la mortalité naturelle d'après la fréquence d'individus âgés dans les données. Compte tenu des estimations *a priori* fournies par des estimateurs de la mortalité naturelle crédibles, on a utilisé des valeurs de M de 0,07, de 0,08 et de 0,09 comme le fondement de l'axe d'incertitude. On a donc déterminé que les valeurs de M qui ne font pas partie de cette plage sont moins crédibles, surtout les valeurs supérieures ou égales à 0,10, compte tenu du comportement du modèle et de la plage d'âges disponibles observée. Les taux de mortalité naturelle élevés qui ont été estimés pour les populations de bocaccios de la Californie ne correspondent pas aux distributions relatives à l'âge de la population de bocaccios de la Colombie-Britannique parce que les valeurs maximales de l'âge de cette population sont deux fois plus importantes que celles des populations de la Californie. En outre, les exécutions pour lesquelles on a utilisé des valeurs de M élevées ont produit des estimations de la biomasse en situation d'équilibre à un taux d'exploitation nul très importantes, qui étaient plus élevées que celles générées dans le cadre d'autres évaluations récentes de stocks d'espèces du genre *Sebastes* de la Colombie-Britannique ayant des caractéristiques liées au cycle vital semblables à celles du bocaccio. Les faibles valeurs de M ont entraîné des périodes de rétablissement plus rapides jumelées à de faibles estimations de la taille du stock et de la productivité. Ces observations, combinées au fait qu'il y avait peu d'individus âgés de plus de 50 ans, indiquent que les estimations modélisées avec une valeur de M inférieure à 0,07 semblaient improbables. Toutefois, la Figure 7 indique que le choix de M a eu peu d'incidence sur l'état du stock de bocaccios étant donné que tous les résultats des exécutions du scénario de référence composite se situaient dans la zone critique du MPO, même si les estimations de l'état du stock (B_{2020}/B_{RMD} et B_{2020}/B_0) changeaient toujours selon M .

Toutes ces observations indiquent que la taille de la cohorte de 2016 représente l'incertitude la plus importante associée à la présente évaluation. Les nombreuses observations indiquant l'existence de cette cohorte importante ont été présentées plus haut; il existe donc une faible incertitude à propos de cet aspect du recrutement. La population américaine de bocaccios présente au large de la côte du sud de la Californie a fait l'objet de deux importantes vagues de recrutement récentes en 2010 et en 2013 qui ont permis le rétablissement du stock appauvri. Il est donc raisonnable de s'attendre à ce qu'un tel phénomène se produise au sein de la population de la Colombie-Britannique, avec un certain décalage. La nature épisodique du recrutement des espèces du genre *Sebastes* est bien connue et il semble que pour la population de la Colombie-Britannique, l'intervalle entre des épisodes de recrutement élevé est très long. Ainsi, il semble raisonnable d'accepter les conclusions de la présente évaluation : la taille de la cohorte de 2016 est beaucoup plus importante que le recrutement moyen à long terme et il est probable que cette cohorte soit assez importante pour que le stock passe rapidement de la zone critique à la zone saine.

On a exécuté une analyse de sensibilité projetée seulement avec les valeurs de la plage de 5 % la plus faible de la distribution *a posteriori* concernant la cohorte de 2016 (Figure 9). Le temps de rétablissement prédit au moyen de ce sous-échantillon tronqué était seulement de deux à trois ans plus long que le temps prédit au moyen de l'ensemble de la distribution *a posteriori* de 2016 (voir les tableaux F.63 et F.64), ce qui indique que même la portion la moins optimiste de cette distribution devrait entraîner un rétablissement du stock rapide. La raison expliquant cette prédiction est que la cohorte correspondant à ce scénario tronqué est quand même 31 fois (plage de 20 à 37) plus élevée que la moyenne à long terme (qui comprend la cohorte de 2016). On a remarqué que ces rapports importants liés au recrutement de 2017 correspondent à une fonction des recrutements très faibles estimés dans le cadre de la présente évaluation. Même si la taille de la cohorte de 2016 est très importante, des cohortes de la même ampleur ont été estimées dans le cadre d'autres évaluations de stocks d'espèces du genre *Sebastes* (p. ex., veuve : Starr et Haigh 2021b).

En plus des incertitudes susmentionnées entourant l'exactitude de l'historique des prises, la confusion créée par l'indice des CPUE, la rareté des données et l'incertitude concernant les projections, il existe d'autres enjeux ayant entraîné une incertitude dans les résultats. Aucun indice de biomasse n'est disponible avant le milieu des années 1960, et la conception statistique des relevés de cette période n'était pas solide. Les données sur la composition selon l'âge disponibles sont toutes récentes (à partir de 2003 seulement) et ne semblent pas être aussi informatives que celles d'autres évaluations de stocks de sébastes, probablement en raison de l'importante erreur de détermination de l'âge.

Les estimations du modèle concernant les coefficients de capturabilité (q) de relevés sont uniformément faibles. Ceci s'explique parce que les indices de biomasse de relevés (I_{tg}), qui représentent la principale source de renseignements quantitatifs pour le bocaccio dans les eaux de la Colombie-Britannique, étaient tous très faibles avant la vague de recrutement de la cohorte de 2016. Les observations et les captures de bocaccios par trait de tous les relevés menés pendant les années évaluées étaient très faibles (voir les tracés de la densité présentés dans l'annexe B). Cependant, dans les relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, on a observé une augmentation du nombre de bocaccios après la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016. On peut également observer cette augmentation lors de la comparaison séquentielle des tracés de la densité relatifs au relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte. Ceux-ci affichent une augmentation des observations de bocaccios à partir de 2015 (figure B.29), lorsque l'espèce était très peu visible, jusqu'à 2017 (figure B.30), lorsque plusieurs observations d'une faible densité de bocaccios ont eu lieu, puis jusqu'à 2019 (figure B.31), lorsque beaucoup d'observations de bocaccios ont eu une importance considérable (parce que les individus de la cohorte de 2016 avaient atteint l'âge 3 dans la zone de relevé). Une comparaison semblable peut être effectuée pour le relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; le tracé de la densité de 2016 (figure B.41) montre une très faible densité de bocaccios, tandis que le tracé de 2018 (figure B.42) indique de multiples observations de bocaccios d'âge 2 présents en forte densité. Les indices élevés, qui se manifestent plus tard dans la série chronologique, n'ont pas été bien ajustés par le modèle, et les valeurs estimées de q sont demeurées faibles dans la présente évaluation. Si on présume que les futurs indices demeureront élevés, q devrait augmenter parce que le modèle estimera qu'une plus grande proportion des individus disponibles le long de la côte britanno-colombienne est capturée dans le cadre d'activités de relevé.

Les tableaux de décision présentent des orientations pour la sélection de recommandations sur les prises à court terme, et décrivent la plage des futurs résultats possibles pour la période projetée, à des niveaux de prises annuelles fixes. L'exactitude des projections est prédite selon l'hypothèse que le modèle est approprié. L'incertitude relative aux paramètres est expressément traitée au moyen d'une approche bayésienne, mais elle reflète seulement le modèle utilisé et les coefficients de pondération appliqués aux différentes données. Ces tableaux indiquent qu'il y a peu de différences à court terme entre les limites projetées.

Une autre incertitude relevée lors de la réunion d'examen par les pairs concerne la capacité de suivre les bocaccios au moyen de relevés au chalut, compte tenu de la nature semi-pélagique de l'espèce. Les préférences en matière d'habitat passent des milieux pélagiques aux milieux benthiques à mesure que les bocaccios vieillissent. Habituellement, les juvéniles et les subadultes se dispersent depuis la canopée des forêts de laminaires jusqu'à des milieux plus profonds formés de récifs très en relief (Love 2011). Cependant, Field et ses collaborateurs (2010) ont remarqué qu'après une importante vague de recrutement en Californie, les jeunes bocaccios étaient présents dans des milieux suboptimaux (substrat peu en relief, comme des fonds sablonneux), peut-être en raison de la compétition dépendante de la densité pour

l'occupation de l'espace. Cet effet attribuable au recrutement pourrait biaiser les indices d'abondance provenant des relevés au chalut, qui peuvent seulement être menés dans des fonds peu en relief, parce que les classes d'âges nombreuses seraient surreprésentées. Les jeunes adultes quittent souvent les milieux benthiques lorsqu'ils cherchent de la nourriture, tandis que les individus plus âgés ont tendance à rester immobiles dans des crevasses et des caves propres aux milieux très en relief (Love 2011), ce qui fait en sorte que les bocaccios sont beaucoup moins vulnérables aux chaluts à mesure qu'ils vieillissent. Les participants à l'examen par les pairs ont aussi remarqué que l'efficacité des engins de pêches aux lignes utilisés lors de relevés peut varier parce que le bocaccio est principalement attiré par les appâts mobiles (pêche à la traîne, à la turlutte, etc.) et tend à éviter les appâts immobiles comme ceux utilisés lors de la pêche à la palangre (Brian Mose 2019, [comité consultatif technique sur le poisson de fond](#), comm. pers.). Cette observation signifie que les principaux engins utilisés lors des activités de relevé menées en Colombie-Britannique (chalut de fond et palangre) ne sont pas optimaux pour le suivi du bocaccio.

Malgré ces limites, les relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver semblent permettre un suivi raisonnablement adéquat de l'espèce (du moins, lorsque l'abondance est élevée) et devraient être le meilleur indicateur de l'importance continue de la cohorte de 2016. Il sera ainsi possible de suivre la situation de près à mesure que la population côtière de bocaccios augmentera. On observera également une augmentation inévitable des prises accessoires de l'espèce lors de la pêche d'espèces plus abondantes. Les deux autres relevés synoptiques (menés dans le détroit d'Hécate et au large de la côte ouest de Haida Gwaii) semblent être moins efficaces pour le bocaccio en termes de capacité de capture, mais les exécutions du modèle pour lesquelles on a éliminé ces relevés ne parvenaient pas à effectuer la minimisation. Ces relevés fournissent donc des renseignements importants sur le stock (ou stabilisent le modèle). On a constaté qu'en raison de la bonne surveillance des prises provenant de la pêche commerciale du poisson de fond, les prises accessoires de bocaccios seront bien connues. Par conséquent, grâce aux bonnes estimations des prises de bocaccios et à la capacité de suivi des quatre relevés synoptiques, la situation de l'espèce sera observée de près. On pourra donc prendre des mesures correctives au besoin.

11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

Les questions suivantes devraient être envisagées lors de la planification de futures évaluations du stock de bocaccios et des mesures de gestion connexes.

1. Poursuivre la série de relevés au chalut indépendants de la pêche qui sont menés le long de la côte britanno-colombienne. On vise notamment à prélever des échantillons sur la composition selon l'âge et la longueur, grâce auxquels on pourra estimer les ogives de sélectivité propres à chaque relevé.
2. Étudier comment des populations uniques, comme celle du bocaccio, font partie d'un système complexe composé d'éléments biologiques et économiques (Walker et Salt 2006). Ces systèmes peuvent avoir plusieurs états stables, ce qui peut avoir une incidence sur notre compréhension de la dynamique de la population de bocaccios et de sa résilience.
3. Étudier les effets des changements climatiques sur les populations de bocaccios et déterminer comment les changements touchant l'écosystème influencent notre perception des conditions d'équilibre selon différents régimes climatiques. Cet élément peut comprendre l'étude de l'utilisation de covariables environnementales à titre d'indicateurs du recrutement et du rôle d'un recrutement épisodique dans la stratégie évolutive du bocaccio.

-
4. Dans le cadre de la réunion régionale de l'examen par les pairs qui a eu lieu en décembre 2019, on a déterminé les composantes de modélisation qui pourraient être étudiées lors de la prochaine réévaluation complète de l'espèce.
 - a. Examiner l'utilisation de données sur la fréquence selon la longueur dans le modèle afin d'identifier des cohortes. Cette composante pourrait comprendre la récupération d'anciennes données sur la longueur provenant de relevés, comme le relevé triennal du NMFS.
 - b. Retirer les données sur l'âge provenant de la pêche commerciale postérieures à 2012 parce qu'il pourrait y avoir eu un décalage de la sélectivité attribuable aux changements en matière de gestion invoqués pour la troncature de la série de CPUE. Il serait aussi possible de retirer toutes ces données afin de tester la sensibilité du modèle à celles-ci.
 - c. Il semble que le stock compte moins de femelles âgées que de mâles âgés, surtout dans les données provenant de relevés. Cette observation pourrait être modélisée comme une mortalité naturelle différente chez les femelles ou comme une courbe de sélectivité en forme de dôme pour ces dernières étant donné qu'on croit que les individus âgés pourraient migrer vers des zones où le chalutage est impossible. Il est aussi possible que la sélectivité des jeunes individus de cohortes nombreuses soit différente de celle de cohortes peu nombreuses en raison d'une occupation de l'habitat différente.
 - d. Chez les sébastes, il existe des éléments probants indiquant que la fécondité et le succès de la fraye s'améliorent à mesure qu'un individu vieillit et grossit. On croit que la fécondité augmente plus rapidement (Dick *et al.* 2017) que l'hypothèse cubique émise dans la présente évaluation du stock; le processus en question pourrait être intégré dans les futures évaluations.
 - e. On a avancé que les indices de biomasse provenant de relevés au chalut ciblant des sébastes semi-pélagiques pourraient être mieux estimés au moyen d'une approche fondée sur un modèle (comme celle présentée pour les CPUE dans l'annexe C, plutôt que l'approche fondée sur la conception décrite dans l'annexe B).
 - f. Les estimations de la taille d'une cohorte générées par des modèles structurés selon l'âge diminuent souvent à mesure que les individus de cette cohorte vieillissent, lorsque davantage de données sont recueillies. Cet effet peut être étudié au moyen d'analyses rétrospectives qui écartent les données annuelles à mesure que le modèle recule dans le temps.
 - g. On a noté que les courbes de sélectivité relatives aux activités de pêche et de relevé à la palangre menées en Californie sont décalées et se situent à droite des courbes de sélectivité relatives aux activités de pêche et de relevé au chalut. On devrait tenir compte de ce décalage si les relevés à la palangre sont utilisés à l'avenir pour le suivi du bocaccio en Colombie-Britannique.

12. REMERCIEMENTS

Allan Hicks (Commission internationale du flétan du Pacifique) avait déjà soutenu le recours à la version Awatea du modèle d'évaluation des stocks de Coleraine, qui est utilisée dans beaucoup d'évaluations de stocks de sébastes côtiers. Plus précisément, pour le bocaccio, il a formulé des avis concernant la séparation des données sur le recrutement en sous-ensembles afin que la classe d'âge de l'importante cohorte de 2016 soit atténuée. Les employés du Laboratoire de sclérochronologie de la Station biologique du Pacifique ont fait preuve, comme toujours, de

rapidité lors du traitement des demandes concernant les otolithes de bocaccios. Ils ont été en mesure d'accélérer la détermination de l'âge des échantillons provenant du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte, en fournissant les résultats un mois après les avoir reçus. Les membres du groupe de travail technique sur le bocaccio, soit Sean Anderson, Bruce Turris, Brian Mose, Rob Tadey et Chris Grandin, ont été d'une grande aide lors d'une réunion visant à examiner les données d'entrée et les hypothèses du modèle. Les examens par les pairs rédigés par Jaclyn Cleary (Station biologique du Pacifique, MPO) et Kelly Andrews (Northwest Fisheries Science Center [NWFSC], NOAA) ont fourni des orientations utiles et ont alimenté des discussions pertinentes lors de la réunion régionale d'examen par les pairs. Greg Workman a animé cette réunion à titre de président et Jill Campbell a assumé le rôle de rapporteur. Des contributions supplémentaires fournies par d'autres participants à la réunion, plus particulièrement John Field (Southwest Fisheries Science Center, NOAA) et Chantel Wetzel (NWFSC, NOAA), ont grandement contribué au processus.

13. RÉFÉRENCES CITÉES

- COSEPAC. 2013. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur Bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) au Canada](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. xi + 51 p.
- Dick, E.J., Beyer, S., Mangel, M. and Ralston, S. 2017. [A meta-analysis of fecundity in rockfishes \(genus *Sebastes*\)](#). Fisheries Research 187: 73-85.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2012a. [Stock assessment and recovery potential assessment for Yellowmouth Rockfish \(*Sebastes reedi*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/095. iv + 188 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014a. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the north and west coasts of Haida Gwaii, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/092. vi + 126 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014b. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. and Haigh, R. 2012b. [Stock assessment for Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\) in Queen Charlotte Sound, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/111. viii + 172 p.
- Field, J.C., Dick, E.J., Pearson, D. and MacCall, A.D. 2010. [Status of bocaccio, *Sebastes paucispinis*, in the Conception, Monterey and Eureka INPFC areas for 2009](#). Stock status report, Southwest Fisheries Science Center, NOAA.
- Fletcher, D., Mackenzie, D. and Villouta, E. 2005. [Modelling skewed data with many zeros: A simple approach combining ordinary and logistic regression](#). Environmental and Ecological Statistics 12, 45–54.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. and Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 67: 1611–1634.
- Forrest, R.E., Holt, K.R. and Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs](#). Fish. Res. 206: 259-286.

-
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. and Lecomte, J.B. 2018. [Stock assessment for Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) in Queen Charlotte Sound, British Columbia in 2017](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/038. v + 227 p.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 62-69.
- He, X. and Field, J.C. 2017. [Stock assessment update: Status of Bocaccio, *Sebastes paucispinis*, in the Conception, Monterey and Eureka INPFC areas for 2017](#). Stock status update, Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon.
- He, X., Field, J.C., Pearson, D.E., Lefebvre, L. and Lindley, S. 2015. [Status of Bocaccio, *Sebastes paucispinis*, in the Conception, Monterey and Eureka INPFC areas for 2015](#). Stock status report, Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon.
- Hilborn, R. and Walters, C.J. 1992. [Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty](#). Chapman and Hall, New York NY.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. and Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0](#). University of Washington Report SAFS-UW-0116. Tech. rep., University of Washington.
- Hoening, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- Love, M.S. 2011. [Certainly More Than You Want to Know About The Fishes of The Pacific Coast: A Postmodern Experience](#). Really Big Press, Santa Barbara CA.
- Love, M.S., Yoklavich, M. and Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- MacCall, A.D. 2008. [Status of Bocaccio off California in 2007](#). In Status of the Pacific coast groundfish fishery through 2007, stock assessments and rebuilding analyses. Portland OR, Pacific Fishery Management Council.
- Matala, A.P., Gray, A.K. and Gharrett, A.J. 2004. [Microsatellite variation indicates population structure of Bocaccio](#). N. Amer. J. Fish. Manage. 24: 1189-1202.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#). Online – consulté le juin 5, 2019.
- MPO. 2016. [Lignes directrices sur la prestation de mises à jour et d'avis scientifiques pour les évaluations pluriannuelles](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2016/020.
- MPO. 2019. [Pacific Region Integrated Fisheries Management Plan – Groundfish: Effective February 21, 2019 \(Version 1.1\)](#).
- New Zealand Ministry of Fisheries. 2011. Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard. Ministry of Fisheries, New Zealand.
- Stanley, R.D., McAllister, M. and Starr, P. 2012. [Updated stock assessment for Bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) in British Columbia waters for 2012](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/109. ix + 73 p.
- Stanley, R.D., McAllister, M., Starr, P. and Olsen, N. 2009. [Stock assessment for bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) in British Columbia waters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/055. xiv + 200 p.
-

-
- Stanley, R.D., Rutherford, K. and Olsen, N. 2001. [Preliminary status report on bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\)](#). DFO Can. Stock Assess. Sec. Res. Doc. 2001/148: 55 p.
- Stanley, R.D., Starr, P. and Olsen, N. 2004. [Bocaccio update](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/027. vii + 64 p.
- Stanley, R.D. and Kronlund, A.R. 2000. [Silvergray rockfish \(*Sebastes brevispinis*\) assessment for 2000 and recommended yield options for 2001/2002](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2000/173. 116 p.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(*Sebastes alascanus*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021a. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) en Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021b. [Évaluation du stock de veuve \(*Sebastes entomelas*\) de la Colombie-Britannique en 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/039. viii + 258 p.
- Starr, P.J., Haigh, R. and Grandin, C. 2016. [Stock assessment for Silvergray Rockfish \(*Sebastes brevispinis*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/042. vi + 170 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. and Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 82-92.
- Walker, B. and Salt, D. 2006. [Resilience Thinking: Sustaining Ecosystems and People in a Changing World](#). Island Press. Washington DC. 192 p.

ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

Forrester (1969) a fourni un bref historique de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), qui a été reproduit ci-dessous (avec certaines modifications). À l'heure actuelle, la CPMP porte le nom de [Pacific States Marine Fisheries Commission](#) [en anglais seulement]. Cependant, on a utilisé l'acronyme CPMP dans le présent document pour conserver le contexte historique.

La CPMP a été créée en 1947 lorsque les États de Washington, de l'Oregon et de la Californie ont signé un accord interétatique avec le consentement du 80^e Congrès américain. En 1956, divers organismes de recherche situés le long de la côte du Pacifique ont conclu une entente informelle visant à établir une description uniforme des zones de pêche afin de coordonner la collecte et la compilation de statistiques liées aux prises obtenues au moyen de chalut à panneaux. Cette tâche a été entreprise par la CPMP, avec la coopération informelle de l'Office des recherches sur les pêcheries du Canada. Les zones 1A, 1B et 1C comprennent les eaux de la côte californienne, tandis que les zones 2A à 2D comprennent les eaux au large de l'Oregon ainsi qu'une petite portion des eaux du sud de Washington. Le reste des eaux de la côte de Washington ainsi que les eaux au large de la côte ouest de l'île de Vancouver forment les zones 3A à 3D, tandis que les eaux intérieures des États-Unis et du Canada (détroit Juan de Fuca, détroit de Georgia et la baie Puget) sont représentées par les zones 4A et 4B, respectivement. Les lieux de pêche situés entre l'extrémité nord de l'île de Vancouver et la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska sont représentés par les zones 5A à 5E. Les eaux au large de toute la côte de l'Alaska sont représentées par la zone 6, à l'exception d'une petite zone de pêche formée de chenaux côtiers qui n'a pas fait l'objet de pêche intensive au chalut par les citoyens nord-américains.

Le début de l'historique de la flottille de chalutiers de la Colombie-Britannique a été décrit par Forrester et Smith (1972). La pêche au chalut des sébastes du talus continental existe en Colombie-Britannique depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont pêché le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant une vingtaine d'années. Elles venaient surtout des États-Unis (1959 à 1976), de l'URSS (1965 à 1968) et du Japon (1966 à 1976). De ce fait, les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de la biomasse de sébastes, y compris d'espèces autres que le sébaste à longue mâchoire, dans le bassin de la Reine-Charlotte (Ketchen 1976, 1980b), au large de la côte ouest de Haida Gwaii (Ketchen 1980a, b) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (Ketchen 1976, 1980a, b). Toutes les flottilles étrangères sont interdites dans les eaux situées à moins de 200 milles marins des côtes canadiennes depuis la déclaration de la zone économique exclusive en 1977. L'effort de pêche canadien s'est intensifié à partir de 1985, et pendant la décennie suivante, les pêcheurs déclaraient souvent les débarquements par espèce de façon erronée afin d'éviter les limites par sorties de pêche propres à une espèce.

Avant 1977, aucun quota n'avait été fixé pour les espèces de sébastes du talus continental. Depuis, le Groupe de gestion du poisson de fond de Pêches et Océans Canada (MPO) a imposé une combinaison de quotas par espèce ou par zone, des fermetures spatiales ou temporelles et des limites par sortie pour les principales espèces de poissons. Pour le bocaccio (*Sebastes paucispinis*), les quotas sous forme de limites en matière de mortalité ont été mis en place pour la première fois en 2013, au large de la côte britanno-colombienne (Tableau A.1; voir le Tableau A.2 pour des mesures de gestion supplémentaires).

Le bocaccio a fait l'objet de deux examens détaillés des données (Stanley *et al.* 2001; Stanley *et al.* 2004) et a été officiellement évalué par le MPO en 2008 (Stanley *et al.* 2009). Cette évaluation a été mise à jour en 2012 (Stanley *et al.* 2012). Le bocaccio a été désigné en tant qu'espèce menacée par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) en 2002, puis a été réévalué en tant qu'[espèce en voie de disparition en 2013](#). En 2011, on a décidé de ne **pas** inscrire le bocaccio à l'annexe 1 de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP). Même si le MPO continue de gérer cette espèce conformément à la [Loi sur les pêches](#), des mesures visant à répondre aux préoccupations en matière de conservation ont été décrites dans le décret de non-inscription ([TR/2011-56 Le 6 juillet 2011](#)).

Le bocaccio est présent le long de toute la côte britanno-colombienne. La plupart des individus sont capturés près du fond, à des profondeurs de 60 à 350 m, le long de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte (Figure A.1, image de gauche). Après que le COSEPAC a désigné le bocaccio en tant qu'espèce menacée en 2002, toutes les flottilles ont volontairement adopté des restrictions relatives aux prises à partir de 2004 (Tableau A.2). Par la suite, les évaluations réalisées par Stanley et ses collaborateurs (2009 et 2012) ont révélé que le bocaccio se trouvait dans la zone critique du MPO, ce qui a entraîné la mise en place de limites en matière de mortalité officielles en 2013 (150 t/année à l'échelle de la côte). Ces limites ont ensuite été réduites à 80 t/année en 2016 (Tableau A.1). L'effet de la diminution de l'effort de pêche est clairement visible dans la Figure A.1 (image de droite).

En 2013, on a rédigé un plan de rétablissement pour le bocaccio (voir l'annexe 9 du document du [MPO 2019](#) [la version française est un résumé, voir la [version anglaise](#) pour le plan complet]), qui établit les limites en matière de mortalité et l'attribution initiale des quotas pour le bocaccio le long de la côte britanno-colombienne. Voici ce qui a été établi pour 2019 et 2020 :

- i) une limite en matière de mortalité de 61,9 t gérée par l'entremise de quotas individuels transférables pour la pêche au chalut du poisson de fond; ii) une limite en matière de mortalité de 4,7 t gérée par l'entremise d'une limite de 45 à 272 kg par sortie pour les pêches aux lignes du poisson de fond; iii) une limite en matière de mortalité de 7,1 t gérée par l'entremise de limites par sortie de pêche et d'interdictions concernant la conservation de prises pour la pêche à la traîne du saumon et les pêches récréatives. On a aussi cerné des limites en matière de mortalité permettant de tenir compte de la mortalité liée aux pêches autochtones à des fins alimentaires, sociales et rituelles (ASR) et aux activités de relevé.

En 2012, des mesures ont été prises pour réduire et gérer les prises accessoires de coraux et d'éponges dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond en Colombie-Britannique. Voici quelques-unes de ces mesures, qui ont été élaborées de façon conjointe par des représentants de l'industrie et d'organisations non gouvernementales de l'environnement (Wallace *et al.* 2015) : limiter l'empreinte relative aux activités de pêche au chalut de fond (Figure A.2); établir une limite de conservation relative aux prises accessoires combinées de coraux et d'éponges; établir un protocole à suivre lorsque ces espèces sont présentes dans les traits de chalut individuels et que les prises combinées de coraux et d'éponges dépassent 20 kg. Ces mesures ont été intégrées dans le [Plan de gestion intégrée des pêches aux poissons de fond](#) du MPO pour la région du Pacifique (21 février 2016, version 1.1 [la version française est un résumé, voir la [version anglaise](#) pour le plan complet]). Elles ont également été appliquées à tous les chalutiers de la Colombie-Britannique.

Tableau A.1. Limites en matière de mortalité pour les bocaccios pêchés dans les eaux de la Colombie-Britannique; les années inscrites peuvent représenter une année civile (1993 à 1996) ou une année de pêche (à partir de 1997). Les limites sont généralement fondées sur une répartition de 0,93:0,07 entre la pêche au chalut (C) et les pêches aux lignes (ZN) de sébastes. Toutes les flottilles ont convenu d'éviter de capturer le bocaccio. Les flottilles utilisant des engins autres que le chalut étaient assujetties à des limites de 100 à 600 lb de bocaccios par sortie de pêche et par débarquement de leurs espèces cibles respectives (voir le Tableau A.2 pour les renseignements détaillés sur les mesures de gestion, indiquées par une lettre dans la colonne « Remarques »).

Année	Début	Fin	Limites en matière de mortalité (t/année)	Limites de prises par sortie (kg/sortie)	Remarques
1993	1993-01-01	1993-12-31	-	-	-
1994	1994-01-15	1994-12-31	-	-	a
1995	1995-01-01	1995-12-31	-	-	b
1996	1996-06-02	1997-03-31	-	-	c, d
1997	1997-01-04	1998-03-31	-	-	e, f
1998	1998-01-04	1999-03-31	-	-	-
1999	1999-01-04	2000-03-31	-	-	-
2000	2000-01-04	2001-03-31	-	-	g
2001	2001-01-04	2002-03-31	-	-	h
2002	2002-01-04	2003-03-31	-	-	i, j
2003	2003-01-04	2004-03-31	-	-	k
2004	2004-01-04	2005-03-31	-	-	l
2005	2005-01-04	2006-03-31	-	-	m, n, o
2006	2006-01-04	2007-03-31	-	-	p, q, r
2007	2007-10-03	2008-03-31	-	-	s
2008	2008-08-03	2009-02-20	-	-	-
2009	2009-02-21	2010-02-20	-	-	-
2010	2010-02-21	2011-02-20	-	-	-
2011	2011-02-21	2013-02-20	-	-	-
2012	2011-02-21	2013-02-20	-	-	t
2013	2013-02-21	2014-02-20	C : 150, ZN : 11	-	u, v, w, x, y
2014	2014-02-21	2015-02-20	C : 150, ZN : 11	-	-
2015	2015-02-21	2016-02-20	C : 110, ZN : 8	-	z, a
2016	2016-02-21	2017-02-20	C : 80, ZN : 6	-	B
2017	2017-02-21	2018-02-20	T : 80	-	-
2018	2018-02-21	2019-02-20	T : 80	45 à 272	-
2019	2019-02-21	2020-02-20	T : 80	45 à 272	c

Tableau A.2. Codes pour les remarques sur les mesures de gestion et les ajustements de quotas qui figurent dans le Tableau A.1. Abréviations figurant dans la colonne « Mesures de gestion » : CCPFPC = Comité consultatif sur les poissons de fond pêchés au chalut; LM = limite en matière de mortalité; MPO = Pêches et Océans Canada; PAL = pêches aux lignes; PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches; PVQ = Programme de vérification à quai; QIB = quota individuel de bateau; TAC = Total autorisé des captures. Pour des renseignements détaillés, consulter les [Plans de gestion intégrée des pêches archivés pour la région du Pacifique](#).

Année	Mesures de gestion
a 1994	CHALUT : Mise en place du PVQ pour la flottille de chalutiers.
b 1995	PAL : Mise en œuvre de limites de prises (mensuelles) concernant les groupes de sébastes pour la PAL.
c 1996	CHALUT : Lancement d'un programme de présence d'observateurs à bord de tous les navires pour la flottille des chalutiers extracôtiers.
d 1996	PAL : Mise en place du PVQ pour la flottille de PAL.
e 1997	CHALUT : Lancement du système de QIB pour les espèces ciblées par le TAC qui sont pêchées au chalut (1 ^{er} avril 1997).
f 1997	CHALUT : Application des limites de prises (15 000 lb par sortie) concernant tous les sébastes non ciblés par le TAC pour la flottille de chalutiers.
g 2000	TOUTES : On a entamé des discussions officielles en 2000 entre les secteurs des pêches aux lignes du sébaste (ZN) et du flétan, et de la pêche au chalut afin d'établir la répartition individuelle des prises de sébastes entre les secteurs pour remplacer la répartition de 92:8. Des ententes de répartition ont été conclues pour les espèces de sébastes non ciblées par le TAC. Les répartitions convenues de ces espèces seront mises en œuvre à l'avenir lorsque des TAC seront établis pour ces espèces, le cas échéant.
h 2001	BOCACCIO : Le Comité d'examen de l'évaluation des stocks du Pacifique (qui se nomme maintenant le Comité d'examen des évaluations scientifiques du Pacifique) était préoccupé à l'idée que le déclin des indices d'abondance du bocaccio provenant des données du relevé ciblant la crevette menée au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et, plus particulièrement, des données du relevé triennal des États-Unis reflètent un déclin grave. On a recommandé de mener un examen détaillé de tous les indices de relevés afin d'évaluer les tendances relatives à l'abondance du bocaccio.
i 2002	CHALUT : Zones fermées afin de préserver quatre récifs d'éponges du groupe des Hexactinellides (siliceuses).
j 2002	BOCACCIO : L'espèce a été désignée menacée par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) en novembre 2002. Cette désignation était fondée sur un nouveau rapport de situation indiquant que les effets combinés du faible recrutement et de la mortalité par pêche élevée avaient entraîné de graves déclins et une faible abondance de géniteurs chez cette espèce. Étant donné que la <i>Loi sur les espèces en péril</i> (LEP) n'avait pas encore été mise en place, aucune désignation légale n'a été prévue pour le bocaccio. Pour que l'espèce soit protégée en vertu de la LEP, elle doit être inscrite à la liste de celle-ci.
k 2003	TOUTES : La LEP est entrée en vigueur en 2003.
l 2004	BOCACCIO : Le MPO a examiné les mesures de gestion relatives à la pêche du poisson de fond afin d'évaluer les répercussions sur les espèces inscrites à la liste de la LEP. Un programme volontaire pour la flottille de chalutiers a été élaboré et mis en œuvre en 2014. Dans le cadre de celui-ci, les navires de la flottille de chalutiers ciblant le poisson de fond étaient encouragés à utiliser les recettes des débarquements de bocaccios à des fins de recherche et de gestion. Le programme s'est poursuivi jusqu'en 2019.
m 2005	BOCACCIO : Le MPO a mené des consultations auprès de représentants des Premières Nations, d'intervenants et de Canadiens au sujet de la désignation du COSEPAC pour le bocaccio pendant un an et demi. Il a ensuite prévu des recommandations sur des mesures supplémentaires qui allaient être présentées au ministre de l'Environnement et du Changement climatique, et au gouverneur en conseil au printemps 2005. La décision finale d'inscription par le gouverneur en conseil était prévue pour octobre 2005.
n 2005	BOCACCIO : À titre de mesure proactive, l'industrie a réduit les activités de pêche ciblant le bocaccio, à partir de 2004, ce qui a entraîné une réduction des prises de bocaccios de plus de 50 %. Par la suite, des mesures visant à éviter la capture de bocaccios ont été prises de 2005-2006 jusqu'à 2019-2020.
o 2005	BOCACCIO : En novembre 2005, le gouvernement du Canada a annoncé que le bocaccio allait être réévalué par le COSEPAC afin que des renseignements supplémentaires soient obtenus ou qu'un examen approfondi soit effectué.
p 2006	TOUTES : Mise en place d'un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) pour toutes les pêches ciblant le poisson de fond.
q 2006	PAL : Mise en œuvre de la surveillance électronique en mer et de la surveillance à quai pour toutes les activités de pêches aux lignes ciblant le poisson de fond.
r 2006	PAL : Mise en œuvre de la rétention obligatoire des sébastes.
s 2007	BOCACCIO : Le COSEPAC a redésigné le bocaccio en tant qu'espèce menacée, et l'espèce a été soumise de nouveau au processus d'inscription sur la liste de la LEP en 2007.
t 2012	CHALUT : Gel de l'empreinte dans la zone où les activités de pêche au chalut de fond ciblant les sébastes peuvent avoir lieu (tous les navires régis par un permis valide de pêche commerciale au chalut de poissons de fond de catégorie T, qui ont sélectionné l'option A figurant dans le PGIP).
u 2013	CHALUT : Pour appuyer la recherche sur le poisson de fond, l'industrie de la pêche au chalut du poisson de fond a accepté les compensations du TAC de la pêche au chalut pour tenir compte de la mortalité inévitable durant les relevés plurispécifique sur le poisson de fond menés conjointement par le MPO et l'industrie en 2013.
v 2013	BOCACCIO : Le COSEPAC a désigné le bocaccio en tant qu'espèce menacée en novembre 2002. Le COSEPAC a réexaminé le statut de l'espèce et l'a désignée en voie de disparition en novembre 2013.

Année	Mesures de gestion
w 2013	BOCACCIO : Le MPO a formulé un plan visant la réduction graduelle des niveaux de prises de bocaccios depuis environ 137 t (provenant notamment des secteurs des pêches au chalut, aux lignes du poisson de fond, à la traîne du saumon et récréatives) jusqu'à un niveau cible de 75 t sur trois ans (2013-2014 à 2015-2016). Ce plan tenait compte de l'accès prioritaire des Premières Nations aux pêches à des fins alimentaires, sociales et rituelles. Le MPO a collaboré avec les parties intéressées par la pêche afin d'élaborer des mesures visant à réduire les prises de bocaccios et à permettre le rétablissement du stock à long terme.
x 2013	BOCACCIO : Pour la pêche au chalut, les limites annuelles en matière de mortalité pour le bocaccio ont initialement été établies à 150 t. La limite pour un report ou un déficit concernant les QIB a été établie à 15 % des bocaccios capturés par chaque navire (en vigueur jusqu'à l'année de pêche 2019-2020).
y 2013	BOCACCIO : Toutes les PAL ciblant le poisson de fond sont assujetties à des limites de prises par sortie relatives au bocaccio, qui sont fondées sur les débarquements des espèces ciblées. Par exemple, les sorties de pêche dirigées ciblant le flétan pouvaient débarquer 200 lb de bocaccio lorsque 15 000 lb de flétan ou moins étaient débarquées, 300 lb de bocaccio lorsque 30 000 lb de flétan étaient débarquées et 400 lb de bocaccio lorsque 30 000 lb de flétan ou plus étaient débarquées. Les pêches de l'aiguillat commun, de la morue-lingue, du sébaste (ZN) et de la morue charbonnière étaient assujetties à des limites par sortie semblables pour le bocaccio. Ces limites sont demeurées en vigueur jusqu'à l'année 2015-2016.
z 2015	TOUTES : À partir de 2015, on a déterminé l'attribution des prises pour les activités de recherche afin de tenir compte de la mortalité associée aux prises provenant de relevés, qui sera couverte par les TAC.
A 2015	BOCACCIO : Le Groupe de gestion du poisson de fond du MPO a révisé l'objectif principal généralisé pour le bocaccio afin de préciser que cet objectif visait également ce qui suit : <i>Faire en sorte que la probabilité que l'espèce se rétablisse dans l'ensemble de son aire de répartition et qu'elle sorte de la zone critique ($B > 0,4 B_{RMD}$) en trois générations soit de 65 %.</i> Pour appuyer et suivre les progrès vers l'objectif, on a également établi les jalons suivants : <i>Faire en sorte que la tendance liée à la trajectoire du stock soit positive à chaque intervalle de cinq ans, de façon à ce que la biomasse à la fin de chaque intervalle soit supérieure à la biomasse au début de cet intervalle. Entre les principales évaluations, on assurera un suivi des progrès vers l'objectif en évaluant chaque année les indices de la trajectoire du stock dépendants et indépendants de la pêche.</i>
B 2015	BOCACCIO : Pour réduire la mortalité de bocaccios dans le cadre des activités de PAL ciblant le poisson de fond, on a établi de nouvelles limites de prises par sortie de pêche. Par exemple, lors des sorties ciblant le flétan, il était possible de débarquer 100 lb de bocaccio, en plus de 1 % de la quantité de flétan débarquée dépassant 10 000 lb, pour une quantité maximale de 600 lb de bocaccio. Les pêches de l'aiguillat commun, de la morue-lingue, du sébaste (ZN) et de la morue charbonnière étaient assujetties aux mêmes limites par sortie. Ces limites sont demeurées en vigueur jusqu'à l'année 2019-2020.
C 2015	BOCACCIO : Les limites en matière de mortalité pour la pêche au chalut ont été réduites à environ 110 t à l'échelle de la côte.
D 2016	BOCACCIO : Les limites en matière de mortalité pour la pêche au chalut ont été réduites à environ 80 t à l'échelle de la côte. Le bocaccio demeure une espèce faisant l'objet d'un quota dans le cadre de la pêche au chalut, mais pas dans le cadre de la PAL.

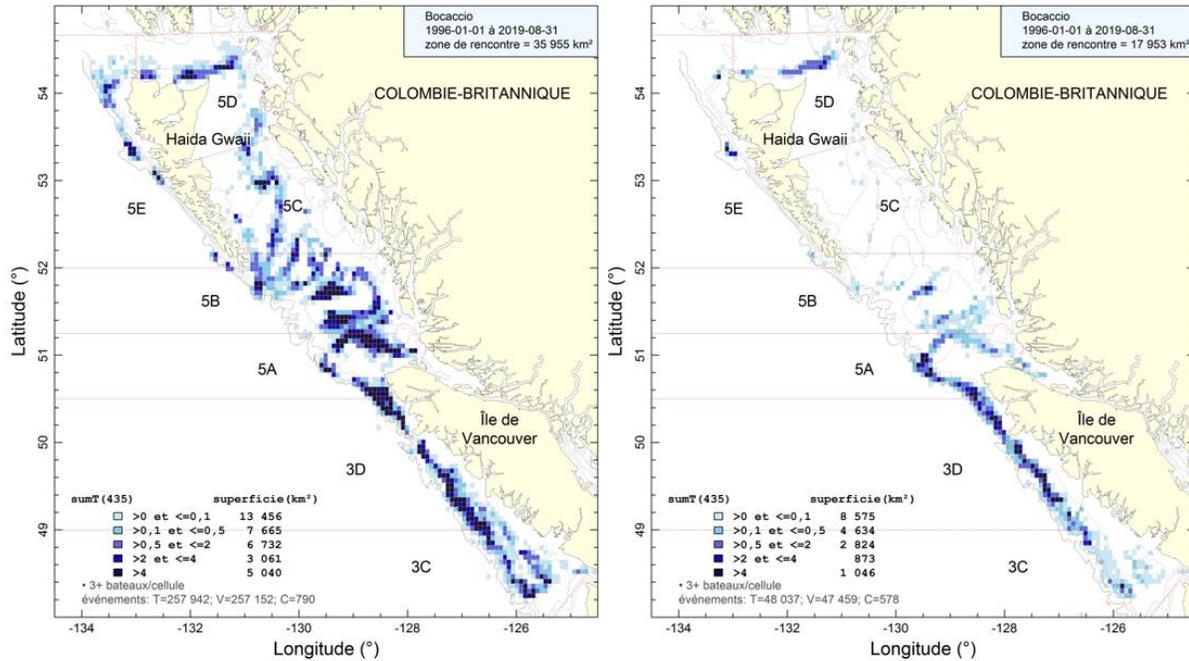


Figure A.1. Répartition aérienne des prises de bocaccios cumulées (en tonnes) provenant de la pêche au chalut de fond (à gauche) et de la pêche au chalut pélagique (à droite) de 1996 à 2019. Les cellules de grille ont une longitude de 0,075° et une latitude de 0,055° (environ 32 km²). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 200 m sont représentées. Il est à noter que les cellules dans lesquelles il y avait moins de trois navires de pêche ne sont pas représentées.

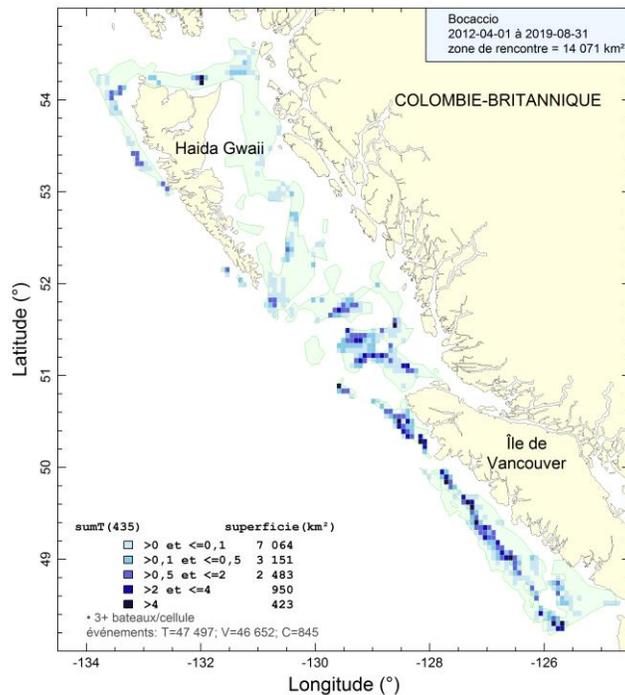


Figure A.2. Répartition aérienne des prises de bocaccios cumulées provenant de la pêche au chalut de fond (en tonnes) après la mise en place du gel de l’empreinte pour la pêche au chalut en avril 2012, ce qui a limité les zones que les chalutiers peuvent fréquenter. Il est à noter que les cellules dans lesquelles il y avait moins de trois navires de pêche ne sont pas représentées.

A.2. RECONSTITUTION DES PRISES

Dans le cadre de la présente évaluation, on a reconstitué les prises de bocaccios jusqu'en 1918, mais on a considéré que la pêche a débuté en 1935 (Figure A.3). Elle s'est ensuite intensifiée durant la Deuxième Guerre mondiale. Avant 1935, les prises au chalut étaient négligeables et les prises provenant de la flottille ciblant le flétan étaient estimées à environ 4 t par année. De 1950 à 1975, les navires américains capturaient généralement davantage de sébastes que les navires canadiens. De plus, du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, des flottilles étrangères (russes et japonaises) ont pêché de grandes quantités de sébastes, essentiellement des sébastes à longue mâchoire. Ces prises importantes ont d'abord été signalées par divers auteurs (Westrheim *et al.* 1972; Gunderson *et al.* 1977; Leaman et Stanley 1993). Cependant, Ketchen (1980a, b) a réexaminé les prises des flottilles étrangères, surtout parce que dans les données statistiques de l'URSS, les sébastes étaient tous nommés « perches », tandis que les Japonais utilisaient le terme « sébaste à longue mâchoire », sans distinction. Pendant le processus de reconstitution, toutes les prises étrangères historiques (débarquements annuels de sébastes) ont fait l'objet d'un suivi distinct de celui des débarquements canadiens de bocaccios. Elles ont ensuite été converties en prises de bocaccios (section A.2.2) et ajoutées aux débarquements canadiens.

A.2.1. Sources de données

Depuis 2015, tous les tableaux des prises canadiennes officielles provenant des bases de données ci-dessous (à l'exception de PacHarv3) ont été combinés en un seul tableau intitulé GF_MERGED_CATCH, qui peut être consulté dans la base de données GFF05 du MPO. Toutes les bases de données du MPO sur le poisson de fond sont désormais hébergées sur le serveur DFBCV9TWPASP001. Les prises de bocaccios par secteur de pêche proviennent essentiellement des sept bases de données du MPO ci-dessous.

- PacHarv3 : bordereaux de vente (1982 à 1995) – Pêches aux lignes seulement.
- GFCatch (1954 à 1995) – Pêches au chalut et au casier.
- PacHarvHL : tableau de données combinées (1986 à 2006) – Pêches du flétan, de l'aiguillat commun et de la morue-lingue, et pêches aux lignes du sébaste.
- PacHarvSable : journaux de bord de pêcheurs (1995 à 2005) – Pêche de la morue charbonnière.
- PacHarvest : données des observateurs (1996 à 2007) – Pêche au chalut.
- GFF05 : sous-ensemble de données sur le poisson de fond issu du Système d'exploitation des pêches (2006 à 2019) – Toutes les pêches et tous les relevés modernes.
- GFBioSQL : prises issues de la pêche à la merluche menée conjointement et des relevés de recherche (1947 à 2019) – Pêches réalisées avec différents types d'engins. GFBioSQL est une base de données gérée par le système SQL Server correspondant à la base de données GFBio, qui est gérée par le système Oracle.

Toutes les sources de données sauf PacHarv3 ont été remplacées par la base de données GFF05 à partir de 2007 parce que cette dernière a été conçue pour consigner tous les débarquements et les rejets canadiens provenant de la pêche commerciale et des activités de recherche.

Avant l'arrivée des bases de données modernes sur les prises, les débarquements historiques de sébastes regroupés – soit le total de sébastes (TRF), soit les sébastes autres que le sébaste

à longue mâchoire (ORF) – étaient déclarés dans huit sources différentes (voir le document de Haigh et Yamanaka 2011). La première source historique de débarquements de sébastes provient du Bureau fédéral de la statistique (1918 à 1950).

L'objectif de la procédure est d'estimer les prises d'une espèce de sébaste (nom générique : RRF) à partir des rapports RRF/ORF ou RRF/TRF, puis d'ajouter les rejets estimés à partir du rapport RRF/TAR (où TAR est l'espèce cible débarquée par pêche) afin de reconstituer les prises totales de l'espèce RRF.

A.2.2. Renseignements détaillés sur la reconstitution

A.2.2.1. Définition des termes utilisés

Voici un rappel de la définition des termes employés, qui précède un résumé des renseignements sur la reconstitution des prises.

Pêches : Cinq pêches sont prises en compte dans la reconstitution (même si le chalutage domine la pêche du bocaccio).

- T = Pêche au chalut (de fond et pélagique) du poisson de fond
- H = Pêche à la palangre du flétan
- S = Pêche au casier ou à la palangre de la morue charbonnière
- DL = Annexe II (surtout la pêche à la traîne ou à la palangre de l'aiguillat commun et de la morue-lingue)
- ZN = Pêches aux lignes du sébaste (appelées « ZN » depuis 1986)

TRF : Acronyme qui signifie total des sébastes (toutes les espèces des genres *Sebastes* et *Sebastolobus*).

ORF : Acronyme qui représente les prises débarquées d'autres sébastes (correspond à TRF moins les sébastes à longue mâchoire) cumulées par année, par pêche et par zone principale de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP).

POP : sébaste à longue mâchoire

RRF : espèce de sébaste reconstituée – dans la présente évaluation, le bocaccio

TAR : prises débarquées de l'espèce cible

L et D : L = Prises débarquées et D = Prises remises à l'eau (les anciens « rejets »)

gamma : moyenne des rapports annuels, $\sum_i RRF_i^L / ORF_i^L$, regroupés par zone principale de la CPMP et par pêche, calculée à partir des années de référence $i = 1997$ à 2005. Pour le bocaccio, on a établi que les années de référence étaient 1996 à 2000 pour la pêche au chalut et 2007 à 2011 pour les autres pêches.

delta : moyenne des rapports annuels, $\sum_i RRF_i^D / TAR_i$, regroupés par zone principale de la CPMP et par pêche, calculée à partir des années de référence $i = 1997$ à 2006 pour la pêche au chalut, et 2000 à 2004 pour toutes les autres pêches. Les registres des observateurs ont été utilisés pour recueillir des données sur les prises remises à l'eau. Pour le bocaccio, on a examiné les données tirées du programme de vérification à quai de 2007 à 2012, mais elles ne comprenaient pas la précision propre à une région des journaux de bord des observateurs, qui est consignée à l'échelle d'une activité de pêche.

Étant donné que le modèle de population lié à la présente évaluation du stock utilise des années civiles, on doit également utiliser des estimations relatives aux années civiles. Par défaut, pour la reconstitution, on a utilisé le nombre de prises « officielles » (consignées) par pêche à partir de 1996 (T), 2000 (H), 2007 (S, DL) et 1986 (ZN), soit les années à partir desquelles des observateurs fiables étaient présents. On n'a pas utilisé ces valeurs par défaut pour le bocaccio. On a plutôt reconstitué les débarquements avant 1996 pour la pêche au chalut et avant 2006 pour les autres pêches. Même s'il existe des données consignées antérieures à ces années, on a considéré, pour le chalutage du bocaccio, que les données consignées de 1985 (début des limites de prises par sortie de pêche) à 1994 (début du programme de surveillance à quai) étaient probablement exagérées, compte tenu des raisons qui incitaient les pêcheurs à mal consigner leurs prises pendant cette période.

Pour faire la reconstitution des débarquements de bocaccios canadiens, on a dû estimer les débarquements des années antérieures aux années de prises consignées, à l'aide des rapports gamma (Tableau A.3). On a aussi utilisé ces rapports pour convertir les débarquements étrangers de ORF en débarquements de bocaccios. Les rapports ont été calculés selon une période relativement moderne (1996 à 2011 pour la pêche au chalut et 2007 à 2011 pour les autres pêches). Par conséquent, une mise en garde évidente concernant cette procédure est que les rapports tirés d'une pêche moderne pourraient ne pas refléter les rapports de prises pendant l'activité historique des flottilles étrangères ou lorsque les régimes de réglementation n'utilisaient pas de quotas individuels de bateau. On a donc utilisé une série d'années plus anciennes pour estimer ces rapports de façon à réduire le plus possible ce problème potentiel.

Après avoir estimé les débarquements de bocaccios, on a estimé les prises non conservées (remises à l'eau ou rejetées), puis on les a ajoutées aux années relatives aux pêches, soit : T = 1954 à 1995; H = 2018 à 2005; S/DL/ZN = 1986 à 2005. Ensuite, on a estimé les prises non conservées au moyen des rapports de Δ entre les bocaccios rejetés par une pêche et les cibles de débarquement pour cette pêche (TAR), soit : T = bocaccio; H = flétan du Pacifique; S = morue charbonnière; DL = morue-lingue et aiguillat commun; ZN = bocaccio (Tableau A.3).

Les prises annuelles de bocaccios actuelles provenant de la pêche au chalut et des autres pêches figurent dans le Tableau A.4 et la Figure A.3. Dans le modèle de population, on a utilisé les prises des flottilles combinées.

A.2.2.2. Résultats de la reconstitution

Tableau A.3. Estimation des rapports « gamma » (bocaccio/ORF) et « delta » (rejets) pour chaque pêche et chaque zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), qui ont été utilisés pour la reconstitution des prises de bocaccios.

gamma (proportion de bocaccios/ORF)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Aiguillat commun et morue-lingue	Sébastes pêchés aux lignes	
3C	0,00193	0,00113	-	0,00031	0,00012	
3D	0,01197	0,00463	0,00055	0,01906	0,00081	
5A	0,01523	0,02245	0,00330	0,22907	0,00890	
5B	0,01800	0,01514	0,00034	0,30409	0,00944	
5C	0,02281	0,00857	0,00010	0,29631	0,00149	
5D	0,01999	0,00849	-	0,17682	0,00051	
5E	0,04567	0,00663	-	0,19369	0,00008	
delta (taux de rejets)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Aiguillat commun et morue-lingue	Sébastes pêchés aux lignes	
3C	2,48357	-	-	0,00004	-	
3D	0,02340	-	-	0,00011	-	
5A	0,01419	0,00152	0,00011	0,00132	-	
5B	0,00730	0,00020	-	0,02039	0,01821	
5C	0,00949	0,00022	-	0,00968	-	
5D	0,00920	0,00022	-	0,00187	-	
5E	0,01138	0,00013	-	0,00122	-	

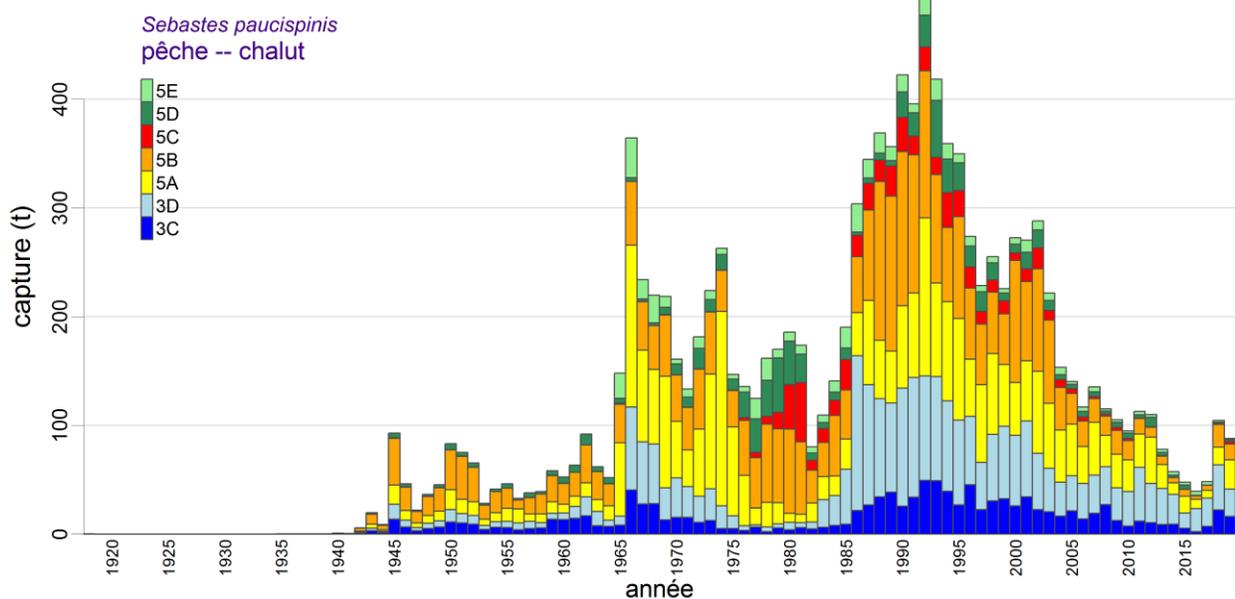


Figure A.3. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de la pêche au chalut menée dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

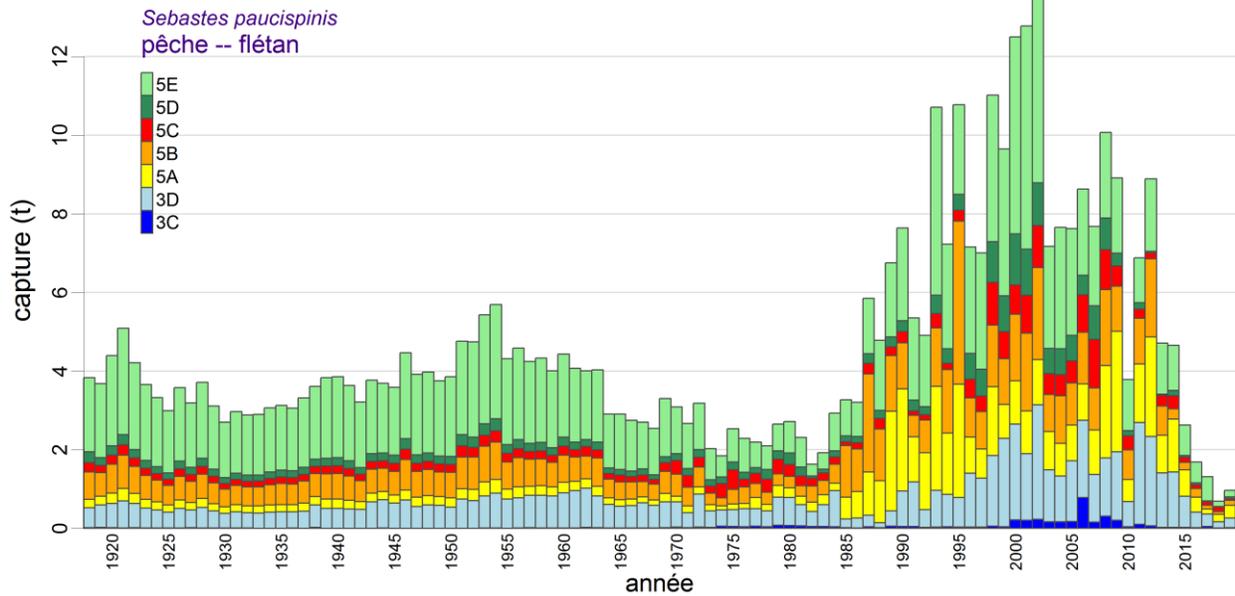


Figure A.4. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de la pêche du flétan menée dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

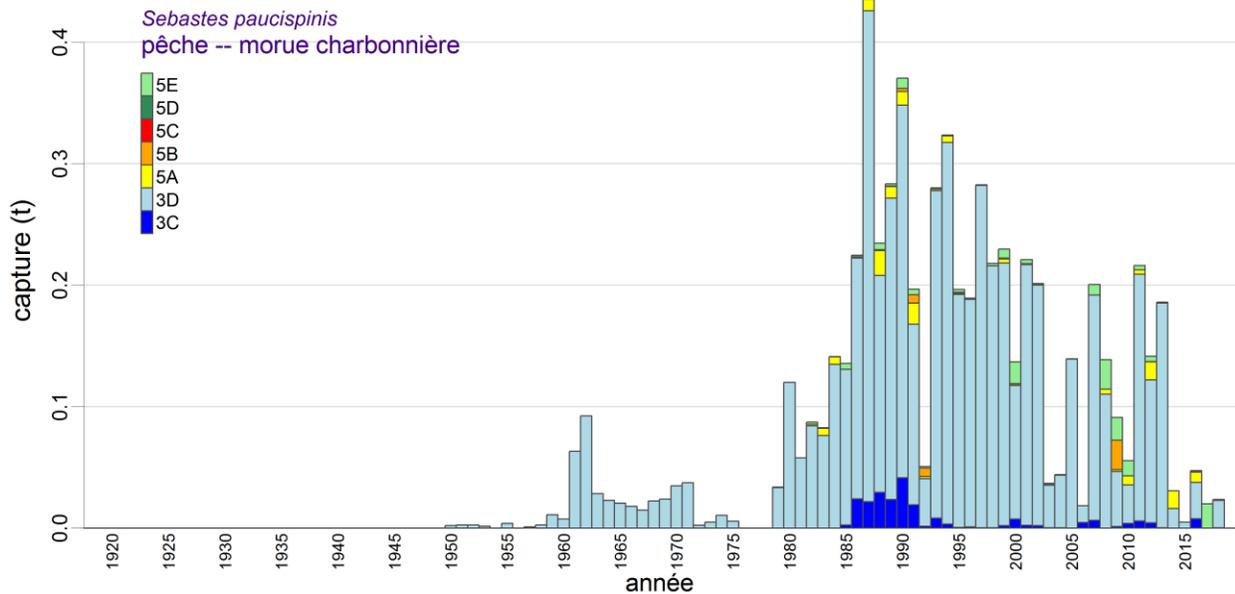


Figure A.5. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de la pêche de la morue charbonnière menée dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

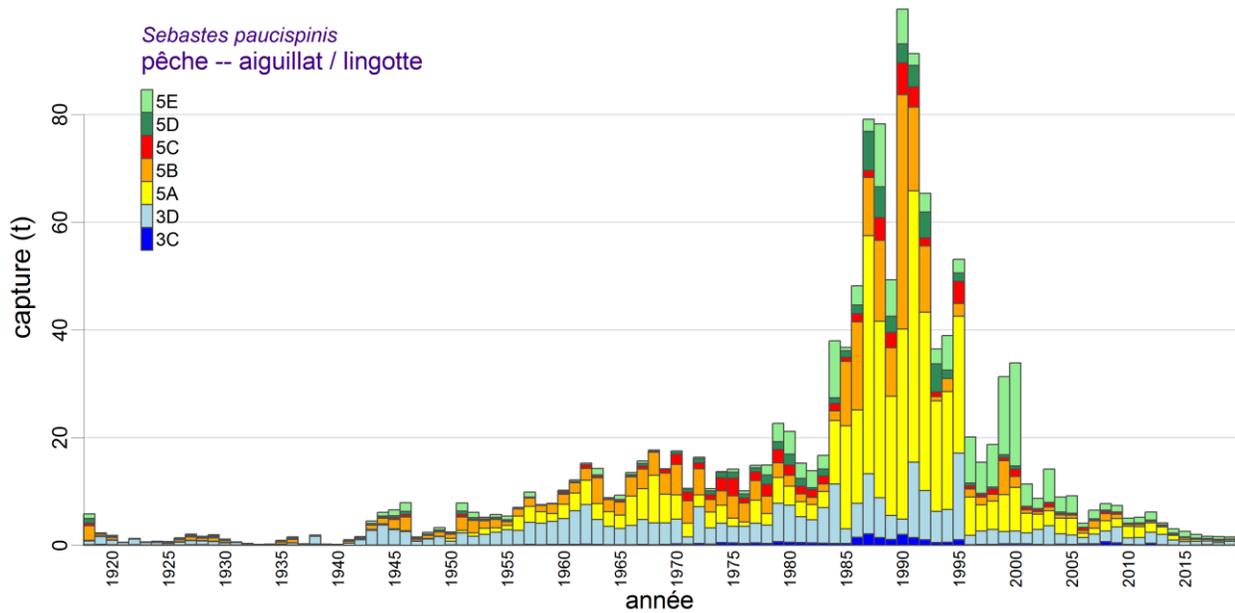


Figure A.6. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de la pêche de l'aiguillat commun et de la morue-lingue menée dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

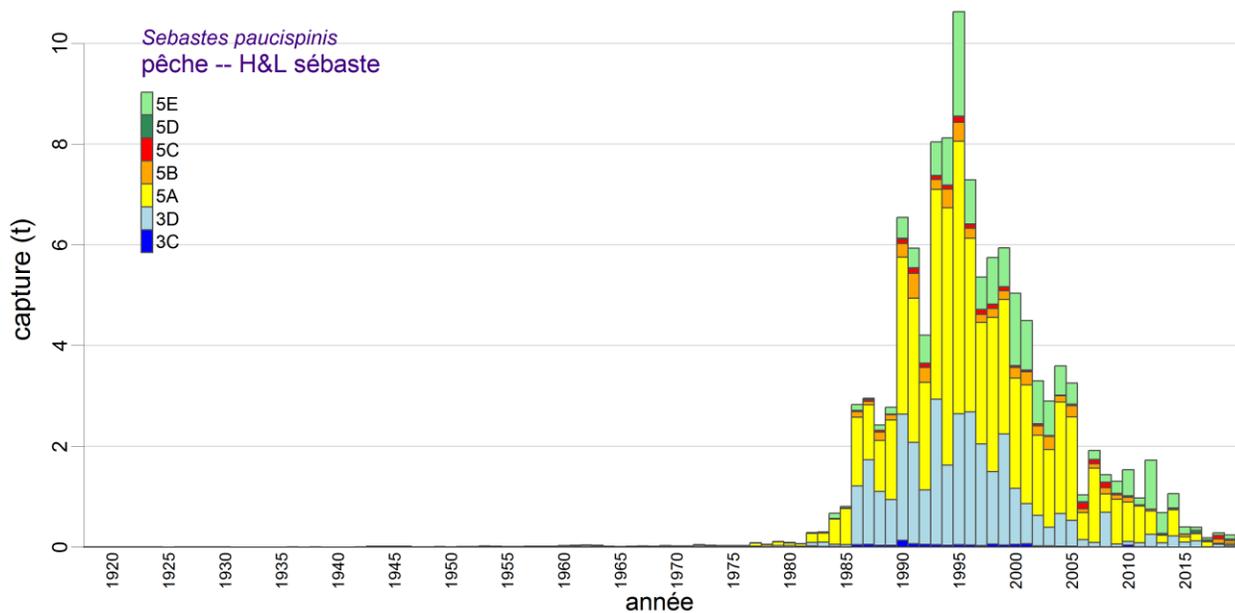


Figure A.7. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant des pêches aux lignes du sébaste menées dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

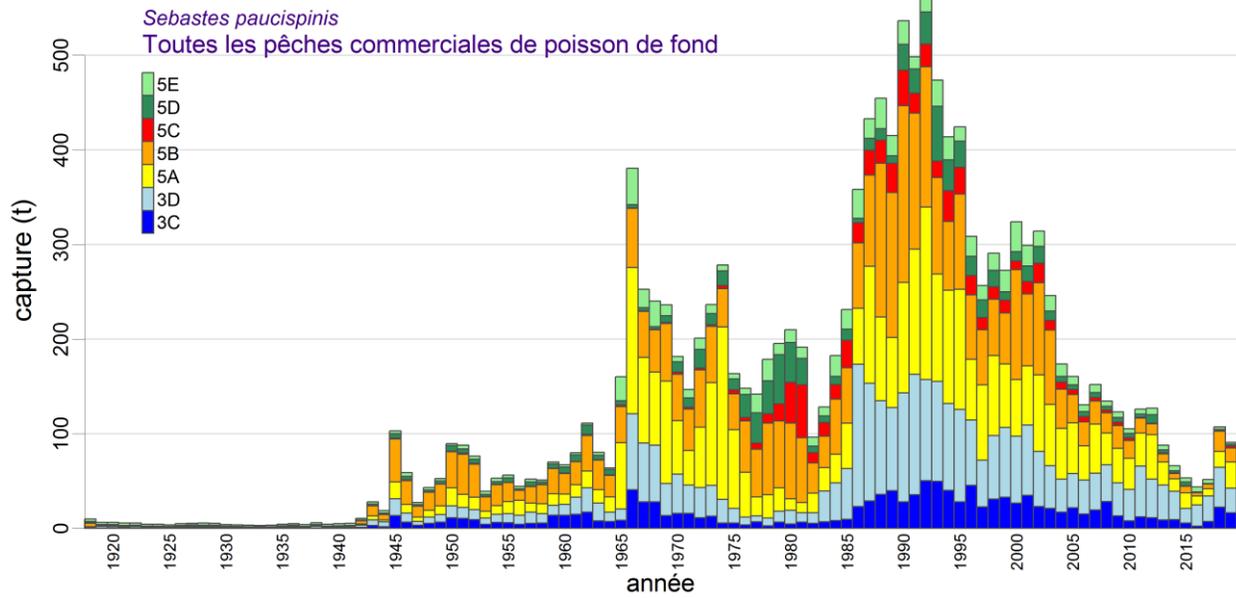


Figure A.8. Prises totales de bocaccios (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de toutes les pêches commerciales du poisson de fond menées dans les zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E.

Tableau A.4. Prises de bocaccios (débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de toutes les pêches menées dans les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3C à 5E et à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.). Les colonnes ombragées indiquent les prises utilisées dans le modèle d'évaluation du stock et la colonne « Autres » regroupe les prises provenant des pêches du flétan, de la morue charbonnière, de l'aiguillat commun et de la morue-lingue, et des pêches aux lignes du sébaste.

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Aiguillat commun et morue-lingue	Sébastes pêchés aux lignes	Autres	Côte de la C.-B.
1918	0,206	3,8	0	5,9	0,007	9,7	9,9
1919	0,064	3,7	0	2,3	0,008	6,0	6,1
1920	0,055	4,4	0	1,8	0,005	6,2	6,3
1921	0,015	5,1	0	0,598	0,003	5,7	5,7
1922	0,031	4,2	0	1,3	0,006	5,5	5,5
1923	0,017	3,7	0	0,642	0,003	4,3	4,4
1924	0,021	3,3	0	0,755	0,003	4,1	4,1
1925	0,021	3,0	0	0,673	0,002	3,7	3,7
1926	0,043	3,6	0	1,4	0,003	5,0	5,0
1927	0,065	3,2	0	2,1	0,005	5,3	5,4
1928	0,051	3,7	0	1,7	0,004	5,4	5,5
1929	0,064	3,1	0	2,0	0,004	5,1	5,2
1930	0,036	2,7	0	1,2	0,003	3,9	3,9
1931	0,016	3,0	0	0,619	0,002	3,6	3,6
1932	0,011	2,9	0	0,325	0,001	3,2	3,2
1933	0,005	2,9	0	0,185	0,001	3,1	3,1
1934	0,026	3,1	0	0,242	0,001	3,3	3,4
1935	0,191	3,1	0	0,933	0,001	4,0	4,2
1936	0,26	3,1	0	1,6	0,003	4,7	5,0
1937	0,194	3,3	0	0,304	0,001	3,6	3,8
1938	0,324	3,6	0	1,9	0,008	5,5	5,8
1939	0,339	3,8	0	0,231	0,001	4,0	4,4
1940	0,718	3,9	0	0,19	0,001	4,1	4,8
1941	0,533	3,6	0	1,0	0,002	4,6	5,1
1942	5,8	3,2	0	1,6	0,005	4,8	11
1943	20	3,8	0	4,5	0,015	8,3	28
1944	8,7	3,7	0	6,1	0,020	9,8	19
1945	93	3,6	0	6,6	0,017	10	103
1946	46	4,5	0	7,9	0,016	12	58
1947	22	3,9	0	1,6	0,004	5,5	28
1948	37	4,0	0	2,4	0,007	6,4	43
1949	45	3,7	0	3,3	0,009	7,0	52
1950	83	3,9	0,002	2,5	0,004	6,4	89
1951	75	4,8	0,003	7,9	0,013	13	88
1952	65	4,7	0,003	6,1	0,011	11	76
1953	28	5,4	0,002	5,2	0,022	11	39
1954	41	5,7	0	5,7	0,017	11	52
1955	46	4,3	0,004	5,4	0,014	9,7	56
1956	33	4,6	0	7,0	0,014	12	45
1957	38	4,2	0,001	9,9	0,018	14	52
1958	39	4,3	0,003	7,5	0,016	12	51
1959	58	4,0	0,011	7,8	0,019	12	70
1960	53	4,4	0,007	10	0,031	14	67
1961	63	4,1	0,063	12	0,034	16	79
1962	92	4,0	0,092	15	0,041	19	111

Année	Chalut	Flétan	Morue char-bonnière	Aiguillat commun et morue-lingue	Sébastes pêchés aux lignes	Autres	Côte de la C.-B.
1963	62	4,0	0,028	14	0,036	18	80
1964	52	2,9	0,023	8,8	0,017	12	64
1965	148	2,9	0,021	9,3	0,014	12	160
1966	364	2,7	0,018	14	0,021	17	381
1967	234	2,7	0,015	16	0,023	19	253
1968	220	2,5	0,022	18	0,016	21	241
1969	218	3,3	0,024	14	0,030	17	235
1970	161	3,1	0,035	18	0,026	21	182
1971	133	2,7	0,037	11	0,021	14	147
1972	181	3,2	0,002	16	0,046	19	200
1973	224	2,0	0,005	11	0,034	13	237
1974	263	1,8	0,011	14	0,032	16	279
1975	147	2,5	0,006	14	0,030	17	164
1976	136	2,3	0	10	0,028	12	148
1977	125	2,2	0	15	0,085	17	142
1978	162	2,1	0	15	0,052	17	179
1979	170	2,7	0,034	23	0,110	26	196
1980	186	2,7	0,120	21	0,090	24	210
1981	174	2,3	0,058	15	0,068	17	191
1982	80	1,6	0,087	14	0,290	16	96
1983	109	1,9	0,082	17	0,300	19	128
1984	141	2,9	0,141	38	0,670	42	183
1985	190	3,3	0,136	37	0,805	41	231
1986	304	3,2	0,225	48	2,8	54	358
1987	345	5,9	0,441	79	3,0	88	433
1988	369	4,8	0,235	78	2,4	85	454
1989	356	6,8	0,283	49	2,8	59	415
1990	422	7,6	0,370	100	6,5	114	536
1991	396	5,4	0,197	91	5,9	102	498
1992	492	4,9	0,051	65	4,2	74	566
1993	418	11	0,280	36	8,0	55	473
1994	359	7,2	0,324	39	8,1	55	414
1995	350	11	0,197	53	11	75	425
1996	274	7,2	0,189	20	7,3	35	309
1997	229	7,0	0,283	15	5,4	28	257
1998	255	11	0,218	19	5,7	36	291
1999	226	9,7	0,230	31	5,9	47	273
2000	273	13	0,137	34	5,0	52	325
2001	270	13	0,221	11	4,5	29	299
2002	288	14	0,201	8,7	3,3	26	314
2003	222	7,2	0,037	14	2,9	24	246
2004	153	7,7	0,044	8,9	3,6	20	173
2005	140	7,6	0,139	9,2	3,3	20	160
2006	117	8,6	0,018	4,1	1,0	14	131
2007	136	7,7	0,200	6,5	1,9	16	152
2008	115	10	0,139	7,7	1,4	19	134
2009	105	8,9	0,091	7,4	1,3	18	123
2010	95	3,8	0,055	5,0	1,5	10	105
2011	113	6,9	0,216	5,2	0,974	13	126
2012	110	8,9	0,142	6,2	1,7	17	127
2013	78	4,7	0,186	4,2	0,684	9,8	88
2014	57	4,7	0,031	3,1	1,1	8,9	66

Année	Chalut	Flétan	Morue char-bonnière	Aiguillat commun et morue-lingue	Sébastes pêchés aux lignes	Autres	Côte de la C.-B.
2015	48	2,6	0,005	2,6	0,399	5,6	54
2016	39	1,7	0,047	2,0	0,394	4,1	43
2017	48	1,3	0,020	1,7	0,186	3,2	51
2018	105	0,686	0,024	1,6	0,281	2,6	108
2019	88	0,962	0	1,6	0,243	2,8	91

A.2.3. Changements apportés à l'algorithme de reconstitution depuis 2011

A.2.3.1. 2012 – Sébaste à longue mâchoire

Dans les deux évaluations antérieures du stock de sébastes à longue mâchoire dans les zones 3CD et 5DE (Edwards *et al.* 2014a, b), les auteurs ont documenté deux écarts par rapport à l'algorithme de reconstitution des prises introduit par Haigh et Yamanaka (2011). Le premier est que les données de la pêche au chalut et au casier provenant de la base de données des bordereaux de vente PacHarv3 ne sont plus utilisées parce que les prises étaient parfois consignées par grandes zones statistiques qui ne pouvaient pas être clairement mises en correspondance avec les zones de la CPMP. En théorie, les mêmes données devraient avoir été consignées dans les bases de données PacHarv3 et GFCatch (Rutherford 1999), mais des incohérences relatives aux zones ont entraîné une exagération des prises lorsque certaines grandes zones statistiques couvraient plusieurs zones de la CPMP. De ce fait, on a utilisé seulement la base de données GFCatch pour les prises consignées provenant des pêches au chalut et au casier menées de 1954 à 1995, plutôt que d'essayer de faire correspondre les bases de données GFCatch et PacHarv3. La distinction est devenue quelque peu futile, car les évaluations réalisées depuis 2015 dans le cadre du programme sur les sébastes côtiers reposent sur le tableau des prises combinées (section A.2.1). On utilise encore les données sur les pêches aux lignes de la base de données PacHarv3, car elles ne figurent pas dans d'autres bases de données.

Le deuxième écart est l'inclusion d'une autre source de données sur les prises de sébastes de la Colombie-Britannique prélevées par la flottille japonaise, qui figure dans le document de Ketchen (1980a).

A.2.3.2. 2014 – Sébaste à queue jaune

Dans le cadre de l'évaluation du sébaste à queue jaune (Starr *et al.* 2014), on a sélectionné des zones extracôtières qui reflétaient l'incidence des activités de flottilles étrangères sur cette espèce pour calculer les rapports gamma (RRF/ORF) et de1ta (RRF/TAR). Cette option n'a pas été utilisée pour la reconstitution des prises de bocaccio.

A.2.3.3. 2015 – Sébastolobe à courtes épines

L'évaluation du sébastolobe à courtes épines (Starr et Haigh 2017) a été la première évaluation dans le cadre de laquelle on a utilisé le tableau des prises combinées (GF_MERGED_CATCH dans la base de données GFFOS). Dans les évaluations antérieures, il fallait faire correspondre les prises de six bases de données séparées, soit : GFBioSQL (données des relevés de recherche, de la pêche semi-hauturière à la merluche menée conjointement et des flottilles étrangères semi-hauturières); GFCatch (pêches au chalut et au casier); GFFOS (toutes les pêches); PacHarvest (pêches au chalut); PacHarvHL (pêches aux lignes); PacHarvSable (pêches au casier et à la palangre). Voir la section A.2.1 pour davantage de renseignements.

A.2.3.4. 2015 – Sébaste aux yeux jaunes

Le concept de rapports gamma et delta stratifiés en fonction de la profondeur a été introduit dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes (Yamanaka *et al.* 2018). Toutefois, cette fonctionnalité n'avait pas été utilisée depuis pour le sébaste côtier.

Dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes, on a également éliminé les prises de sébastes provenant des monts sous-marins (mise en œuvre dans toutes les reconstitutions suivantes, y compris celle du bocaccio) et ajouté l'option d'exclure les prises de sébastes des flottilles étrangères et de la pêche expérimentale du sébaste à longue mâchoire à Langara Spit (aucune de ces options n'a été exclue pour la reconstitution du bocaccio). La dernière option est probablement appropriée pour les espèces de sébastes côtiers, qui n'ont pas fait l'objet des activités de flottilles étrangères hauturières par le passé ni d'expériences menées dans les eaux extracôtières.

A.2.3.5. 2018 – Sébaste à raie rouge

Dans l'évaluation du sébaste à raie rouge (Starr et Haigh, 2021a), on a introduit l'utilisation des rapports annuels résumés gamma et delta tirés des années de référence (section A.2.2) en calculant la moyenne géométrique pour l'ensemble des années plutôt qu'en utilisant la moyenne arithmétique. De cette façon, on a réduit l'influence des rapports uniques annuels qui étaient anormalement élevés. Pour la reconstitution des prises de bocaccio, on a utilisé la moyenne géométrique.

Une autre nouveauté de l'évaluation de 2018 est qu'on a été en mesure d'estimer les valeurs de RRF (au moyen des rapports gamma) pour les débarquements après 2006, dans le cas où il fallait remplacer les débarquements observés par des estimations. Pour le bocaccio, on a utilisé les débarquements observés par pêche à partir de 1996 pour la pêche au chalut et de 2006 pour les autres pêches. Avant ces années, on a estimé les débarquements au moyen des rapports gamma.

Une autre caractéristique introduite lors de l'évaluation de 2018 est la capacité de préciser les années relatives aux régimes concernant les rejets selon la pêche, et ce, lorsque des rapports de rejets devaient être appliqués. Dans les évaluations antérieures, on a dû fixer ces années à la période de 1954 à 1995 pour la pêche au chalut et à la période de 1986 à 2005 pour les autres pêches. Pour le bocaccio, on a fixé les régimes concernant les rejets comme suit : T = 1954 à 1995; H = 2018 à 2005; S/DL/ZN = 1986 à 2005. Comme dans les évaluations antérieures, on a présumé que les rejets étaient nuls lors des années précédant la période de rejet et que les rejets ont été consignés dans les bases de données lors des années suivant cette période.

A.2.3.6. 2019 – Veuve

Dans l'évaluation de la veuve (Starr et Haigh, 2021b), on a constaté qu'un nombre important d'individus ayant été consignés comme des prises de flottilles étrangères dans la base de données GFBioSQL provenaient de pêches menées avec des engins pélagiques au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. On a donc changé l'algorithme de reconstitution pour que les prises étrangères de la base de données GFBio soient assignées à quatre des cinq pêches étudiées en fonction de l'engin de pêche utilisé :

- chalut de fond ou au chalut pélagique : pêche T;
- palangre : pêche H;
- casier ou combinaison d'un casier et d'une palangre : pêche S;

-
- engins de pêches aux lignes : pêche ZN.

On a seulement assigné ces prises si l'utilisateur avait choisi de se servir des prises étrangères pour la reconstitution (voir la section A.2.3.3). Ces prises étrangères ont été pêchées longtemps après la période d'activité des flottilles étrangères, soit entre 1967 et la mise en place d'une zone économique exclusive en 1977. Les prises étrangères de bocaccios figurent principalement dans la base de données GFBio entre 1987 et 1991 (17,9 t).

A.2.3.7. 2019 – Bocaccio

Dans le cadre de l'évaluation du bocaccio, le groupe de travail technique a cerné des années de référence précises pour le calcul des rapports gamma, soit : 1990 à 2000 pour la pêche au chalut (afin de représenter les années précédant la baisse des limites en matière de mortalité concernant l'espèce pour cette pêche); 2007 à 2011 pour les autres pêches (afin de représenter les années suivant la mise en œuvre d'une forme de programme d'observateurs, comme la surveillance électronique, pour les pêches aux lignes). L'algorithme de reconstitution des prises a été codé précédemment afin de permettre l'application d'un seul ensemble d'années de référence à toutes les pêches. On a donc changé l'algorithme pour qu'un utilisateur puisse maintenant établir des années de référence distinctes pour chaque pêche.

Lorsque le tableau des prises combinées (GF_MERGED_CATCH [ci-après nommé « GFM »] dans la base de données GFFOS) a été introduit (section A.2.3.3), on a retiré les prises de toutes les bases de données autres que PacHarv3 (ci-après nommée « PH3 ») pour éviter de compter certaines prises deux fois. Dans la présente évaluation, on a réévalué les deux sources de données sur les prises restantes en comparant les données ORF, et on a modifié la façon dont l'algorithme de reconstitution des prises combinait les sources de données pour les catégories RRF débarquées, RRF rejetées, ORF débarquées, POP débarquées et TRF débarquées, selon ce qui suit :

- les prises tirées de GFM sont les seules données requises pour la pêche n° 1 (pêche au chalut), comme on l'avait présumé avant;
- les prises tirées de GFM et de PH3 semblent se compléter pour les pêches n°s 2 (pêche du flétan), 3 (pêche de la morue charbonnière) et 4 (pêche de l'aiguillat commun et de la morue-lingue), et les prises ont été ajoutées aux années antérieures à 2005 (la surveillance électronique a commencé en 2006, donc toutes les prises de ces pêches ont été consignées dans la base de données GFFOS après cette année);
- les prises tirées de GFM et de PH3 semblent être redondantes pour la pêche n° 5 (pêches aux lignes du sébaste), on a donc utilisé les prises maximales pour chaque année donnée.

Une autre nouveauté dans l'évaluation du bocaccio est l'introduction des débarquements historiques provenant des pêches au chalut de la morue charbonnière (SBF) et de la morue-lingue (LIN) de 1950 à 1975 (Ketchen 1976), qui ont été utilisés pour calculer les rejets historiques pour les pêches n°s 3 et 4 pendant cette période. On n'a pas pu utiliser ces débarquements de façon directe parce qu'ils provenaient de la flottille de pêche au chalut. Par conséquent, on a calculé une estimation du rapport entre les débarquements de SBF et de LIN provenant des pêches n°s 3 et 4, respectivement, et les débarquements de SBF et de LIN provenant de la pêche n° 1 (chalut) à partir des données de GFM. On a choisi les rapports annuels SBF_3/SBF_1 et LIN_4/LIN_1 de 1996 à 2011 pour calculer une moyenne géométrique; les rapports à partir de 2012 ont commencé à diverger de ceux de la période choisie. Grâce à cette procédure, on a obtenu les rapports moyens $SBF_3/SBF_1 = 10,235$ et $LIN_4/LIN_1 = 0,351$, qui ont servi à mettre à l'échelle les débarquements de SBF et de LIN, respectivement, tirés de la

pêche au chalut pour la période de 1950 à 1975. On a calculé les rejets de bocaccios à partir de ces débarquements estimés, au moyen des rapports de Δ (voir la section A.2.2.1).

Un autre écart consiste en la réaffectation des prises consignées dans PH3 aux diverses pêches pour lesquelles les prises ont été reconstituées, d'après les données de 1952 à 1995. La répartition de l'effort de pêche (activités) et des prises par espèce pour chaque engin de pêche (Tableau A.5) a mené à la révision du code dans le Tableau A.6.

Tableau A.5. Nombre d'activités lors desquelles on a pêché chaque espèce et prises (en tonnes) de chaque espèce par engin de pêche et par code d'espèce, qui ont été consignés dans la base de données PacHarv3 (PH3) de 1952 à 1995. Dans le tableau, les abréviations suivantes sont utilisées : SCO = scorpenidés; POP = sébaste à longue mâchoire; YTR = sébaste à queue jaune; YMR = sébaste à bouche jaune; YYR = sébaste aux yeux jaunes; SST = sébastolobe à courtes épines; PAH = flétan du Pacifique; SBF = morue charbonnière; DOG = aiguillat commun; LIN = morue-lingue.

ACTIVITÉS												
Code	PH3 Engin	Description	SCO	POP	YTR	YMR	YYR	SST	PAH	SBF	DOG	LIN
10	FILET MAILLANT,	SAUMON	55	-	-	-	17	-	-	-	-	164
11	FILET, TRAIT		-	-	-	-	-	-	-	-	1	-
20	SENNE, COULISSANTE,	SAUMON	4	-	-	-	2	-	-	-	-	14
30	TRAÎNE, SAUMON		4281	49	69	1	2587	11	613	40	77	5201
31	TRAÎNE, CONGÉLATION,	SAUMON	614	1	14	2	294	2	91	8	31	1752
36	TURLUTTE, À LA MAIN,	ESPÈCES AUTRES QUE LE SAUMON	1126	25	241	13	914	4	1	1	152	845
40	PALANGRE		2893	109	355	100	2738	327	4484	603	1248	2377
50	CHALUT, À PANNEAUX, DE FOND		3910	2419	2335	1521	557	1435	-	2469	748	3098
51	CHALUT, PÉLAGIQUE		770	155	770	175	21	26	-	51	210	173
57	CHALUT, CREVETTE		173	10	2	-	21	-	-	2	12	82
70	SENNE, PLAGE		4	-	-	-	-	-	-	-	-	2
90	CASIER		74	-	1	1	14	18	-	753	3	34
PRISES												
Code	PH3 Engin	Description	SCO	POP	YTR	YMR	YYR	SST	PAH	SBF	DOG	LIN
10	FILET MAILLANT,	SAUMON	3,6	-	-	-	1,0	-	-	-	-	16
11	FILET, TRAIT		-	-	-	-	-	-	-	-	2,5	-
20	SENNE, COULISSANTE,	SAUMON	0,2	-	-	-	0,7	-	-	-	-	4,3
30	TRAÎNE, SAUMON		3060	1,3	5,6	0,0	925	2,0	538	20	70	5757
31	TRAÎNE, CONGÉLATION,	SAUMON	73	0,0	2,2	0,4	31	4,0	52	0,1	99	695
36	TURLUTTE, À LA MAIN,	ESPÈCES AUTRES QUE LE SAUMON	2133	5,2	40	4,6	745	0,1	0,3	1,1	175	1883
40	PALANGRE		6921	11	29	35	7922	91	48384	10785	21799	6119
50	CHALUT, À PANNEAUX, DE FOND		117534	79327	28758	17609	1818	3468	-	6090	12637	45811
51	CHALUT, PÉLAGIQUE		17737	469	14867	735	3,3	7,7	-	7,9	1400	103
57	CHALUT, CREVETTE		23	0,6	2,1	-	0,3	-	-	0,0	18	34
70	SENNE, PLAGE		0,1	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6
90	CASIER		76	-	0,0	0,6	3,6	6,4	-	50886	34	4,4

Tableau A.6. Extrait de code obtenu en effectuant la requête « ph3_fcatORF.sql » dans les systèmes Oracle et SQL. Cette requête définit les numéros de pêche (FID) associés à la reconstruction des prises (1 = chalut, 2 = flétan; 3 = morue charbonnière, 4 = aiguillat commun/morue-lingue, 5 = pêches aux lignes du sébaste) selon les types d'engins utilisés et les espèces dominantes capturées (par poids) pour chaque activité figurant dans le tableau CATCH_SUMMARY de la base de données PH3.

Définitions des numéros de pêche obtenus en effectuant la requête
« ph3_fcatORF.sql » dans le système SQL.

```
(CASE -- in order of priority
-- originally TRAWL (otter bottom, midwater, shrimp, herring)
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (50,51,57,59) THEN 1
-- Partition LONGLINE
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (40) AND TAR.Target IN ('614') THEN 2
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (40) AND TAR.Target IN ('455') THEN 3
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (40) AND TAR.Target IN ('044','467') THEN 4
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (40) AND TAR.Target NOT IN ('614','455','044','467')) THEN 5
-- Partition TROLL (salmon, freezer salmon)
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (30,31) AND TAR.Target IN ('614') THEN 2
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (30,31) AND TAR.Target IN ('455') THEN 3
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (30,31) AND TAR.Target IN ('044','467') THEN 4
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (30,31) AND TAR.Target NOT IN ('614','455','044','467')) THEN 5
-- Partition JIG (hand non-salmon)
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (36) AND TAR.Target IN ('614') THEN 2
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (36) AND TAR.Target IN ('455') THEN 3
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (36) AND TAR.Target IN ('044','467') THEN 4
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (36) AND TAR.Target NOT IN ('614','455','044','467')) THEN 5
-- originally TRAP (experimental, salmon, longline, shrimp & prawn, crab)
WHEN TAR.GR_GEAR_CDE IN (86,90,91,92,97,98) THEN 3
-- Unassigned Trawl, Halibut, Sablefish, Dogfish-Lingcod, H&L Rockfish
WHEN TAR.Target IN ('394','396','405','418','440','451') THEN 1
WHEN TAR.Target IN ('614') THEN 2
WHEN TAR.Target IN ('455') THEN 3
WHEN TAR.Target IN ('044','467') THEN 4
WHEN TAR.Target IN ('388','401','407','424','431','433','442') THEN 5
ELSE 0 END) AS \"fid\",
```

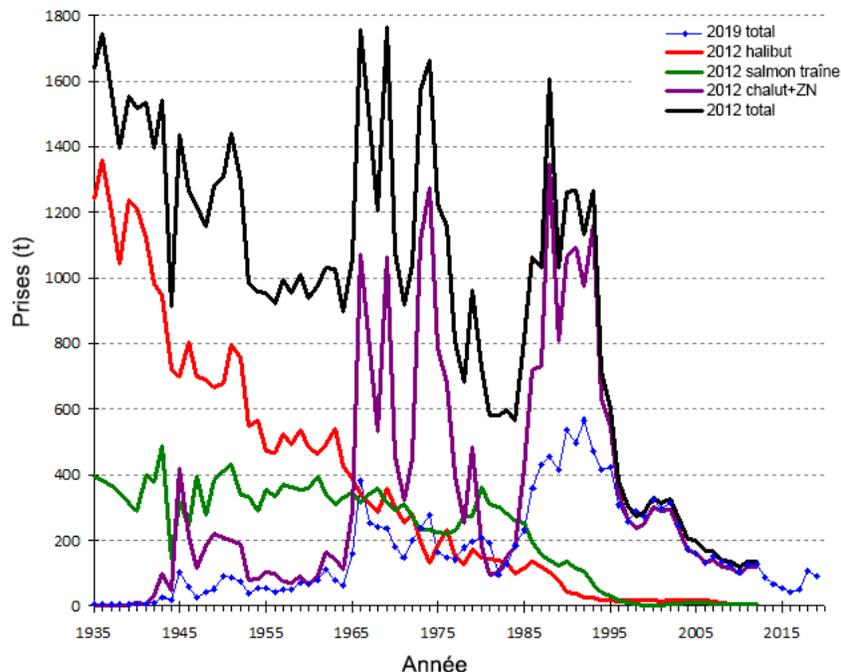


Figure A.9. Comparaison entre les prises médianes utilisées dans l'évaluation du stock de bocaccios de 2012, par secteur principal, et les prises totales utilisées dans cette évaluation (dernière colonne du Tableau A.4).

A.2.4. Écarts par rapport aux évaluations du bocaccio antérieures

Dans le cadre des évaluations du stock de bocaccios de 2008 et de 2012 (Stanley *et al.* 2009, Stanley *et al.* 2012), on a estimé indirectement les prises issues des pêches à la palangre du flétan et à la traîne du saumon au moyen de données historiques sur l'effort de pêche. C'est pourquoi, en commençant par les estimations modernes (après 1996) des prises accessoires de bocaccios par unité d'effort pour chacune de ces pêches, les auteurs ont multiplié la valeur scalaire constante des prises par une estimation historique des efforts annuels propre à chaque pêche et par la biomasse totale estimée pour chaque année. Aucune fonction de sélectivité n'a été appliquée parce qu'on a utilisé un modèle de production excédentaire, qui présume que l'ensemble de la biomasse est vulnérable à la pêche. Étant donné que l'indice de biomasse du bocaccio indique que le stock a affiché une tendance monotone à la baisse, cette procédure implique que les prises étaient importantes au début de la série, mais qu'elles ont diminué à mesure que la biomasse a baissé, surtout si les efforts de pêche avaient aussi tendance à être élevés au début de la série. Étant donné que la procédure est récursive, la biomasse a été utilisée à deux reprises; elle a d'abord été utilisée pour estimer les prises, puis ces estimations ont été additionnées pour obtenir la biomasse. Rien n'empêche la procédure de se répéter si le modèle devient mieux ajusté aux données grâce à une biomasse à la hausse. Un autre problème associé à la procédure c'est la présomption d'une relation de capturabilité constante entre la biomasse et l'effort de pêche concernant les prises accessoires, ce qui semble peu probable au cours d'une période si longue.

Les prises estimées au moyen de la procédure pour les pêches étudiées étaient très élevées par rapport aux prises modernes. En effet, en 1935, les prises de bocaccios provenant de la pêche à la palangre du flétan représentaient 1 200 t et celles provenant de la pêche à la traîne du saumon étaient estimées à près de 400 t (Figure A.9). La somme des prises de ces deux

pêches dépassait beaucoup les prises annuelles maximales de bocaccios qu'on a été en mesure de reconstituer pour l'ensemble de l'historique des prises (Figure A.9). En outre, il n'existe aucune preuve que des prises de cette ampleur ont vraiment été réalisées avant la Deuxième Guerre mondiale. Lorsque cette question a été examinée par les membres du groupe de travail technique sur le bocaccio, ceux-ci ont considéré que les niveaux de prises étaient extrêmement improbables et l'approche a été abandonnée.

Un autre écart entre la présente évaluation du stock et les deux évaluations antérieures est la très grande quantité de prises associées à la flottille de pêche au chalut pendant les années 1960 et les années 1970, puis de nouveau à la fin des années 1980 et au début des années 1990 (Figure A.9). Ces prises élevées proviennent de l'évaluation du stock de 2009 (Stanley *et al.* 2009), pendant laquelle on a appliqué une première version de la procédure décrite à la section A.2.2. Depuis, cette procédure a été améliorée (voir la section A.2.3), surtout en ce qui concerne l'interprétation des prises effectuées à la fin des années 1980 et au début des années 1990. En effet, on reconnaît maintenant que celles-ci ont été beaucoup exagérées pour dissimuler la quantité véritable de prises d'espèces désirables comme le sébaste à longue mâchoire (Brian Mose, CGRCS, comm. pers.).

A.2.5. Mises en garde

Les données sur les prises disponibles avant 1996 (première année du programme d'observateurs à bord) sont difficiles à utiliser dans un modèle d'évaluation du stock sans une certaine forme d'interprétation, tant du point de vue des déclarations erronées (c.-à-d. la déclaration de prises comme appartenant à une autre espèce) ou de l'identification erronée des espèces, et de l'existence possible de rejets en mer en raison du dépassement de la limite liée à la conservation de prises. On a signalé que des pêcheurs avaient mal consigné l'emplacement de leurs prises, mais ce problème n'est pas important pour l'évaluation d'un stock à l'échelle de la côte. En outre, d'autres pays, principalement les États-Unis, l'Union soviétique et le Japon, menaient d'importantes activités de pêche du sébaste dans les eaux de la Colombie-Britannique. Ces pays avaient tendance à déclarer leurs prises sous la forme de groupe d'espèces, combinant habituellement les sébastes en une seule catégorie. Ces pêches ont cessé après la déclaration de la zone économique exclusive de 200 milles marins par le Canada en 1977.

Tableau A.7. Prises de bocaccios de la côte britanno-colombienne (en tonnes) provenant de la pêche au chalut, par type d'engin, pour les années pendant lesquelles les activités de la flottille de chalutiers étaient surveillées par des observateurs à bord.

Année	Chalut de fond	Chalut pélagique	Pêches aux lignes
1996	221	43,3	19,3
1997	199	28,3	9,9
1998	228	24,9	5,6
1999	172	51,3	9,9
2000	236	34,2	16,5
2001	229	39,4	21,9
2002	241	44,1	19,1
2003	187	33,3	14,5
2004	131	19,1	15,8
2005	114	22,4	17,2
2006	91,6	21,3	13,0
2007	99,4	31,1	15,9
2008	75,4	33,7	18,9
2009	81,0	18,9	17,4
2010	67,2	23,8	10,1
2011	63,2	43,9	13,1
2012	65,7	40,8	16,6
2013	41,7	28,1	9,7
2014	40,7	12,3	8,6
2015	30,9	14,1	5,5
2016	23,6	13,7	4,0
2017	31,2	14,1	3,1
2018	61,1	30,8	2,4
2019	37,9	21,1	2,3

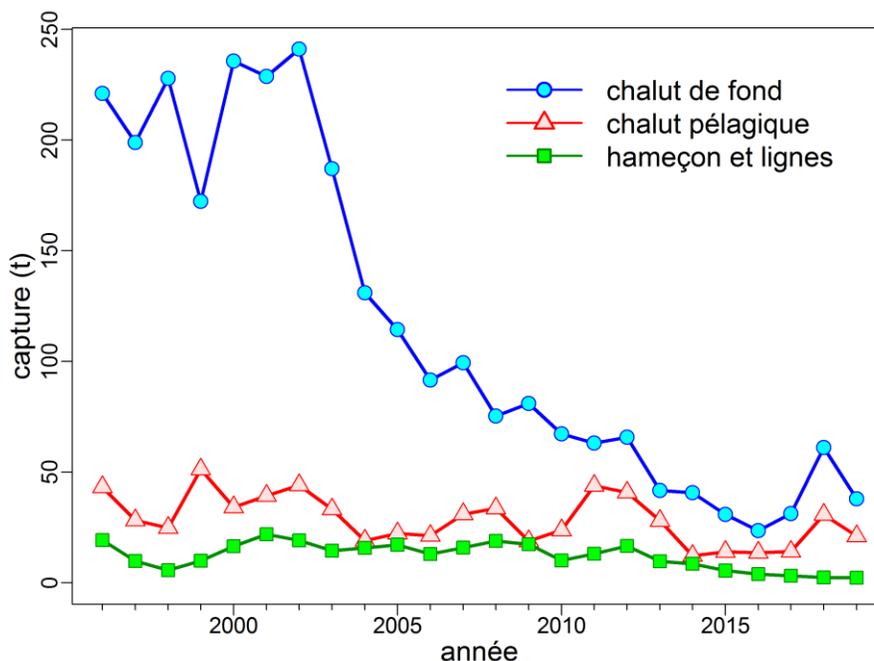


Figure A.10. Prises de bocaccios déclarées (débarquées et remises à l'eau) par engin de pêche depuis la mise en œuvre du programme d'observateurs à bord des chalutiers en 1996.

L'exactitude et la précision des séries de prises reconstituées reflètent de façon intrinsèque les problèmes associés à l'élaboration d'une série concernant une pêche commerciale, notamment :

- déchargement des prises à la suite d'une sortie de pêche, sans indiquer dans quelle zone les prises ont été pêchées;
- rejets non déclarés;
- déclaration de prises comme appartenant à une autre espèce pour éviter de dépasser les quotas établis;
- acquisition d'une expertise en matière de systèmes de surveillance;
- modification des règlements;
- modification des technologies de stockage de données.

Bon nombre de ces problèmes ont été résolus grâce à la mise en place de programmes d'observateurs (présence d'observateurs à bord à partir de 1996 pour la flottille de chalutiers hauturiers et surveillance électronique à partir de 2006 pour les flottilles de pêches aux lignes), du programme de vérification à quai (réalisé par des observateurs) et de quotas individuels de bateau échangeables (à partir de 1997) qui confèrent la propriété de la ressource au secteur des pêches.

La procédure ne permet pas de reconstituer les prises par type d'engin (p. ex. chalut de fond par rapport au chalut pélagique, casier par rapport à la palangre). Il est possible d'ajouter cette dimension, mais cela signifierait qu'il faudrait séparer les prises dans le temps en utilisant des rapports observés dans la pêche moderne qui ne représenteraient probablement pas avec précision l'activité historique par type d'engin (voir la section A.2.2 pour des mises en garde semblables concernant l'utilisation de rapports de prises modernes pour reconstituer les prises d'une espèce à partir des prises totales de sébastes). Dans la présente évaluation, on a combiné les prises de bocaccios prélevées au moyen d'un chalut de fond ou d'un chalut pélagique parce que les données biologiques (annexe D) par type d'engin étaient insuffisantes pour soutenir deux flottilles dans le modèle de population et qu'il n'était pas possible de déterminer s'il y avait une différence démontrable concernant la sélectivité. Le Tableau A.7 et la Figure A.10 montrent les prises déclarées à l'échelle de la côte (prises débarquées et non conservées) par type d'engin. L'effet des réductions de prises volontaires à partir de 2004 et des limites en matière de mortalité obligatoires est à noter.

A.3. AJUSTEMENT DES LIMITES DE PRISES AUX TAC POUR LES ZONES DU GROUPE DE GESTION DU POISSON DE FOND

Les zones que la Direction des sciences du MPO utilise pour les poissons de fond (zones de la CPMP) diffèrent quelque peu de celles utilisées par le Groupe de gestion du poisson de fond du MPO, soit les [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#). Les raisons expliquant ces écarts varient selon les espèces, mais ces derniers existent parce que la Direction des sciences et le Groupe de gestion du poisson de fond ont des besoins différents. Pour la Direction des sciences, il est nécessaire de faire référence aux prises historiques en utilisant les zones consignées de façon constante dans les bases de données et les registres de prises, et ce pour toutes les années étudiées. Même si elles sont semblables sans être identiques (figure 1), les zones de la CPMP et du Groupe de gestion du poisson de fond respectent les exigences actuelles en matière de gestion.

Étant donné que la présente évaluation porte sur le stock de bocaccios à l'échelle de la côte (zones de la CPMP 3CD et 5ABCDE) et que le Groupe de gestion du poisson de fond produit

un seul TAC à l'échelle de la côte, il n'est pas nécessaire d'ajuster les limites de prises présentées dans les tableaux de décision (annexe F). Si les gestionnaires désirent déterminer des TAC pour des régions précises, ils peuvent se fonder sur le

Tableau A.8, qui présente la distribution des prises au cours des cinq années précédant l'établissement des mesures volontaires et obligatoires de réduction des prises en 2004, dans chacune des zones de la CPMP. Par exemple, 29 % des prises de bocaccios à l'échelle de la côte ont été réalisées dans la zone 5B de la CPMP, 23 % dans la zone 5A et 22 % dans la zone 3D.

Tableau A.8. Prises de bocaccios réalisées par les pêches combinées dans les zones de la CPMP au cours des cinq années précédant l'établissement des mesures volontaires et obligatoires de réduction des prises en 2004. Les proportions annuelles de prises par zone sont indiquées dans les lignes correspondant à une année. Les moyennes géométriques des proportions annuelles (normalisées) sur cinq ans par zone sont indiquées à la dernière ligne.

<i>Prises (t)</i>								
<i>Année</i>	<i>3C</i>	<i>3D</i>	<i>5A</i>	<i>5B</i>	<i>5C</i>	<i>5D</i>	<i>5E</i>	<i>C.-B.</i>
1999	32,838	73,683	67,090	54,199	13,399	8,746	22,883	272,838
2000	26,643	70,747	60,026	116,116	9,264	9,792	31,531	324,120
2001	34,812	74,450	62,491	75,906	13,250	16,386	21,910	299,205
2002	23,032	58,136	80,917	97,448	20,823	17,723	15,990	314,069
2003	20,948	45,026	65,093	78,576	10,203	9,848	16,300	245,993
<i>Proportion</i>								
<i>Année</i>	<i>3C</i>	<i>3D</i>	<i>5A</i>	<i>5B</i>	<i>5C</i>	<i>5D</i>	<i>5E</i>	<i>C.-B.</i>
1999	0,1204	0,2701	0,2459	0,1986	0,0491	0,0321	0,0839	1
2000	0,0822	0,2183	0,1852	0,3583	0,0286	0,0302	0,0973	1
2001	0,1163	0,2488	0,2089	0,2537	0,0443	0,0548	0,0732	1
2002	0,0733	0,1851	0,2576	0,3103	0,0663	0,0564	0,0509	1
2003	0,0852	0,1830	0,2646	0,3194	0,0415	0,0400	0,0663	1
Moyenne géométrique	0,0936	0,2184	0,2303	0,2822	0,0443	0,0413	0,0726	0,9827
Valeurs normalisées	0,0953	0,2222	0,2344	0,2871	0,0451	0,0420	0,0739	1

A.4. RÉFÉRENCES – PRISES

- Bureau fédéral de la statistique. 1918-1950. Fisheries Statistics of Canada (British Columbia). Rapp. tech., Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, ON.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014a. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the north and west coasts of Haida Gwaii, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/092. vi + 126 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014b. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 p.
- Forrester, C.R. et Smith, J.E. 1972. [The British Columbia groundfish fishery in 1971, some aspects of its investigation and related fisheries](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 338: 67 p.
- Gunderson, D.R., Westrheim, S.J., Demory, R.L. et Fraidenburg, M.E. 1977. [The status of Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stocks off British Columbia, Washington, and Oregon in 1974](#). Fish. Mar. Serv. Tech. Rep. 690: iv + 63 p.

-
- Haigh, R. and Yamanaka, K.L. 2011. [Catch history reconstruction for rockfish \(*Sebastes* spp.\) caught in British Columbia coastal waters](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2943: viii + 124 p.
- Ketchen, K.S. 1976. [Catch and effort statistics of the Canadian and United States trawl fisheries in waters adjacent to the British Columbia coast 1950-1975](#). Fisheries and Marine Service, Nanaimo, BC, Data Record 6.
- Ketchen, K.S. 1980a. [Assessment of groundfish stocks off the west coast of Canada \(1979\)](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 185: xvii + 213 p.
- Ketchen, K.S. 1980b. [Reconstruction of Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock history in Queen Charlotte sound. Part I. Estimation of foreign catches, 1965–1976](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1570: iv + 46 p.
- Leaman, B.M. et Stanley, R.D. 1993. [Experimental management programs for two rockfish stocks off British Columbia, Canada](#). Dans S. J. Smith, J. J. Hunt et D. Rivard, éd., Risk evaluation and biological reference points for fisheries management, p. 403-418. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences 120.
- 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 + 66 p.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(*Sebastolobus alascanus*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021a. [Évaluation du stock de veuve \(*Sebastes entomelas*\) de la Colombie-Britannique en 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/039. viii + 258 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021b. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) en Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech.2021/014. viii + 356 p.
- Wallace, S., Turriss, B., Driscoll, J., Bodtker, K., Mose, B. et Munro, G. 2015. [Canada's Pacific groundfish trawl habitat agreement: A global first in an ecosystem approach to bottom trawl impacts](#). Mar. Pol. 60: 240-248.
- Westrheim, S.J., Gunderson, D.R. et Meehan, J.M. 1972. On the status of Pacific Ocean Perch (*Sebastes alutus*) stocks off British Columbia, Washington, and Oregon in 1970. Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 326: 48 p.
- Yamanaka, K.L., McAllister, M.M., Etienne, M.P., Edwards, A.M. and Haigh, R. 2018. [Assessment for the outside population of Yelloweye Rockfish \(*Sebastes ruberrimus*\) for British Columbia, Canada in 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/001. ix + 150 p.

ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT

B.1. INTRODUCTION

La présente annexe résume la méthode de calcul des indices d'abondance relatifs du bocaccio à partir des relevés au chalut de fond suivants :

- un ensemble de relevés historiques menés dans le goulet de l'île Goose du bassin de la Reine-Charlotte (section B.3);
- le relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) mené au large de la moitié inférieure de l'île de Vancouver (section B.4);
- le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC) (section B.5);
- le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) (section B.6);
- le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) (section B.7);
- le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate (DH) (section B.8).

Seuls les relevés qui ont été utilisés dans la présente évaluation du stock de bocaccios sont présentés. On a omis le relevé plurispécifique mené dans le détroit d'Hécate et les relevés ciblant la crevette menés au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte parce que la présence du bocaccio dans ces relevés était sporadique ou que la couverture, par superficie ou profondeur, était incomplète. Ces relevés étaient donc peu appropriés pour fournir une série fiable sur l'abondance de l'espèce. Dans des évaluations de stocks de sébastes, commençant par celle du sébaste à queue jaune (Starr *et al.* 2014), on a explicitement omis d'utiliser les deux relevés ciblant la crevette en raison de la couverture des profondeurs tronquée (s'arrêtant à 160 m pour le relevé ciblant la crevette au large de la côte ouest de l'île de Vancouver), et de la couverture spatiale restreinte du relevé ciblant la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte et de sa couverture des profondeurs tronquée (s'arrêtant à 231 m).

B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

Les données sur les prises et l'effort de pêche pour la strate i lors de l'année y ont produit les valeurs U_{yi} des captures par unité d'effort (CPUE). Pour un ensemble de données $\{C_{yij}, E_{yij}\}$ relatif aux traits $j = 1, \dots, n_{yi}$,

$$\text{Éq. B.1} \quad U_{yi} = \frac{1}{n_{yi}} \sum_{j=1}^{n_{yi}} \frac{C_{yij}}{E_{yij}} .$$

où C_{yij} = prises (kg) dans le trait j , pour la strate i et l'année y ;
 E_{yij} = effort (h) dans le trait j , pour la strate i et l'année y ;
 n_{yi} = nombre de traits dans la strate i pour l'année y .

Les valeurs de CPUE U_{yi} sont converties en densités de CPUE δ_{yi} (kg/km²) selon :

$$\text{Éq. B.2} \quad \delta_{yi} = \frac{1}{vw} U_{yi} .$$

où V = vitesse moyenne du navire (km/h);
 W = largeur moyenne du filet (km).

Si l'on dispose des données sur le navire pour chaque trait, la densité de CPUE peut être exprimée au moyen de

$$\delta_{yi} = \frac{1}{n_{yi}} \sum_{j=1}^{n_{yi}} \frac{C_{yij}}{D_{yij} w_{yij}} .$$

Éq. B.3

où, C_{yij} = poids des prises (kg) pour le trait j dans la strate i pour l'année y ;
 D_{yij} = distance parcourue (km) pour le trait j dans la strate i pour l'année y ;
 w_{yij} = ouverture du filet (km) pour le trait j dans la strate i pour l'année y ;
 n_{yi} = nombre de traits dans la strate i pour l'année y .

Ainsi, l'estimation de la biomasse annuelle correspond à la somme du produit des densités de CPUE et des superficies au fond de m strates :

$$B_y = \sum_{i=1}^m \delta_{yi} A_i = \sum_{i=1}^m B_{yi} .$$

Éq. B.4

où δ_{yi} = densité de CPUE moyenne (kg/km²) pour la strate i et l'année y ;
 A_i = superficie (km²) de la strate i ;
 B_{yi} = biomasse (kg) pour la strate i et l'année y ;
 m = nombre de strates.

La variance de l'estimation de la biomasse du relevé V_y (kg²) est calculée selon :

$$V_y = \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_{yi}^2 A_i^2}{n_{yi}} = \sum_{i=1}^m V_{yi} .$$

Éq. B.5

où, σ_{yi}^2 = variance de la densité de CPUE (kg²/km⁴) pour la strate i et l'année y ;
 V_{yi} = variance de l'estimation de la biomasse (kg²) pour la strate i et l'année y .

Le coefficient de variation (CV) de l'estimation de la biomasse annuelle pour l'année y est calculé selon :

$$CV_y = \frac{\sqrt{V_y}}{B_y} .$$

Éq. B.6

B.3. PREMIERS RELEVÉS DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE

B.3.1. Sélection des données

Les données trait par trait provenant d'une série de relevés historiques au chalut étaient disponibles pour 12 années pendant la période de 1965 à 1995. Les deux premiers relevés menés en 1965 et en 1966 avaient une vaste portée. En effet, celui de 1965 s'étendait depuis

les eaux à proximité de San Francisco jusqu'au milieu de la partie enclavée de l'Alaska (Westrheim 1966a, 1967b). Le relevé de 1966 était à peine moins ambitieux, s'étendant depuis la portion méridionale de la frontière canado-américaine dans le détroit de Juan de Fuca jusqu'à la partie enclavée de l'Alaska (Westrheim 1966b, 1967b). Il était évident que la conception de ces deux premiers relevés était de nature exploratoire et que ces relevés ne seraient pas comparables aux relevés subséquents menés dans le bassin de la Reine-Charlotte, dont la superficie couverte était beaucoup plus restreinte et la densité de traits était beaucoup plus élevée dans le goulet de l'île Goose. On peut le constater par le petit nombre de traits effectués à cet endroit lors des deux premiers relevés (Tableau B.1). Par conséquent, ces relevés ne sont pas inclus dans la série chronologique.

Dans le cadre des relevés de 1967 (Figure B.1, graphique de gauche) et de 1969 (Figure B.2, graphique de gauche) (Westrheim 1967a, 1969; Westrheim *et al.* 1968), on a également effectué des traits au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et de la côte ouest de Haida Gwaii, et dans le sud-est de l'Alaska, mais on a effectué un nombre raisonnable de traits dans les fonds marins du goulet de l'île Goose (Tableau B.1). Le relevé de 1971 (Figure B.3, graphique de gauche) se limitait exclusivement au goulet de l'île Goose (Harling *et al.* 1971), tandis que les relevés de 1973 (Figure B.4, graphique de gauche), de 1976 (Figure B.5, graphique de gauche) et de 1977 (Figure B.6, graphique de gauche) portaient à la fois sur ce goulet et le goulet de Mitchell situé dans le bassin de la Reine-Charlotte (Harling *et al.* 1973; Westrheim *et al.* 1976; Harling et Davenport 1977).

Le relevé de 1979 (Nagtegaal et Farlinger 1980) a été réalisé au moyen d'un navire de pêche commerciale (*Southward Ho*, Tableau B.1); la distribution des traits était donc très différente de celle des relevés précédents et suivants (graphique non fourni; voir la figure C.5 dans le document de Edwards *et al.* 2012). La distribution des traits par profondeur était également différente de celle des autres relevés (Tableau B.2). La conception de ce relevé était par conséquent très différente, ce qui explique pourquoi celui-ci n'a pas été inclus dans la série chronologique.

Le relevé de 1984 a été effectué au moyen de deux navires, soit le *G.B. Reed* et le *Eastward Ho* (Nagtegaal *et al.* 1986). Une partie de la conception de ce relevé visait à comparer les taux de prise des deux navires (l'un était un navire de pêche commerciale et l'autre, un navire de recherche du gouvernement; Greg Workman, MPO, comm. pers.), de sorte qu'ils avaient tous deux des caractéristiques de conception semblables, y compris la configuration du filet. Malheureusement, les traits n'ont pas été distribués de la même façon dans toutes les zones. Les activités de pêche du *G.B. Reed* étaient principalement menées dans les parties moins profondes du goulet de l'île Goose, tandis que celles du *Eastward Ho* avaient lieu davantage dans les parties plus profondes et plus au large de ce goulet (Figure B.7, graphique de gauche), mais les deux navires ont mené des activités de pêche plus semblables dans le goulet de Mitchell (immédiatement au nord). Lorsqu'on a comparé les taux de prise stratifiés selon la profondeur du sébaste à longue mâchoire (espèce ciblée selon la conception des relevés) obtenus par les deux navires dans le goulet de l'île Goose seulement (à l'aide d'une simple analyse de la variance), on a observé que les taux de prise du *Eastward Ho* étaient nettement supérieurs ($p = 0,049$) à ceux du *G.B. Reed*. Cependant, la différence entre ces taux n'était plus significative lorsque les traits du goulet de Mitchell ($p = 0,12$) ont été ajoutés à l'analyse. Compte tenu de l'absence d'incidence lorsque tous les traits disponibles ont été comparés et de la distribution spatiale inégale des traits entre les navires dans les eaux du goulet de l'île Goose (même si l'analyse de variance a été stratifiée selon la profondeur, il se peut que les catégories de profondeurs n'aient pas été assez précises), la conclusion la plus parcimonieuse était qu'il n'y avait pas de différence détectable entre les deux navires. Par

conséquent, tous les traits des deux navires effectués dans le goulet de l'île Goose ont été regroupés pour l'année de relevé en question.

On a modifié la conception du relevé de 1994, également effectué au moyen d'un navire de pêche commerciale (*Ocean Selector*, Tableau B.2), en retirant 19 traits qui faisaient partie d'une expérience acoustique et qui n'ont donc pas été jugés appropriés pour l'estimation de la biomasse (il s'agissait de traits servant à estimer la composition par espèces de bancs exposés à des sons). Ce relevé a été conçu pour reproduire le plus fidèlement possible les relevés antérieurs menés par le *G.B. Reed* en ce qui concerne la sélection des emplacements de traits (mêmes emplacements de traits fixes, G. Workman, MPO, comm. pers.), mais il a eu lieu environ deux à trois mois plus tôt que les relevés précédents (à partir de la mi-juin plutôt qu'en août ou septembre, Tableau B.3).

Le relevé de 1995 a été mené par deux navires de pêche commerciale, soit l'*Ocean Selector* et le *Frosti* (Tableau B.2), selon une conception à stratification aléatoire où chaque navire reproduisait chaque trait effectué (G. Workman, MPO, comm. pers.). Ce type de conception était complètement différente des stations fixes (fondées sur les coordonnées du LORAN) utilisées dans le cadre des relevés précédents. En outre, ce relevé ciblait principalement le sébaste à longue mâchoire; les traits étaient donc optimisés pour la capture de l'espèce. Compte tenu de sa conception différente (stations aléatoires plutôt qu'emplacements fixes), le relevé n'a pas été utilisé dans l'évaluation du stock.

Étant donné que la seule zone régulièrement surveillée par ce relevé était le goulet de l'île Goose, on a utilisé les traits effectués entre 50,9° et 51,6° de latitude N lors des huit années de relevés acceptables comprises entre 1967 et 1994 pour calculer l'indice du stock de bocaccios (Tableau B.1).

Tableau B.1. Nombre de traits effectués dans le goulet de l'île Goose (GIG) et dans d'autres zones (Autres), selon l'année de relevé et le navire utilisé, pour les 12 années de relevé historiques (1965 à 1995). Les années de relevé en gris n'ont pas été utilisées dans la présente évaluation.

Année de relevé	<i>G.B. Reed</i>		<i>Southward Ho</i>		<i>Eastward Ho</i>		<i>Ocean Selector</i>		<i>Frosti</i>	
	Autres	GIG	Autres	GIG	Autres	GIG	Autres	GIG	Autres	GIG
1965	76	8	-	-	-	-	-	-	-	-
1966	49	15	-	-	-	-	-	-	-	-
1967	17	33	-	-	-	-	-	-	-	-
1969	3	32	-	-	-	-	-	-	-	-
1971	3	36	-	-	-	-	-	-	-	-
1973	13	33	-	-	-	-	-	-	-	-
1976	23	33	-	-	-	-	-	-	-	-
1977	15	47	-	-	-	-	-	-	-	-
1979			20	59	-	-	-	-	-	-
1984	19	42			15	27	-	-	-	-
1994	-	-	-	-	-	-	2	69	-	-
1995	-	-	-	-	-	-	2	55	1	57

Tableau B.2. Nombre total de traits par intervalle de profondeur de 20 brasses (en mètres) effectués dans le goulet de l'île Goose (GIG) et dans les autres zones, selon l'année de relevé, pour les 12 années de relevé historiques (1965 à 1995). Les années de relevé en gris n'ont pas été utilisées dans la présente évaluation. Certains traits de la partie « GIG » du tableau sont associés à des codes d'utilisation autres que 0, 1, 2 ou 6.

Zones autres que le GIG

Année de relevé	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									Nombre total de traits
	66 à 146	147 à 183	184 à 219	220 à 256	257 à 292	293 à 329	330 à 366	367 à 402	440 à 549	
1965	3	15	26	17	6	6	1	1	1	76
1966	3	11	18	8	2	1	3	2	1	49
1967	1	-	6	1	2	1	1	4	-	16
1969	-	1	-	1	-	1	-	-	-	3
1971	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1973	-	-	4	3	2	2	2	-	-	13
1976	-	-	4	4	4	4	4	-	-	20
1977	-	-	3	2	2	3	2	-	-	12
1979	11	2	1	5	1	-	-	-	-	20
1984	-	-	4	10	7	7	6	-	-	34
1994	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

GIG

Année de relevé	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									Nombre total de traits
	66 à 146	147 à 183	184 à 219	220 à 256	257 à 292	293 à 329	330 à 366	367 à 402	440 à 549	
1965	-	2	4	1	1	-	-	-	-	8
1966	3	2	3	5	2	-	-	-	-	15
1967	1	6	11	6	10	-	-	-	-	34
1969	-	9	11	6	6	-	-	-	-	32
1971	-	5	15	9	10	-	-	-	-	39
1973	-	7	11	7	8	-	-	-	-	33
1976	-	7	15	8	6	-	-	-	-	36
1977	1	12	14	14	9	-	-	-	-	50
1979	23	12	18	6	-	-	-	-	-	59
1984	-	13	25	17	13	1	-	-	-	69
1994	-	15	18	20	18	-	-	-	-	71
1995	2	23	47	22	15	6	-	-	-	115

Pour ces relevés, on avait prévu une stratification initiale en fonction de la profondeur à des intervalles de 20 brasses (36,1 m), qui allait de 36 à 300 brasses (66 à 549 m). Aux fins d'analyse, on a combiné ces strates de profondeurs selon les trois plages où on retrouvait le plus de sébastes, soit 120 à 183 m, 184 à 218 m et 219 à 300 m, pour un total de 332 traits pour les huit années de relevé acceptables (Tableau B.3).

Tableau B.3. Nombre de traits disponibles par année de relevé et strate de profondeurs pour l'analyse de la série de relevés au chalut historiques menés dans le goulet de l'île Goose. L'année de relevé en gris n'a pas été utilisée dans la présente évaluation du stock de bocaccios.

Année de relevé	Strate de profondeurs			Nombre total	Date de début	Date de fin
	120 à 183 m (70 à 100 brasses)	184 à 218 m (100 à 120 brasses)	219 à 300 m (120 à 160 brasses)			
1967	7	11	15	33	1967-09-07	1967-10-03
1969	8	11	12	31	1969-09-14	1969-09-24
1971	4	15	17	36	1971-10-14	1971-10-28
1973	7	11	15	33	1973-09-07	1973-09-24
1976	7	13	13	33	1976-09-09	1976-09-26
1977	13	14	20	47	1977-08-24	1977-09-07
1984	13	23	33	69	1984-08-05	1984-09-08
1994	10	16	24	50	1994-06-21	1994-07-06
1995	22	45	45	112	1995-09-11	1995-09-22

On a calculé la densité de l'écartement des panneaux (Éq. B.3) pour chaque trait selon les prises de bocaccios, en utilisant une valeur fixe de l'écartement des panneaux de 61,6 m (Yamanaka *et al.* 1996) pour chaque trait et la distance parcourue consignée. Malheureusement, les champs représentant la vitesse, l'effort et la distance parcourue n'ont pas été bien remplis pour ces activités de relevé. On a donc utilisé les valeurs moyennes pour l'année de relevé afin de remplacer les valeurs manquantes relatives à ces champs. Par conséquent, la distance de chalutage était d'environ 3 km pour la majorité des traits, ce qui était le résultat attendu puisque la conception prévoyait des traits de 30 minutes à une vitesse d'environ 6 km/h (environ 3,2 nœuds).

B.3.2. Résultats

Les cartes présentant les endroits où des bocaccios ont été capturés dans le goulet de l'île Goose indiquent que l'espèce est présente annuellement dans l'ensemble du goulet, même si sa densité est faible, et qu'elle est aussi observée dans la portion sud-est du goulet (voir la Figure B.1 à la Figure B.8). Les prises de bocaccios étaient relativement fréquentes, mais comptaient peu d'individus; des individus étaient présents dans 193 des 444 traits valides (y compris 1995; 43 %) et le poids des prises médian était de 9,5 kg. Le plus important trait valide de bocaccios sur le plan du poids était un trait de 1 587 kg effectué en 1976. Les bocaccios ont surtout été pêchés à des profondeurs allant de 161 à 241 m (quantiles de 5 % et de 95 % de la distribution empirique de la profondeur initiale); les profondeurs minimale et maximale observées étaient de 146 et de 287 m, respectivement (Figure B.9).

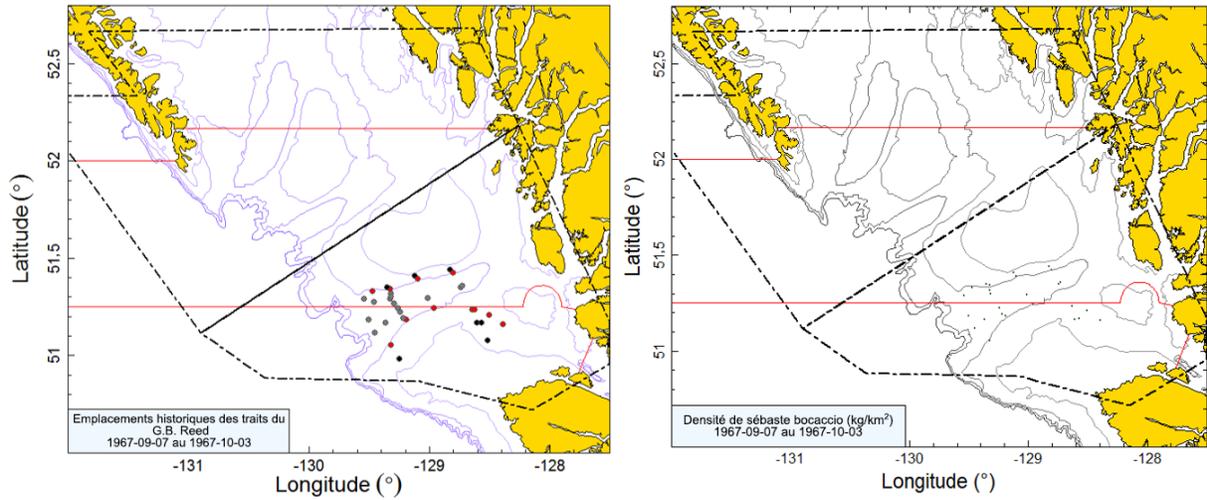


Figure B.1. Emplacements des traits valides et représentations de la densité pour le relevé historique de 1967 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG). Voici le code de couleurs correspondant aux emplacements des traits : noir = 120 à 183 m; rouge = 184 à 218 m; gris = 219 à 300 m. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (1967, 1969, 1971, 1973, 1976, 1977, 1984 et 1994); le plus grand cercle (8 919 kg/km²) datait de 1976. Les lignes de démarcation noires représentent l'étendue du relevé synoptique moderne mené dans le bassin de la Reine-Charlotte et les lignes pleines rouges représentent les limites entre les zones de la CPMP 5A, 5B et 5C.

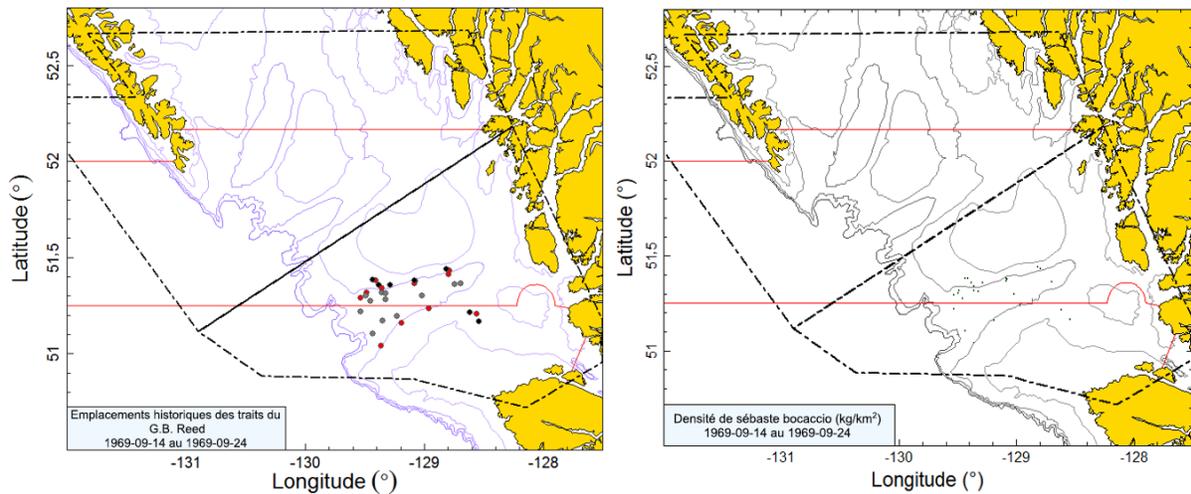


Figure B.2. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé historique de 1969 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

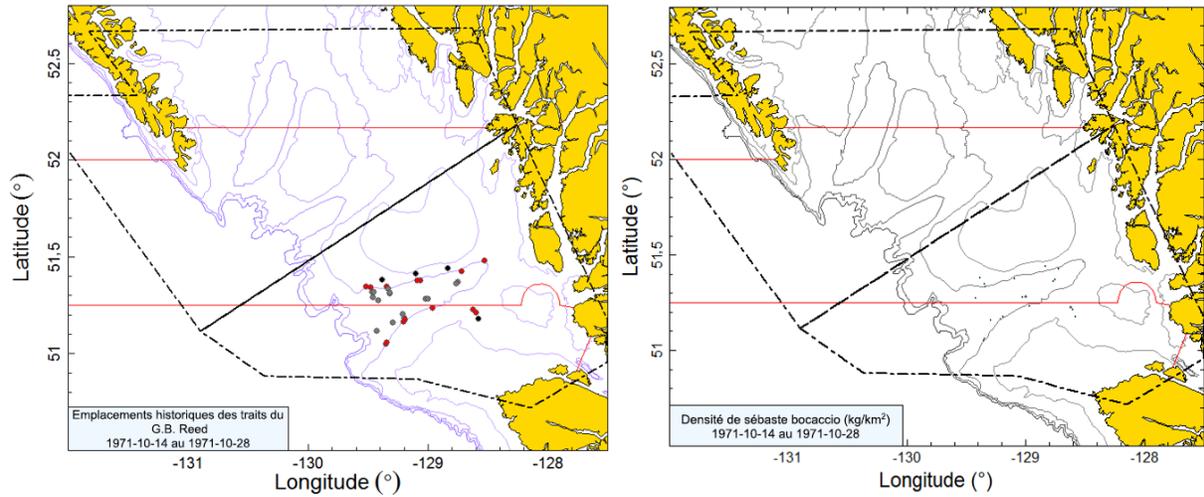


Figure B.3. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé historique de 1971 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

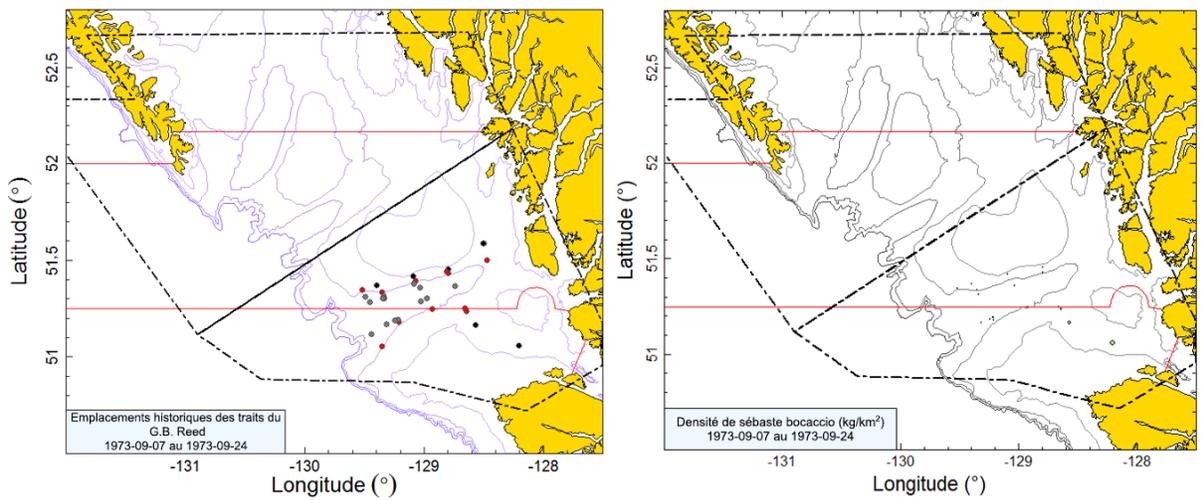


Figure B.4. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé historique de 1973 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

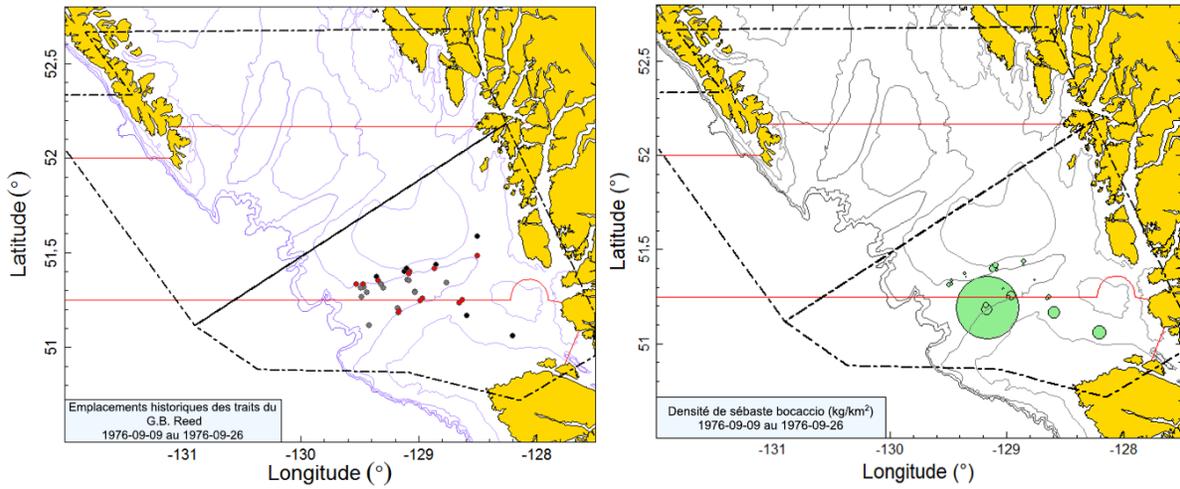


Figure B.5. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé historique de 1976 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

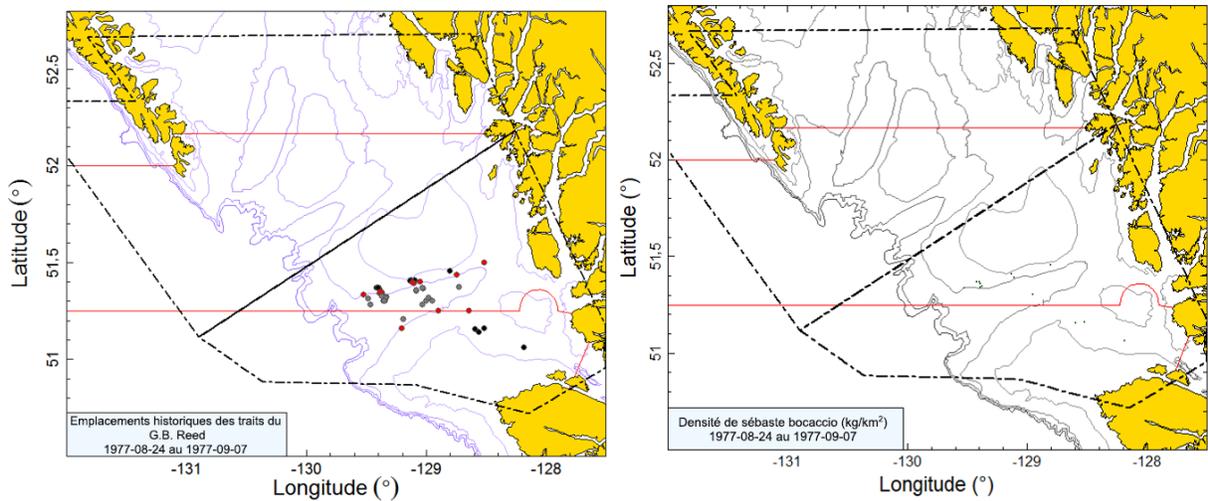


Figure B.6. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé historique de 1977 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

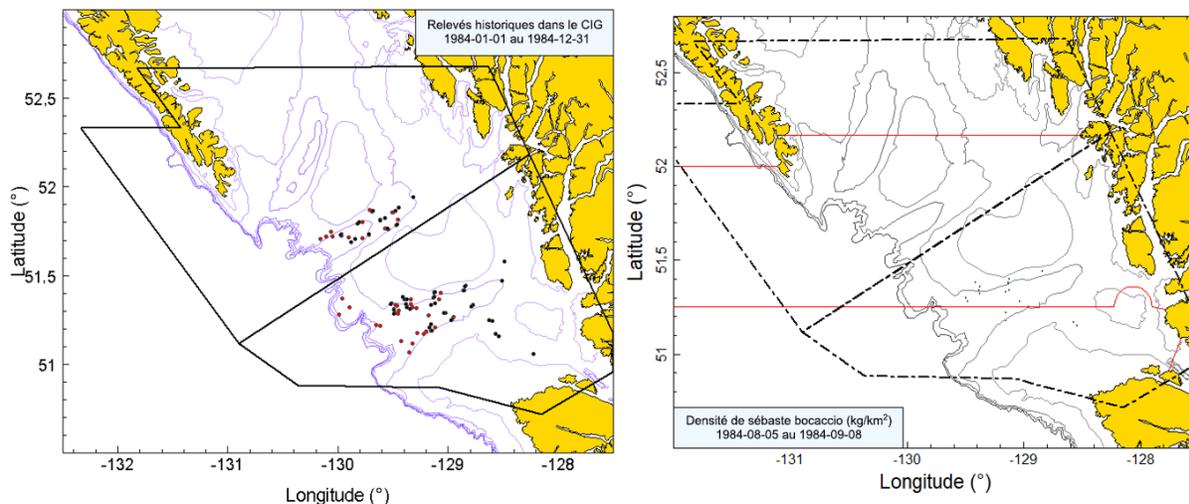


Figure B.7. Représentation de gauche : les points de couleur à l'emplacement des traits indiquent le navire de pêche plutôt que la profondeur (point noir = G.B. Reed et point rouge = Eastward Ho). D'autres lieux de pêche fréquentés par les navires dans le goulet de Mitchell sont également représentés. Image de droite : représentation de la densité pour le relevé historique de 1984 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

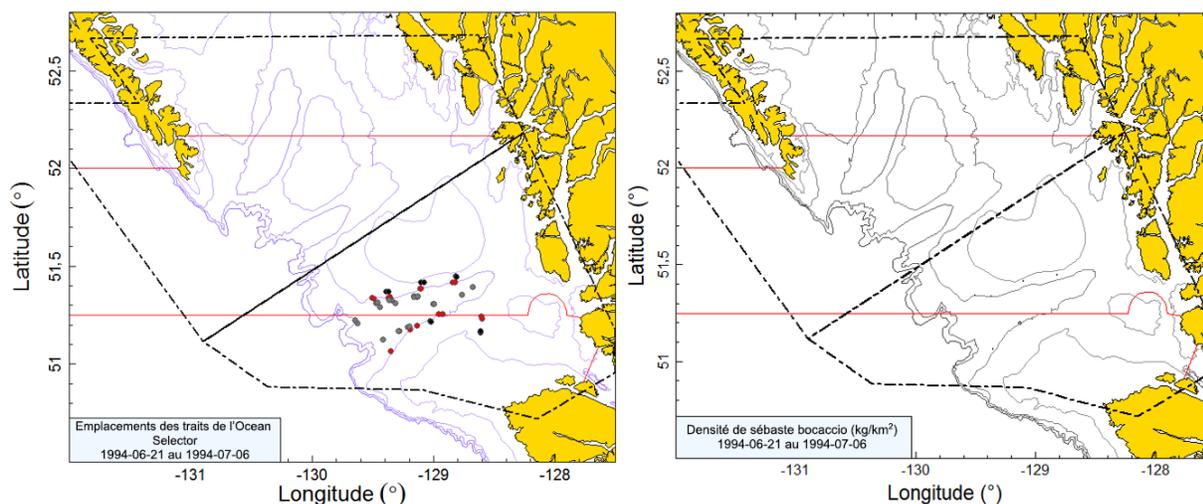


Figure B.8. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé de 1994 mené dans le goulet de l'île Goose (GIG) au moyen du navire Ocean Selector (voir la légende de la Figure B.1).

Les niveaux de la biomasse du bocaccio estimés dans le goulet de l'île Goose étaient variables d'après les relevés historiques au chalut menés à cet endroit; la biomasse maximale a été enregistrée en 1976 (1 237 t) et la biomasse minimale, en 1994 (68 t) (Figure B.10 et Tableau B.4). Les erreurs relatives des relevés étaient très variables pour cette espèce, allant d'un minimum de 0,16 en 1967 jusqu'à 0,63 en 1976 (Tableau B.4). La proportion des traits contenant des bocaccios était généralement élevée et variable selon les années, allant de 14 % en 1967 jusqu'à 81 % en 1976 (Figure B.11). Globalement, des bocaccios étaient présents dans 193 des 444 traits valides (si on inclut 1995 : 43 %).

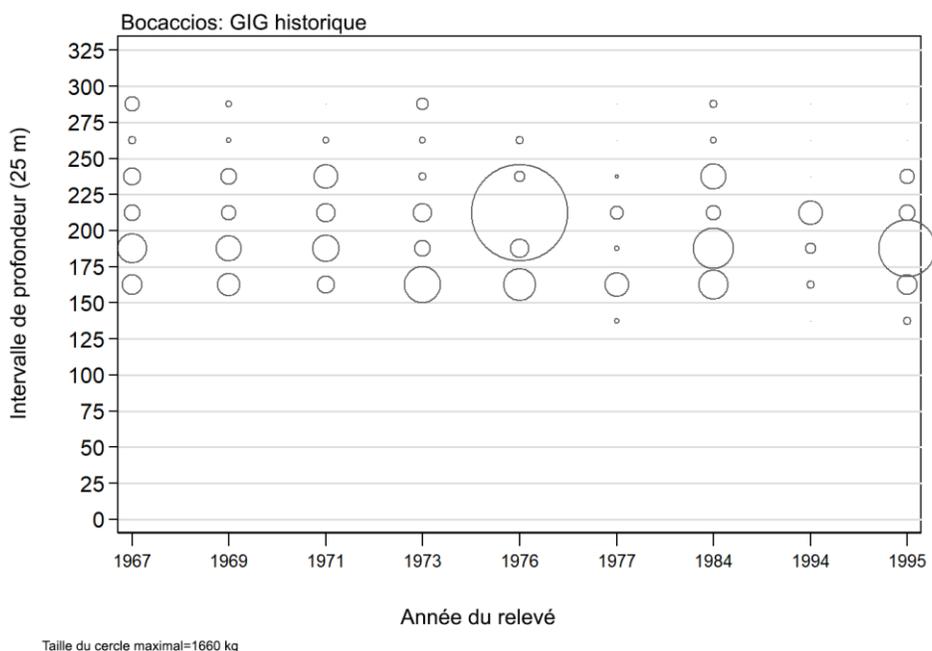


Figure B.9. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) réalisées dans le cadre des relevés historiques menés dans le goulet de l'île Goose (GIG) (Tableau B.3) par année de relevé, selon des zones de profondeurs dont l'intervalle est de 25 m. Ces zones sont représentées par le point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique ont été ajustés selon la valeur maximale (1 660 kg) dans l'intervalle de 200 à 225 m, observée en 1976. Les quantiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution empirique de la profondeur initiale des traits ciblant le bocaccio sont de 154 m et de 280 m, respectivement.

Tableau B.4. Estimations de la biomasse des prises de bocaccios provenant des relevés historiques au chalut menés dans le goulet de l'île Goose pendant la période de 1967 à 1994. Les estimations de la biomasse reposent sur trois strates de profondeurs (Tableau B.3), si on présume que les traits des relevés ont été choisis de manière aléatoire parmi ces zones. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction de biais et les CV connexes sont fondés sur 500 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
1967	342	337	238	459	0,163	0,170
1969	316	317	191	448	0,206	0,209
1971	289	283	129	576	0,394	0,366
1973	504	493	189	1 035	0,442	0,440
1976	1 237	1 176	295	3 245	0,629	0,669
1977	114	115	55	211	0,323	0,318
1984	281	283	149	461	0,284	0,289
1994	68	67	17	174	0,556	0,550

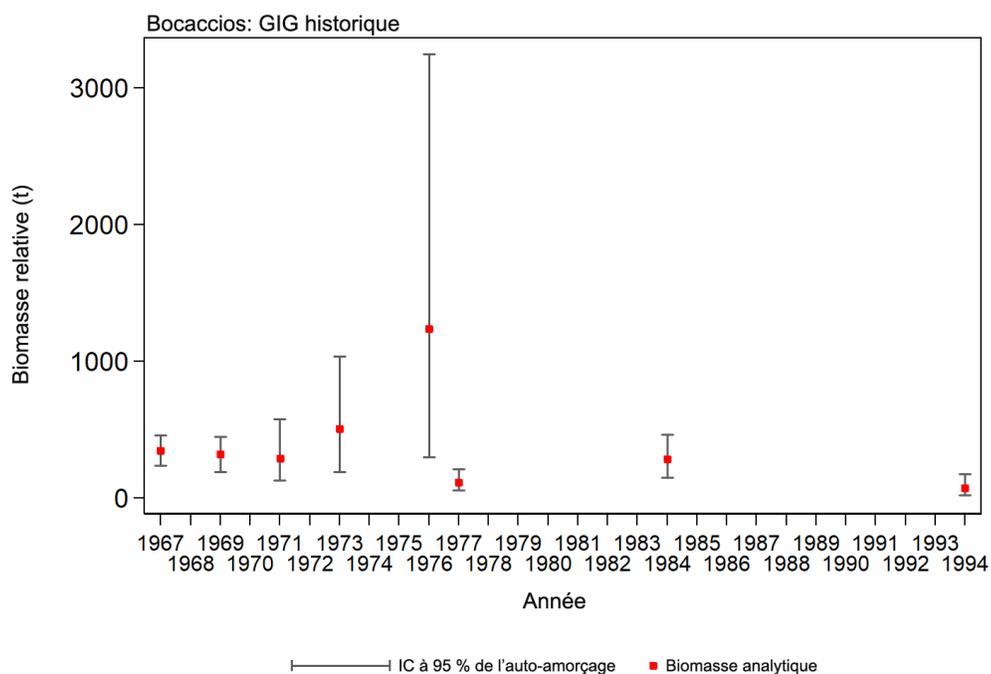


Figure B.10. Graphique des estimations de la biomasse du bocaccio selon les relevés historiques menés dans le goulet de l'île Goose (GIG) de 1967 à 1994 (valeurs figurant dans le Tableau B.4). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 500 répétitions selon la méthode bootstrap, sont présentés.

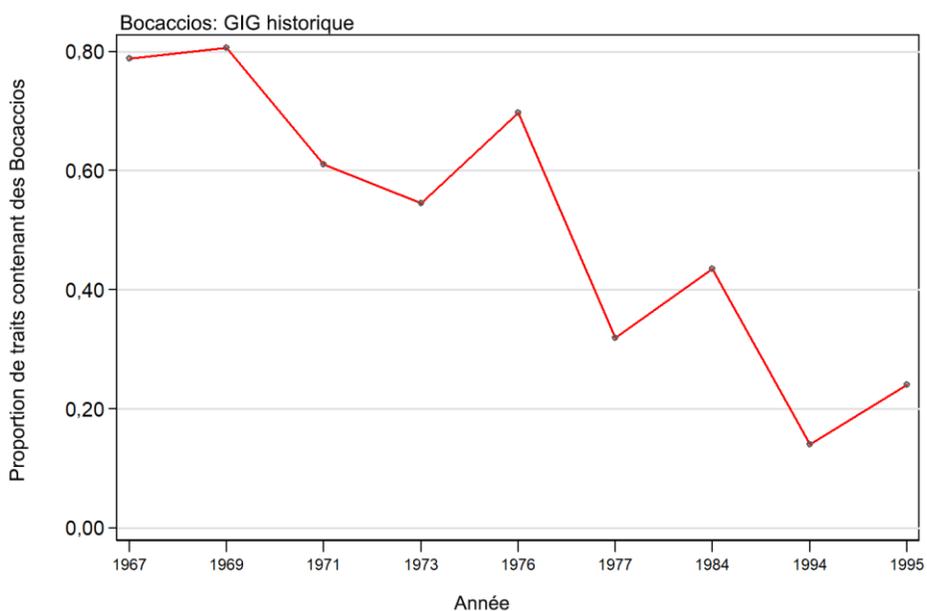


Figure B.11. Proportion de traits contenant des bocaccios par année, selon les relevés historiques menés dans le goulet de l'île Goose pendant la période de 1967 à 1995.

B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS

B.4.1. Sélection des données

Mark Wilkins (NMFS, comm. pers.) a fourni les données trait par trait provenant du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis qui couvre la région de Vancouver établie par la Commission internationale des pêcheries du Pacifique Nord (CIPPN) pour les sept années pendant lesquelles des activités de relevé ont été effectuées dans les eaux de la Colombie-Britannique (Tableau B.5; 1980 : Figure B.12; 1983 : Figure B.13; 1989 : Figure B.14; 1992 : Figure B.15; 1995 : Figure B.16; 1998 : Figure B.17; 2001 : Figure B.18). Le NMFS a assigné les traits à des strates, mais la taille et la définition de celles-ci ont changé durant la période du relevé (Tableau B.6). La base de données des relevés du NMFS indiquait également dans quel pays les traits avaient été effectués. Ces renseignements ont été représentés et vérifiés par rapport à la frontière maritime acceptée entre le Canada et les États-Unis. Tous les traits semblaient correctement situés par rapport au pays, d'après leur position initiale (Figure B.12 à Figure B.18). Les désignations du NMFS ont été acceptées pour les traits situés près de la frontière maritime.

Tableau B.5. Nombre de traits par strate et par année de relevé pour le relevé triennal du NMFS. Les strates en surbrillance grise ont été exclues de l'analyse, car elles ont fait l'objet d'une couverture incomplète au cours des sept années du relevé ou étaient situées à l'extérieur de la région de Vancouver de la CIPPN (Tableau B.6).

N° de la strate	1980		1983		1989		1992		1995		1998		2001	
	Can.	É.-U.												
10	-	17	-	7	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11	48	-	-	39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12	-	-	38	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
17N	-	-	-	-	-	8	-	9	-	8	-	8	-	8
17S	-	-	-	-	-	27	-	27	-	25	-	26	-	25
18N	-	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-
18S	-	-	-	-	-	32	-	23	-	12	-	20	-	14
19N	-	-	-	-	58	-	53	-	55	-	48	-	33	-
19S	-	-	-	-	-	4	-	6	-	3	-	3	-	3
27N	-	-	-	-	-	2	-	1	-	2	-	2	-	2
27S	-	-	-	-	-	5	-	2	-	3	-	4	-	5
28N	-	-	-	-	1	-	1	-	2	-	1	-	-	-
28S	-	-	-	-	-	6	-	9	-	7	-	6	-	7
29N	-	-	-	-	7	-	6	-	7	-	6	-	3	-
29S	-	-	-	-	-	3	-	2	-	3	-	3	-	3
30	-	4	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
31	7	-	-	11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
32	-	-	5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
37N	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	-	1
37S	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	1	-	1
38N	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-
38S	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	-	-	3
39	-	-	-	-	-	-	-	-	6	-	4	-	2	-
50	-	5	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
51	4	-	-	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
52	-	-	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Nombre total	59	26	47	70	67	87	61	79	71	68	59	74	38	72

Tous les traits utilisables étaient associés à une largeur médiane du filet (avec les quantiles de 1 à 99 %) de 13,4 m (11,3 à 15,7 m) et une distance médiane parcourue de 2,8 km (1,4 à 3,5km), ce qui a permis de calculer la superficie couverte par chaque trait. Les indices de

biomasse et les CV analytiques connexes pour le bocaccio ont été calculés pour l'ensemble de la région de Vancouver de la CIPPN et pour chacune des sous-régions connexes au Canada et aux États-Unis, à l'aide des estimations de superficie appropriées pour chaque strate et chaque année (Tableau B.6). Les strates qui n'ont pas fait l'objet d'un relevé régulier au cours des sept années en question ont été retirées de l'analyse (Tableau B.5 et Tableau B.6). Par conséquent, un ensemble comparable de données pour chaque année a pu être produit à partir des données restantes (Tableau B.7).

Les définitions des strates utilisées en 1980 et en 1983 étaient différentes de celles utilisées dans les relevés subséquents, en particulier dans les eaux canadiennes (Tableau B.7). Par conséquent, les indices canadiens de 1980 et de 1983 ont été ajustés en fonction du rapport entre la superficie totale des strates de ces années et celle des strates de l'année 1989 et des années suivantes ($9\,166\text{ km}^2/7\,399\text{ km}^2 = 1,24$). Il était donc possible de comparer la couverture des deux premiers relevés à celle des relevés réalisés à partir de 1989. De même, on a diminué légèrement les indices américains des relevés de 1980 et de 1983 ($4\,699\text{ km}^2/4\,738\text{ km}^2 = 0,99$) en utilisant cette méthode. La densité des traits était beaucoup plus élevée dans les eaux américaines, mais le nombre total de traits était à peu près le même pour chaque pays (Tableau B.7). En effet, la taille de la zone échantillonnée totale dans la région de Vancouver de la CIPPN était environ deux fois plus grande dans les eaux canadiennes que dans les eaux américaines (Tableau B.7). Il convient de noter que la limite nord de la zone de relevé variait d'une année à l'autre (voir Figure B.12 à Figure B.18), mais on a compensé cette différence en utilisant une zone de relevé constante pour toutes les années et en supposant que les taux de prise dans les zones non échantillonnées étaient les mêmes que dans la zone échantillonnée.

Tableau B.6. Définitions des strates par année utilisées dans le relevé triennal du NMFS pour séparer les résultats du relevé par pays et par zone de la CIPPN. Les strates en surbrillance grise sont celles qui ont été exclues de l'analyse finale, car elles ont fait l'objet d'une couverture incomplète au cours des sept années du relevé ou étaient situées à l'extérieur de la région de Vancouver de la CIPPN.

Année	N° de la strate	Superficie (km ²)	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Plage de profondeurs
1980	10	3537	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1980	11	6572	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1980	30	443	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	184 à 219 m
1980	31	325	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	184 à 219 m
1980	50	758	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	220 à 366 m
1980	51	503	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	220 à 366 m
1983	10	1307	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1983	11	2230	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1983	12	6572	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1983	30	66	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	184 à 219 m
1983	31	377	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	184 à 219 m
1983	32	325	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	184 à 219 m
1983	50	127	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	220 à 366 m
1983	51	631	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	220 à 366 m

Année	N° de la strate	Superficie (km ²)	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Plage de profondeurs
1983	52	503	Frontière canado-américaine	49°15	Can.	Vancouver	220 à 366 m
1989 et après	17N	1033	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	17S	3378	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	55 à 183 m
1989 et après	18N	159	47°50	48°20	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	18S	2123	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	19N	8224	48°20	49°40	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	19S	363	48°20	49°40	É.-U.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	27N	125	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	27S	412	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	184 à 366 m
1989 et après	28N	88	47°50	48°20	Can.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	28S	787	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	29N	942	48°20	49°40	Can.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	29S	270	48°20	49°40	É.-U.	Vancouver	184 à 366 m
1995 et après	37N	102	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	367 à 500 m
1995 et après	37S	218	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	367 à 500 m
1995 et après	38N	66	47°50	48°20	Can.	Vancouver	367 à 500 m
1995 et après	38S	175	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	367 à 500 m

Tableau B.7. Nombre de traits utilisables effectués et superficie échantillonnée dans la région de Vancouver de la CIPPN, séparée par la frontière internationale entre le Canada et les États-Unis. Les strates 18N, 28N, 37, 38 et 39 (Tableau B.6) ont été retirées de l'analyse parce qu'elles n'ont pas fait l'objet d'une couverture régulière au cours de la période de relevé. Toutes les strates présentes dans la région de Columbia de la CIPPN (17S et 27S; Tableau B.6) ont également été retirées. Le tableau présente 32 coups de filet infructueux, de façon séparée.

Année	Traits : eaux canadiennes			Traits : eaux américaines			Tous les traits			Couverture (km ²)		
	Traits utilisables	Coups infructueux	Nombre total	Traits utilisables	Coups infructueux	Nombre total	Traits utilisables	Coups infructueux	Nombre total	Can.	É.-U.	Nombre total
1980	48	11	59	23	3	26	71	14	85	7 399	4 738	12 137
1983	39	8	47	65	5	70	104	13	117	7 399	4 738	12 137
1989	63	2	65	55	-	55	117	3	120	9 166	4 699	13 865
1992	59	-	59	47	3	50	106	3	109	9 166	4 699	13 865
1995	62	-	62	35	-	35	97	-	97	9 166	4 699	13 865
1998	54	-	54	42	-	42	96	-	96	9 166	4 699	13 865
2001	36	-	36	37	-	37	73	-	73	9 166	4 699	13 865
Nombre total	361	21	382	304	11	315	664	33	697	-	-	-

Après le retrait des strates ayant fait l'objet d'une couverture irrégulière qui figurent dans le Tableau B.6, il restait 697 traits pour les sept années de relevé (Tableau B.7). On a déterminé que 32 traits supplémentaires étaient des « coups de filet infructueux » (Tableau B.7) après qu'un examinateur de la NOAA ayant participé à l'évaluation du stock de sébaste à queue jaune (MPO 2015) a signalé que des traits du premier relevé triennal avaient été désignés comme tels, car ceux-ci ne comprenaient aucun poisson ni aucun invertébré. Il a donc recommandé le retrait des traits en question de la procédure d'estimation.

B.4.2. Méthodes

On a analysé les données à l'aide des équations de la section B.1. Pour calculer la variance de ce relevé, on a présumé que la variance et les CPUE à l'intérieur d'une strate étaient égales, même pour les strates séparées par la frontière canado-américaine. La biomasse totale (B_{y_i}) dans une strate chevauchant cette frontière a été séparée entre les deux pays ($B_{y_{ic}}$) selon le rapport entre la superficie relative de la strate au sein de chaque pays :

$$\text{Éq. B.7} \quad B_{y_{ic}} = B_{y_i} \frac{A_{y_{ic}}}{A_{y_i}} .$$

où $A_{y_{ic}}$ = superficie (km²) au sein de chaque pays *c*, pour l'année *y* et la strate *i*.

La variance $V_{y_{ic}}$ pour cette partie de la strate *i* dans le pays *c* a été calculée en tant que proportion du rapport du carré de la superficie dans chaque pays *c* et de la superficie totale de la strate *i*. Cette hypothèse fait en sorte que les CV de la strate dans chaque pays sont les mêmes que ceux de l'ensemble de la strate :

$$\text{Éq. B.8} \quad V_{y_{ic}} = V_{y_i} \frac{A_{y_{ic}}^2}{A_{y_i}^2} .$$

On a utilisé la variance partielle $V_{y_{ic}}$ relative au pays *c* dans l'Éq. B.5 plutôt que la variance totale dans la strate V_{y_i} afin de calculer la variance de la biomasse totale dans les eaux canadiennes ou américaines. On a calculé les CV comme dans l'Éq. B.6.

On a ajusté les estimations de la biomasse dans l'Éq. B.4 et les erreurs-types connexes à une superficie couverte constante au moyen des rapports de superficie du relevé fournis dans le Tableau B.7. Cette étape était nécessaire pour ajuster les estimations de la biomasse au Canada pour les années 1980 et 1983, afin de tenir compte de la plus petite superficie couverte pendant ces années en comparaison avec les années de relevé subséquentes. On a donc multiplié les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes pour 1980 et 1983 par le rapport 1,24 (9 166 km²/7 399 km²) pour que la couverture de ces années soit équivalente à celle des activités de relevé effectuées à partir de 1989.

On a analysé les estimations de la biomasse selon la méthode bootstrap au moyen de 500 tirages aléatoires avec remplacement afin d'obtenir des intervalles de confiance à 95 % avec correction du biais (Efron 1982) pour chaque année et pour les deux régions (portion canadienne de la région de Vancouver et portion américaine de celle-ci), d'après la distribution des estimations de la biomasse et à l'aide des équations ci-dessus.

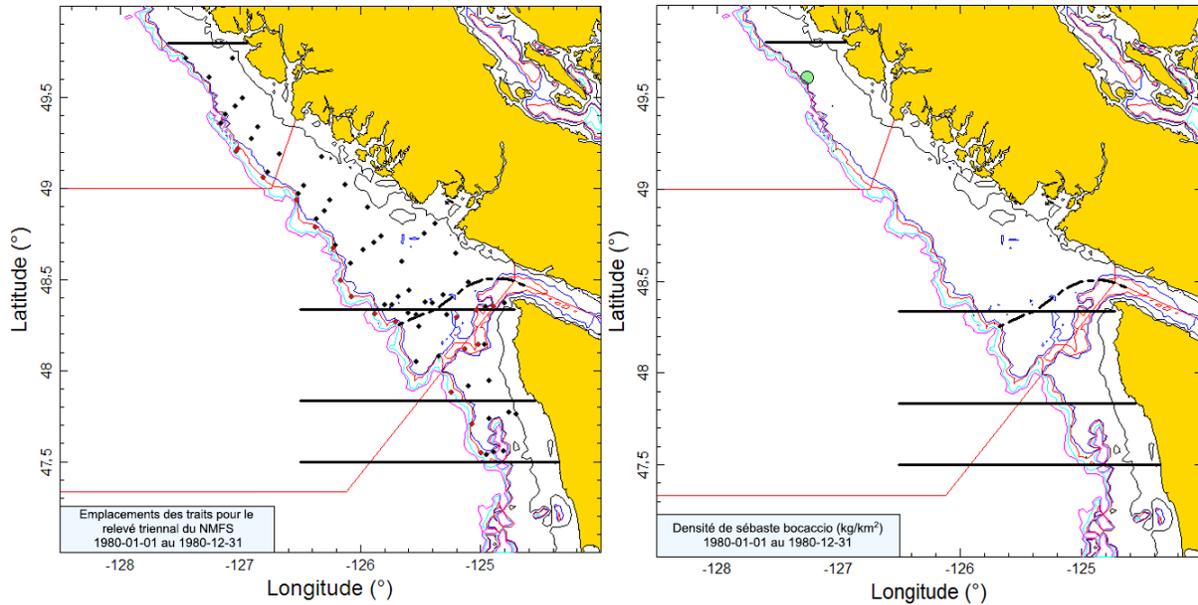


Figure B.12. Image de gauche : Représentation de l'emplacement des traits dans la région de Vancouver de la CIPPN pour le relevé triennal de 1980 du NMFS, mené dans les eaux américaines et canadiennes. Voici le code de couleurs correspondant aux emplacements des traits : noir = 55 à 183 m; rouge = 184 à 366 m. La ligne pointillée montre la position approximative de la frontière maritime entre le Canada et les États-Unis. Les lignes horizontales représentent les limites des strates : 47° 30', 47° 50', 48° 20' et 49° 50'. Les traits situés au sud de la ligne 47° 30' n'ont pas été inclus dans l'analyse. Image de droite : Les coups de filet infructueux ont été exclus (Tableau B.7). Image de droite : La taille des cercles dans la représentation de la densité a été ajustée pour toutes les années (1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998 et 2001); le plus grand cercle (220 761 kg/km²) datait de 1989 (eaux américaines). Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 3B, 3C et 3D.

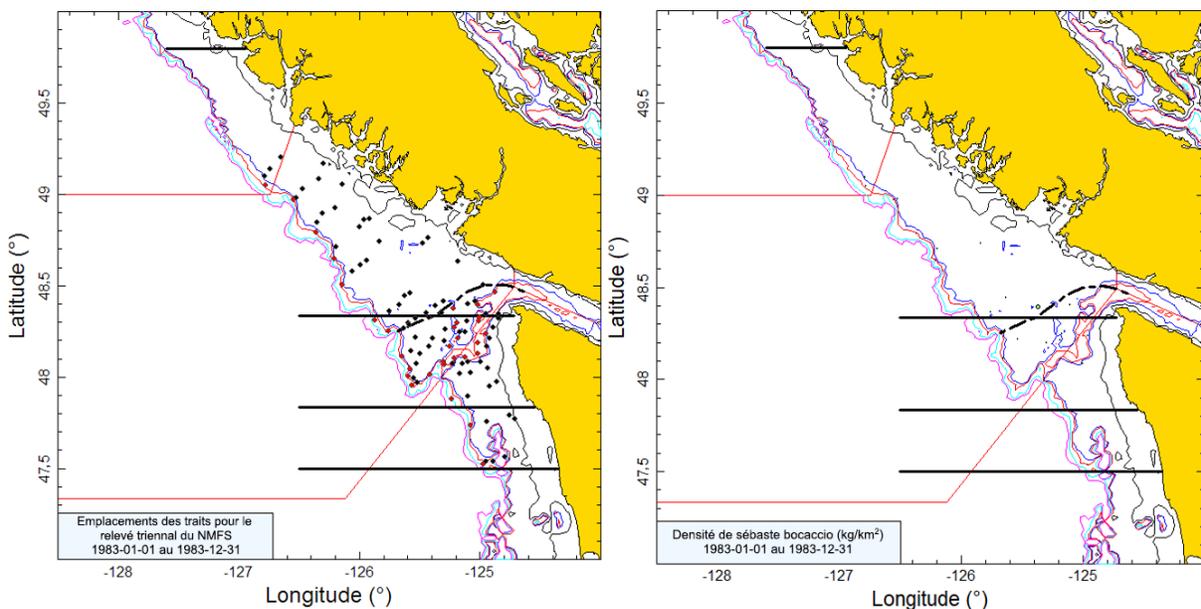


Figure B.13. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1983, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

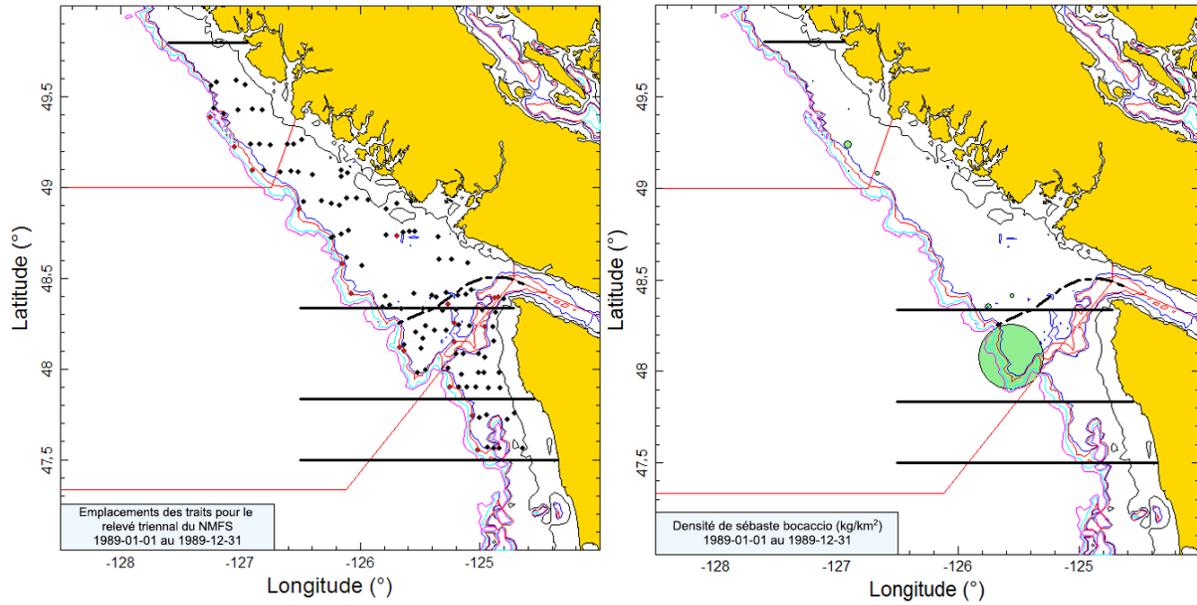


Figure B.14. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1989, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

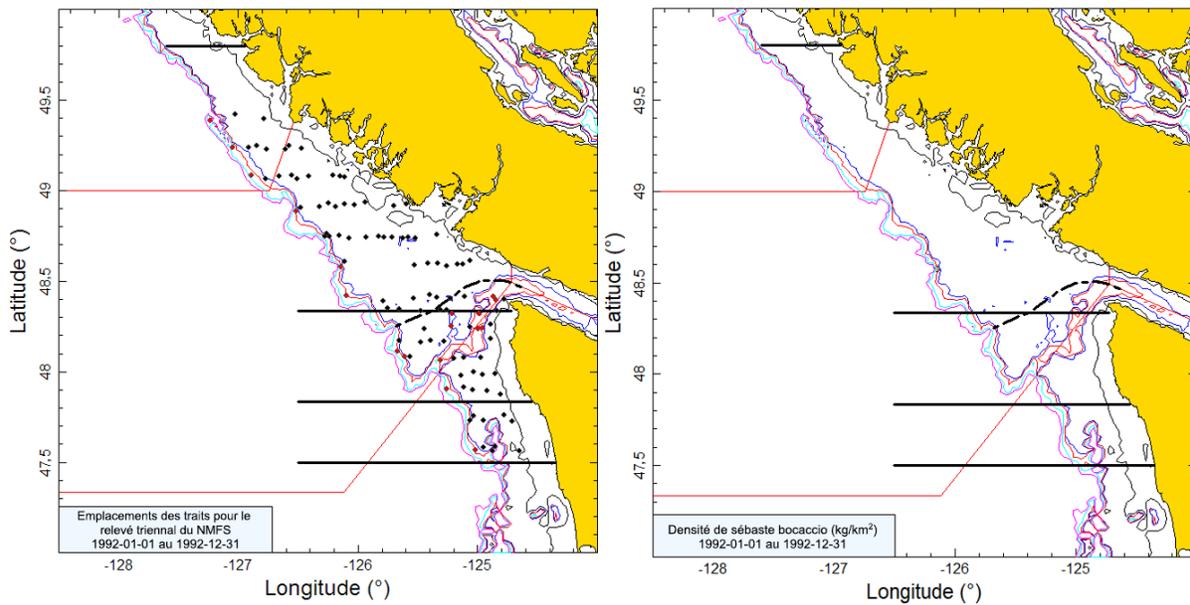


Figure B.15. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1992, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

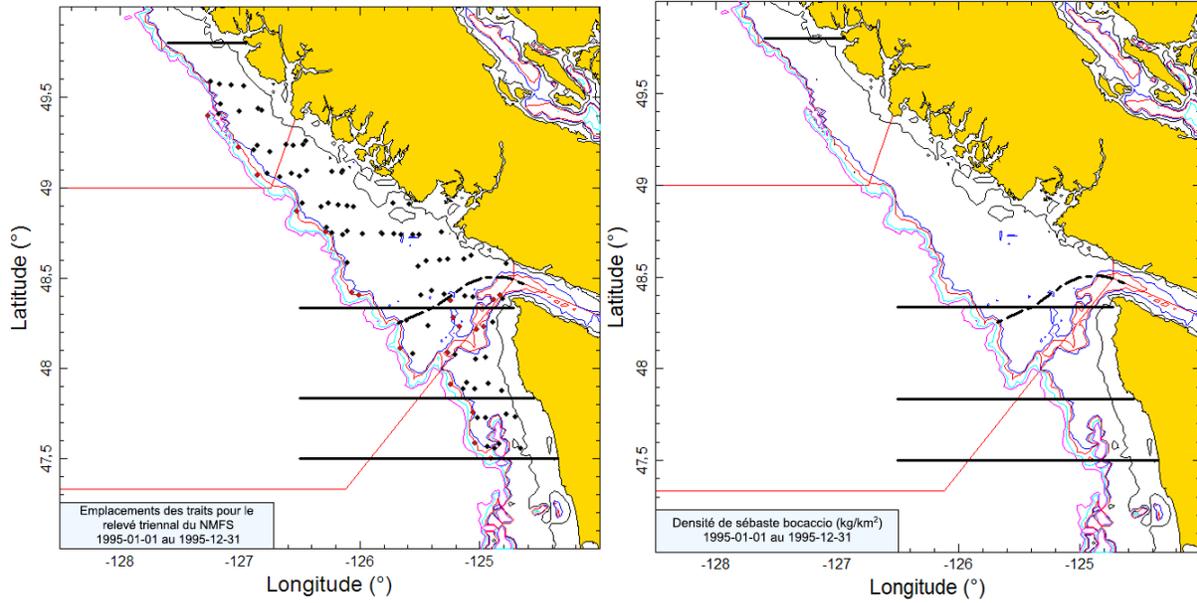


Figure B.16. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1995, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

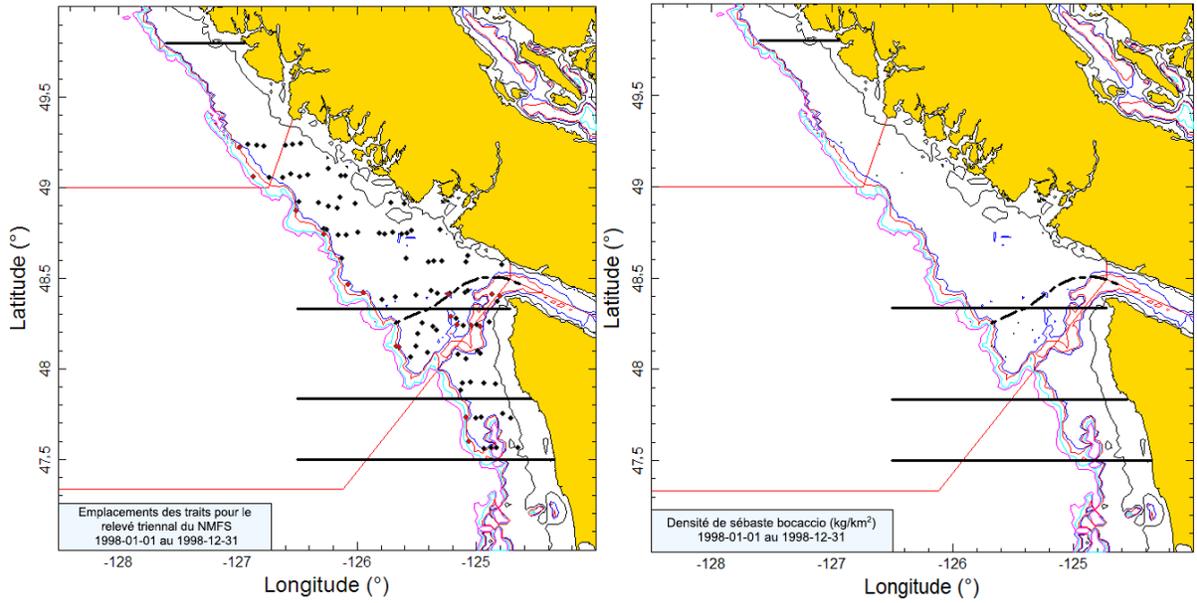


Figure B.17. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1998, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

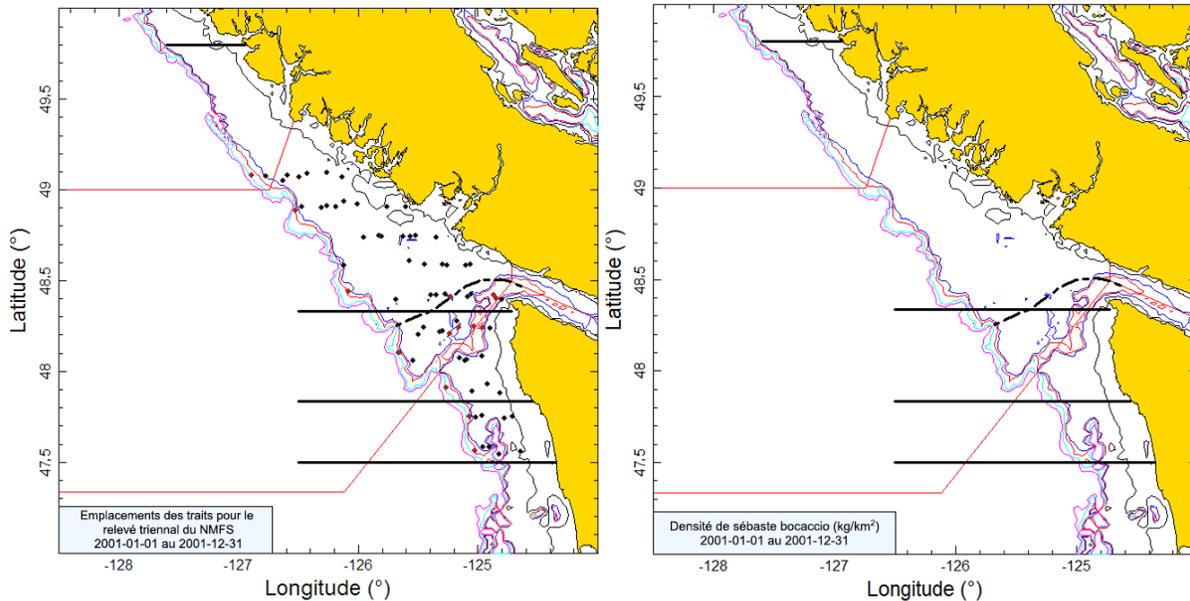
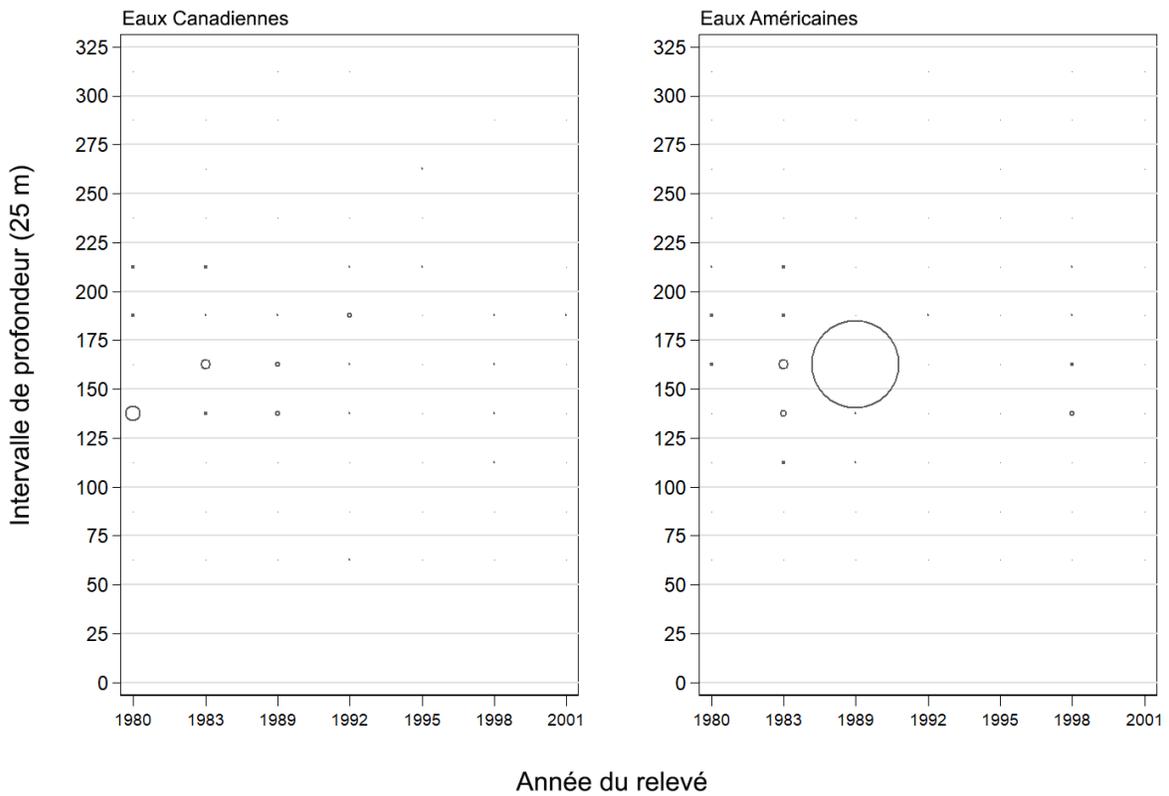


Figure B.18. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 2001, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

B.4.3. Résultats

Le nombre de bocaccios observés dans le cadre du relevé était très variable; le poids des prises médian pour les traits comprenant des bocaccios était de 6,4 kg et seulement six traits (sur 91 traits) comprenaient plus de 100 kg de bocaccios. Au cours des sept années du relevé, deux traits ont permis la capture d'une quantité extrêmement élevée de bocaccios; le premier trait, qui a été réalisé en 1980 au large de la baie Nootka et près de la lisière du plateau, comprenait plus de 1 500 kg de bocaccios (image de droite de la Figure B.12) et le second, qui a été réalisé en 1989 dans le canyon de Juan de Fuca, comprenait un peu moins de 9 000 kg de bocaccios (eaux américaines; image de droite de la Figure B.14). Les prises étaient généralement peu abondantes et relativement peu fréquentes; elles étaient réalisées à la lisière du plateau et dans le goulet profond situé à l'entrée du détroit de Juan de Fuca (p. ex., Figure B.12 et Figure B.14). La Figure B.19 montre que l'espèce était surtout présente à des profondeurs de 117 à 229 m (quantiles de 5 % et de 95 % du champ [bottom_depth]); seulement quatre individus ont été observés à des profondeurs supérieures à 229 m (la profondeur la plus importante était de 302 m), ce qui indique que la plage de profondeurs complète associée à l'espèce est étudiée par le relevé.



Taille du cercle maximal=8905 kg

Figure B.19. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) pour chaque année de relevé, selon des intervalles de profondeurs de 25 m, pour tous les traits (Tableau B.7) effectués dans les eaux canadiennes et américaines de la région de Vancouver de la CIPPN. Les prises sont représentées au milieu de l'intervalle.

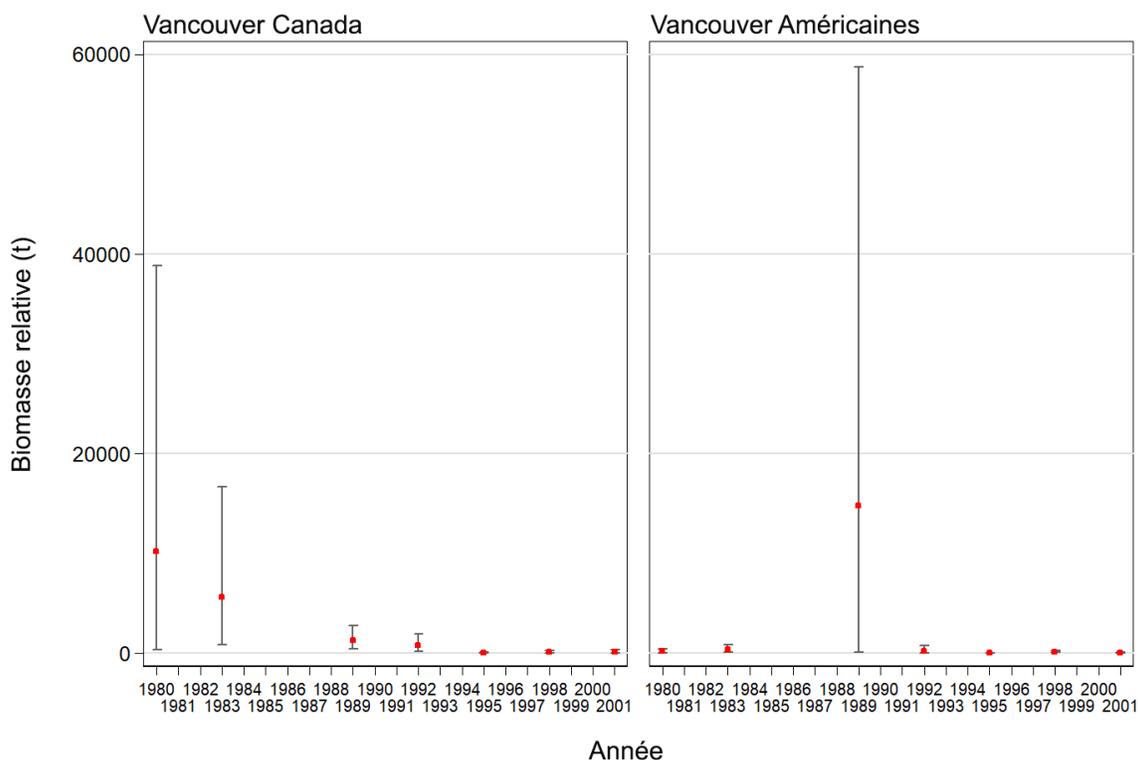


Figure B.20. Estimations de la biomasse de bocaccios capturés dans la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes seulement, eaux américaines seulement) et barres d'erreur de 95 % estimées à partir de 500 tirages aléatoires avec remplacement analysés selon la méthode bootstrap.

Tableau B.8. Deux séries d'estimations de la biomasse de bocaccios capturés dans la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes; eaux américaines) et intervalles de confiance à 95 % fondés sur la distribution de la biomasse analysée selon la méthode bootstrap. Les estimations réalisées selon cette méthode sont fondées sur 500 tirages aléatoires avec remplacement.

Série d'estimations	Année	Biomasse (Éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne	Biomasse à la limite inférieure	Biomasse à la limite supérieure	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
Portion canadienne de la région de Vancouver	1980	10 179	9 645	347	38 784	0,950	0,942
	1983	5 592	5 433	875	16 632	0,699	0,689
	1989	1 320	1 280	395	2 754	0,456	0,456
	1992	794	803	151	1 918	0,618	0,652
	1995	65	65	13	128	0,455	0,467
	2001	143	139	43	262	0,410	0,403
Portion américaine de la région de Vancouver	2001	120	115	0	360	0,789	0,798
	1980	174	173	0	438	0,588	0,610
	1983	372	363	117	808	0,476	0,459
	1989	14 774	15 930	87	58 732	0,912	0,991
	1992	224	153	28	747	0,879	0,670
	1995	11	11	1	30	0,662	0,629
	1998	140	124	70	255	0,370	0,365
2001	27	25	0	94	0,973	0,955	

Les deux traits ayant permis la capture d'un nombre extrêmement élevé de bocaccios ont produit des estimations de la biomasse élevées pour les années et les régions correspondantes, mais ces estimations étaient associées à des erreurs relatives très élevées (Figure B.20; Tableau B.8). Étant donné que le trait important dans les eaux canadiennes a été effectué lors de la première année du relevé, il y a une tendance à la baisse apparente dans la série canadienne lorsque ce trait est associé aux valeurs relativement élevées du relevé de 1983. Le trait important dans les eaux américaines dépasse toutes les autres estimations de la biomasse de part et d'autre de la frontière, surtout compte tenu des barres d'erreur élevées. Il convient de noter que les estimations calculées selon la méthode bootstrap pour l'erreur relative ne comportent aucune incertitude quant à l'accroissement du rapport nécessaire pour qu'on puisse comparer les estimations des relevés de 1980 et de 1983 à celles des relevés à partir de 1989. Il est donc probable que l'incertitude réelle pour cette série soit encore plus élevée que celle estimée.

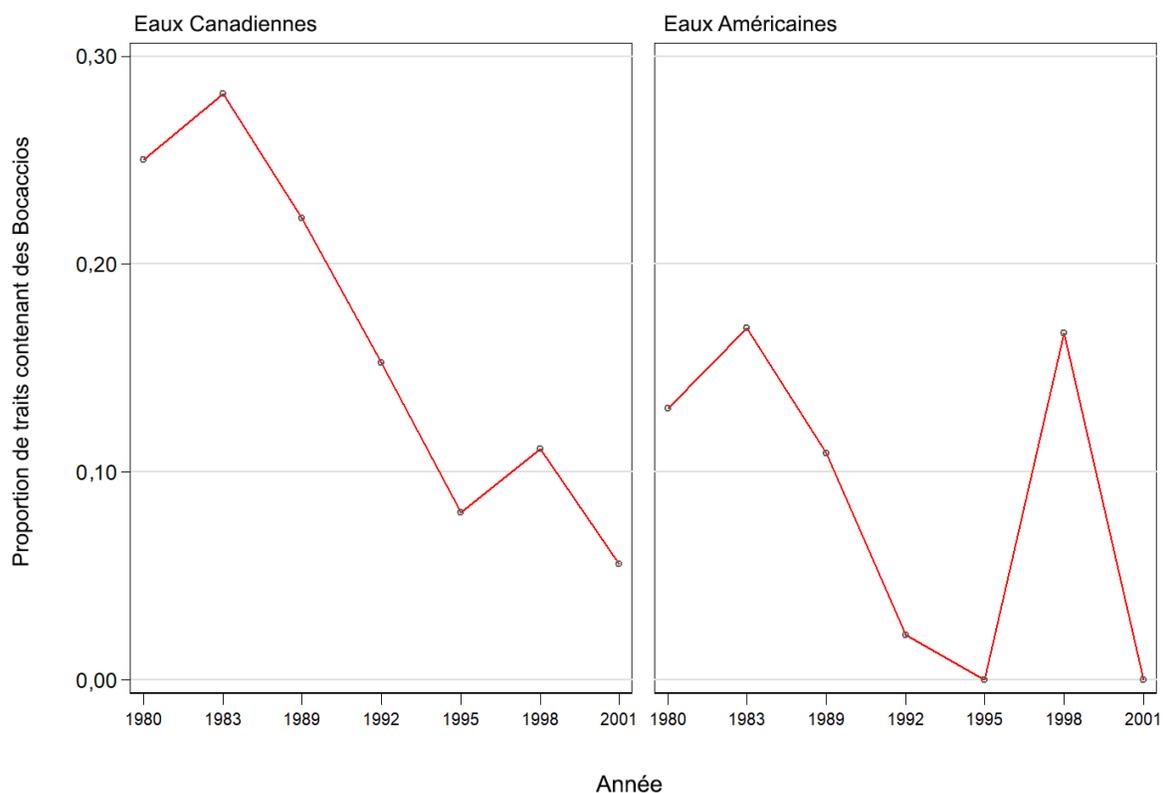


Figure B.21. Proportion de traits contenant des bocaccios par année dans la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes et américaines).

Sur près de 665 traits valides, seulement 87 contenaient des bocaccios (13 %), et la moitié de ceux-ci en contenaient moins de 6,4 kg. La proportion de traits qui contenaient des bocaccios était plus faible dans les eaux américaines que dans les eaux canadiennes; les proportions américaines par année variaient de 0 à 17 % (moyenne de 8,5 %), alors que les valeurs canadiennes équivalentes variaient de 6 à 28 % (moyenne de 16 %) (Figure B.21). L'incidence du bocaccio dans les eaux canadiennes pour ce relevé était semblable à celle du relevé synoptique mené dans les années 2000 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Dans ce dernier, l'incidence moyenne correspondait à 15 % (plage : 5 à 29 %) des traits qui contenaient des bocaccios.

Les sept indices du relevé triennal de la portion canadienne de la région de Vancouver couvrant la période de 1980 à 2001 ont été utilisés comme des indices d'abondance dans le modèle d'évaluation des stocks (décrit à l'annexe F).

B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE

B.5.1. Sélection des données

Ce relevé a été exécuté à dix reprises lors de la période de 2003 à 2019 dans le bassin de la Reine-Charlotte, situé entre l'extrémité supérieure de l'île de Vancouver et la partie sud de l'île Moresby et s'étendant dans la partie inférieure du détroit d'Hécate, entre l'île Moresby et le continent. Il était divisé entre deux grandes strates de superficie correspondant approximativement aux régions de la CPMP 5A et 5B, et comprenait aussi une partie de la zone 5C (toutes les positions initiales des traits valides sont représentées par année de relevé sur la Figure B.22 à la Figure B.29). Chacune de ces strates de superficie a été divisée en quatre strates de profondeurs : 50 à 125 m; 125 à 200 m; 200 à 330 m; 330 à 500 m (Tableau B.9).

Tableau B.9. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et par strate de profondeurs pour le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019. La superficie de chaque strate du relevé de 2019 et le navire ayant réalisé le relevé sont également présentés, par année de relevé.

Année	Navire	Strates de profondeurs – Sud				Strates de profondeurs – Nord				Nombre total de traits ¹
		50 à 125	125 à 200	200 à 330	330 à 500	50 à 125	125 à 200	200 à 330	330 à 500	
2003	<i>Viking Storm</i>	29	56	29	6	5	39	50	19	233
2004	<i>Viking Storm</i>	42	48	31	8	20	38	37	6	230
2005	<i>Viking Storm</i>	29	60	29	8	8	45	37	8	224
2007	<i>Viking Storm</i>	33	61	24	7	19	56	48	7	255
2009	<i>Viking Storm</i>	34	60	28	8	10	44	43	6	233
2011	<i>Nordic Pearl</i>	38	67	24	8	10	51	45	8	251
2013	<i>Nordic Pearl</i>	32	65	29	10	9	46	44	5	240
2015	<i>Frosti</i>	30	65	26	4	12	49	44	8	238
2017	<i>Nordic Pearl</i>	36	57	29	8	12	51	40	7	240
2019	<i>Nordic Pearl</i>	35	62	26	9	15	52	35	8	242
Superficie (km ²) ²		5 012	5 300	2 640	528	1 740	3 928	3 664	1 236	24 048 ²

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6

² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2019

Tableau B.10. Nombre de valeurs manquantes concernant l'écartement des panneaux, par année, pour le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 2003 et 2019, ainsi que le nombre d'observations disponibles sur l'écartement des panneaux et la valeur moyenne connexe pour chaque année du relevé.

Année	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec valeurs d'écartement des panneaux ²	Écartement moyen des panneaux (m) utilisé pour les traits sans valeur d'écartement ²
2003	13	236	72,1
2004	8	267	72,8
2005	1	258	74,5
2007	5	262	71,8
2009	2	248	71,3
2011	30	242	67,0
2013	42	226	69,5
2015	0	249	70,5
2017	1	264	64,7
2019	8	264	62,9
Nombre total	110	2 516	69,7

¹ Traits valides pour l'estimation de la biomasse seulement ² Comprend les traits non utilisés pour l'estimation de la biomasse

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de bocaccios pour l'écartement moyen des panneaux pour le trait et la distance parcourue. Le champ de la distance parcourue [distance travelled] est un champ de la base de données; les valeurs sont calculées directement à partir de la trajectoire d'un trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Éq. B.3. On utilisait une valeur calculée ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur du champ [distance travelled] était manquante, mais on a seulement utilisé cette valeur calculée à deux reprises pour les dix années du relevé au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des panneaux pour une année de relevé (110 valeurs pour toutes les années, Tableau B.10) afin de remplir le champ [doorspread] lorsque la valeur de l'écartement était manquante.

B.5.2. Résultats

Jusqu'au relevé de 2017, le bocaccio semblait largement réparti dans le bassin de la Reine-Charlotte, mais sa présence semblait sporadique étant donné que des prises ont été effectuées dans l'ensemble de l'empreinte du relevé, mais qu'un faible nombre de bocaccios ont été capturés (Figure B.22 à Figure B.29). À partir de 2017, la distribution spatiale des prises de bocaccios s'est accrue de façon importante par rapport aux années précédentes (Figure B.30). L'examen des fréquences selon la longueur pour ces prises (voir la section 2.4 de l'annexe D) a montré le recrutement associé à une nouvelle cohorte d'individus d'âge 1 (compte tenu de la longueur modale). Cette nouvelle cohorte n'a eu aucune incidence apparente sur l'estimation de la biomasse de 2017, mais à partir du relevé biennal suivant de 2019, la présence de la cohorte de 2016 était visible comme une importante distribution de taux de prises élevés dans toute la zone couverte par le relevé (Figure B.31). La plupart des prises de bocaccios ont été effectuées dans une petite plage de profondeurs (127 à 210 m : quantiles de 5 à 95 % pour toutes les observations où le poids de bocaccios était positif); il y a eu une seule observation à une profondeur supérieure à 300 m (Figure B.32).

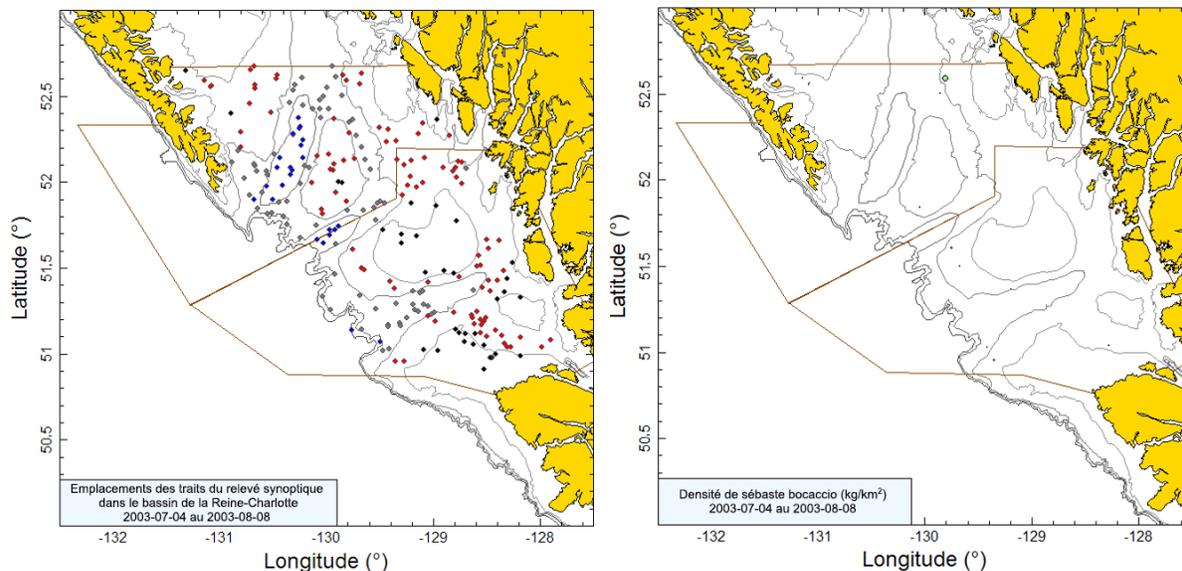


Figure B.22. Emplacements des traits valides (noir : strate de 50 à 125 m; rouge : strate de 126 à 200 m; gris : strate de 201 à 330 m; bleu : strate de 331 à 500 m) et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2003 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2003 à 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017 et 2019); le plus grand cercle (6 128 kg/km²) datait de 2019. Les limites séparent les strates de superficie nord et sud.

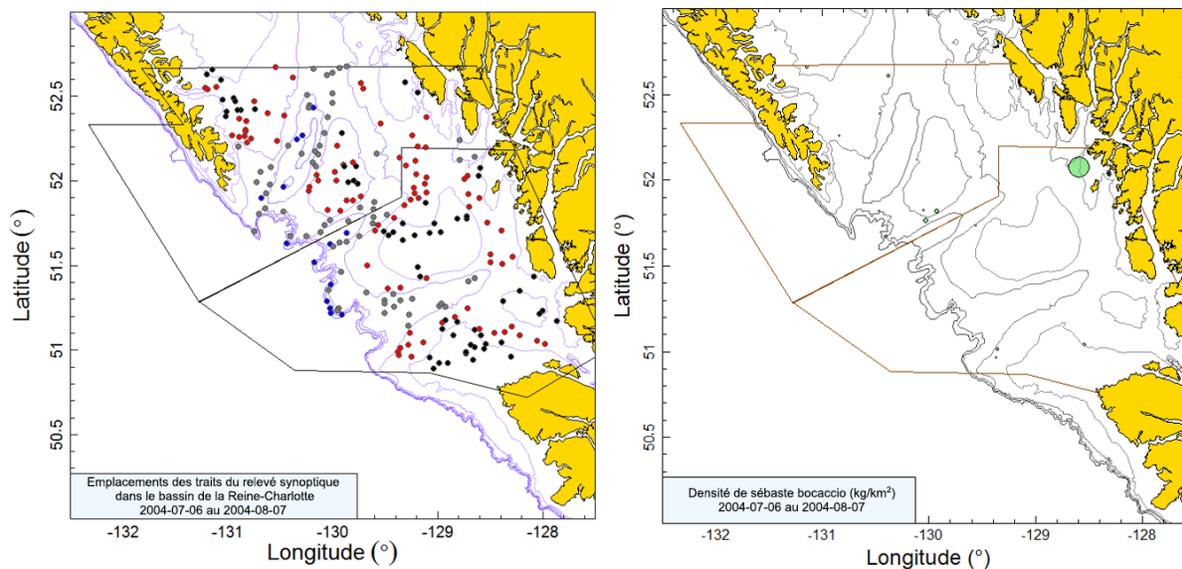


Figure B.23. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2004 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

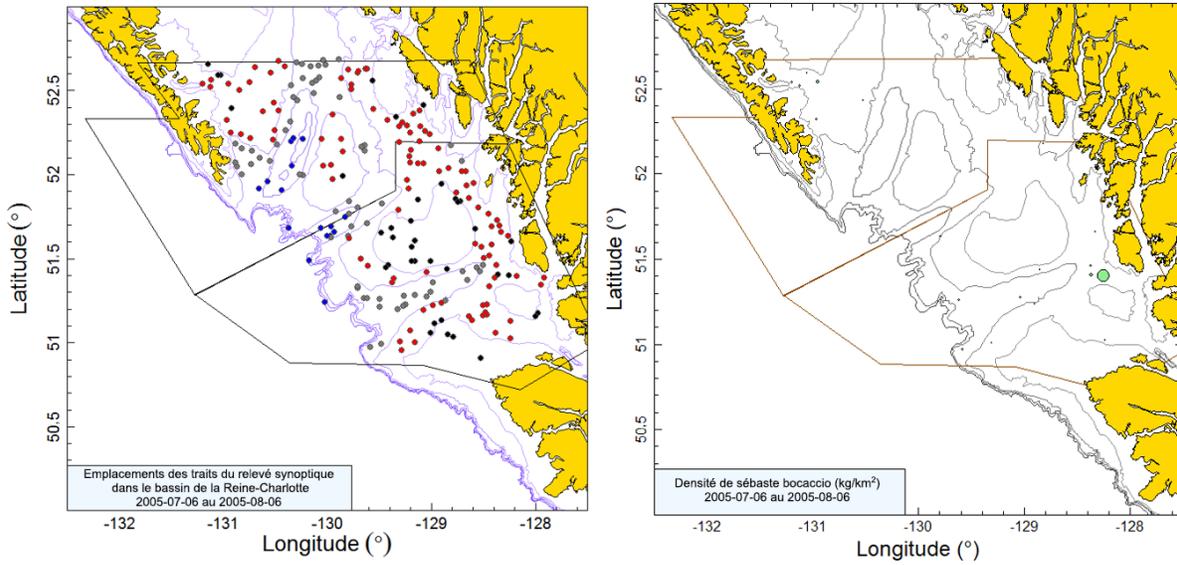


Figure B.24. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2005 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

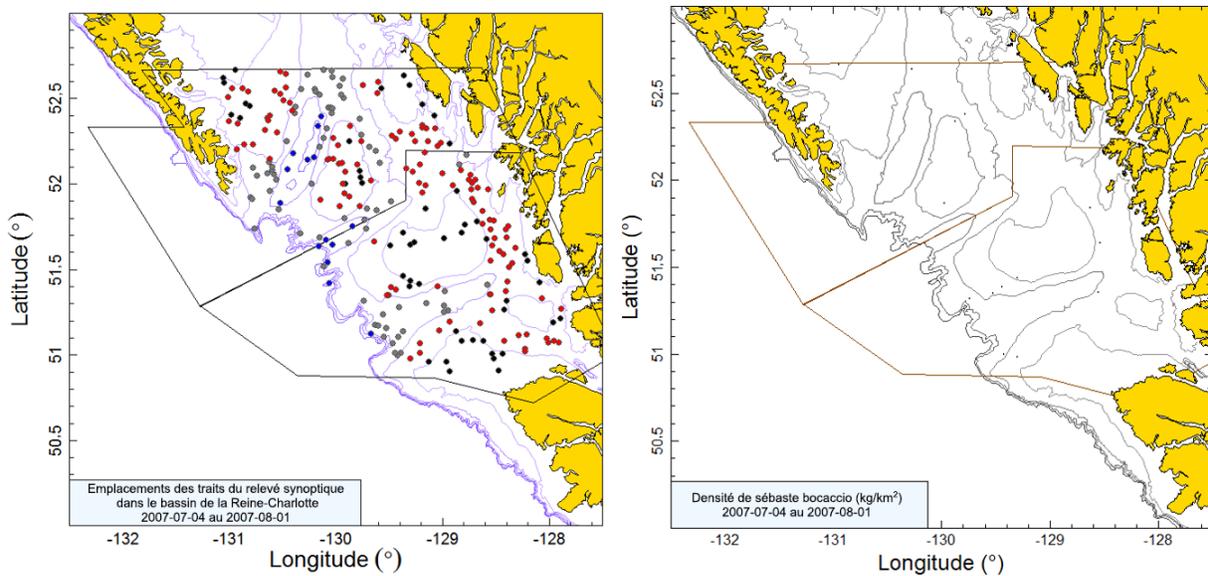


Figure B.25. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2007 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

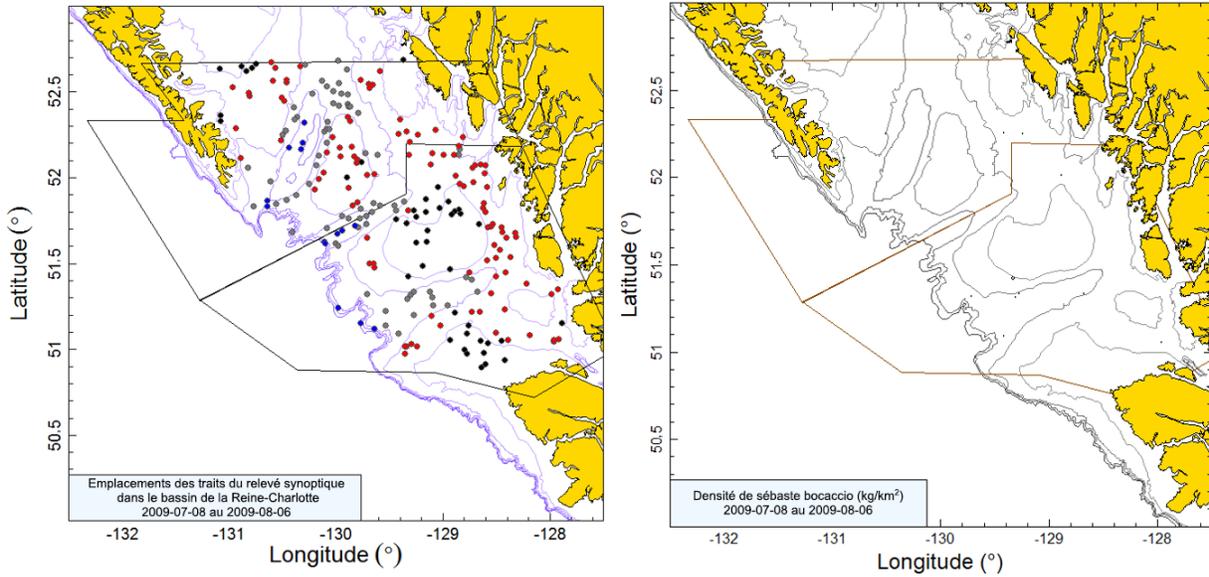


Figure B.26. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2009 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

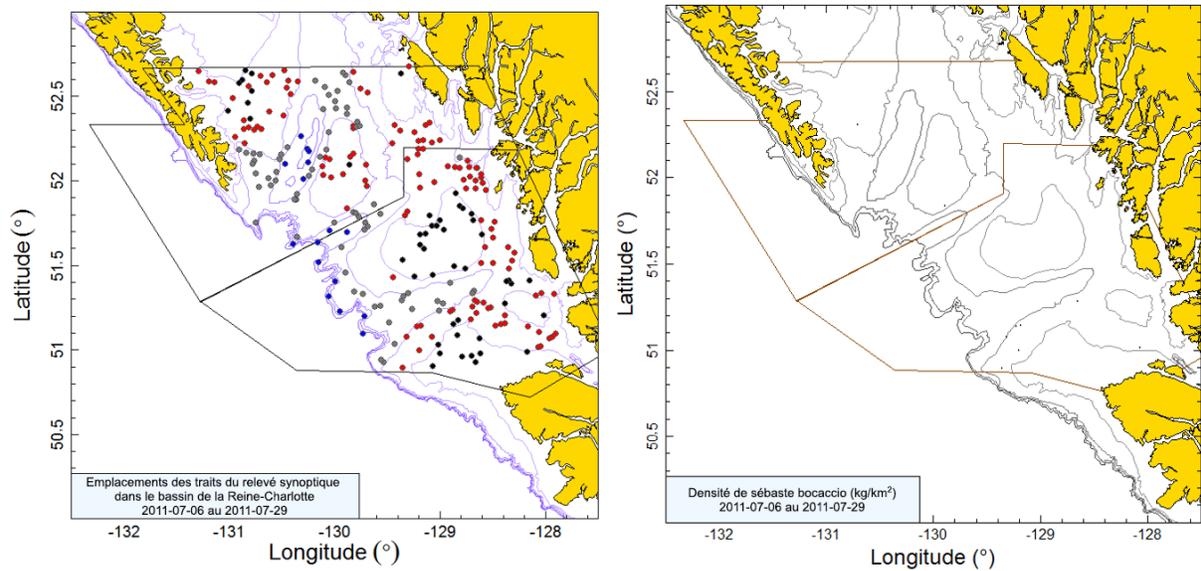


Figure B.27. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2011 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

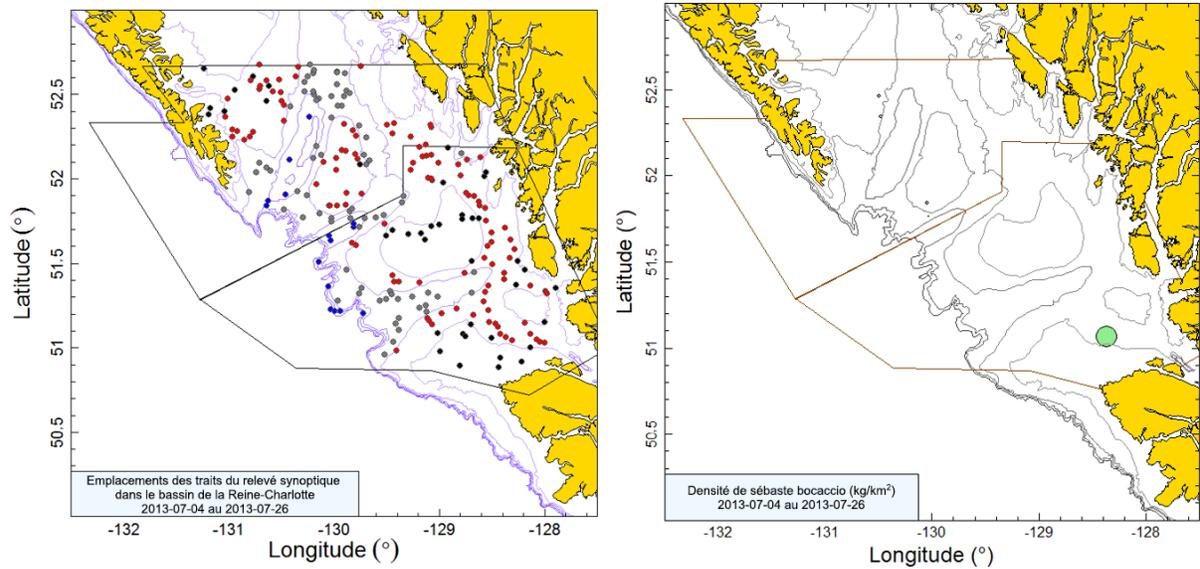


Figure B.28. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2013 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

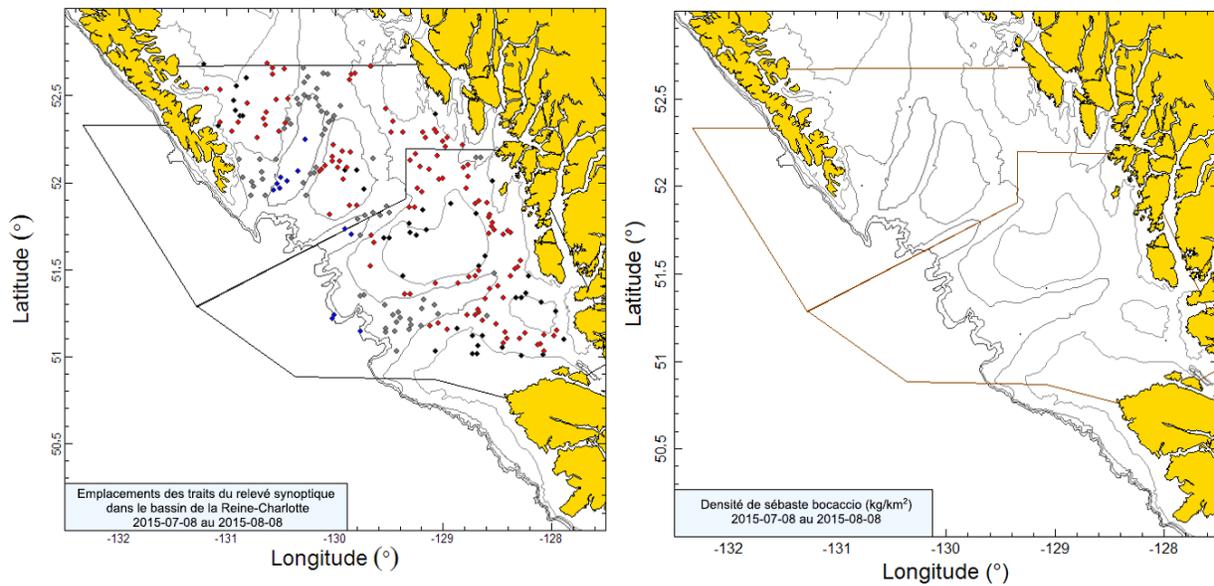


Figure B.29. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2015 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

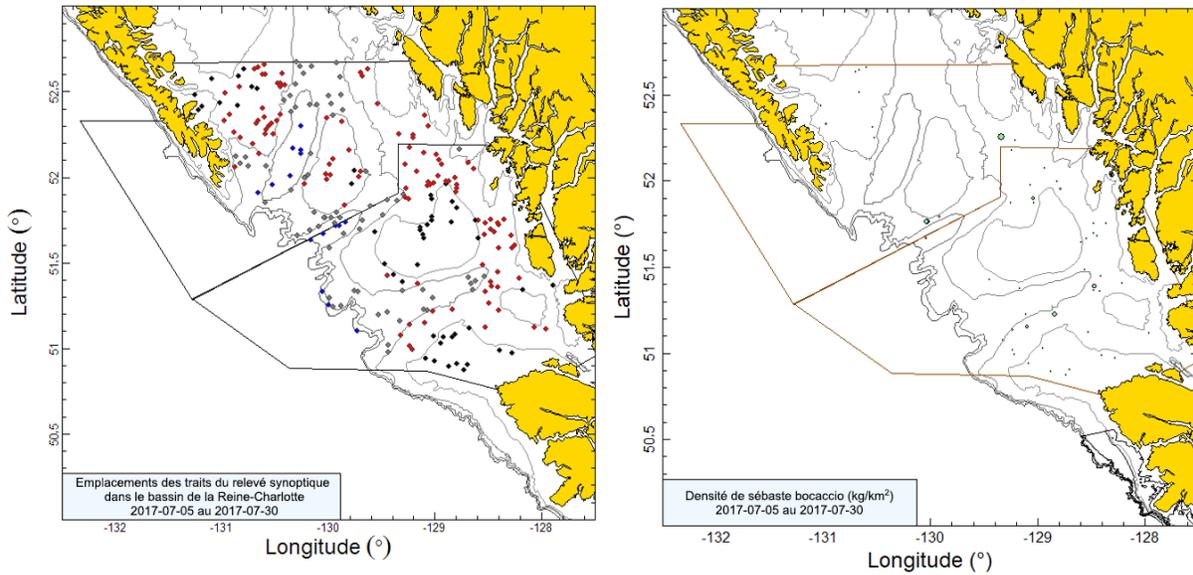


Figure B.30. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2017 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

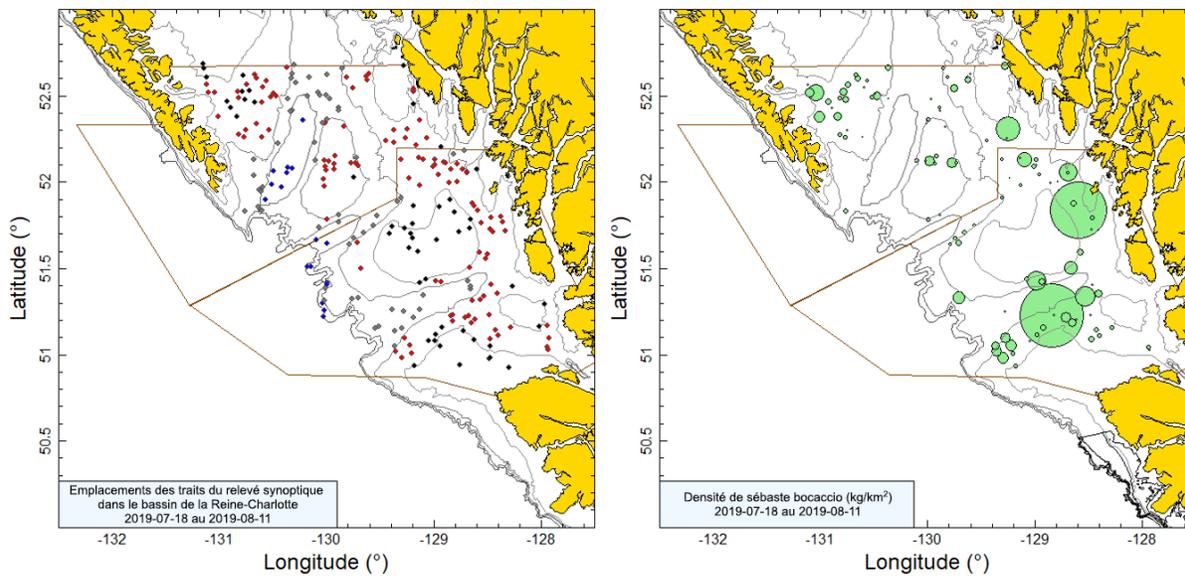


Figure B.31. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2019 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.22).

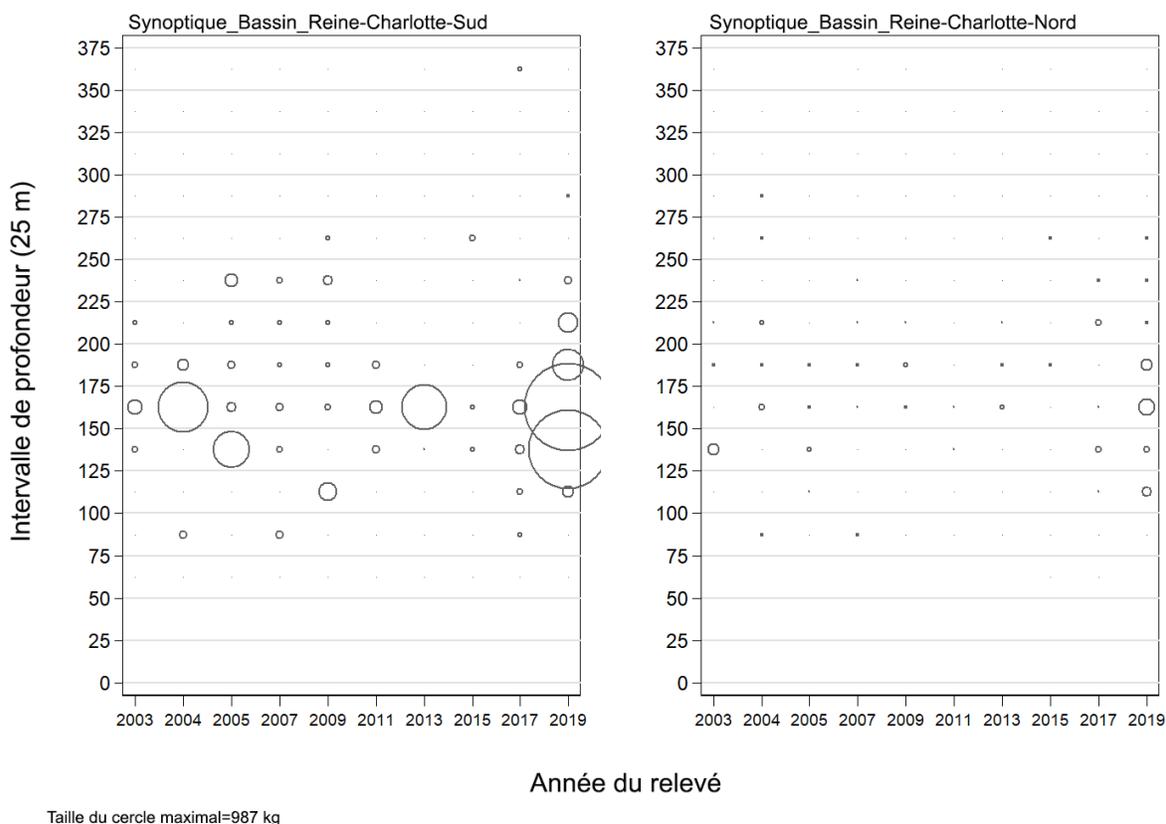


Figure B.32. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) observées dans les traits utilisés pour l'estimation de la biomasse, qui proviennent de deux strates de superficie principale du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.9), par année de relevé, selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 987 kg observée dans l'intervalle de 150 à 175 m de la strate sud en 2019. Les quantiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution empirique de la profondeur initiale des traits ciblant le bocaccio sont de 106 m et de 259 m, respectivement.

Tableau B.11. Estimations de la biomasse du bocaccio provenant du relevé synoptique au chalut mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction de biais et les CV connexes sont fondés sur 500 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
2003	108	105	30	282	0,594	0,605
2004	313	302	45	884	0,763	0,781
2005	298	275	64	818	0,721	0,711
2007	47	47	22	86	0,345	0,353
2009	89	88	20	221	0,609	0,623
2011	36	35	15	78	0,429	0,436
2013	183	194	8	621	0,872	0,896
2015	21	21	6	42	0,435	0,457
2017	82	80	45	133	0,286	0,278
2019	1 671	1 688	640	3 084	0,383	0,400

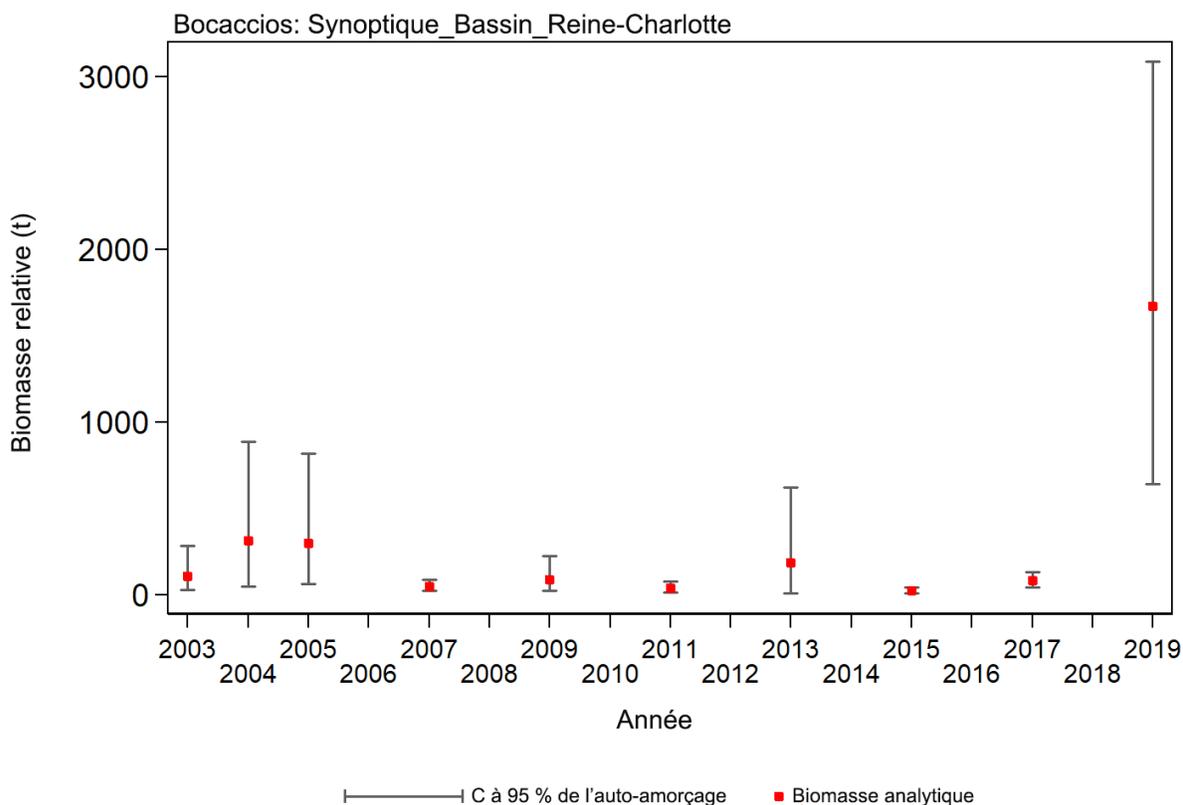


Figure B.33. Graphique des estimations de la biomasse du bocaccio (valeurs fournies dans le Tableau B.11) selon le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 500 répétitions selon la méthode bootstrap, sont présentés.

Les estimations de la biomasse du bocaccio en fonction de l'écartement des panneaux étaient très faibles au cours des neuf premières années du relevé. Ensuite, la biomasse a subi une hausse extrêmement marquée en 2019, qui peut être attribuable à l'importante cohorte de 2016 (voir la section 2.4 de l'annexe D; Tableau B.11; Figure B.33). Les erreurs relatives estimées étaient généralement élevées, variant de 0,29 à 0,87, mais l'erreur relative associée à l'augmentation récente de la biomasse de 0,38 était l'une des moins élevées de la série chronologique (Tableau B.11). Pour la strate du sud, 2 à 42 % des traits contenaient des bocaccios et pour la strate du nord, 2 à 46 % en contenaient. La proportion de prises la plus élevée était issue du recrutement associé à l'importante cohorte de 2016 (Figure B.34). Dans l'ensemble, 251 des 2 286 traits valides effectués dans le cadre du relevé (10,5 %) contenaient des bocaccios; pour les strates nord et sud, la proportion moyenne de traits non nuls variait de 9 à 11 %. Le poids médian des prises pour les traits positifs était de 4,0 kg/trait pour les dix relevés, et le poids maximal des prises était de 832 kg, valeur associée à un trait du relevé de 2019.

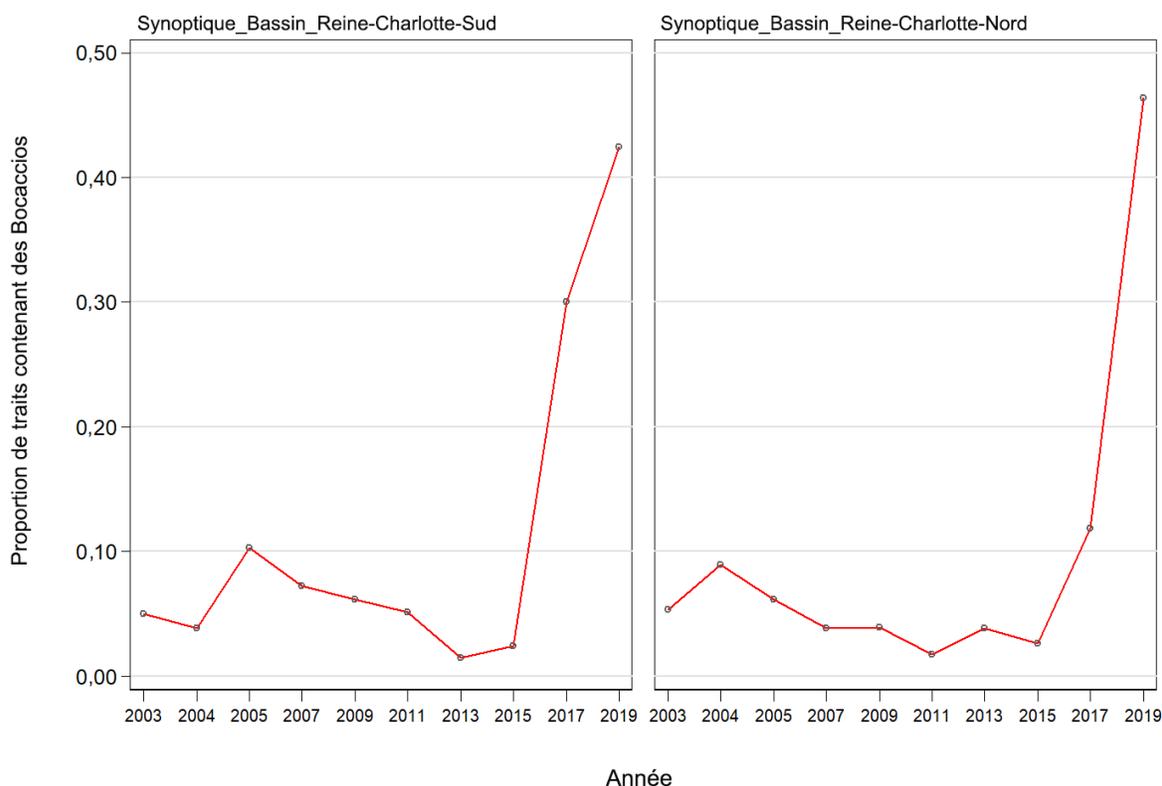


Figure B.34. Proportion de traits qui contenaient des bocaccios, par strate et par année, selon le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019.

B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

B.6.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué à sept reprises au cours de la période de 2004 à 2016. Il a été mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver au moyen du navire de recherche *W.E. Ricker*. Un huitième relevé a été mené en 2018 au moyen du navire de recherche *Nordic Pearl*, en raison de la mise hors service du *W.E. Ricker*. Le relevé comprend une seule strate de surface, séparée en quatre strates de profondeurs : 50 à 125 m; 125 à 200 m; 200 à 330 m; 330 à 500 m (Tableau B.12). Pour chaque relevé, environ 150 à 200 zones de 2 km² ont été choisies au hasard parmi les quatre strates de profondeurs (Olsen *et al.*, 2008).

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux a été calculée pour chaque trait à partir des prises de bocaccios, de l'écartement moyen des panneaux pour ce trait et de la distance parcourue (éq. B.3). La distance parcourue a été fournie sous la forme d'un champ de données, déterminé directement à partir des renseignements sur la trajectoire du navire recueillis pendant le trait. Il ne manquait que deux valeurs dans ce champ (pour les années 2004 et 2010), qu'on a calculées en multipliant la vitesse du navire par la durée pendant laquelle le filet a été tiré. Il manquait un grand nombre de valeurs pour le champ de l'écartement des panneaux, qu'on a calculées à l'aide de l'écartement moyen pour l'année du relevé ou d'une valeur par défaut de 64,6 m pour les trois années sans données sur l'écartement des panneaux (Tableau B.13). La valeur par défaut est fondée sur la moyenne de l'écartement des panneaux observé à partir de

l'appareil de mesure du filet, calculée sur l'ensemble des années pour lesquelles on dispose d'estimations sur ce paramètre.

Tableau B.12. Désignation des strates et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année où le relevé synoptique a été mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. La superficie de chaque strate en 2018 et les dates de début et de fin relatives à chaque relevé sont également présentées.

Année de relevé	Intervalle de profondeur de la strate				Nombre total de traits ¹	Traits non utilisables	Date de début	Date de fin
	50 à 125 m	125 à 200 m	200 à 330 m	330 à 500 m				
2004	34	34	13	8	89	17	2004-05-26	2004-06-09
2006	61	62	28	13	164	12	2006-05-24	2006-06-18
2008	54	50	32	23	159	19	2008-05-27	2008-06-21
2010	58	47	22	9	136	8	2010-06-08	2010-06-28
2012	60	46	25	20	151	6	2012-05-23	2012-06-15
2014	55	49	29	13	146	7	2014-05-29	2014-06-20
2016	54	41	26	19	140	7	2016-05-25	2016-06-15
2018	69	64	36	21	190	12	2018-05-19	2018-06-12
Superficie (km ²)	5 716	3 768	708	572	10 764 ²	-	-	-

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6

² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2018

Tableau B.13. Nombre de traits avec et sans la mesure de l'écartement des panneaux, par année de relevé, pour le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les valeurs moyennes de l'écartement des panneaux des traits pour lesquels on dispose de mesures sont fournies.

Année de relevé	Nombre de traits		Écartement moyen (m)
	Sans mesure de l'écartement	Avec mesures de l'écartement	
2004	89	0	-
2006	96	69	64,3
2008	58	107	64,5
2010	136	0	-
2012	153	0	-
2014	14	139	64,3
2016	0	147	65,5
2018	0	202	64,3
Tous les relevés	546	664	64,6

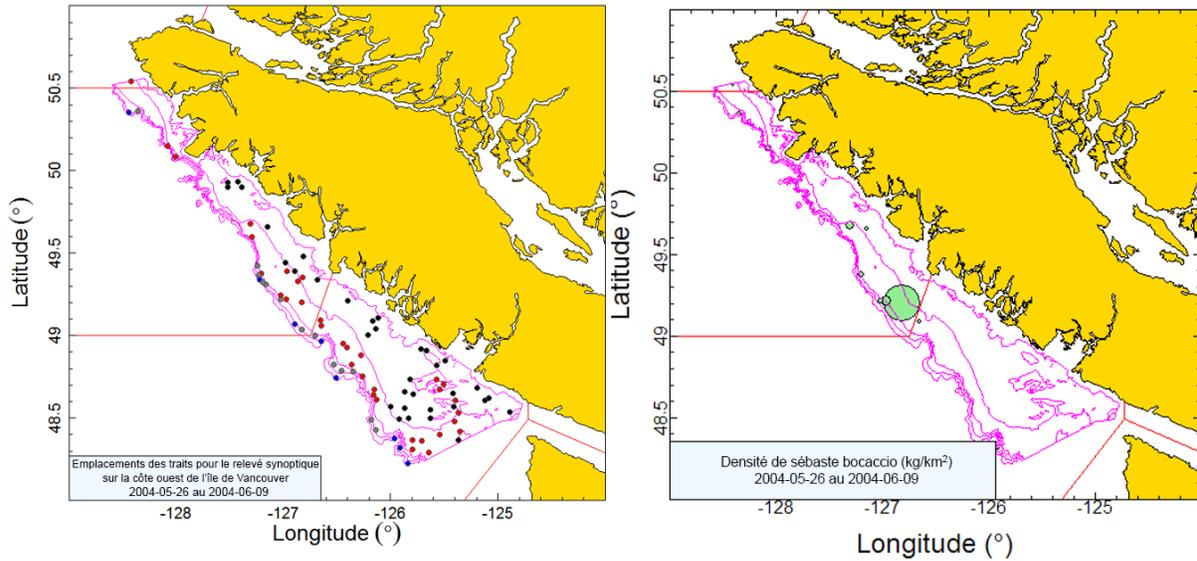


Figure B.35. Emplacements des traits valides (noir : strate de 50 à 125 m; rouge : strate de 126 à 200 m; gris : strate de 201 à 330 m; bleu : strate de 331 à 500 m) et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2004 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016 et 2018); le plus grand cercle (4 317 kg/km²) datait de 2018. Les lignes pleines rouges indiquent les limites des zones de la CPMP 3C, 3D et 5A.

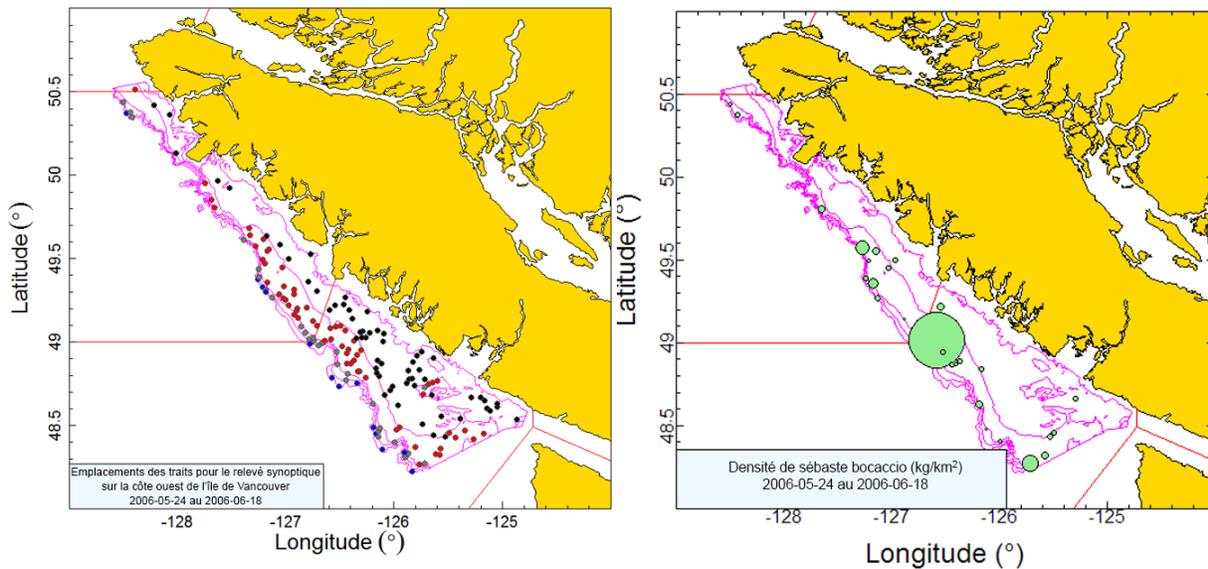


Figure B.36. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2006 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

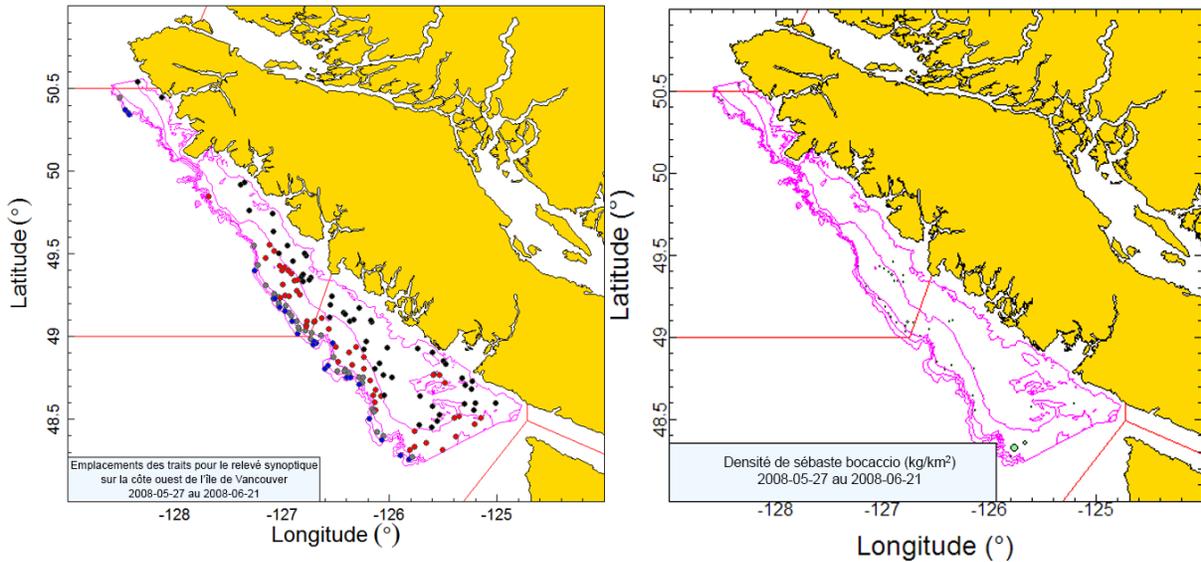


Figure B.37. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2008 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

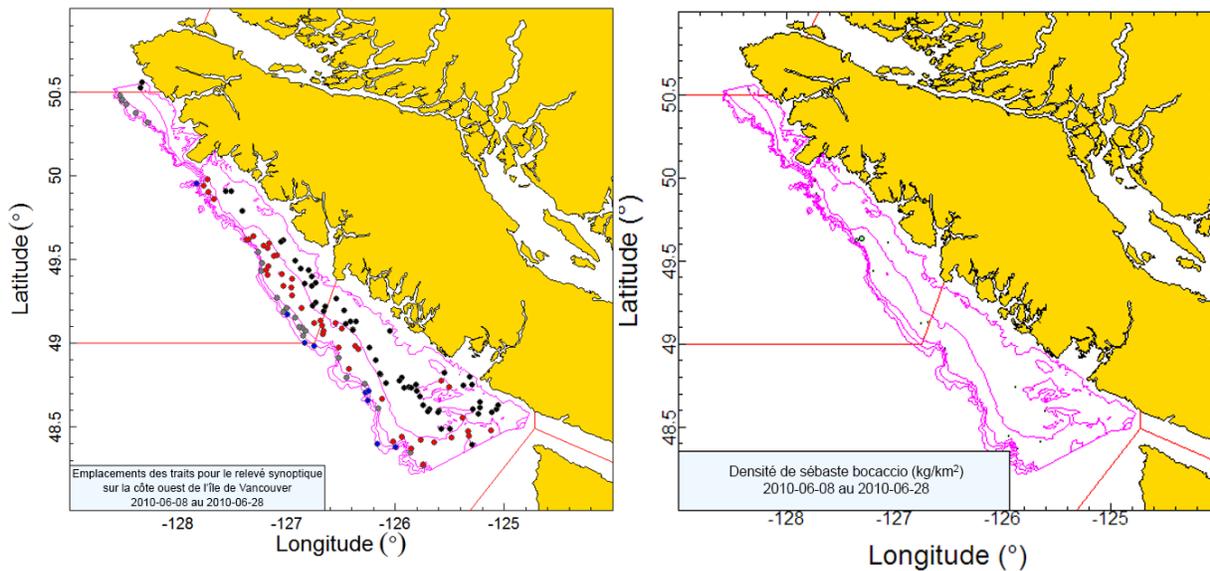


Figure B.38. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2010 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

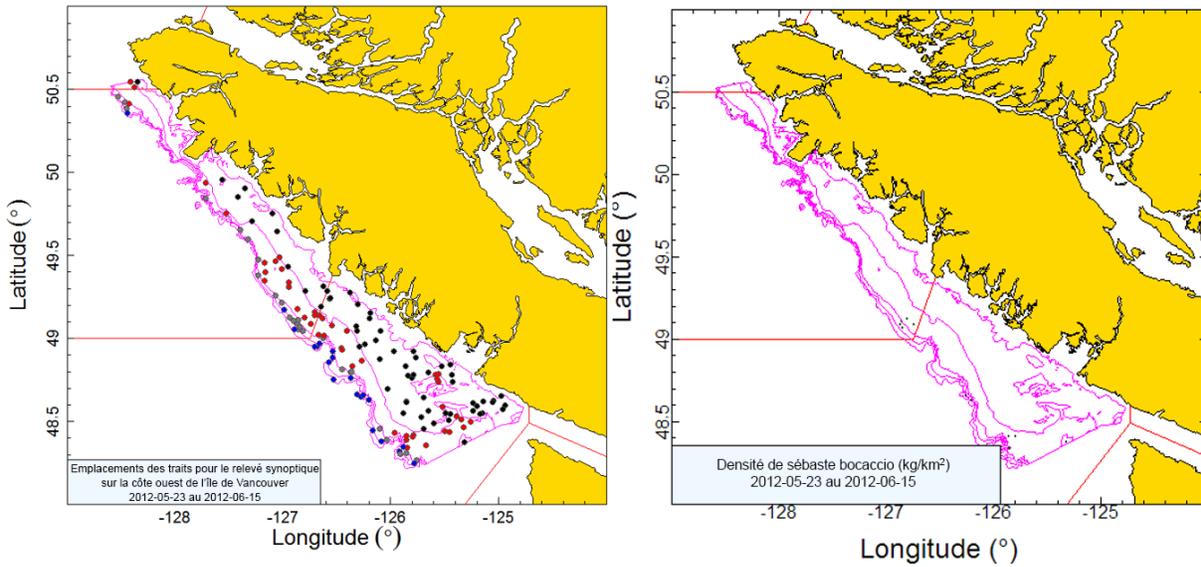


Figure B.39. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2012 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

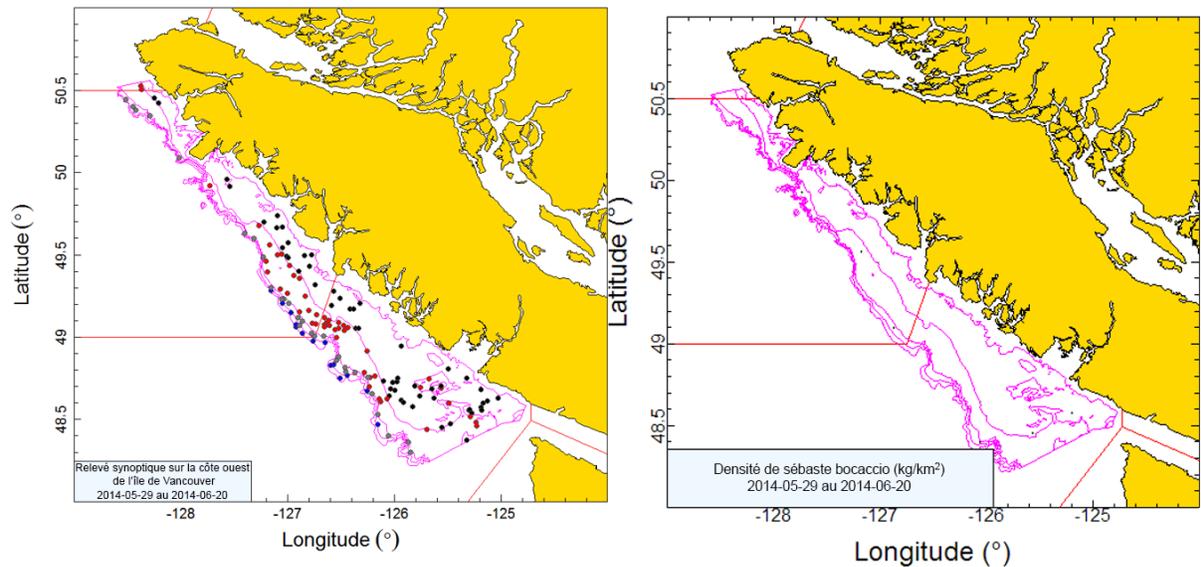


Figure B.40. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2014 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

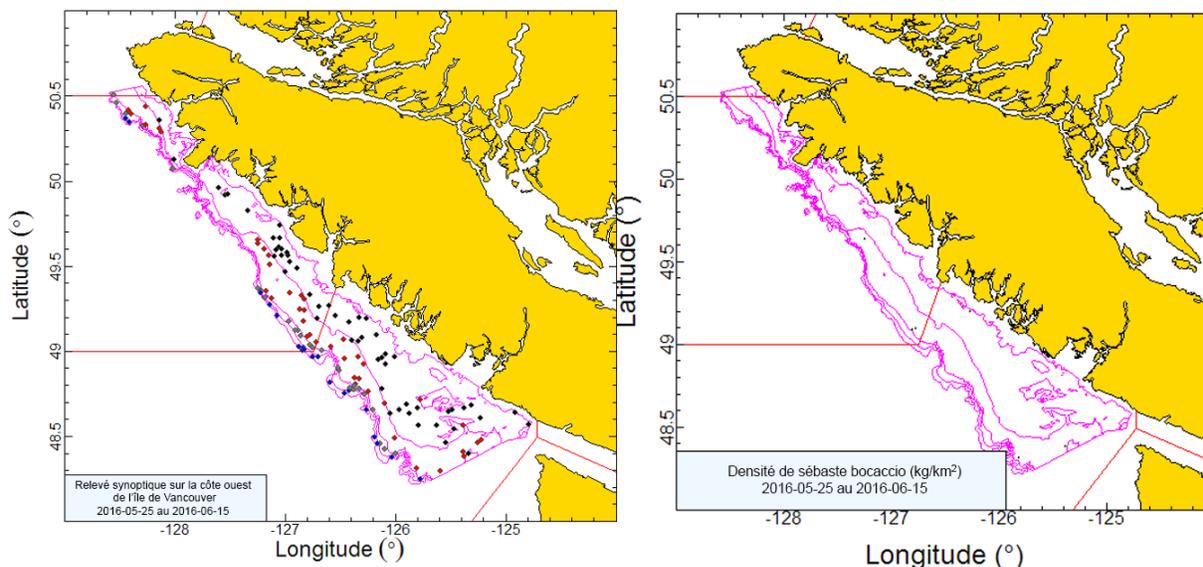


Figure B.41. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2016 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

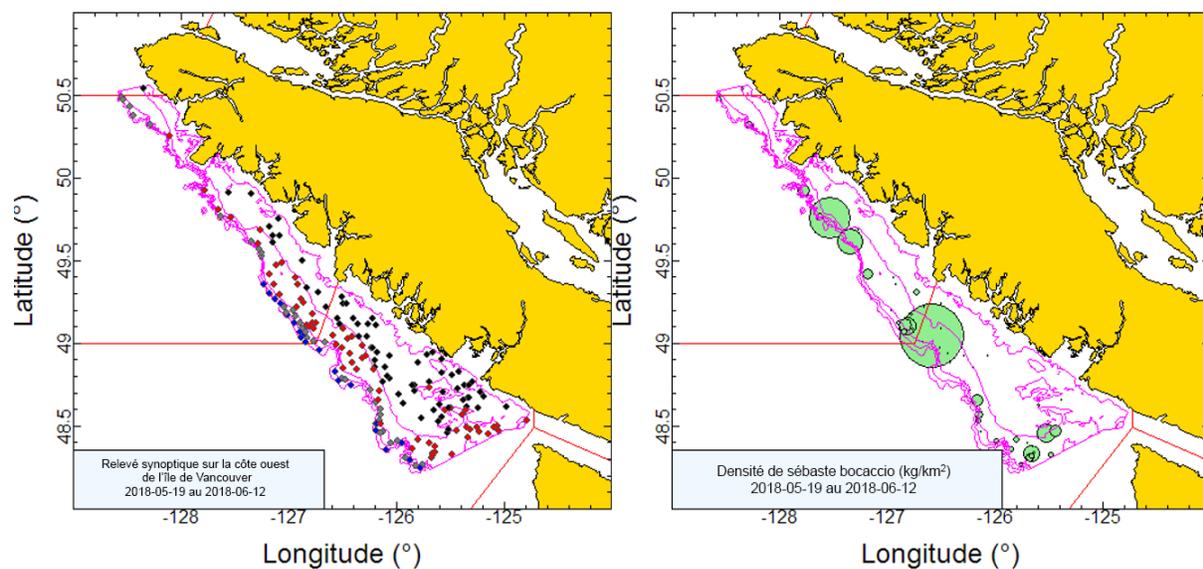


Figure B.42. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2018 mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.35).

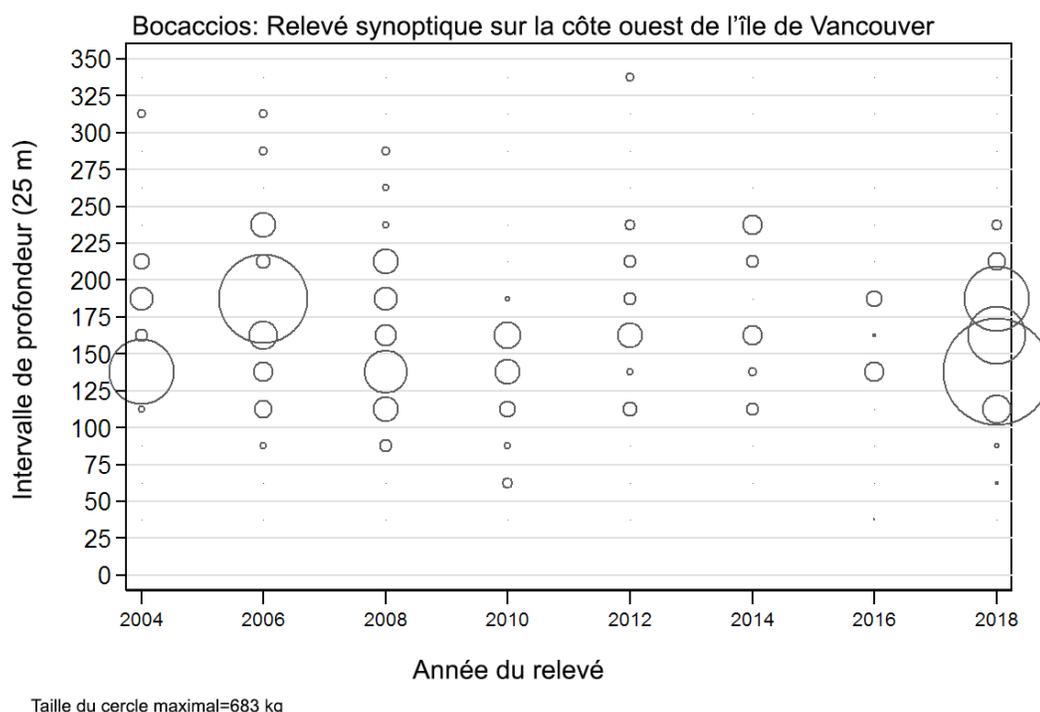


Figure B.43. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) observées par année de relevé, selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 683 kg observée dans l'intervalle de 125 à 150 m en 2018. Les centiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution empirique de la profondeur initiale des traits ciblant le bocaccio sont de 101 m et de 300 m, respectivement.

B.6.2. Résultats

Les prises de bocaccios sont effectuées de façon sporadique le long de la lisière du plateau, des eaux à proximité de la frontière entre le Canada et les États-Unis au moins jusqu'à la péninsule Brooks, située sous l'extrémité supérieure de l'île de Vancouver (Figure B.35 à Figure B.42). La distribution spatiale ne semble pas indiquer de région prédominante, mais elle semble être située davantage vers le sud de l'île de Vancouver. Il y a eu très peu de prises de bocaccios en 2010, 2012, 2014 et 2016. La plupart des bocaccios ont été capturés à des profondeurs de 113 à 219 m (centiles 5 à 95). Il est rare que l'espèce se trouve à des profondeurs supérieures à 300 m, soit le 99^e centile associé au poids des prises observées (Figure B.43). Les estimations relatives à la biomasse du bocaccio provenant de ce relevé au chalut montrent que les niveaux de biomasse étaient élevés en 2004, 2006 et 2018, mais faibles lors des années intermédiaires. Les erreurs relatives sont élevées, allant de 28 à 76 % pour les huit relevés réalisés (Figure B.44; Tableau B.14).

La proportion de traits comportant des bocaccios variait entre 5 et 29 % pour les huit relevés; la valeur moyenne était de 15 % (Figure B.45). Sur les 1 175 traits utilisables de ce relevé, 191 contenaient des bocaccios; le poids médian des prises pour les traits positifs était de 3,8 kg/trait et le poids maximal des prises était de 592 kg (en 2018) pour l'ensemble des huit relevés.

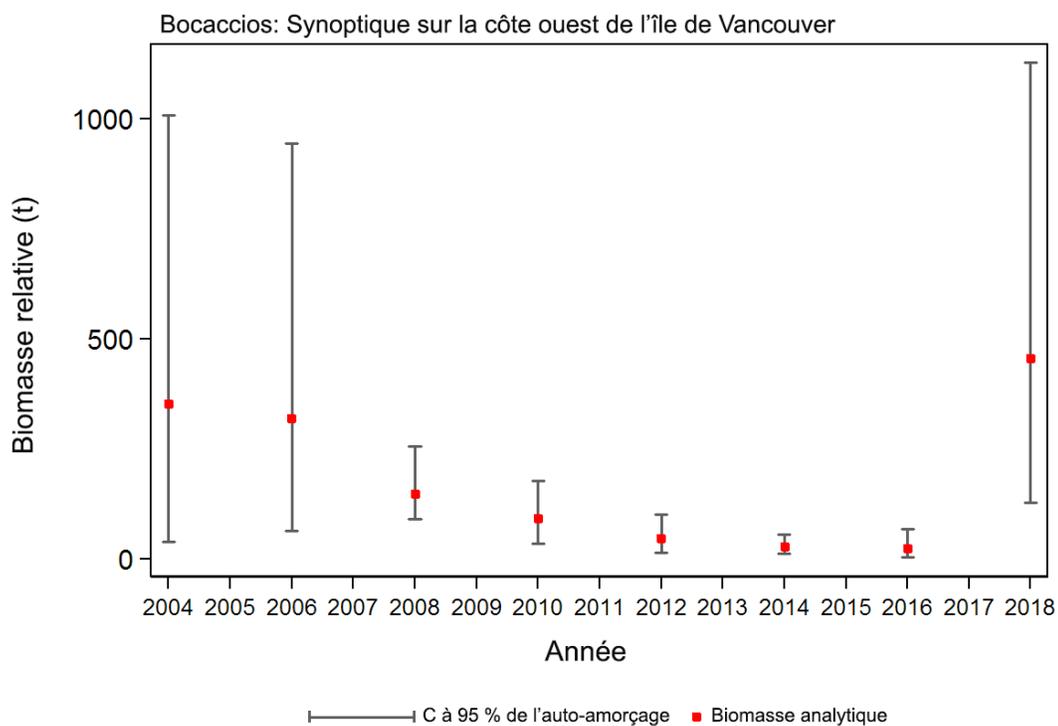


Figure B.44. Graphique des estimations de la biomasse du bocaccio selon le relevé synoptique au chalut mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2018 (Tableau B.14). Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

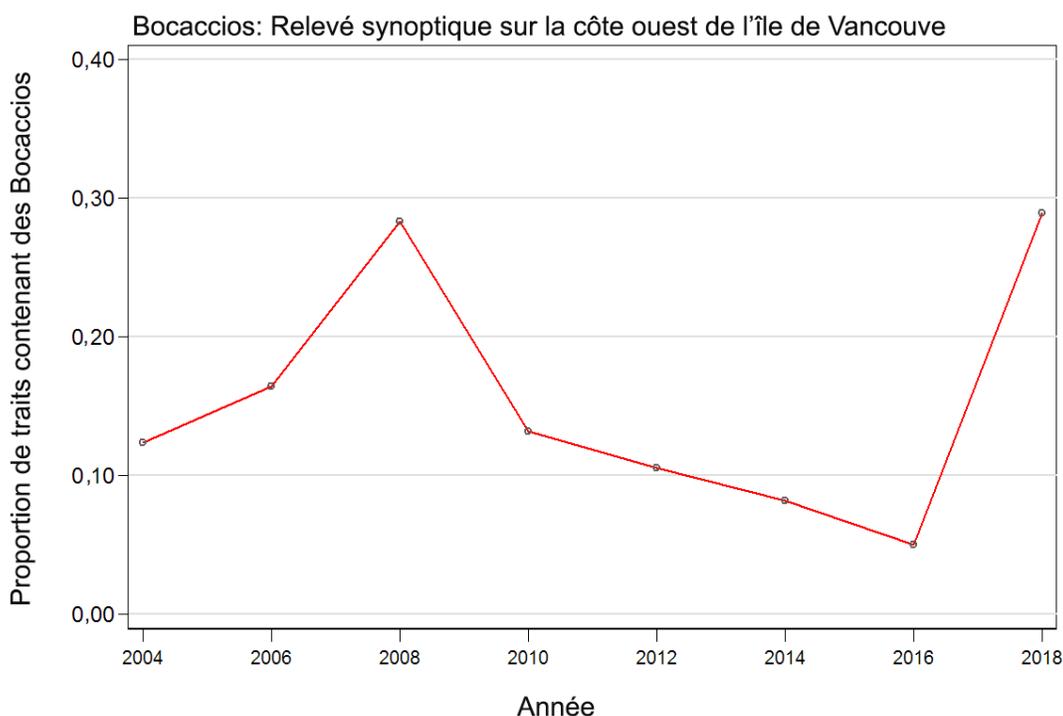


Figure B.45. Proportion de traits comportant des bocaccios, par strate et par année, réalisés dans le cadre du relevé synoptique au chalut mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2018.

Tableau B.14. Estimations de la biomasse du bocaccio provenant du relevé synoptique au chalut mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2018. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction de biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (éq. B.6)
2004	353,3	357,4	40,1	1008,4	0,760	0,785
2006	319,4	305,7	65,6	943,1	0,704	0,721
2008	149,3	148,8	90,7	257,2	0,281	0,280
2010	93,5	93,7	35,4	178,4	0,383	0,387
2012	46,8	47,4	14,4	101,9	0,480	0,482
2014	29,5	29,4	12,2	57,0	0,367	0,364
2016	25,2	24,9	5,5	68,4	0,595	0,586
2018	456,4	454,0	128,3	1127,6	0,557	0,569

B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAI

B.7.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué à huit reprises pendant la période de 2006 à 2018 au large de la côte ouest de Haida Gwaii. En 2014, le nombre de traits effectués était insuffisant pour qu'on puisse comparer les données recueillies à celles des années de relevé précédentes; les données de 2014 ont donc été omises du Tableau B.15. Le relevé comprend une seule strate de surface s'étendant d'environ 53° N jusqu'à la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska et

jusqu'à 133° O, vers l'est (p. ex., Olsen *et al.* 2008). En 2006 (strates de profondeurs : 150 à 200 m, 200 à 330 m, 330 à 500 m, 500 à 800 m et 800 à 1 300 m; Workman *et al.* 2007), la conception du relevé a changé. À partir de 2007, on a utilisé quatre strates de profondeurs (180 à 330 m, 330 à 500 m, 500 à 800 m et 800 à 1 300 m) déterminées en fonction de la moyenne des profondeurs au début et à la fin de chaque trait (Tableau B.15). Les traits au sud du 53° de latitude N provenant de l'année 2006 ont été retirés de l'estimation de la biomasse. Les représentations de tous les traits valides par année et par strate sont présentées dans la Figure B.46 (2006), la Figure B.47 (2007), la Figure B.48 (2008), la Figure B.49 (2010), la Figure B.50 (2012), la Figure B.51 (2016) et la Figure B.52 (2018). Il convient de noter que les limites des strates de profondeurs pour le relevé sont différentes de celles utilisées dans les relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012) et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards *et al.* 2014) parce que la topographie du fond marin est considérablement différente de celles des deux autres relevés. La strate la plus profonde (800 à 1 300 m) a été omise de la présente analyse en raison de la mauvaise couverture en 2007.

Tableau B.15. Désignation des strates, nom du navire utilisé et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année où l'ensemble des activités du relevé synoptique ont été menées au large de la côte ouest de Haida Gwaii. Les dates des premier et dernier traits de chaque année de relevé sont également indiquées.

Année de relevé	Navire	Strate de profondeurs				Nombre total de traits ¹	Traits non utilisables	Date du premier trait	Date du dernier trait
		180 à 330 m	330 à 500 m	500 à 800 m	800 à 1 300 m				
2006	<i>Viking Storm</i>	55	26	16	13	97	13 ²	2006-08-30	2006-09-22
2007	<i>Nemesis</i>	68	34	9	0	111	5	2007-09-14	2007-10-12
2008	<i>Frosti</i>	71	31	8	8	110	9	2008-08-28	2008-09-18
2010	<i>Viking Storm</i>	82	29	12	6	123	2	2010-08-28	2010-09-16
2012	<i>Nordic Pearl</i>	75	29	10	16	114	11	2012-08-27	2012-09-16
2016	<i>Frosti</i>	69	28	5	10	101	8	2016-08-28	2016-09-24
2018	<i>Nordic Pearl</i>	67	31	10	11	108	11	2018-09-05	2018-09-20
Superficie (km ²)		1104	1024	956	2248	5 332 ³	–	–	–

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6 et omission de la strate de 800 à 1 300 m

² Exclusion de deux traits au sud de 53° de latitude N; ³ Superficie totale en 2018 (km²)

Une valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de bocaccios, de l'écartement moyen des panneaux pour ce trait et de la distance parcourue. Le champ de la distance parcourue [distance travelled] est un champ de la base de données; les valeurs sont calculées directement à partir de la trajectoire d'un trait.

Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{vij} dans l'Éq. B.3. On utilisait une valeur calculée ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur du champ [distance travelled] était manquante, mais on n'a jamais utilisé cette valeur calculée pour les huit années du relevé au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des panneaux pour une année de relevé (103 valeurs pour toutes les années, Tableau B.16) afin de remplir le champ [doorspread] lorsque la valeur de l'écartement était manquante.

Tableau B.16. Nombre de traits valides avec mesures de l'écartement des panneaux, valeurs moyennes de l'écartement des panneaux (en m) de ces traits pour chaque année de relevé et nombre de traits valides sans mesure de l'écartement des panneaux.

Année	Traits avec mesures de l'écartement	Traits sans mesure de l'écartement	Écartement moyen (m)
2006	93	30	77,7
2007	113	3	68,5
2008	123	4	80,7
2010	129	2	79,1
2012	92	49	73,8
2016	105	15	74,1
2018	130	0	67,0
Total/moyenne	995	103	73,1 ¹

¹ Moyenne de 2006 à 2018 : toutes les observations

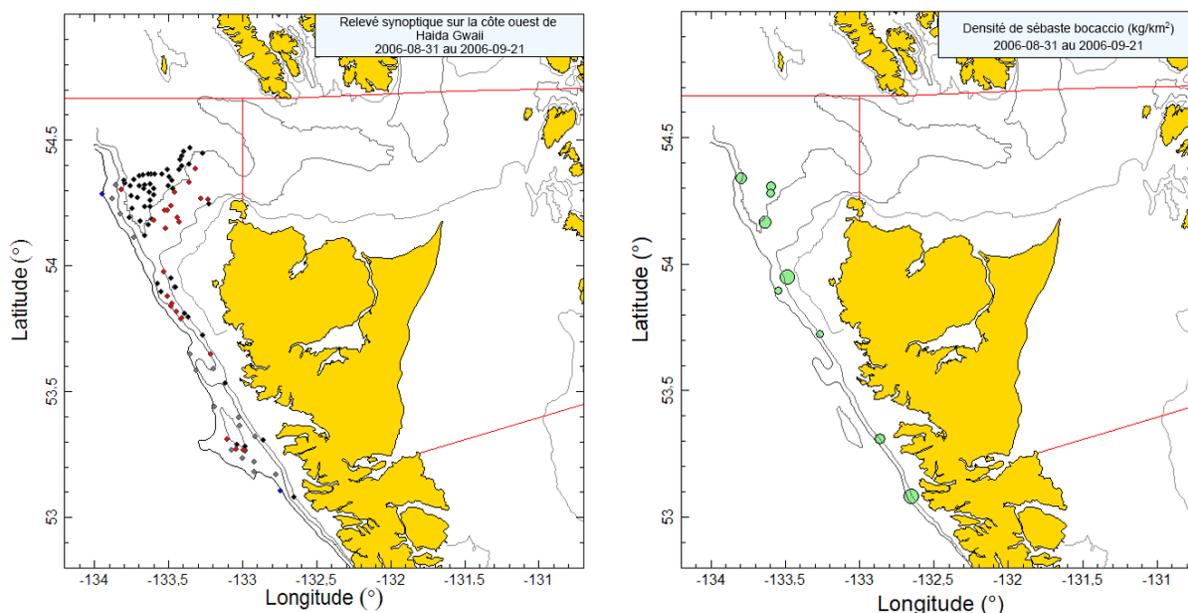


Figure B.46. Emplacements des traits valides par strate (noir : 180 à 330 m; rouge : 330 à 500 m; gris : 500 à 800 m; bleu : 800 à 1 300 m) et représentations de la densité pour le relevé synoptique effectué à l'aide du Viking Storm en 2006. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2006 à 2018); le plus grand cercle (336 kg/km²) datait de 2018. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 5E et 5D.

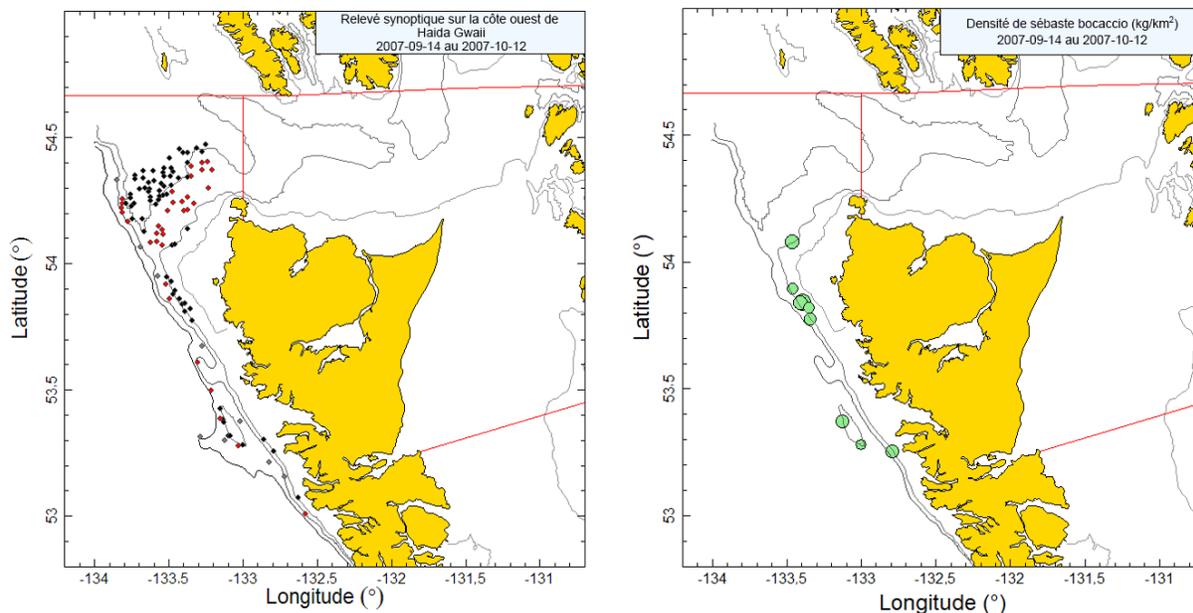


Figure B.47. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2007 effectué à l'aide du Nemesis (voir la légende de la Figure B.46).

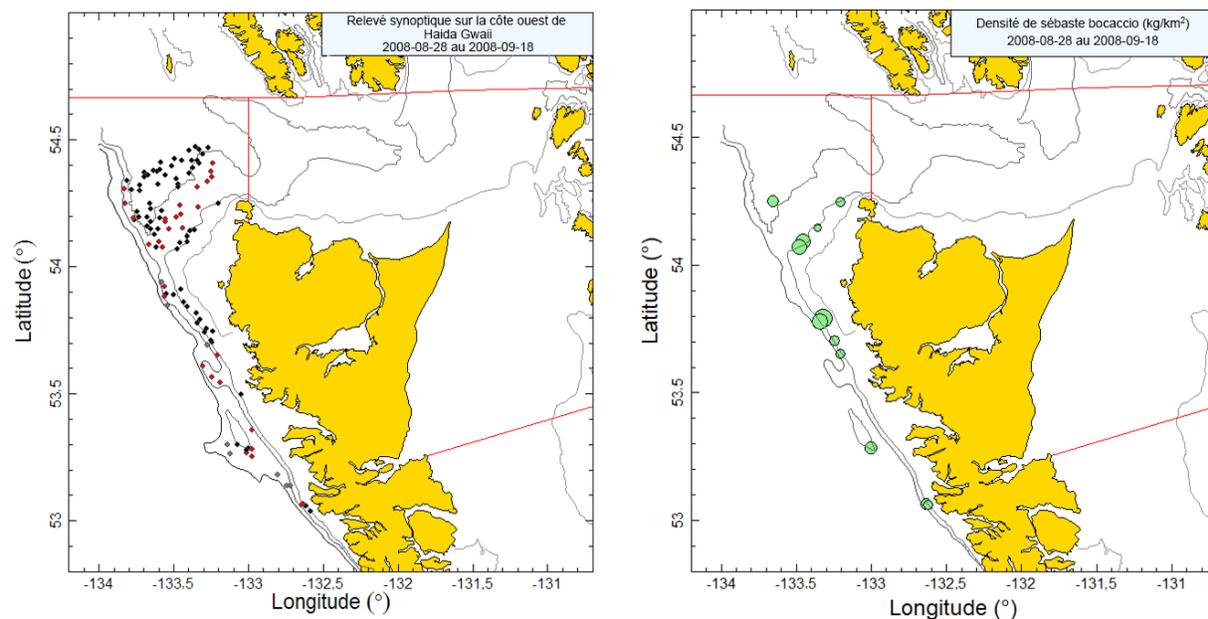


Figure B.48. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2008 effectué à l'aide du Frosti (voir la légende de la Figure B.46).

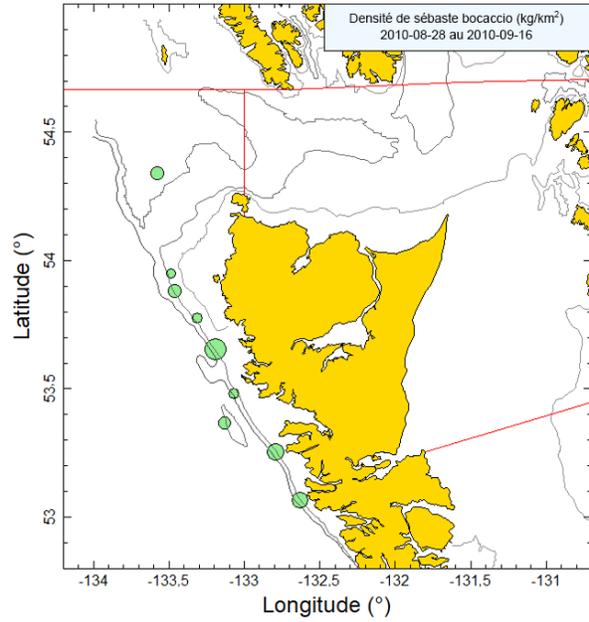
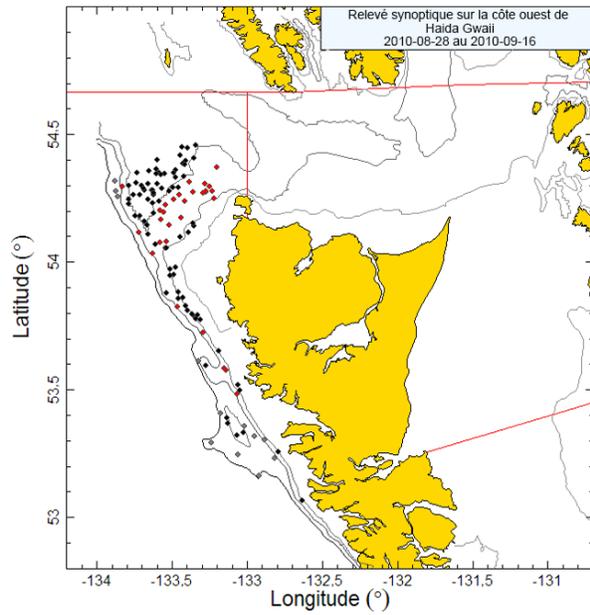


Figure B.49. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2010 effectué à l'aide du Vicking Storm (voir la légende de la Figure B.46).

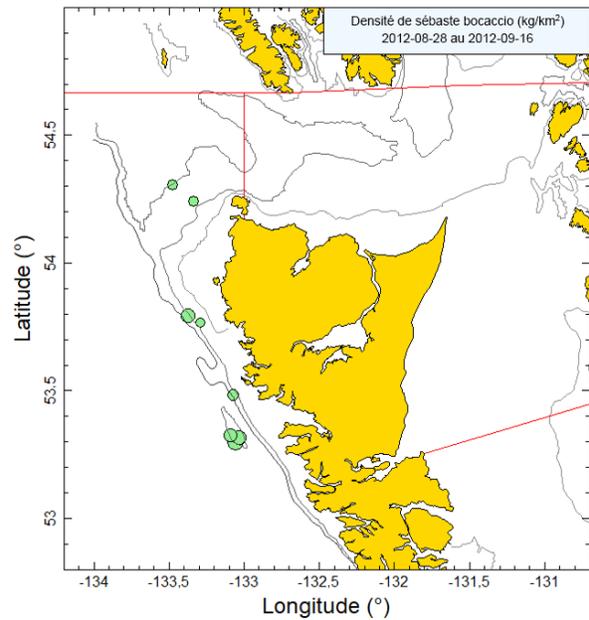
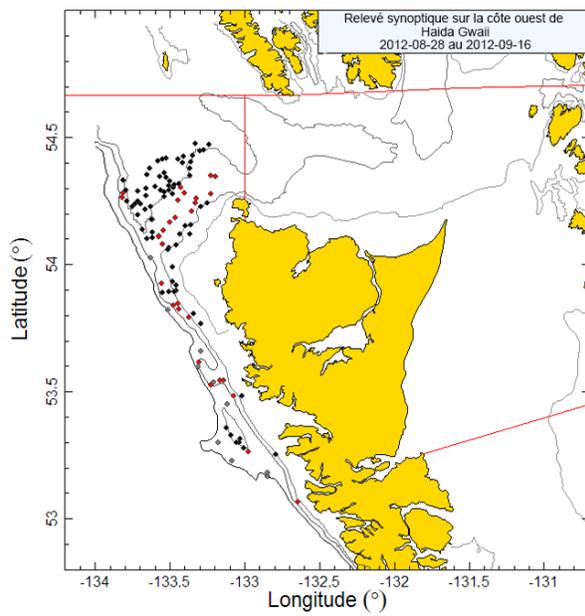


Figure B.50. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2012 effectué à l'aide du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.46).

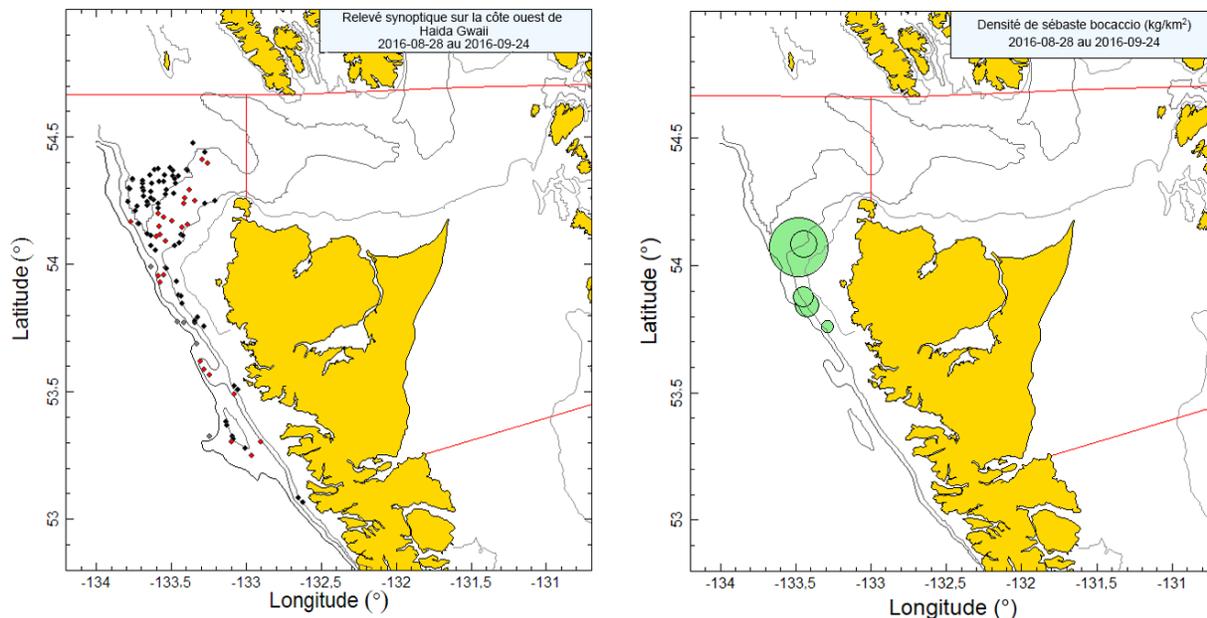


Figure B.51. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2016 effectué à l'aide du Frosti (voir la légende de la Figure B.46).

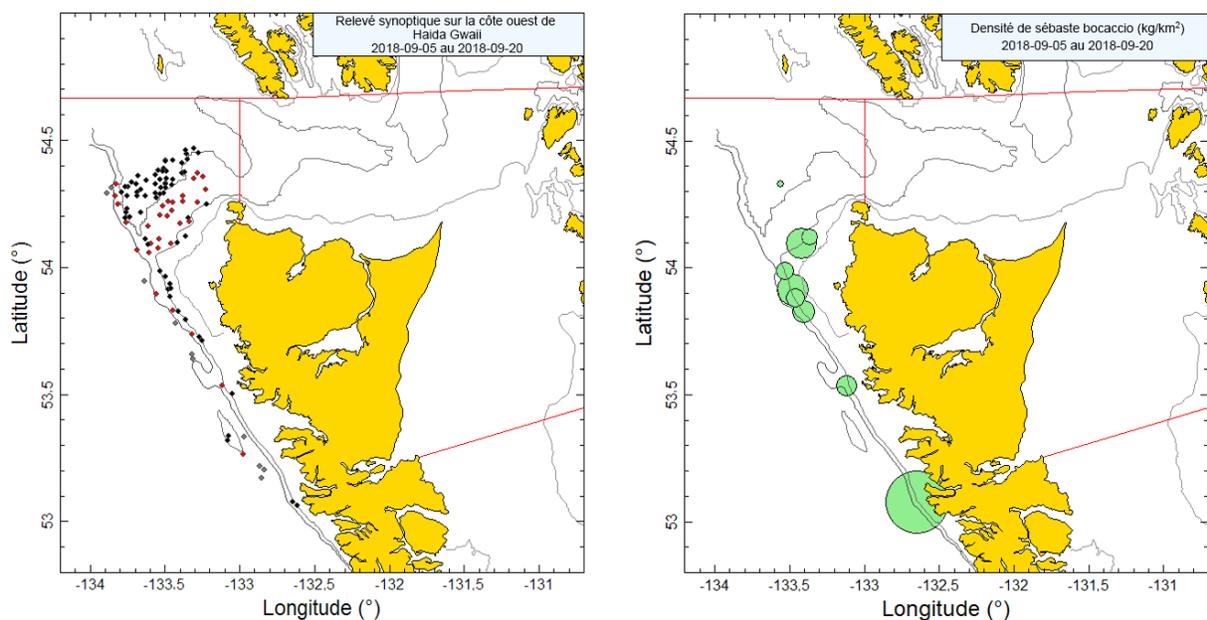


Figure B.52. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2018 effectué à l'aide du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.46).

B.7.2. Résultats

Pour toutes les années de relevé utilisables, des bocaccios ont été capturés dans la partie ouest de l'entrée Dixon, au large de la côte ouest de l'île Graham et jusqu'à 53° de latitude N, soit le point le plus au sud du relevé (Figure B.46 à Figure B.52). La plupart des prises de bocaccios ont été réalisées à des profondeurs de 210 à 316 m (quantiles de 5 à 95 % de la profondeur initiale du trait); 50 % des observations ont été réalisées à des profondeurs de 223 à

271 m (quantiles de 25 à 75 %; Figure B.53). On a seulement observé trois individus à des profondeurs supérieures à 316 m, soit à 329 m, à 341 m et à 451 m,

Tableau B.17. Estimations de la biomasse du bocaccio tirées des sept années du relevé mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii, qui ont été utilisées dans l'évaluation du stock. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
2006	8,4	8,4	3,7	14,9	0,340	0,345
2007	8,0	7,8	3,3	13,5	0,334	0,329
2008	10,2	10,1	5,3	17,0	0,290	0,302
2010	6,7	6,7	2,5	12,0	0,360	0,360
2012	8,1	8,3	2,4	14,6	0,381	0,370
2016	7,8	8,0	1,1	22,2	0,659	0,666
2018	11,6	11,5	3,6	29,2	0,506	0,508

Les estimations relatives à la biomasse du bocaccio provenant du relevé au chalut sont faibles et n'affichent aucune tendance, variant de 8 t en 2007 à 12 t en 2018 (Figure B.54 et Tableau B.17). Les estimations des erreurs relatives pour ce relevé sont variables et généralement élevées, variant de 0,29 à 0,66 (Tableau B.17).

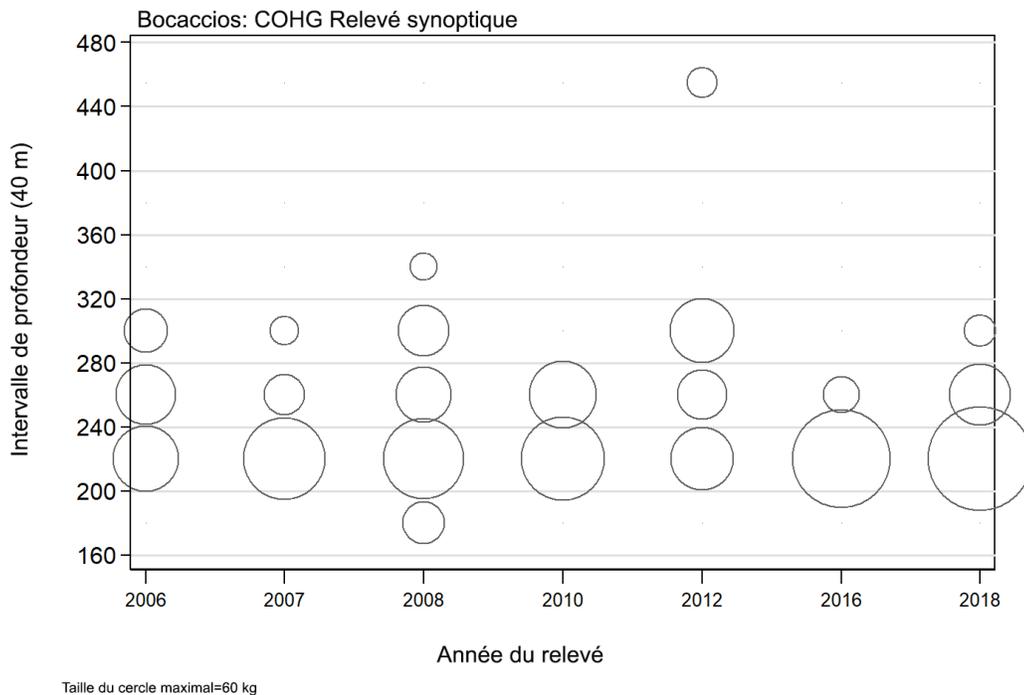


Figure B.53. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) observées par année de relevé et selon des intervalles de profondeurs de 40 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 60 kg observée dans l'intervalle de 200 à 240 m en 2018. Les profondeurs minimale et maximale auxquel les bocaccios ont été observés sont 195 m et 451 m, respectivement.

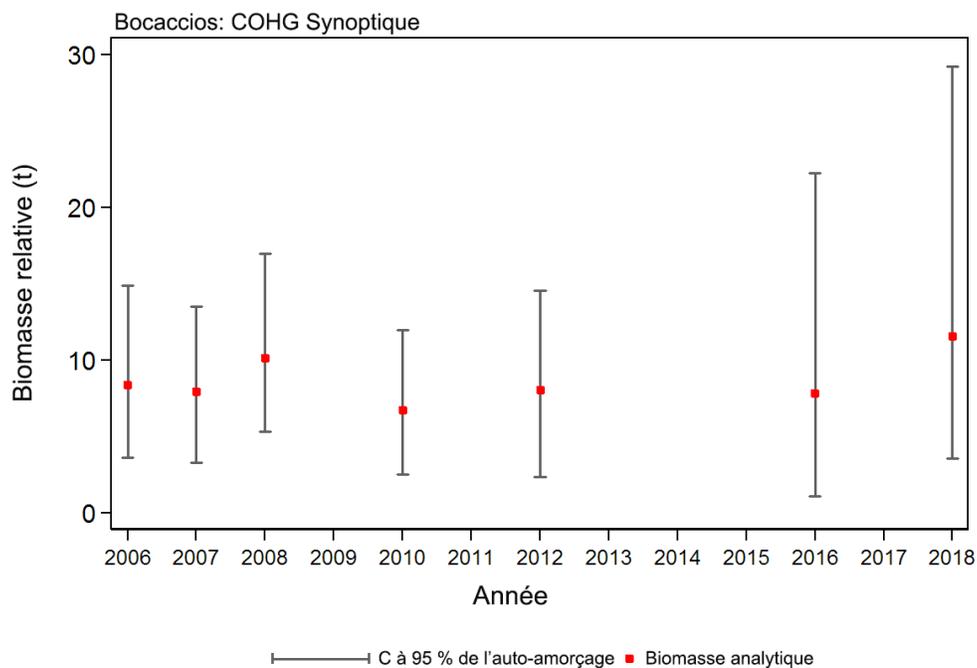


Figure B.54. Estimations de la biomasse du bocaccio d'après le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii de 2006 à 2018 (Tableau B.17). Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

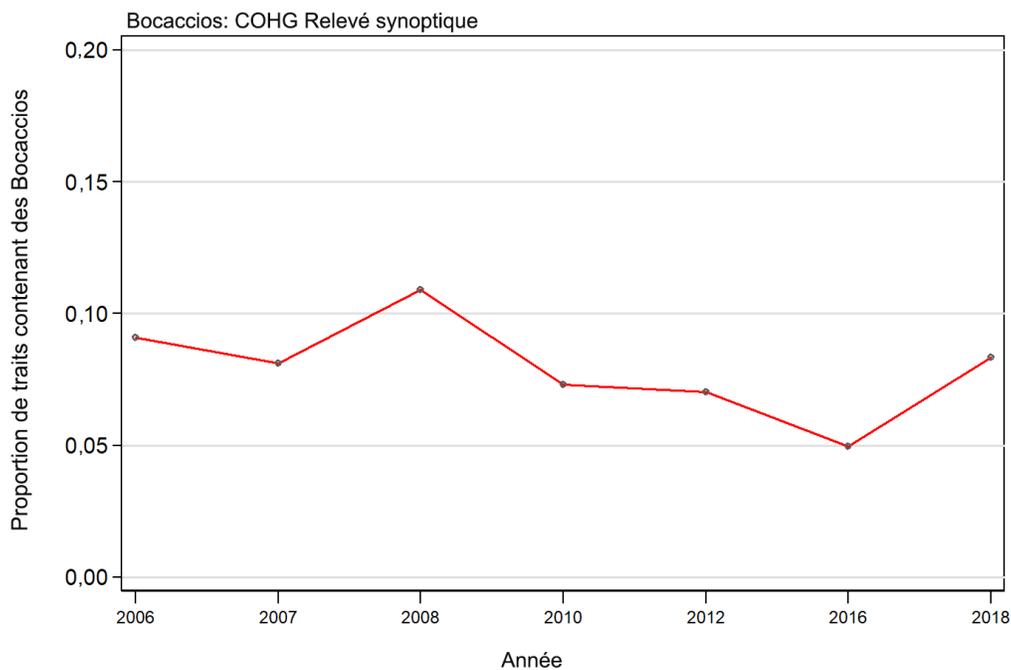


Figure B.55. Proportion de traits qui contiennent des bocaccios par année pour sept années du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii.

La proportion de traits ayant permis de capturer des bocaccios était faible, variant de 5 à 11 % pendant les sept années de relevé; la moyenne globale était de 8 % (Figure B.55). Le poids médian des prises de bocaccios pour les traits positifs était de 5,5 kg/trait et le poids maximal des prises pour les sept années de relevé était de 44 kg (en 2018).

B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE MENÉ DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

B.8.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué à huit reprises, en alternance, pendant la période de 2005 à 2019, dans le détroit d'Hécate, entre les îles Moresby et Graham et le continent ainsi que dans l'entrée Dixon, à l'extrémité supérieure de l'île Graham (les positions initiales de tous les traits valides, par année de relevé, sont indiquées dans la Figure B.56 à la Figure B.63). Dans le relevé, il y a une seule strate de superficie divisée en quatre strates de profondeurs : 10 à 70 m; 70 à 130 m; 130 à 220 m; 220 à 500 m (Tableau B.18).

Tableau B.18. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et par strate de profondeurs pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2019. La superficie de chaque strate et le navire ayant réalisé le relevé sont également indiqués, selon l'année de relevé.

Année	Navire	Strate de profondeurs				Nombre total de traits ¹
		10 à 70	70 à 130	130 à 220	220 à 500	
2005	<i>Frosti</i>	77	86	26	9	198
2007	<i>W.E. Ricker</i>	47	42	36	7	132
2009	<i>W.E. Ricker</i>	53	43	47	12	155
2011	<i>W.E. Ricker</i>	70	51	49	14	184
2013	<i>W.E. Ricker</i>	74	42	43	16	175
2015	<i>W.E. Ricker</i>	47	46	40	15	148
2017	Nordic Pearl	47	44	38	9	138
2019	Nordic Pearl	41	44	37	14	136
Superficie (km ²)		5 958	3 011	2 432	1 858	13 259 ²

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6

² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2019

Tableau B.19. Nombre de valeurs manquantes concernant l'écartement des panneaux, par année, pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate entre 2005 et 2019, ainsi que le nombre d'observations disponibles sur l'écartement des panneaux et la valeur moyenne connexe pour l'année du relevé.

Année	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec valeurs d'écartement des panneaux ²	Écartement moyen des panneaux (m) utilisé pour les traits sans valeur d'écartement ²
2005	7	217	64,4
2007	97	37	59,0
2009	93	70	54,0
2011	13	186	54,8
2013	6	176	51,7
2015	0	151	59,4
2017	2	150	64,2
2019	6	140	59,2
Total	224	1 127	58,7

¹ Uniquement les traits valides pour l'estimation de la biomasse

² Comprend les traits qui n'ont pas été utilisés pour l'estimation de la biomasse

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de bocaccios pour l'écartement moyen des panneaux pour le trait et la

distance parcourue. Le champ de la distance parcourue [distance travelled] est un champ de la base de données; les valeurs sont calculées directement à partir de la trajectoire d'un trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{vij} dans l'Éq. B.3. On utilisait une valeur calculée ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur du champ [distance travelled] était manquante, mais on n'a jamais utilisé cette valeur calculée pour les traits valides des huit années du relevé au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des panneaux pour l'année de relevé (224 valeurs pour toutes les années, Tableau B.19) afin de remplir le champ [doorspread] lorsque cette valeur était manquante.

B.8.2. Résultats

Les prises de bocaccios ont été réalisées de façon sporadique dans l'ensemble de la superficie couverte par le relevé (Figure B.56 à Figure B.63). En outre, peu de tendances semblent se dégager de la répartition spatiale de l'espèce observée; des bocaccios ont été capturés en petite quantité, de façon intermittente. Aucun trait n'a permis de capturer plus de 45 kg de bocaccios. La plupart des prises ont été réalisées à des profondeurs variant de 79 à 200 m (quantiles de 5 à 95 %), mais il y a eu des observations sporadiques à des profondeurs jusqu'à 50 m et une observation à une profondeur de 225 m (Figure B.64).

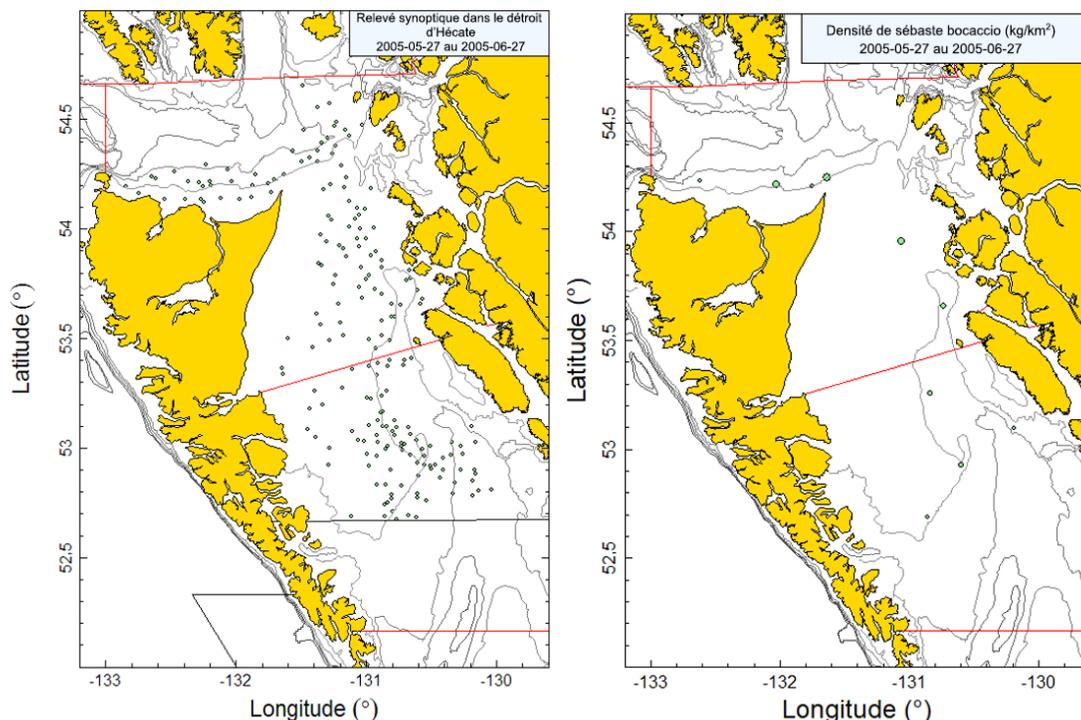


Figure B.56. Emplacements des traits valides et représentations de la densité pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017 et 2019); le plus grand cercle (522 kg/km²) datait de 2011. Les lignes rouges indiquent les limites des zones statistiques principales de la CPMP 5C, 5D et 5E.

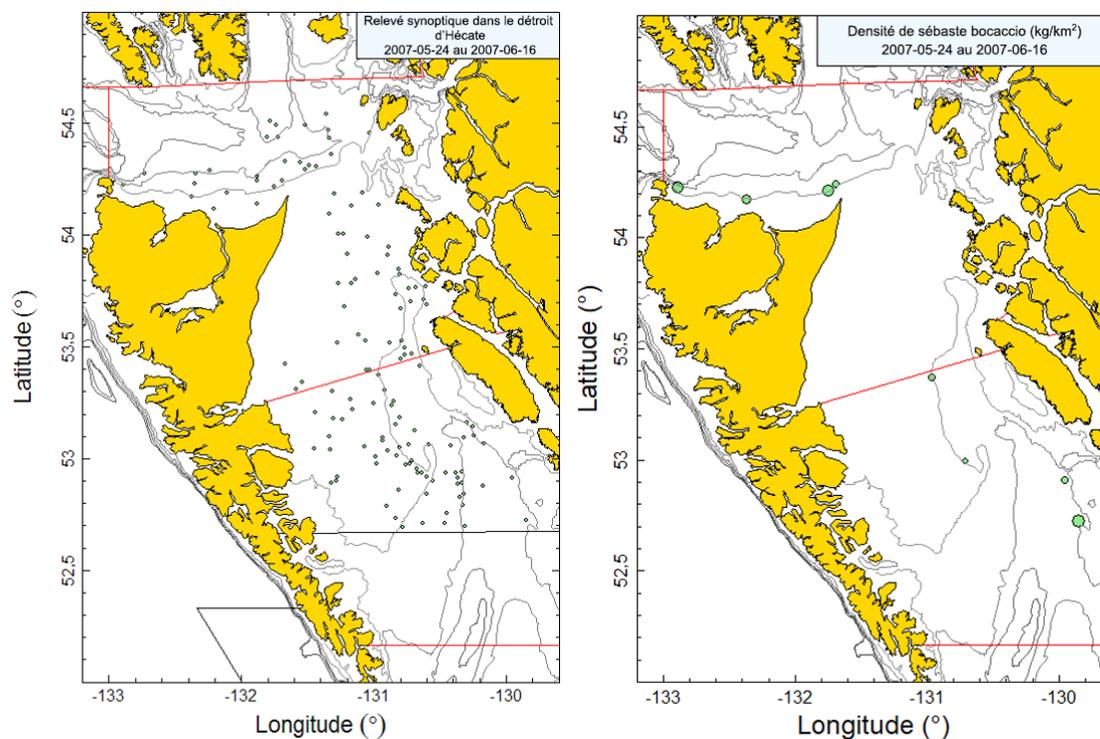


Figure B.57. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2007 (voir la légende de la Figure B.56).

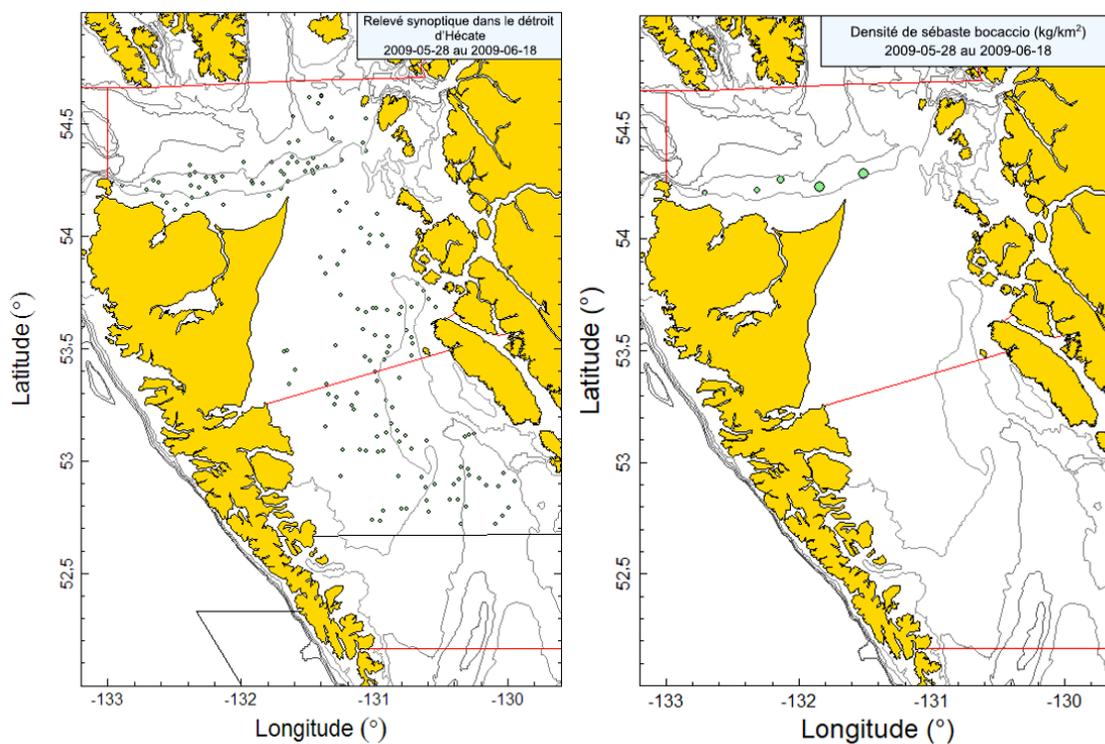


Figure B.58. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2009 (voir la légende de la Figure B.56).

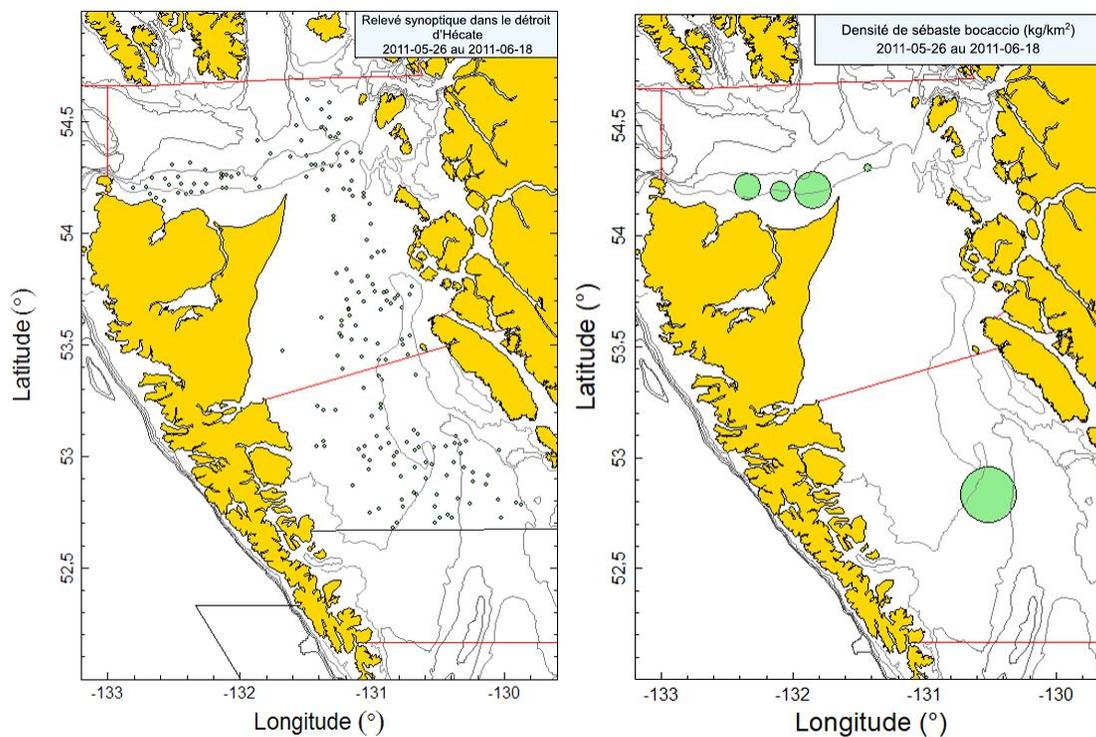


Figure B.59. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2011 (voir la légende de la Figure B.56).

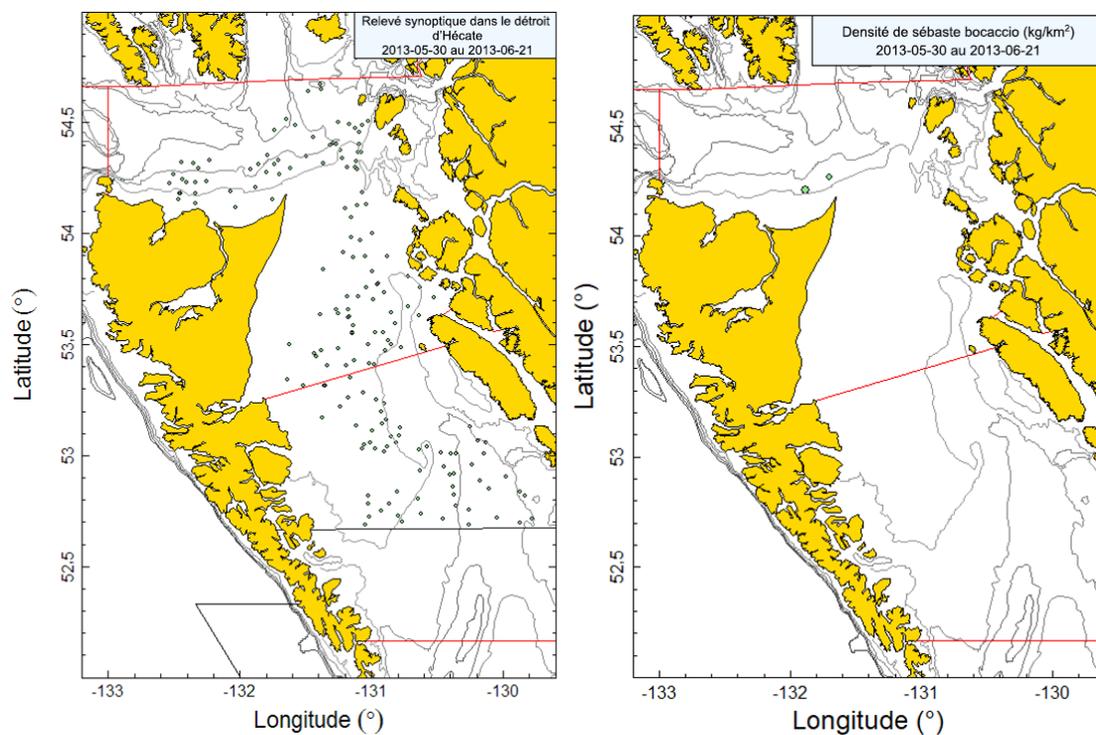


Figure B.60. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2013 (voir la légende de la Figure B.56).

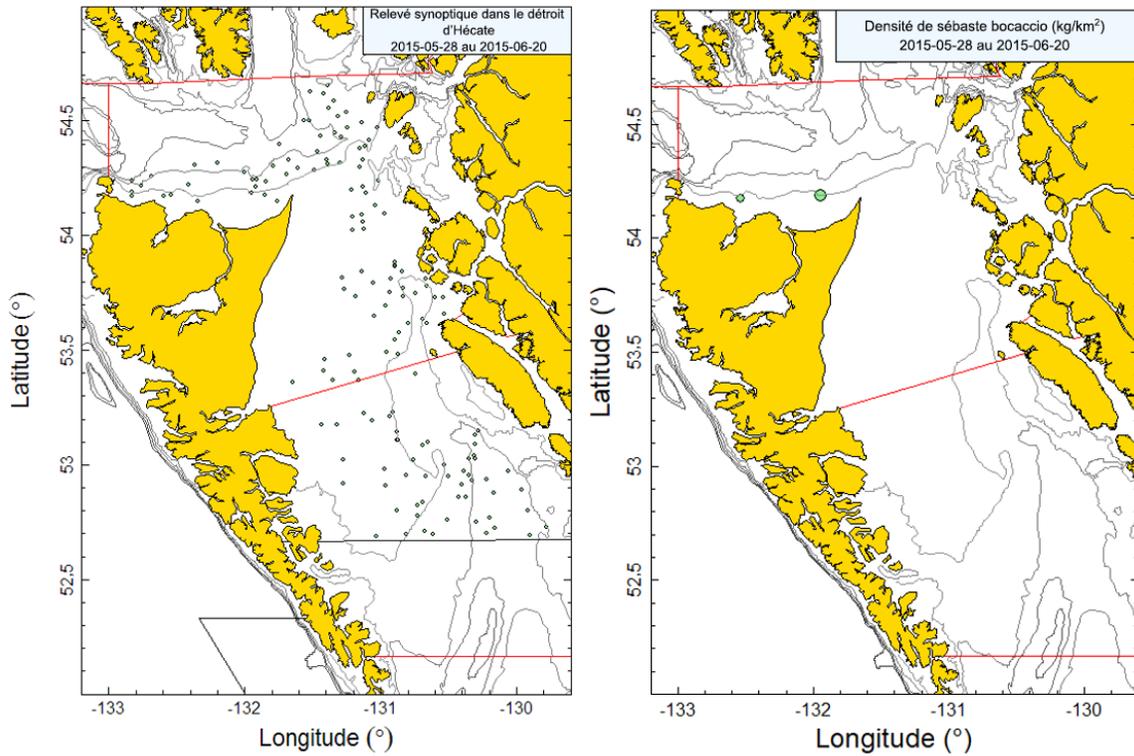


Figure B.61. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2015 (voir la légende de la Figure B.56).

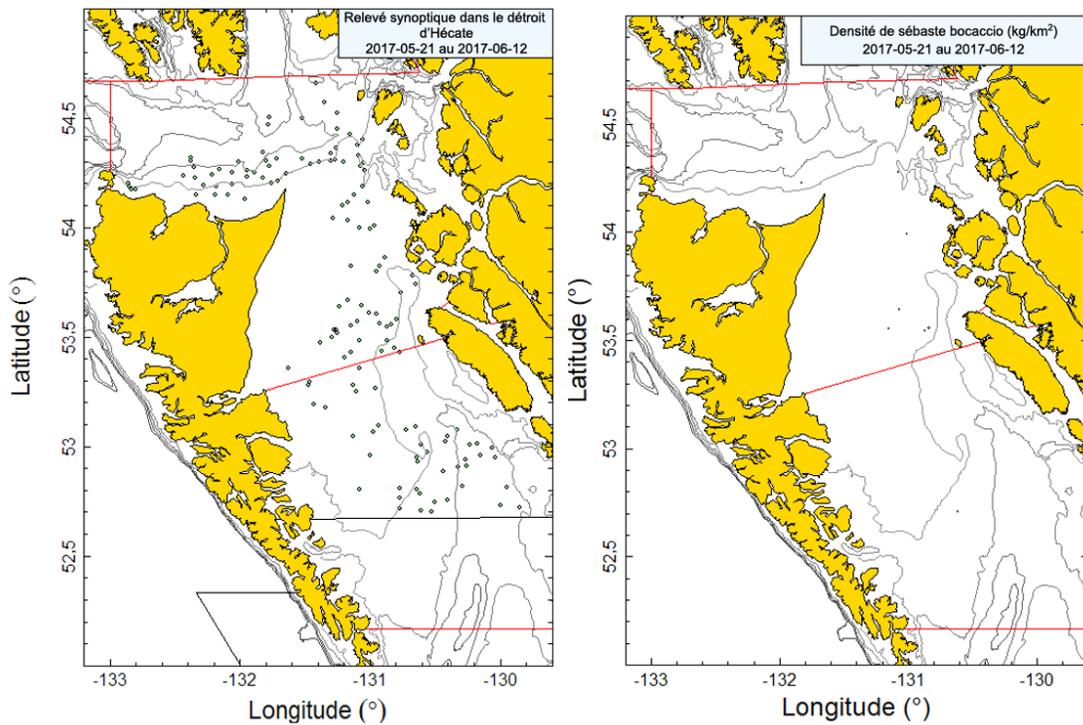


Figure B.62. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2017 (voir la légende de la Figure B.56).

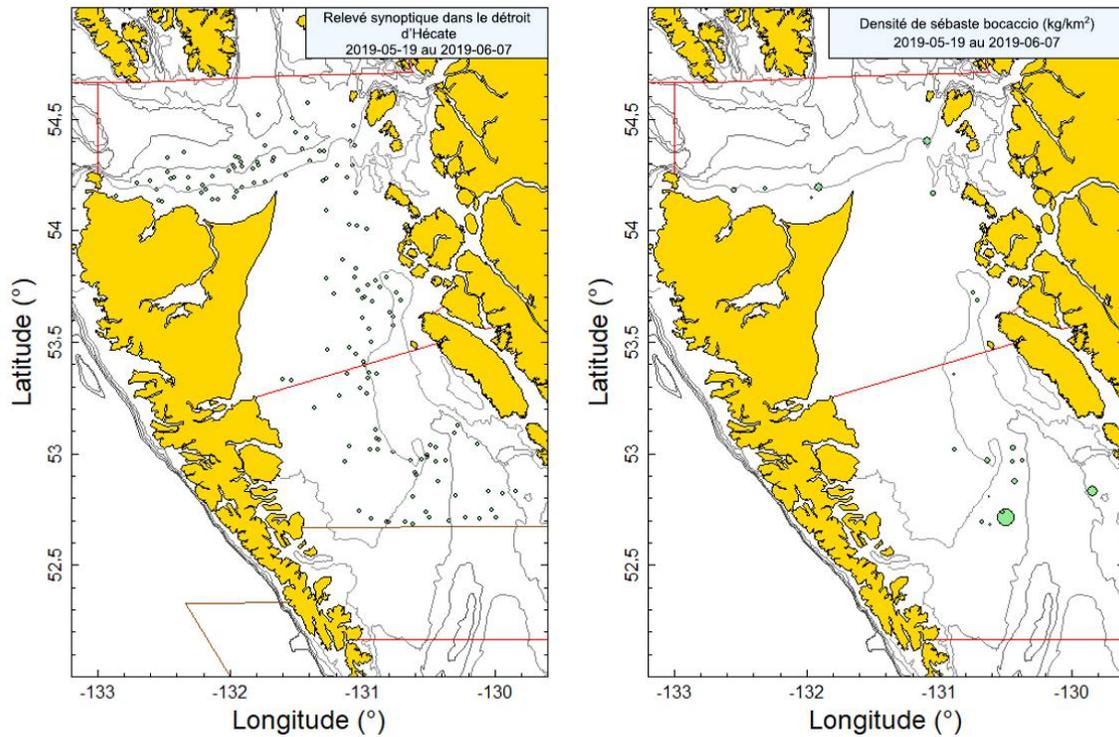


Figure B.63. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate en 2019 (voir la légende de la Figure B.56).

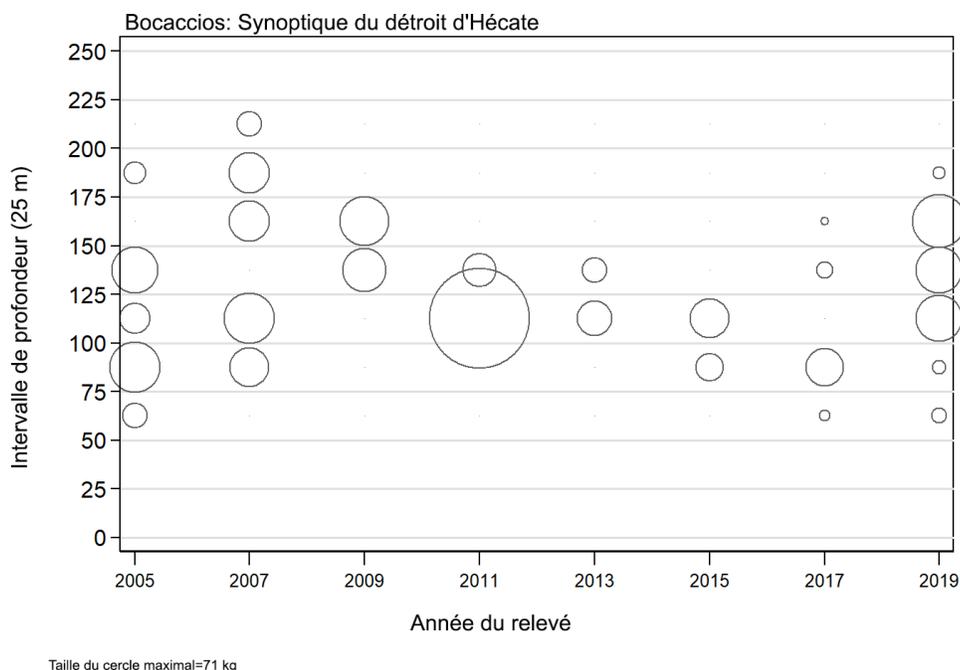


Figure B.64. Distribution des prises de bocaccios (en kilogrammes) observées dans le cadre du relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate (Tableau B.18) par année de relevé et selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 71 kg observée dans l'intervalle de 100 à 125 m en 2011. Les quantiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution empirique de la profondeur initiale des traits ciblant le bocaccio sont de 69 m et de 225 m, respectivement.

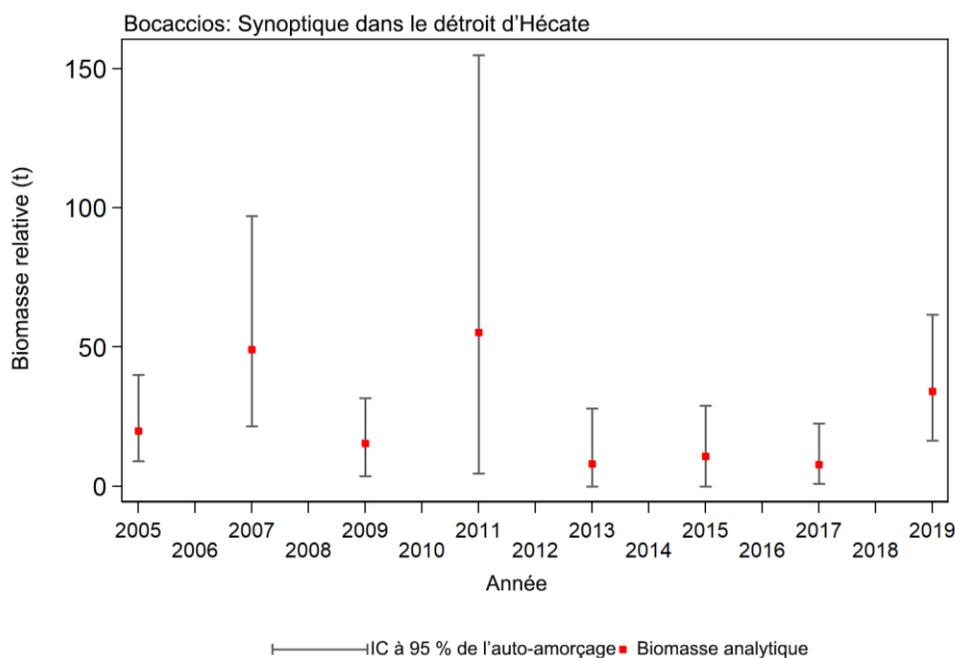


Figure B.65. Graphique des estimations de la biomasse du bocaccio (valeurs fournies dans le Tableau B.20) selon le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2019. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 500 répétitions selon la méthode bootstrap, sont présentés.

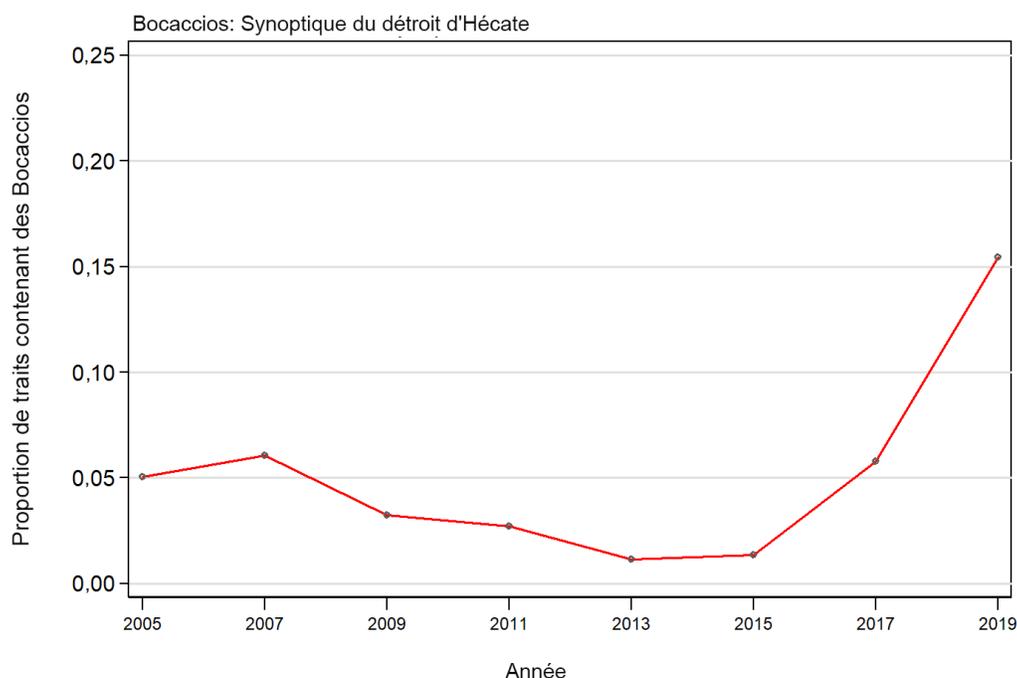


Figure B.66. Proportion de traits par année qui contenaient des bocaccios selon le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2019.

Tableau B.20. Estimations de la biomasse du bocaccio tirées du relevé synoptique au chalut mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2019. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction de biais et les CV connexes sont fondés sur 500 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
2005	19,7	19,4	8,9	40,0	0,384	0,367
2007	49,1	47,5	21,6	97,1	0,378	0,388
2009	15,5	15,1	3,6	31,6	0,473	0,485
2011	55,2	55,9	4,7	154,7	0,647	0,620
2013	8,1	7,5	0,0	27,8	0,799	0,785
2015	10,7	11,1	0,0	28,9	0,692	0,749
2017	7,7	8,1	0,9	22,5	0,665	0,699
2019	34,0	34,1	16,4	61,6	0,350	0,357

Les indices de la biomasse du bocaccio estimés selon l'écartement des panneaux, qui sont tirés du relevé au chalut, n'ont affiché aucune tendance générale entre 2005 et 2019; les estimations les plus élevées ont été enregistrées en 2007, 2011 et 2019, et les plus basses en 2013 et 2017 (Tableau B.20; Figure B.65). Les erreurs relatives estimées étaient élevées, variant de 0,35 à 0,80 (Tableau B.20). L'incidence du bocaccio dans ce relevé était très faible; moins de 10 % des traits contenaient des individus pour toutes les années, à l'exception de 2019, où 15 % des traits contenaient des bocaccios (moyenne du relevé : 5 %) (Figure B.66). Dans l'ensemble, seuls 61 des 1 266 traits utilisables du relevé contenaient des bocaccios; le poids médian des prises pour les traits positifs était de 9,8 kg/trait et le poids maximal des prises était de 71 kg (en 2011) pour l'ensemble des huit années de relevé.

B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS

- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 pp.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. and Haigh, R. 2012. [Stock assessment for Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\) in Queen Charlotte Sound, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/111. viii + 172 pp.
- Harling, W.R. and Davenport, D. 1977. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 77-3 August 22 to September 8, 1977](#). Fish. Mar. Serv. Data Rep. 42: iii + 46 pp.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, H.S., Wowchuk, R.H. and Westrheim, S.J. 1971. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 71-3, October 1-29, 1971](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 290: 35 pp.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S., Phillips, A.C. and Westrheim, S.J. 1973. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 73-2, September 5-25, 1973](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 424: 37 pp.
- MPO. 2015. [Proceedings of the Pacific regional peer review on Stock assessment for Yellowtail Rockfish \(*Sebastes flavidus*\) in British Columbia; November 18-19, 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2015/020.
- Nagtegaal, D.A. and Farlinger, S.P. 1980. [Catches and trawl locations of the M/V Southward Ho during a rockfish exploration and assessment cruise to Queen Charlotte Sound, September 7-27, 1979](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 216: iii + 95 pp.
- Nagtegaal, D.A., Leaman, B.M. and Stanley, R.D. 1986. [Catches and trawl locations of R/V G.B. Reed and M/V Eastward Ho during the Pacific Ocean Perch assessment cruise to Queen Charlotte Sound, August-September, 1984](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 611: iii + 109 pp.
- 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 pp.
- Westrheim, S.J. 1966a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Cape Spencer, Alaska, August 23 to September 7, 1965](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 890: 27 pp.
- Westrheim, S.J. 1966b. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Sitka Sound, Alaska, August 24 to September 15, 1966](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 891: 27 pp.
- Westrheim, S.J. 1967a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia and Southeastern Alaska, September 6 - October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 934: 8 pp.
- Westrheim, S.J. 1967b. [G.B. Reed groundfish cruise reports, 1963-66](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 30: ii + 286 pp.
- Westrheim, S.J. 1969. [Report of the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia, September 1969](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 1063: 6 pp.
- Westrheim, S.J., Harling, W.R. and Davenport, D. 1968. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 67-2, September 6 to October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 46: 45 pp.

-
- Westrheim, S.J., Leaman, B.M., Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S. and Wowchuk, R.M. 1976. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 76-3, September 8-27, 1976](#). Fish. Mar. Serv. Data Rec. 21: 47 pp.
- 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 pp.
- Yamanaka, K.L., Richards, L.J. and Workman, G.D. 1996. [Bottom trawl survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, September 11 to 22, 1995](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2362: iv + 116 pp.

ANNEXE C. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT

C.1. INTRODUCTION

On a utilisé les données sur les prises commerciales et l'effort connexe pour produire des indices d'abondance selon différentes méthodes. On a calculé les indices les plus simples à partir de la moyenne arithmétique ou géométrique des prises, puis on les a divisés par une mesure appropriée de l'effort de pêche, soit les captures par unité d'effort (CPUE). Par contre, ces indices n'ont pas permis d'ajustements pour tenir compte des changements relatifs aux pratiques de pêche ou à d'autres facteurs non liés à l'abondance qui peuvent influencer les taux de prise. On a donc élaboré des méthodes visant à standardiser les changements touchant la configuration des navires, le moment ou l'emplacement des prises, et d'autres effets possibles afin d'éliminer les biais possibles concernant les CPUE qui pourraient être dus à ces changements. Dans ces modèles, l'abondance est représentée comme un « effet lié à une année », et la variable dépendante correspond soit aux CPUE calculées de façon explicite, représentées comme les prises divisées par l'effort, soit aux CPUE implicites, représentées comme les prises par trait ou par enregistrement. Dans le dernier cas, des valeurs d'effort supplémentaires peuvent être proposées comme variables indépendantes, ce qui permet au modèle de sélectionner la valeur d'effort offrant le plus grand pouvoir explicatif. Il est toujours préférable de standardiser en fonction du plus grand nombre de facteurs possible lorsqu'on utilise les CPUE comme indicateur de l'abondance. Malheureusement, il n'est souvent pas possible de tenir compte des facteurs susceptibles d'influencer le comportement des pêcheurs, en particulier les facteurs économiques, ce qui donne des indices qui ne reflètent pas toujours entièrement l'abondance du stock sous-jacent.

La présente annexe fait état d'une analyse des CPUE standardisées pour le bocaccio de la côte britanno-colombienne, qui a été utilisée dans l'évaluation du stock connexe.

C.2. MÉTHODES

C.2.1. CPUE arithmétiques et non standardisées

Les indices des CPUE arithmétiques et non standardisées fournissent des mesures possibles de l'abondance relative, mais ils sont généralement considérés comme peu fiables parce qu'ils ne tiennent pas compte des changements relatifs à la pêche, y compris les changements spatiaux et temporels, ni des changements comportementaux et liés aux engins. Ils sont souvent calculés parce qu'ils donnent une mesure de l'effet global de la procédure de standardisation.

On a calculé es CPUE arithmétiques (Éq. C.1) de l'année y comme le total des prises de l'année divisé par l'effort total de l'année, selon l'Éq. C.1 :

$$\text{Éq. C.1} \quad A_y = \frac{\sum_{i=1}^{n_y} C_{i,y}}{\sum_{i=1}^{n_y} E_{i,y}}$$

où $C_{i,y}$ représente les captures (champ [catch]), $E_{i,y}$ représente les traits (champ [tows]) ou le nombre d'heures de pêche (champ [hours_fished]) pour l'enregistrement i et l'année y , et n_y représente le nombre d'enregistrements pendant l'année y .

Pour les CPUE non standardisées (géométriques), une distribution des erreurs log-normales est présumée. Un indice non standardisé des CPUE (Éq. C.2) de l'année y a été calculé comme étant la moyenne géométrique du rapport entre les prises et l'effort de pêche pour chaque enregistrement i de l'année y , selon l'Éq. C.2 :

$$\text{Éq. C.2} \quad G_y = \exp \left[\frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} \ln \left(\frac{C_{i,y}}{E_{i,y}} \right) \right]$$

où $C_{i,y}$, $E_{i,y}$ et n_y sont définis comme dans l'Éq. C.1

C.2.2. CPUE standardisées

On préfère ces modèles aux modèles non standardisés décrits précédemment parce qu'ils peuvent rendre compte des changements relatifs aux comportements de pêche et d'autres facteurs qui peuvent influencer la tendance de l'abondance estimée, à condition que les données adéquates soient entrées dans les modèles. Dans les modèles décrits ci-après, on utilise les prises par enregistrement comme une variable dépendante et l'effort connexe comme une variable indépendante.

C.2.2.1. Modèle log-normal

Pour les CPUE standardisées, une distribution log-normale des erreurs est souvent présumée; les variables indépendantes servent à représenter les changements relatifs à la pêche. Un indice des CPUE standardisées (Éq. C.3) est calculé par l'entremise d'un modèle linéaire généralisé (Quinn et Deriso 1999) à l'aide d'une série de variables indépendantes, y compris l'année (champ [year]), le mois (champ [month]), la profondeur (champ [depth]), le navire (champ [vessel]) et d'autres facteurs disponibles :

$$\text{Éq. C.3} \quad \ln(I_i) = B + Y_{y_i} + \alpha_{a_i} + \beta_{b_i} + \dots + f(\chi_i) + f(\delta_i) + \dots + \varepsilon_i$$

où $I_i = C_i$ ou prises;

B = ordonnée à l'origine;

Y_{y_i} = coefficient annuel pour l'année correspondant à l'enregistrement i ;

α_{a_i} et β_{b_i} = coefficients liés aux variables factorielles a et b correspondant à l'enregistrement i ;

$f(\chi_i)$ et $f(\delta_i)$ = fonctions polynomiales (troisième ordre) des variables continues χ_i et δ_i correspondant à l'enregistrement i ;

ε_i = variable d'erreur

Le nombre réel de variables indépendantes factorielles et continues dans chaque modèle dépend des critères de sélection du modèle et de la nature des données. Étant donné que chaque enregistrement représente un seul trait, $C_{i,y}$ est associé à l'effort connexe implicite d'un trait. Le nombre d'heures de pêche de ce trait est représenté du côté droit de l'équation sous la forme d'une variable continue (polynomiale).

Il convient de noter que le calcul des CPUE standardisées à l'aide de l'Éq. C.3, si on présume que la distribution est log-normale et qu'il n'y a aucune variable indépendante supplémentaire, correspond à l'utilisation de l'Éq. C.2, tant que la définition de $E_{i,y}$ demeure la même.

On a calculé des coefficients canoniques et des erreurs-types pour chaque variable catégorielle (Francis 1999³). Dans les analyses standardisées, on fixe généralement l'un des coefficients à

³ Francis, R.I.C.C. 1999. [The impact of correlations on standardised CPUE indices](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 99/42: 30 pp. (Unpublished report held in NIWA library, Wellington, NZ)

1,0, sans variable d'erreur, et on estime les coefficients restants et l'erreur connexe par rapport au coefficient fixé. Cette méthode est nécessaire en raison de la confusion des paramètres. La méthode de Francis (1999) consiste à rééchelonner tous les coefficients de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0, et à calculer une erreur-type pour chaque coefficient, y compris le coefficient fixé.

Les tracés coefficient-distribution-influence (CDI) sont des outils visuels qui facilitent la compréhension de tendances qui peuvent exister lors de la combinaison des valeurs de coefficients, des changements concernant la distribution et de l'influence annuelle (Bentley *et al.* 2012). On a utilisé ces tracés pour illustrer chaque variable indépendante ajoutée au modèle.

C.2.2.2. Modèle logit binomial

La procédure décrite par l'Éq. C.3 est nécessairement limitée aux observations de prises positives dans l'ensemble de données puisque le logarithme de zéro n'est pas défini. On a modélisé les observations avec des prises nulles en ajustant un modèle de régression logit fondé sur une distribution binomiale et en utilisant la présence ou l'absence du bocaccio comme variable dépendante (où $\ln(I_i)$ est remplacé par 1 dans l'Éq. C.3 si une prise est enregistrée et par 0 si aucune prise n'est réalisée), et le même ensemble de données. Les facteurs déterminants sont estimés dans le modèle, comme dans l'Éq. C.3. Un tel modèle produit une autre série de coefficients standardisés concernant les changements annuels relatifs, qui est analogue à la série estimée à partir de la régression log-normale.

C.2.2.3. Modèle combiné

Grâce à la distribution delta, qui permet des observations positives et nulles (Fletcher *et al.* 2005), on peut estimer un modèle combiné (parfois appelé modèle d'obstacles), qui intègre les deux ensembles d'estimations de changements annuels relatifs au moyen des modèles log-normal et binomial. Un tel modèle fournit un indice unique de l'abondance qui intègre les signaux des séries positive (log-normale) et binomiale.

Pour cette approche, on utilise l'équation suivante pour calculer un indice fondé sur les deux indices contributifs, après la standardisation de chaque série à une moyenne géométrique de 1,0 :

$$\text{Éq. C.4} \quad C_{Y_y} = L_{Y_y} B_{Y_y}$$

où C_{Y_y} = indice combiné pour l'année y
 L_{Y_y} = indice log-normal pour l'année y
 B_{Y_y} = indice binomial pour l'année y

Selon Francis (2001), l'utilisation d'une procédure bootstrap est la méthode appropriée pour estimer la variabilité de l'indice combiné. On a donc estimé les limites de confiance du modèle combiné à l'aide d'une procédure bootstrap fondée sur 100 tirages avec remplacement.

Les graphiques des séries d'indices ci-après présentent les valeurs normalisées, c'est-à-dire que chaque série est divisée par sa moyenne géométrique, de sorte qu'elle soit centrée sur 1. De cette façon, il est plus facile de comparer les séries.

C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES

Les analyses décrites dans la présente annexe sont fondées sur les données relatives aux prises totales trait par trait (débarquements et rejets), recueillies de 1996 à 2018, période lors

de laquelle des données précises sur l'emplacement de chaque trait étaient disponibles. Chaque trait est associé à une estimation des prises conservées et rejetées en raison de la présence d'un observateur à bord des navires. Ces données sont conservées dans les bases de données PacHarvTrawl (PacHarvest) et GFFOS du MPO (Pêches et Océans Canada, Région du Pacifique, Unité des données sur le poisson de fond).

Les données sur les prises de bocaccios trait par trait et l'effort pour la pêche au chalut réalisée en Colombie-Britannique, du détroit de Juan de Fuca jusqu'à l'entrée Dixon de 1996 à 2018, ont été sélectionnées selon les critères suivants :

- date de début des traits du 1^{er} janvier 1996 au 31 décembre 2018;
- type de chalut de fond utilisé (y compris les chaluts « inconnus »);
- prises provenant des régions de la CPMP 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D ou 5E;
- code de succès de pêche inférieur ou égal à 1 (code 0 = inconnu; code 1 = utilisable);
- prise d'au moins une espèce de poisson ou d'invertébré (pas de coup de filet infructueux ou de trait d'objets inanimés);
- champ de profondeur valide;
- coordonnées de latitude et de longitude valides;
- estimation valide de la durée du trait, qui était supérieure à 0 heure et inférieure ou égale à 6 heures.

Chaque enregistrement représente un seul trait, ce qui fait en sorte que le nombre d'enregistrements et le nombre de traits sont identiques. On peut donc utiliser le nombre de prises par enregistrement pour représenter des CPUE puisque chaque enregistrement (trait) est associé à une composante d'effort implicite.

On a considéré que les données sur les prises et l'effort de pêche concernant le bocaccio provenaient d'une seule zone (totBC) représentant toutes les prises effectuées à l'extérieur du détroit de Georgia, du cours supérieur du détroit de Johnstone et du détroit de Juan de Fuca, d'après la distribution déclarée des prises capturées au moyen d'un chalut (voir l'annexe A). On a seulement utilisé les données obtenues au moyen d'un chalut de fond puisqu'il s'agit de loin de la méthode de capture la plus fréquente pour l'espèce. La Figure C.1 illustre la distribution de la profondeur relative à tous les traits de chalut de fond visant le bocaccio réussis dans la zone désignée. On a choisi une plage de profondeurs pour l'analyse, qui est résumée dans le Tableau C.1, à partir de cette figure.

Tableau C.1. Catégories de profondeurs utilisées dans les analyses de CPUE du stock par engin.

Analyse	Chalut	Année initiale	Plage de profondeurs (m)	Effort (h) limite supérieure	N ^{bre} de catégories minimal + enregistrements	N ^{bre} de catégories de profondeurs	N ^{bre} de catégories de latitudes	N ^{bre} de catégories de lieux de pêche
totBC (zones 3CD et 5ABCDE)	Chalut de fond	1996	50 à 350	6	400	12	38	28

Les critères de sélection des navires pour la pêche au chalut de fond étaient fondés sur le nombre de sorties par année et le nombre d'années de pêche afin qu'on puisse éviter d'inclure les navires qui capturaient seulement des bocaccios à l'occasion. Les critères de sélection des navires utilisés dans la présente analyse figurent dans le Tableau C.2 et la distribution des traits par navire et par pêche est présentée sur la Figure C.2. Une fois qu'un navire a été sélectionné, toutes les données relatives à celui-ci ont été incluses, peu importe le nombre de sorties effectuées au cours d'une année. Le Tableau C.2 indique le nombre de navires utilisés dans

l'analyse et la fraction des prises totales (87 %) représentée dans la flottille principale. Il y avait un bon chevauchement des navires au cours des années de pêche (Figure C.2); 17 des 45 navires de la flottille principale ont participé aux activités de pêche pendant toutes les 23 années de l'analyse et neuf autres navires y ont participé pendant 20 à 22 ans.

Tableau C.2. Critères de sélection des navires utilisés dans les analyses des CPUE du stock par engin.

Analyse	Type de chalut	Critères de sélection des navires			Caractéristiques de l'ensemble de données				
		N ^{bre} d'années	N ^{bre} de sorties	N ^{bre} minimal d'enregistrements positifs	N ^{bre} de navires	% du total des prises ¹	Prises (t)	Total enregistrements	Enregistrements positifs
totBC (zones 3CD et 5ABCDE)	Chalut de fond	7	7	100	45	87	2 288	190 563	46 798

¹ Le total des prises a été calculé avec tous les filtres appliqués, à l'exception des restrictions concernant le navire et la profondeur.

Le Tableau C.3 présente les variables indépendantes utilisées dans le modèle, d'après les données trait par trait relatives à chaque enregistrement; le nombre de catégories disponibles varie, comme indiqué dans le Tableau C.1, le Tableau C.2 et le Tableau C.3. Le Tableau C.4 résume les données sur les navires de la flottille principale utilisées dans l'analyse, par année civile, y compris le nombre d'enregistrements, le nombre total d'heures de pêche et les prises connexes de bocaccios. Ce tableau présente aussi la proportion de traits sans bocaccio.

Tableau C.3. Variables indépendantes proposées pour le modèle de CPUE, d'après les données trait par trait.

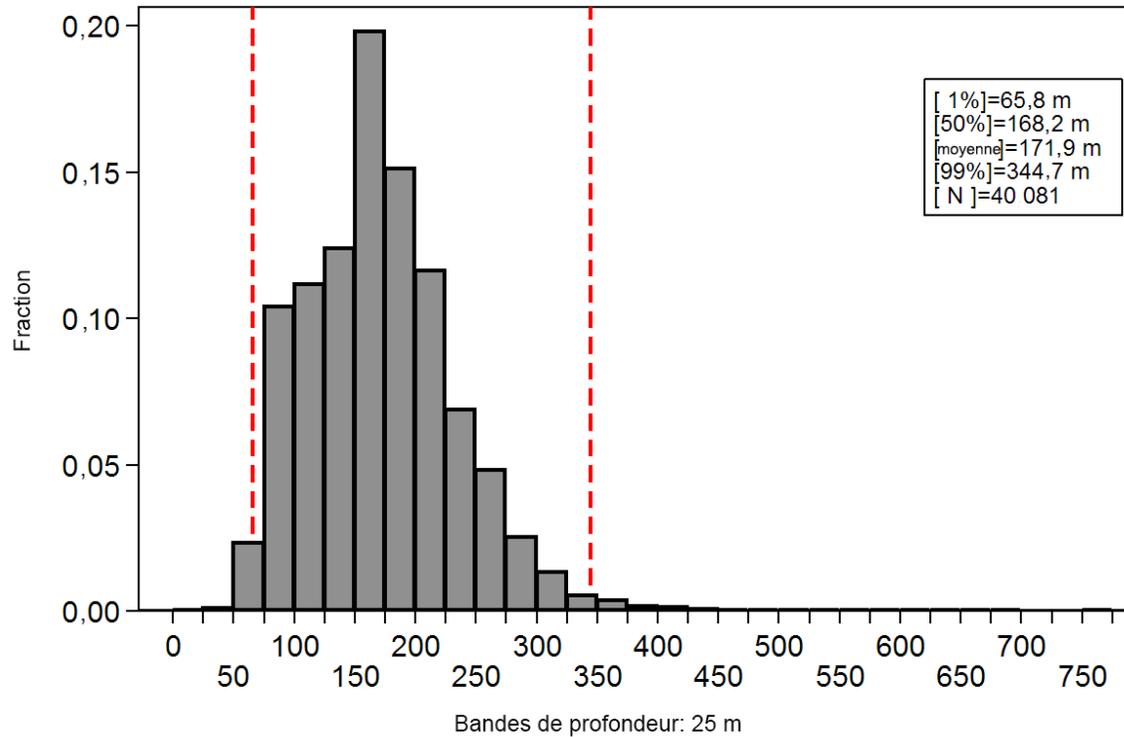
Variable	Type de données
Année	23 catégories (années civiles)
Heures de pêche	Continues : polynôme de 3 ^e ordre
Mois	12 catégories
Lieux de pêche du MPO	Zone associée au lieu de pêche déterminée par Rutherford (1999) (comprend une catégorie de regroupement finale) (Tableau C.1)
Latitude	Latitude selon des intervalles de 0,1° commençant à 48° N (comprend une catégorie de regroupement finale) (Tableau C.1)
Navire	Voir le Tableau C.2 pour le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie de regroupement finale)
Profondeur	Voir le Tableau C.1 pour le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie de regroupement finale)
Zone principale de la CPMP	Sept catégories : zones de la CPMP 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D et 5E

Tableau C.4. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du bocaccio dans la zone totBC (3CD et 5ABCDE), par année, pour l'ensemble de données principal (après l'application de tous les filtres de données et la sélection des navires de la flottille principale).

Année	Nombre de navires ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre d'enregistrements ¹	Nombre d'enregistrements ²	% d'enregistrements nuls ²	Total de prises (t) ¹	Total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	106	789	3 594	3 594	18 928	81,0	216,1	7 457	29,0
1997	82	670	3 468	3 468	14 822	76,6	193,3	7 342	26,3
1998	64	668	3 531	3 531	14 911	76,3	214,3	7 620	28,1
1999	56	654	3 328	3 328	14 521	77,1	162,9	7 177	22,7
2000	55	672	3 641	3 641	15 452	76,4	225,8	7 353	30,7
2001	57	713	3 653	3 653	13 810	73,5	220,5	7 040	31,3
2002	50	701	3 672	3 672	14 722	75,1	234,1	7 501	31,2
2003	48	695	3 362	3 362	13 346	74,8	178,9	6 708	26,7
2004	48	632	2 602	2 602	13 024	80,0	127,8	4 913	26,0
2005	48	729	3 083	3 083	13 419	77,0	111,5	6 106	18,3
2006	42	590	2 292	2 292	11 218	79,6	87,4	4 688	18,6
2007	43	491	2 258	2 258	10 348	78,2	99,6	4 620	21,6
2008	39	460	2 013	2 013	8 794	77,1	74,0	3 897	19,0
2009	40	498	2 356	2 356	10 035	76,5	80,5	4 526	17,8
2010	39	435	1 919	1 919	9 283	79,3	67,5	3 873	17,4
2011	36	380	1 564	1 564	9 325	83,2	61,8	3 190	19,4
2012	34	353	1 520	1 520	8 218	81,5	63,5	3 024	21,0
2013	32	315	1 025	1 025	8 095	87,3	40,8	1 937	21,1
2014	32	311	1 061	1 061	7 318	85,5	39,1	2 065	19,0
2015	31	307	988	988	7 511	86,8	29,6	1 906	15,5
2016	27	272	941	941	6 653	85,9	22,5	1 902	11,9
2017	29	289	938	938	6 739	86,1	29,9	1 917	15,6
2018	25	236	1 082	1 082	5 423	80,0	49,4	2 092	23,6

¹ Calculé pour les traits pour lesquels les prises de bocaccios > 0;

² Calculé pour tous les traits



Les lignes verticales indiquent 1 % et 99 % de la distribution.
La plage complète des observations de profondeur figure sur l'axe des abscisses.

Figure C.1. Distribution de la profondeur des traits contenant des bocaccios pour les analyses fondées sur un modèle linéaire généralisé évaluant la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) de 1996 à 2018; les intervalles utilisés sont de 25 m (chaque catégorie est représentée par la limite supérieure de l'intervalle). Les lignes verticales indiquent les 1^{er} et 99^e centiles.

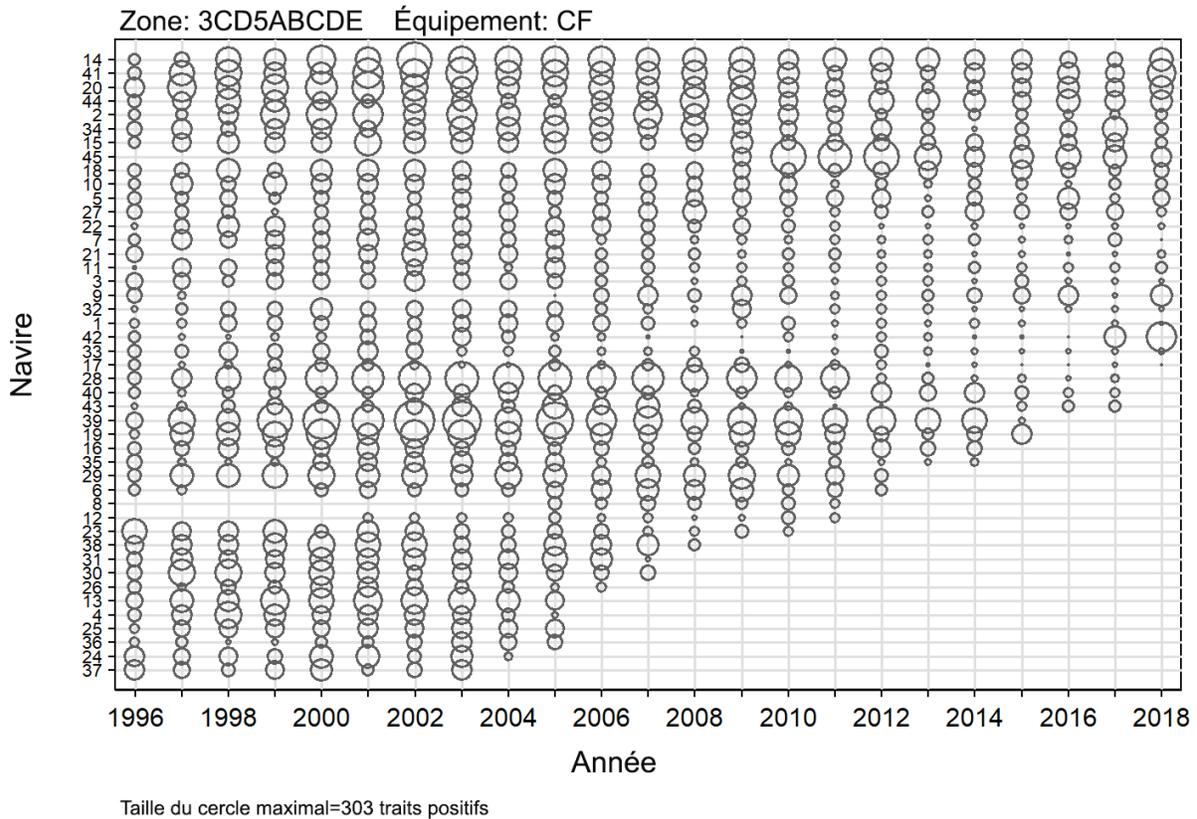


Figure C.2. Diagramme à bulles illustrant la participation des navires (nombre de traits positifs) de la flottille principale dans les analyses fondées sur un modèle linéaire généralisé ciblant la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Les navires sont codés par ordre croissant de l'effort total annuel.

C.4. RÉSULTATS

C.4.1. Zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE)

C.4.1.1. Pêche au chalut de fond : modèle log-normal positif

On a effectué une analyse log-normale standardisée par modèle linéaire généralisé qui était fondée sur les enregistrements de prises positives provenant de l'ensemble de données trait par trait sur la pêche au chalut de fond généré, comme décrit à la section C.3. On a proposé huit variables indépendantes (décrites dans la section C.3 ci-dessus) pour le modèle. La valeur de $\ln(\text{prises})$ a été utilisée comme variable dépendante, pour laquelle les prises correspondent au total des débarquements et des rejets de bocaccios (en kilogrammes) pour chaque enregistrement (trait) (Éq. C.3). La série d'indices de CPUE obtenue est présentée sur la Figure C.3.

On a forcé la variable catégorielle [Year] (année) comme première variable du modèle, indépendamment de son effet sur l'écart associé au modèle. Les sept autres variables ont été proposées de façon séquentielle; celles ayant le meilleur critère d'information d'Akaike (AIC) ont été acceptées progressivement. On a poursuivi ce processus jusqu'à ce que l'amélioration de la variable R^2 du modèle soit inférieure à 1 % (Tableau C.5). Le modèle a sélectionné quatre des

sept variables indépendantes restantes, soit [Vessel] (navire), [DFO locality] (lieu de pêche du MPO), [0.1°Latitude_bands] (intervalles de latitude de 0,1°) et [Month] (mois) en plus de la variable [Year]. Le modèle log-normal final représentait 14 % de l'écart total du modèle (Tableau C.5); seulement 4 % étaient attribuables à la variable de l'année.

Les résidus du modèle ont montré un bon ajustement à l'hypothèse de la distribution log-normale sous-jacente; on a observé une certaine asymétrie dans le corps de la distribution ainsi que des écarts aux extrémités de celle-ci, qui sont supérieurs à plus ou moins deux erreurs-types (Figure C.4).

Un graphique graduel représentant l'effet de l'introduction dans le modèle de chaque variable indépendante sur les indices annuels montre que la procédure de standardisation a apporté des ajustements à la hausse relativement faibles au début de la série non standardisée ainsi que des ajustements à la baisse connexes après l'année 2009, ce qui a produit une tendance annuelle relativement lisse (Figure C.5).

Tableau C.5. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements et rejets vérifiés) associées à la pêche au chalut de fond du bocaccio dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) et écarts expliqués (R²) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont inscrites en gras et marquées d'un astérisque (). L'année a été forcée comme première variable.*

Variable	1	2	3	4	5	6
Année*	0,0414	-	-	-	-	-
Navire*	0,0351	0,0816	-	-	-	-
Lieu de pêche du MPO*	0,0279	0,0767	0,1107	-	-	-
Intervalles de latitude de 0,1**	0,0342	0,0790	0,1111	0,1249	-	-
Mois*	0,0187	0,0580	0,0940	0,1229	0,1376	-
Heures de pêche	0,0155	0,0586	0,0970	0,1198	0,1335	0,1460
Intervalles de profondeurs*	0,0038	0,0445	0,0827	0,1114	0,1254	0,1382
Zone principale de la CPMP	0,0151	0,0627	0,0960	0,1184	0,1308	0,1445
Amélioration de l'écart	0	0,0403	0,0290	0,0142	0,0127	0,0084

Les tracés CDI des quatre variables indépendantes introduites dans le modèle en plus de la variable [Year] révèlent les effets relativement faibles de la standardisation dans la série. La plupart des ajustements concernant la série non standardisée présentée dans la Figure C.5 ont été apportés lors de l'ajout de la variable [Vessel]. C'est le cas parce qu'une tendance est associée à cette variable. En effet, les navires ayant la capacité de capture la plus faible ont tendance à quitter la pêche (Figure C.6), ce qui produit une faible augmentation du taux de variation de la série susmentionnée. Les trois variables indépendantes restantes, soit [DFO_locality] (Figure C.7), [0.1°Latitude_bands] (Figure C.8) et [Month] (Figure C.9) ont eu une incidence faible sur l'ensemble de la série.

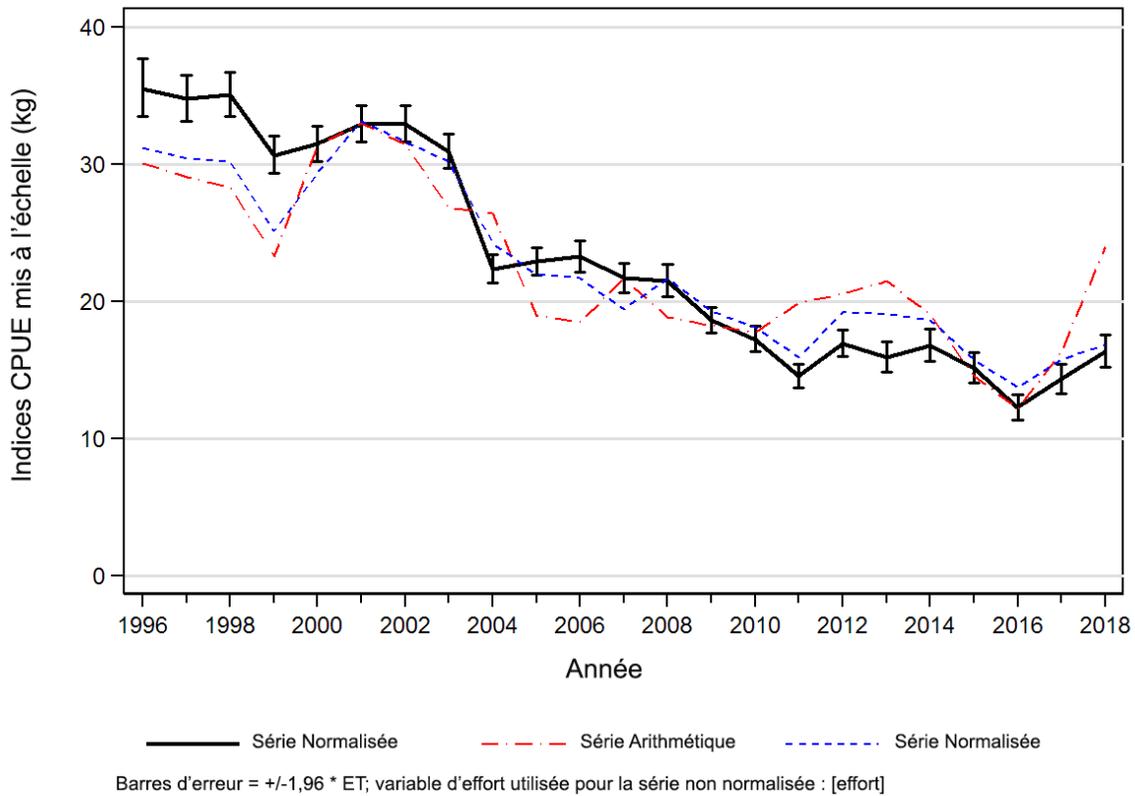
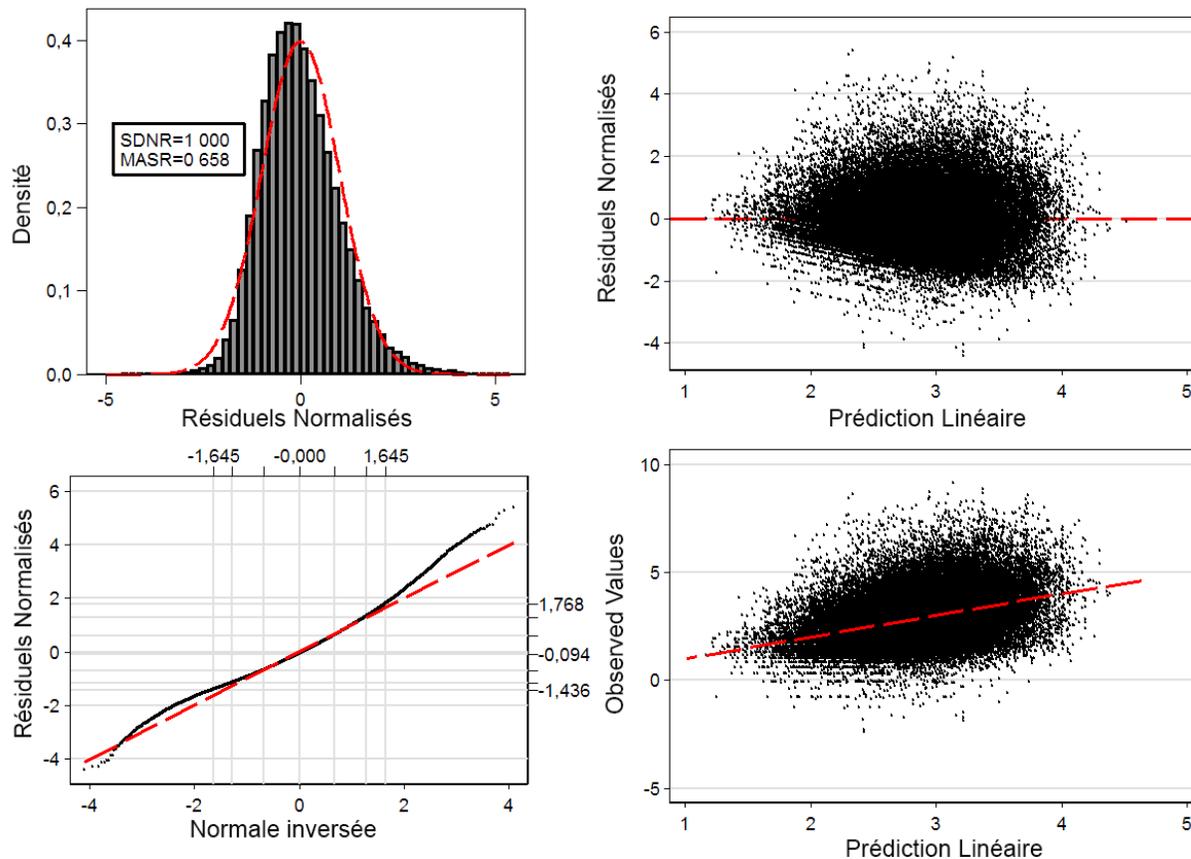


Figure C.3. Trois séries de CPUE pour les prises positives de bocaccio provenant des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) de 1996 à 2018. La ligne pleine représente la série de CPUE standardisée provenant du modèle log-normal (Éq. C.3). Les séries arithmétique (Éq. C.1) et non standardisée (Éq. C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.



Les lignes du quadrillage correspondent aux 5e, 10e, 25e, 50e, 75e, 90e et 95e centiles.

Figure C.4. Graphiques de diagnostics des résidus pour l'analyse log-normale fondée sur le modèle linéaire généralisé pour le bocaccio pêché au chalut de fond dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Graphique en haut à gauche : histogramme des résidus standardisés avec la distribution log-normale superposée (SDNR : écart-type des résidus normalisés; MASR : médiane des résidus standardisés absolus). Graphique en bas à gauche : diagramme quantile-quantile (Q-Q) des résidus standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5^e et 95^e centiles des distributions théorique et observée. Graphique en haut à droite : représentation des résidus standardisés par rapport aux CPUE prédites. Graphique en bas à droite : représentation des CPUE observées par rapport aux CPUE prédites.

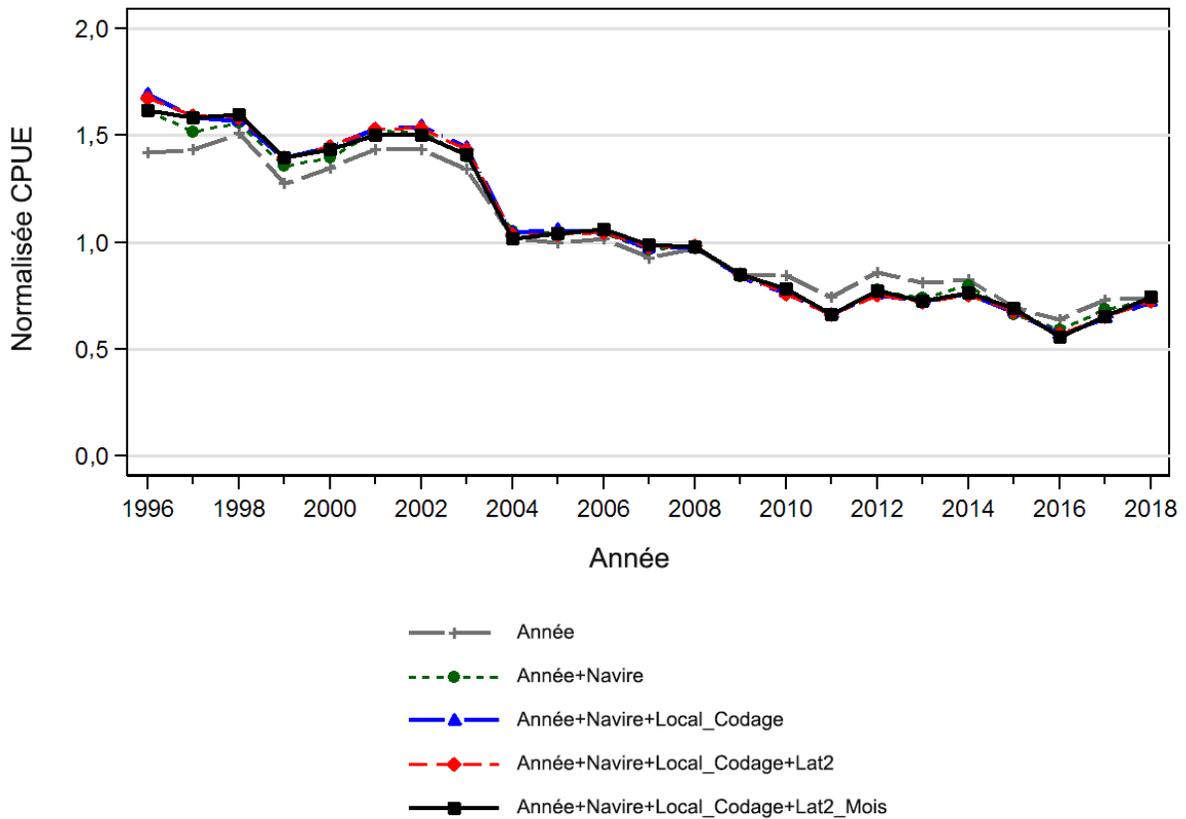


Figure C.5. Graphique montrant les coefficients annuels après l'ajout de chaque variable successive de l'analyse de régression log-normale standardisée pour le bocaccio issu de la pêche au chalut de fond menée dans la zone TotBC (zones 3CD et 5ABCDE). Le modèle final est représenté par une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.

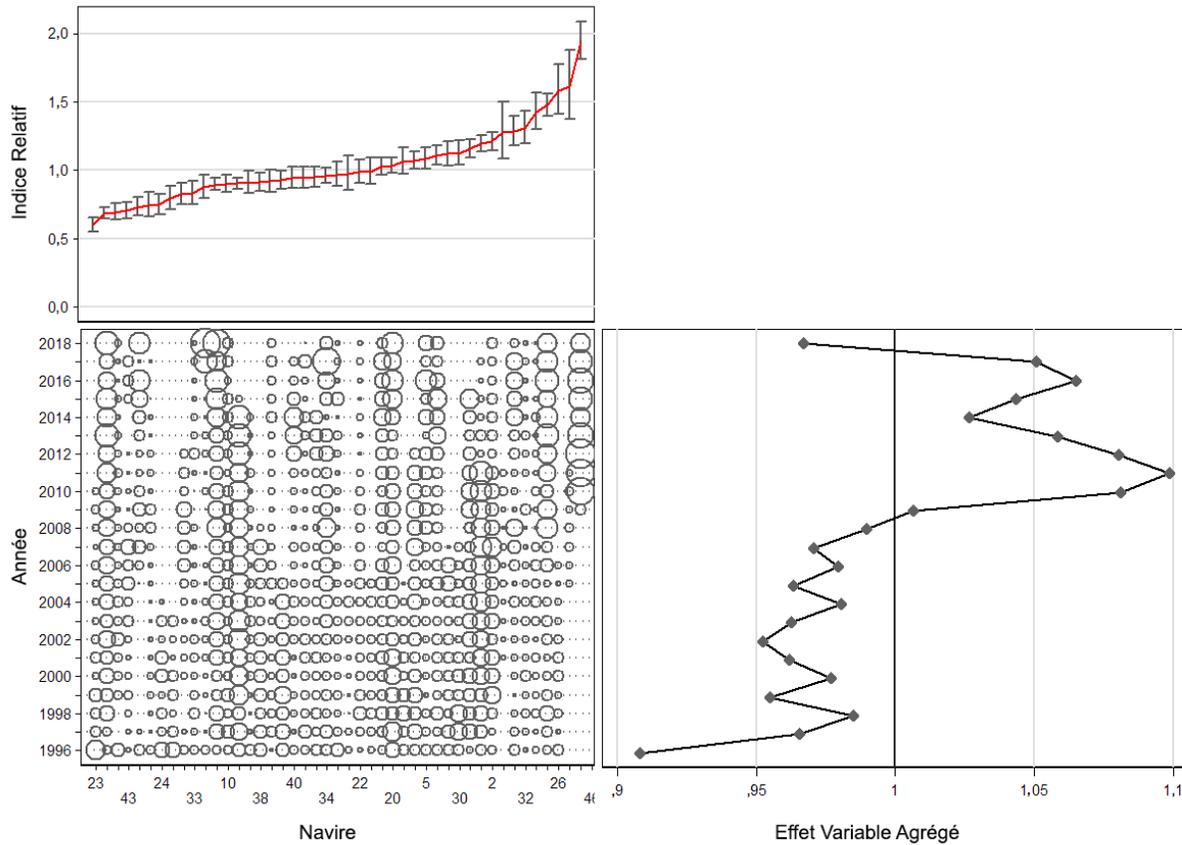


Figure C.6. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Vessel] dans le modèle de régression log-normal pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

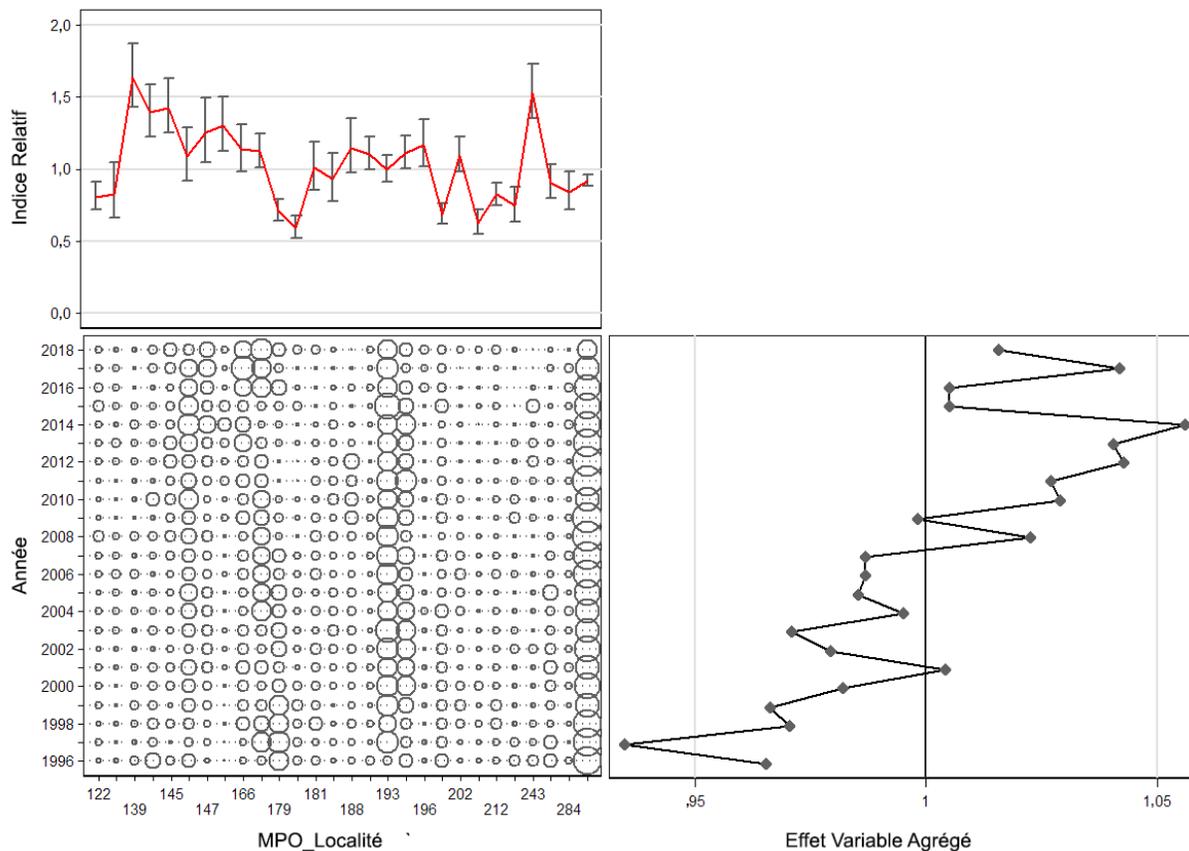


Figure C.7. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO locality] dans le modèle de régression log-normal pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Le Tableau C.6 fournit la définition des codes utilisés pour chaque lieu de pêche présenté dans la figure ci-dessus. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

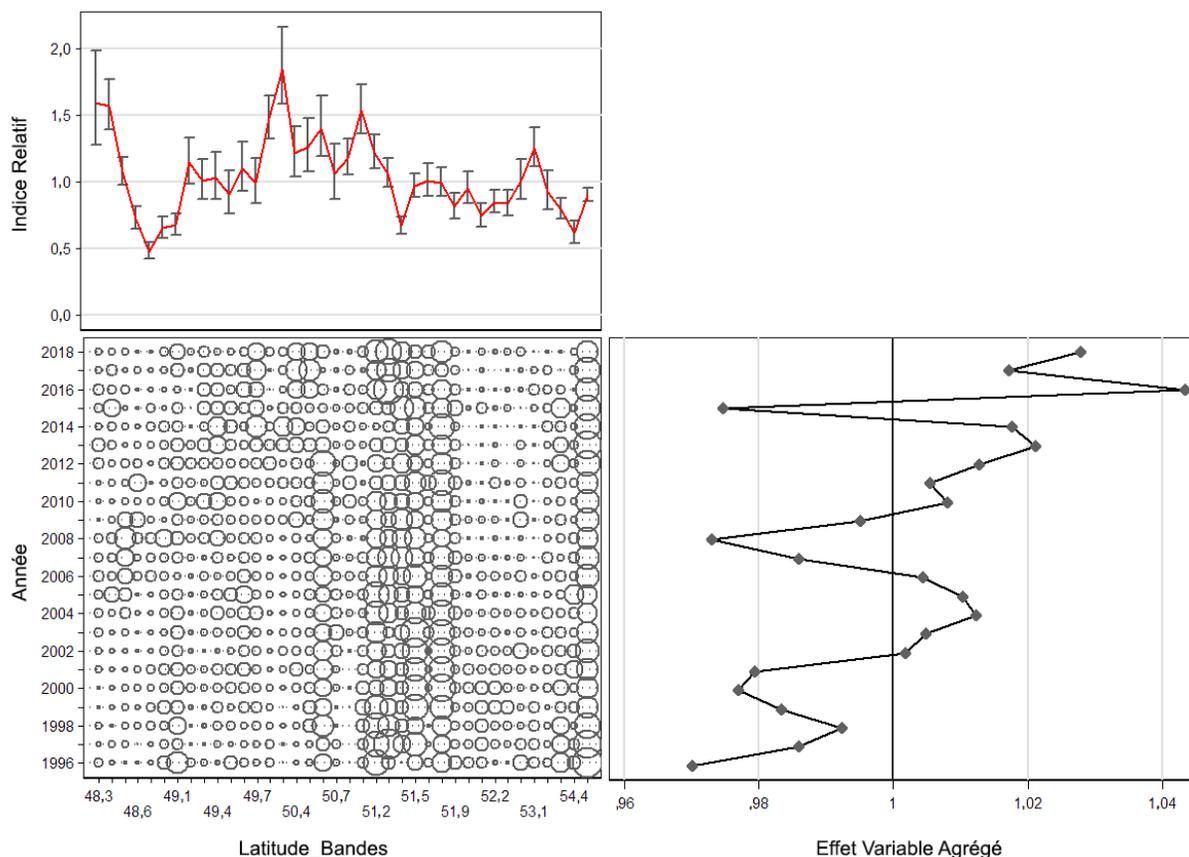


Figure C.8. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude bands] dans le modèle de régression log-normal pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

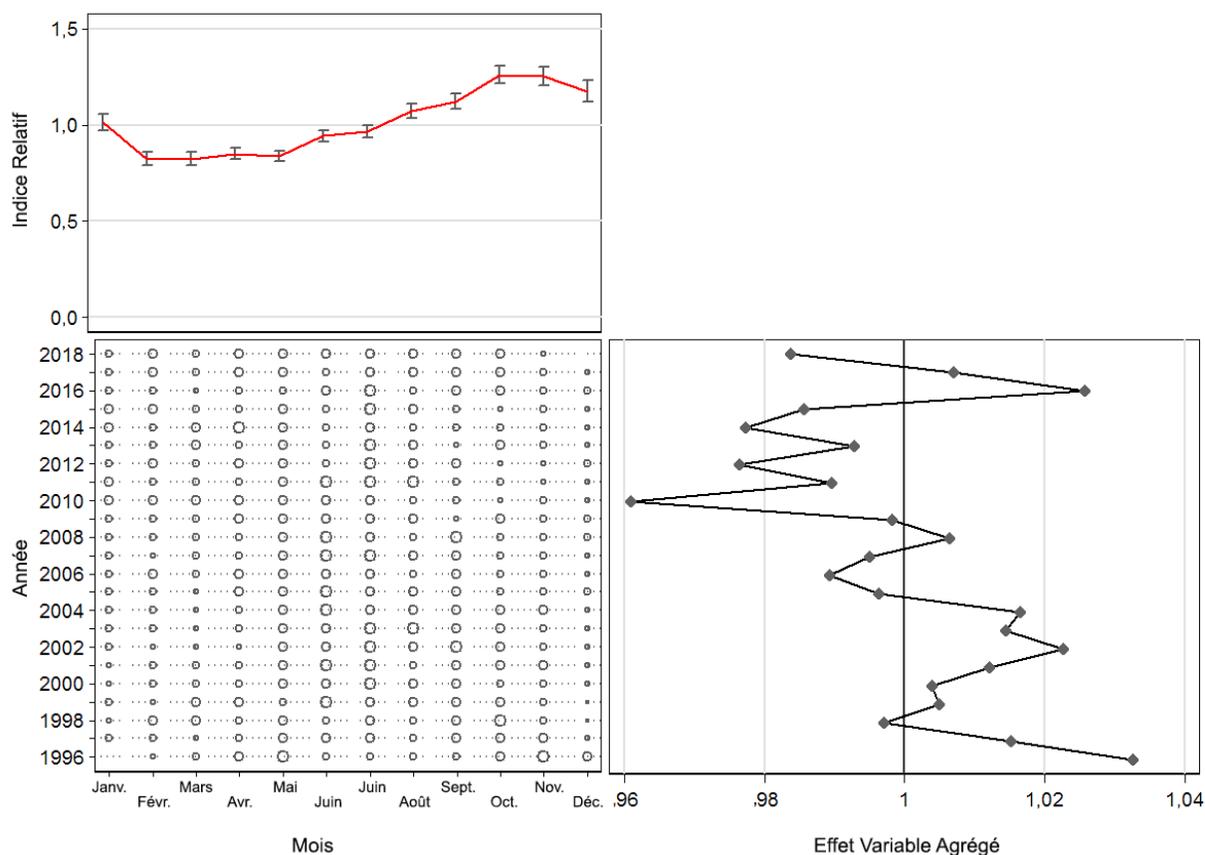


Figure C.9. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normal pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

Les indices annuels de l'analyse log-normal indiquent une tendance à la baisse du début de la série à l'année 2016 et un renversement possible pendant les deux dernières années de la série (Figure C.3). Ce modèle est associé à des diagnostics raisonnables et présente seulement de légers changements par rapport à la série non standardisée.

Tableau C.6. Définitions des codes de lieux de pêche utilisés sur la Figure C.7.

Code	Zone principale de la CPMP	Zone secondaire du MPO	Nom de la zone secondaire	Nom du lieu de pêche	Indice log-normal
122	3C	23	Banc Big	Banc Big (eaux profondes)/canyon	0,806
125	3C	23	Banc Big	Barkley	0,830
139	3C	24	Baie Clayoquot	Canyon Nitinat	1,636
140	3C	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	1,394
145	3D	25	Estevan – Inlet Esperanza	Estevan – Sud	1,427
146	3D	25	Estevan – Inlet Esperanza	Estevan – Nord	1,091
147	3D	25	Estevan – Inlet Esperanza	Nootka	1,251
165	3D	27	Baie Quatsino	Esperanza – Est	1,301
				Cap Cook – Ouest	

Code	Zone principale de la CPMP	Zone secondaire du MPO	Nom de la zone secondaire	Nom du lieu de pêche	Indice log-normal
166	3D	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	1,136
178	5A	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	1,123
179	5A	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,709
180	5A	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,594
181	5A	11	Cap Scott-Triangle	Topknot	1,008
183	5A	11	Cap Scott-Triangle	Îles West Scott	0,931
188	5A	11	Cap Scott-Triangle	Canyon Pisces	1,149
192	5B	8	Banc de l'île Goose	Île Goose – Nord-est	1,105
193	5B	8	Banc de l'île Goose	Île Goose – Sud-est	0,999
195	5B	8	Banc de l'île Goose	Île Goose – Sud-ouest	1,112
196	5B	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	1,171
197	5B	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Sud-est	0,685
202	5B	8	Banc de l'île Goose	Banc Middle – Sud-ouest	1,097
203	5B	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Eaux extérieures	0,627
212	5C	2	2B – Est	Moresby – Sud	0,825
229	5C	6	5 – Cours inférieur de la partie sud-est du détroit d'Hécate	Horseshoe – Est	0,745
243	5D	3	1 – Est de l'entrée Dixon	Baie McIntyre	1,531
251	5D	4	4 – Two Peaks – Île Dundas	Two Peaks	0,907
284	5E	31	2A – Baie Rennel – Ouest	Hogback – Sud	0,842

C.4.1.2. Pêche au chalut de fond : modèle logit binomial

On a proposé au modèle les variables indépendantes utilisées dans le modèle log-normal, de façon séquentielle. On a commencé par la variable catégorielle de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration de la valeur de R^2 du modèle soit inférieure à 1 % (Tableau C.7). On a utilisé une variable binaire de 1 pour les traits avec des prises positives et de 0 pour les traits de prises nulles, à titre de variable dépendante. Le modèle binomial final représentait 13,5 % de l'écart total du modèle; seulement 1 % était attribuable à la variable de l'année.

Tableau C.7. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de la présence ou de l'absence des débarquements et des rejets de bocaccios vérifiés provenant de la pêche au chalut de fond menée dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) et écarts expliqués (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont inscrites en gras et marquées d'un astérisque (*). L'année a été forcée comme première variable.

Variable	1	2	3	4	5
Année*	0,0105	-	-	-	-
Intervalle de latitude de 0,1**	0,0711	0,0818	-	-	-
Intervalle de profondeurs*	0,0657	0,0771	0,1233	-	-
Navire*	0,0383	0,0495	0,0930	0,1348	-
Lieux de pêche du MPO	0,0627	0,0752	0,0969	0,1330	0,1443
Heures de pêche	0,0009	0,0114	0,0820	0,1243	0,1352
Mois	0,0039	0,0143	0,0863	0,1271	0,1378
Zone principale de la CPMP	0,0606	0,0722	0,0891	0,1330	0,1431
Amélioration de l'écart	0,0000	0,0713	0,0415	0,0115	0,0095

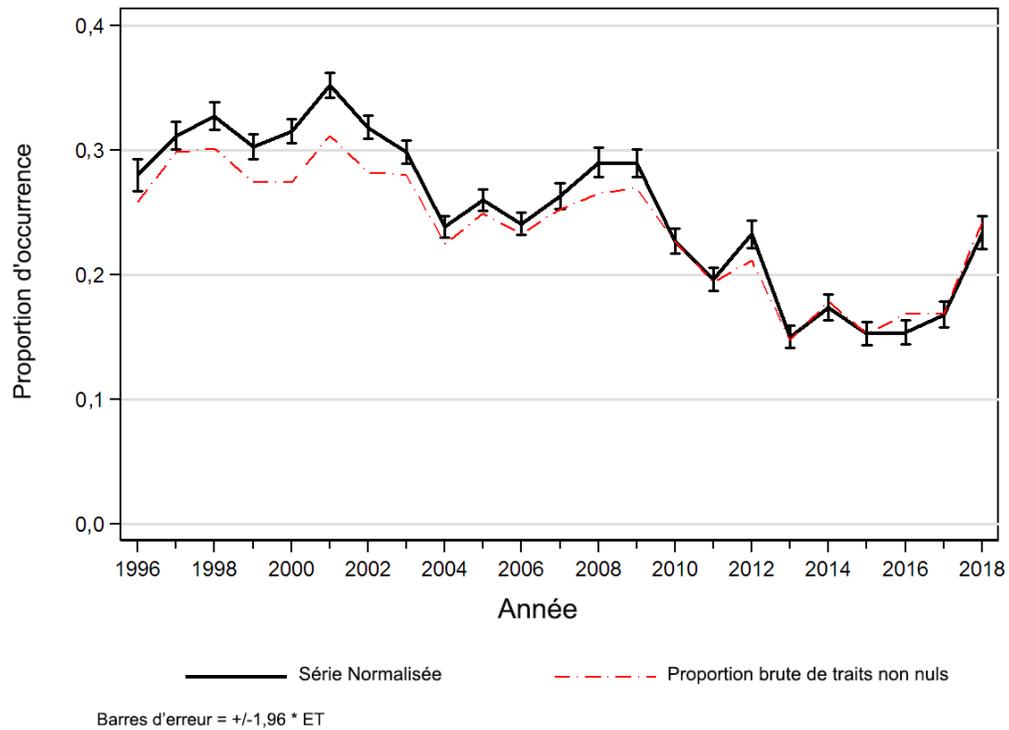


Figure C.10. La série d'indices du modèle binomial pour la pêche au chalut de fond menée dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) montre également la tendance dans la proportion de traits nuls tirée du même ensemble de données.

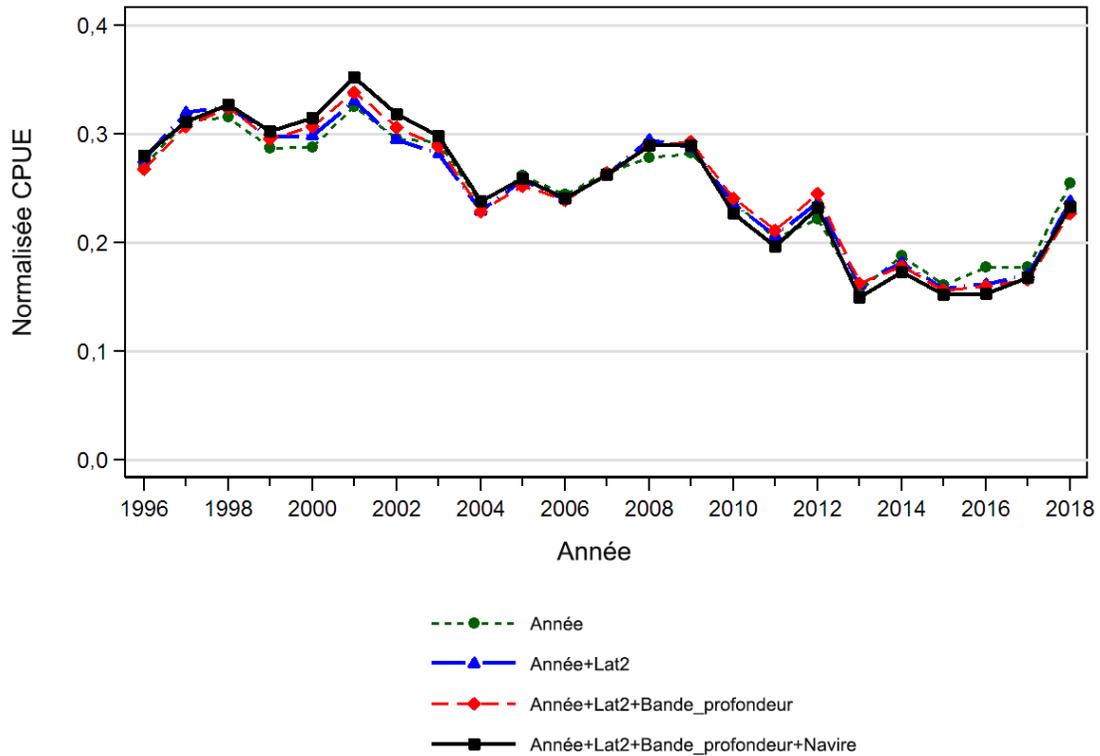


Figure C.11. Graphique montrant les coefficients annuels après l'ajout de chaque variable successive de l'analyse de régression binomiale standardisée pour le bocaccio issu de la pêche au chalut de fond menée dans la zone TotBC (zones 3CD et 5ABCDE). Le modèle final est représenté par une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été ajustée de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.

Les variables indépendantes sélectionnées comprennent [0.1° Latitude_bands], [Depth_bands] (intervalles de profondeurs) et [Vessel], en plus de la variable [Year]. Le modèle affiche une tendance semblable à celle du modèle log-normal, qui baisse généralement vers le milieu des années 2010 et qui augmente lors de la dernière année (Figure C.10). Certaines portions du modèle affichent relativement peu de changements pour le début de la série et le milieu des années 2010. Un graphique graduel (Figure C.11) représentant l'effet de l'ajout de chaque variable indépendante successive montre que la standardisation binomiale n'a entraîné que des changements mineurs; la fonction « occurrence » non standardisée paraît très semblable à la série binomiale standardisée (Figure C.10).

L'effet de la standardisation est d'accentuer le taux de variation de la série. L'ajout des variables [0.1° Latitude_bands] (Figure C.12), [Depth_bands] (Figure C.13) et [Vessel] (Figure C.14) vise à augmenter la première portion de la série et à diminuer la portion suivante, de façon successive. Aucune des trois variables susmentionnées n'affiche une tendance relative aux données au fil du temps.

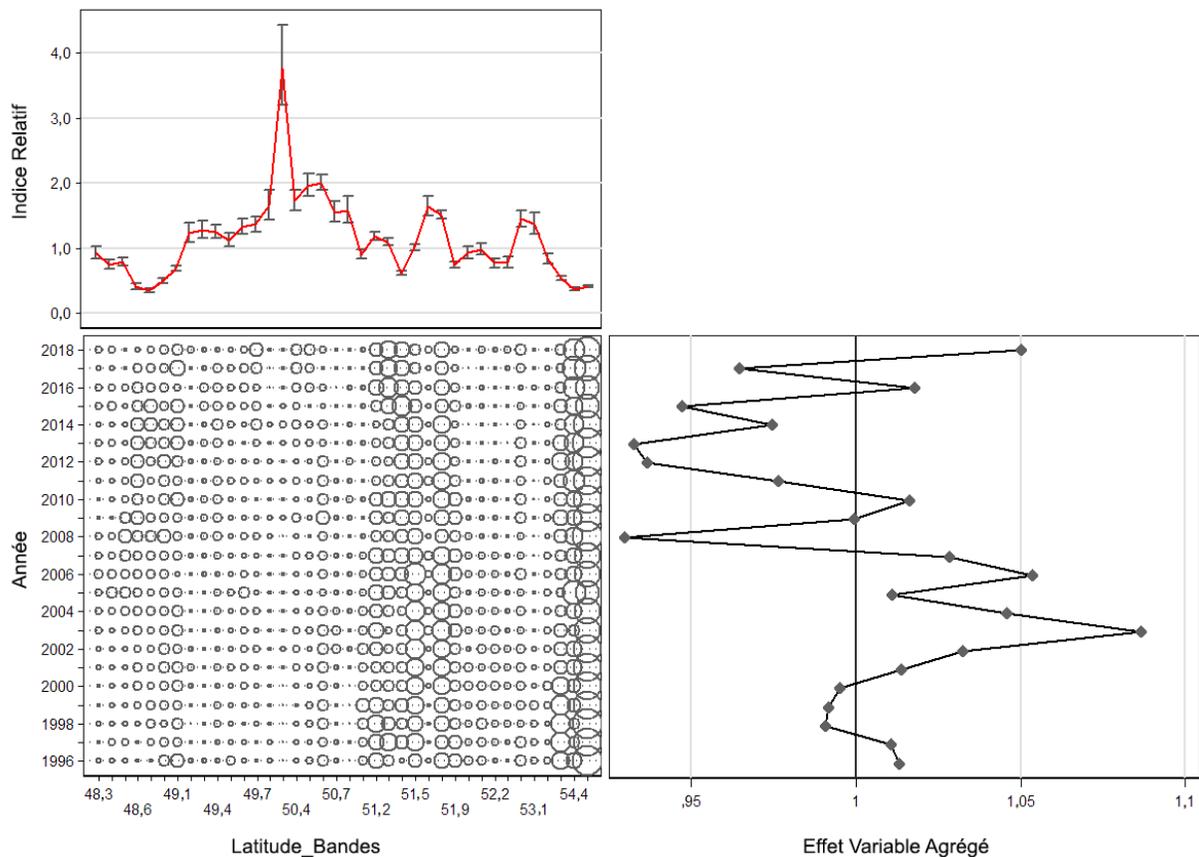


Figure C.12. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [*Latitude bands*] dans le modèle de régression binomial pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

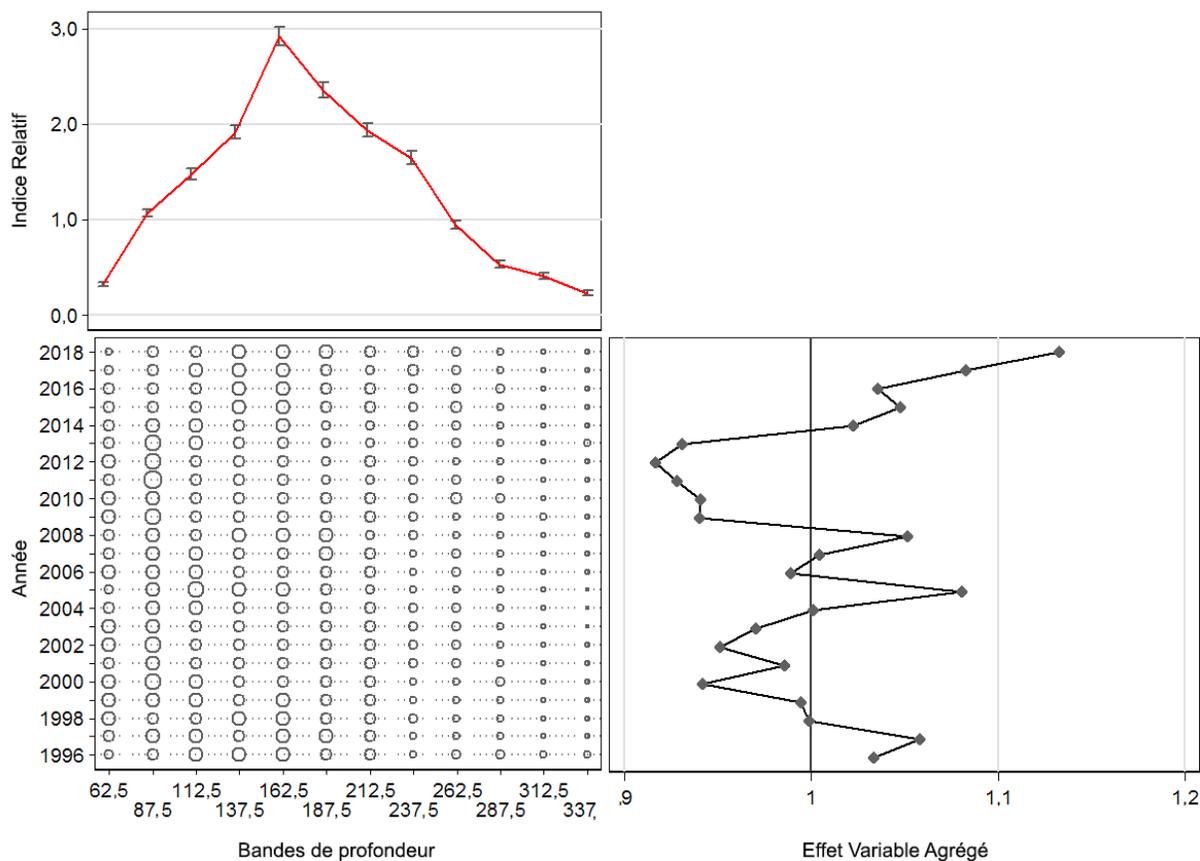


Figure C.13. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth bands] dans le modèle de régression binomial pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

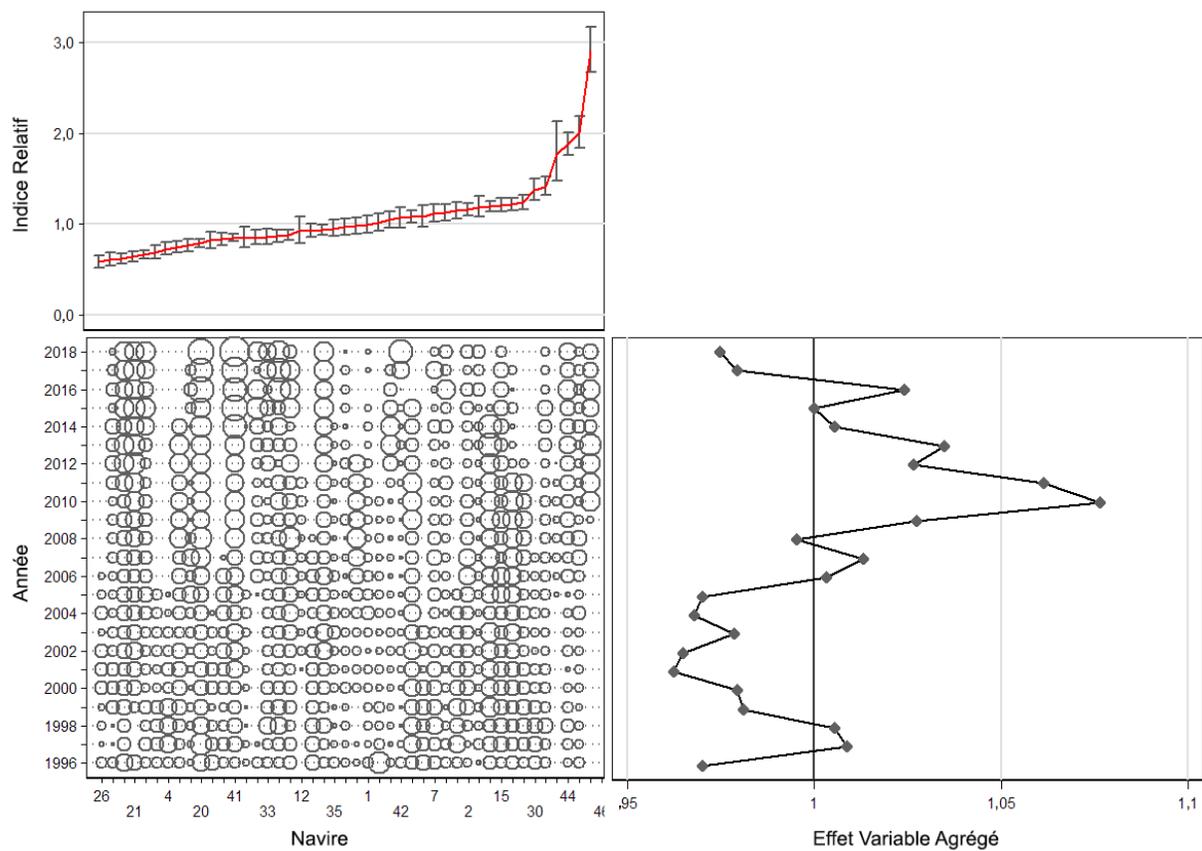


Figure C.14. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Vessel] dans le modèle de régression binomial pour le bocaccio capturé dans le cadre des activités de pêche au chalut de fond menées dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet selon le niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

C.4.1.3. Pêche au chalut de fond : modèle combiné

Les modèles log-normal et binomial montrent des tendances à la baisse globales qui sont semblables pendant la majorité de la période évaluée, mais la nature multiplicative de l'équation du modèle combiné (Éq. C.4) entraîne une tendance à la baisse plus forte pour l'ensemble de la série jusqu'à 2016, puis une faible augmentation au cours des deux dernières années de la série (Figure C.15).

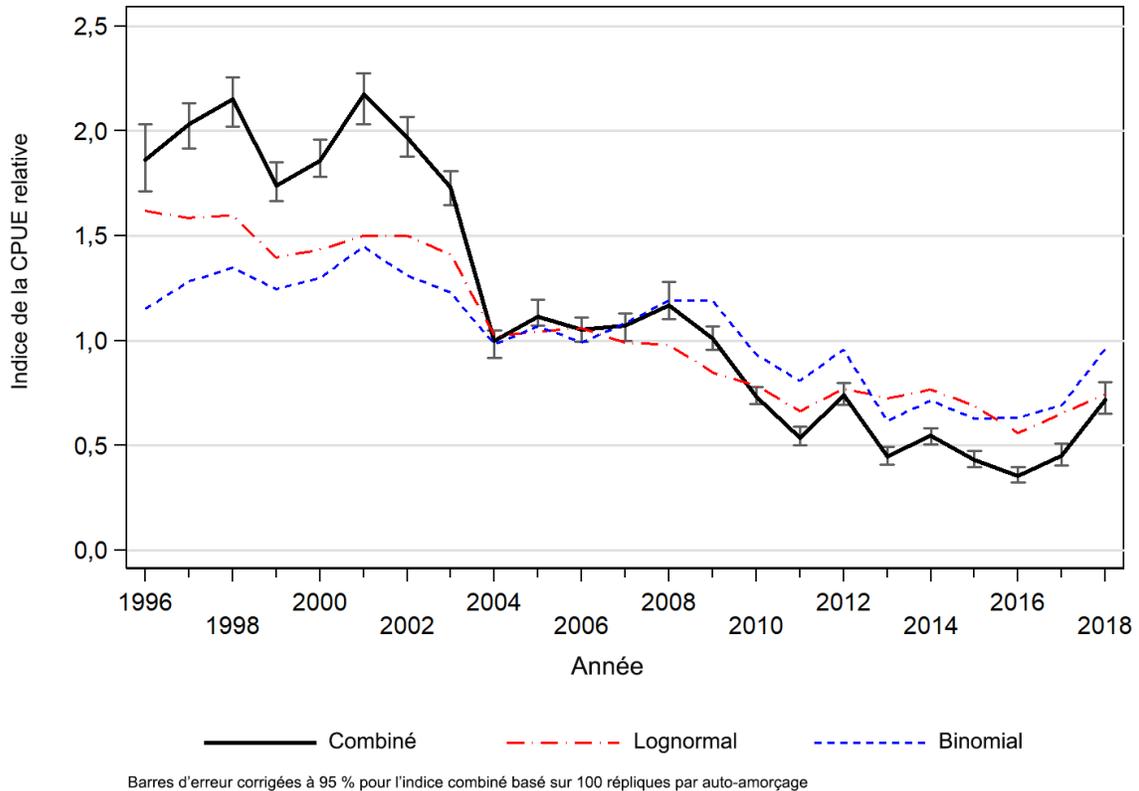


Figure C.15. Série d'indices combinée (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond menée dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE) montrant également les séries d'indices contributives log-normale et binomiale. Limites de confiance fondées sur 100 tirages de la méthode bootstrap.

C.5. INDICES D'ABONDANCE RELATIFS

Le Tableau C.8 résume la série d'indices d'abondance relatifs et les erreurs-types connexes provenant de l'analyse de CPUE du bocaccio. Les indices de CPUE utilisés dans le modèle d'évaluation du stock structuré selon l'âge sont représentés par des indices delta-log-normaux (combinés) provenant des données sur la pêche au chalut de fond (Figure C.15 et Tableau C.8). Les erreurs-types de la méthode bootstrap connexes ont été utilisées comme coefficients de variation initiaux lors de l'ajustement du modèle d'évaluation du stock. Seuls les indices jusqu'à 2012 ont été utilisés dans ce modèle d'évaluation parce que les membres du groupe de travail technique sur le bocaccio ont jugé que les indices n'étaient plus fiables à partir 2013. En effet, ils ont jugé que la mise en place d'importantes mesures de gestion visant à réduire les prises de bocaccios a fait en sorte que les pêcheurs ont probablement adopté un comportement d'évitement.

Tableau C.8. Indices relatifs des CPUE annuelles selon les modèles arithmétique, non standardisé et log-normal des prises non nulles de bocaccio provenant de la pêche au chalut de fond menée dans la zone totBC (zones 3CD et 5ABCDE). Le tableau présente également les indices du modèle binomial sur la présence ou l'absence de débarquements et de rejets de bocaccios dans cette pêche et les indices du modèle combiné delta-log-normal (Éq. C.4). Tous les indices ont été ajustés pour que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0. Les limites de confiance analytique supérieures et inférieures de 95 % et l'erreur-type (ET) connexe sont présentées pour le modèle log-normal, tandis que les limites de confiance supérieures et inférieures de 95 % relatifs à la méthode bootstrap, et l'ET connexe sont présentées pour le modèle combiné.

Année	Indice arithmétique (Éq. C.1)	Indice géométrique (Éq. C.2)	Modèle log-normal (Éq. C.3)				Indice binomial (Éq. C.3)	Modèle combiné (Éq. C.4)			
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET
1996	1,369	1,420	1,619	1,525	1,718	0,0304	1,151	1,864	1,712	2,033	0,0883
1997	1,324	1,387	1,585	1,510	1,663	0,0247	1,282	2,032	1,916	2,132	0,0607
1998	1,292	1,377	1,598	1,527	1,671	0,0230	1,348	2,153	2,022	2,256	0,0606
1999	1,062	1,145	1,397	1,337	1,460	0,0225	1,246	1,740	1,664	1,851	0,0483
2000	1,428	1,339	1,434	1,377	1,493	0,0208	1,297	1,860	1,782	1,959	0,0456
2001	1,503	1,511	1,500	1,440	1,563	0,0209	1,449	2,174	2,032	2,276	0,0616
2002	1,433	1,441	1,501	1,443	1,561	0,0202	1,310	1,965	1,879	2,068	0,0514
2003	1,223	1,376	1,410	1,354	1,469	0,0208	1,229	1,733	1,647	1,808	0,0419
2004	1,203	1,105	1,019	0,973	1,067	0,0235	0,981	1,000	0,918	1,047	0,0305
2005	0,863	1,001	1,043	0,999	1,089	0,0221	1,069	1,115	1,070	1,196	0,0281
2006	0,841	0,988	1,059	1,010	1,112	0,0246	0,992	1,051	0,994	1,112	0,0290
2007	0,987	0,884	0,988	0,940	1,038	0,0254	1,083	1,070	0,999	1,130	0,0331
2008	0,859	0,987	0,979	0,928	1,033	0,0273	1,193	1,168	1,101	1,279	0,0409
2009	0,831	0,879	0,848	0,807	0,891	0,0255	1,191	1,010	0,957	1,068	0,0311
2010	0,807	0,826	0,785	0,743	0,829	0,0278	0,933	0,732	0,699	0,776	0,0208
2011	0,908	0,726	0,663	0,625	0,703	0,0300	0,807	0,535	0,502	0,589	0,0201
2012	0,936	0,875	0,771	0,727	0,818	0,0301	0,957	0,738	0,692	0,798	0,0280
2013	0,978	0,868	0,725	0,676	0,778	0,0360	0,616	0,447	0,407	0,493	0,0224
2014	0,868	0,850	0,765	0,713	0,820	0,0356	0,714	0,546	0,503	0,580	0,0219
2015	0,665	0,718	0,689	0,640	0,742	0,0378	0,627	0,432	0,395	0,472	0,0198
2016	0,554	0,625	0,557	0,517	0,600	0,0380	0,632	0,352	0,325	0,396	0,0157
2017	0,743	0,718	0,652	0,605	0,704	0,0385	0,690	0,451	0,402	0,506	0,0231
2018	1,093	0,767	0,744	0,693	0,800	0,0365	0,961	0,715	0,651	0,802	0,0383

C.6. RÉFÉRENCES – CPUE

- Bentley, N., Kendrick, T.H., Starr, P.J., et Breen, P.A. 2012. [Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations](#). ICES J. Mar. Sci. 69(1): 84-88.
- Fletcher, D., Mackenzie, D. et Villouta, E. 2005. [Modelling skewed data with many zeros: a simple approach combining ordinary and logistic regression](#). Environ. Ecol. Stat. 12: 45-54.
- Francis, R.I.C.C. 2001. [Orange roughy CPUE on the South and East Chatham Rise](#). N.Z. Fish. Ass. Rep. 2001/26: 30 p.
- Quinn, T.R. et R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press. 542 pp.
- Rutherford, K.L. 1999. [A brief history of GFCatch \(1954-1995\), the groundfish catch and effort database at the Pacific Biological Station](#). Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2299: v + 66 p.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

La présente annexe décrit des analyses de données biologiques sur le bocaccio de la côte britanno-colombienne et vise à déterminer la relation longueur-poids, les modèles de croissance de von Bertalanffy, la chronologie de la maturité et la mortalité naturelle de l'espèce aux fins d'utilisation dans le modèle d'évaluation du stock de bocaccios fondé sur les prises selon l'âge (voir les sections D.1 et D.1.6). En outre, on a examiné ces données pour déterminer les différences fonctionnelles entre les diverses zones, à titre d'indicateurs possibles de l'existence de stocks distincts (section D.3). Toutes les analyses biologiques sont fondées sur les données relatives au bocaccio qui ont été extraites de la base de données sur le poisson de fond GFBioSQL du MPO le 3 octobre 2019 (10 442 enregistrements). Pour la plupart des analyses, les critères de sélection des données généraux sont résumés dans le Tableau D.1, mais la sélection des données peut varier d'une analyse à l'autre.

Tableau D.1. Critères de sélection des données pour les analyses allométriques et de croissance des données biologiques sur le bocaccio.

Champ	Critères	Remarques
Type de sortie	[trip_type] == c(2,3) [trip_type] == c(1,4,5)	Définition des observations issues d'activités de recherche Définition des observations issues de la pêche commerciale
Type d'échantillon	[sample_type] == c(1,2,6,7,8)	Échantillons aléatoires ou totaux seulement
Méthode de détermination de l'âge	[agemeth] == c(3, 17) ou ==(0 & [year]>=1980) ou == 1 pour âges 1:3	Méthode de « cassure et brûlage » ou méthode de cuisson inconnue à partir de 1980 (on présume qu'il s'agit de la méthode de « cassure et brûlage »); observations à la surface pour les jeunes individus
Code de catégorie de l'espèce	[SPECIES_CATEGORY_CODE]==1 (ou 3)	1 = Échantillons non triés 3 = Échantillons triés (conservés)
Code de sexe	[sex] == c(1,2)	Sexe clairement déterminé (1 = mâle; 2 = femelle)
Code de zone	[stock]z sélectionner une zone de stock valide (côte britanno-colombienne)	Codes des zones principales de la CPMP 3:9

Il convient de noter que les codes des données de la base GFBioSQL pour le champ sex (1 = mâle; 2 = femelle) sont inversés par rapport aux codes du modèle des prises selon l'âge (1 = femelle; 2 = mâle)

D.1. CYCLE VITAL

D.1.1. Relation longueur-poids

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été ajustée aux données sur les femelles, sur les mâles puis sur les sexes combinés pour toutes les paires de données valides sur le

poids et la longueur i , $\{W_{is}, L_{is}\}$:

$$\text{Éq. D.1} \quad \ln(W_{is}) = \alpha_s + \beta_s \ln(L_{is}) + \varepsilon_{is}, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

où α_s et β_s représentent les paramètres de l'ordonnée à l'origine et de la pente, respectivement, pour chaque sexe s (2 = femelle et 1 = mâle).

On a utilisé des échantillons issus de la pêche commerciale et de relevés de recherche de façon indépendante, sans égard au type d'engin utilisé, pour calculer les paramètres longueur-poids à considérer dans le modèle (Tableau D.2). Toutefois, on a choisi d'utiliser seulement les données provenant de relevés ou d'activités de recherche (Figure D.1). En outre, on a décrit les ajustements aux données provenant de différentes régions regroupées, par zone de la CPMP; seules les différences mineures entre les zones sont évidentes. Les données sur la pêche commerciale n'étaient pas aussi nombreuses que celles issues de relevés de recherche (Figure D.2).

Tableau D.2. Estimations des paramètres longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations (n) de bocaccios (femelles, mâles et sexes combinés) pour tous les échantillons issus de la pêche commerciale et de relevés, sans égard au type d'engin, de 1989 à 2018. Dans le tableau, on utilise les acronymes suivants : P = poids de l'échantillon (kg); $P_{\text{préd}}$ = poids prédit à partir de l'ensemble de données ajustées; (R) = données issues de relevés; (C) = données issues de la pêche commerciale.

Zone	Sexe	n	$\ln(a)$	ET $\ln(a)$	b	ET b	P_i moyen	P_i ET	P_i min.	P_i max.	$P_{\text{préd}}$ moyen
Côte (R)	F	1 226	-12,060	0,030	3,183	0,008	1,945	2,080	0,070	8,940	2,439
	M	1 841	-12,003	0,024	3,168	0,006	2,287	1,653	0,038	7,530	2,509
	F + M	3 075	-12,031	0,019	3,176	0,005	2,152	1,846	0,038	8,990	2,482
Côte (C)	F	164	-11,167	0,258	2,971	0,061	4,377	1,503	0,998	8,190	3,663
	M	264	-11,190	0,268	2,977	0,064	3,704	0,836	1,601	7,098	3,275
	F + M	428	-11,163	0,176	2,971	0,042	3,962	1,183	0,998	8,190	3,420
3CD (R)	F	491	-12,139	0,045	3,208	0,012	2,190	2,317	0,070	8,940	2,806
	M	798	-12,057	0,036	3,183	0,009	2,280	1,570	0,078	5,248	2,564
	F + M	1 293	-12,090	0,029	3,193	0,007	2,246	1,889	0,070	8,940	2,654
3CD (C)	F	17	-12,008	0,583	3,159	0,136	4,792	1,153	2,365	6,425	3,130
	M	32	-11,671	0,658	3,078	0,157	3,381	0,575	1,870	4,465	2,832
	F + M	49	-11,941	0,358	3,142	0,085	3,870	1,057	1,870	6,425	2,950
5ABC (R)	F	646	-11,988	0,048	3,161	0,013	1,558	1,627	0,090	8,530	1,823
	M	892	-11,951	0,036	3,154	0,009	2,092	1,620	0,038	7,530	2,179
	F + M	1 540	-11,975	0,029	3,159	0,007	1,867	1,643	0,038	8,530	2,029
5ABC (C)	F	96	-11,557	0,317	3,074	0,075	4,336	1,543	0,998	8,018	4,007
	M	181	-11,961	0,290	3,167	0,069	3,623	0,812	1,601	6,404	3,479
	F + M	276	-11,724	0,200	3,111	0,048	3,857	1,149	0,998	8,018	3,658
5DE (R)	F	87	-11,863	0,076	3,136	0,019	3,342	2,708	0,082	8,914	3,722
	M	150	-11,920	0,086	3,148	0,021	3,495	1,768	0,076	6,805	3,615
	F + M	237	-11,885	0,056	3,140	0,014	3,439	2,156	0,076	8,914	3,652
5DE (C)	F	51	-11,498	0,376	3,035	0,088	4,383	1,599	1,482	8,190	3,963
	M	51	-10,640	0,753	2,839	0,177	4,196	0,873	1,995	7,098	3,377
	F + M	102	-11,255	0,355	2,981	0,083	4,290	1,285	1,482	8,190	3,579

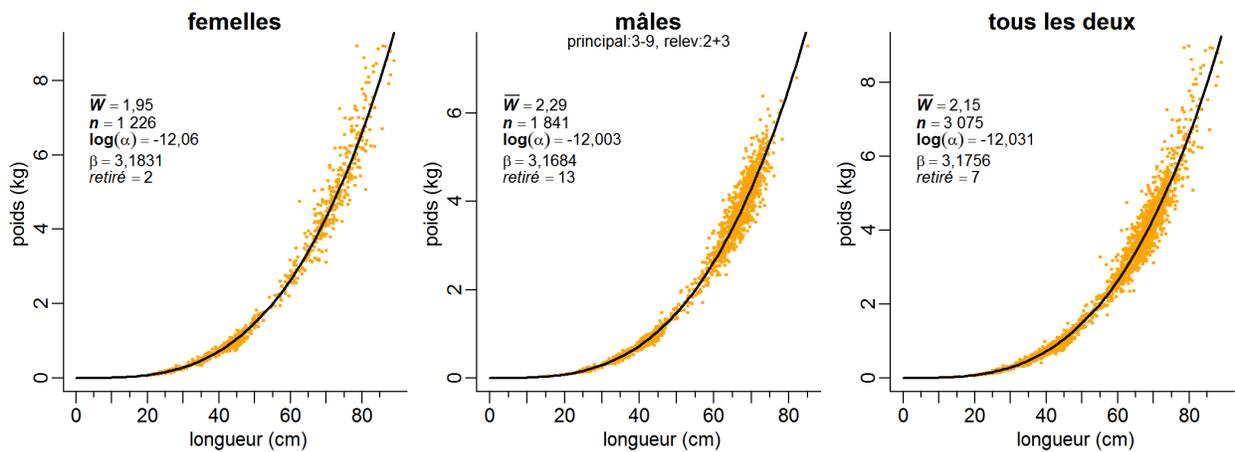


Figure D.1. Relation longueur-poids pour le stock de bocaccios de la côte britanno-colombienne calculée à partir d'échantillons issus de relevés de recherche. On a supprimé les enregistrements pour lesquels la valeur absolue des résidus standardisés est supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire); on a donc retiré deux observations avant l'ajustement final pour les femelles et 13 pour les mâles.

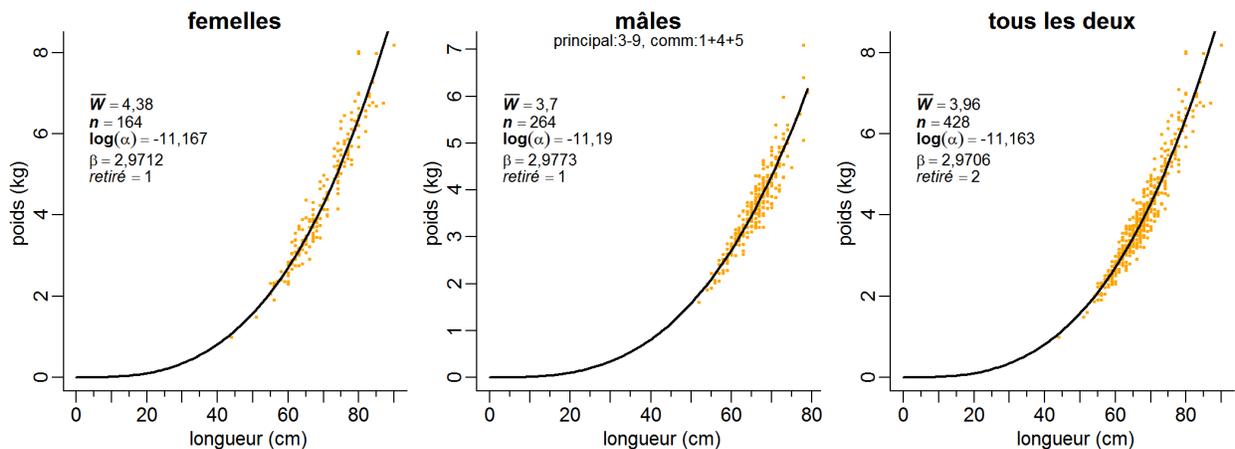


Figure D.2. Relation longueur-poids pour le stock de bocaccios de la côte britanno-colombienne calculée à partir d'échantillons issus de la pêche commerciale, sans égard au type d'engin. On a supprimé les enregistrements pour lesquels la valeur absolue des résidus standardisés est supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire); on a donc retiré une observation avant l'ajustement final pour les femelles et les mâles.

D.1.2. Modèle de croissance de von Bertalanffy

Les données sur l'âge déterminées selon les otolithes provenaient en proportion égale des relevés et des activités de pêche commerciale. Par conséquent, on a utilisé les données issues de relevés pour déterminer la croissance au moyen du modèle, mais les deux sources de données sont présentées dans la présente section, à titre de comparaison. On a choisi des

observations appariées i de la longueur et de l'âge par sexe, $\{L_{i_s}, a_{i_s}\}$, pour $s = 2, 1$ (femelle et mâle, respectivement) parmi 4 024 spécimens; l'âge de 50 d'entre eux a été déterminé au moyen d'observations à la surface d'otolithes et l'âge de 3 970 a été déterminé au moyen de la méthode de « cassure et brûlage » (MacLellan 1997). Le Tableau D.3 résume la disponibilité des otolithes de bocaccios.

Tableau D.3. Nombre d'otolithes sur lesquels on a utilisé la méthode de « cassure et brûlage » ou la méthode d'observations à la surface pour déterminer l'âge de bocaccios, selon la base de données GFBioSQL (consultée le 3 octobre 2019). Le nombre d'échantillons est inscrit entre parenthèses et n'est pas cumulatif selon le sexe (c.-à-d. que les otolithes par sexe proviennent habituellement du même échantillon). Les échantillons provenant d'une sortie de pêche par navire « affrété » ont été prélevés lors d'un relevé de pêche mené au moyen d'un navire commercial. Les otolithes en question ont été recueillis de 2001 à 2019.

Type de sortie	Activité	Méthode de détermination de l'âge	Femelle	Mâle	Inconnu
Recherche	Relevé	Observations à la surface	23 (5)	27 (6)	---
Recherche	Relevé	Cassure et brûlage	164 (66)	368 (147)	1 (1)
Affrété	Relevé	Inconnu	2 (2)	2 (2)	---
Affrété	Relevé	Cassure et brûlage	562 (154)	809 (206)	1 (1)
Observations canadiennes	Pêche commerciale	Cassure et brûlage	687 (42)	1347 (42)	31 (1)

La croissance a été formulée sous forme d'un modèle de von Bertalanffy, les longueurs selon le sexe, L_{is} , pour les individus $i = 1, \dots, n_s$ étant calculée selon :

$$\text{Éq. D.2} \quad L_{is} = L_{\infty s} \left[1 - e^{-\kappa_s (a_{is} - t_{0s})} \right] + \varepsilon_{is}, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad ()$$

où pour chaque sexe s ,

$L_{\infty s}$ = longueur moyenne à l'âge maximal d'un individu

κ_s = coefficient du taux de croissance

t_{0s} = âge auquel la taille moyenne est nulle

Le logarithme du rapport de vraisemblance négatif pour chaque sexe s utilisé pour la minimisation correspond à :

$$\ell(L_{\infty}, \kappa, t_0, \sigma) = n \ln(\sigma) + \frac{\sum_i^n (L_i - L_i)^2}{2\sigma^2}, \quad i = 1, \dots, n$$

Les ajustements selon la croissance (Tableau D.4 et Figure D.3) montrent que la longueur des bocaccios femelles est plus importante que celle des mâles. Les estimations des paramètres propres à une zone diffèrent peu d'une zone à l'autre. Dans le modèle de population, on a seulement utilisé les paramètres propres au sexe (L_{∞} , K , t_0) à l'échelle de la côte présentés dans le Tableau D.4. Les ajustements liés à la croissance par zone sont présentés à des fins de comparaison seulement.

Tableau D.4. Estimations du paramètre longueur-âge pour le bocaccio (femelles, mâles et sexes combinés) générées par le modèle de croissance de von Bertalanffy ajusté à des échantillons provenant d'activités de relevé et de pêche commerciale, sans égard au type d'engin, à l'échelle de la côte et par zone. Le modèle de croissance utilisé pour l'analyse de sensibilité S08 est décrit dans les deux premières lignes du tableau.

Zone	Sexe	n	L_{∞} (cm)	K	t_0 (cm)	σ
Côte : relevé	Femelles	725	82,4	0,1134	-3,1	7,04
	Mâles	1 172	69,2	0,1536	-2,6	5,02
	Sexes combinés	1 899	70,8	0,1601	-2,4	6,35
Côte : pêche commerciale	Femelles	642	76,9	0,1817	-0,6	5,89
	Mâles	1 272	69,3	0,1849	-1,9	3,45
	Sexes combinés	1 920	70,5	0,2258	-0,4	5,08
3CD : relevés	Femelles	295	81,8	0,1233	-1,7	4,44
	Mâles	542	67,7	0,1908	-1,0	3,17
	Sexes combinés	836	69,3	0,1916	-0,8	4,36
3CD : pêche commerciale	Femelles	311	75,6	0,1588	-2,4	6,14
	Mâles	569	68,9	0,1425	-5,0	2,75
	Sexes combinés	893	70,3	0,1726	-3,2	5,14
5ABC : relevés	Femelles	358	77,7	0,1651	-2,2	7,31
	Mâles	522	68,8	0,1836	-2,3	5,55
	Sexes combinés	880	69,6	0,2152	-1,7	6,57
5ABC : pêche commerciale	Femelles	315	80,7	0,1578	-0,7	5,20
	Mâles	607	69,5	0,2108	-0,9	3,62
	Sexes combinés	923	71,0	0,2271	-0,2	5,05
5DE : relevés	Femelles	68	81,7	0,1704	-1,1	3,19
	Mâles	104	72,0	0,1991	-1,1	3,69
	Sexes combinés	173	73,5	0,2380	-0,7	4,59
5DE : pêche commerciale	Femelles	15	81,7	0,1183	-5,0	2,46
	Mâles	91	72,1	0,1165	-4,8	2,77
	Sexes combinés	106	72,1	0,1696	-4,3	3,53

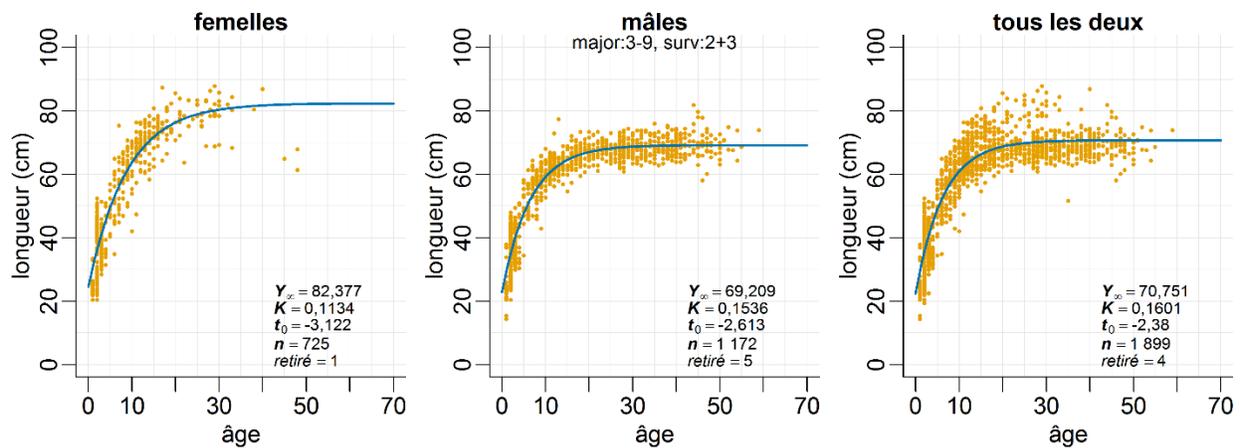


Figure D.3. Croissance établie selon la relation longueur-âge : ajustements du modèle de von Bertalanffy aux données sur l'âge de bocaccios provenant de relevés de recherche. L'âge des individus a été déterminé au moyen de la méthode de « cassure et brûlage » ou de la méthode d'observations à la surface pour les individus d'âges 1 à 3. On a éliminé les enregistrements pour lesquels la valeur absolue des résidus standardisés était supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire).

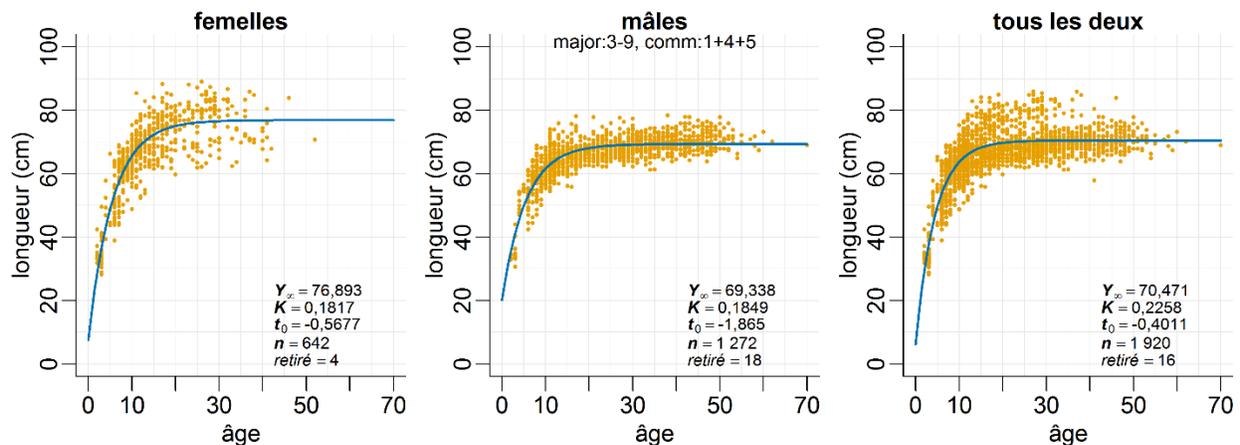


Figure D.4. Croissance établie selon la relation longueur-âge : ajustements du modèle de von Bertalanffy aux données sur l'âge de bocaccios provenant de la pêche commerciale. L'âge des individus a été déterminé au moyen de la méthode de « cassure et brûlage » ou de la méthode d'observations à la surface pour les individus d'âges 1 à 3. On a éliminé les enregistrements pour lesquels la valeur absolue des résidus standardisés était supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire).

D.1.2.1. Ajustement de la croissance selon l'erreur de détermination de l'âge

Il est très difficile de déterminer l'âge d'un bocaccio étant donné que l'erreur de détermination de l'âge est plus élevée que celle des autres espèces de sébastes (voir la section D.2.3). Sean Anderson (2019, Gestion des poissons de fond du MPO, comm. pers.) a fourni une méthode visant à ajuster les courbes de croissance tout en tenant compte de l'erreur de détermination de l'âge au moyen du langage de programmation probabiliste de Stan (en anglais seulement). Cette méthode a été appliquée dans l'environnement R au moyen du progiciel rstan (Stan Development Team 2018). On a calculé deux mesures relatives à l'erreur de détermination de l'âge : i) CV de la détermination de l'âge par les lecteurs pour chaque âge; ii) CV des longueurs selon l'âge (Figure D.5). On a utilisé chaque mesure dans un modèle bayésien ajusté aux paramètres de von Bertalanffy en se servant du modèle de Stan des effets aléatoires pour les données ajustées au moyen d'une estimation non linéaire afin d'éliminer les

observations dont l'écart-type est supérieur à 3. On a comparé les estimations médianes de paramètres obtenues au moyen du modèle de Stan à un ajustement non linéaire des mêmes données (les données aberrantes ont été exclues) et on a utilisé les estimations de paramètres modélisées à l'aide des CV des valeurs de la longueur selon l'âge dans le modèle de population Awatea.

Tableau D.5. Paramètres de von Bertalanffy estimés au moyen du modèle non linéaire et estimations des paramètres médianes tirées de 4 000 échantillons de MCMC. Il convient de noter que le modèle de Stan sans CV est fondé sur le même modèle d'effets aléatoires, mais les CV sont fixés à 0,005. On a utilisé le modèle en surbrillance verte pour l'exécution de référence de l'évaluation du stock.

Modèle	Femelles			Mâles		
	L _{inf}	K	t ₀	L _{inf}	K	t ₀
Ajusté au modèle non linéaire ¹	82,38	0,1134	-3,122	69,21	0,1536	-2,613
MCMC sans CV	83,52	0,1056	-3,421	69,43	0,1461	-2,860
MCMC avec CV des données sur la longueur	80,13	0,1307	-2,422	67,89	0,2351	-0,628
MCMC avec CV des données sur l'âge	82,66	0,1106	-3,181	68,06	0,2130	-1,117

¹ Ajusté sans l'erreur de détermination de l'âge (voir le Tableau D.4)

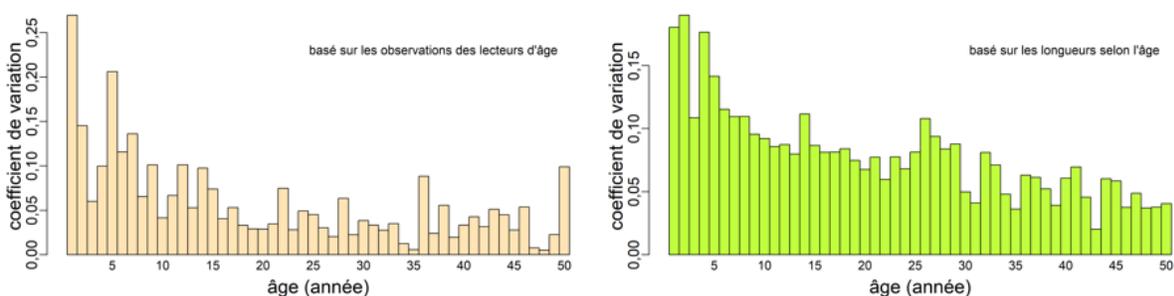


Figure D.5. CV estimés selon l'âge d'après l'âge déterminé par les lecteurs pour chaque âge final (convenu ou véritable) et CV estimés d'après la longueur selon l'âge véritable (graphique de droite).

D.1.3. Distribution des données sur l'âge

L'âge médian du bocaccio par sexe semble avoir été uniforme pour l'ensemble des zones de la CPMP, sauf lorsque l'échantillonnage était faible (p. ex., prises de mâles effectuées dans les zones 5CDE dans le cadre d'activités de pêche commerciale) (Figure D.6). De même, l'âge médian par année était également uniforme pour les deux sexes et les principales zones de la CPMP lorsque la taille des échantillons était suffisamment importante. Malheureusement, le nombre de bocaccios échantillonnés au cours des deux dernières décennies était plutôt faible, surtout en raison de la faible abondance de l'espèce. Par exemple, la directive reçue par le personnel était d'échantillonner chaque bocaccio capturé dans le cadre de l'un des quatre relevés synoptiques, ce qui a entraîné l'échantillonnage de moins de 50 individus dans le cadre de chacun des relevés, du moins jusqu'à la récente vague de recrutement importante (Tableau D.6). Ainsi, la force de ces observations est faible compte tenu de la petite taille des échantillons disponibles.

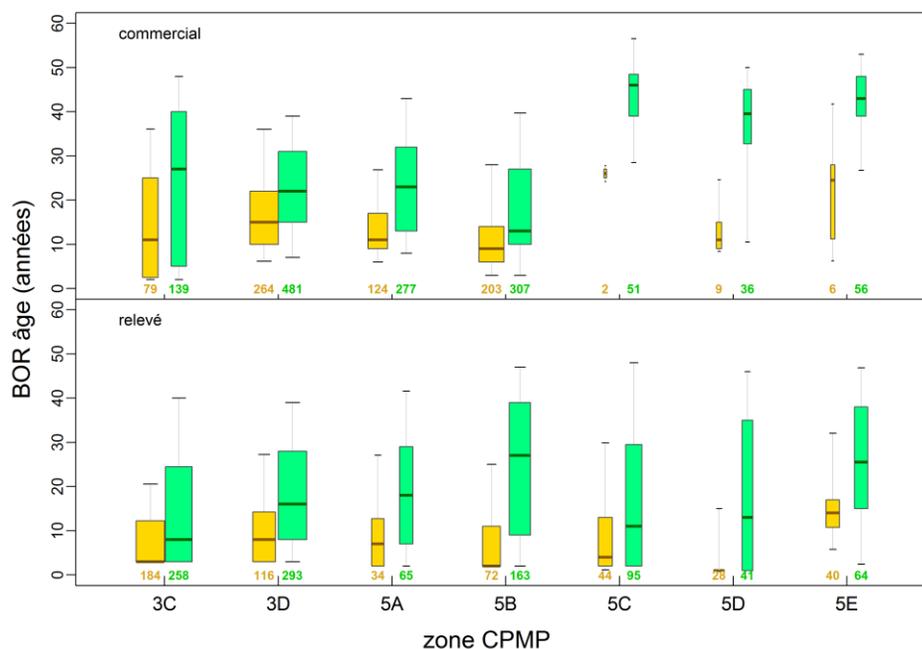


Figure D.6. Diagramme des quantiles de l'âge du bocaccio, par sexe et par zone de la CPMP, pour les sorties de pêche commerciale (graphique du haut) et les activités de relevé (graphique du bas) de 1995 à 2019 (boîtes jaunes de gauche : femelles et boîtes vertes de droite : mâles). Chaque boîte comprend toutes les années étudiées; le nombre de données sur l'âge figure sous chaque boîte.

Tableau D.6. Nombre d'observations sur l'âge pour le bocaccio par année, par sexe et par source de données, à partir de l'année initiale des relevés synoptiques.

Année	Pêche commerciale			Bassin de la Reine-Charlotte			Côte ouest de l'île de Vancouver			Déroit d'Hécate			Côte ouest de Haida Gwaii		
	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total
2003	-	-	-	28	10	38	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2004	263	141	404	38	13	51	-	-	-	68	20	88	-	-	-
2005	59	42	101	56	12	68	10	4	14	-	-	-	-	-	-
2006	94	63	157	-	-	-	-	-	-	93	62	155	9	6	15
2007	142	43	185	31	12	43	9	3	12	-	-	-	5	5	10
2008	208	56	264	-	-	-	-	-	-	80	31	111	13	5	18
2009	93	26	119	21	4	25	7	1	8	-	-	-	-	-	-
2010	72	28	100	-	-	-	-	-	-	30	17	47	9	5	14
2011	61	19	80	11	3	14	16	6	22	-	-	-	-	-	-
2012	-	-	-	-	-	-	-	-	-	21	9	30	7	5	12
2013	41	7	48	22	12	34	3	-	3	-	-	-	-	-	-
2014	54	28	82	-	-	-	-	-	-	17	5	22	3	3	6
2015	96	55	151	4	2	6	3	-	3	-	-	-	-	-	-
2016	2	64	66	-	-	-	-	-	-	11	6	17	5	3	8
2017	-	-	-	90	73	163	19	29	48	-	-	-	-	-	-
2018	51	75	126	-	-	-	-	-	-	231	186	417	13	7	20
2019	-	-	-	406	423	829	32	26	58	-	-	-	-	-	-

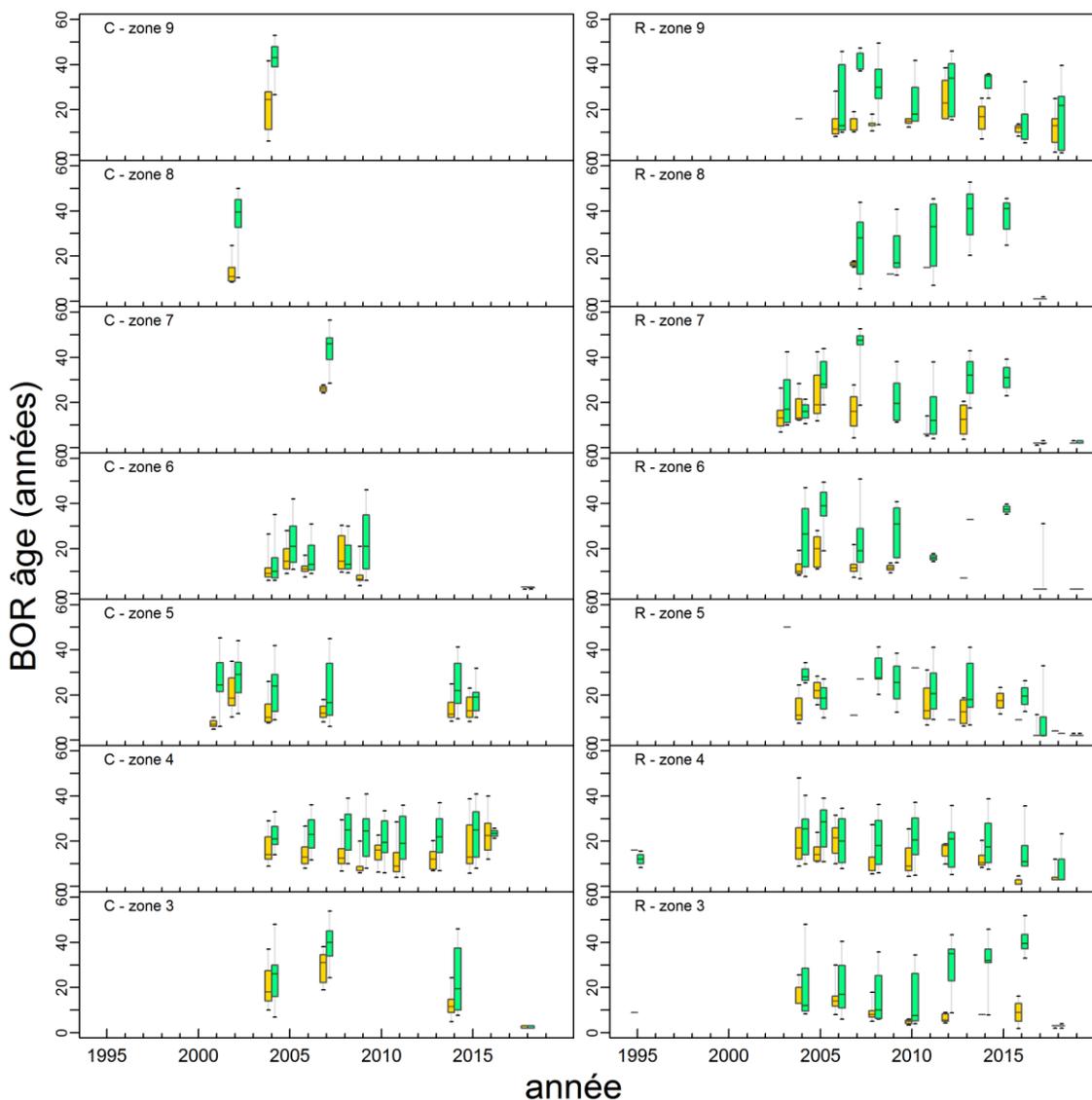


Figure D.7. Diagrammes de quantiles des données sur l'âge annuelles du bocaccio, par sexe et par zone de la CPMP, pour les sorties de pêche commerciale (C) et les activités de relevés (R). Voici les codes des zones principales de la CPMP : 3 = 3C; 4 = 3D; 5 = 5A; 6 = 5B; 7 = 5C; 8 = 5D; 9 = 5E. Les femelles sont représentées par les boîtes jaunes de gauche et les mâles, par les boîtes vertes de droite.

D.1.4. Maturité

La présente analyse était fondée sur toutes les femelles « codées » (examinées en vue de déterminer la maturité) figurant dans la base de données GFBioSQL du MPO. Les codes de maturité du bocaccio qui figurent dans la base de données (Tableau D.7) proviennent du MATURITY_CONVENTION_CODE = 1, qui décrit sept conditions de maturité pour les sébastes (1977 et après).

Tableau D.7. Codes de maturité tirés de la base de données GFBio pour les sébastes, y compris le bocaccio de la côte britanno-colombienne.

Code	Femelle	Mâle
1	Immature – Translucide et petit	Immature – Translucide, qui ressemble à un filament
2	Arrivant à maturité – Petits œufs jaunes, translucides ou opaques	Arrivant à maturité – Gonflement brun-blanc
3	Mature – Grands œufs jaunes et opaques	-
4	Fécondé – Grands œufs orange-jaunes, translucides	Mature – Grand, blanc et fragile
5	Embryons ou larves – Comprend les œufs embryonnés	Prêt – Sperme en écoulement
6	Vide – Gros ovaires rouges flasques, peut-être quelques larves	Vide – Flasque, rouge
7	Au repos – Ovaires de taille moyenne, fermes, rouge-gris	Au repos – En forme de ruban, petit, brun

Des graphiques à bulles de la fréquence des données (maturité par rapport au mois) provenant de sources diverses sont présentés à la Figure D.8. Idéalement, les longueurs et les âges à maturité seraient calculés en période optimale des stades de développement (saison d'insémination pour les mâles, saison de la parturition pour les femelles; Westrheim 1975). Toutefois, on a utilisé les données de tous les mois pour créer la courbe de maturité parce que celles-ci permettaient d'obtenir un meilleur ajustement que lorsqu'on a utilisé un sous-ensemble de mois.

Pour l'analyse de maturité, on a résumé que tous les individus des stades 3 et plus étaient matures, et une ogive de maturité a été ajustée aux données filtrées à l'aide d'un modèle binormal :

$$m_{as} = \begin{cases} e^{-(a-v_s)^2/\rho_{sL}}, & a \leq v_s \\ 1, & a > v_s \end{cases}$$

Éq. D.3

où m_{as} = maturité à l'âge a pour le sexe S (données combinées),

v_s = âge à la pleine maturité pour le sexe S ,

ρ_{sL} = variance de la portion gauche de la courbe de maturité pour le sexe S .

Pour estimer une ogive de maturité, on a qualifié les données biologiques comme suit :

- Stocks – Échelle de la côte major=3:9 10 420 enregistrements
- Méthode de détermination de l'âge
(voir la remarque ci-dessous) ameth = c(0,1,3,17) 3 938 enregistrements
- Type d'échantillon –
Prises totales/aléatoires stype = c(1,2,6,7) 3 839 enregistrements
- Catégorie d'espèce
(échantillons non tirés) scat = 1 3 839 enregistrements
- Sexe – Femelles seulement sex = 2 1 372 enregistrements
- Code de maturité pour les sébastes mats = c(1:7) 913 enregistrements
- Limites d'âge de l'ogive age = c(0,40) 907 enregistrements
- Type de sortie – Relevé
ou – pêche commerciale ttype = c(2:3)
ttype = c(1,4,5) 723 enregistrements
184 enregistrements
- Mois – Tous les mois month = c(1:12) 723|184 enregistrements

En général, dans les analyses biologiques de sébastes, on utilise les âges déterminés à partir des otolithes traités et lus selon la procédure de « cassure et brûlage » (ameth=3) ou codés

comme « inconnue » ($ameth=0$), mais traités en 1980 ou après. Il existe également une méthode appelée « cassure et cuisson » ($ameth=17$), mais aucun otolithe de bocaccio n'a été traité au moyen de celle-ci. En outre, les otolithes de sébastes d'âges 1 à 3 sont parfois traités au moyen d'observations à la surface ($ameth=1$) étant donné que les laboratoires de détermination de l'âge trouvent que cette méthode est plus fiable que celle par « cassure et brûlage » pour les très jeunes individus. Voir le Tableau D.3 pour les otolithes de bocaccios traités.

La qualification qui précède a permis d'obtenir 723 spécimens femelles provenant de relevés de recherche (et 184 enregistrements tirés d'activités de pêche commerciale) avec des lectures de maturité et des âges valides. Les spécimens matures comprenaient les sébastes codés de 3 à 7 (Tableau D.7). On a calculé la proportion empirique de femelles matures à chaque âge (Tableau D.8). On a ajusté une fonction binormale (éq.D.3) aux proportions d'individus matures observés aux âges 1 à 40 afin de lisser les observations et de déterminer une fonction monotone croissante à utiliser dans le modèle de l'évaluation du stock (Figure D.9). En outre, on s'est servi d'une fonction logistique utilisée par Vivian Haist (VH) pour les modèles de longueur dans les évaluations de la langouste de la Nouvelle-Zélande (Haist *et al.* 2009) pour faire une comparaison avec le modèle binormal.

Suivant une procédure adoptée par Stanley et ses collaborateurs (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), on n'a pas utilisé les proportions d'individus matures pour les jeunes âges ajustées selon l'éq. D.3 parce que la droite d'ajustement peut surestimer la proportion de femelles matures (Figure D.9). Par conséquent, l'ogive de maturité utilisée dans le modèle de l'évaluation du stock (dernière colonne du Tableau D.8) fixait la proportion d'individus matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 40; toutes les valeurs étaient forcées à 1 (pleine maturité) après 10 ans pour les données de relevés (et après 14 ans pour les données de la pêche commerciale). La stratégie utilisée est conforme aux évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique menées précédemment, dans lesquelles on a reconnu que les jeunes individus n'étaient pas bien échantillonnés et que ceux qui avaient fait l'objet d'un bon échantillonnage avaient tendance à être plus nombreux et probablement plus susceptibles d'être matures que prévu. La fonction de cette ogive dans le modèle d'évaluation du stock est de calculer la biomasse féconde utilisée dans la fonction de recrutement du stock de Beverton-Holt. Elle est traitée comme une fonction connue constante, sans erreur. À l'aide d'une fonction binormale ajustée, on a estimé les âges à 50 % de la maturité et à la pleine maturité à 6,5 ans et à 11 ans, respectivement, pour les échantillons provenant de relevés, et à 6,6 ans et à 14,7 ans, respectivement, pour les échantillons tirés de la pêche commerciale. D'un point de vue empirique, l'âge à la pleine sélectivité est de 12 ans pour les échantillons provenant de relevés et de 14 ans pour les échantillons tirés de la pêche commerciale (Figure D.9).

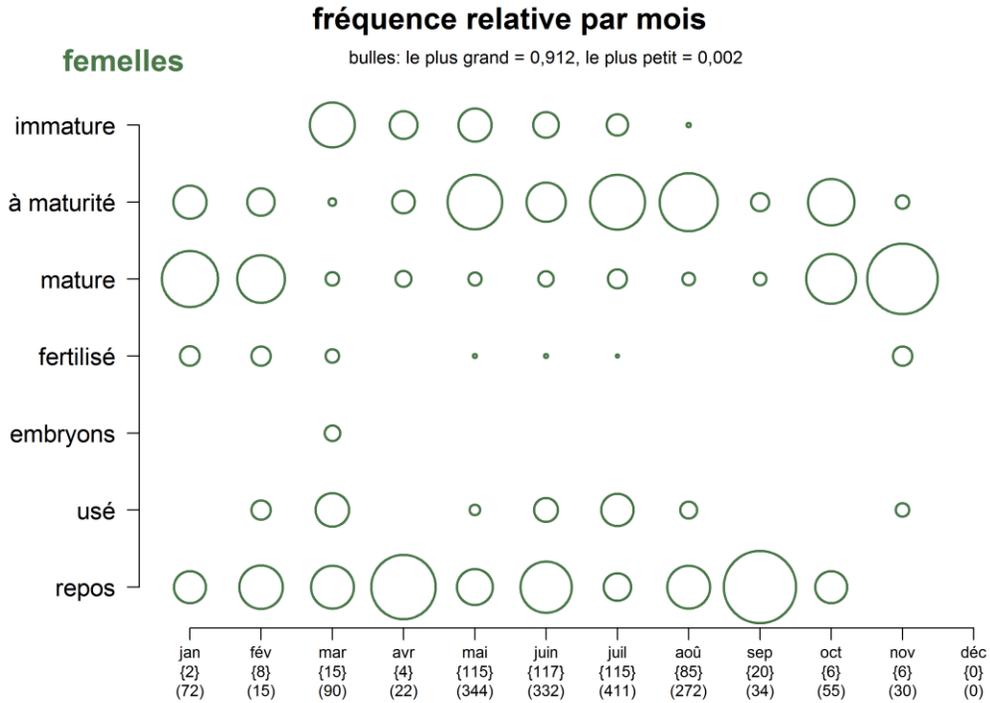


Figure D.8. Fréquence relative des codes de maturité par mois pour les bocaccios femelles. Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et d'activités de recherche. Les fréquences sont calculées au sein de chaque catégorie de maturité, pour chaque mois.

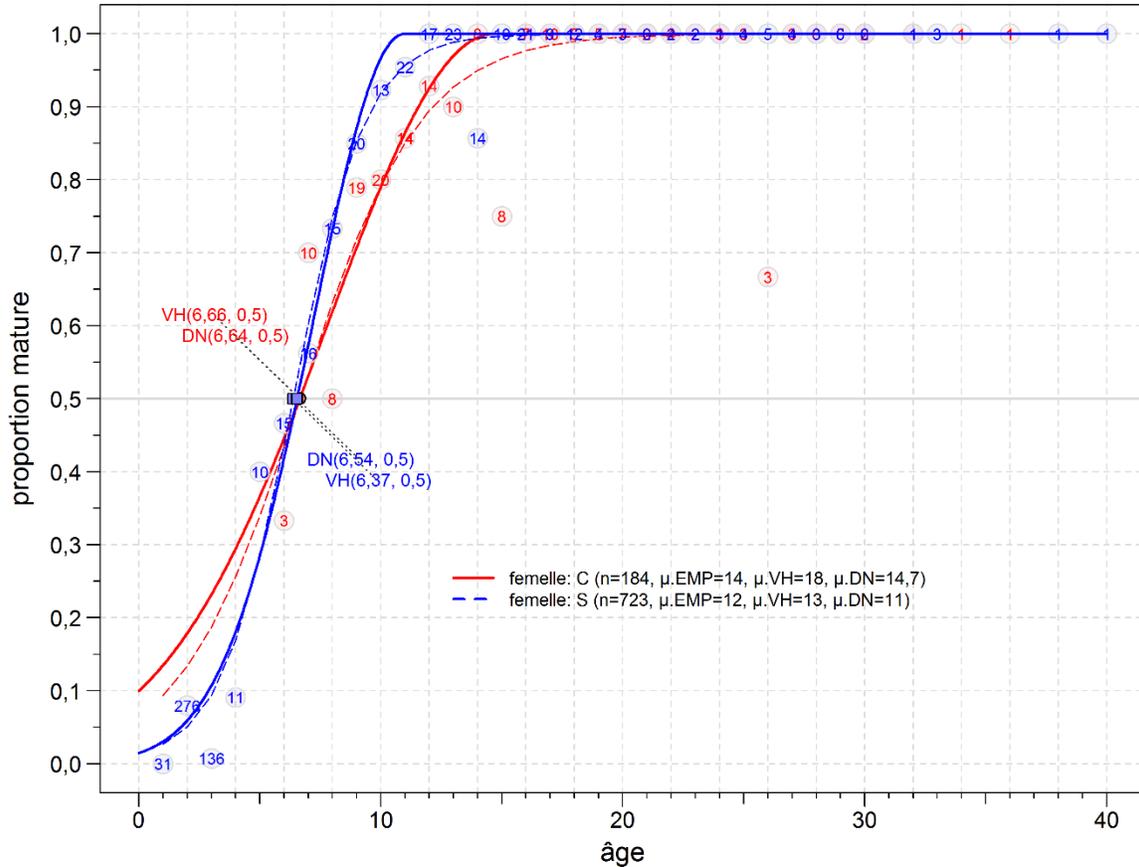


Figure D.9. Ogives de maturité pour les bocaccios femelles. Les lignes pleines représentent l'ajustement de la courbe binormale (DN), les lignes tiretées représentent l'ajustement du modèle logistique (VH = Vivian Haist) et les nombres entourés d'un cercle indiquent le nombre de spécimens femelles qui ont été utilisés pour calculer la proportion d'individus matures utilisée à titre de donnée d'entrée (EMP = empirique). Les âges estimés à 50 % de la maturité sont indiqués près de la médiane et les âges à la pleine maturité (μ .EMP, μ .VH, μ .DN) figurent dans la légende.

Tableau D.8. Proportions de bocaccios femelles matures par âge (m_a , p. ex., éq.D.3) provenant de relevés (gauche) et de la pêche commerciale (droite), qui ont été utilisées dans le modèle des prises selon l'âge (dernière colonne). On a présumé que les stades de maturité 1 et 2 représentaient les individus immatures et que les individus de tous les autres stades (3 à 7) étaient matures. Dans le tableau, on a utilisé les acronymes suivants : EMP = empirique; LB = logit binomiale; VH = logistique utilisé par Vivian Haist; DN = binormale (éq.D.3); Mod. = proportion utilisée dans le modèle de population.

Âge	Relevés						Pêche commerciale					
	N ^{bre} d'indi- vidus	EMP m_a	BL m_a	VH m_a	DN m_a	Mod. m_a	N ^{bre} d'indi- vidus	EMP m_a	BL m_a	VH m_a	DN m_a	Mod. m_a
1	31	0	0,026	0,026	0,030	0	0	---	0,311	0,094	0,135	0
2	276	0,080	0,048	0,050	0,059	0	0	---	0,364	0,134	0,179	0
3	136	0,007	0,087	0,094	0,107	0	0	---	0,421	0,187	0,232	0
4	11	0,091	0,154	0,169	0,181	0	0	---	0,480	0,256	0,295	0
5	10	0,400	0,256	0,285	0,285	0,285	0	---	0,540	0,339	0,366	0,366
6	15	0,467	0,395	0,438	0,419	0,419	3	0,333	0,599	0,434	0,446	0,446
7	16	0,563	0,553	0,603	0,573	0,573	10	0,700	0,655	0,534	0,531	0,531
8	15	0,733	0,701	0,749	0,732	0,732	8	0,500	0,707	0,631	0,619	0,619
9	20	0,850	0,817	0,853	0,871	0,871	19	0,789	0,754	0,719	0,707	0,707
10	13	0,923	0,894	0,919	0,966	0,966	20	0,800	0,796	0,792	0,790	0,790

Âge	Relevés						Pêche commerciale					
	Nbre d'indi-vidus	EMP m_a	BL m_a	VH m_a	DN m_a	Mod. m_a	Nbre d'indi-vidus	EMP m_a	BL m_a	VH m_a	DN m_a	Mod. m_a
11	22	0,955	0,941	0,957	1	1	14	0,857	0,832	0,851	0,864	0,864
12	17	1	0,968	0,978	1	1	14	0,929	0,863	0,895	0,925	0,925
13	23	1	0,983	0,988	1	1	10	0,900	0,889	0,927	0,970	0,970
14	14	0,857	0,991	0,994	1	1	8	1	0,910	0,950	0,995	0,995
15	10	1	0,995	0,997	1	1	8	0,750	0,928	0,966	1	1
16	21	1	0,997	0,998	1	1	7	1	0,943	0,977	1	1
17	9	1	0,999	0,999	1	1	10	1	0,954	0,984	1	1
18	12	1	0,999	1,000	1	1	5	1	0,964	0,990	1	1
19	4	1	1,000	1,000	1	1	5	1	0,971	0,993	1	1
20	3	1	1,000	1,000	1	1	7	1	0,977	0,995	1	1
21	6	1	1,000	1,000	1	1	2	1	0,982	0,997	1	1
22	2	1	1,000	1,000	1	1	4	1	0,986	0,998	1	1
23	2	1	1,000	1,000	1	1	2	1	0,989	0,999	1	1
24	1	1	1,000	1,000	1	1	3	1	0,991	0,999	1	1
25	4	1	1,000	1,000	1	1	3	1	0,993	0,999	1	1
26	5	1	1,000	1,000	1	1	3	0,667	0,994	1,000	1	1
27	4	1	1,000	1,000	1	1	3	1	0,996	1,000	1	1
28	3	1	1,000	1,000	1	1	6	1	0,997	1,000	1	1
29	6	1	1,000	1,000	1	1	5	1	0,997	1,000	1	1
30	6	1	1,000	1,000	1	1	2	1	0,998	1,000	1	1
31	0	---	1,000	1,000	1	1	0	---	0,998	1,000	1	1
32	1	1	1,000	1,000	1	1	1	1	0,999	1,000	1	1
33	3	1	1,000	1,000	1	1	0	---	0,999	1,000	1	1
34	0	---	1,000	1,000	1	1	1	1	0,999	1,000	1	1
35	0	---	1,000	1,000	1	1	0	---	0,999	1,000	1	1
36	0	---	1,000	1,000	1	1	1	1	0,999	1,000	1	1
37	0	---	1,000	1,000	1	1	0	---	1,000	1,000	1	1
38	1	1	1,000	1,000	1	1	0	---	1,000	1,000	1	1
39	0	---	1,000	1,000	1	1	0	---	1,000	1,000	1	1
40	1	1	1,000	1,000	1	1	0	---	1,000	1,000	1	1

D.1.5. Mortalité naturelle

Les estimations de la mortalité naturelle (M) pour le bocaccio des eaux de la Californie comprennent les valeurs suivantes :

- 0,15 – fixée par MacCall (2008 et évaluations précédentes);
- 0,178 – estimée par He et ses collaborateurs (2015) au moyen d'un logarithme naturel *a priori* log-normal (0,128, 0,517);
- 0,18 – estimée par He et Field (2017) au moyen d'un logarithme naturel *a priori* log-normal (0,175, 0,438).

Cependant, He et Field (2017) ont proposé l'existence de deux groupes géographiques situés i) dans les eaux du sud et du centre de la Californie et ii) dans les eaux au large de la côte ouest de la Colombie-Britannique; des individus seraient aussi présents dans la région située entre le cap Mendocino et l'embouchure de la rivière Columbia, à des fréquences faibles (surtout des individus de petite taille). Les deux groupes affichent des différences en matière de croissance, de maturité et de longévité. Toutefois, des données probantes d'ordre génétique indiquent qu'il y aurait une seule population au large de la côte ouest du Pacifique (Matala *et al.* 2004; Field *et al.* 2010).

Dans les évaluations précédentes du bocaccio de la Colombie-Britannique, on a utilisé un modèle bayésien de production excédentaire avec une distribution *a priori* log-normale pour le taux de croissance intrinsèque r du logarithme naturel (0,117, 0,294). On a estimé la distribution

a priori en présumant un groupe « plus » de 60 ans et une variable aléatoire log-normale pour le logarithme naturel de M relatif aux femelles (0,075, 0,25) (Stanley *et al.* 2009).

Dans la base de données GFBioSQL du MPO, l'âge maximal est de 70 ans et a été observé chez un bocaccio mâle (69 cm de longueur) capturé à une profondeur de 132 m dans la zone de la CPMP 3C, plus précisément dans un lieu de pêche nommé « Fingers » (major = 3, minor = 23, locality = 6), le 27 avril 2007. L'âge moyen du bocaccio de la Colombie-Britannique est de 16,7 ans ($n = 3\ 938$), l'âge médian est de 13 ans et les quantiles 0,025, 0,975 et 0,99 sont de 2, de 47 et de 50 ans, respectivement.

L'estimateur de Hoenig (1983) décrit une décroissance exponentielle $LN(k) = -Z t_L$, où Z correspond à la mortalité naturelle, t_L correspond à la longévité d'un stock et k représente la proportion d'individus qui sont toujours vivants à t_L . Quinn et Deriso (1999) ont popularisé l'estimateur en réorganisant l'équation de Hoenig et en fixant k à 0,01 (comme l'avait suggéré initialement Hoenig) :

$$\text{Éq. D.4} \quad M = -\ln(0,01) / t_{\max}$$

Then et ses collaborateurs (2015) ont revu divers estimateurs de la mortalité naturelle et ont recommandé l'utilisation d'un estimateur actualisé de Hoenig fondé sur les moindres carrés non linéaires :

$$\text{Éq. D.5} \quad M_{\text{est}} = 4,899 t_{\max}^{-0,916}$$

où t_{\max} = âge maximal.

Pendant le processus d'évaluation du sébaste à raie rouge (MPO 2022), l'un des principaux évaluateurs, Vladlena Gertseva (2018, [Northwest Fisheries Science Center](#) [en anglais seulement], NOAA, comm. pers.), a remarqué que Then et ses collaborateurs (2015) n'ont pas appliqué la transformation logarithmique de façon uniforme. Dans l'espace réel, on pourrait s'attendre à une hétéroscédasticité substantielle touchant à la fois les erreurs d'observation et de processus associées à la relation entre M et t_{\max} . Pour réévaluer les données utilisées dans le document de Then et ses collaborateurs (2015) en ajustant le modèle à un paramètre t_{\max} à l'aide d'une transformation bilogarithmique (de sorte que la pente soit forcée à -1 dans l'espace transformé, comme dans le document de Hamel 2015), Gertseva a recalculé l'estimation ponctuelle de M comme suit :

$$\text{Éq. D.6} \quad M_{\text{est}} = 5,4 / t_{\max}$$

Lors de réunions d'évaluation antérieures, les participants s'opposaient à l'idée d'adopter un âge maximal provenant d'un seul individu, habituellement isolé, préférant plutôt observer la queue de la distribution des âges (Figure D.10). Pour le bocaccio, cette façon de procéder semble indiquer que l'âge 55 pourrait être une valeur plus appropriée pour t_{\max} , ce qui signifie que M varie de 0,08 à 0,12 (Tableau D.9). Dans la présente évaluation, on a fixé M à trois valeurs (0,07, 0,08 et 0,09) pour diverses raisons abordées dans le document principal.

Tableau D.9. Estimations de la mortalité naturelle du bocaccio d'après des équations fondées sur la longévité des individus. Trois valeurs de l'âge maximal (t_{\max}) sont utilisées pour illustrer la variabilité de M selon l'âge maximal.

Source	Équation	$t_{\max} = 50$ ans	= 55 ans	= 60 ans
Hoenig (1983)	$M = -\ln(0,01)/t_{\max}$	0,092	0,084	0,077
Then <i>et al.</i> (2015)*	$M = 4,899(t_{\max}^{-0,916})$	0,136	0,125	0,115
Gertseva (comm. pers.)	$M = 5,4/t_{\max}$	0,108	0,098	0,090

* Modèle dérivé sans l'utilisation d'une transformation bilogarithmique, ce qui a généré des estimations biaisées.

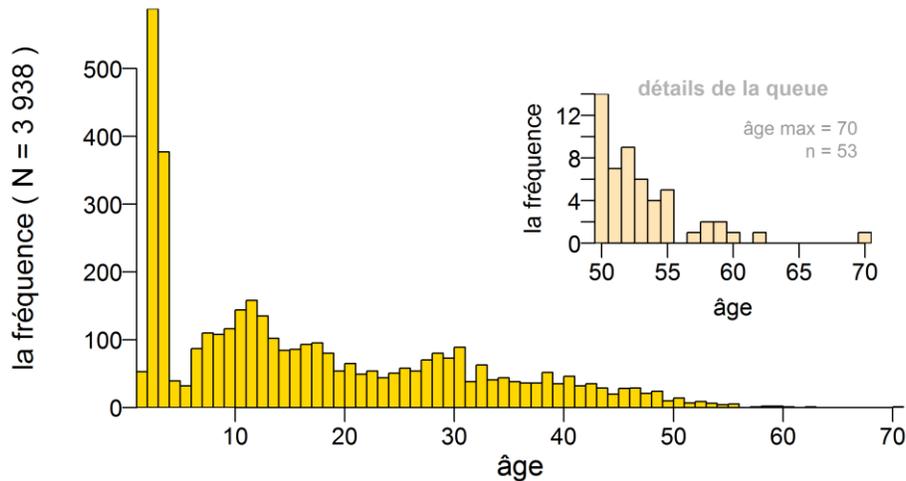


Figure D.10. Distribution des âges de bocaccios femelles et mâles; l'encart montre des renseignements détaillés pour les âges supérieurs à 50 ans, soit le quantile 0,987 de l'ensemble complet des données sur l'âge.

D.1.6. Durée d'une génération

On a présumé que la durée d'une génération t_G correspond à la moyenne d'âge des adultes (mâles et femelles) de la population :

$$\text{Éq. D.7} \quad t_G = k + \frac{1}{e^M - 1}$$

où k = âge à 50 % de la maturité

M = taux de mortalité naturelle instantanée

Le COSEPAC utilise une vague estimation pour calculer la durée d'une génération :

$$\text{Éq. D.8} \quad t_G = k + \frac{1}{M}$$

L'équation provient de la section D.1.4, $k = 6,5$ ans. Si on présume que $M = 0,08$, les deux équations susmentionnées génèrent des estimations de la durée d'une génération t_G de 18,5 ans et de 19 ans, respectivement. Par souci de simplicité, on a utilisé une valeur de 20 ans pour t_G , aux fins d'uniformité avec les évaluations précédentes sur le bocaccio (p. ex., Stanley *et al.* 2009).

D.2. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES

La présente section résume une méthode visant à représenter les structures selon l'âge d'échantillons issus de la pêche commerciale ou d'activités de relevé dans le modèle d'évaluation du stock pour une espèce donnée (ci-après appelée « cible »). Pour ce faire, on a pondéré les fréquences selon l'âge observées x_a ou les proportions x'_a par densité prise dans des strates définies (h). (Tout au long de cette section, le symbole « || » est utilisé pour distinguer des valeurs parallèles utilisées dans les analyses des échantillons issus de la pêche commerciale ou d'activités de relevé, respectivement, puisque les mécanismes de la procédure de pondération sont similaires dans les deux cas. Le symbole peut se lire comme « ou », p. ex., les prises ou la densité.) Pour les échantillons de la pêche commerciale, ces strates comprennent des périodes trimestrielles lors d'une année, alors que pour ceux des relevés,

elles sont définies par les limites de longitude, de latitude et de profondeur propres à chaque série de relevés. Un système de pondération à deux niveaux est utilisé comme suit.

Dans chaque strate h , on détermine les échantillons d'âge issus de la pêche commerciale par sortie (habituellement un échantillon par sortie) et on pondère les fréquences selon l'âge par sortie, selon le poids des prises de la cible (en tonnes) dans les traits échantillonnés, afin de produire une fréquence selon l'âge pondérée par strate (trimestre). Ensuite, on pondère les fréquences selon l'âge trimestrielles selon les prises de la cible trimestrielles issues d'activités de pêche, et ce, pour chaque année. Si un trimestre n'a pas été échantillonné, il n'entre pas dans la pondération pour l'année en question. Ainsi, s'il n'y a pas d'échantillon de la cible pour octobre et décembre 2018, on utilise seulement les prises de la cible réalisées lors des trois premiers trimestres pour calculer au prorata trois fréquences selon l'âge trimestrielles pour 2018.

Les données sur l'âge annuelles provenant de relevés sont pondérées de façon semblable. On pondère chaque trait échantillonné dans une strate de relevé selon la densité des prises de la cible du trait (t/km^2) pour obtenir une fréquence selon l'âge pondérée par strate. Comme mentionné ci-dessus, les strates de relevé ne comportent pas toutes des échantillons d'âge, de sorte que les fréquences selon l'âge pondérées par strate échantillonnée sont pondérées selon la superficie de la strate appropriée (km^2). Par exemple, si on échantillonne seulement des strates peu profondes pour obtenir des données sur l'âge, on ne doit pas utiliser les strates profondes pour calculer au prorata les fréquences selon l'âge des strates peu profondes. Pour les échantillons d'âge issus de la pêche commerciale, le système de pondération à deux niveaux produit une fréquence selon l'âge par année de relevé.

Idéalement, l'effort d'échantillonnage serait proportionnel à la quantité de prises de la cible, mais ce n'est habituellement pas le cas. Le personnel peut mieux contrôler l'effort d'échantillonnage dans le cadre de relevés qu'à bord de navires de pêche commerciale, mais les prises relatives parmi les strates au cours d'une année ou d'un relevé ne peuvent pas être connues avec certitude tant que les événements ne se sont pas produits. Par conséquent, le système de pondération stratifiée susmentionné et décrit de façon détaillée ci-dessous tente d'ajuster l'effort d'échantillonnage inégal parmi les strates.

Par souci de simplicité, on utilise la pondération des fréquences selon l'âge x_a pour illustrer la procédure, sauf indication contraire. La pondération s'effectue à deux niveaux : h (trimestres pour les âges issus de la pêche commerciale) et i (années pour la pêche commerciale et superficie des strates pour les relevés). La notation est résumée dans le Tableau D.10.

Tableau D.10. Équations pour la pondération des fréquences ou des proportions selon l'âge; (c) = pêche commerciale et (r) = relevés.

Symbole	Description
	Indices
a	classe d'âge (1 à A , où A est la classe d'âge maximale)
d	(c) numéro d'identification de la sortie de pêche utilisé comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par sortie) (r) numéro d'échantillon utilisé comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par trait de relevé)
h	(c) trimestre d'une année civile (1 à 4), 91,5 jours chacun (r) strate de relevé (combinaison superficie-profondeur)
i	(c) année civile (de 1977 à aujourd'hui)

Symbole	Description
	(r) numéro d'identification unique du relevé dans une série de relevés (p. ex., relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte en 2003)
Données	
x_{adhi}	observations selon l'âge a pour l'unité d'échantillon d du trimestre de la strate h de l'année du relevé i
x'_{adhi}	proportion selon l'âge a pour l'unité d'échantillon d du trimestre de la strate h de l'année du relevé i
C_{dhi}	(c) prises commerciales (en tonnes) de la cible pour l'unité d'échantillon d au cours du trimestre h de l'année i
	(r) densité (t/km ²) de la cible pour l'unité d'échantillon d dans la strate h du relevé i
C'_{dhi}	C_{dhi} comme une proportion des prises totales de la densité $C_{hi} = \sum_d C_{dhi}$
y_{ahi}	fréquences selon l'âge pondérées pour l'âge a pour le trimestre la strate h de l'année du relevé i
K_{hi}	(c) prises commerciales totales (en tonnes) de la cible lors du trimestre h de l'année i
	(r) superficie (km ²) de la strate h dans le relevé i
K'_{hi}	K_{hi} comme une proportion des prises totales de la superficie $K_i = \sum_h K_{hi}$
P_{ai}	fréquences selon l'âge pondérées a pour l'année le relevé i
P'_{ai}	proportions selon l'âge pondérées a pour l'année le relevé i

Pour chaque trimestre || strate h , les fréquences des unités d'échantillon x_{ad} sont pondérées selon les prises || la densité de l'espèce cible des unités d'échantillon. (Pour les âges provenant de la pêche commerciale, la sortie est utilisée comme unité d'échantillon, même si parfois une sortie peut comprendre plusieurs échantillons. Si c'est le cas, les échantillons d'une sortie sont regroupés en une seule unité d'échantillon.) Dans un trimestre || une strate h et une année || un relevé i , il existe un ensemble d'échantillons de prises || de densités C_{dhi} qui peut être transformé en un ensemble de proportions :

$$\text{Éq. D.9} \quad C'_{dhi} = C_{dhi} / \sum_d C_{dhi}$$

La proportion C'_{dhi} sert à pondérer les fréquences selon l'âge x_{adhi} additionnées par d , ce qui produit les fréquences selon l'âge pondérées par trimestre || strate pour chaque année || relevé :

$$\text{Éq. D.10} \quad y_{ahi} = \sum_d (C'_{dhi} x_{adhi})$$

Cette transformation réduit les fréquences x par rapport aux données initiales, de sorte que y_{ahi} est réajusté (multiplié) selon le facteur :

$$\text{Éq. D.11} \quad \sum_a x_{ahi} / \sum_a y_{ahi}$$

afin de conserver le nombre initial d'observations. (Pour les proportions x' , cette étape n'est pas nécessaire.) Même si cette étape est réalisée, elle n'est strictement pas nécessaire parce qu'après la pondération en deux étapes, les fréquences pondérées sont transformées pour représenter les proportions selon l'âge.

Au deuxième niveau de stratification par année || relevé i , on calcule la proportion annuelle des prises trimestrielles (t) pour les âges provenant de la pêche commerciale ou la proportion des superficies de strates (km²) d'un relevé pour les âges provenant de relevés

$$\text{Éq. D.12} \quad K'_{hi} = K_{hi} / \sum_h K_{hi}$$

pour pondérer y_{ahi} et calculer les fréquences selon l'âge pondérées par année || relevé :

$$\text{Éq. D.13} \quad p_{ai} = \sum_h (K'_{hi} y_{ahi})$$

Là encore, si cette transformation est appliquée aux fréquences (par opposition aux proportions), elle les réduit par rapport aux données initiales, de sorte que p_{ai} est réajustée (multiplié)

selon le facteur :

$$\text{Éq. D.14} \quad \sum_a y_{ai} / \sum_a p_{ai}$$

afin de conserver le nombre initial d'observations.

Finalement, on transforme les fréquences pondérées pour qu'elles représentent les proportions selon l'âge :

$$\text{Éq. D.15} \quad p'_{ai} = p_{ai} / \sum_a p_{ai}$$

Si on avait initialement utilisé les proportions x'_{adhi} plutôt que les fréquences x_{adhi} , la transformation finale n'aurait pas été nécessaire. Toutefois, sa réalisation n'a aucune incidence sur le résultat.

Le choix de données d'entrée (fréquences x par rapport aux proportions x') peut parfois être important. En effet, le résultat numérique peut être très différent, surtout si les échantillons saisis comprennent peu d'observations. Théoriquement, la pondération des fréquences accentue notre confiance à l'égard de différentes observations à des âges donnés, alors que celle des proportions accentue notre confiance à l'égard des distributions des âges échantillonnés. Aucune des deux méthodes ne donne par elle-même de meilleurs résultats. Cependant, si la méthode d'échantillonnage originale privilégiait l'échantillonnage d'un petit nombre d'individus à partir de nombreux traits plutôt que celui d'un grand nombre d'individus à partir de peu de traits, il est alors probablement plus logique de pondérer les fréquences que les proportions. Dans la présente évaluation, on a pondéré les fréquences selon l'âge x .

D.2.1. Données sur l'âge provenant de la pêche commerciale

On a combiné les fréquences selon l'âge échantillonnées provenant d'un chalut de fond et celles provenant d'un chalut pélagique après avoir comparé les fréquences selon l'âge cumulatives pour chaque type d'engin, par sexe et par année de capture. Il ne semble pas y avoir eu de différences constantes relatives aux fréquences selon l'âge entre les deux types d'engins pour les deux sexes (femelles : Figure D.11; mâle : Figure D.12), ce qui permet de conclure qu'un modèle estimerait des sélectivités semblables pour chaque méthode de pêche. De plus, il n'y avait pas suffisamment d'échantillons sur les fréquences selon l'âge issues de la pêche au chalut pélagique pour qu'on puisse séparer de façon fiable les deux types d'engins en pêches indépendantes (Tableau D.11). Par conséquent, on a exécuté le modèle en présumant une sélectivité commune pour les deux méthodes de pêche, en combinant les fréquences selon l'âge et les données sur les prises en une seule pêche au chalut.

Lors de l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge de 2018 (Starr et Haigh, 2021a), on n'a pas séparé les échantillons triés (selon la taille ou le sexe) et non triés lorsqu'on a saisi des proportions selon l'âge dans le modèle. Cette méthode a également été suivie pour l'évaluation du stock de bocaccios de 2019, après l'examen d'exécutions exploratoires dans lesquelles on a utilisé uniquement des échantillons triés et d'autres exécutions dans lesquelles on a utilisé uniquement des échantillons non triés. Pour le bocaccio, des échantillons triés sont seulement disponibles pour quatre années (deux en 2002, trois en 2004, un en 2005 et un en 2006). Habituellement, il y a davantage d'échantillons triés et ils sont situés plus tôt dans la série chronologique que les échantillons non triés. Par conséquent, le fait d'éliminer les échantillons triés se traduit par une perte de renseignements concernant l'importance du recrutement au début de la série. Habituellement, il est préférable d'utiliser les échantillons non triés pour les analyses du poids moyen au fil du temps (p. ex., section D.3.1), qui sont souvent utilisées dans des modèles délai-différence.

Tableau D.11. Nombre d'échantillons sur l'âge pour les bocaccios provenant de sorties de pêche commerciale par type d'engin (CF : chalut de fond et CP : chalut pélagique).

Année	CF	CP	Année	CF	CP	Année	CF	CP	Année	CF	CP
2001	55	-	2006	91	66	2010	50	50	2015	-	104
2002	96	-	2007	185	-	2011	80	-	2016	66	-
2004	282	122	2008	207	57	2013	48	-	2018	60	66
2005	101	-	2009	119	-	2014	32	50	-	-	-

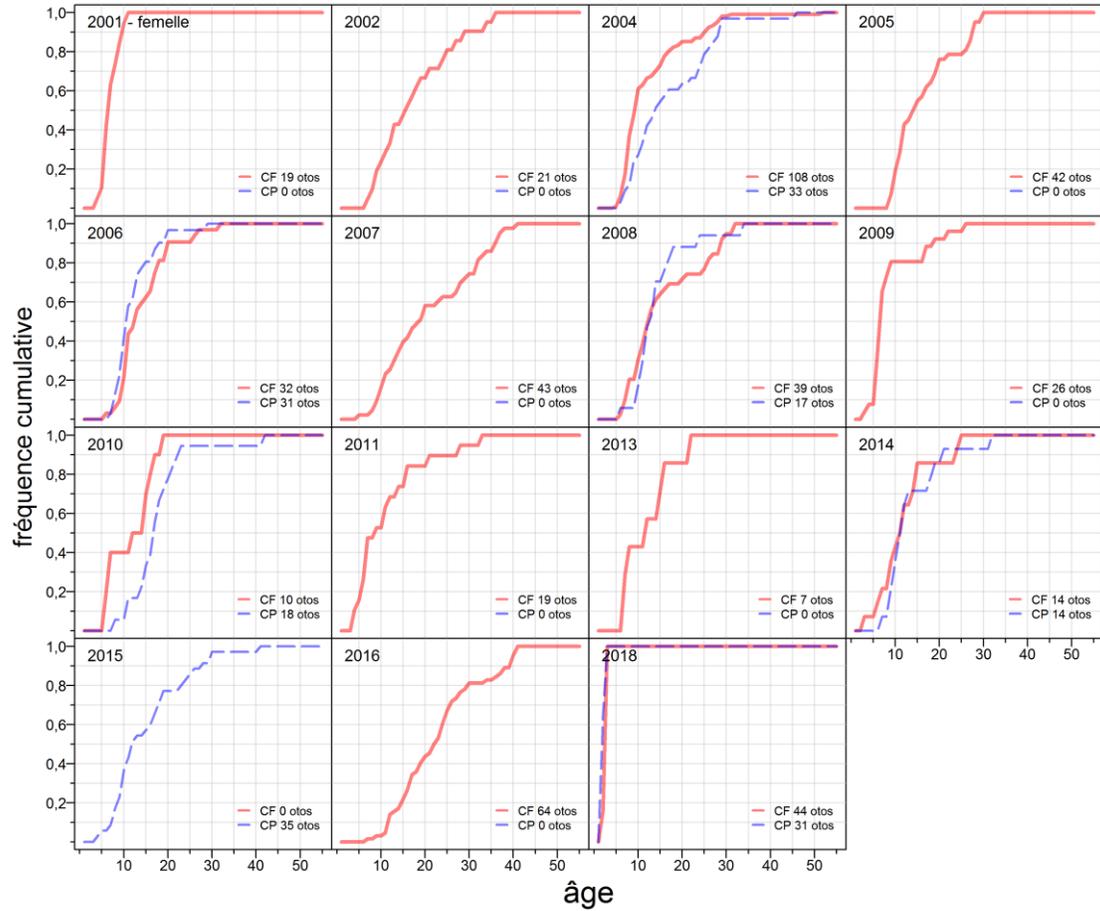


Figure D.11. Graphiques comparant les fréquences selon l'âge cumulatives des prises de bocaccios femelles (à l'échelle de la côte) réalisées au chalut de fond (en rouge) et au chalut pélagique (en bleu), par année.

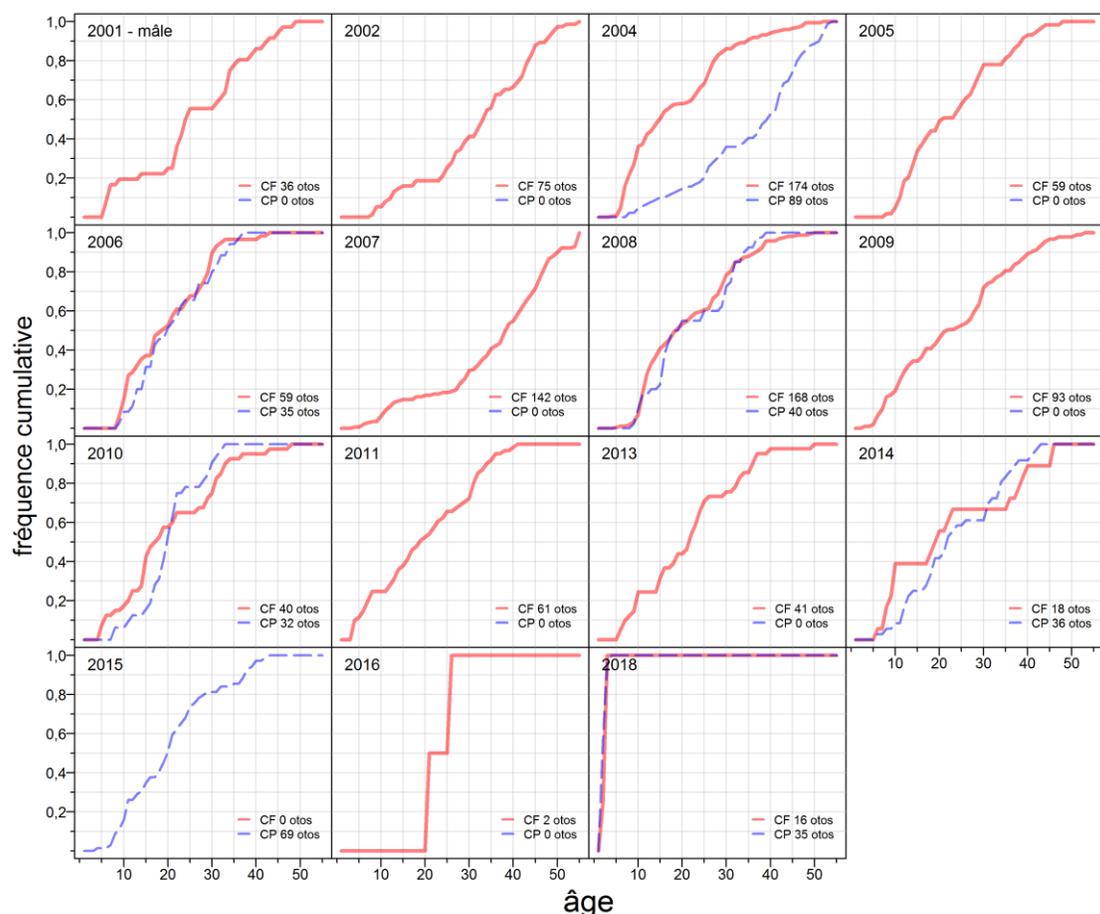


Figure D.12. Graphiques comparant les fréquences selon l'âge cumulatives des prises de bocaccios mâles (à l'échelle de la côte) réalisées au chalut de fond (en rouge) et au chalut pélagique (en bleu), par année.

Tableau D.12. Données trimestrielles provenant de sorties de pêche commerciale au chalut utilisées pour pondérer les proportions de bocaccios selon l'âge (nombre de sorties échantillonnées, prises de bocaccios [en tonnes] par sortie échantillonnée et prises de bocaccios pour toutes les sorties).

Année	Nombre de sorties				Prises (t) par sortie échantillonnée				Prises (t) pour toutes les sorties			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
2001	1	-	-	-	0,39	-	-	-	45	82	79	62
2002	-	1	-	1	-	2,27	-	1,81	36	90	97	61
2004	1	4	3	1	0,45	6,07	5,17	0,20	23	39	55	34
2005	-	2	-	-	-	2,53	-	-	20	38	36	42
2006	2	-	1	-	0,42	-	1,36	-	25	33	26	29
2007	-	2	1	-	-	0,93	0,39	-	25	29	39	37
2008	3	-	-	1	0,83	-	-	0,26	24	21	38	25
2009	1	1	-	-	0,36	0,28	-	-	17	27	22	34
2010	2	-	-	-	0,70	-	-	-	27	23	18	23
2011	1	-	1	-	0,58	-	0,11	-	18	32	28	30
2013	-	1	-	-	-	0,32	-	-	19	13	18	20
2014	-	-	2	-	-	-	0,77	-	13	15	15	10
2015	2	1	-	1	0,98	0,49	-	0,29	12	10	13	10
2016	-	-	1	-	-	-	0,31	-	10	6	11	10
2018	1	-	-	1	2,04	-	-	0,05	26	15	30	21

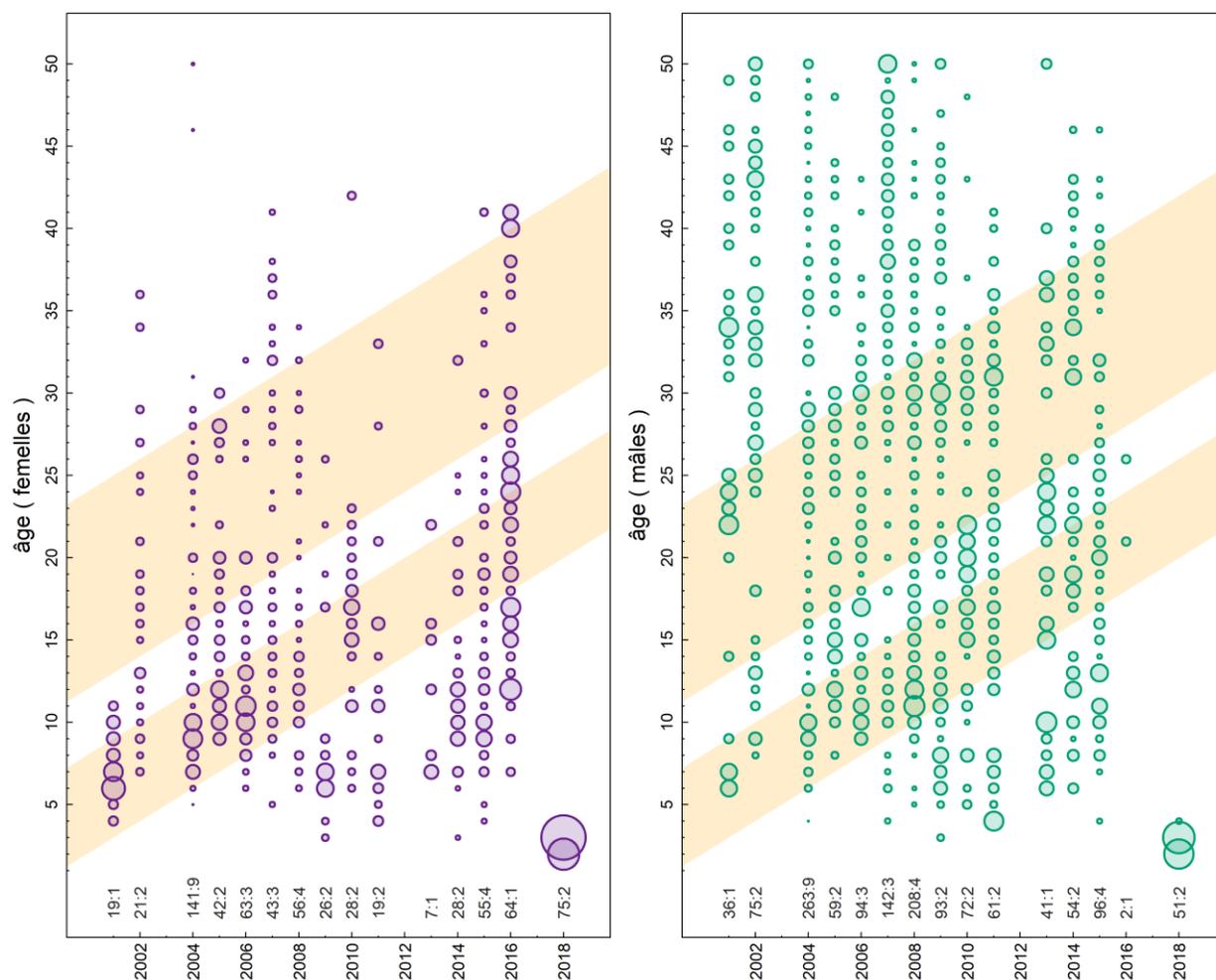


Figure D.13. Proportions selon l'âge des bocaccios à l'échelle de la côte qui sont pêchés par des chaluts commerciaux, calculées en tant que fréquences selon l'âge pondérées selon les prises par sortie pour les trimestres et prises issues de la pêche commerciale au fil des années. Les bandes diagonales ombragées indiquent les cohortes qui sont nées lorsque l'oscillation décennale du Pacifique moyenne était positive. Les nombres indiqués le long de l'axe inférieur représentent le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé et le nombre d'échantillons (séparés par un deux-points) par année.

D.2.2. Données sur l'âge provenant d'activités de recherche ou de relevé

Les données sur l'âge de bocaccios provenant d'activités de relevé couvrent la période de 2003 à 2019 (Tableau D.13). Trois relevés indiquent l'arrivée d'une vague de recrutement importante, d'abord perceptible dans les relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC) et dans le détroit d'Hécate (DH) en 2017 (Figure D.14 et Figure D.15, respectivement). Le relevé mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) (Figure D.16) a aussi permis de détecter cette vague en 2018, ce qui n'était pas le cas pour le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG), qui a été peu échantillonné (Figure D.17). Le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate indique que l'importante proportion de 2017 était composée d'individus d'âge 1, tandis que les valeurs modales des relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte en 2017 et 2019 ont eu lieu à l'âge 2. Selon ces observations, il y aurait eu soit deux bonnes vagues de recrutement, soit une erreur d'observation (1, -1) signifiant que les valeurs modales des relevés

menés dans le bassin de la Reine-Charlotte en 2017 et 2019 ont eu lieu à l'âge 1 et à l'âge 3, ce qui est plus probable.

Comme décrit précédemment, le laboratoire de détermination de l'âge a convenu que la détermination de l'âge des individus d'un à trois ans était très incertaine et qu'elle était fondée sur des distributions de la longueur empiriques indiquant une importante cohorte née en 2016. On a donc ajusté les données sur les proportions selon l'âge en conséquence : BRC 2017 – Âges 1 à 3 regroupés en âge 1; BRC 2019 – Âges 1 à 4 regroupés en âge 3; COIV 2018 – Âges 2 à 5 regroupés en âge 2; COHG 2018 – Âges 1 et 2 regroupés en âge 2; DH 2017 – Âges 1 et 2 regroupés en âge 1. En outre, les données du relevé au large de la côte ouest de l'île de Vancouver ont été retirées parce que la fréquence selon l'âge fondée sur seulement 17 otolithes ne représentait rien de conforme aux proportions selon l'âge des autres relevés synoptiques.

Tableau D.13. Nombre d'échantillons de l'âge de bocaccios (s) recueillis lors de relevés et densité de bocaccios ($d = \text{kg}/\text{km}^2$) selon le numéro des strates de relevé (h); la superficie des strates est indiquée entre parenthèses).

Année de relevé	Strate de relevé			
	$h = 18$ (5 012 km ²)	$h = 19$ (5300 km ²)	$h = 20$ (2640 km ²)	$h = 21$ (528 km ²)
Relevé synoptique dans le BRC				
2003	-	$s = 1, d = 0,033$	-	-
2004	$s = 2, d = 1,051$	$s = 3, d = 0,044$	-	-
2005	$s = 3, d = 0,45$	$s = 5, d = 0,023$	$s = 5, d = 0,051$	-
2007	$s = 1, d = 0,082$	$s = 7, d = 0,153$	$s = 2, d = 0,036$	-
2009	$s = 1, d = 0,366$	$s = 2, d = 0,029$	$s = 5, d = 0,03$	-
2011	-	$s = 7, d = 0,056$	-	$s = 1, d = 0,042$
2013	$s = 1, d = 0,006$	$s = 1, d = 2,011$	-	-
2015	-	$s = 2, d = 0,032$	$s = 1, d = 0,073$	-
2017	$s = 9, d = 0,007$	$s = 28, d = 0,013$	$s = 2, d = 0,049$	$s = 1, d = 0,033$
2019	-	$s = 11, d = 1,279$	$s = 2, d = 0,173$	-
Relevé synoptique dans le BRC				
	$h = 22$ (1740 km ²)	$h = 23$ (3928 km ²)	$h = 24$ (3664 km ²)	$h = 25$ (1236 km ²)
2003	-	$s = 1, d = 0,632$	-	-
2004	$s = 1, d = 0,048$	$s = 5, d = 0,043$	$s = 3, d = 0,072$	$s = 1, d = 0,056$
2005	$s = 1, d = 0,032$	$s = 5, d = 0,055$	-	-
2007	$s = 1, d = 0,069$	$s = 2, d = 0,032$	$s = 2, d = 0,025$	-
2009	-	$s = 3, d = 0,03$	$s = 1, d = 0,088$	-
2011	-	$s = 2, d = 0,029$	-	-
2013	-	$s = 4, d = 0,119$	$s = 1, d = 0,021$	-
2015	-	$s = 1, d = 0,036$	$s = 2, d = 0,032$	-
2017	$s = 2, d = 0,003$	$s = 8, d = 0,028$	$s = 3, d = 0,077$	-
2019	-	$s = 7, d = 0,314$	-	-
Relevé synoptique dans le DH				
	$h = 72$ (5948 km ²)	$h = 73$ (3048 km ²)	$h = 74$ (2456 km ²)	$h = 75$ (1856 km ²)
2007	-	$s = 5, d = 0,058$	$s = 2, d = 0,108$	$s = 1, d = 0,041$
2009	-	-	$s = 6, d = 0,051$	-
2011	-	$s = 3, d = 0,276$	$s = 2, d = 0,064$	-
2013	-	$s = 1, d = 0,083$	$s = 1, d = 0,037$	-
2015	-	$s = 2, d = 0,082$	-	-
2017	$s = 5, d = 0,002$	$s = 2, d = 0,04$	$s = 2, d = 0,01$	-
Relevé synoptique au large de la COIV				
	$h = 65$ (5716 km ²)	$h = 66$ (3768 km ²)	$h = 67$ (708 km ²)	$h = 68$ (572 km ²)
2004	$s = 1, d = 0,038$	$s = 9, d = 0,394$	$s = 2, d = 0,057$	$s = 1, d = 0,039$
2006	$s = 5, d = 0,048$	$s = 14, d = 0,337$	$s = 9, d = 0,07$	-

Année de relevé	Strate de relevé			
2008	$s = 10, d = 0,04$	$s = 21, d = 0,064$	$s = 15, d = 0,044$	$s = 2, d = 0,118$
2010	$s = 4, d = 0,057$	$s = 10, d = 0,083$	$s = 1, d = 0,069$	$s = 1, d = 0,061$
2012	$s = 1, d = 0,105$	$s = 6, d = 0,053$	$s = 6, d = 0,04$	$s = 3, d = 0,044$
2014	$s = 4, d = 0,023$	$s = 2, d = 0,065$	$s = 6, d = 0,067$	-
2016	$s = 1, d = 0,002$	$s = 6, d = 0,076$	$s = 1, d = 0,083$	-
2018	$s = 4, d = 0,113$	$s = 15, d = 0,401$	$s = 10, d = 0,289$	-
Relevé synoptique au large de la COHG	$h = 126 (1266 \text{ km}^2)$	$h = 151 (1076 \text{ km}^2)$	$h = 152 (1004 \text{ km}^2)$	-
2006	$s = 9, d = 0,055$	-	-	-
2007	-	$s = 9, d = 0,056$	-	-
2008	-	$s = 10, d = 0,052$	$s = 2, d = 0,035$	-
2010	-	$s = 8, d = 0,054$	$s = 1, d = 0,029$	-
2012	-	$s = 6, d = 0,059$	$s = 2, d = 0,046$	-
2014	-	$s = 4, d = 0,054$	$s = 1, d = 0,058$	-
2016	-	$s = 6, d = 0,09$	-	-
2018	-	$s = 8, d = 0,08$	$s = 1, d = 0,039$	-

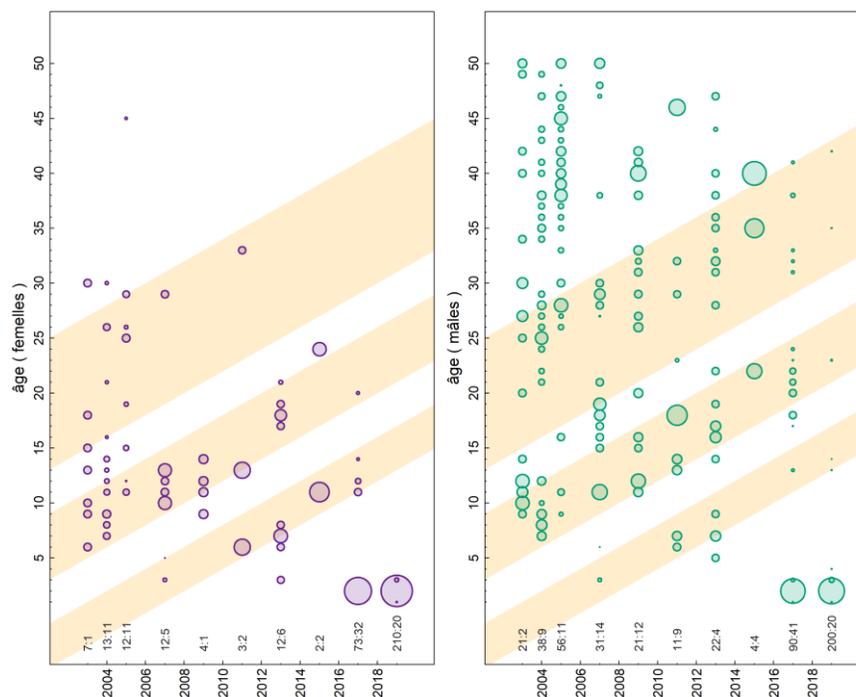


Figure D.14. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte : proportions selon l'âge de bocaccios à l'échelle de la côte, d'après les fréquences selon l'âge pondérées selon la densité d'individus moyenne dans une strate et par la superficie totale de cette strate dans le relevé (Tableau D.13). Voir la Figure D.13 pour obtenir des renseignements détaillés sur les bandes diagonales ombragées et les nombres indiqués.

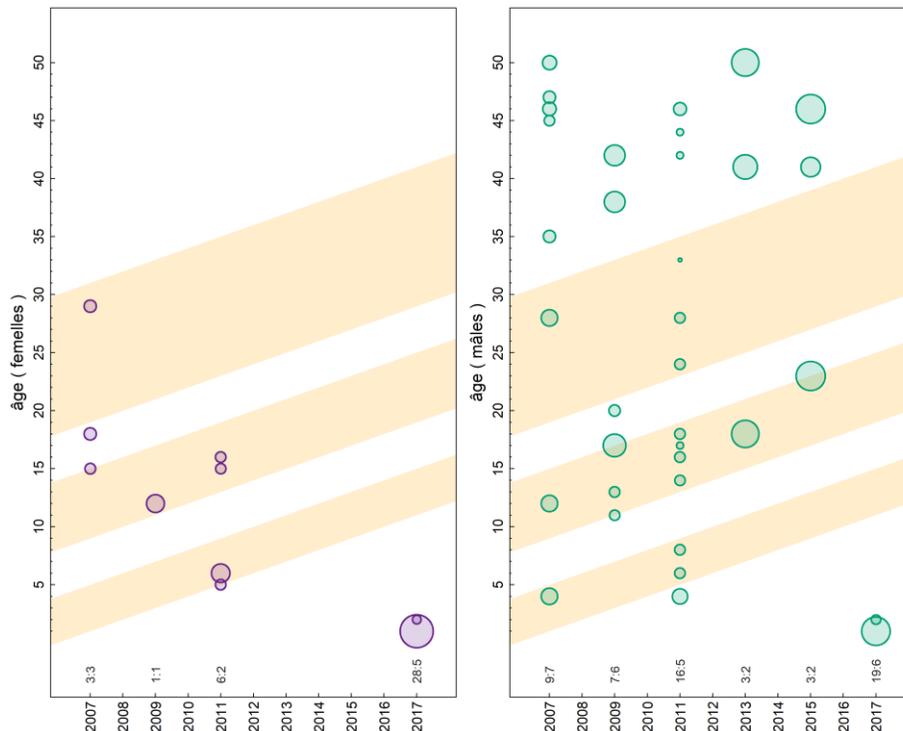


Figure D.15. Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate : proportions selon l'âge de bocaccios à l'échelle de la côte, d'après les fréquences selon l'âge pondérées selon la densité d'individus moyenne dans une strate et par la superficie totale de cette strate dans le relevé (Tableau D.13). Voir la Figure D.13 pour obtenir des renseignements détaillés sur les nombres indiqués.

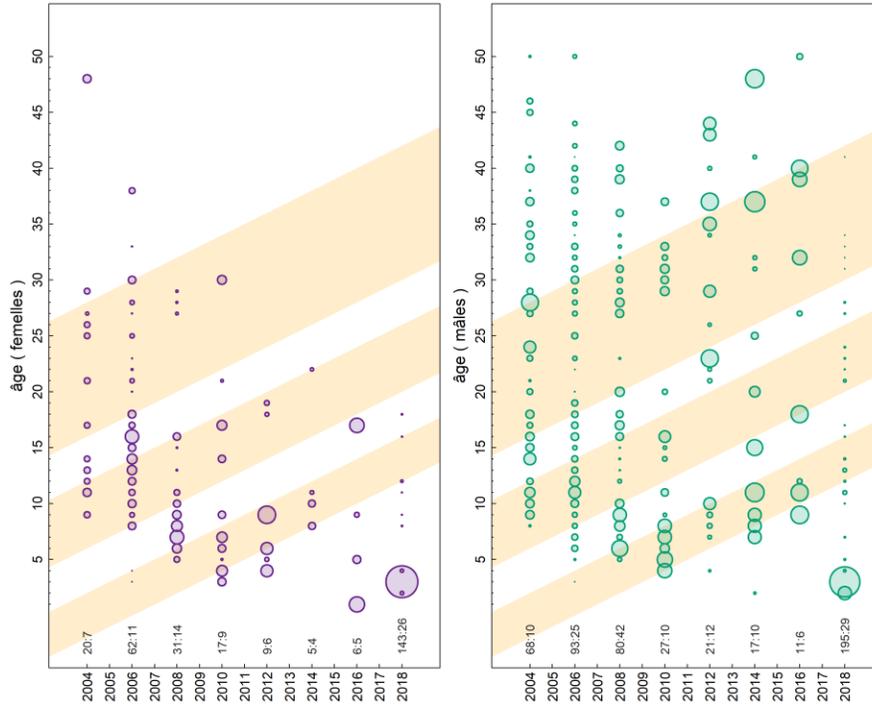


Figure D.16. Relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver : proportions selon l'âge de bocaccios à l'échelle de la côte, d'après les fréquences selon l'âge pondérées selon la densité d'individus moyenne dans une strate et par la superficie totale de cette strate dans le relevé (Tableau D.13). Voir la Figure D.13 pour obtenir des renseignements détaillés sur les nombres indiqués.

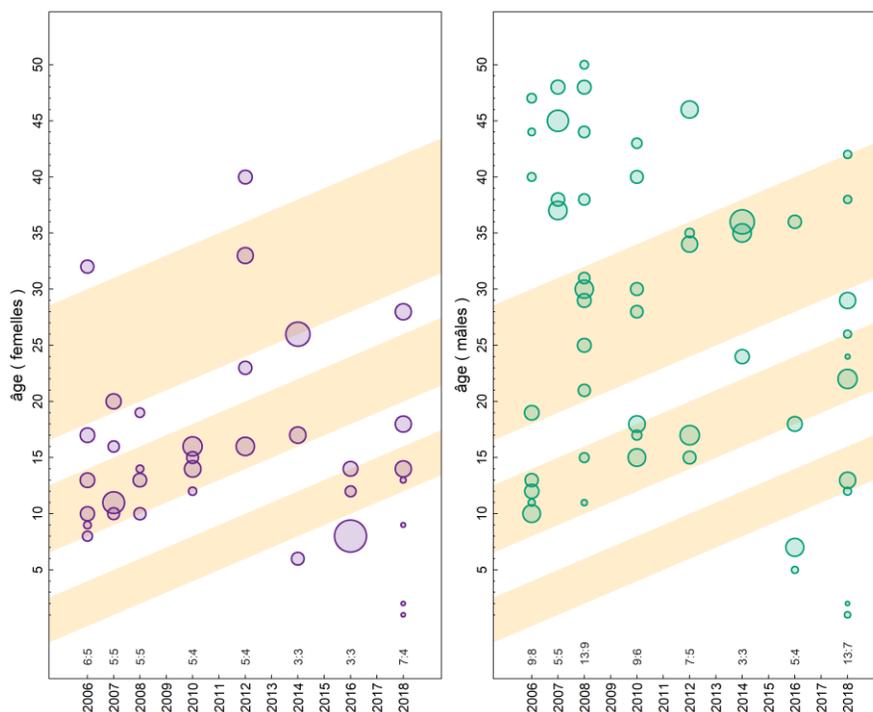


Figure D.17. Relevé synoptique au large de la côte ouest de Haida Gwaii : proportions selon l'âge de bocaccios à l'échelle de la côte, d'après les fréquences selon l'âge pondérées selon la densité d'individus moyenne dans une strate et par la superficie totale de cette strate dans le relevé (Tableau D.13). Voir la Figure D.13 pour obtenir des renseignements détaillés sur les nombres indiqués.

D.2.3. Erreur de détermination de l'âge

L'erreur relative à la détermination de l'âge est un problème courant dans les évaluations de stocks. La Figure D.18 indique que les âges de bocaccios estimés par les lecteurs primaires ne sont souvent pas reproduits uniformément par les lecteurs secondaires lors des analyses de contrôle ponctuel. Par nécessité, on a utilisé une matrice de l'erreur de détermination de l'âge pour le modèle de population de référence sur le bocaccio. Dans les évaluations antérieures, on a tenté d'utiliser une matrice fondée sur des distributions uniformes entre les âges minimal et maximal estimés par chaque lecteur, et ce, pour chaque âge (Figure D.19). Toutefois, pour le bocaccio, une telle matrice était inutilisable (le modèle n'a pas convergé).

Après plusieurs essais, on a adopté une matrice de l'erreur de détermination de l'âge qui comportait les éléments suivants : a) une erreur restreinte pour les individus d'âges 1 à 4 provenant d'une distribution normale avec des quantiles de 0,01 à 0,99 comportant trois classes d'âges situées le long de la diagonale (Figure D.20, graphique de gauche); b) une erreur importante pour les individus d'âges 5 à 50, qui était fondée sur les CV à la hausse (passant de 0,2 à 0,4 pour les âges 5 à 50) comportant sept classes d'âges situées le long de la diagonale (Figure D.20, graphique de droite). On a adopté la structure de l'erreur restreinte pour les individus en bas âge (1 à 4 ans) parce qu'on avait ajusté les proportions selon l'âge pour qu'elles correspondent à la cohorte de 2016 présumée. On a utilisé la matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte (Figure D.20, graphique de gauche) dans son intégralité comme une analyse de sensibilité pour étudier les effets de cette hypothèse sur les résultats de l'évaluation du stock.

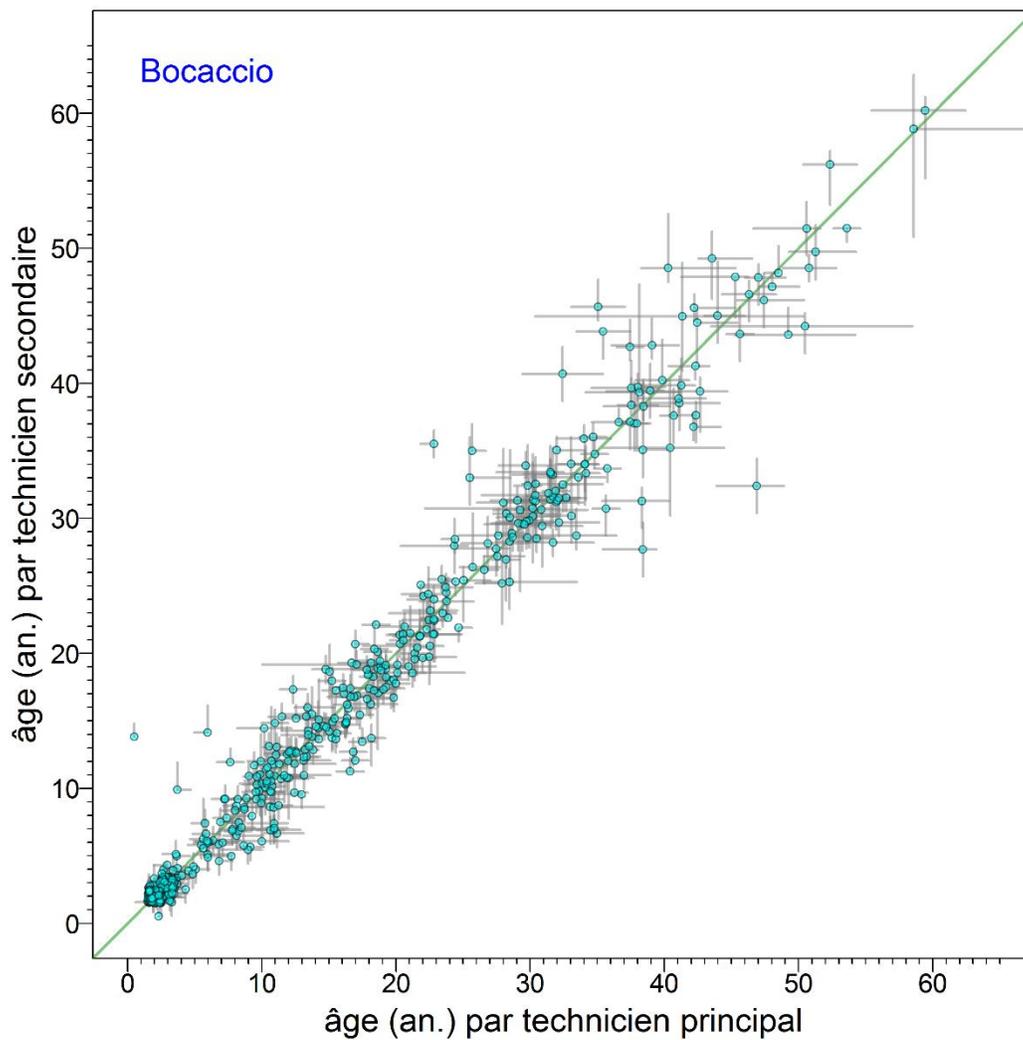


Figure D.18. Erreur de la détermination de l'âge du bocaccio, définie comme la plage entre l'âge minimal et l'âge maximal (barres grises), qui est déterminée par les lecteurs primaires et secondaires pour chaque âge accepté (points). On a soumis les données à un bruit aléatoire en utilisant une distribution uniforme aléatoire entre les âges $-0,5$ et $0,5$.

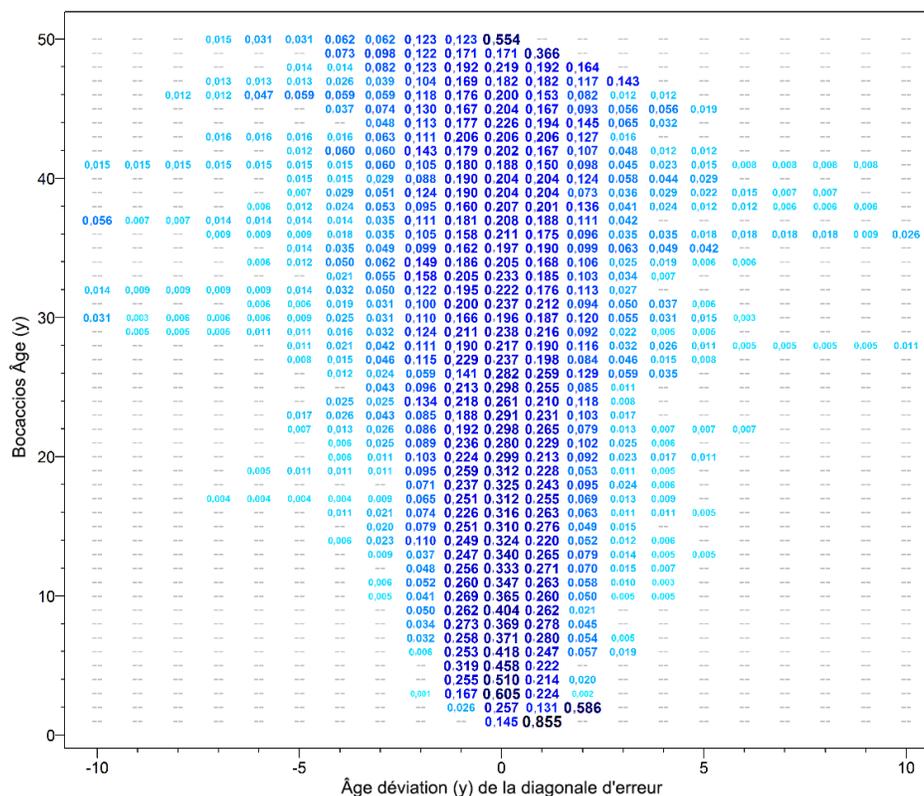


Figure D.19. Matrice de l'erreur de détermination de l'âge calculée comme une probabilité cumulative en supposant des distributions uniformes entre les âges minimal et maximal établis par tous les lecteurs, qui sont présentés dans la Figure D.18, mais qui n'ont finalement pas été utilisés dans l'évaluation du stock.

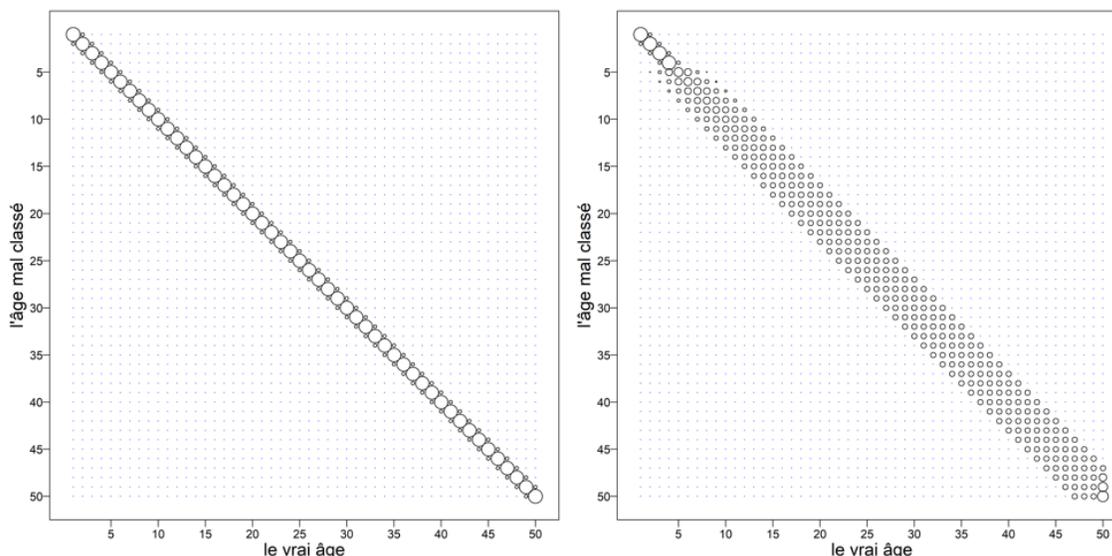


Figure D.20. Matrice de mauvaise classification de l'erreur de détermination de l'âge (Hilborn et al. 2003) utilisée dans le modèle Awatea du bocaccio pour la présente évaluation. Graphique de gauche : structure d'erreur restreinte initialement adoptée, mais finalement attribuée à une analyse de sensibilité. Graphique de droite : structure d'erreur importante utilisée dans les exécutions du scénario de référence composite, y compris l'exécution centrale.

D.2.4. Étude de la cohorte de 2016

La Figure D.18 montre qu'une erreur de détermination de l'âge était présente, même pour les individus les plus jeunes; la mauvaise classification des individus est due au manque d'expérience des lecteurs avec les otolithes de jeunes bocaccios (Stephen Wischniowski 2019, [Laboratoire de sclérochronologie du MPO](#), comm. pers.). Cette erreur a entraîné des problèmes lors de l'ajustement du modèle aux données relatives à la fréquence selon l'âge. En effet, pour certaines exécutions, la vague de recrutement importante était associée à la cohorte de 2015 plutôt qu'à celle de 2016. Une incohérence relative à l'année d'éclosion pourrait entraîner des projections trompeuses indiquant une augmentation de la biomasse trop hâtive. Un tel résultat n'était pas acceptable, compte tenu du fait que l'objectif principal de la présente évaluation du stock était d'évaluer l'incidence de cette importante vague de recrutement.

Les données sur la fréquence selon la longueur associées à l'importante vague de recrutement ont été examinées de façon détaillée par année, par sexe et par source de données (relevés de recherche ou activités de pêche commerciale). Ces données montrent clairement le recrutement d'une seule cohorte ayant dominé les données disponibles, avec une augmentation marquée du nombre d'observations (Tableau D.14) et une progression moyenne des longueurs chaque année (relevés de recherche : Figure 3; activités de pêche commerciale : Figure D.22). La longueur médiane par sexe et par année a corroboré la progression de la croissance des individus de cette nouvelle vague de recrutement; les individus de la cohorte de 2016 figurent dans les données de relevé de 2017 comme des individus d'âge 1 dont la longueur se situe entre 23 et 29 cm, pour les mâles et les femelles (Figure 3; Tableau D.15). À l'âge 2, les individus de la cohorte mesuraient entre 31 et 39 cm, selon les données de la pêche commerciale et des relevés de recherche, et en 2019, à l'âge 3, ils mesuraient entre 39 et 47 cm (Figure 3; Figure D.22). Ces longueurs correspondent aux prédictions des longueurs selon l'âge provenant des deux modèles de croissance utilisés dans la présente évaluation du stock, à l'exception peut-être de celles des mâles d'âge 1 (Tableau D.16).

Compte tenu des éléments probants indiquant que l'importante vague de recrutement de bocaccios observée peut être assignée à une seule cohorte, on a présumé que les bocaccios juvéniles présents dans les données sur la composition selon l'âge appartiennent à la cohorte de 2016. On a donc combiné les fréquences observées pour les âges 2 à 4 en une seule proportion, qui a été placée dans la classe d'âge appropriée selon l'année en question. On a utilisé cette méthode pour les données issues de la pêche commerciale et des relevés.

Tableau D.14. Nombre d'observations sur la fréquence selon la longueur disponibles par année et par source de donnée.

source de donnée	Sexe	Année			
		2016	2017	2018	2019
Relevé synoptique au large de la COIV	Mâle	11	-	231	-
	Femelle	6	-	186	-
	Total	17	-	417	-
Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte	Mâle	-	90	-	406
	Femelle	-	73	-	423
	Total	-	163	-	829
Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate	Mâle	-	19	-	32
	Femelle	-	29	-	26
	Total	-	48	-	58
Toutes les données de recherche	Mâle	21	152	277	473
	Femelle	15	155	214	474
	Total	36	307	491	947
Pêche commerciale au chalut	Mâle	2	7	51	236
	Femelle	65	4	75	216
	Total	67	11	126	452

Tableau D.15. Longueur médiane du bocaccio par année, par sexe et par source de donnée, à partir de 2016.

Année	Mâle		Femelle	
	Pêche commerciale	Recherche	Pêche commerciale	Recherche
2016	68,9	65,5	67,6	67,0
2017	69,5	26,5	69,3	26,0
2018	37,7	35,5	35,7	36,0
2019	42,4	42,0	42,5	43,5

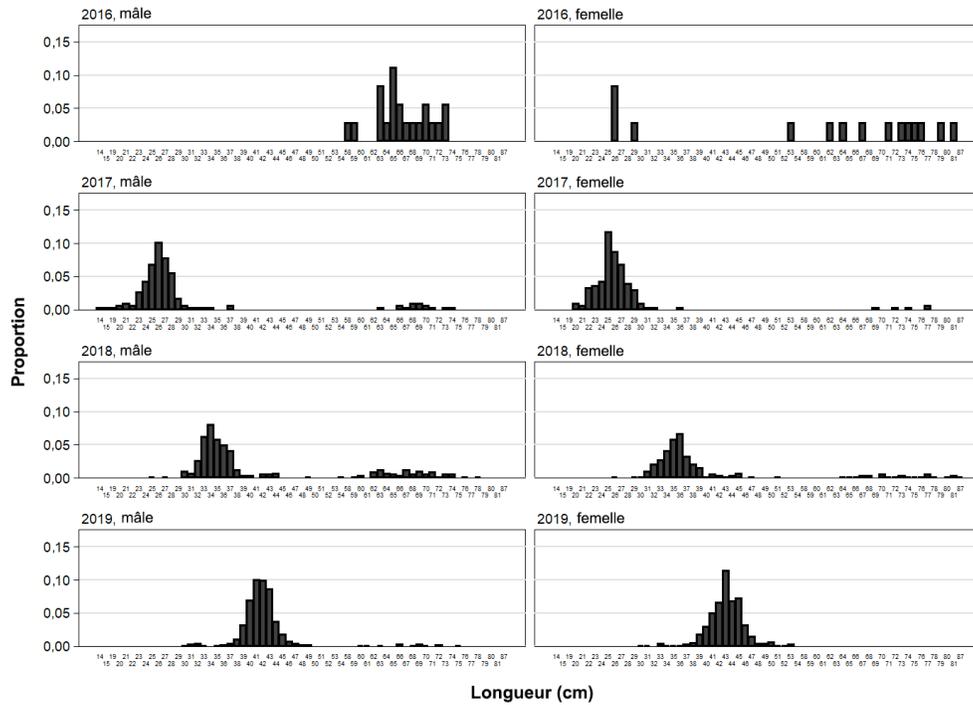


Figure D.21. Fréquences selon la longueur non pondérées du bocaccio, par année, pour tous les relevés de recherche combinés à partir de 2016. Le nombre d'observations relatives à la longueur pour chaque cellule liée à l'année ou au sexe figure dans le Tableau D.14.

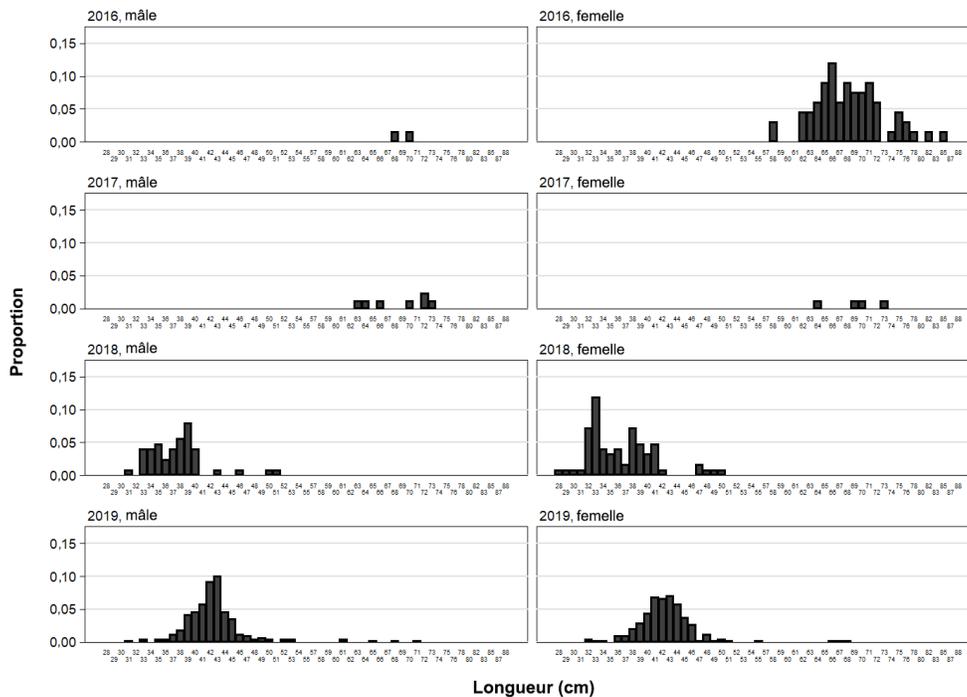


Figure D.22. Fréquences selon la longueur non pondérées du bocaccio, par année, pour toutes les observations issues de la pêche commerciale, à partir de 2016. Le nombre d'observations relatives à la longueur pour chaque cellule liée à l'année ou au sexe figure dans le Tableau D.14.

Tableau D.16. Longueur moyenne prédite pour les âges 1 à 3 obtenue au moyen des modèles de croissance présentés dans les tableaux indiqués ci-dessous.

Âge	Modèle (Tableau D.5)		Modèle (Tableau D.4)	
	Mâle	Femelle	Mâle	Femelle
1	21,6	28,9	29,5	30,8
2	31,3	35,2	35,1	36,3
3	39,0	40,7	40,0	41,2

D.3. ANALYSES DE LA STRUCTURE DU STOCK

Dans la présente évaluation, on considère que la population de bocaccios de la Colombie-Britannique forme un seul stock à l'échelle de la côte. On a pris cette décision en se fondant sur des analyses qui n'ont révélé aucune différence constante lors de la comparaison des données provenant de deux stocks régionaux hypothétiques :

- NCB – Nord de la Colombie-Britannique, y compris la côte ouest de Haida Gwaii (zones 5ABCDE);
- SCB – Sud de la Colombie-Britannique, y compris la côte ouest de l'île de Vancouver (zones 3CD).

Dans les évaluations antérieures des stocks de sébastes à raie rouge (Starr et Haigh, 2021a) et de goberges de l'Alaska (Starr et Haigh, 2021b), on a identifié deux stocks (un au large de la COHG, l'autre plus au sud). Cette séparation peut avoir été causée par la bifurcation du courant du Pacifique Nord (Pickard et Emery 1982; Freeland 2006; Cummins et Freeland 2006; Batten et Freeland 2007), qui aurait gardé séparées les larves nageant librement des deux régions. Ce

sont ces observations qui ont guidé les hypothèses régionales à l'étude susmentionnées; la section D.3.3 étudie les variations au sein de trois régions (zones 5DE, 5ABC et 3CD).

D.3.1. Poids moyen des prises issues de la pêche commerciale

D'importantes différences relatives au poids moyen par région ont favorisé la prise de décisions concernant la distinction des stocks de goberges de l'Alaska (Starr et Haigh, 2021b). Par conséquent, on a vérifié les données sur le poids moyen du bocaccio pour déceler des différences régionales persistantes. Les données utilisées pour estimer le poids moyen par année ont été sélectionnées conformément aux lignes directrices pertinentes présentées dans le Tableau D.1. Les données biologiques initiales sur le bocaccio représentaient 10 442 enregistrements, qui ont été filtrés comme suit :

- longueurs définies positives `len > 0` 10 387 enregistrements
- toutes les années disponibles `year = 1996:2019` 7 054 enregistrements
- sorties de pêche commerciale, y compris prises de merluches par une coentreprise `ttype = c(1, 4, 5)` 3 878 enregistrements
- échantillons aléatoires/prises totales `stype = c(1, 2, 6, 7)` 3 600 enregistrements
- chalut : de fond, pélagique ou inconnu `gear = c(1, 6, 8)` 3 542 enregistrements
- sexe : femelle ou mâle `sex = c(2, 1)` 2 752 enregistrements
- échantillons non triés `sort = "U"` 1 382 enregistrements

Dans les évaluations antérieures, on a utilisé un champ de la base de données GFBioSQL appelé « SPECIES_CATEGORY_CODE » pour distinguer les spécimens non triés et les spécimens triés. Toutefois, pour le bocaccio, cette méthode a produit des résultats déroutants parce que les échantillons étaient parfois dominés par les rejets. C'est pourquoi on a appliqué l'algorithme utilisé par Forrest *et al.* (2015) pour la morue du Pacifique :

- Échantillons non triés (U) :
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 1 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 1 OU`
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 0 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 1`
- Prises conservées (K) :
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 1 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 2 OU`
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 3 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 2 OU`
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 0 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 2`
- Rejets (D) :
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 1 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 3 OU`
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 4 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 3 OU`
`SPECIES_CATEGORY_CODE = 0 ET SAMPLE_SOURCE_CODE = 3`

Cette méthode a généré 1 382 enregistrements de données biologiques sur le bocaccio, d'après les échantillons non triés provenant de la pêche commerciale à l'échelle de la côte. On a calculé le poids des individus à partir des longueurs mesurées, au moyen des paramètres longueur-taille propres à chaque hypothèse sur les stocks régionaux (Tableau D.2). Les paramètres allométriques utilisés étaient sexospécifiques (femelles, mâles).

Les équations relatives au modèle de régression standardisé, qui est log-normal et additif, figurent à l'annexe D de l'évaluation du stock de sébastes à raie rouge (Starr et Haigh, 2021a). Les facteurs présentés au modèle linéaire généralisé étaient l'année civile, le sexe, la latitude et la profondeur de pêche. Les tendances concernant le poids moyen standardisé et normalisé par région étaient semblables à la tendance à l'échelle de la côte et n'affichaient aucune différence régionale systématique (Figure D.23).

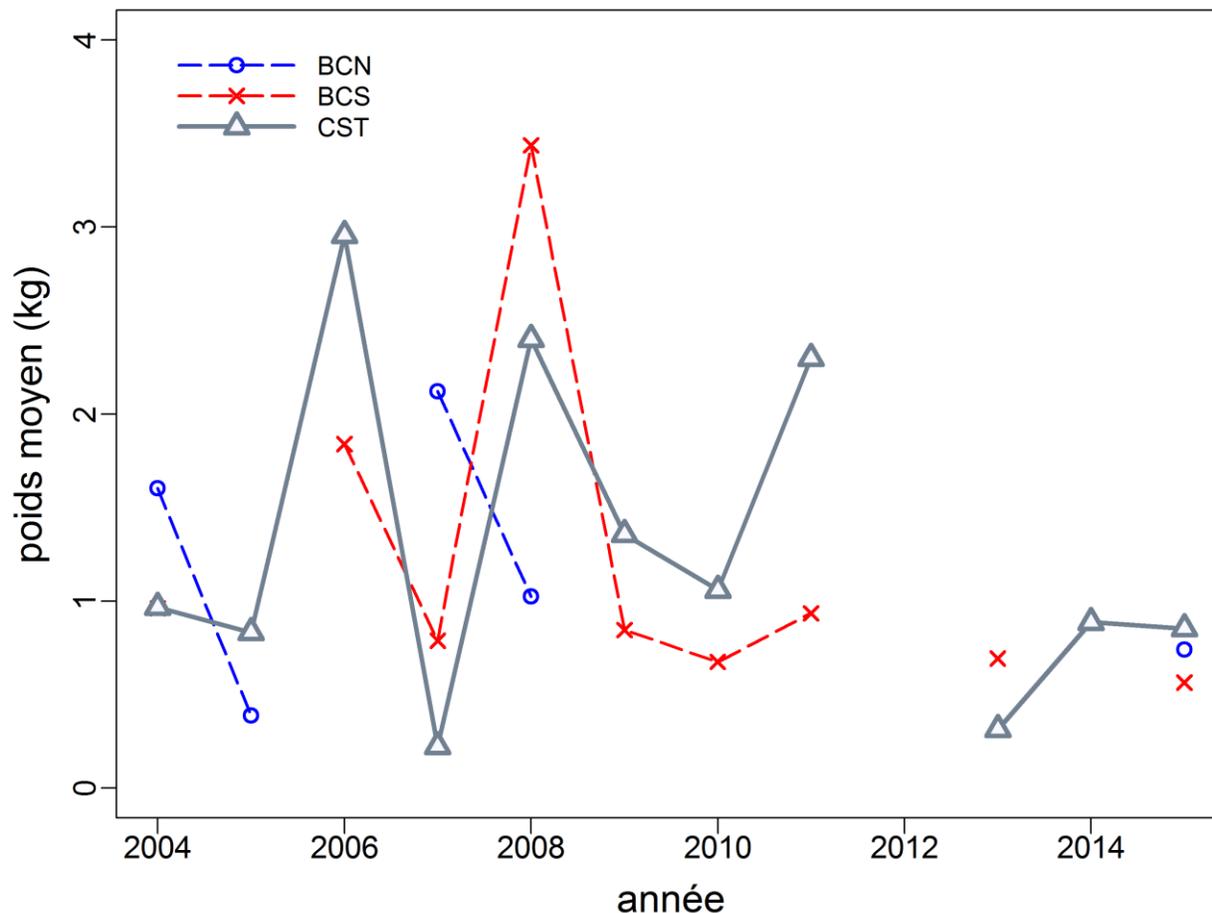


Figure D.23. Comparaison des séries sur le poids moyen du bocaccio, après ajustement du modèle linéaire généralisé selon divers facteurs et normalisation. La série de la zone à l'échelle de la côte (CST) est comparée aux séries de deux sous-zones : 5ABCDE (NCB) et 3CD (SCB).

D.3.2. Distributions de la longueur d'individus

De simples comparaisons des distributions de longueurs observées lors de la pêche commerciale dans les régions relatives aux deux pêches au chalut (de fond et pélagique) n'indiquent aucune différence marquée entre les distributions de fréquences selon la longueur relatives aux méthodes de pêche dans chaque zone (Figure D.24). Cette observation indique qu'il est probablement raisonnable de combiner les données provenant des deux pêches au chalut (de fond et pélagique).

Lorsqu'on a combiné les deux méthodes de pêche pour toutes les régions afin d'augmenter la portée de la comparaison (Figure D.25), on n'a toujours pas observé de différence régionale marquée :

- les distributions de la longueur se chevauchent de façon importante entre les régions;
- les comparaisons sont raisonnablement uniformes entre les différentes années et les deux sexes.

Ces observations sont semblables aux observations équivalentes provenant de la comparaison des séries de poids susmentionnée et ne justifient pas la séparation de la population de bocaccios en plusieurs stocks.

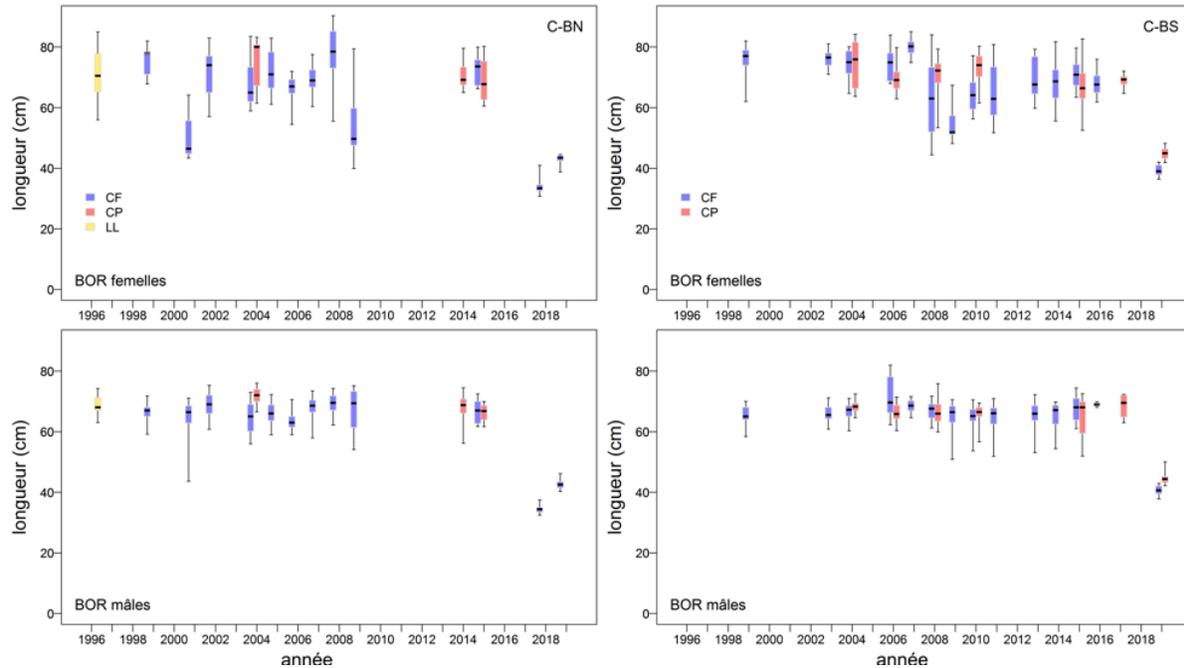


Figure D.24. Comparaison des distributions annuelles de longueurs pour le bocaccio, par sexe, selon le type d'engin (BT = chalut de fond, MW = chalut pélagique et LL = palangre) dans deux régions côtières : nord de la Colombie-Britannique (NCB, à gauche) et sud de la Colombie-Britannique (SCB, à droite). Les boîtes représentent les quantiles suivants : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

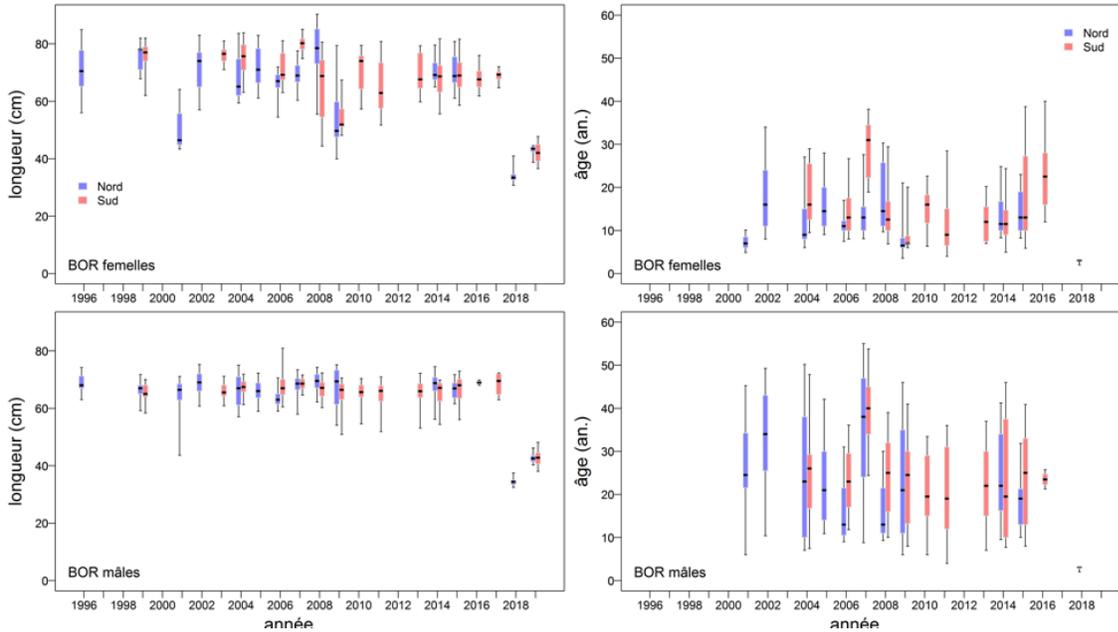


Figure D.25. Comparaison des distributions annuelles de longueurs (graphiques de gauche) et d'âges (graphiques de droite) pour le bocaccio, par sexe, dans deux régions côtières : nord de la Colombie-Britannique (NCB) et sud de la Colombie-Britannique (SCB). Les boîtes représentent les quantiles suivants : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

La distribution des longueurs du bocaccio provenant de divers relevés (Figure D.26) montre des similarités relatives à la longueur moyenne et met en lumière une importante vague de recrutement pour la cohorte de 2016 :

- des fréquences selon la longueur semblables jusqu'en 2017, lorsque les individus d'âge 1 de la cohorte de 2016 ont été observés dans le cadre de plusieurs relevés;
- une augmentation constante relative à la taille des individus de 2017 à 2019, qui est surtout évidente dans les relevés synoptiques au chalut ciblant la crevette, les relevés synoptiques dans le détroit d'Hécate et les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte;
- un indicateur de recrutement moins bien défini dans le relevé mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii;
- aucun indicateur pour le relevé à la palangre de la Commission internationale du flétan du Pacifique (CIFP) parce que les gros hameçons permettent seulement la capture d'individus matures (Brian Mose 2019, [comité consultatif technique sur le poisson de fond](#), comm. pers.).

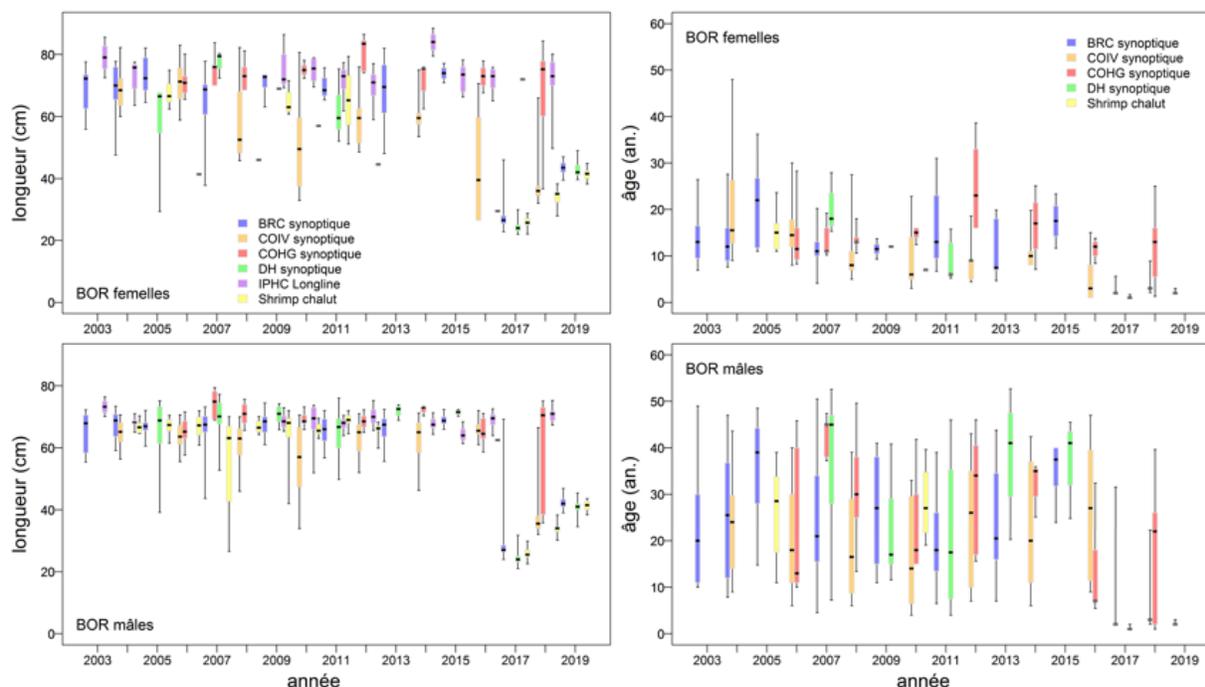


Figure D.26. Comparaison des distributions annuelles de longueurs (graphiques de gauche) et d'âges (graphiques de droite) du bocaccio pour six relevés (quatre relevés synoptiques au chalut, un relevé à la palangre ciblant le flétan et un relevé au chalut ciblant la crevette). Les boîtes représentent les quantiles suivants : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

D.3.3. Comparaison des modèles de croissance

Une comparaison des ajustements des modèles de croissance aux échantillons provenant de la pêche et à ceux provenant de relevés pour les trois régions décrites dans le Tableau D.4 indique qu'à l'exception de la différence évidente entre les sexes, il y a un faible biais faisant en sorte que les individus sont plus gros du sud vers le nord (Figure D.27). En utilisant seulement les données issues de relevés, qui étaient plus nombreuses et qui étaient plus susceptibles d'être échantillonnées sans biais, on a estimé des modèles de von Bertalanffy à partir d'un modèle bayésien (progiciel rstan : Stan Development Team 2018). Les distributions de quantiles de MCMC des paramètres régionaux estimés indiquent que les mâles peuvent être plus gros dans le nord de la Colombie-Britannique (zones 5DE) que plus loin au sud. La longueur asymptotique (L_{∞}) des femelles affichait une plus grande variabilité; on a observé un chevauchement parmi les régions (Figure D.28). Les seules données aberrantes relatives au paramètre de croissance (κ) concernaient les femelles des zones 3CD; ces données ont été ajustées avec un taux de croissance plus faible. Les courbes de croissance fondées sur l'estimation médiane des paramètres indiquent aussi qu'il pourrait y avoir des individus de plus grande taille dans les zones 5DE que dans les zones 5ABC et 3CD (Figure D.29). Cependant, les limites d'incertitude liées aux estimations de paramètres, surtout celles concernant les femelles, sont trop importantes pour justifier des stocks séparés le long de la côte britanno-colombienne, à l'heure actuelle.

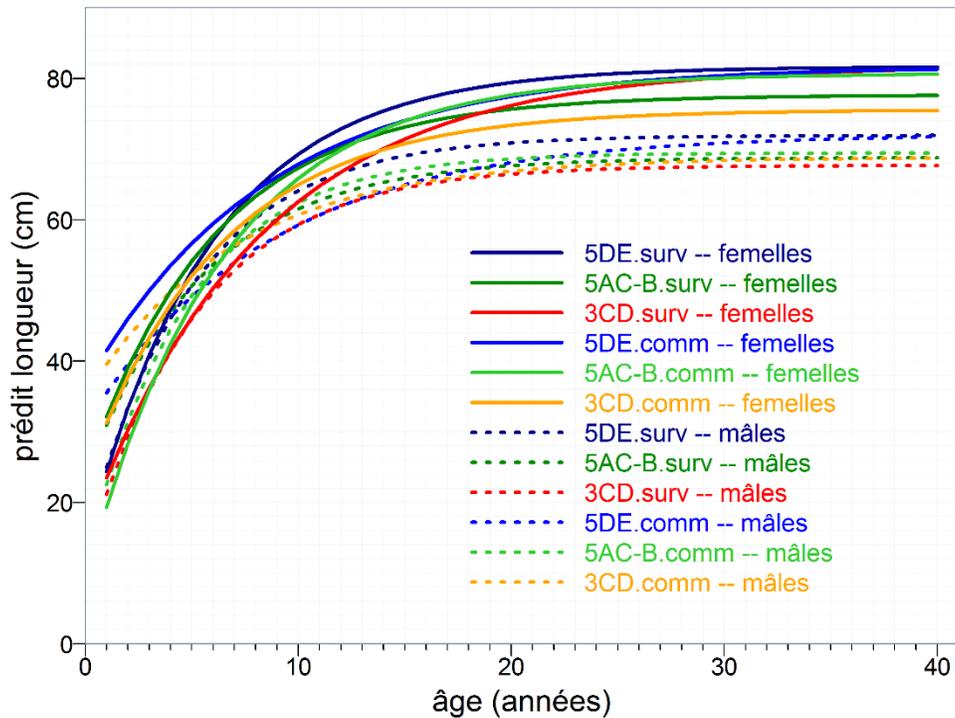


Figure D.27. Comparaison des ajustements du modèle de von Bertalanffy aux données sur le bocaccio, par sexe et par région, au moyen des paramètres de von Bertalanffy présentés dans le Tableau D.4.

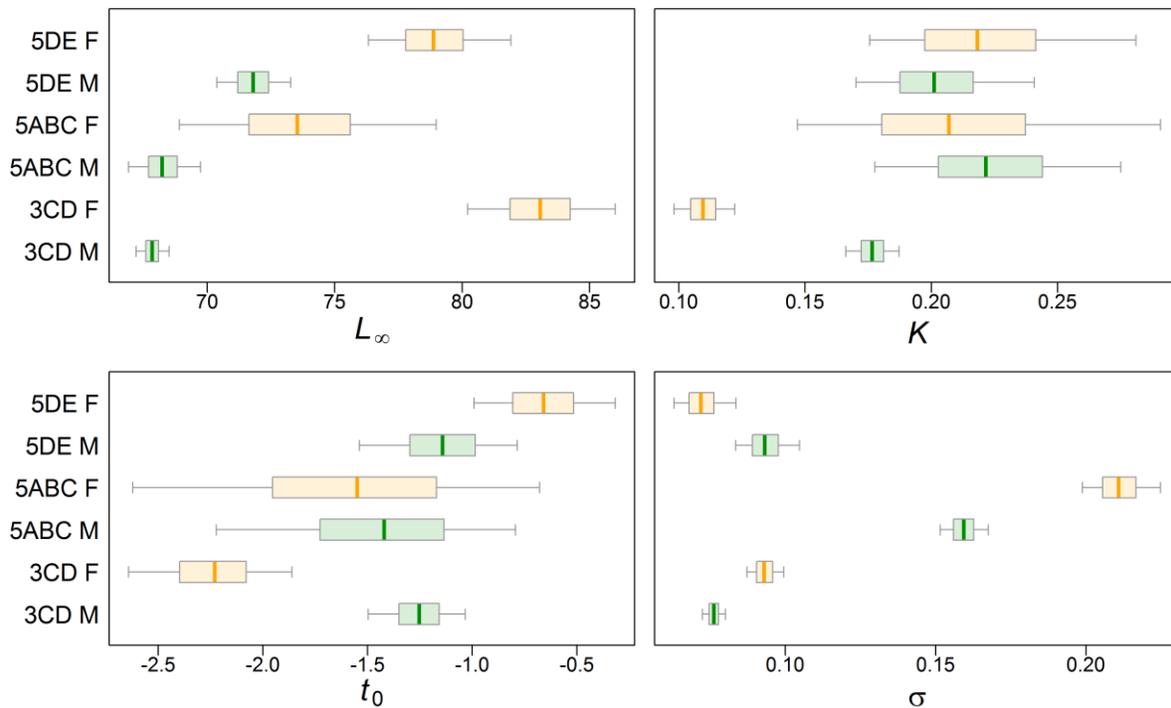


Figure D.28. Échantillons de la méthode de MCMC (4 chaînes, 1 000 échantillons chacune) pour les paramètres de von Bertalanffy déterminés à l'aide des données longueur-âge du bocaccio provenant de la pêche commerciale, par région. Les boîtes (orange = femelles et vert = mâles) représentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

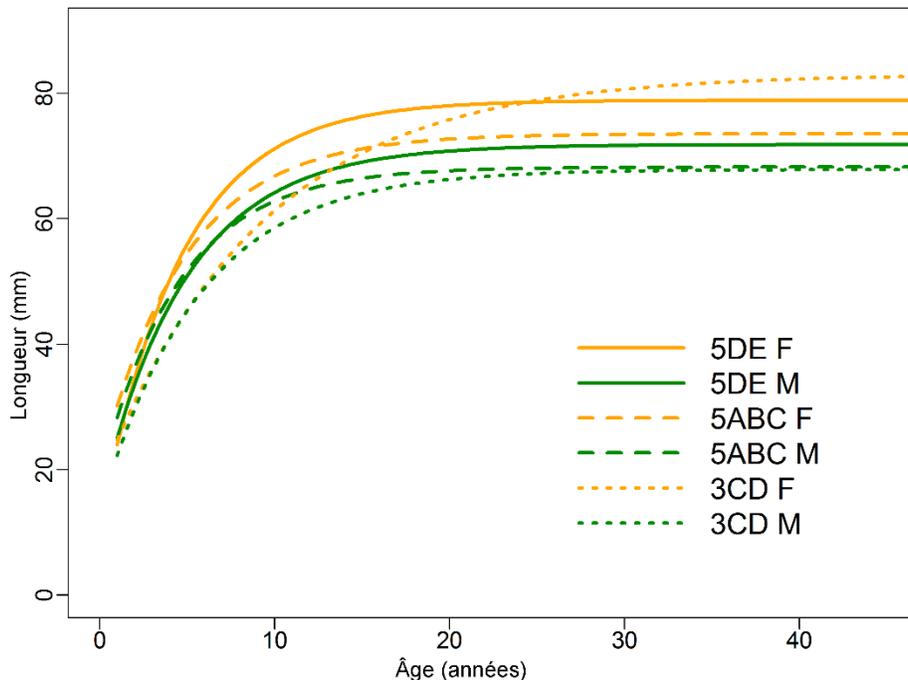


Figure D.29. Ajustements du modèle de von Bertalanffy obtenus au moyen des estimations de paramètres du mode de la distribution a posteriori, d'après le modèle rstan ajusté aux données longueur-âge sur le bocaccio issues de relevés, par région. La couleur des lignes représente le sexe (orange = femelles et vert = mâles) et le type de lignes indique la région (pleine = zones 5DE, tirée = zones 5ABC et pointillée = zones 3CD).

D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE

- Batten, S.D. and Freeland, H.J. 2007. [Plankton populations at the bifurcation of the North Pacific Current](#). Fisheries Oceanography 16(6): 536-546.
- Cummins, P.F. and Freeland, H.J. 2007. [Variability of the North Pacific Current and its bifurcation](#). Progress in Oceanography 75(2): 253-265.
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J. and McClelland, E.K. 2015. [Assessment of Pacific Cod \(*Gadus macrocephalus*\) for Hecate Strait \(5CD\) and Queen Charlotte Sound \(5AB\) in 2013](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/052. xii + 197 p.
- Freeland, H.J. 2006. [What proportion of the North Pacific Current finds its way into the Gulf of Alaska?](#) Atmosphere-Ocean 44(4): 321-330.
- Haist, V., Breen, P.A. and Starr, P.J. 2009. [A multi-stock, length-based assessment model for New Zealand rock lobster \(*Jasus edwardsii*\)](#). N.Z. J. Mar. Freshw. Res. 43: 355-371.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 62-69.
- Hicks, A.C. and Wetzel, C.R. 2015. The status of Widow Rockfish (*Sebastes entomelas*) along the U.S. west coast in 2015. Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE), NMFS, NOAA.
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.

-
- 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: 39 p.
- MPO. 2022. Compte rendu de l'examen par les pairs de la région du Pacifique sur l'évaluation des stocks du sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) de la Colombie-Britannique en 2018; 13 et 14 juin 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Compte rendu. Sous presse.
- Pickard, G.L. et Emery, W.J. 1982. Descriptive Physical Oceanography, an Introduction. Pergamon Press, Oxford UK, 4th (SI) enlarged ed.
- Quinn, T.J.I. et Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press, New York, NY.
- R Core Team. 2019. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Stan Development Team. 2018. [rstan: the R interface to Stan](#). Paquet R version 2.18.2.
- Stanley, R.D., Starr, P. et Olsen, N. 2009. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) dans les eaux de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2009/013: xxii + 198 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021a. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) en Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021b. [Évaluation du stock de goberge de l'Alaska \(*Theragra chalcogramma*\) pour la Colombie-Britannique en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/004. viii + 294 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 82-92.
- Westrheim, S. 1975. [Reproduction, maturation, and identification of larvae of some *Sebastes* \(*Scorpaenidae*\) species in the northeast Pacific Ocean](#). J. Fish. Res. Bd. Can. 32: 2399-2411.

ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE

E.1. INTRODUCTION

Dans la présente évaluation du stock de bocaccios, on a utilisé un modèle structuré selon l'âge sexospécifique nommé Awatea dans un cadre bayésien pour reconstituer la trajectoire de la population et l'incertitude connexe. Ce modèle permet, de façon simultanée, d'estimer le taux de variation de la fonction stock recrutement et de séparer les mortalités selon le sexe. Cette approche correspond aux approches utilisées dans les évaluations des stocks suivantes, menées en Colombie-Britannique depuis 2010 :

- 2019 – Stock de veuves à l'échelle de la côte britanno-colombienne (Starr et Haigh 2021a),
- 2018 – Sébaste à raie rouge dans les zones 5DE, ainsi que 3CD et 5ABC de la CPMP (Starr et Haigh 2021b);
- 2017 – Sébaste à longue mâchoire (SLM) dans le bassin de la Reine-Charlotte (Haigh et coll. 2018a);
- 2014 – Sébaste à queue jaune près de la côte de la Colombie-Britannique (MPO 2015);
- 2013 – Sébaste argenté le long de la côte canadienne du Pacifique (Starr et coll. 2016);
- 2013 – Fausse limande dans les eaux de la Colombie-Britannique (Holt et coll. 2016);
- 2012 – SLM au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards et coll. 2014a);
- 2012 – SLM au large de la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (Edwards et coll. 2014b);
- 2011 – Sébaste à bouche jaune le long de la côte canadienne du Pacifique (Edwards et coll. 2012a),
- 2010 – SLM dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards et coll. 2012b).

La structure du modèle est la même que celle des modèles utilisés précédemment; pour toutes les évaluations susmentionnées, à l'exception de celle sur le SLM de la zone 5ABC de 2010, on a utilisé les systèmes de pondération du document de Francis (2011), décrits ci-dessous.

Le modèle Awatea est une version modifiée du logiciel statistique de prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn et coll. 2003). Créé en 2006, ce modèle a été tenu à jour par Allan Hicks, qui travaillait à l'Université de Washington et qui travaille maintenant pour la Commission internationale du flétan du Pacifique. Le code du modèle n'a pas été changé depuis 2012. Le modèle Awatea est une plateforme pour la mise en œuvre de la suite logicielle AD Model Builder software (ADMB) (ADMB Project 2009), qui fournit : a) des estimations maximales de la densité *a posteriori* au moyen d'une composante de minimisation de fonctions et d'une composante de différenciation automatique; (b) une approximation de la distribution *a posteriori* des paramètres étudiés, qui est calculée au moyen de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM), plus précisément de l'algorithme Hastings-Metropolis (Gelman et coll. 2004).

Pour simplifier l'exécution du modèle Awatea, on a utilisé un code personnalisé, qui a été rédigé en langage R (Haigh et coll. 2018b), à la place de la méthode initiale de mise en œuvre au moyen d'Excel. Des figures et des tableaux illustrant les données de sortie du modèle ont été automatiquement produits en langage R (R Core Team 2019), au moyen d'un code adapté à partir des progiciels R *scape* (Magnusson 2009) et *plotMCMC*, auparavant appelé *scapeMCMC* (Magnusson et Stewart 2020). On a utilisé le logiciel R Sweave (Leisch 2002) afin de réunir automatiquement, par l'entremise de \LaTeX , la grande quantité de figures et de tableaux produits dans un seul fichier PDF, et ce, pour chaque exécution du modèle.

Ci-dessous, on présente des renseignements sur le modèle structuré selon l'âge, la procédure bayésienne, la procédure de repondération, les distributions *a priori*, et les méthodes utilisées pour calculer les points de référence et réaliser les projections.

E.2. HYPOTHÈSES LIÉES AU MODÈLE

Voici les hypothèses liées au modèle :

1. On a présumé que la population de veuve (Colombie-Britannique) évaluée formait un seul stock présent dans les zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP.
2. Les prises annuelles proviennent de deux pêches : la pêche au chalut (de fond et pélagique) et la pêche « autre » (pêches à la palangre du flétan, au casier de la morue charbonnière, à la traîne du saumon, aux lignes du sébaste et à la traîne de la morue-lingue). On présume que les prises sont connues sans erreur et qu'elles sont effectuées au milieu de chaque année.
3. On a présumé que la relation stock-recrutement était une relation de Beverton-Holt invariable dans le temps, avec une structure d'erreur log-normale.
4. La sélectivité était différente entre les relevés, mais elle était identique entre les sexes; elle est restée invariable dans le temps. On a estimé les paramètres de sélectivité lorsque des données sur l'âge étaient accessibles.
5. On a fixé la mortalité naturelle M à 0,07, 0,08 et 0,09 pour les femelles et les mâles, et on a maintenu ce paramètre invariable dans le temps.
6. On a déterminé la valeur des paramètres de croissance et on a considéré qu'ils étaient invariables dans le temps.
7. On a déterminé la valeur des paramètres de l'âge à la maturité pour les femelles et on a considéré que ces paramètres étaient invariables dans le temps. On n'a pas eu besoin de tenir compte de la maturité des mâles, parce qu'on a considéré qu'il y avait suffisamment de mâles matures. La population de mâles matures n'est pas représentée dans le modèle; la biomasse féconde est exprimée comme la biomasse de femelles matures seulement.
8. Le recrutement à l'âge 1 comprenait 50% de femelles et 50% de mâles.
9. Les données sur l'âge déterminées au moyen de méthodes fondées sur des observations à la surface (avant 1978) étaient trop biaisées pour qu'on puisse les utiliser (Beamish 1979); toutefois, on a jugé que l'utilisation de ces méthodes était appropriée pour de très jeunes sébastes (âges 1 à 3). Les données sur l'âge obtenues au moyen de la méthode de cassure et brûlage d'otolithes (MacLellan 1997) ont été déterminées sans erreur.
10. On a considéré que les échantillons des captures selon l'âge issus de la pêche commerciale pendant une année donnée étaient représentatifs de la pêche s'il y avait ≥ 2 échantillons pendant cette année.
11. On a considéré que les indices de l'abondance relative étaient proportionnels à la biomasse vulnérable au milieu de l'année, lorsque la moitié des captures et des mortalités naturelles ont été prises en compte.
12. On a considéré que les échantillons de la composition selon l'âge provenaient du milieu d'une année donnée, lorsque la moitié des captures et des mortalités naturelles ont été prises en compte.

E.3. ÉQUATIONS ET NOTATION DU MODÈLE

La notation du modèle figure dans le tableau E.1, et les équations du modèle, dans les tableaux E.2 et E.3. Les descriptions des distributions *a priori* relatives aux paramètres estimés figurent dans le tableau E.4. La description du modèle est divisée selon les composantes déterministes,

les composantes stochastiques et les distributions bayésiennes *a priori*. Des renseignements détaillés sur la notation et les équations sont présentés après les tableaux.

Selon la principale structure, les composantes déterministes du tableau E.2 permettent de calculer de façon itérative le nombre d'individus dans chaque classe d'âge (et de chaque sexe) au fil du temps. Les seuls éléments nécessaires sont les données sur les captures issues de la pêche commerciale, les données sur la maturité et le poids selon l'âge, ainsi que des valeurs fixes connues pour tous les paramètres.

Étant donné que tous les paramètres ne sont pas associés à des valeurs fixes connues, on a dû estimer les valeurs de nombreux paramètres. On doit donc ajouter une composante de stochasticité au recrutement. This is accomplished by the stochastic components given in Table E.3.

L'ajout de distributions *a priori* pour les paramètres estimés permet de réaliser l'ensemble du modèle bayésien; le but est de minimiser la fonction objective $f(\Theta)$, déterminée par (E.23). Cette fonction est calculée à partir des composantes déterministe, stochastique et *a priori* du modèle.

Tableau E.1. Notation pour le modèle *Awatea* des captures selon l'âge (suite sur la prochaine page).

Symbol	Description et unités
Indices (tous inférieurs)	
a	Classe d'âge, où $a = 1, 2, 3, \dots, A$, et $A \in \{50\}$ est la classe d'âge maximal cumulatif
t	Année du modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$, correspond aux années réelles : 1935, ..., 2020, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche
g	Indice pour les données (abondance composition) des séries suivantes : 1 – Série du relevé synoptique au chalut du BRC 2 – Série du relevé synoptique au chalut de la COIV 3 – Série du relevé synoptique au chalut de la COHG 4 – Série du relevé synoptique au chalut dans le détroit d'Hécate 5 – Série du relevé triennal du NMFS 6 – Série du relevé historique au chalut dans le canyon de l'île Goose 7 – Pêche au chalut ou Indice de CPUE 8 – Indice des autres pêcheries
s	Sexe : 1 = femelles, 2 = mâles
Plage des indices	
A	Classe d'âge maximal cumulatif, $A \in \{50\}$
T	Nombre d'années du modèle, $T = 86$
\mathbf{T}_g	Ensembles d'années du modèle pour les indices d'abondance d'une série g , présentées ici Comme étant les années réelles par souci de clareté (soustraire 1934 pour obtenir l'année du modèle t) : $\mathbf{T}_1 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $\mathbf{T}_3 = \{2006:2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $\mathbf{T}_4 = \{2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019\}$ $\mathbf{T}_5 = \{1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998, 2001\}$

Symbol	Description et unités
U_g	$T_6 = \{1967, 1969, 1971, 1973, 1976:1977, 1984\}$ $T_7 = \{1996, \dots, 2012\}$ Ensembles d'années du modèle comportant des données sur les proportions selon l'âge pour une série g : $U_1 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019\}$ $U_2 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $U_3 = \{2006:2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $U_4 = \{2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017\}$ $U_7 = \{2002, 2004:2011, 2014:2015, 2018\}$
Données et paramètres fixes	
p_{atgs}	Proportion pondérée d'individus observés tirée d'une série g pour chaque année $t \in U_g$ qui correspondent à une classe d'âge a et à un sexe s ; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 p_{atgs} = 1$ pour chaque $t \in U_g, g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$
n_{tg}	Taille d'échantillon effective pour laquelle le rendement correspond à p_{atgs}
C_t	Biomasse des prises observées (tonnes) pendant une année $t = 1, 2, \dots, T - 1$
w_{as}	Poids moyen (kg) des individus d'une classe d'âge a et de sexe s tiré de paramètres fixes
m_a	Proportion de femelles d'une classe d'âge a qui sont matures, valeur fixe tirée des données
I_{tg}	Estimations de la biomasse (tonnes) issues des relevés $g = 1, \dots, 1, \dots, 6$, pour une année $t \in T_g$
κ_{tg}	Écart-type de I_{tg}
σ_R	Paramètre de l'écart-type pour l'erreur de processus liée au recrutement, $\sigma_R = 0, 9$
Paramètres estimés	
Θ	Ensemble de paramètres estimés
R_0	Recrutement vierge d'individus d'âge 1 (nombre de veuves, en milliers)
M_s	Taux de mortalité naturelle pour les individus de sexe $s = 1, 2$ (M fixe pour l'évaluation de la Sébaste bocace)
h	Paramètre du taux de variation pour le recrutement de Beverton-Holt
q_g	Capturabilité pour la série de relevé $g = 1, \dots, 1, \dots, 6$
μ_g	Âge à la pleine sélectivité pour les femelles de la série $g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$
Δ_g	Variation de la vulnérabilité pour les mâles de la série $g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$
v_{gL}	Paramètre de variance de la partie gauche de la courbe de sélectivité pour la série $g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$
s_{ags}	Sélectivité pour les individus de la classe d'âge a , de la série $g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$, et de sexe s , calculée à partir des paramètres μ_g, Δ_g et v_{gL}
α, β	Formules de rechange pour le recrutement : $\alpha = (1 - h)B_0/(4hR_0)$ et $\beta = (5h - 1)/4hR_0$
\hat{x}	Valeur estimée des données observées pour x

Symbol	Description et unités
États dérivés	
N_{ats}	Nombre d'individus d'une classe d'âge a (en milliers) de sexe s au début de l'année t
u_{ats}	Proportion d'individus d'une classe d'âge a et de sexe s qui sont capturés lors de l'année t
u_t	Taux d'exploitation représentant le nombre total de prises par rapport à la biomasse vulnérable au milieu de l'année t
B_t	Biomasse féconde (en tonnes de femelles matures) au début de l'année $t = 1, 2, 3, \dots, T$
B_0	Biomasse féconde vierge (en tonnes de femelles matures) au début de l'année 0
R_t	Recrutement d'individus d'âge 1 (nombre d'individus, en milliers) pour une année $t = 1, 2, \dots, T - 1$
V_t	Biomasse vulnérable (en tonnes de mâles et de femelles) au milieu de l'année $t = 1, 2, 3, \dots, T$
Écarts et composantes de vraisemblance	
ϵ_t	Écarts de recrutement découlant d'une erreur de processus
$\log L_1(\Theta \{\epsilon_t\})$	Composante de vraisemblance logarithmique liée aux valeurs résiduelles du recrutement
$\log L_2(\Theta \{\hat{p}_{atgs}\})$	Composante de vraisemblance logarithmique liée aux proportions selon l'âge estimées
$\log L_3(\Theta \{\hat{I}_{tg}\})$	Composante de vraisemblance logarithmique liée aux indices de biomasse estimés tirés de relevés
$\log L(\Theta)$	Total de la vraisemblance logarithmique
Distribution a priori et fonction objective	
$\pi_j(\Theta)$	Distribution <i>a priori</i> pour le paramètre j
$\pi(\Theta)$	Distribution <i>a priori</i> conjointe pour tous les paramètres estimés
$f(\Theta)$	Fonction objective devant être minimisée

Tableau E.2. Composantes déterministes. En utilisant les données sur les prises, le poids selon l'âge et la maturité, ainsi que des valeurs fixes pour tous les paramètres, on a calculé les conditions initiales au moyen des équations (E.4) à (E.6). On a ensuite calculé la dynamique des états de façon itérative au fil du temps, au moyen des équations principales (E.1) à (E.3), des fonctions de sélectivité (E.7) et (E.8), ainsi que des états dérivés (E.9) à (E.13). On peut ensuite calculer les observations estimées relatives aux indices de biomasse dérivés de relevés et aux proportions selon l'âge, au moyen des équations (E.14) et (E.15). Dans le tableau E.3, les observations estimées de ces paramètres sont comparées aux données.

Composantes déterministes

Dynamique des états ($2 \leq t \leq T$, $s = 1, 2$)

$$N_{1ts} = 0, 5R_t \quad (\text{E.1})$$

$$N_{ats} = e^{-M_s}(1 - u_{a-1,t-1,s})N_{a-1,t-1,s}; \quad 2 \leq a \leq A - 1 \quad (\text{E.2})$$

$$N_{A ts} = e^{-M_s}(1 - u_{A-1,t-1,s})N_{A-1,t-1,s} + e^{-M_s}(1 - u_{A,t-1,s})N_{A,t-1,s} \quad (\text{E.3})$$

Conditions initiales ($t = 1$)

$$N_{a1s} = 0, 5R_0 e^{-M_s(a-1)}; \quad 1 \leq a \leq A - 1, s = 1, 2 \quad (\text{E.4})$$

$$N_{A1s} = 0, 5R_0 \frac{e^{-M_s(A-1)}}{1 - e^{-M_s}}; \quad s = 1, 2 \quad (\text{E.5})$$

$$B_0 = B_1 = \sum_{a=1}^A w_{a1} m_a N_{a11} \quad (\text{E.6})$$

Sélectivités ($g = 1, \dots, 8$)

$$s_{ag1} = \begin{cases} e^{-(a-\mu_g)^2/v_g L}, & a \leq \mu_g \\ 1, & a > \mu_g \end{cases} \quad (\text{E.7})$$

$$s_{ag2} = \begin{cases} e^{-(a-\mu_g-\Delta_g)^2/v_g L}, & a \leq \mu_g + \Delta_g \\ 1, & a > \mu_g + \Delta_g \end{cases} \quad (\text{E.8})$$

États dérivés ($1 \leq t \leq T - 1$)

$$B_t = \sum_{a=1}^A w_{a1} m_a N_{at1} \quad (\text{E.9})$$

$$R_t = \frac{4hR_0 B_{t-1}}{(1-h)B_0 + (5h-1)B_{t-1}} \left(\equiv \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} \right) \quad (\text{E.10})$$

$$V_t = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} s_{a7,8s} N_{ats} \quad (\text{E.11})$$

$$u_t = C_t/V_t \quad (\text{E.12})$$

$$u_{ats} = s_{a7,8s} u_t; \quad 1 \leq a \leq A, s = 1, 2 \quad (\text{E.13})$$

Observations estimées

$$\hat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) w_{as} s_{ags} N_{ats}; \quad t \in \mathbf{T}_g, g = 1, \dots, 7 \quad (\text{E.14})$$

$$\hat{p}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}; \quad 1 \leq a \leq A, t \in \mathbf{U}_g, g=1, \dots, 4, 7, s=1, 2 \quad (\text{E.15})$$

Tableau E.3. Composantes stochastiques. Calcul de la fonction de vraisemblance $L(\Theta)$ pour les composantes stochastiques du modèle figurant dans le tableau E.2 et fonction objective $f(\Theta)$ obtenue qui doit être minimisée.

Composantes stochastiques

Paramètres estimés

$$\Theta = \{R_0; M_{1,2}; h; q_{1,\dots,7}; \mu_{1,\dots,4,7}; \Delta_{1,\dots,4,7}; v_{1,\dots,4,7}L\} \quad (\text{E.16})$$

Écarts de recrutement

$$\epsilon_t = \log R_t - \log B_{t-1} + \log(\alpha + \beta B_{t-1}) + \sigma_R^2/2; \quad 1 \leq t \leq T - 1 \quad (\text{E.17})$$

Fonctions de vraisemblance logarithmique

$$\log L_1(\Theta|\{\epsilon_t\}) = -\frac{T}{2} \log 2\pi - T \log \sigma_R - \frac{1}{2\sigma_R^2} \sum_{t=1}^{T-1} \epsilon_t^2 \quad (\text{E.18})$$

$$\begin{aligned} \log L_2(\Theta|\{\hat{p}_{atgs}\}) = & -\frac{1}{2} \sum_{g=1,\dots,4,7} \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A} \right] \\ & + \sum_{g=1,\dots,4,7} \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[\exp \left\{ \frac{-(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2 n_{tg}}{2(p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A})} \right\} + \frac{1}{100} \right] \end{aligned} \quad (\text{E.19})$$

$$\log L_3(\Theta|\{\hat{I}_{tg}\}) = \sum_{g=1,\dots,4,7} \sum_{t \in \mathbf{T}_g} \left[-\frac{1}{2} \log 2\pi - \log \kappa_{tg} - \frac{(\log I_{tg} - \log \hat{I}_{tg})^2}{2\kappa_{tg}^2} \right] \quad (\text{E.20})$$

$$\log L(\Theta) = \sum_{i=1}^3 \log L_i(\Theta|\cdot) \quad (\text{E.21})$$

Distribution a priori conjointe et fonction objective

$$\log(\pi(\Theta)) = \sum_j \log(\pi_j(\Theta)) \quad (\text{E.22})$$

$$f(\Theta) = -\log L(\Theta) - \log(\pi(\Theta)) \quad (\text{E.23})$$

Tableau E.4. Renseignements détaillés concernant l'estimation de paramètres, y compris les distributions a priori ainsi que les moyennes et les écarts-types connexes, les limites des paramètres et les valeurs initiales servant à commencer la procédure de minimisation pour les calculs du mode de distribution a posteriori (MDP). Pour les distributions a priori uniformes, les limites paramètrent complètement la valeur a priori. Les fonctions de probabilité a priori de la densité non uniformes obtenues sont les fonctions $\pi_j(\Theta)$ qui contribuent à la distribution a priori conjointe dans (E.22).

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne, ET	Limites	Valeur initiale
R_0	1	Uniforme	—	[1, 10e7]	10e4
M_1, M_2	-	Fixe	—	—	{0,07, 0,08, 0,09}
A	-	Fixe	—	—	50
h	5	Bêta	4,574, 2,212	[0.2, 0,999]	0,674
$\log \epsilon_t$	2	Normale	0, 0,9	[-15, 15]	0
$\log q_{1,\dots,4}$	1	Uniforme	0, 0,6	[-12, 5]	-5
$\log q_7$	1	Uniforme	0, 0,1	[-15, 15]	-1,609
$\mu_{1,\dots,4}$	3	Normale	12, 3	[5, 40]	12
$\mu_{5,6}$	-	Fixe	12, 3	[5, 40]	12
μ_7	3	Normale	12, 3	[5, 30]	12
μ_8	-	Fixe	12, 3	[5, 30]	12
$\log v_{1,2,3,4,7}$	4	Normale	3.6, 0,9	[-15, 15]	3,6
$\log v_{5,6,8}$	-	Fixe	3.6, 0,9	[-15, 15]	3,6
$\Delta_{1,2,3,4,7}$	4	Normale	1, 0,3	[-8, 10]	1
$\Delta_{5,6,8}$	-	Fixe	1, 0,3	[-8, 10]	1

E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

La notation (tableau E.1) et l'établissement des composantes déterministes (tableau E.2) sont décrits ci-dessous.

E.4.1. Classes d'âge

L'indice (inférieur) a représente les classes d'âge, qui vont de 1 à l'âge maximal d'une classe d'âge A regroupant les âge 50 ans. Par exemple, la classe d'âge $a = 5$ représente les individus d'âges 4 et 5 (il s'agit d'une convention habituelle, mais pas universelle; Caswell 2001). Un individu de la classe d'âge 1 est donc né l'année précédente. La variable N_{ats} représente le nombre d'individus d'une classe d'âge a de sexe s au début de l'année t ; le modèle est donc exécuté jusqu'à l'année T , qui correspond à 2020.

E.4.2. Années

L'indice t représente une année du modèle, allant de 1 à $T = 86$, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche. L'année réelle correspondant à $t = 1$ est 1935, donc l'année du modèle $T = 86$ correspond à 2020. L'interprétation d'une année dépend de l'état dérivé du modèle ou des données saisies dans celui-ci.

- Début de l'année : N_{ats}, B_t, R_t
- Milieu de l'année : $C_t, V_t, u_t, I_{tg}, p_{atgs}$

E.4.3. Données de relevés

On a utilisé les données de 1, ..., 6 séries, tel que décrit de façon détaillée dans l'Annexe B Le long de la côte, $g = 1$ décrit la série du relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (BRC), $g = 2$ décrit la série du relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV), $g = 3$ décrit la série du relevé synoptique de la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (COHG), $g = 4$ décrit la série du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (DH), $g = 5$ décrit la série du relevé triennal de la COIV, et $g = 6$ décrit la série du relevé historique du goulet de l'île Goose (GIG). Le tableau E.1 présente les années pendant lesquelles des données étaient accessibles pour chaque relevé; T_g correspond aux années relatives aux estimations de la biomasse issues des relevés I_{tg} (et aux écarts-types connexes κ_{tg}), et U_g correspond aux années relatives aux données sur la proportion selon l'âge p_{atgs} (avec des tailles d'échantillon effectives n_{tg}). Il est important de noter que la taille d'échantillon réfère au nombre d'échantillons et que chaque échantillon comprend divers spécimens, habituellement de ~ 30 à 350 individus.

E.4.4. Données relatives à la pêche commerciale

Comme décrit dans l'Annexe A, on a reconstitué les prises commerciales jusqu'en 1918 pour cinq pêches. Dans l'évaluation, on a utilisé deux pêches, soit la pêche au chalut et la pêche effectuée avec des engins autres que le chalut (pêche à la palangre du flétan + pêches à la palangre ou au casier de la morue charbonnière + pêche à la traîne de l'aiguillat commun ou de la morue-lingue + pêches aux lignes du sébaste). Compte tenu des prises négligeables pendant les premières années, le modèle commence en 1935 et les prises effectuées avant cette année ont été ignorées. La série chronologique relative aux prises est représentée par C_t . L'ensemble $U_{7,8}$ (tableau E.1) présente les années pour lesquelles des données sur l'âge des prises issues de la pêche commerciale sont accessibles. Les valeurs des proportions selon l'âge sont données par p_{atgs} et la taille de l'échantillon effective, par n_{tg} , où $g = 7, 8$ (pour correspondre aux données relatives à la pêche commerciale). Ces proportions correspondent aux proportions pondérées qui ont été calculées au moyen du système de pondération stratifié décrit dans l'Annexe D, qui permet d'ajuster les données pour tenir compte des efforts d'échantillonnage inégaux entre les strates spatio-temporelles.

E.4.5. Sexe

On a utilisé un modèle à deux sexes dans lequel l'indice $s = 1$ a été associé aux femelles et l'indice $s = 2$, aux mâles (il est important de noter que ces indices correspondent au contraire des codes utilisés dans la base de données GFBioSQL). Les données sur l'âge, tout comme les données d'entrée du poids selon l'âge, ont été réparties selon le sexe des individus. En outre, on a estimé les valeurs de la sélectivité et de la mortalité naturelle selon le sexe.

E.4.6. Poids selon l'âge

On a présumé que les données sur le poids selon l'âge w_{as} étaient fixes au fil du temps. Elles sont fondées sur des paramètres de modèle allométriques (relation longueur-poids) et de croissance (relation âge-longueur) selon le sexe, qui étaient dérivés des données biologiques; voir l'Annexe D pour des renseignements détaillés.

E.4.7. Maturité des femelles

La proportion de femelles d'une classe d'âge a qui sont matures est représentée par m_a ; on a présumé que ce paramètre était fixe au fil du temps. Voir l'Annexe D pour des renseignements détaillés.

E.4.8. Dynamique des états

Le cœur du modèle est un ensemble d'équations dynamiques, soit (E.1) à (E.3), concernant le nombre estimé N_{ats} d'individus d'une classe d'âge a de sexe s au début de l'année t . L'équation (E.1) stipule que la moitié des nouvelles recrues sont des mâles et que l'autre moitié sont des femelles. L'équation (E.2) permet de calculer le nombre d'individus de chaque classe d'âge (et de chaque sexe) qui survivent jusqu'à l'année suivante; dans celle-ci, u_{ats} représente la proportion des individus capturés dans le cadre de la pêche commerciale et e^{-M_s} représente la mortalité naturelle. L'équation (E.3) correspond à la classe d'âge maximal A ; les survivants de cette classe demeurent dans celle-ci au cours de l'année suivante.

On a estimé la mortalité naturelle M_s de façon séparée pour les mâles et les femelles. Ce paramètre est entré dans l'équation sous la forme e^{-M_s} , comme la proportion des individus non pêchés qui survivent pendant l'année.

E.4.9. Conditions initiales

On a présumé qu'avant la reconstitution, il y avait une situation d'équilibre sans activité de pêche parce qu'il n'existe aucune preuve que d'importantes quantités de veuves ont été prélevées avant 1935. On a obtenu les conditions initiales (E.4) et (E.5) en ajoutant les valeurs $R_t = R_0$ (recrutement vierge), $N_{ats} = N_{a1s}$ (condition d'équilibre) et $u_{ats} = 0$ (aucune activité de pêche) dans les équations (E.1) à (E.3). On a ensuite obtenu la biomasse féconde vierge B_0 au moyen de l'équation (E.9).

E.4.10. Sélectivités

On a modélisé des sélectivités distinctes pour la pêche commerciale ainsi que pour chaque série de relevés (à l'exception de la série du relevé triennal de la COIV et la série du relevé historique dans la GIG). Dans la présente évaluation (stock de bocaccios de 2019), on a approximé les valeurs *a priori* de la sélectivité, y compris les valeurs initiales, pour qu'elles ressemblent à la fonction de maturité estimée. Ces valeurs étaient un peu différentes de cette fonction parce que l'âge observé de la vulnérabilité maximale était fixé à 12 ans plutôt qu'à 11 ans. Plus précisément, les valeurs *a priori* de la sélectivité étaient les suivantes : âge à la pleine sélectivité = 12; variance de la portion gauche de la courbe = 3,6; paramètre de décalage de la sélectivité des mâles = 1.

On a utilisé ces valeurs *a priori* pour les six relevés et les deux pêches commerciales. On a estimé les paramètres de sélectivité pour les quatre relevés (relevés synoptiques au large de la côte ouest de l'île de Vancouver [COIV], dans le bassin de la Reine-Charlotte [BRC], au large de la côte ouest de Haida Gwaii [COHG] et dans le détroit d'Hécate [DH]) et les activités de pêche au chalut; tous les relevés et toutes les pêches étaient associés à des données sur la fréquence selon l'âge. On a fixé la sélectivité aux valeurs *a priori* pour les deux autres relevés et les pêches utilisant un engin autre que le chalut combinées, qui n'étaient pas associés à des données sur la fréquence selon l'âge.

On a utilisé une fonction demi-gaussienne, comme celle figurant dans les équations (E.7) et (E.8), afin d'attribuer les sélectivités s_{ags} . (Il est à noter que l'indice \cdot_s représente toujours l'indice relatif au sexe, tandis que s_{\dots} représente toujours la sélectivité.) Cette fonction permet d'augmenter la sélectivité jusqu'à l'âge de la pleine sélection (μ_g pour les femelles). Étant donné qu'il n'y a aucune preuve indiquant que la fonction a la forme d'un dôme, on a présumé que les individus plus âgés que μ_g demeurent pleinement sélectionnés. Pour les femelles, le taux

d'ascension de la partie gauche de la courbe est contrôlé par le paramètre v_{gL} . Pour les mâles, on a utilisé la même fonction, mais l'âge auquel les individus sont pleinement sélectionnés est décalé de Δ_g , voir (E.8). Dans la présente évaluation (stock de bocaccios de 2019), la moyenne *a priori* pour le paramètre de décalage de la sélectivité des mâles, Δ_g , a été fixée à 1 pour tous les relevés et toutes les pêches commerciales parce que les mâles avaient tendance à être plus vieux que les femelles dans la plupart des échantillons de la fréquence selon l'âge.

E.4.11. États dérivés

On calcule la biomasse féconde (biomasse de femelles matures, en tonnes), soit B_t , au début de l'année t au moyen de l'équation (E.9), en multipliant le nombre de femelles N_{at1} par la proportion de ces femelles qui sont matures (m_a) et en convertissant le résultat en valeur de biomasse grâce à une multiplication par la valeur du poids selon l'âge (w_{a1}).

L'équation (E.13) permet de calculer, pour une année t , la proportion u_{ats} d'individus d'une classe d'âge a et de sexe s qui sont pêchés. Pour faire ces calculs, on a besoin des sélectivités de la pêche commerciale $s_{a7,8s}$ et du ratio u_t qui, selon l'équation (E.12), représente le ratio de prises totales (on présume qu'elles sont toutes pêchées en même temps, au milieu de l'année) par rapport à la biomasse vulnérable au milieu d'une année, soit V_t , qu'on obtient à l'aide de l'équation (E.11). Par conséquent, l'équation (E.12) permet de calculer la proportion de la biomasse vulnérable qui est pêchée et l'équation (E.13) permet de séparer cette biomasse selon le sexe et l'âge des individus.

E.4.12. Fonction stock-recrutement

On a utilisé une fonction du recrutement de Beverton-Holt paramétrée selon le taux de variation, soit h , ce qui représente la proportion du recrutement non exploité à long terme obtenu lorsque l'abondance du stock est réduite à 20% du niveau vierge (Mace et Doonan 1988; Michielsens et McAllister 2004). On a utilisé cette fonction pour qu'une valeur *a priori* de h puisse être tirée du document de Forrest et coll. (2010). On a obtenu la formule représentée par (E.10) en substituant $\alpha = (1 - h)B_0/(4hR_0)$ et $\beta = (5h - 1)/4hR_0$ dans l'équation de Beverton-Holt $R_t = B_{t-1}/(\alpha + \beta B_{t-1})$, où α et β proviennent des formules qui figurent dans le manuel du logiciel de Coleraine (Hilborn et coll. 2003; voir aussi Michielsens et McAllister 2004), R_0 représente le recrutement vierge, R_t représente le recrutement lors de l'année t , B_t représente la biomasse féconde au début de l'année t et B_0 représente la biomasse féconde vierge.

E.4.13. Estimations des données observées

Les estimations du modèle pour les indices de la biomasse tirés de relevés, soit I_{tg} , sont représentés par \hat{I}_{tg} ; elles sont calculées au moyen de l'équation (E.14). Les estimations de N_{ats} sont multipliées par la mortalité naturelle, soit $e^{-M_s/2}$ (qui représente la moitié de la mortalité naturelle annuelle), la valeur de $1 - u_{ats}/2$ (qui représente la moitié des prises issues de la pêche commerciale), les valeurs du poids selon l'âge w_{as} (afin de convertir le résultat en biomasse) et la sélectivité s_{ags} . On multiplie ensuite la somme obtenue (pour les individus des deux sexes de tous les âges) par le paramètre de capturabilité (q_g) afin d'obtenir l'estimation de la biomasse générée par le modèle, soit \hat{I}_{tg} . Il n'est pas nécessaire d'utiliser un coefficient de 0,001 dans l'équation (E.14) pour convertir des kg en tonnes, parce que la valeur de N_{ats} est donnée en milliers d'individus (aussi valable pour les équations (E.6) et (E.9)).

Les proportions selon l'âge estimées (\hat{p}_{atgs}) sont calculées au moyen de l'équation (E.15). Pour une année et un type d'engin donnés, le produit de $e^{-M_s/2}(1 - u_{ats}/2)s_{ags}N_{ats}$ correspond au nombre relatif d'individus prévu qui sont pêchés pour chaque combinaison d'âge et de sexe. En divisant les résultats obtenus par $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2}(1 - u_{ats}/2)s_{ags}N_{ats}$, on les convertit en proportions estimées pour chaque combinaison d'âge et de sexe de façon à ce que $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A \hat{p}_{atgs} = 1$.

E.5. DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES

E.5.1. Paramètres

L'ensemble Θ fournit les paramètres estimés. La procédure d'estimation figure dans la section sur les calculs bayésiens, présentée ci-dessous.

E.5.2. Écarts de recrutement

On présume que le recrutement est associé à une erreur de processus log-normale, de façon à ce que la version stochastique de la fonction stock-recrutement déterministe (E.10) soit déterminée par l'équation suivante :

$$R_t = \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2} \quad (\text{E.24})$$

Dans celle-ci, $\epsilon_t \sim \text{Normale}(0, \sigma_R^2)$, et la correction du biais exprimée par $-\sigma_R^2/2$ dans l'équation (E.24) fait en sorte que la moyenne des écarts de recrutement est égale à zéro. On obtient donc l'équation de l'écart de recrutement (E.17) et la fonction de vraisemblance logarithmique (E.18). Dans la présente évaluation, on a fixé la valeur de σ_R à 0,9, d'après des essais dans lesquels $\sigma_R \in \{0,6, 0,9, 1, 2\}$. Dans les évaluations antérieures, on a utilisé $\sigma_R = 0,6$, d'après une évaluation du sébaste argenté (Starr et coll. 2016) dans laquelle les auteurs ont indiqué que cette valeur était habituelle pour une espèce de sébaste marin (Mertz et Myers 1996). Dans un modèle Awatea pour la fausse limande, on a utilisé $\sigma_R = 0,6$ (Holt et coll. 2016); il était indiqué que cette valeur était fréquemment utilisée par défaut dans des évaluations de poissons osseux (Beddington et Cooke 1983). Dans les évaluations d'autres sébastes, les auteurs ont utilisé $\sigma_R = 0,9$, d'après un modèle empirique ajusté de façon conforme aux données sur la composition par âge du SLM des zones 5ABC (Edwards et coll. 2012b). Dans le cadre d'une étude réalisée par Thorson et coll. (2014), on a examiné 154 populations de poissons et on a estimé que $\sigma_R = 0,74$ (ET = 0,35) pour sept ordres taxonomiques; la valeur marginale pour les Scorpéniformes était $\sigma_R=0,78$ (ET = 0,32), mais celle-ci est seulement fondée sur sept stocks.

E.5.3. Fonctions de vraisemblance logarithmique

La fonction de vraisemblance logarithmique (E.19) découle de la comparaison entre les proportions selon l'âge estimées et les données. Il s'agit de la modification de Coleraine (Hilborn et coll. 2003) de l'équation de vraisemblance robuste de Fournier et coll. (1990, 1998). La formule de Coleraine remplace les proportions prévues, soit \hat{p}_{atgs} , tirées de la formule de Fournier et coll. (1990, 1998) par les proportions observées, soit p_{atgs} , sauf dans l'expression $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2$ term (Bull et coll. 2005).

L'expression $1/(10A)$ dans l'équation (E.19) permet de réduire le poids des proportions qui sont égales à zéro ou qui s'en rapproche. L'expression $1/100$ permet de réduire le poids des valeurs

résiduelles importantes $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})$. L'effet net (Stanley et coll. 2009) est que les valeurs résiduelles supérieures à trois écarts-types provenant de la proportion ajustée sont considérées comme $3(p_{atgs}(1 - p_{atgs}))^{1/2}$.

On a présumé l'erreur log-normale pour les indices de relevé, d'après les résultats de l'équation de vraisemblance logarithmique (E.20). La vraisemblance logarithmique totale, soit $\log L(\Theta)$, correspond donc à la somme des composantes de vraisemblance – voir l'équation (E.21).

E.6. CALCULS BAYÉSIENS

L'estimation de paramètres permet de comparer les observations estimées (fondées sur le modèle) des indices de la biomasse tirés de relevés et les proportions par âge aux données, et de réduire au minimum les écarts de recrutement. Pour ce faire, on doit minimiser la fonction objective $f(\Theta)$; l'équation connexe (E.23) montre la valeur négative de la somme de la fonction de vraisemblance logarithmique totale et du logarithme de la distribution *a priori* conjointe, obtenue au moyen de l'équation (E.22).

Voici la procédure relative aux calculs bayésiens.

1. Minimiser la fonction objective $f(\Theta)$ afin d'obtenir les estimations du MDP pour chaque paramètre :
 - cette étape est réalisée en phases;
 - une procédure de repondération est réalisée.
2. Générer les échantillons à partir des distributions *a posteriori* conjointes des paramètres au moyen de la méthode MCCM, en commençant les chaînes à partir des estimations du MDP.

E.6.1. Phases

On a obtenu les estimations du MDP en minimisant la fonction objective $f(\Theta)$ à partir des composantes stochastiques (version non bayésienne) du modèle. On a ensuite utilisé les estimations obtenues afin d'entamer les chaînes pour la méthode MCCM concernant l'ensemble du modèle bayésien.

Il est déconseillé d'estimer simultanément tous les paramètres estimables dans le cas des modèles non linéaires complexes; le logiciel ADMB permet donc de maintenir certains paramètres estimables fixes durant la partie initiale du processus d'optimisation ADMB Project (2009). Certains paramètres sont estimés lors de la phase 1, puis d'autres sont estimés lors de la phase 2, et ainsi de suite, selon l'ordre ci-dessous.

Phase 1 : Recrutement vierge R_0 et capturabilités des relevés $q_{1,\dots,1,\dots,6}$

Phase 2 : Écarts de recrutement ϵ_t (maintenus à zéro dans la phase 1)

Phase 3 : Âge à la pleine sélectivité pour les femelles $\mu_{1,\dots,1,\dots,4,7}$

Phase 4 : Mortalité naturelle $M_{1,2}$ et paramètre de sélectivité Δ_g, v_{gL} pour

$g = 1, \dots, 1, \dots, 4, 7$

Phase 5 : Taux de variation h

E.6.2. Repondération

Étant donné que les tailles d'échantillon des différents types de données ne sont pas comparables, on a besoin d'une procédure qui permet d'ajuster les poids relatifs entre les sources de données (abondance par rapport à composition). Dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), on a utilisé une procédure de repondération itérative fondée sur l'ajustement de l'écart-type de valeurs résiduelles normales (Pearson) des données établies jusqu'à ce que les écarts-types soient d'environ 1 (soit l'écart-type prévu d'une distribution normale pour laquelle $\mu=0$). Cette procédure n'a pas bien fonctionné pour l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards et coll. 2012a), parce qu'elle a produit des cohortes erronées; dans l'évaluation du sébaste à bouche jaune, on a donc utilisé la procédure de repondération proposée par Francis (2011). Dans plusieurs évaluations du stock de divers sébastes réalisées au moyen d'un modèle Awatea depuis 2011, y compris la présente évaluation, on a adopté l'approche de repondération de Francis (2011). Selon celle-ci, on ajoute une erreur de processus propre à la série en question aux CV de l'indice d'abondance lors de la première repondération, et on repondère, de façon itérative, la taille d'échantillon de la fréquence d'âge (données sur la composition) selon l'âge moyen lors de la première repondération et des repondérations suivantes (voir ci-dessous). Pour l'ensemble de données sur la Sébaste bocace, une repondération une fois en utilisant les âges moyens a été effectuée pour toutes les exécutions du modèle présenté.

Pour les données d'abondance comme les indices de relevé, Francis (2011) recommande d'effectuer une repondération des CV observés, c_0 , en ajoutant d'abord l'erreur de processus c_p $\sim= 0,2$ afin de fournir un CV repondéré selon l'équation suivante :

$$c_1 = \sqrt{c_0^2 + c_p^2}. \quad (\text{E.25})$$

Pour chaque exécution du modèle, on a ajusté les CV de l'indice d'abondance lors de la première repondération en utilisant seulement l'erreur de processus $c_p = 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25$, and $0,1514$ le long de la côte ($g=1, \dots, 7$). La dernière valeur représentait le CV des valeurs résiduelles relatives aux indices des CPUE après l'application d'une fonction de lissage à la série de CPUE, ce qui a permis d'obtenir une approximation de l'ajustement futur aux indices (voir la section E.6.2.1.).

Francis (2011) soutient que les effets de corrélation sont habituellement importants dans les données sur la composition selon l'âge. Chaque ensemble de données sur la composition selon l'âge a une taille d'échantillon n_{tg} ($g = 1, \dots, 7, 8, t \in \mathbf{U}_g$), qui se situe habituellement dans la plage de 3 à 20; chaque échantillon comprend de ~ 30 à 350 spécimens d'âge différent. L'équation (T3.4) de Francis (2011) est utilisée pour repondérer la taille d'échantillon de façon itérative, selon l'équation suivante :

$$n_{tg}^{(r)} = W_g^{(r)} n_{tg}^{(r-1)} \quad (\text{E.26})$$

Dans celle-ci, $r = 1, 2, 3$ représente l'itération de repondération, $n_{tg}^{(r)}$ correspond à la taille d'échantillon effective pour la repondération r , $W_g^{(r)}$ représente le poids utilisé pour obtenir la repondération r , et $n_{tg}^{(0)} = n_{tg}$. Ainsi, on a calculé un seul poids, soit $W_g^{(r)}$, pour chaque série $g = 1, \dots, 7, 8$ afin d'effectuer la repondération r . (Voir le tableau E.5 pour les poids de Francis utilisés dans l'évaluation, où $r = 1$ pour la première repondération.)

Plutôt que d'utiliser les écarts relatifs à chaque valeur de la proportion selon l'âge (p. ex., Edwards et coll. 2012b), on a recours au poids $W_g^{(r)}$ de Francis (2011) attribué à chaque ensemble de données, qui tient compte des écarts relatifs à l'âge moyen pour chaque année. Pour calculer le poids, on utilise l'équation (TA1.8) de Francis (2011) :

$$W_g^{(r)} = \left\{ \text{Var}_t \left[\frac{\bar{O}_{tg} - \bar{E}_{tg}}{\sqrt{\theta_{tg}/n_{tg}^{(r-1)}}} \right] \right\}^{-1} \quad (\text{E.27})$$

Dans cette équation, l'âge moyen observé, l'âge moyen prévu et la variance de la distribution des âges prévue sont calculés au moyen des équations suivantes, respectivement :

$$\bar{O}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a p_{atgs} \quad (\text{E.28})$$

$$\bar{E}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a \hat{p}_{atgs} \quad (\text{E.29})$$

$$\theta_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a^2 \hat{p}_{atgs} - \bar{E}_{tg}^2 \quad (\text{E.30})$$

Var_t est la fonction de variance habituelle d'un échantillon fini qui est appliquée à l'indice t .

La repondération des CV de l'abondance (une seule fois) et des fréquences d'âge pour les repondérations r influencent l'ajustement du modèle selon la série d'indices d'abondance \hat{I}_{tg} après chaque repondération. Les indices issus du modèle pour une repondération r servent à calculer les valeurs résiduelles normalisées pour chaque indice de relevé, selon l'équation suivante :

$$\delta_{tg}^{(r)} = \frac{\log I_{tg}^{(r-1)} - \log \hat{I}_{tg}^{(r)} + 0.5 \log(1 + c_{tg}^2)^2}{\sqrt{\log(1 + c_{tg}^2)}}, \quad (\text{E.31})$$

Dans celle-ci, $I_{tg}^{(r-1)}$ correspond aux indices de relevé observés lors de la repondération antérieure r ; l'écart-type des valeurs résiduelles normalisées pour chaque relevé g est calculé au moyen de l'équation suivante :

$$\sigma_{\delta_g}^{(r)} = \sqrt{\frac{\sum_t (\delta_{tg}^{(r)} - \bar{\delta}_{tg}^{(r)})^2}{\eta_g - 1}} \quad (\text{E.32})$$

où η_g correspond au nombre d'indices (années t) de la série d'indices g .

L'ensemble de données de repondération choisi pour l'analyse MCCM est habituellement celui pour lequel la somme des écarts absolus tirés de l'ensemble des écarts-types des variances résiduelles normalisées pour les sept séries d'indices d'abondance était la plus faible (E.33). On a toutefois choisi la première repondération pour toutes les exécutions du modèle réalisées dans le cadre de la présente évaluation, y compris les analyses de sensibilité exécutées.

$$r' = \min_{r \in 1:3} \sum_{g=1, \dots, 7} |1 - \sigma_{\delta_g}^{(r)}|. \quad (\text{E.33})$$

Tableau E.5. Coefficient de pondération provenant du document de Francis (2011), $W_g^{(1)}$, attribué à chaque donnée selon les écarts de l'âge moyen pour chaque année.

Run	Chalut W_7	BRC W_1	COIV W_2	COHG W_3	DH W_4
B01 (R01)	2,99669	0,27297	0,42620	0,09072	0,83485
B02 (R02)	2,98866	0,26379	0,42850	0,08546	0,84108
B03 (R03)	2,97701	0,25374	0,42987	0,08028	0,84649
S01 (R05)	0,96021	0,11777	0,10762	0,20558	0,44341
S02 (R07)	3,13549	0,36904	0,45819	0,18020	0,78627
S03 (R08)	2,92067	0,21345	0,41322	0,06156	0,83500
S04 (R09)	3,78751	0,30188	0,44684	0,10216	0,84301
S05 (R10)	2,91156	0,26146	0,41784	0,08658	0,83618
S06 (R11)	3,00774	0,25882	0,42640	0,08302	0,84031
S07 (R12)	2,96484	0,26722	0,43064	0,08745	0,84165
S08 (R13)	3,06098	0,29190	0,43042	0,09818	0,83003
S09 (R14)	2,98734	0,26319	0,42858	0,08523	0,84109

E.6.2.1. Erreur de processus relative aux CPUE de la pêche commerciale

On a élaboré une procédure pour estimer l'erreur de processus c_p qui s'ajoute aux CPUE de la pêche commerciale au moyen d'une analyse de lissage par splines. Francis (2011) (qui cite Clark et Hare 2006) recommande qu'on utilise une fonction de lissage pour déterminer l'erreur de processus appropriée qui doit être ajoutée aux données de CPUE; l'objectif est de trouver un équilibre permettant d'ajuster les indices de façon rigoureuse sans enlever la majorité du signal relatif aux données. On a utilisé une séquence arbitraire de 50 éléments comprenant des degrés de liberté (ν_i), dans laquelle $i = 2, \dots, N$ et N correspond au nombre de valeurs de CPUE U_t de $t = 1996, \dots, 2012$, pour ajuster les données de CPUE à l'aide du lissage par splines. Lorsque $i = N$, la courbe spline était parfaitement ajustée aux données et la somme des carrés des résidus (ρ_N) était nulle. On a ajusté la courbe spline à une plage de degrés de liberté d'essai (ν_i); les valeurs de la somme des carrés des résidus (ρ_i) obtenues formaient une courbe de type logistique avec un point d'inflexion à $i = k$ (figure E.1). La différence entre les estimations ponctuelles de ρ_i (indicateur de la pente δ_i) a produit une courbe concave pour laquelle l'indicateur minimal de la pente δ_i était situé près du point d'inflexion k . Au point d'inflexion k , $\nu_k = 3,5306$, donc $\rho_k = 0,6820$; on a converti cette valeur à une c_p de 0,1514, au moyen de l'équation suivante :

$$c_p = \sqrt{\frac{\rho_k}{N-2}} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1996}^{2012} U_t \right]^{-1}. \quad (E.34)$$

E.6.3. Distributions a priori

Les descriptions des distributions *a priori* des paramètres estimés (sans inclure les écarts de recrutement) figurent dans le tableau E.4. Les fonctions de probabilité de la densité obtenues produisent la $\pi_j(\Theta)$; les logarithmes connexes sont ensuite additionnés dans l'équation (E.22), ce qui produit la distribution *a priori* conjointe, soit $\pi(\Theta)$. Étant donné que les distributions *a priori* uniformes sont, par définition, constantes pour toutes les valeurs de leur plage (et zéro à l'extérieur de cette plage), leur contribution à la fonction objective peut être ignorée. Par

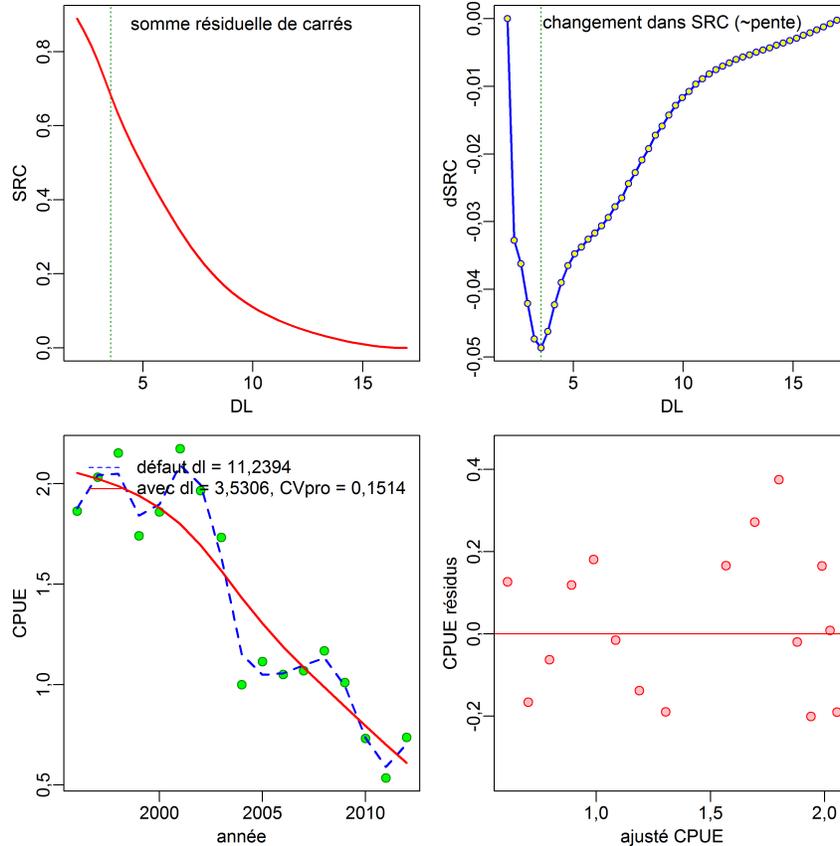


Figure E.1. Estimation de l'erreur de processus à ajouter aux données de CPUE issues de la pêche commerciale : graphique supérieur gauche – somme des carrés des résidus obtenue à l'aide du lissage par splines à divers degrés de liberté; graphique supérieur droit – pente de la somme des carrés des résidus (\sim première dérivée), la ligne verticale pointillée représente le degré de liberté correspondant à la valeur minimale de la pente; graphique inférieur gauche – données sur l'indice de CPUE lorsque la courbe spline est ajustée selon un degré de liberté de 2 (courbe tiretée bleue) et un degré de liberté de 3,5306 (courbe pleine rouge); graphique inférieur droit – ajustement des résidus normalisés.

conséquent, pour calculer la distribution *a priori* conjointe $\pi(\Theta)$ (E.22), il faut seulement additionner les distributions *a priori* non uniformes.

On a utilisé une distribution *a priori* uniforme avec une plage importante pour R_0 . Les valeurs *a priori* normales concernant la mortalité naturelle des mâles et des femelles, soit M_1 et M_2 , respectivement, ont été étudiées au moyen de divers estimateurs de la mortalité naturelle (Hoenig 1983; Then et coll. 2015; Hamel 2015) at observed ages $A_{\max} \in \{50, 55, 60\}$ y (Annexe D). À l'exception des estimations tirées de l'équation établie par Then et coll. (2015) (voir l'Annexe D pour la justification), M semble varier de 0,075 à 0,10 pour le bocaccio. Le modèle ajusté selon des valeurs fixes autres que $M=0,08$ n'a pas effectué une bonne minimalisation compte tenu de l'ensemble de données.

Pour le taux de variation, h , on s'est servi de la distribution *a priori* utilisée dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), soit une distribution bêta avec des valeurs ajustées à la distribution *a posteriori* pour les sébastes, calculée par Forrest et coll. (2010). La moyenne de la distribution bêta (Cooper et Weekes 1983), en ce qui concerne ses deux paramètres de forme

($a=4,574$ et $b=2,212$ dans la présente évaluation) est égale à $a/(a + b) = 0,674$, et l'écart-type correspond à $\sqrt{ab/[(a + b + 1)(a + b)^2]} = 0,168$. On a utilisé les distributions *a priori* uniformes sur une échelle logarithmique pour les paramètres de capturabilité q_g . On aborde la sélectivité de façon plus détaillée dans la section E.4.10.. Les valeurs *a priori* de la sélectivité (moyennes et écarts-types) étaient fondées sur les proportions observées de maturité pour chaque âge dans les données du relevé.

E.6.4. Propriétés de la méthode MCCM

On a entamé la méthode MCCM à partir des valeurs du MDP et on a échantillonné chaque 5 000^e itération sur les 6 million itérations réalisées. On a donc obtenu 1 200 échantillons, mais on n'en a utilisé que 1 000; les premiers 200 échantillons ont été éliminés lors du rodage.

E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

On fournit des avis à l'intention des gestionnaires selon divers ensembles de points de référence. Le premier ensemble est fondé sur le rendement maximal soutenu (RMS); il comprend les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006), soit $0,4B_{RMS}$ et $0,8B_{RMS}$ (on a aussi fourni B_{RMS} et u_{RMS} , qui représentent les estimations de la biomasse féconde à l'état d'équilibre et le taux d'exploitation au RMS, respectivement). Un deuxième ensemble de points de référence, qui comprend la biomasse féconde actuelle B_{2020} et le taux d'exploitation u_{2019} , sert à montrer la probabilité d'une augmentation par rapport à la biomasse féconde de femelles actuelle ou d'une diminution par rapport au taux d'exploitation actuel. Un troisième ensemble de points de référence, soit $0,2B_0$ et $0,4B_0$, est fondé sur l'estimation de la biomasse féconde non exploitée à l'équilibre, B_0 . Voir le texte principal pour plus de renseignements.

Pour estimer B_{RMS} , on s'est servi du modèle afin de faire des prévisions pour une plage de taux d'exploitation constants (u_t) donnée (de 0 à 0,401; augmentations de 0,001), jusqu'à un maximum de 15 000 années, jusqu'à ce que l'équilibre soit atteint (tolérance de 0,01 t). Le RMS est le rendement à l'équilibre le plus élevé; le taux d'exploitation connexe est donc u_{RMS} et la biomasse féconde connexe, B_{RMS} . On a fait les calculs pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, produisant des distributions marginales *a posteriori* pour le RMS, u_{RMS} et B_{RMS} .

On a ensuite calculé la probabilité $P(B_{2020} > 0,4B_{RMS})$ comme étant la proportion des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels $B_{2020} > 0,4B_{RMS}$ (on fait des calculs semblables pour les autres points de référence fondés sur la biomasse). Pour les taux d'exploitation, on a calculé la probabilité $P(u_{2019} < u_{RMS})$ pour que les indicateurs de l'état du stock fondés sur B et u (et les projections lorsque $t = 2020, \dots, 2030$) indiquent la probabilité que les taux soient satisfaisants.

On a réalisé des projections pour dix ans en commençant par calculer la biomasse et la structure selon l'âge au début de 2020. On a utilisé une plage de stratégies de prises constantes, allant de 0 à 600 t, avec des augmentations de 50 t (la biomasse de prises moyenne de 2015 à 2019 était de 69 t le long de la côte de la Colombie-Britannique). Pour chaque stratégie, on a réalisé des projections pour chacun des 1 000 échantillons MCCM (produisant des distributions *a posteriori* de la future biomasse féconde). On a calculé les valeurs du recrutement de façon aléatoire au moyen de l'équation (E.24) (c.-à-d. d'après les écarts de recrutement log-normaux tirés de la courbe stock-recrutement estimée) au moyen de valeurs de $\epsilon_t \sim \text{Normale}(0, \sigma_R^2)$ générées aléatoirement. Pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, on a généré une série chronologique

de $\{\epsilon_t\}$. Pour chaque échantillon MCCM, on a utilisé la même série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ pour chaque stratégie de prises (afin que, pour un échantillon MCCM donné, toutes les stratégies de prises fassent l'objet de la même stochasticité sur le plan du recrutement).

E.8. RÉFÉRENCES RÉSULTATS DU MODÈLE

- ADMB Project. 2009. [AD Model Builder: Automatic Differentiation Model Builder](#). Développé par David Fournier et disponible gratuitement sur admb-project.org.
- Beamish, R.J. 1979. [New information on the longevity of Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\)](#). J. can. sci. halieut. aquat. 36(11). 1395–1400.
- Beddington, J.R. et Cooke, J.G. 1983. [The potential yield of fish stocks](#). FAO Fish. Tech. Paper 242. v + 47 p.
- Bull, B., Francis, R.I.C.C., Dunn, A., McKenzie, A., Gilbert, D.J. et Smith, M.H. 2005. [CASAL \(C++ algorithmic stock assessment laboratory\), user manual v2.07-2005/08/21](#). NIWA Tech. Rep. 127. 274 p.
- Caswell, H. 2001. Matrix Population Models: Construction, Analysis and Interpretation. Sinauer Associates, Massachusetts.
- Clark, W.G. et Hare, S.R. 2006. [Assessment and management of Pacific halibut: data, methods, and policy](#). Sci. Rep. 83, International Pacific Halibut Commission, Seattle, WA.
- Cooper, R.A. et Weekes, A.J. 1983. Data, Models and Statistical Analysis. Barnes & Noble Books, Totowa NJ. Printed in Great Britain.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2014a. [Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) sur la côte ouest de l'île de Vancouver, en Colombie Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2013/093. vi + 135 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2014b. [Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) sur les côtes nord et ouest de l'archipel Haida Gwaii, en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2013/092. vi + 126 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2012a. [Évaluation du stock et évaluation du potentiel de rétablissement du sébaste à bouche jaune \(*Sebastes reedi*\) le long de la côte du Pacifique au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2012/095. iv + 188 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. et Haigh, R. 2012b. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine Charlotte, Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2011/111. viii + 172 p.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. et Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). J. can. sci. halieut. aquat. 67. 1611–1634.
- Fournier, D.A., Hampton, J. et Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*](#). J. can. sci. halieut. aquat. 55(9). 2105–2116.
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J. et Hampton, J. 1990. [MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna \(*Thunnus maccoyii*\)](#). J. can. sci. halieut. aquat. 47(2). 301–317.

-
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. et Rubin, D.B. 2004. Bayesian Data Analysis, 2nd edition. Chapman and Hall/CRC, New York.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. et Lecomte, J.B. 2018a. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/038. v + 227 p.
- Haigh, R., Edwards, A.M. et Starr, P.J. 2018b. [PBSawatea: Tools for Running Awatea and Visualizing the Results](#). Paquet R version 1.4.2.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1). 62–69.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. et Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0. University of Washington Report SAFS-UW-0116](#). Rapp. tech., University of Washington.
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1). 898–903.
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R. et Krishka, B. 2016. [Évaluation du stock et avis sur les prélèvements de fausse limande \(*Lepidopsetta spp.*\) en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2016/009. ix + 256 p.
- Leisch, F. 2002. [Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis](#). Dans W. Härdle et B. Rönz, édés., Compstat 2002 - Proceedings in Computational Statistics, p. 575–580. Physica Verlag, Heidelberg.
- Mace, P.M. et Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4. 51 p.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(*Sebastes*\) using *S. alutus* as an example – the otolith burnt section technique](#). Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2146. 39 p.
- Magnusson, A. 2009. [Scape – statistical catch-at-age plotting environment](#). paquet R .
- Magnusson, A. et Stewart, I. 2020. [plotMCMC: MCMC diagnostic plots](#). R package version 2.0.1.
- Mertz, G. et Myers, R. 1996. [Influence of fecundity on recruitment variability of marine fish](#). J. can. sci. halieut. aquat. 53(7). 1618–1625.
- Michielsens, C.G.J. et McAllister, M.K. 2004. [A Bayesian hierarchical analysis of stock-recruit data: quantifying structural and parameter uncertainties](#). J. can. sci. halieut. aquat. 61(6). 1032–1047.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2006/023. 7 p.
- MPO. 2015. [Évaluation du stock de sébastes à queue jaune \(*Sebastes flavidus*\) pour le littoral de la Colombie-Britannique, au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/010. 16 p.
- R Core Team. 2019. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Stanley, R.D., Starr, P. et Olsen, N. 2009. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) dans les eaux de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2009/013. xxii + 198 p.

-
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021a. [Évaluation des stocks de veuves \(*Sebastes entomelas*\) de la Colombie-Britannique en 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2021/039. vii + 258 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021b. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) pour la Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.
- Starr, P.J., Haigh, R. et Grandin, C. 2016. [Évaluation du stock de sébaste argenté \(*Sebastes brevispinis*\) le long de la côte du Pacifique du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2016/042. vi + 170 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1). 82–92.
- Thorson, J.T., Jensen, O.P. et Zipkin, E.F. 2014. [How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory](#). J. can. sci. halieut. aquat. 71(7). 973–983.

ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats pour le stock de la Sébaste bocace (SBO) à l'échelle de la côte à l'aide des éléments suivants :

- calculs du mode de distribution *a posteriori* (MDP) permettant de comparer les estimations du modèle aux observations;
- des simulations réalisées selon la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC) visant à calculer les distributions *a posteriori* des paramètres estimés pour le scénario de référence composite;
- des diagnostics réalisés au moyen de la méthode de MCMC pour les exécutions du scénario de référence composite;
- de nombreuses analyses de sensibilité, y compris des diagnostics réalisés au moyen de la méthode de MCMC.

L'avis final est issu des résultats de la méthode MCMC pour toutes les exécutions du modèle, mais le scénario de référence proposé fournit les principales orientations. On présente diverses analyses de sensibilité pour montrer les effets de certaines des principales hypothèses modélisées. Les estimations des quantités importantes ainsi que les avis à l'intention des gestionnaires (tableaux de décision) figurent dans la présente section ainsi que dans le texte principal.

F.2. STOCK À L'ÉCHELLE DE LA CÔTE COLOMBIE-BRITANNIQUE

F.2.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

On a choisi le scénario de référence pour la Sébaste bocace à partir des exécutions du modèle 1 à 3 combinées. Les décisions importantes ci-dessous ont été prises pendant l'évaluation de la SBO :

- on a fixé la mortalité naturelle M à trois niveaux, soit 0,07, 0,08 et 0,09 pour un total de trois modèles de référence, et on a utilisé 50 ans pour la classe d'âge maximale A ;
- on a utilisé six séries d'indices d'abondance provenant de relevés (relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte [DRC] et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver [COIV], relevé triennal du NMFS et relevé historique mené dans le goulet de l'île Goose [GIG]), les quatre premiers relevés comportaient des données sur la fréquence selon l'âge;
- on a utilisé une série d'indices d'abondance provenant des activités de pêche commerciale (indices de CPUE provenant de la pêche au chalut de fond), tronquée après 2012;
- on a présumé qu'il y avait deux pêches (1 = pêche commerciale au chalut [de fond et pélagique]; 2 = pêches à la palangre du flétan, au casier de la morue charbonnière, à la palangre de la morue-lingue, à la palangre en eaux côtières, à la traîne du saumon); chacune comporte des données sur les prises combinées, mais seules les pêches au chalut comportent des données sur la fréquence selon l'âge;
- supposé deux sexes (femelles et mâles);
- on a utilisé des distributions *a priori* de la sélectivité assez arbitraires, vaguement fondées sur la fonction de maturité ajustée (la distribution *a priori* présume un décalage de la sélectivité des mâles correspondant à un an de plus que pour les femelles);

- repondération de l'abondance : ajout d'une erreur de processus concernant le CV aux CV des indices, soit $c_p=0.25$ pour les relevés et $c_p=0,1514$ pour la série des CPUE de la pêche commerciale.
- repondération de l'abondance : ajustement des tailles d'échantillon effectives de la FA au moyen de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).
- attribution d'une valeur fixe de 0,9 à l'écart-type des valeurs résiduelles du recrutement (σ_R).
- exclusion de l'indice découlant du relevé historique du GIG effectué en 1995 (conception incompatible).
- exclusion des pêches nulles de la série triennale de la COIV.
- on a exclu les données sur la fréquence selon l'âge du relevé synoptique au large de la COIV de 2016 (produisait de l'instabilité pour les minimalisations et les simulations de la méthode de MCMC);
- on a utilisé la matrice de l'erreur de détermination de l'âge importante décrite à la section D.2.3 de l'Annexe Det représentée à la figure D.20 (droite).

Les trois valeurs fixes de M on produit trois exécutions du modèle distinctes associées à leurs distributions *a posteriori* respectives, regroupées en un scénario de référence pour l'avis à l'intention des gestionnaires. On a utilisé l'exécution centrale du scénario de référence composite (exécution 02 : $M = 0,08$ et $A = 50$) comme un exemple de scénario de référence aux fins de comparaison avec les neuf analyses de sensibilité.

On a repondéré toutes les exécutions du modèle à une reprise pour les éléments suivants : i) l'abondance, en ajoutant l'erreur de processus $c_p \in \{ 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25 \}$ et $0,1514$ } aux CV de l'indice pour les relevés synoptiques de la COIV, du BRC et de la COHG, du relevé historique du GIG, du relevé triennal de la COIV et des CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement; ii) la composition, au moyen de la procédure de Francis (2011) relative aux fréquences d'âge.

F.2.1.1. MDP de l'exécution centrale

La procédure suivie dans le cadre de cette évaluation était de commencer par déterminer le meilleur ajustement du MDP selon les données en minimisant la vraisemblance logarithmique négative. Étant donné que le scénario de référence composite de la SBO comporte trois modèles, on a seulement utilisé l'exécution centrale ($M=0,08$, matrice d'erreur de vieillissement large) à titre d'exemple (tableaux F.1 et F.2). Les MDP sont devenus les points de départ des simulations MCMC. Les descriptions des graphiques qui suivent concernent l'exécution centrale.

- Figure F.1 – ajustements de l'indice de relevé pour l'ensemble des années de relevé;
- Figures F.2 to F.7 – ajustements et valeurs résiduelles de chaque relevé;
- Figure F.8 – ajustement et valeur résiduelle de la série de CPUE de la pêche au chalut de fond;
- Figures F.9-F.11 – ajustements du modèle aux données de la fréquence d'âge des femelles et des mâles provenant de la pêche commerciale au chalut, et valeurs résiduelles pour les deux sexes combinés;
- Figure F.12 and F.13 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique du BRC et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.14 and F.15 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique de la COIV et valeurs résiduelles connexes;

- Figure F.16 and F.17 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique de la COHG et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.18 and F.19 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique dans le DH et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.20 – comparaison entre les estimations générées par le modèle et les données observées concernant l'âge moyen;
- Figure F.21 – relation stock-recrutement et série chronologique sur le recrutement;
- Figure F.22 – the recruitment deviations and auto-correlation of these deviations;
- Figure F.23 – sélectivités par engin de pêche estimées et ogive de la maturité des femelles;
- Figure F.24 – taux de récolte et prises par type d'engin au fil du temps.

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance étaient généralement satisfaisants (figures F.1 à F.7), mais certains étaient associés à des résidus très importants. De façon générale, les indices de relevés étaient faibles (compte tenu de la faible biomasse du bocaccio observée) et il y avait peu de contraste entre ceux-ci, ce qui signifie qu'il était un peu difficile d'ajuster le modèle aux données. Il existe deux exceptions notables concernant cette généralisation, soit le mauvais ajustement à l'indice très important du relevé triennal de 1980 et l'impossibilité de correspondre à l'importante augmentation associée à l'indice du relevé synoptique mené dans le DRC en 2019 (figure F.2). La tendance globale à la baisse concernant la biomasse a aussi permis un ajustement raisonnable à la série de CPUE (figure F.8).

Les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge provenant de la pêche commerciale ont montré des tendances dans les résidus; de longues séries de résidus négatifs ont été observées dans les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge tirées de relevés. Plus particulièrement, il a été difficile de faire correspondre le modèle aux fréquences selon l'âge de l'importante cohorte de 2016, qui étaient manifestement dominantes lors des années où cette cohorte était présente. La plupart des résidus de Pearson se situaient entre -1 et +1, mais certains des résidus associés à la cohorte de 2016 étaient d'environ -2 (p. ex., figures F.13 et F.15). Toutefois, les estimations modélisées de l'âge moyen avaient tendance à correspondre aux âges moyens observés pour presque toutes les années et les cinq ensembles de données sur les fréquences selon l'âge (pêches commerciales et quatre relevés synoptiques; figure F.20). On a eu tendance à accepter les exécutions du modèle où l'âge moyen modélisé correspondait à l'âge moyen observé connexe (comme dans la figure F.20) parce qu'on a découvert que les modèles qui ne parvenaient pas à effectuer une minimalisation avaient tendance à produire des résultats très différents des observations. Les estimations de l'âge moyen générées par ces modèles étaient toujours largement supérieures ou inférieures aux observations.

Contrairement à d'autres évaluations de stocks de sébastes récentes, les estimations du recrutement ont été uniformément faibles à tous les niveaux de biomasse. Ainsi, étant donné que toutes les données sur la détermination de l'âge étaient relativement récentes (depuis 2003) et que les niveaux de biomasse récents étaient aussi faibles, les estimations modélisées étaient également faibles, peu importe le niveau de biomasse sous-jacent, ce qui a produit une relation stock-recrutement inhabituelle (figure F.21). Ce comportement a aussi produit une autocorrélation importante dans les écarts de recrutement à tous les décalages jusqu'à environ l'âge 10 (figure F.22). Le recrutement des classes d'âge antérieures à 2016 sera aussi touché par la taille de la cohorte de 2016 et par la condition imposée dans le modèle pour que la moyenne de l'ensemble de la série de recrutement soit de zéro dans l'espace logarithmique.

Les estimations du mode de la distribution *a posteriori* concernant la fonction de sélectivité relative à la pêche commerciale différaient peu de la distribution *a priori* et se superposaient bien

à l'ogive de maturité des femelles (voir la figure F.23). Ce n'était pas le cas pour certaines sélectivités de relevés; le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte était associé à une valeur élevée pour la variance du côté gauche de la courbe, mais affichait peu de changements concernant l'âge à la sélectivité maximale. Par contre, le relevé au large de la côte ouest de l'île de Vancouver montrait un déplacement vers la gauche correspondant à deux ans pour l'âge à la sélectivité maximale, mais celui-ci était équilibré par un faible changement du paramètre de la variance pour le côté gauche de la courbe.

Tableau F.1. EC.02.01: distributions a priori et estimations du mode de la distribution a posteriori (MDP) pour les paramètres estimés. Information a priori – distributions : 0 = uniforme; 1 = normale; 2 = log-normale; 5 = bêta.

Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Valeur initiale	MDP
R_0 (recrutement à un taux d'exploitation nul)					
1	(1, 1e+07)	0	(0, 0)	10 000	1 862,7
M_s (mortalité naturelle par sexe s, où $s = 1$ [femelle], 2 [mâle])					
-4	(0,01, 0,2)	1	(0,08, 0,02)	0,08	0,08
-4	(0,01, 0,2)	1	(0,08, 0,02)	0,08	0,08
-5	(0,01, 0,2)	1	(0,12, 0,03)	0,12	0,12
h (taux de variation de la courbe stock-recrutement)					
5	(0,2, 0,999)	5	(4,574, 2,212)	0,674	0,656913
ϵ_t (écarts liés au recrutement)					
2	(-15, 15)	1	(0, 0,9)	0	Fig F.22
ω (recrutement initial)					
-1	(0, 2)	0	(1, 0,1)	1	1

Tableau F.2. EC.02.01: distributions a priori et estimations du mode de la distribution a posteriori (MDP) pour l'indice g (relevés et activités de pêche commerciale).

Indice g	Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Valeur initiale	MDP	exp (MDP)
Mode de la capturabilité – CPUE ($\log q_g$, où $g = 7$)							
7	1	(-15, 15)	0	(0, 0,1)	-1,60944	-8,012	0,00033146
Mode de capturabilité – relevés ($\log q_g$, où $g = 1, \dots, 6$)							
1	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-3,2959	0,037036
2	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-3,1917	0,041101
3	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-5,5622	0,0038404
4	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-4,7359	0,0087743
5	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-2,8277	0,059148
6	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-3,7963	0,022453
Sélectivité de la pêche commerciale (μ_g, où $g = 7, 8$)							
7	3	(5, 30)	1	(12, 3)	12	11,244	
8	-3	(5, 30)	1	(12, 3)	12	12	

suite à la page suivante

Indice g	Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Valeur initiale	MDP	exp (MDP)
Sélectivité des relevés (μ_g, où $g = 1, \dots, 6$)							
1	3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	12,315	
2	3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	10,069	
3	3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	12,543	
4	3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	14,189	
5	-3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	12	
6	-3	(5, 40)	1	(12, 3)	12	12	
Variance (gauche) associée à la courbe de sélectivité de la pêche commerciale ($\log v_{gL}$, où $g = 7, 8$)							
7	4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,5448	
8	-4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,6	
Variance (gauche) associée à la courbe de sélectivité des relevés ($\log v_{gL}$, où $g = 1, \dots, 6$)							
1	4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	4,5744	
2	4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,7777	
3	4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,1864	
4	4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	4,4214	
5	-4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,6	
6	-4	(-15, 15)	1	(3,6, 0,9)	3,6	3,6	
Décalage lié à la sélectivité de la pêche commerciale pour les mâles (Δ_g, où $g = 7, 8$)							
7	4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	1,0325	
8	-4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	1	
Décalage lié à la sélectivité des relevés pour les mâles (Δ_g, où $g = 1, \dots, 6$)							
1	4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	0,98501	
2	4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	0,85213	
3	4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	0,97016	
4	4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	0,97457	
5	-4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	1	
6	-4	(-8, 10)	1	(1, 0,3)	1	1	

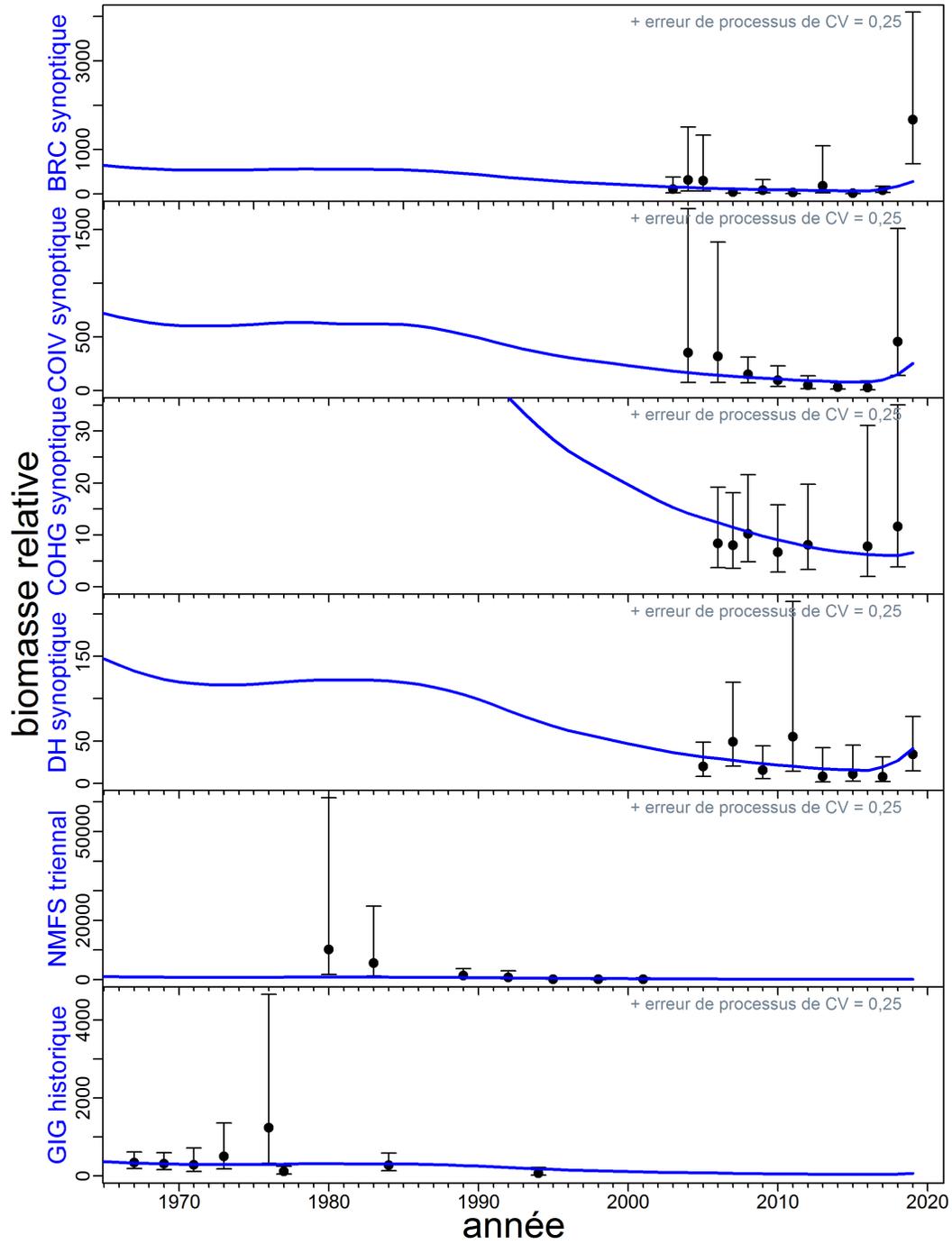


Figure F.1. EC.02.01: valeurs des indices de relevé (points) associées à des intervalles de confiance à 95% (lignes verticales) et aux ajustements du modèle au mode de la distribution a posteriori (courbes) pour la série de données provenant des relevés indépendants de la pêche.

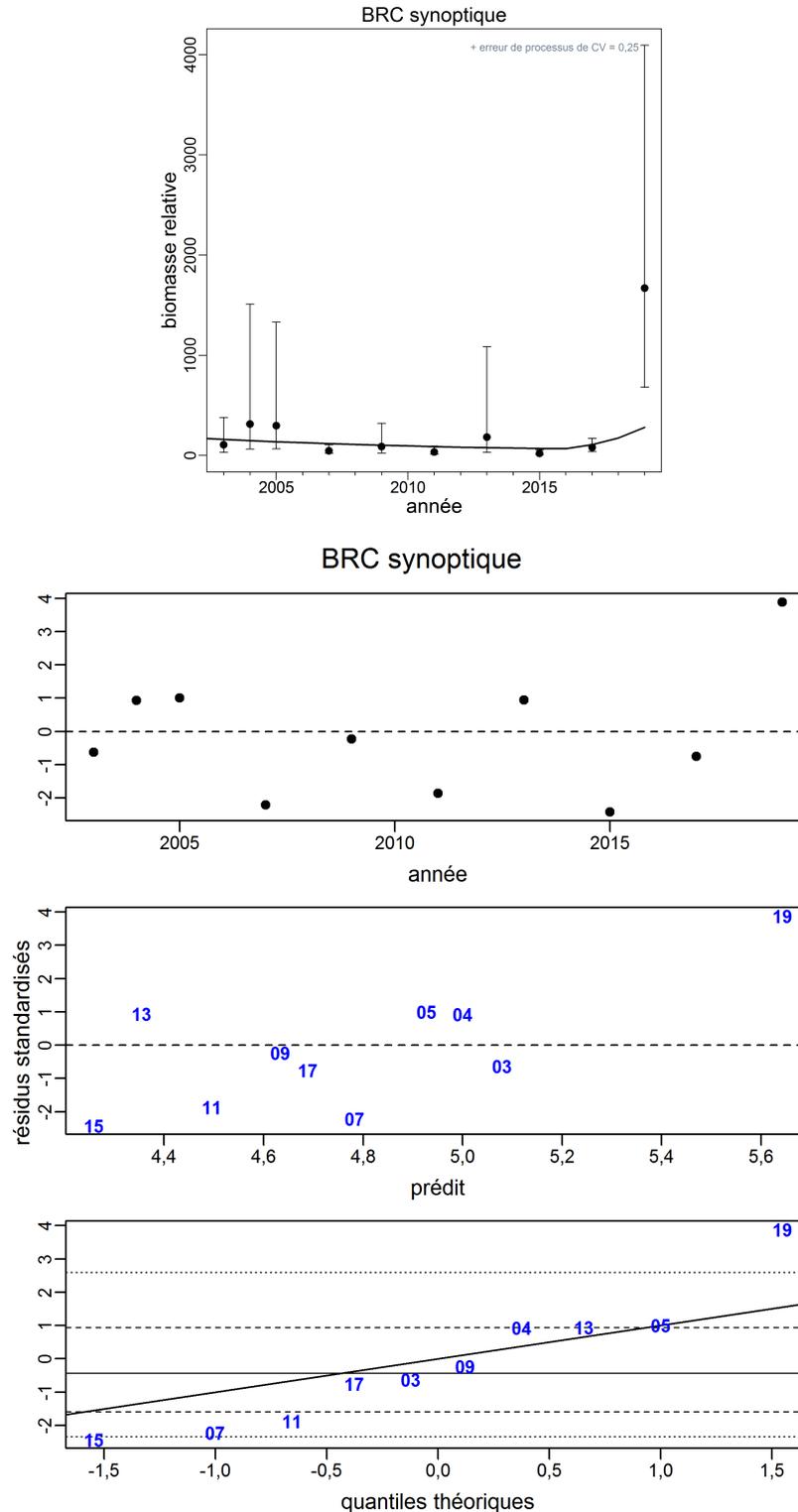


Figure F.2. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

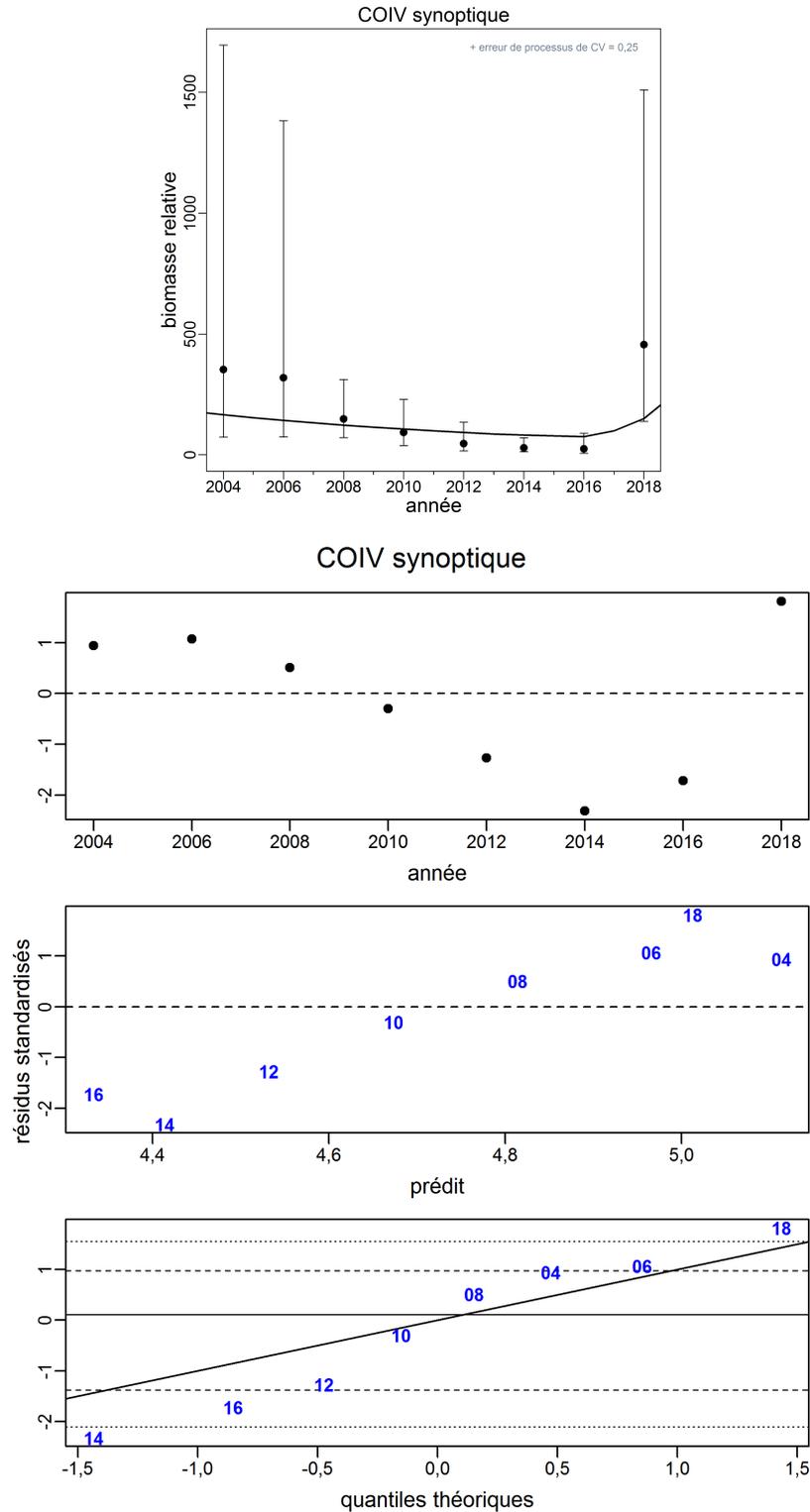


Figure F.3. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

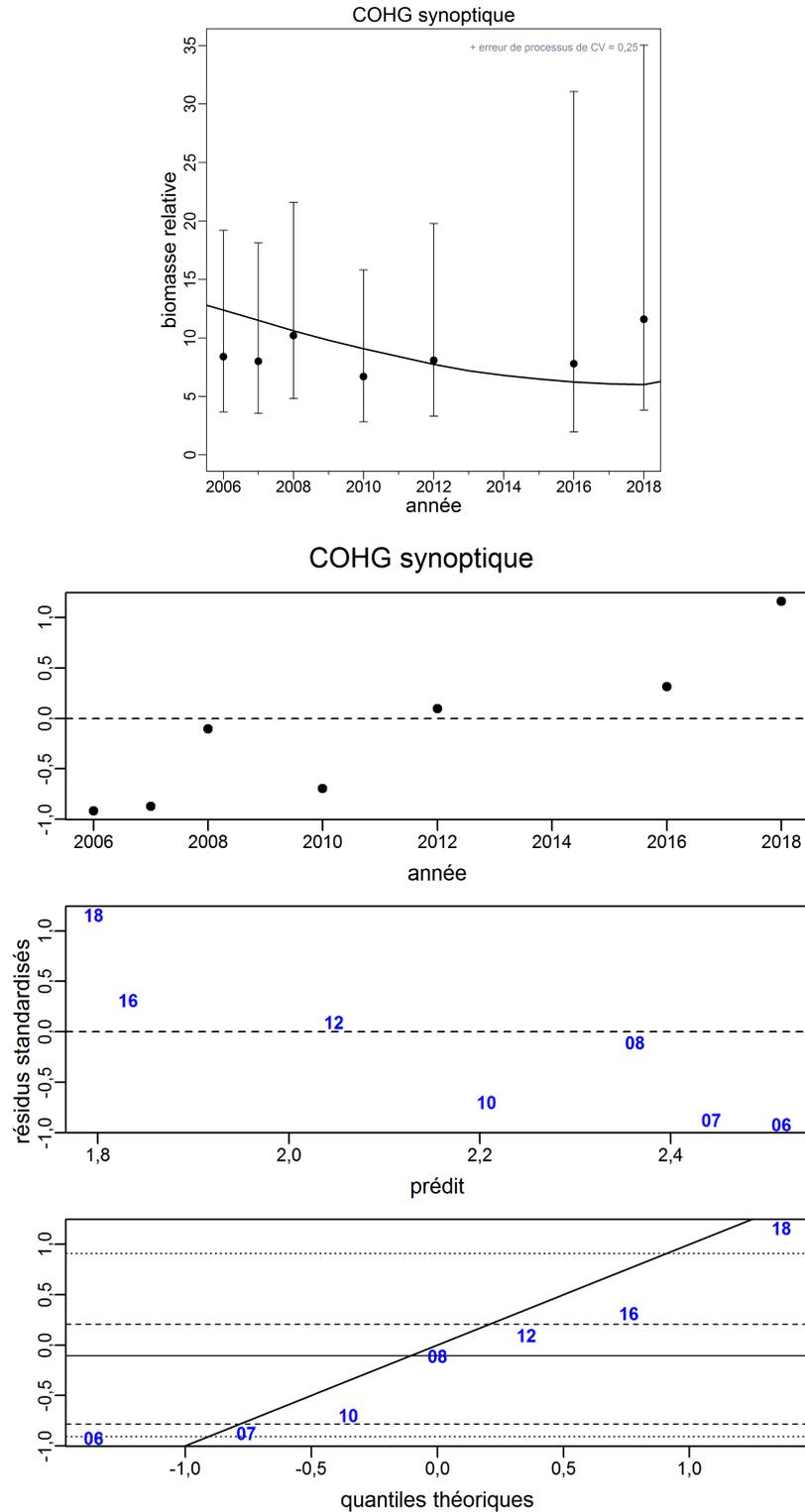


Figure F.4. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

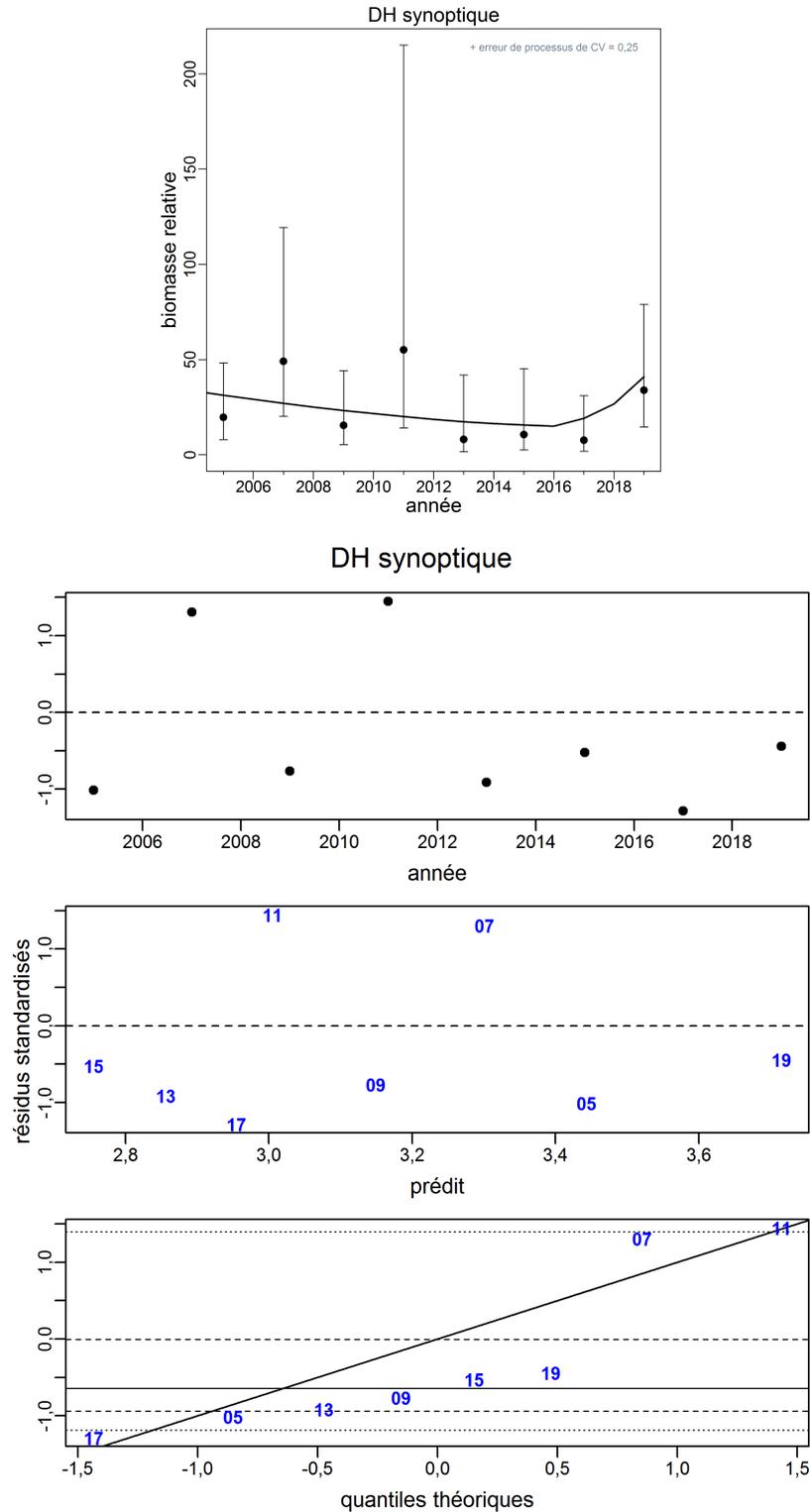


Figure F.5. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

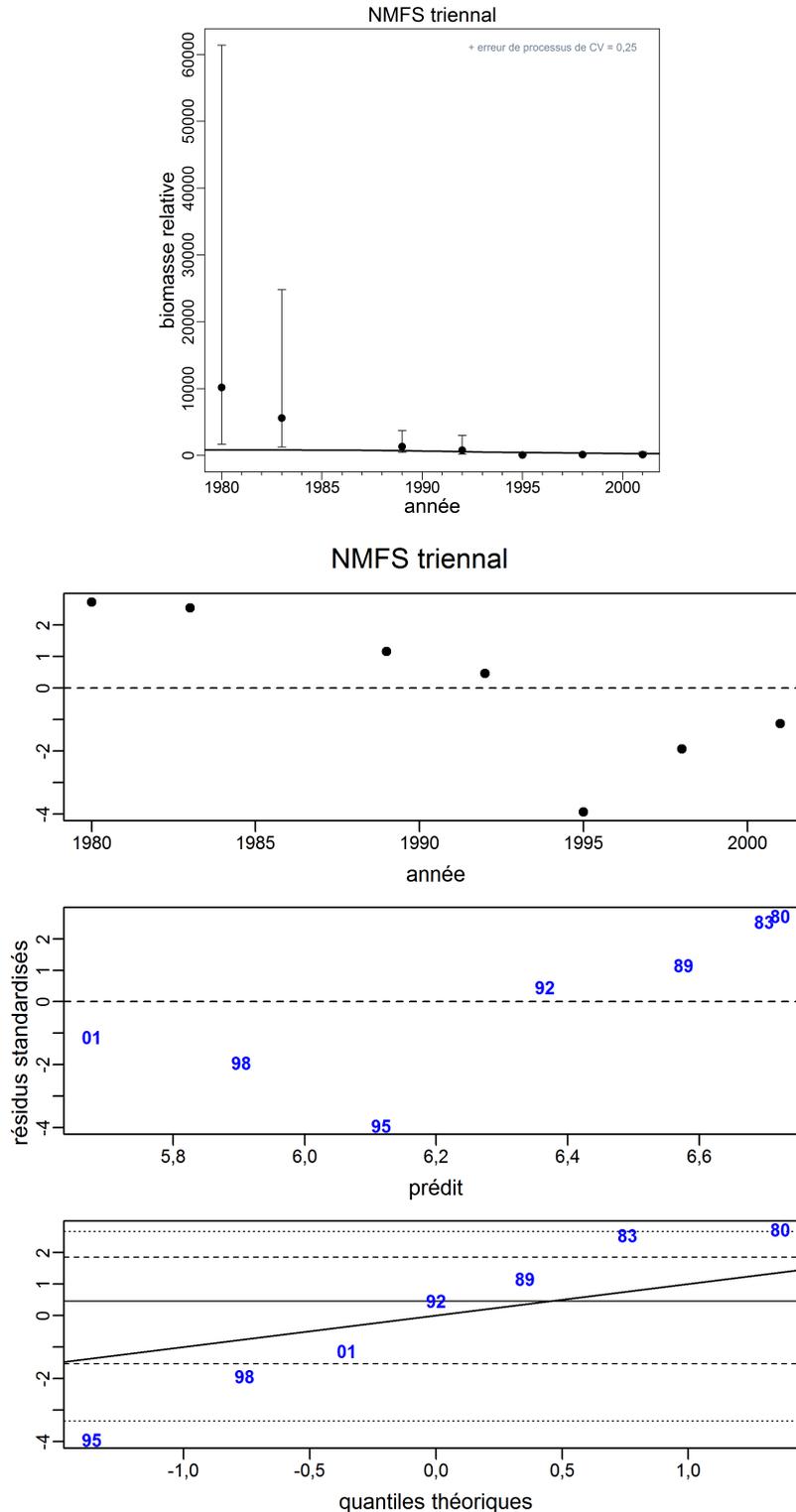


Figure F.6. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé triennial du NMFS (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

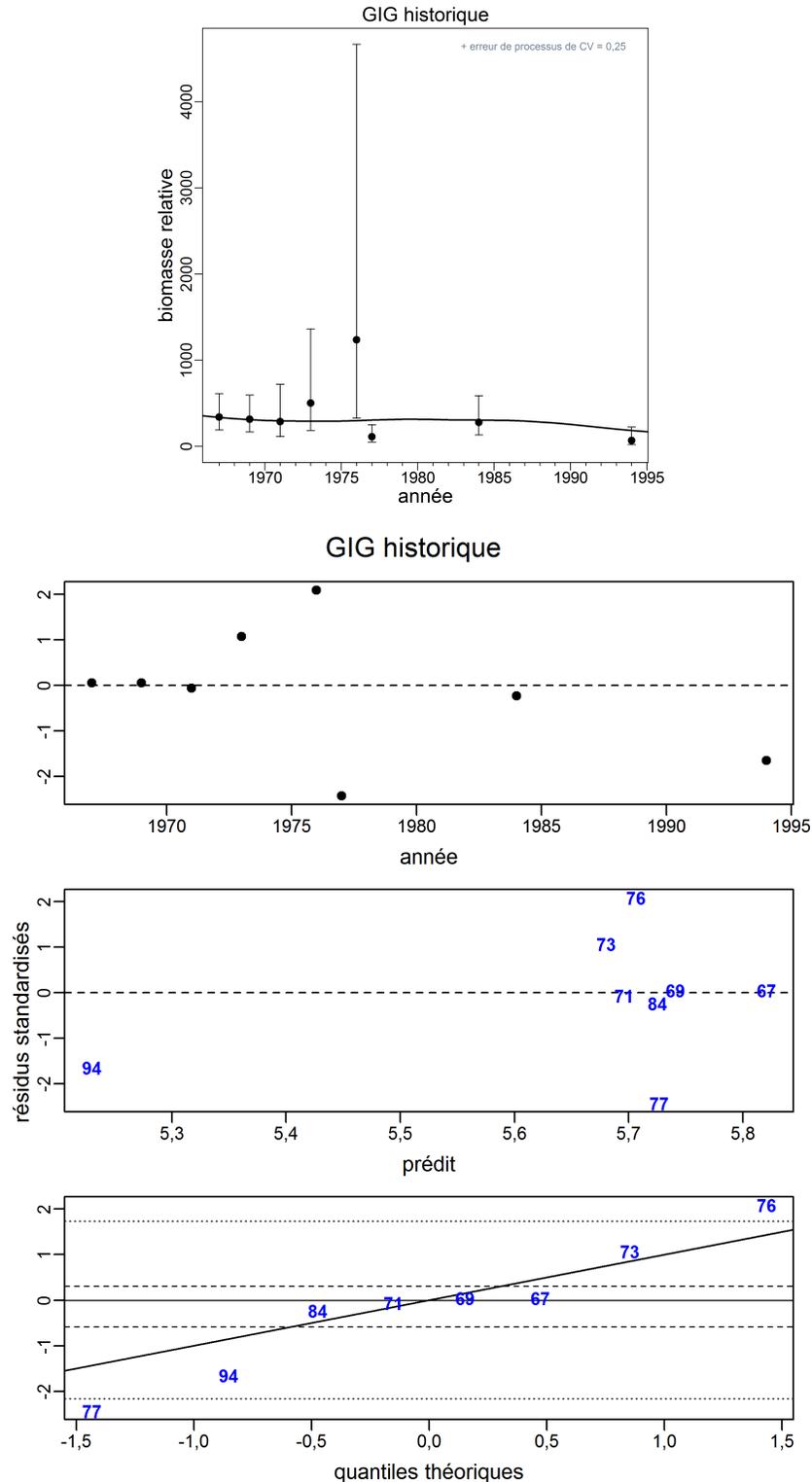


Figure F.7. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant du relevé historique mené dans le goulet de l'île Goose (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

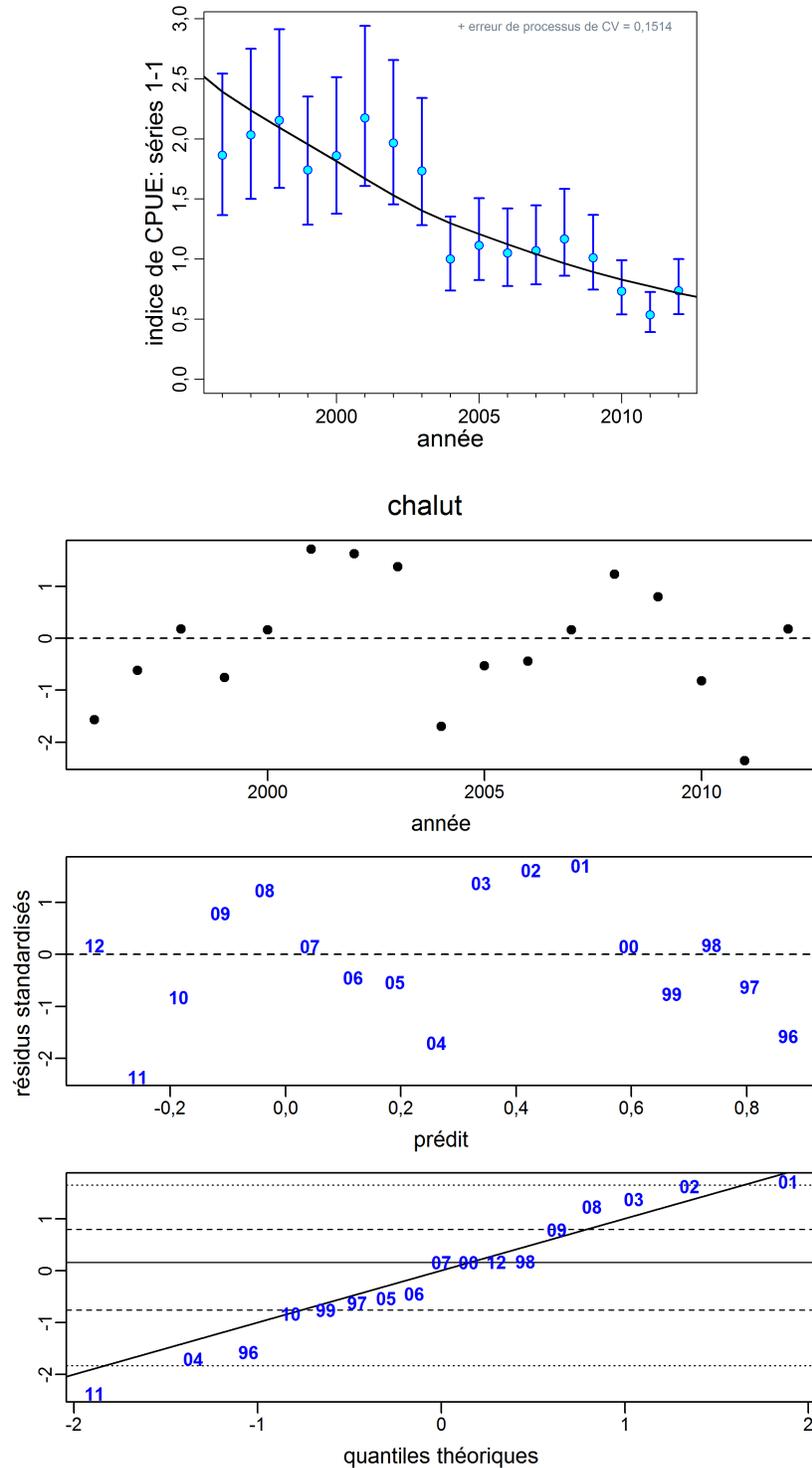


Figure F.8. EC.02.01: ajustement (graphique du haut) et résidus des ajustements (graphiques du bas) du modèle à la série de données provenant de la série de CPUE provenant de la pêche commerciale au chalut (valeurs du mode de la distribution a posteriori). Les axes verticaux des graphiques du bas représentent les résidus standardisés. Ces trois graphiques illustrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et un diagramme quantile-quantile normal des résidus (les lignes horizontales représentent les centiles 5, 25, 50, 75 et 95).

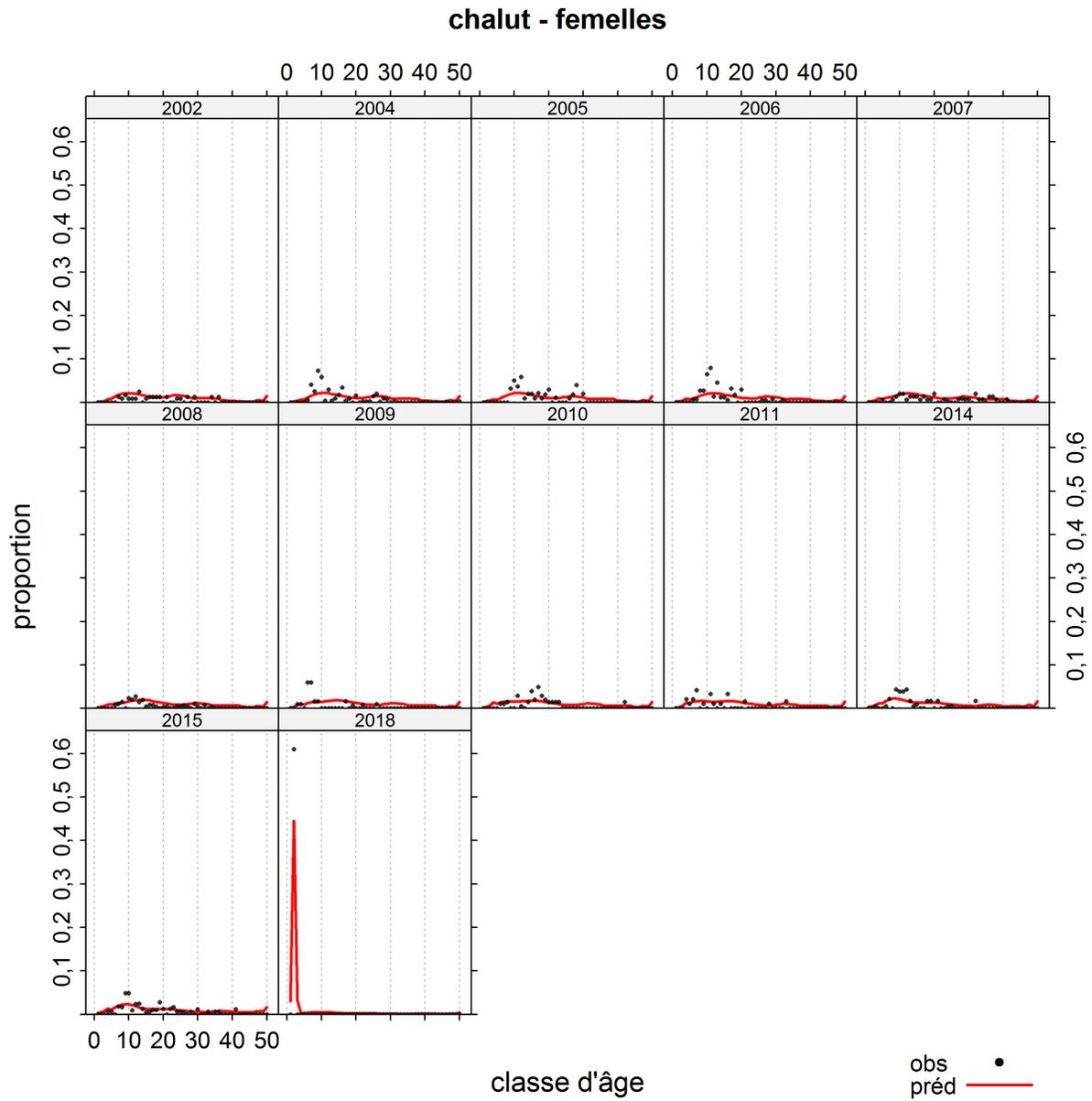


Figure F.9. EC.02.01: proportions selon l'âge des femelles observées et prédites qui proviennent de la pêche commerciale (au chalut). Il est à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

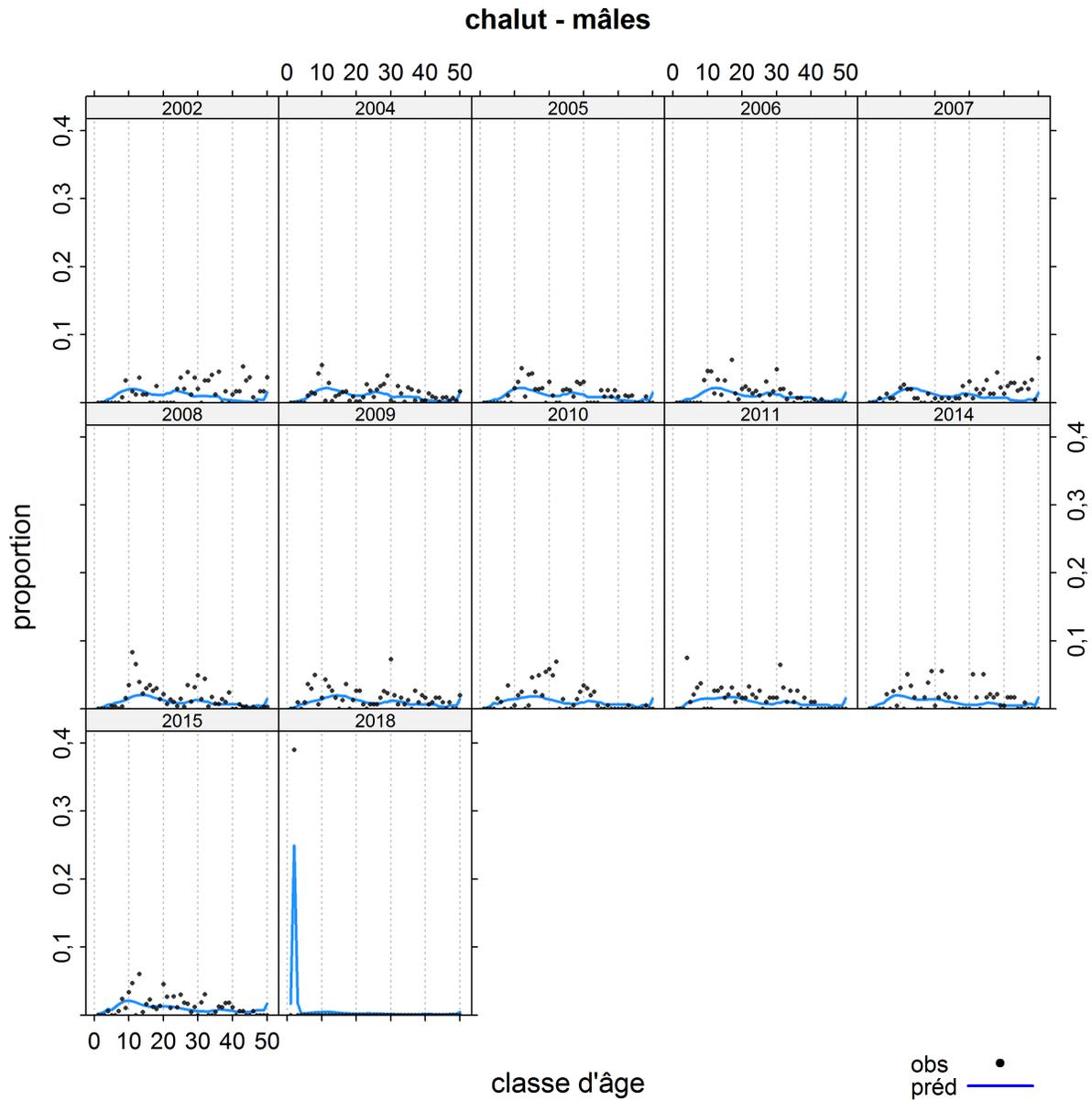


Figure F.10. EC.02.01: proportions selon l'âge des mâles observées et prédites qui proviennent de la pêche commerciale (au chalut). Il est à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

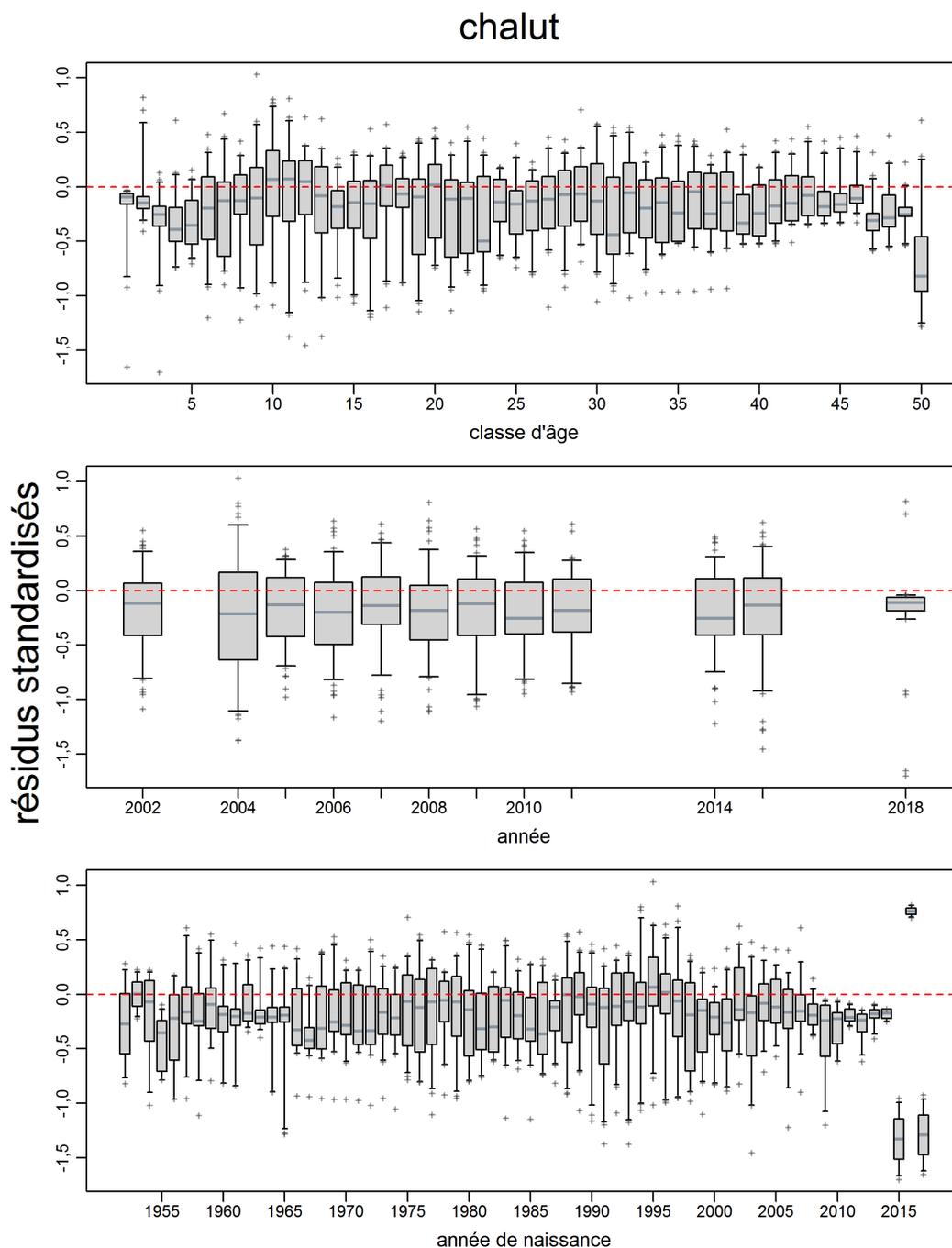


Figure F.11. EC.02.01: résidus (1 176 au total) des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge provenant de la pêche commerciale (valeurs du mode de la distribution a posteriori) pour les activités menées au chalut. Les axes verticaux représentent les résidus standardisés. Les boîtes représentent, respectivement, les résidus par classe d'âge, par année de donnée et par année d'éclosion (suivi d'une cohorte au fil du temps). Chacune illustre une plage de quantiles (0,25 à 0,75); la ligne horizontale représente la médiane, les moustaches verticales s'étendent du quantile 0,05 au quantile 0,95 et les valeurs aberrantes sont représentées par des signes de plus.

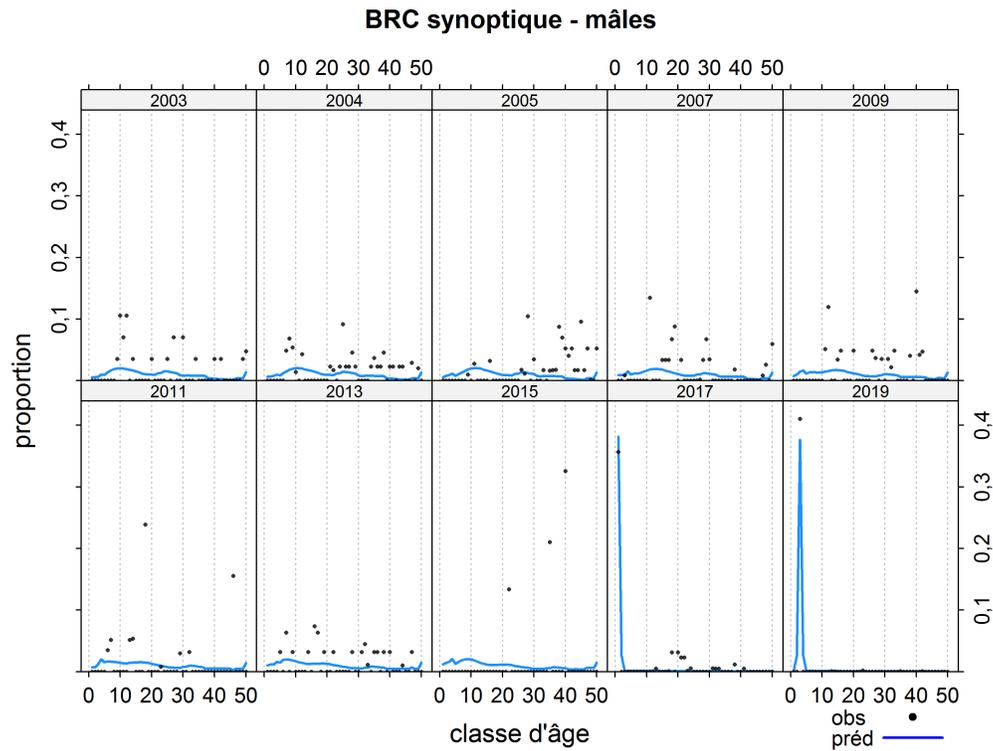
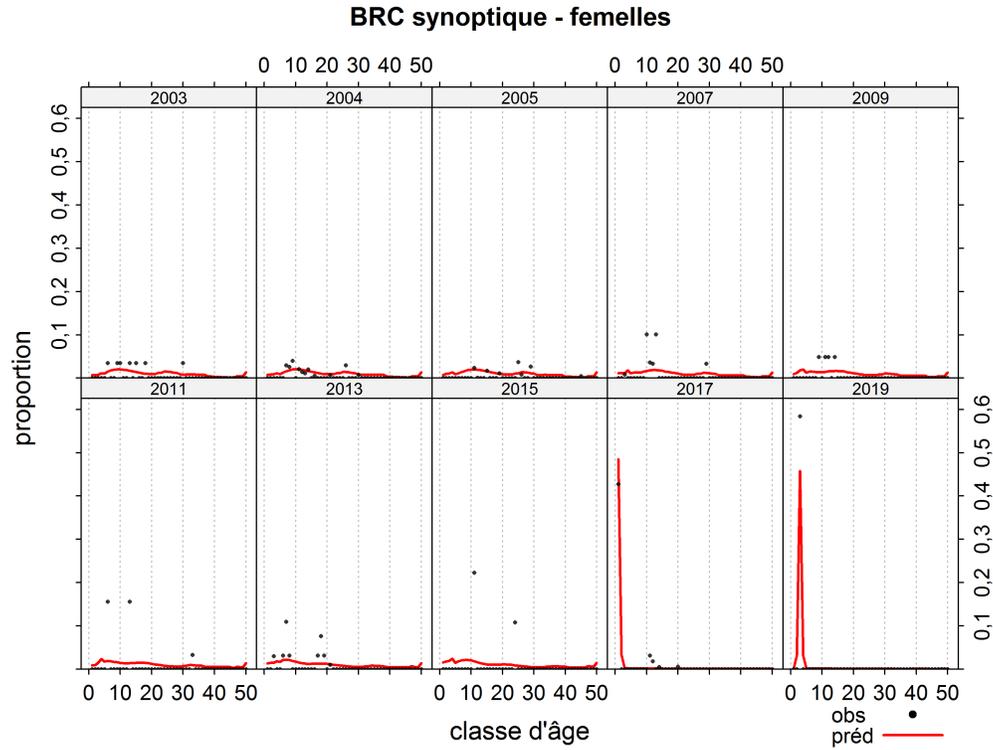


Figure F.12. EC.02.01: proportions selon l'âge observées et prédites provenant du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte.

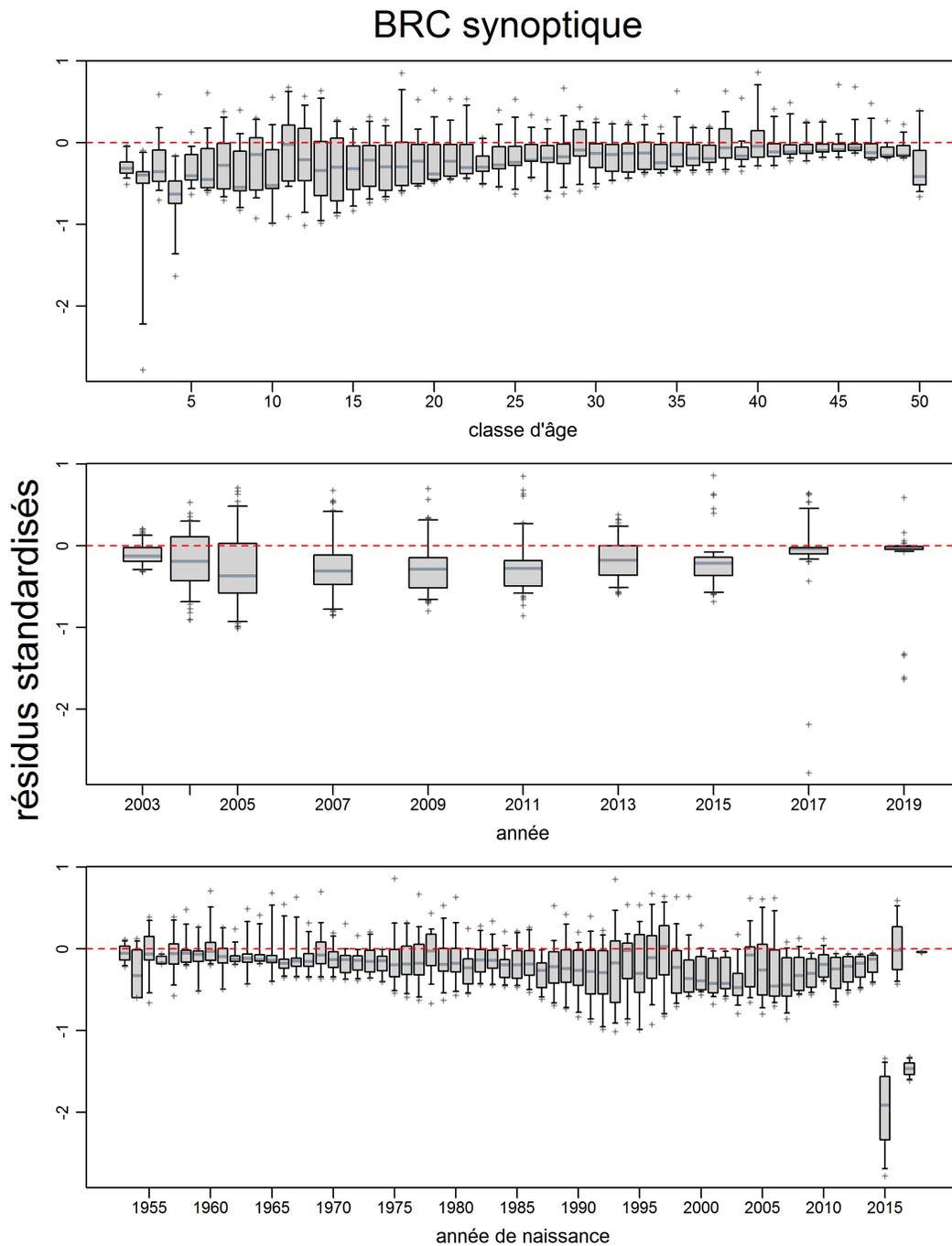


Figure F.13. EC.02.01: résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du mode de la distribution a posteriori) provenant de la série du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les renseignements détaillés sont les mêmes que pour la figure F.11, pour un total de 980 résidus.

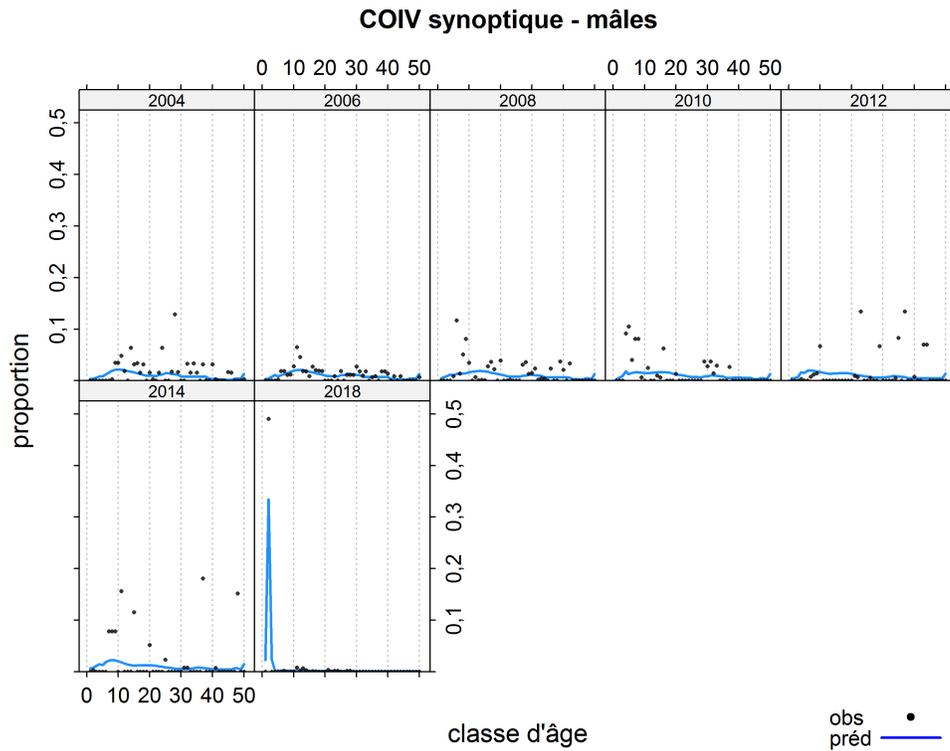
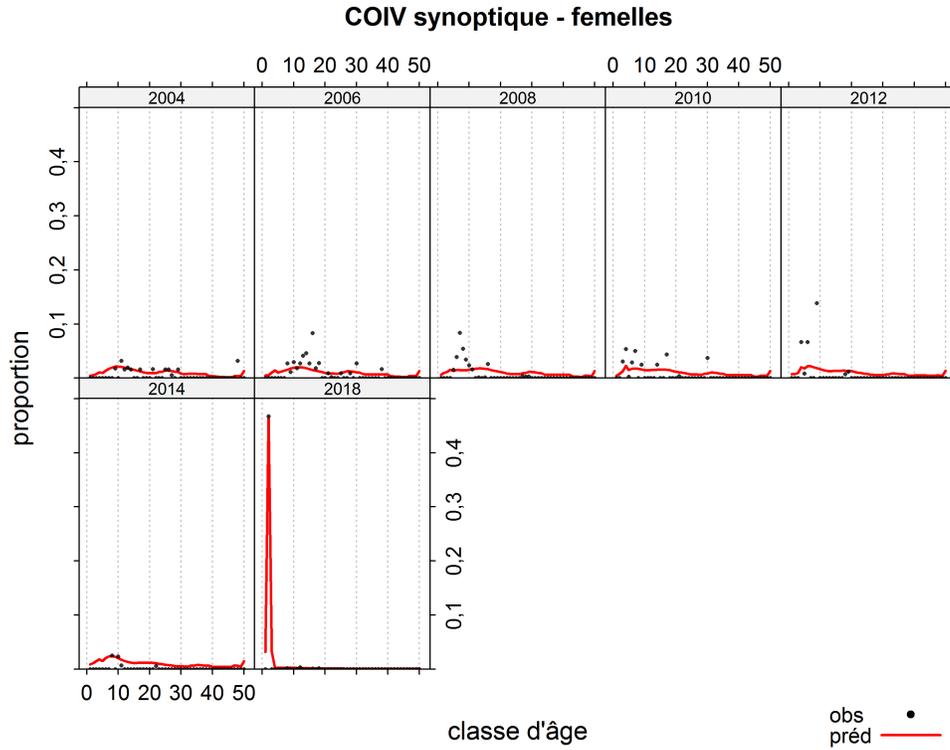


Figure F.14. EC.02.01: proportions selon l'âge observées et prédites provenant du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver.

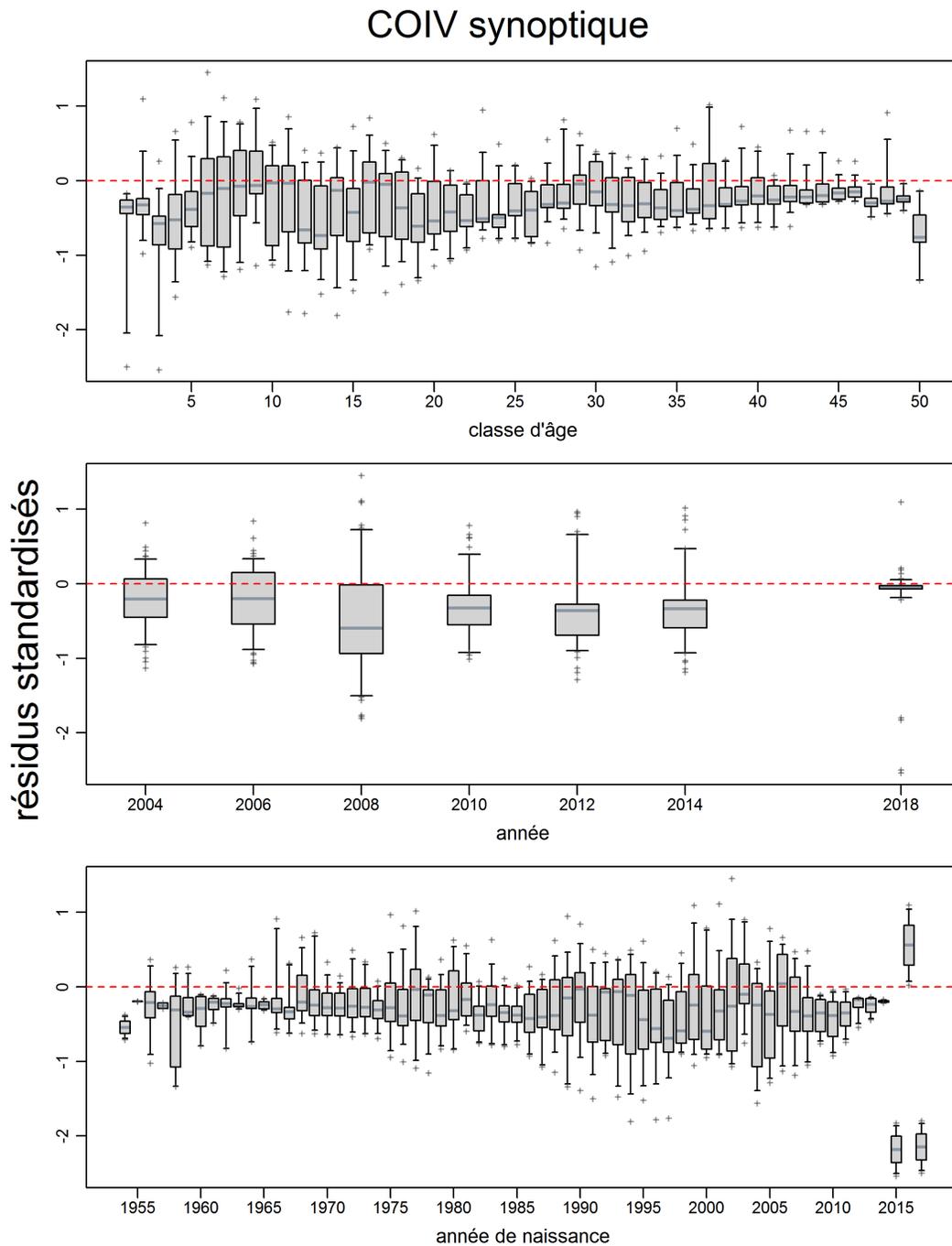


Figure F.15. EC.02.01: résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du mode de la distribution a posteriori) provenant de la série du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les renseignements détaillés sont les mêmes que pour la figure F.11, pour un total de 686 résidus.

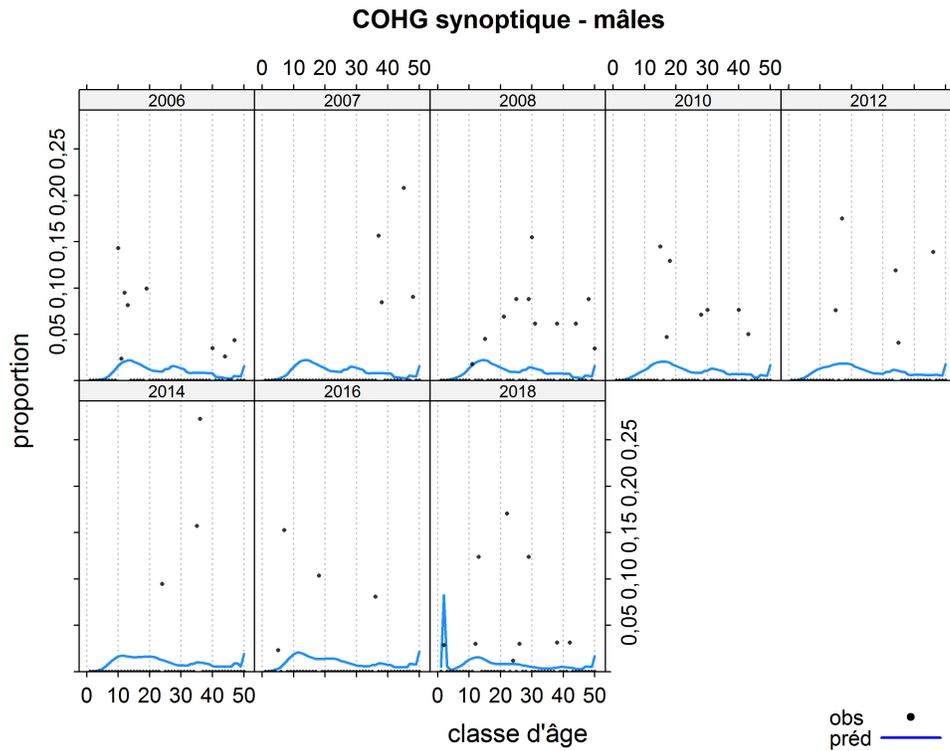
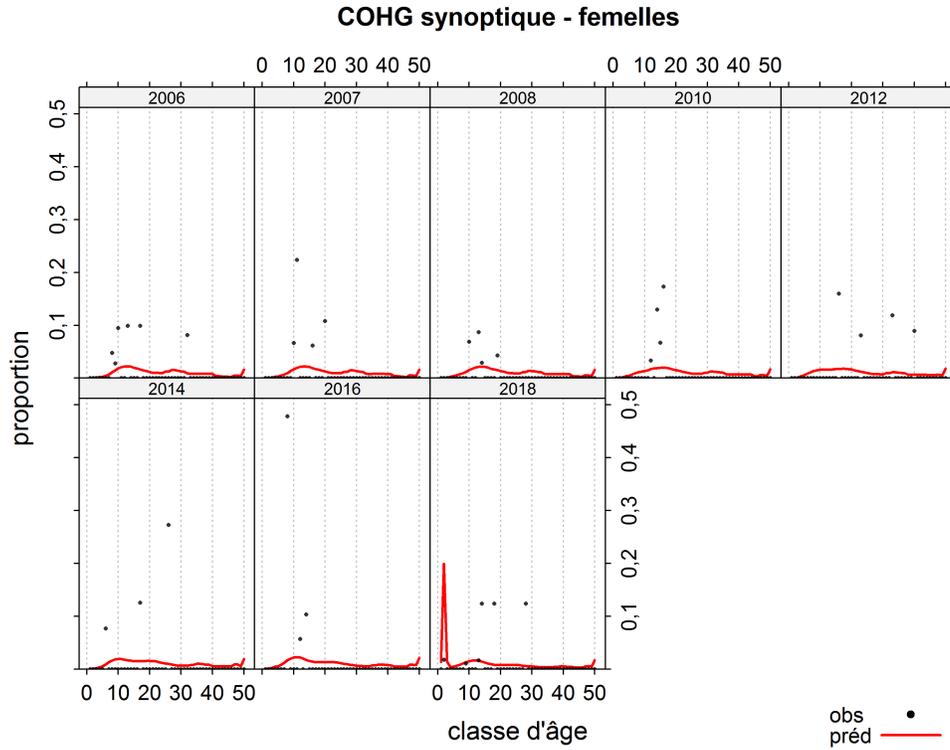


Figure F.16. EC.02.01: proportions selon l'âge observées et prédites provenant du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii.

COHG synoptique

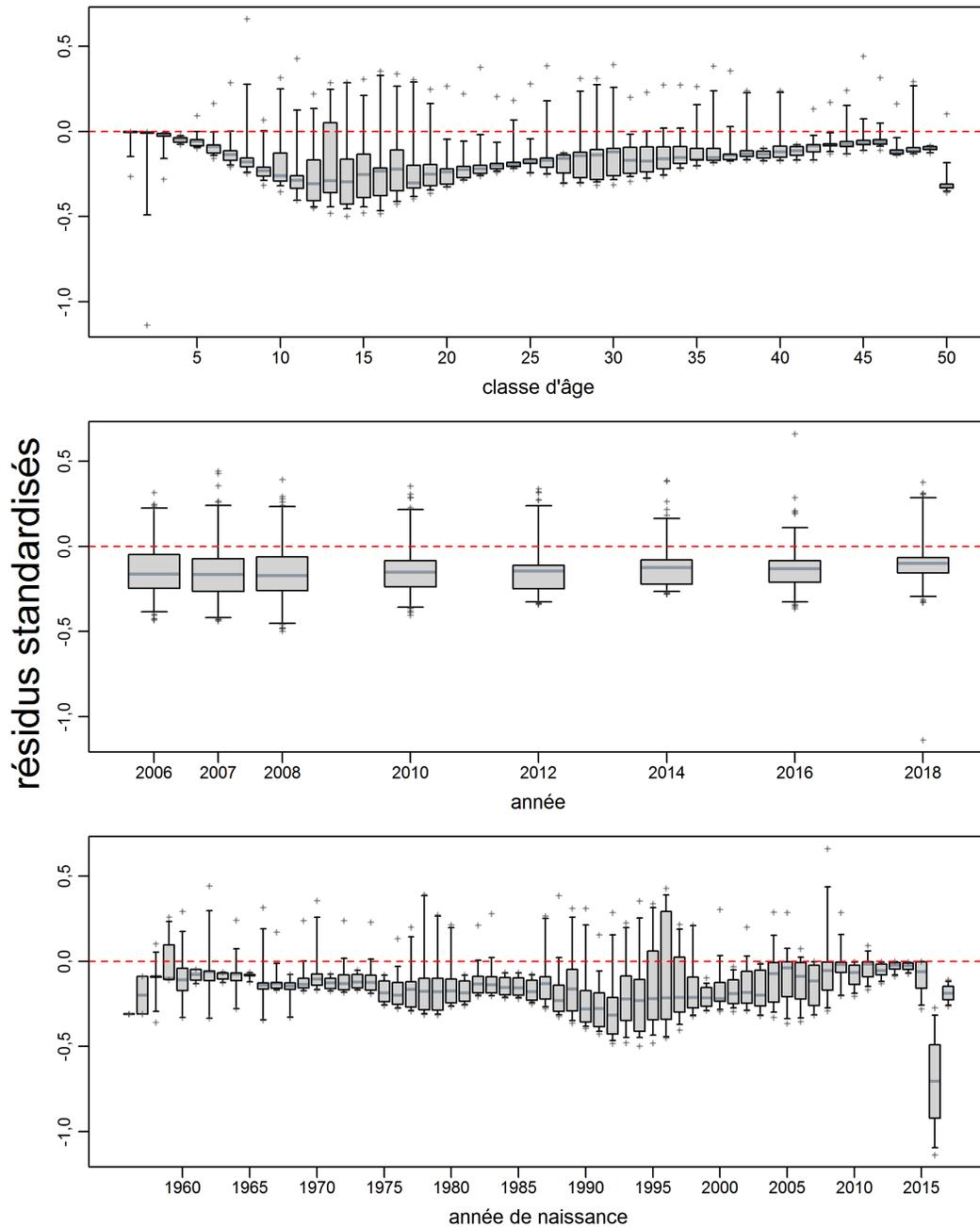


Figure F.17. EC.02.01: résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du mode de la distribution a posteriori) provenant de la série du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii. Les renseignements détaillés sont les mêmes que pour la figure F.11, pour un total de 784 résidus.

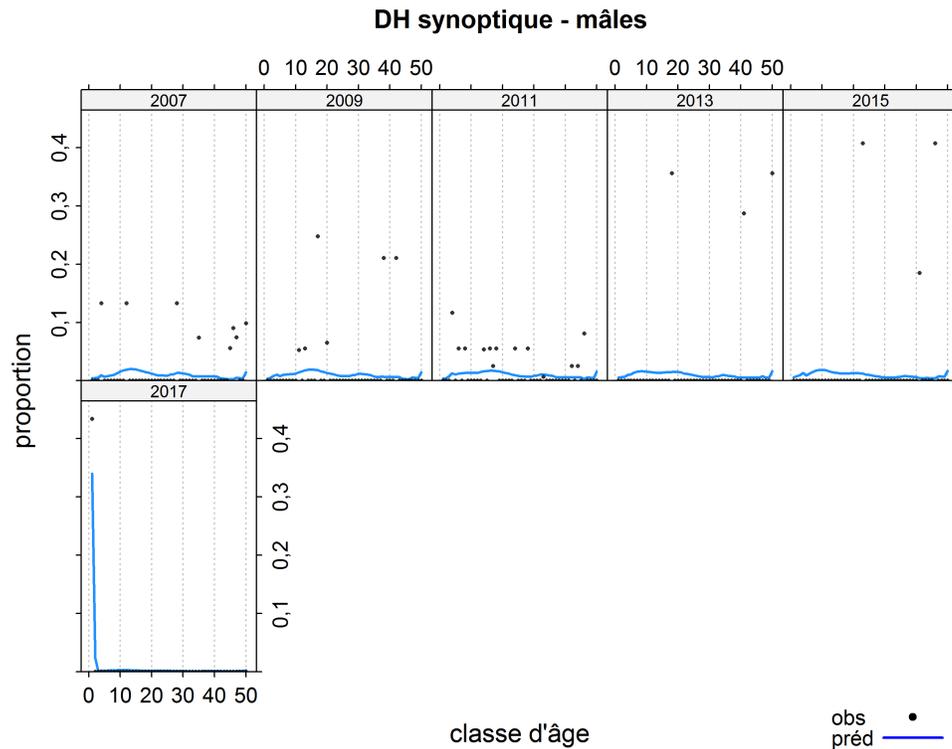
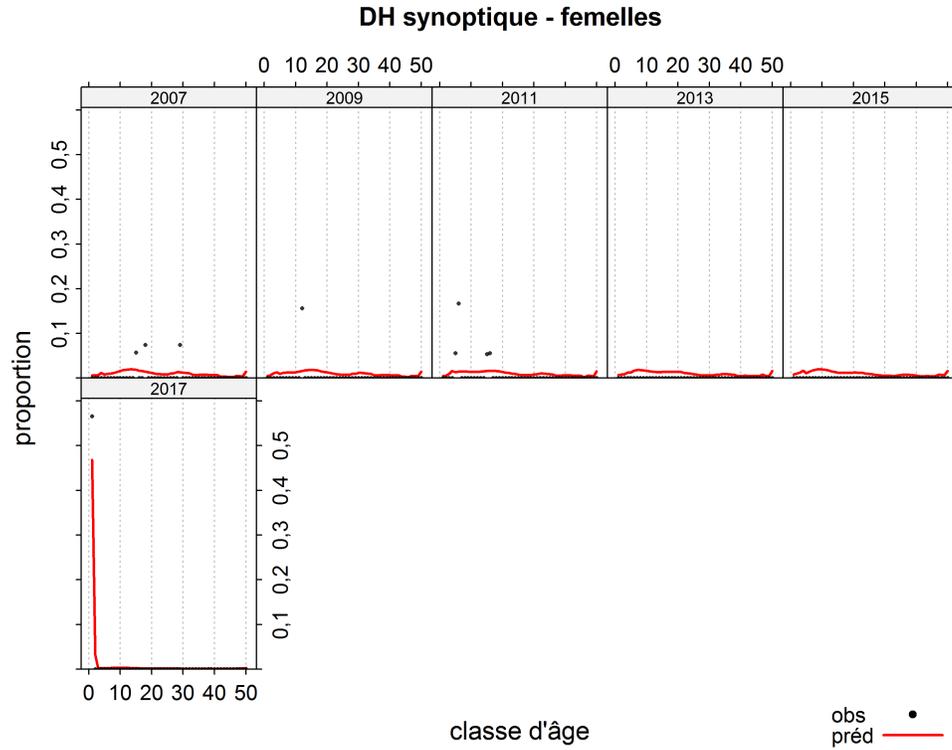


Figure F.18. EC.02.01: proportions selon l'âge observées et prédites provenant du relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate.

DH synoptique

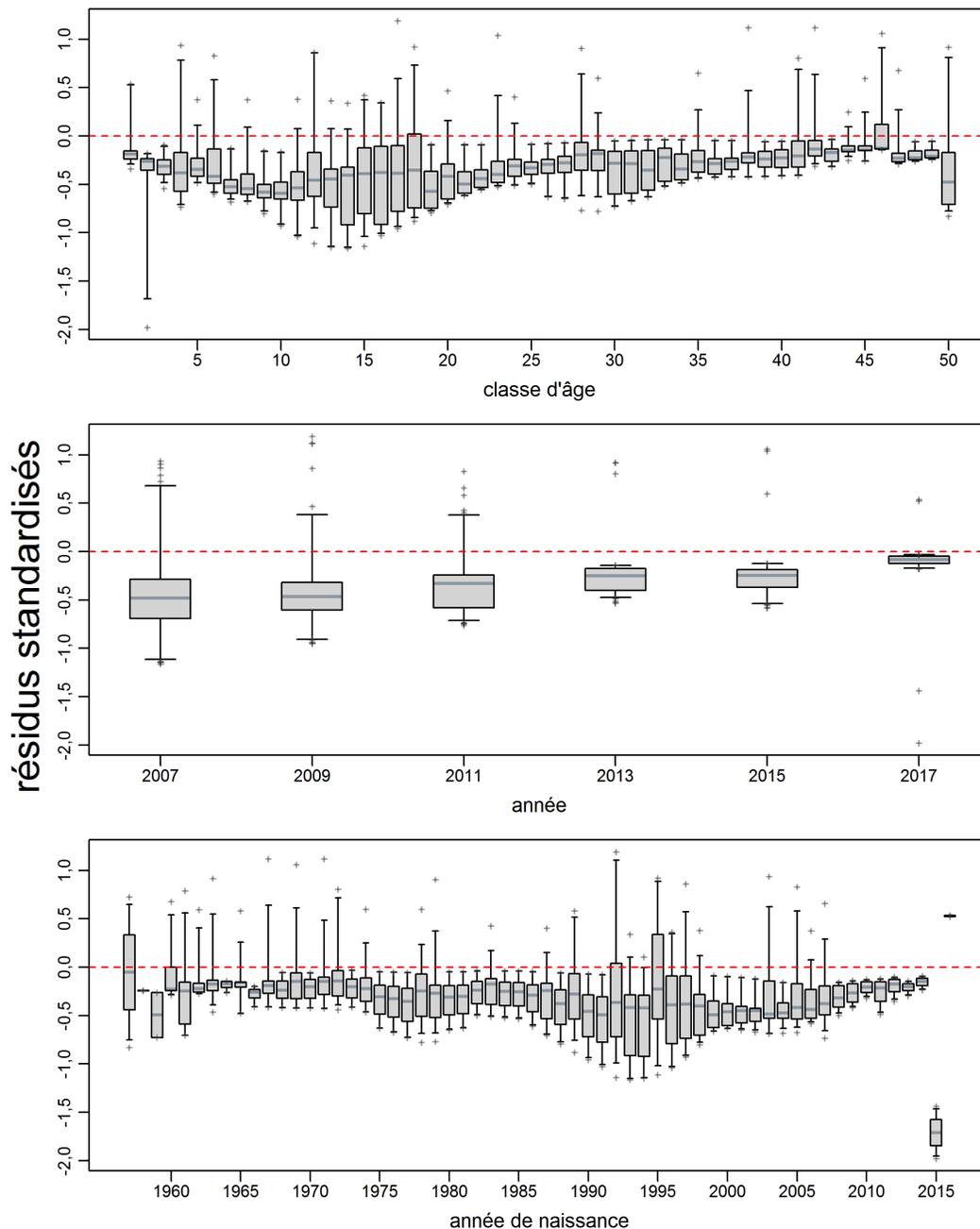


Figure F.19. EC.02.01: résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du mode de la distribution a posteriori) provenant de la série du relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate. Les renseignements détaillés sont les mêmes que pour la figure F.11, pour un total de 588 résidus.

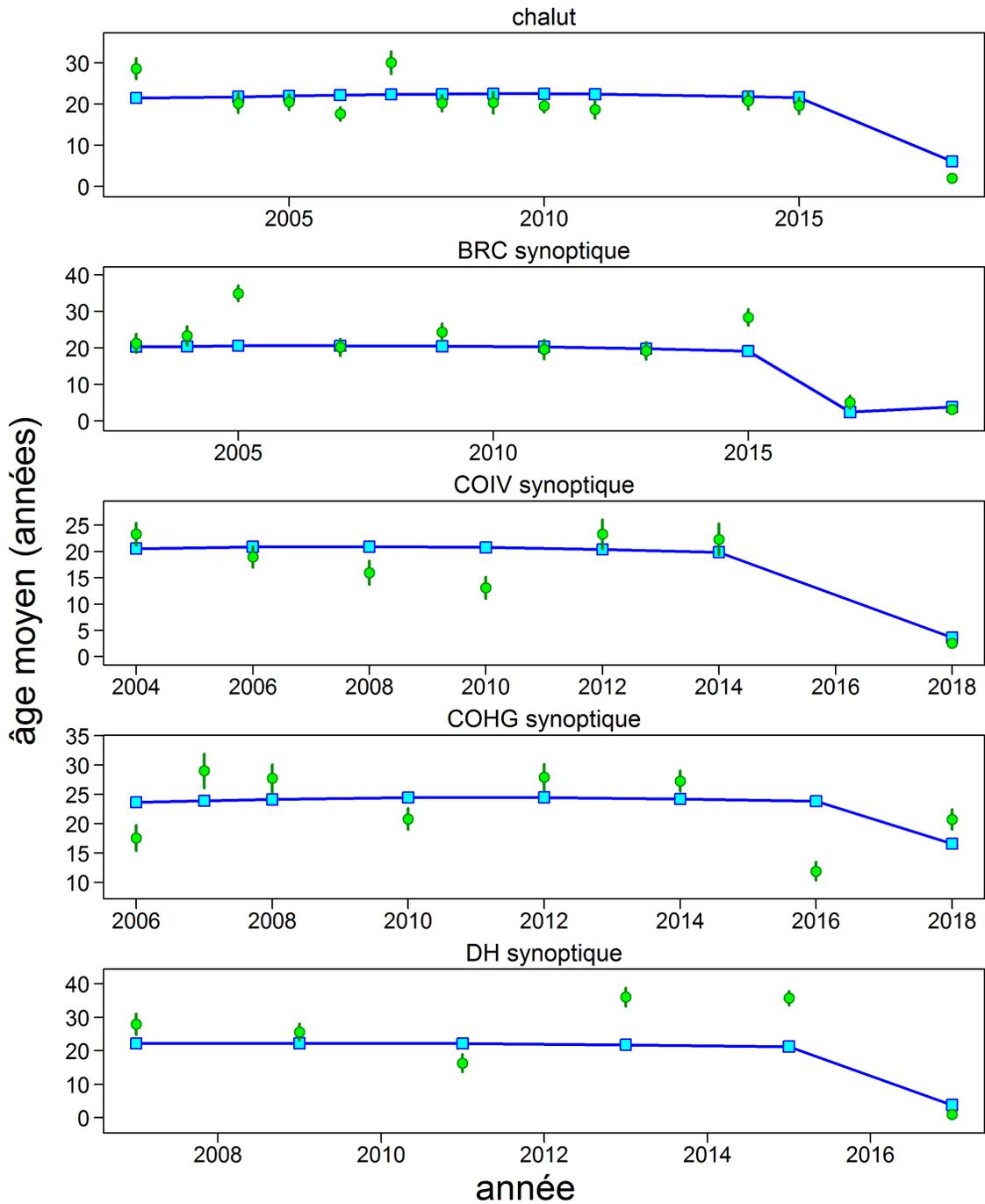


Figure F.20. EC.02.01: âges moyens par année pour les données (cercles pleins) associés à des intervalles de confiance à 95% et estimations modélisées (carrés pleins reliés par une ligne) pour les données sur l'âge provenant de la pêche commerciale et des relevés.

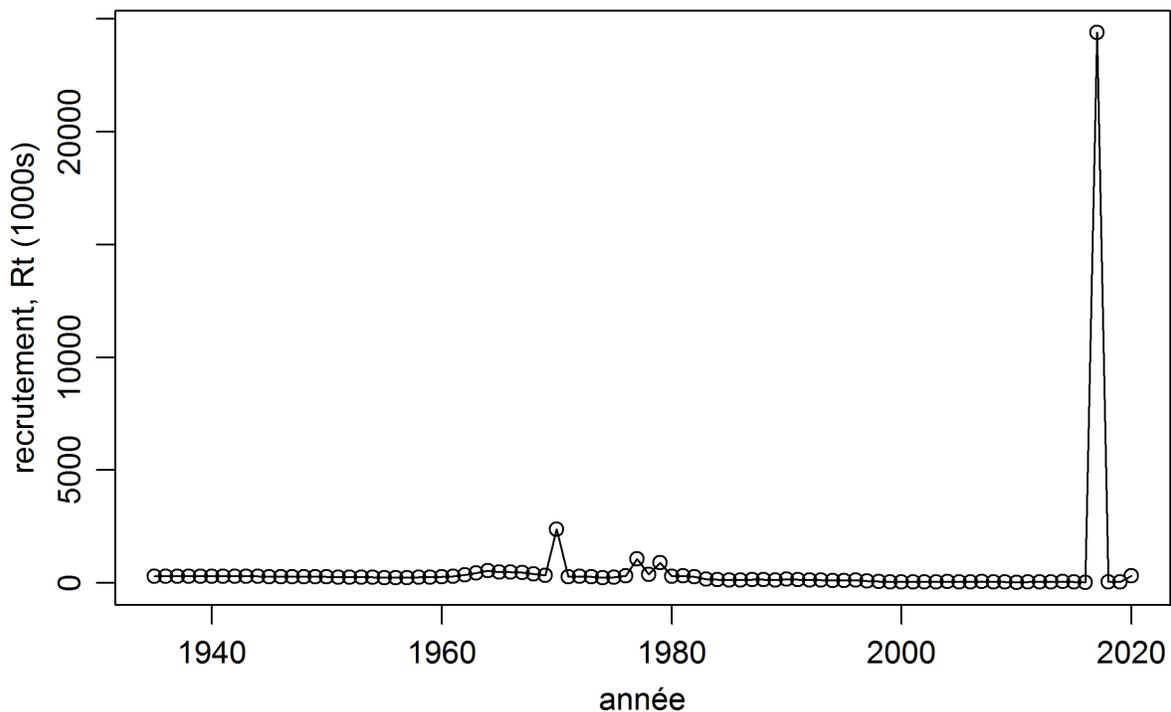
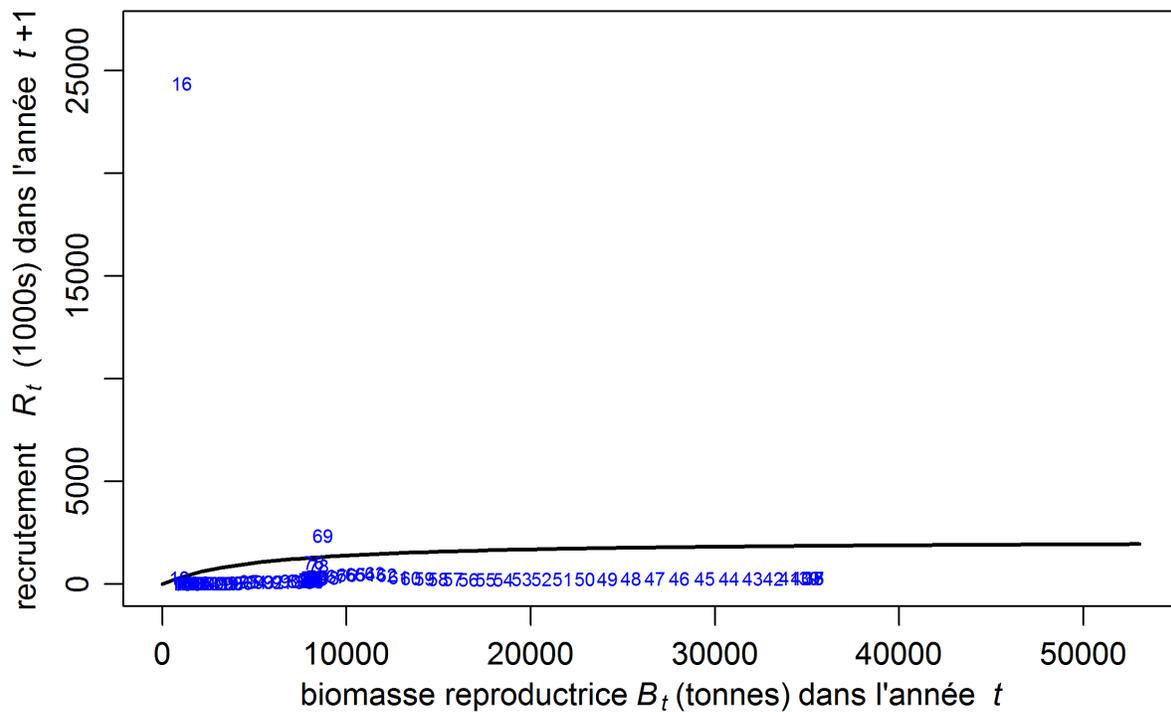


Figure F.21. EC.02.01: graphique du haut – relation stock-recrutement déterministe (courbe noire) et valeurs observées (représentées par année de fraye) déterminées à l'aide de valeurs du mode de la distribution a posteriori; graphique du bas – Recrutement (valeurs du mode de la distribution a posteriori pour les individus d'âge 1 lors de l'année t) au fil du temps, en milliers d'individus d'âge 1, avec une moyenne de 536,72.

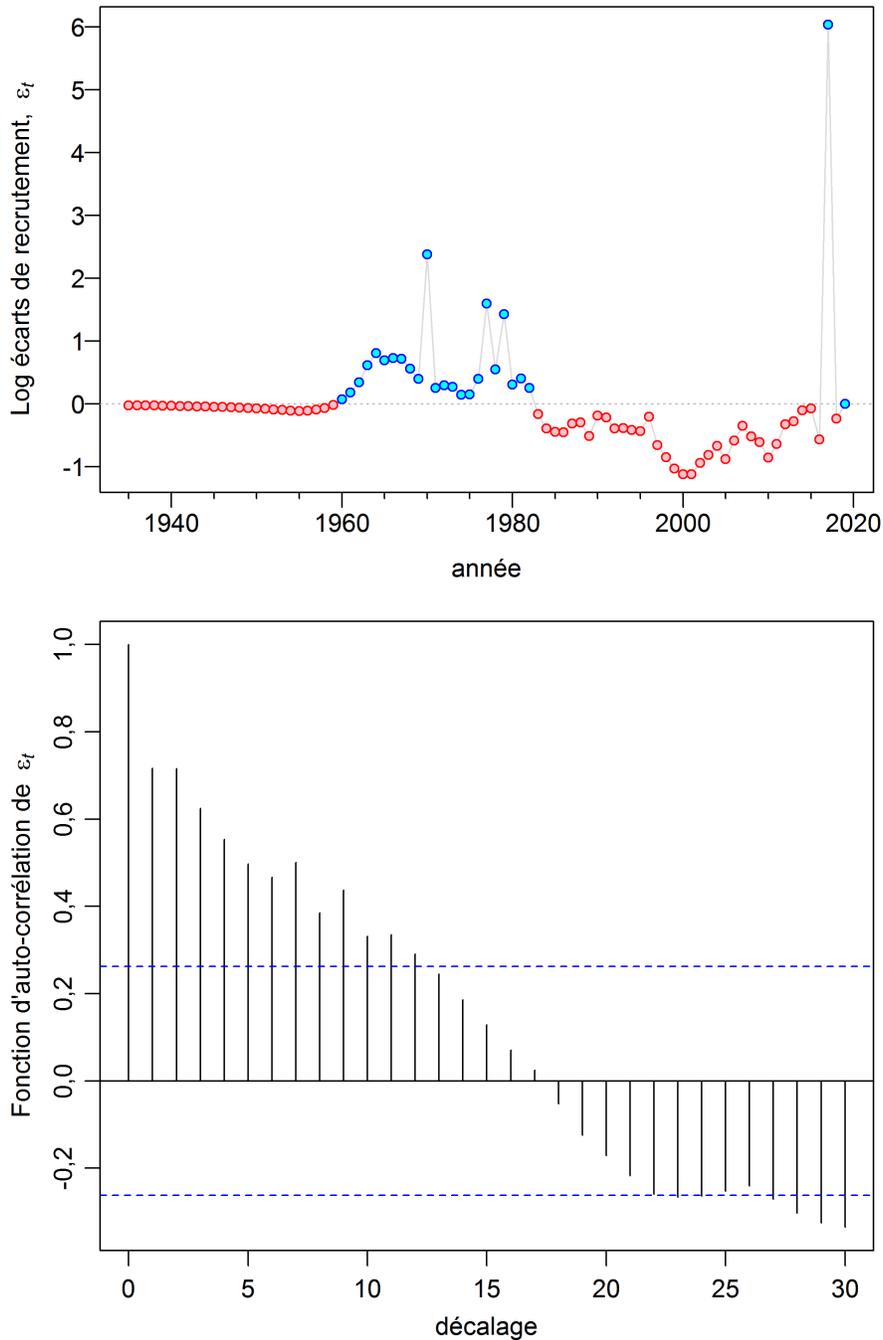


Figure F.22. EC.02.01: graphique du haut – logarithme des écarts du recrutement annuel, ϵ_t , où l'écart multiplicatif corrigé en fonction du biais correspond à $e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2}$ ($\epsilon_t \sim \text{normal}(0, \sigma_R^2)$); graphique du bas – Fonction d'autocorrélation du logarithme des écarts de recrutement, (ϵ_t), pour les années 1958 à 2013. La limite inférieure de cette plage est calculée comme la différence entre la première année où on a recueilli des données sur l'âge (2002) et la classe d'âge maximale ($A = 50$), à laquelle on a additionné l'âge auquel la sélectivité issue de la pêche commerciale pour les femelles était de 0,5 (soit l'âge 6). Si l'année obtenue était antérieure à l'année initiale du modèle (1935), on a utilisé l'année initiale du modèle. La limite supérieure de la plage correspond à la différence entre l'année finale pour laquelle on a calculé les données sur le recrutement (2019) et l'âge auquel la sélectivité issue de la pêche commerciale pour les femelles était de 0,5 (soit l'âge 6).

sélectivité du sébaste bocace

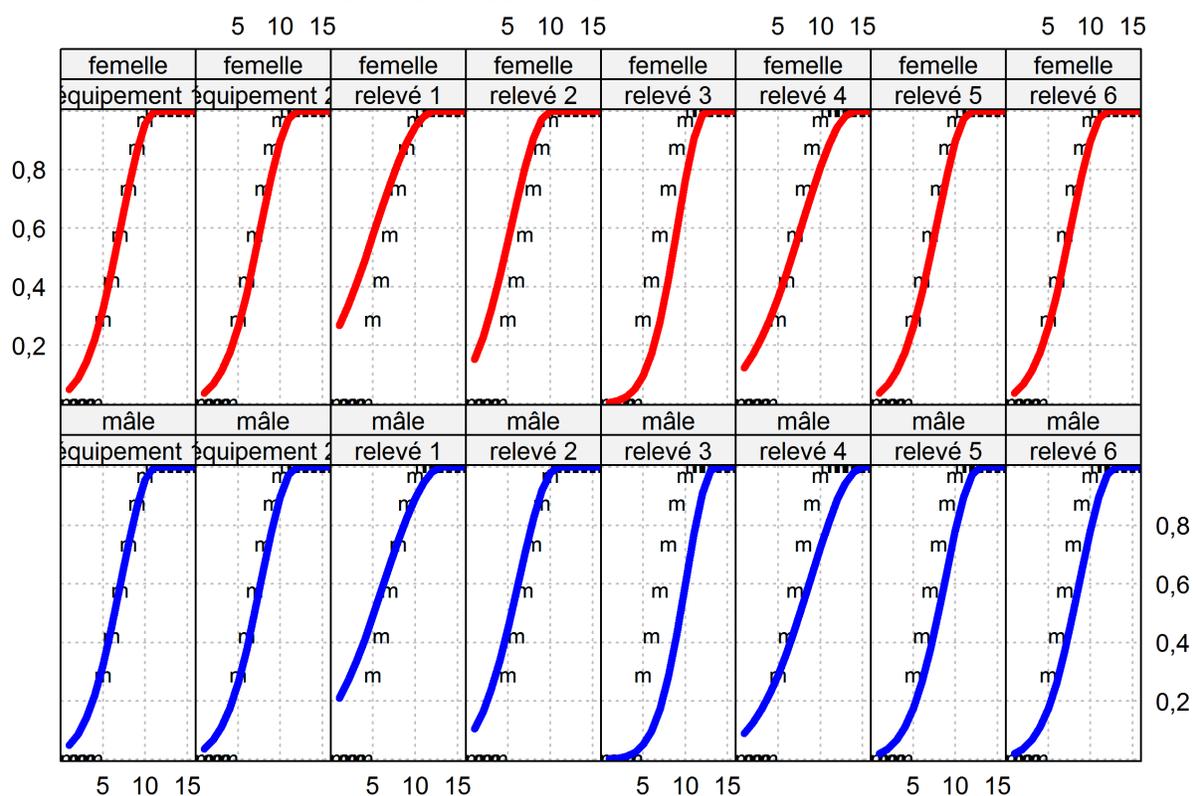


Figure F.23. EC.02.01: sélectivités des prises issues de la pêche commerciale (engin 1 : chalut; engin 2 : autre) et de relevés (toutes les valeurs du mode de la distribution a posteriori); l'ogive de maturité concernant les femelles est représentée par « m ».

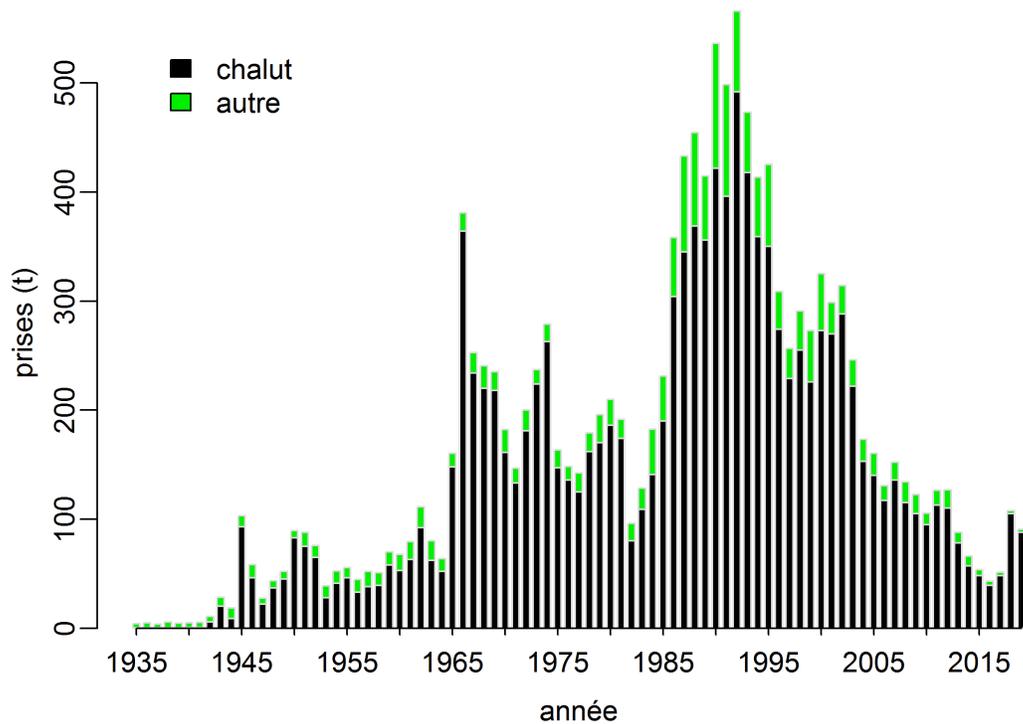
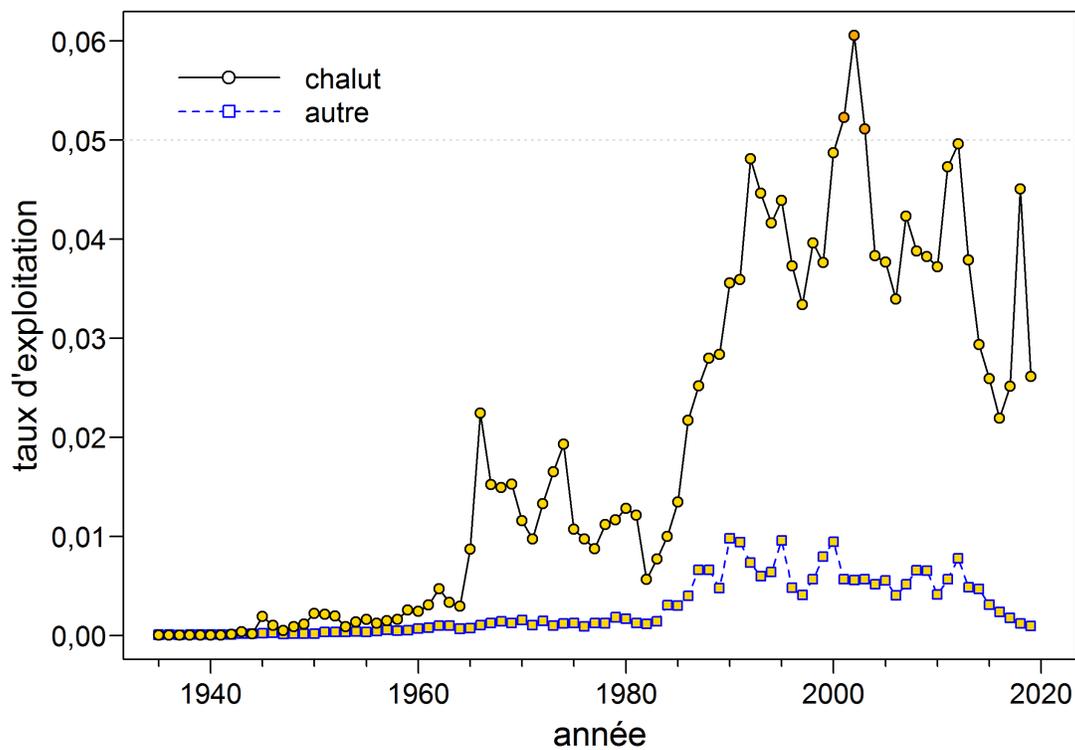


Figure F.24. EC.02.01: graphique du haut – Taux d'exploitation (mode de la distribution a posteriori) au fil du temps; graphique du bas – Prises (t) par type d'engin.

F.2.1.2. Exécution centrale – Méthode de MCMC

Dans le cadre de la méthode MCMC, on a réalisé 6 million d'itérations et on a échantillonné chaque 5 000^e itération; on a donc obtenu 1 200 échantillons MCMC. On a éliminé les 200 premiers échantillons et on a utilisé les 1 000 échantillons restants dans le cadre de l'analyse MCMC.

Les figures relatives à la méthode MCMC montrent ce qui suit :

- Figure F.25 – traces des 1 000 échantillons pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.26 – tracés diagnostiques à chaînes fractionnées pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.27 – tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.28 – comparaison entre les densités marginales *a posteriori* pour les principaux paramètres et leurs fonctions de densité *a priori* respectives.

Les traces de la méthode MCMC ont révélé des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre croissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.25). C'est également le cas pour les analyses diagnostiques dans le cadre desquelles on a divisé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.26) et on a vérifié l'autocorrélation des paramètres à 60 décalages (figure F.27). La plupart des paramètres (p. ex., R_0 , h , μ_7) n'ont pas beaucoup varié, depuis les estimations initiales du mode de la distribution *a posteriori* jusqu'à une valeur médiane différente de ce mode (figure F.28).

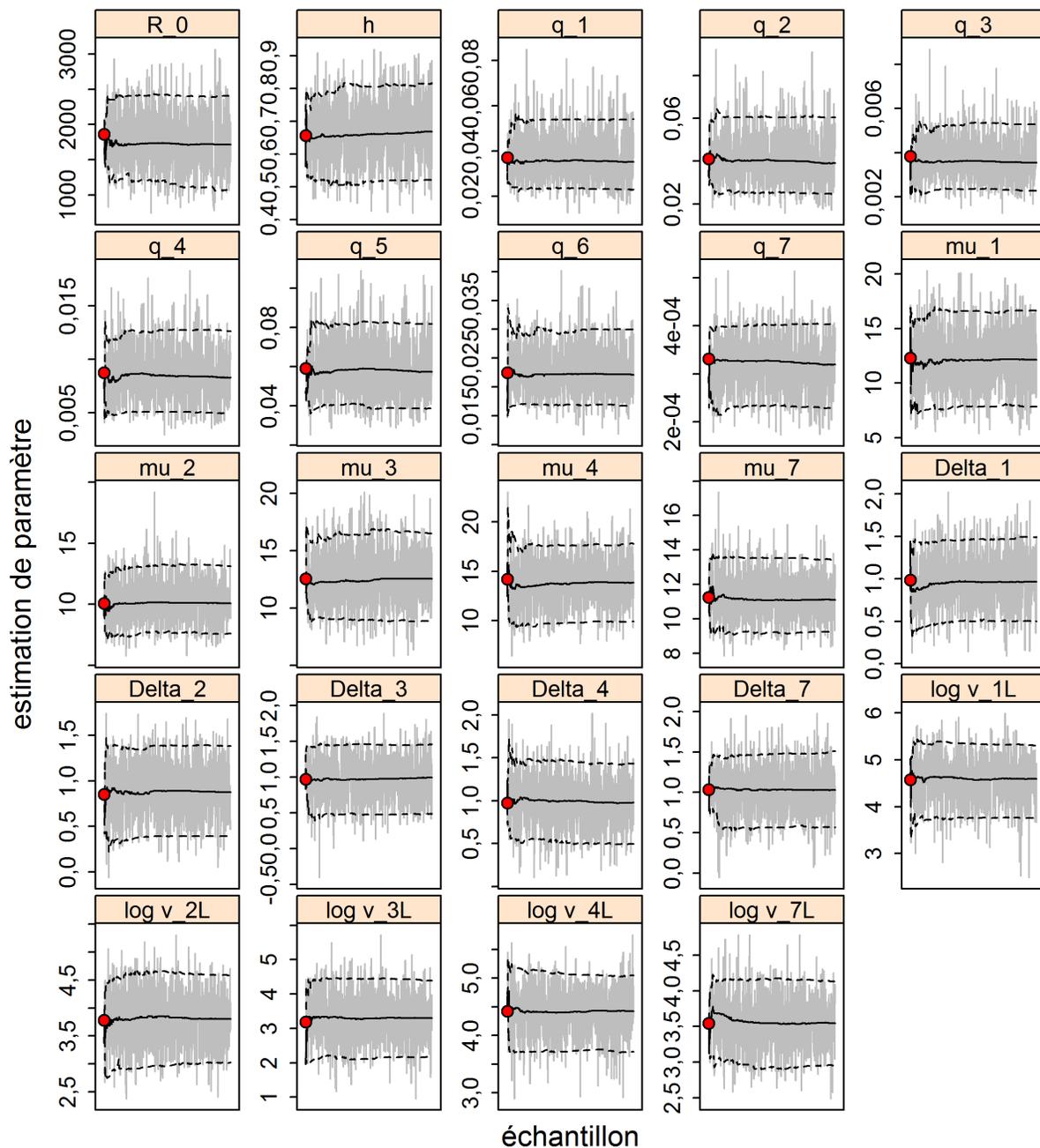


Figure F.25. CR.02.01: traces de la méthode de MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines noires représentent la médiane cumulative (jusqu'à l'échantillon en question) et les lignes tiretées montrent les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du mode de la distribution a posteriori. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices ≤ 6 correspondent à des relevés indépendants de la pêche et les indices ≥ 7 représentent des activités de pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe E.

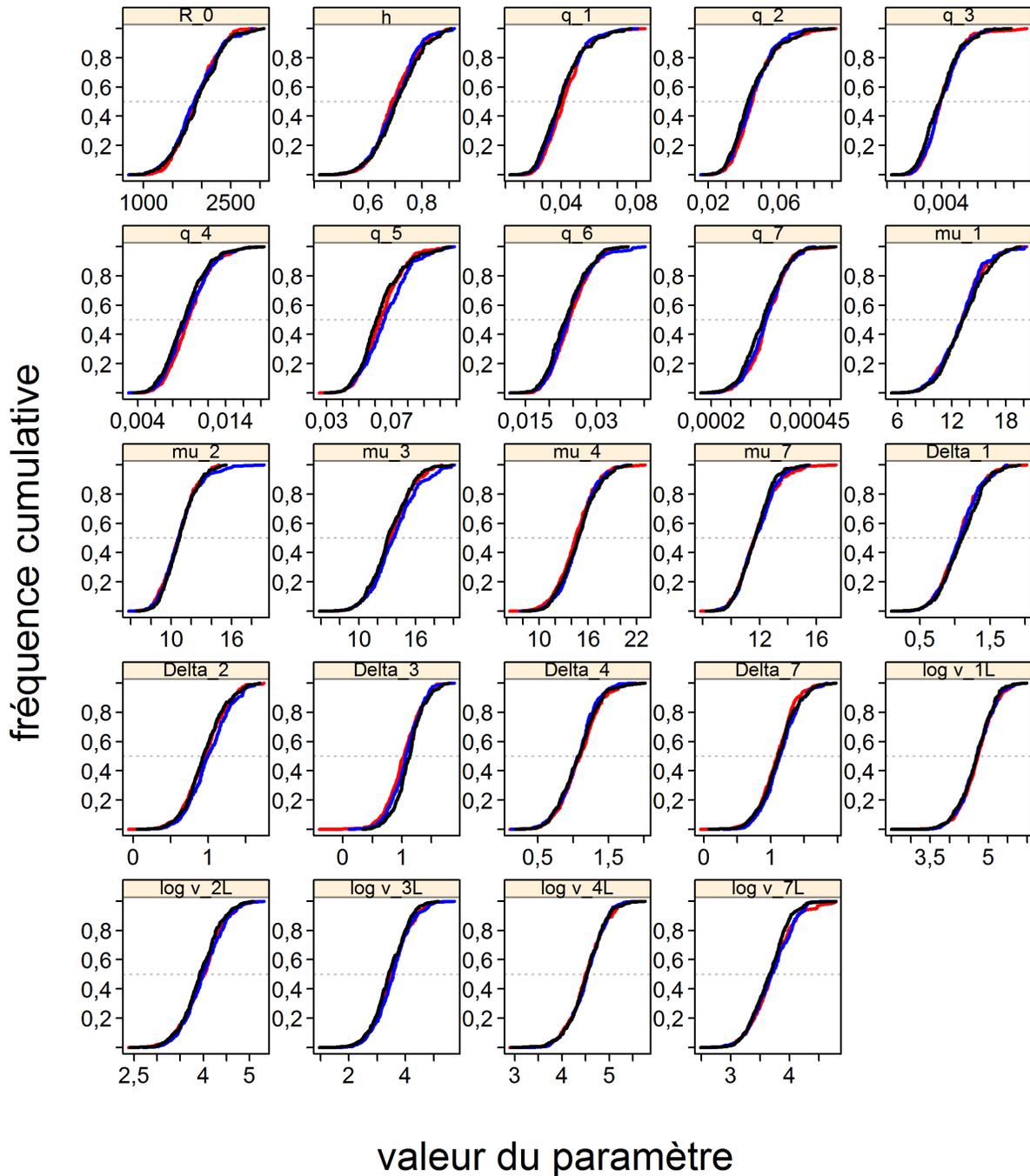


Figure F.26. CR.02.01: graphiques de diagnostics obtenus en divisant la chaîne de MCMC formée de 1 000 MCMC échantillons en trois segments et en superposant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du troisième segment (noir).

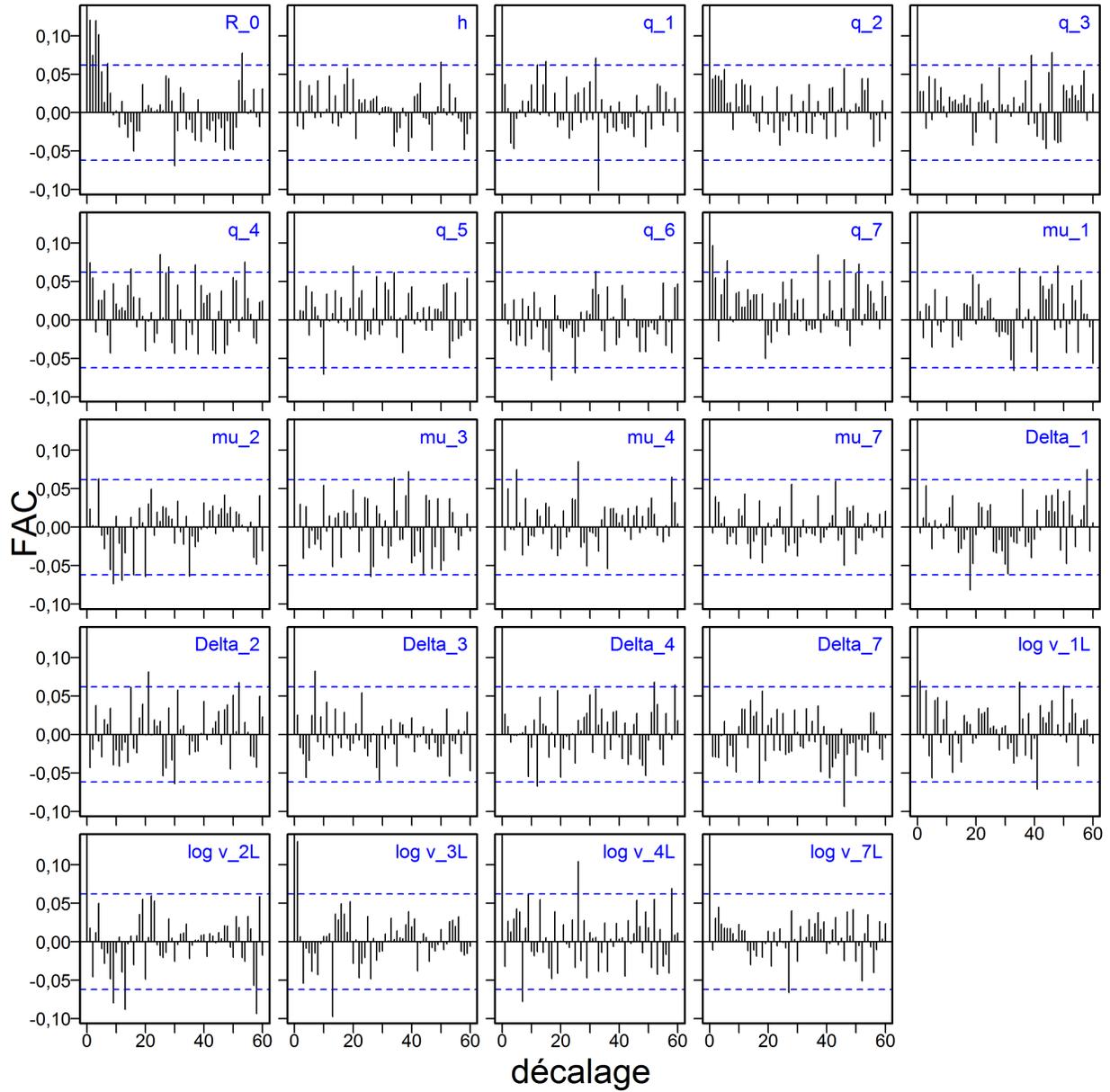


Figure F.27. CR.02.01: graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés provenant des résultats de la méthode de MCMC. Les lignes horizontales, tiretées et bleues délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées associé à chaque paramètre.

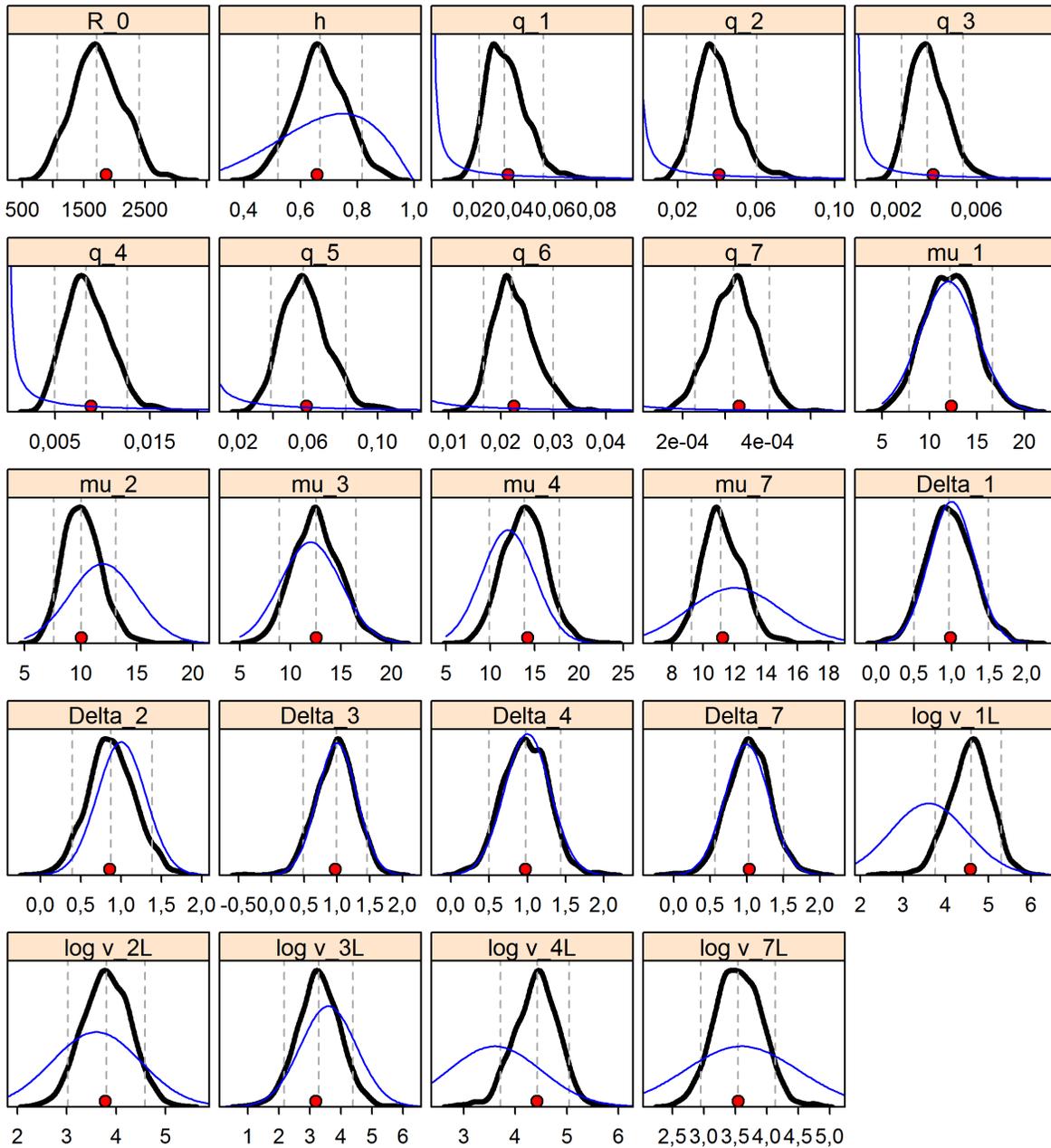


Figure F.28. CR.02.01: densités a posteriori marginales (lignes épaisses noires) et fonctions de densité a priori (lignes minces bleues) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les quantiles 0,05, 0,5 et 0,95, et les cercles rouges représentent les estimations du mode de la distribution a posteriori. Pour R_0 , la distribution a priori est uniforme et sa plage s'étend de 1 à 10 000 000. Les distributions a priori de q_g sont uniformes sur une échelle logarithmique, donc la fonction de densité de la probabilité correspond à $1/(x(b - a))$ sur une échelle linéaire (lorsque a et b représentent les limites sur l'échelle logarithmique).

F.2.1.3. Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite comprend trois exécutions qui permettent d'étudier d'importants axes d'incertitude relatifs à la présente évaluation du stock :

- **B1** (Exe01) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0.07$ et valeur établie de $A = 50$;
- **B2** (Exe02) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0.08$ et valeur établie de $A = 50$;
- **B3** (Exe03) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0.09$ et valeur établie de $A = 50$.

Pour chaque exécution, 1 000 échantillons MCCM ont été générés, puis regroupés pour produire une trajectoire moyenne du stock concernant l'état de la population et l'avis à l'intention des gestionnaires. L'estimation de M n'était pas possible en raison de la nature peu informative des données, les estimations du MDP ne variant pas par rapport aux moyennes *a priori*. Les exécutions de simulation MCCM permettant d'estimer M affichaient un comportement instable sans convergence crédible.

Les estimations médianes des paramètres du scénario de référence composite figurent dans le tableau F.3, et les quantités dérivées à l'équilibre et relatives au RMS figurent dans le tableau F.4. Les différences entre les exécutions du scénario de référence de composantes sont résumées dans les figures suivantes :

- Figure F.29 – traces de la méthode MCCM de R_0 pour les trois exécutions du scénario de référence;
- Figure F.30 – trois segments de chaînes MCCM pour R_0 ;
- Figure F.31 – tracés d'autocorrélation pour les données de sortie de la méthode MCCM concernant R_0 ;
- Figure F.32 – diagrammes des quantiles pour les paramètres estimés provenant des trois exécutions de composantes;
- Figure F.33 – diagrammes des quantiles pour des quantités dérivées sélectionnées provenant des trois exécutions de composantes.

Diverses trajectoires du modèle et l'état final du stock pour le scénario de référence composite sont illustrés dans les figures suivantes :

- Figure F.34 – estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) tirées de valeurs *a posteriori* du modèle regroupées;
- Figure F.35 – estimations de la biomasse vulnérable V_t (en tonnes) tirées d'une combinaison de valeurs *a posteriori* modélisées;
- Figure F.36 – estimations de taux de récolte u_t tirées d'une combinaison de valeurs *a posteriori* modélisées;
- Figure F.37 – estimations des valeurs de recrutement reconstituées (1935 à 2020) et projetées (2021 à 2080) R_t (en milliers d'individus d'âge 1) tirées d'une combinaison de valeurs *a posteriori* modélisées;
- Figure F.38 – diagramme de phase au fil du temps des valeurs médianes de B_t/B_{RMS} et de u_{t-1}/u_{RMS} concernant les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO;
- Figure F.39 – état du stock de SBO au début de 2020.

On croyait que l'incertitude concernant M était la composante la plus importante dans la présente évaluation du stock, surtout lorsqu'il n'était pas possible d'estimer ce paramètre. On a étudié d'autres sources d'incertitude au moyen d'analyses de sensibilité.

Pour chaque exécution de référence, on a généré 1 000 échantillons de MCMC puis on les a regroupés afin de fournir une trajectoire du stock moyenne pour l'état de la population et l'avis à l'intention des gestionnaires. Il n'a pas été possible d'estimer M compte tenu de la nature non informative des données, ce qui a entraîné des difficultés liées à la détermination de la valeur minimale véritable dans les données et aux exécutions de MCMC visant à estimer M qui affichaient un comportement instable et ne convergeaient pas.

L'exécution trois susmentionnée a convergé sans problème important concernant les diagnostics de la méthode de MCMC (résultats des diagnostics semblables à ceux de l'exécution centrale). Les figures F.29 à F.31 montrent les diagnostics relatifs au paramètre R_0 pour chacune des trois exécutions de référence et la figure F.32 montre la distribution de tous les paramètres estimés. Dans la plupart des cas, les exécutions de référence étaient associées à des estimations de paramètres avec des distributions très semblables. Les paramètres R_0 , h et q ont variés en fonction de M ; R_0 augmentait et les estimations de h et q diminuaient lorsque M augmentait. Les tendances concernant la sélectivité des trois estimations de M différaient peu (figure F.32).

On a utilisé le scénario de référence composite, formé des trois exécutions de MCMC regroupées, pour calculer une série d'estimations de paramètres (tableau F.3) ainsi que les valeurs à l'équilibre et celles associées au RMD (tableau F.4). Si l'on présume une limite de prises constante de 200 t/année (ou une limite de taux de récolte de $u = 0,04$), la trajectoire de la population du scénario de référence composite de 1935 à 2020 et la biomasse projetée jusqu'à 2080 (figure F.34) indique que la biomasse du stock médiane se rétablira à une valeur supérieure au PRS en moins de cinq ans.

Un diagramme de phase de l'évolution au fil du temps de la biomasse féconde et du taux de récolte pour les deux pêches modélisées selon les valeurs fondées sur le RMD (figure F.38) indique que le stock est surpêché depuis les années 1990; à l'heure actuelle, $B_{2020}/B_{RMS} = 0,096$ (0,042, 0,234), $u_{2019(\text{chalut})}/u_{RMS} = 0,291$ (0,116, 0,664) et $u_{2019(\text{autre})}/u_{RMS} = 0,011$ (0,004, 0,026).

Tableau F.3. Quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 pour les paramètres du modèle regroupés (définis dans l'Annexe E) d'après de l'estimation MCCM obtenue à partir de trois exécutions du scénario de référence du modèle.

	5%	50%	95%
R_0	703	1 713	4 633
h	0,503	0,671	0,846
q_1	0,0190	0,0355	0,0578
q_2	0,0211	0,0394	0,0647
q_3	0,00195	0,00356	0,00566
q_4	0,00438	0,00826	0,0136
q_5	0,0340	0,0573	0,0910
q_6	0,0130	0,0221	0,0342
q_7	0,000196	0,000321	0,000445
μ_1	7,83	12,0	16,7
μ_2	7,60	10,0	13,1
μ_3	8,74	12,5	16,3
μ_4	9,69	13,8	17,9
μ_7	9,24	11,1	13,4
Δ_1	0,499	0,983	1,46
Δ_2	0,393	0,863	1,35
Δ_3	0,473	0,976	1,46
Δ_4	0,509	0,979	1,45
Δ_7	0,576	1,04	1,51
$\log v_{1L}$	3,72	4,59	5,35
$\log v_{2L}$	3,01	3,80	4,58
$\log v_{3L}$	2,18	3,30	4,49
$\log v_{4L}$	3,67	4,41	5,07
$\log v_{7L}$	2,97	3,55	4,14

Tableau F.4. Quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 pour les quantités dérivées des simulations MCCM issues de 3 000 échantillons regroupés provenant de trois distributions MCCM a posteriori. Voici les définitions des valeurs présentées : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures); V_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles); B_{2020} – biomasse féconde au début de 2020; V_{2020} – biomasse vulnérable au milieu de 2020; u_{2019} – taux de récolte (ratio entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2019; u_{\max} – taux de récolte maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux de récolte maximal de 1935 à 2019); B_{RMS} – biomasse féconde à l'équilibre et au rendement maximal soutenu (RMS); u_{RMS} – taux de récolte à l'équilibre et au RMS; V_{RMS} – biomasse vulnérable à l'équilibre et au RMS. Toutes les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont en tonnes. À titre informatif, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (de 2015 à 2019) était de 69 t.

	5%	50%	95%
B_0	16 460	32 289	71 710
V_0 (chalut)	27 930	55 089	123 319
V_0 (autre)	27 286	53 564	119 116
B_{2020}	552	899	1 655
V_{2020} (chalut)	3 046	5 703	12 273
V_{2020} (autre)	2 582	4 709	9 812
B_{2020}/B_0	0,0132	0,0278	0,0578
V_{2020}/V_0 (chalut)	0,0496	0,104	0,213
V_{2020}/V_0 (autre)	0,0426	0,0875	0,175
u_{2019} (chalut)	0,0121	0,0250	0,0441
u_{2019} (autre)	0,000467	0,000930	0,00161
u_{\max} (chalut)	0,0369	0,0588	0,0792
u_{\max} (autre)	0,00654	0,00968	0,0124
RMS	703	1 461	3 623
B_{RMS}	4 134	9 462	22 469
$0.4B_{2020}$	1 653	3 785	8 988
$0.8B_{2020}$	3 307	7 570	17 976
B_{2020}/B_{RMS}	0,0417	0,0963	0,234
B_{RMS}/B_0	0,225	0,291	0,353
V_{RMS}	7 858	17 554	41 876
V_{RMS}/V_0 (chalut)	0,252	0,319	0,378
V_{RMS}/V_0 (autre)	0,253	0,328	0,396
u_{RMS}	0,0540	0,0850	0,133
u_{2019}/u_{RMS} (chalut)	0,116	0,291	0,664
u_{2019}/u_{RMS} (autre)	0,00421	0,0109	0,0258

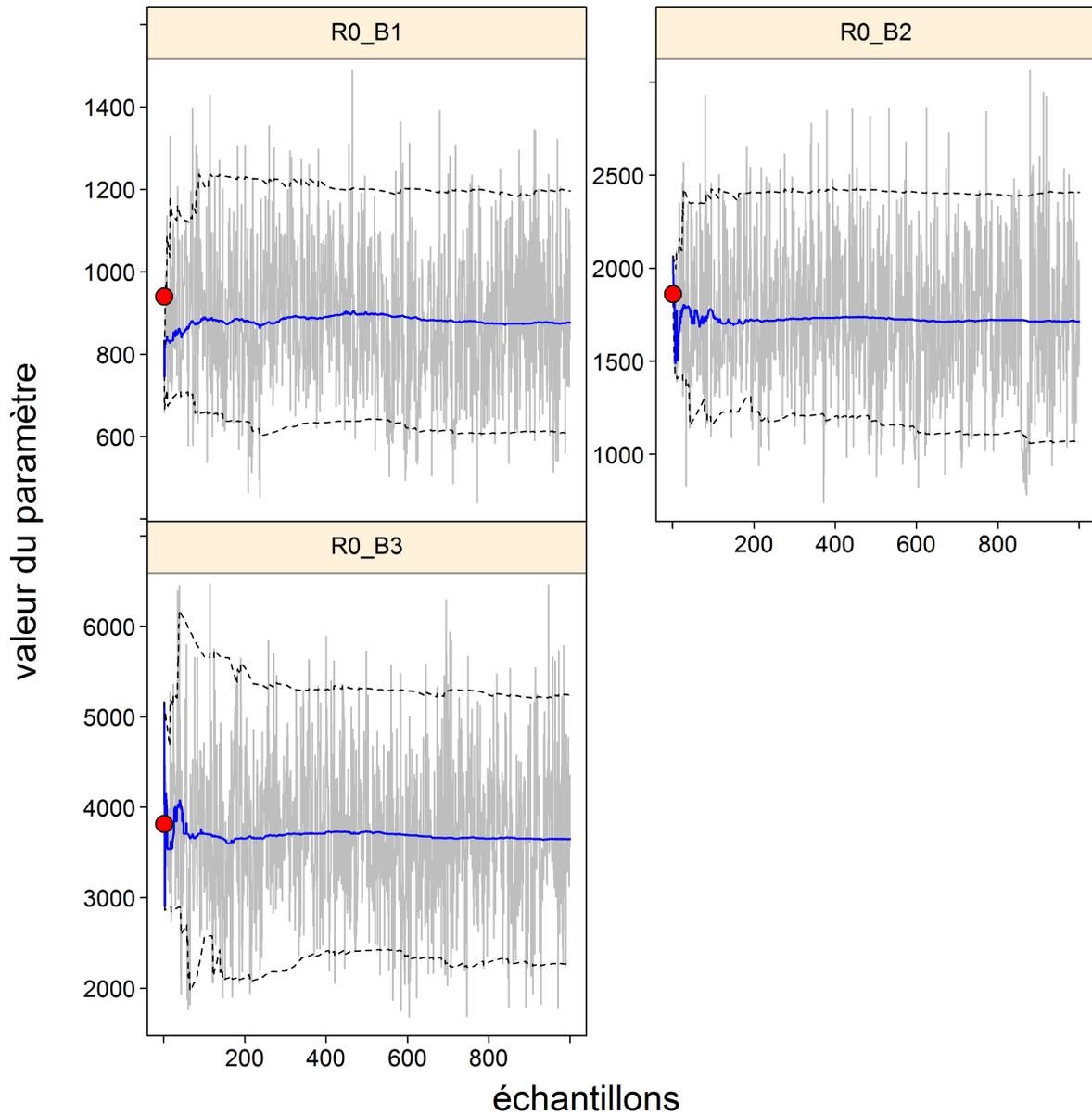


Figure F.29. Scénario de référence composite : traces de la méthode MCMC relatives à R_0 pour les trois exécutions du scénario de référence. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour le paramètre R_0 , les lignes pleines bleues montrent la médiane cumulative (jusqu'à l'échantillon en question) et les lignes pointillées montrent les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du MDP.

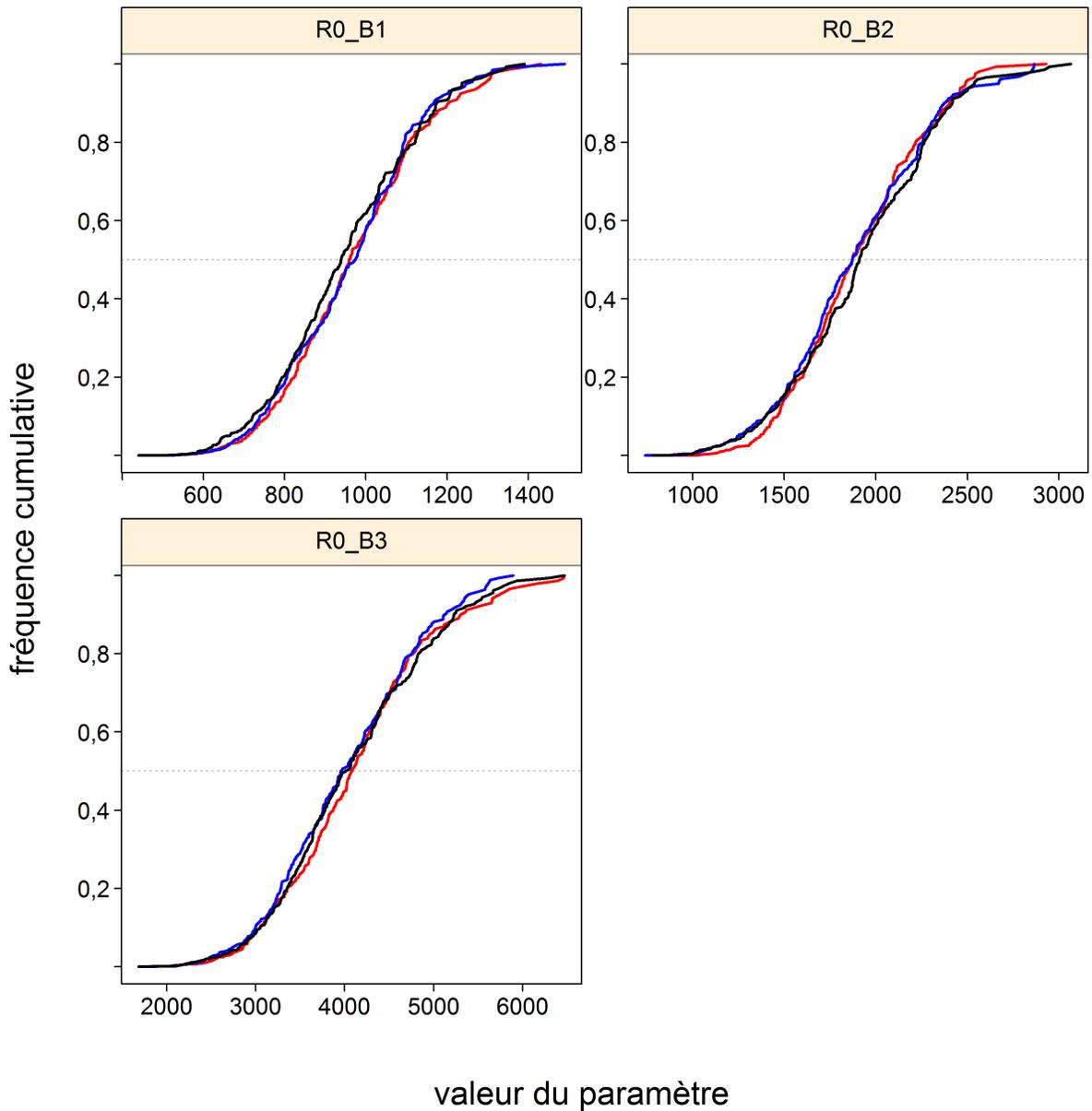


Figure F.30. Scénario de référence composite : tracés diagnostiques obtenus en divisant les chaînes MCCM de R_0 formées de 1 000 échantillons divisés en trois segments, et en surreprésentant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du troisième segment (noir).

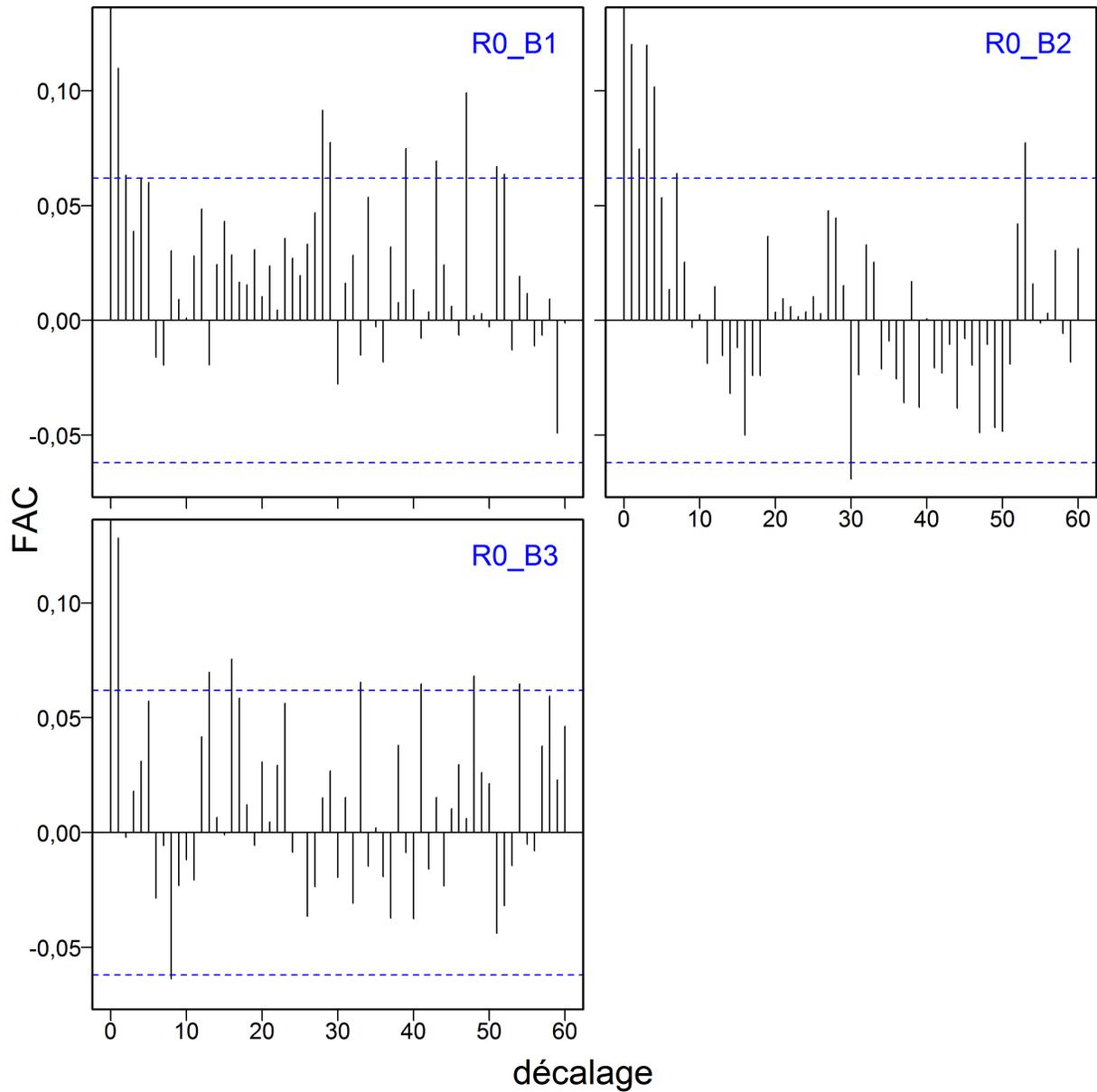


Figure F.31. Scénario de référence composite : tracés d'autocorrélation pour le scénario de référence du paramètre R_0 , tirés des données de sorties de la méthode MCCM. Les lignes pointillées bleues délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour la série de corrélations avec décalage de chaque paramètre.

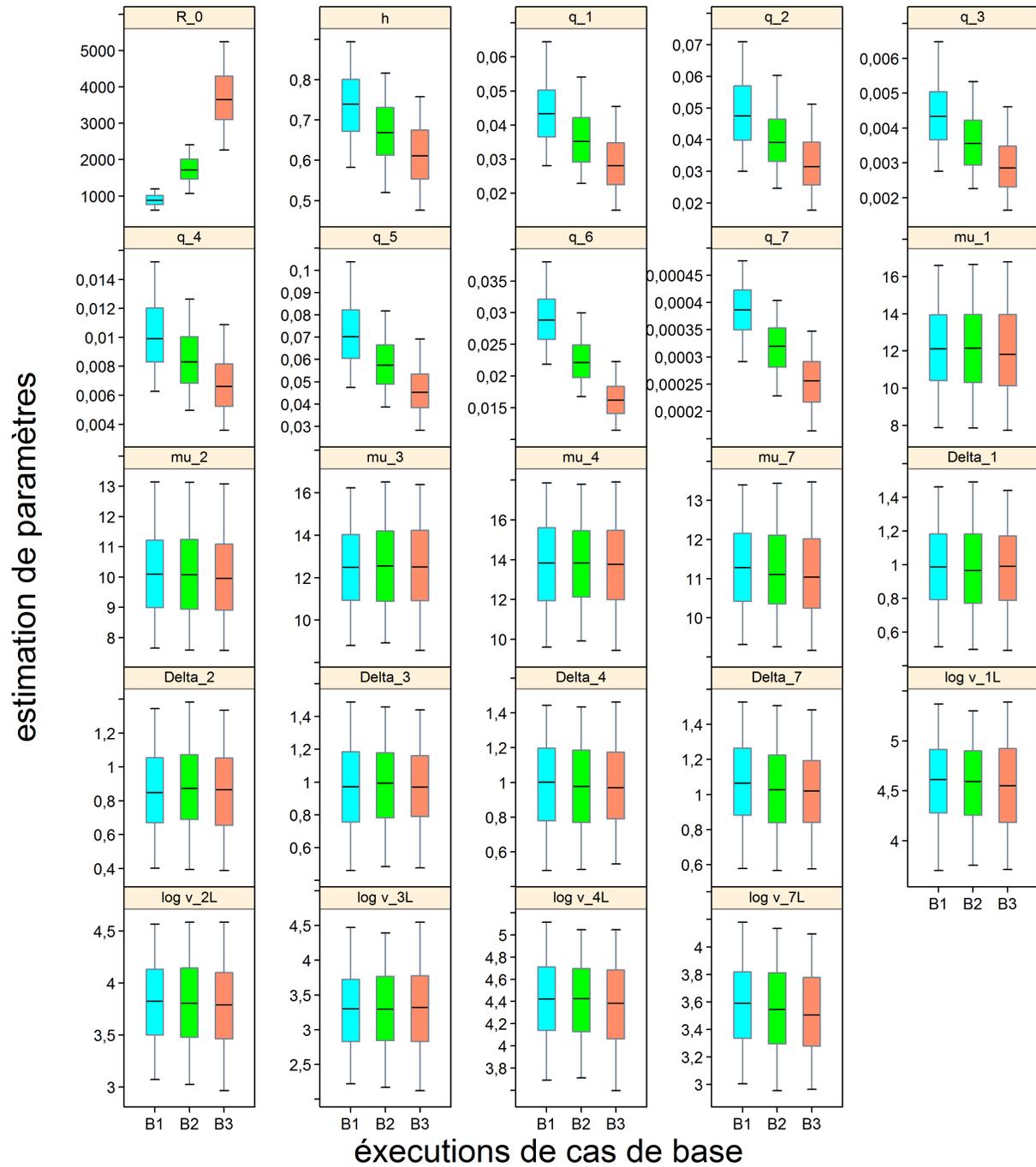


Figure F.32. Scénario de référence composite : diagrammes de quantiles sur les estimations des paramètres issus de trois exécutions du scénario de référence; les boîtes bleues indiquent que $M=0,07$, les boîtes vertes indiquent que $M=0,08$ et les boîtes rouges indiquent que $M=0,09$. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont incluses.

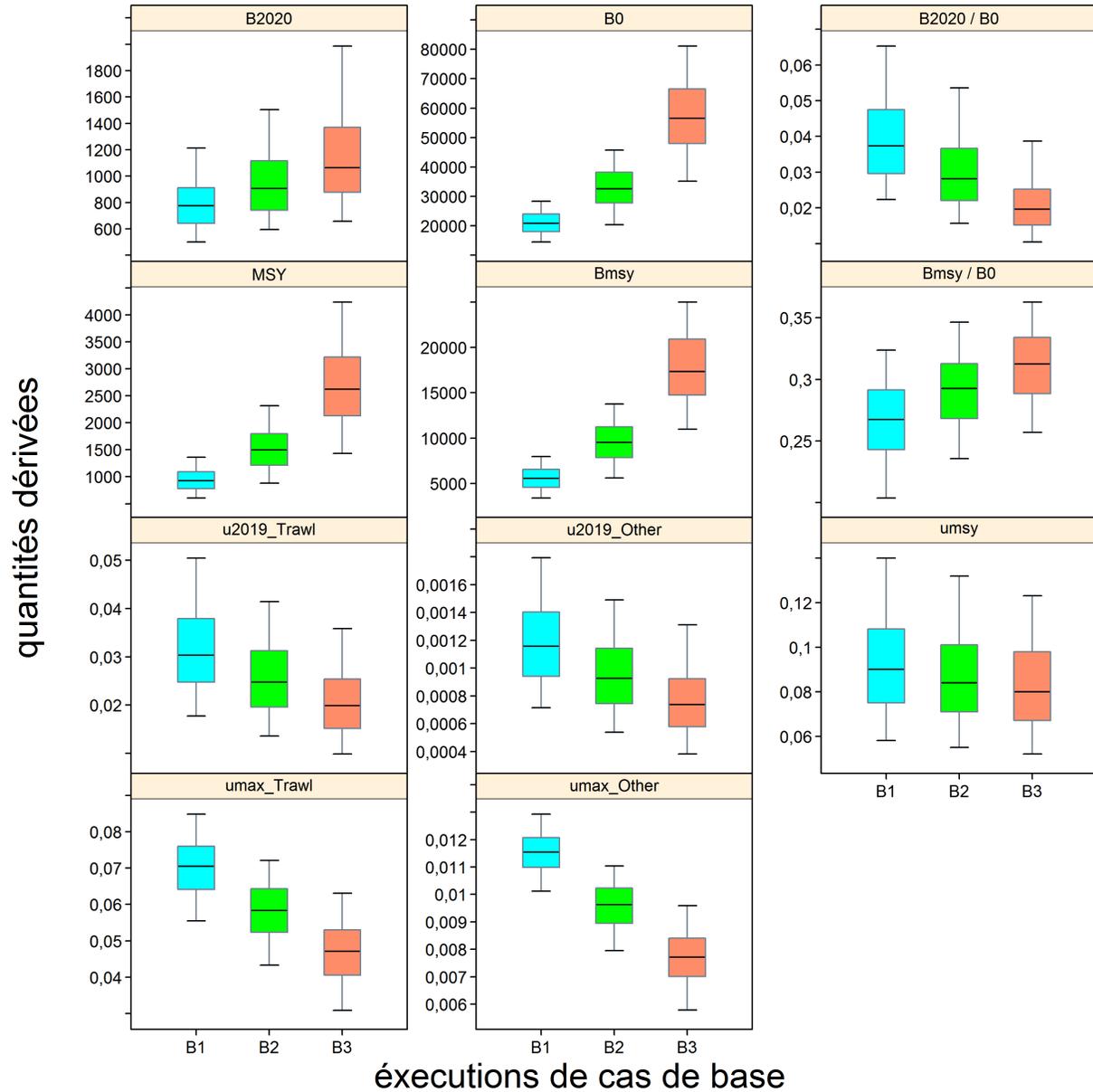


Figure F.33. Scénario de référence composite : diagrammes de quantiles de quantités dérivées sélectionnées (B_{2020} , B_0 , B_{2020}/B_0 , RMS , B_{RMS} , B_{RMS}/B_0 , u_{2019} , u_{RMS} et u_{max}) issues de trois exécutions de composantes du scénario de référence; les boîtes bleues indiquent que $M=0,07$, les boîtes vertes indiquent que $M=0,08$ et les boîtes rouges indiquent que $M=0,09$. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

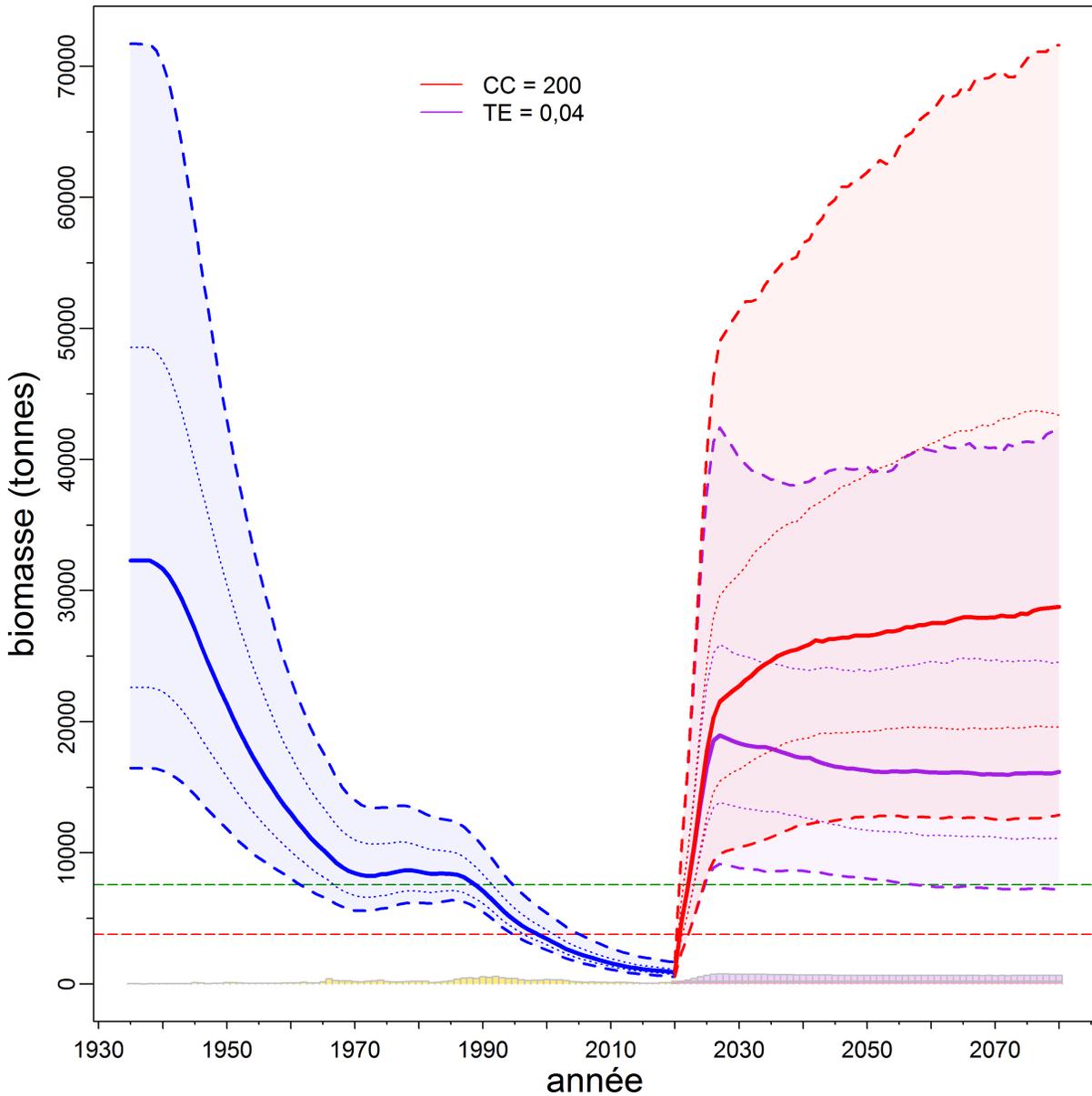


Figure F.34. Scénario de référence composite : estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) obtenues à partir de valeurs a posteriori du modèle regroupées. La couleur bleue représente les estimations de la biomasse relatives aux années $t=1940:2020$ et la couleur rouge, les valeurs projetées pour les années $t=2020:2030$. La biomasse médiane est représentée par une ligne pleine entourée de son intervalle de crédibilité à 90% (quantiles : 0,05-0,95), soit la zone ombragée qui est délimitée par des lignes tiretées. L'intervalle de crédibilité à 50% est délimité par des lignes pointillées (quantiles : 0,25-0,75). Les lignes horizontales tiretées montrent la médiane du PRL et du PRS. Les prises et les limites de prises présumées sont représentées par les bandes le long de l'axe inférieur.

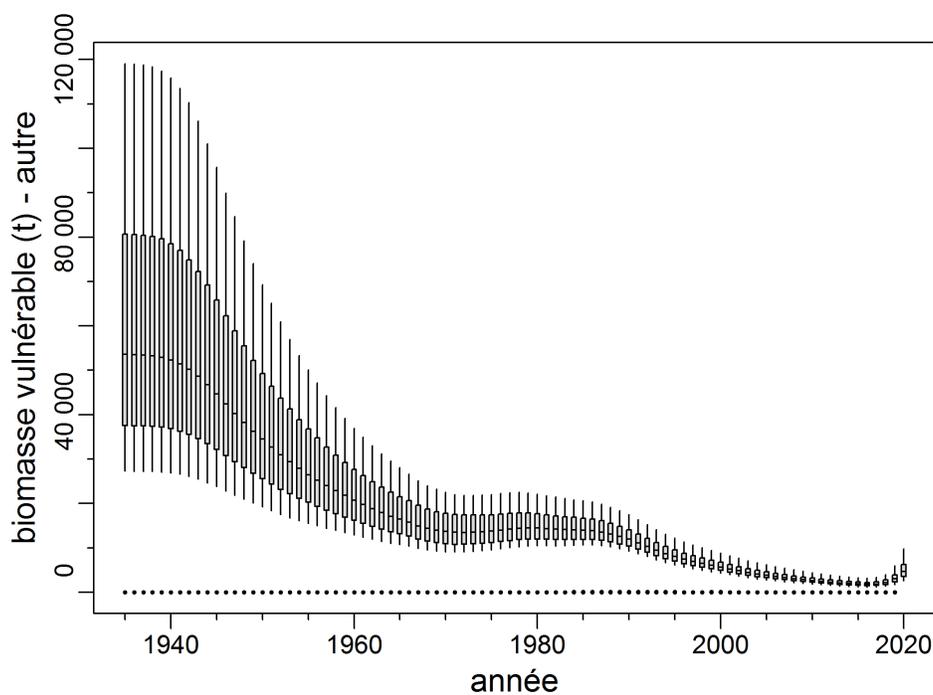
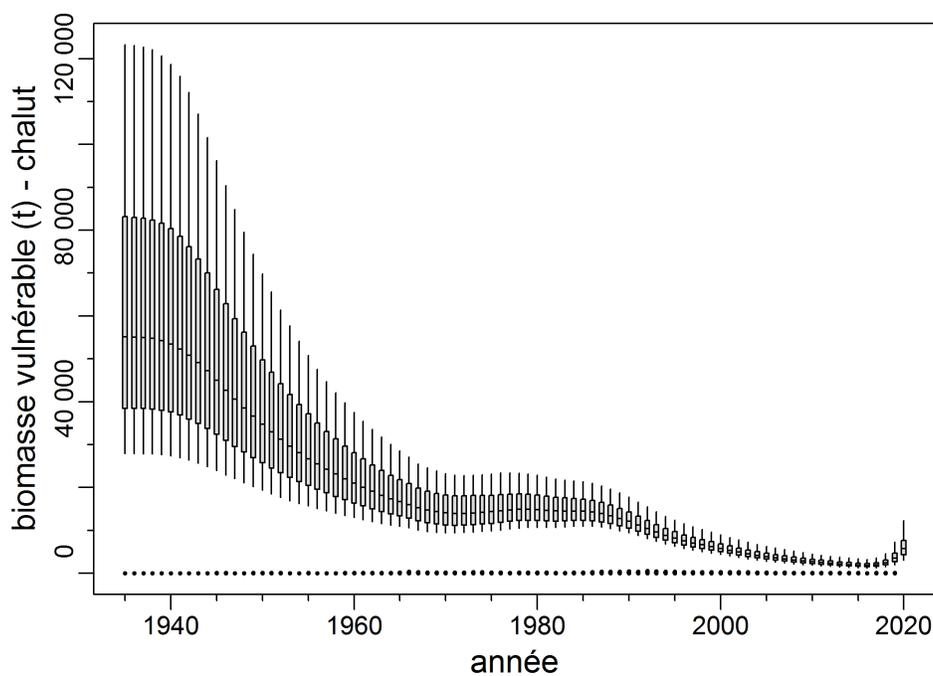


Figure F.35. Scénario de référence composite : trajectoire de la biomasse vulnérable estimée (diagrammes de quartiles) et prises commerciales historiques (bandes verticales), en tonnes. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 provenant des résultats de la méthode MCMC.

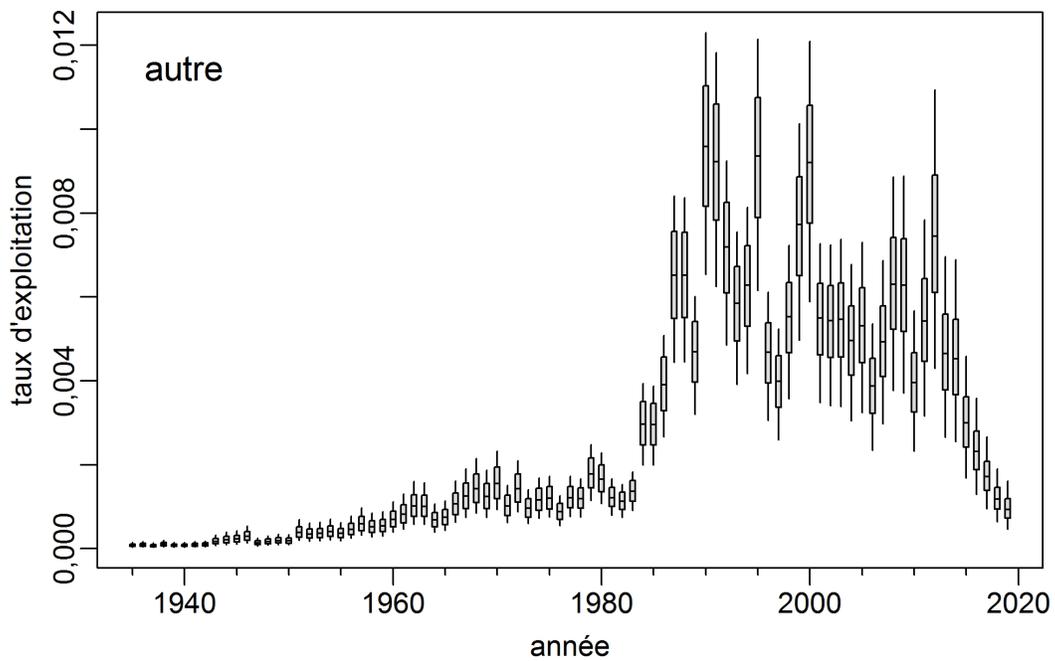
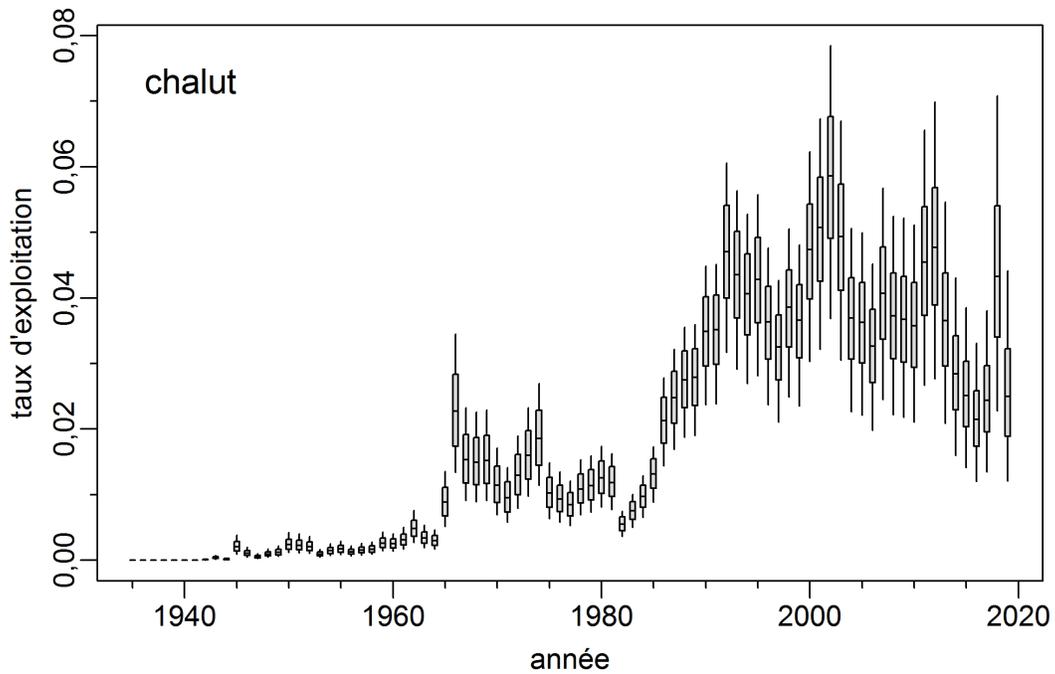


Figure F.36. Scénario de référence composite : distribution a posteriori marginale de la trajectoire du taux de récolte pour deux pêches étudiées. Les boîtes présentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 provenant des résultats de la méthode de MCMC.

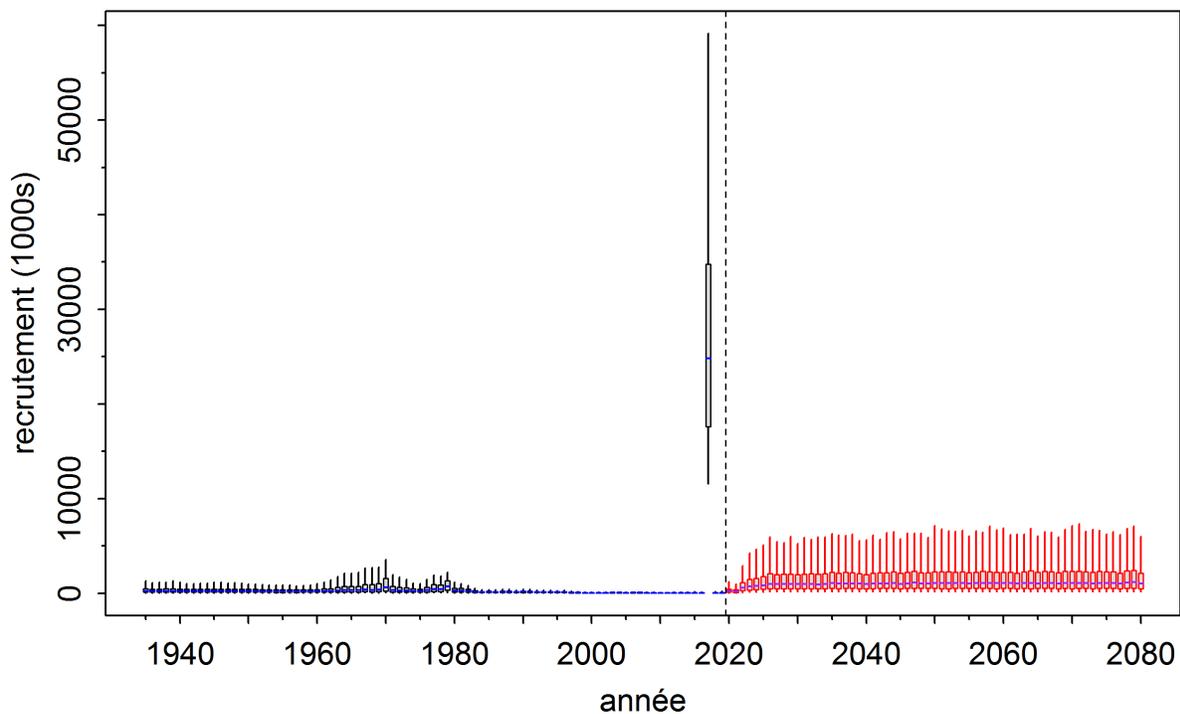


Figure F.37. Scénario de référence composite : distribution a posteriori marginale de la trajectoire du recrutement (données reconstituées : 1935 à 2020; données projetées : 2021 à 2080) en milliers d'individus d'âge 1.

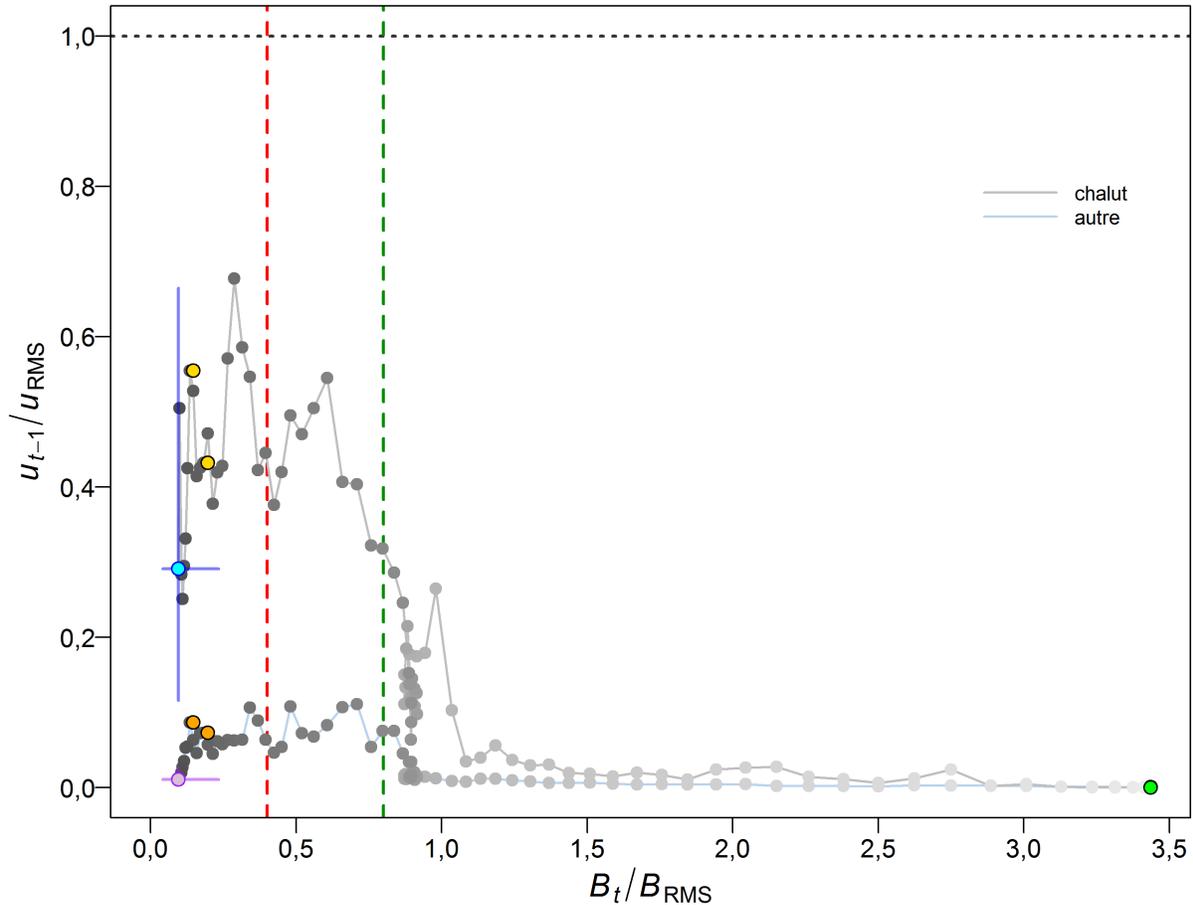


Figure F.38. Composite base: diagramme de phase selon le temps des valeurs médianes des ratios B_t/B_{RMS} (biomasse féconde pendant l'année t par rapport à B_{RMS}) et u_{t-1}/u_{RMS} (taux de récolte pendant l'année $t - 1$ par rapport à u_{RMS}) pour deux pêcheries (chalut/autre). Le point vert plein représente la première année de la série (1936). Les années subséquentes sont représentées le long des lignes bleu pâle et grise par des points qui passent graduellement de gris pâle à gris foncé. La dernière année (2020) est représentée par un point cyan ou mauve; les lignes bleues ou mauves connexes représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori de la dernière année. Les années précédentes ayant fait l'objet d'une évaluation (2008 et 2012) sont représentées par des cercles jaune ou orange. Les lignes verticales tiretées, qui sont de couleur rouge et verte, représentent les points de référence provisoires selon l'approche de précaution du MPO (0,4, 0,8 B_{RMS}), et la ligne horizontale pointillée, qui est de couleur grise, représente la valeur de u au RMS.

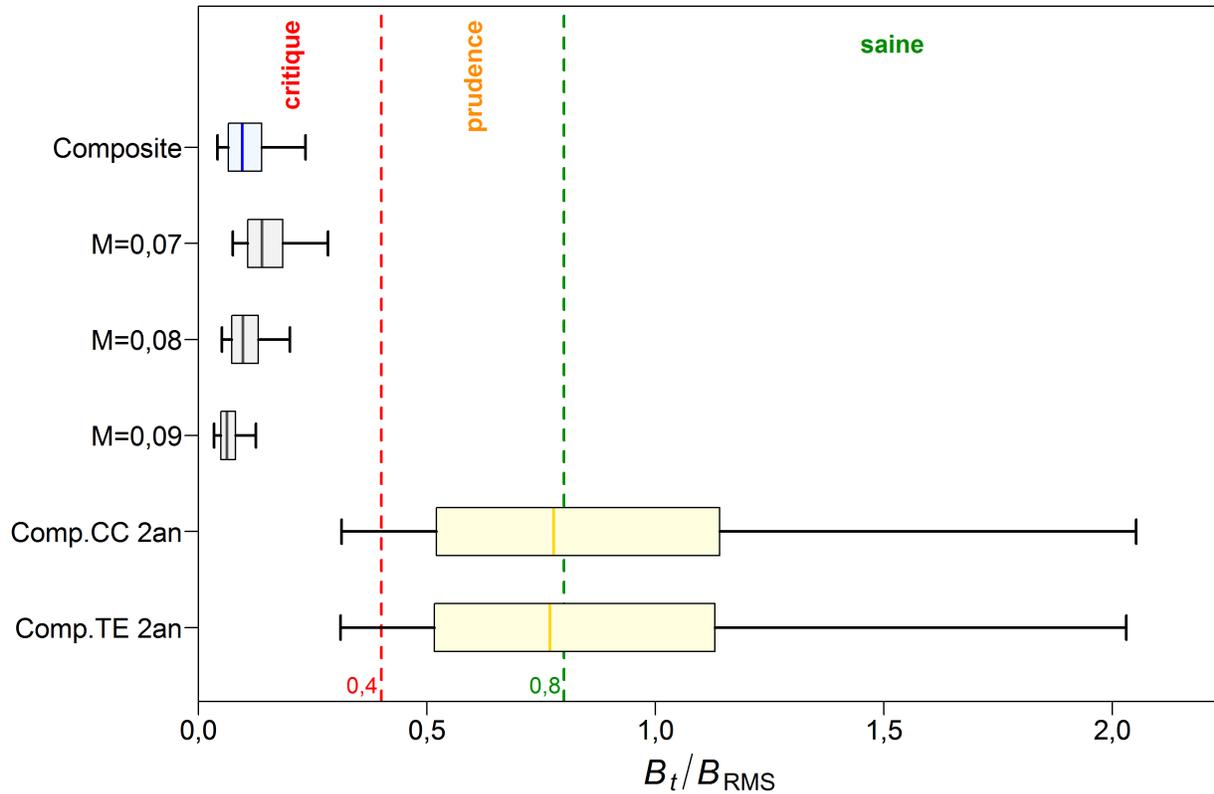


Figure F.39. Scénario de référence composite : état du stock de veuve (Colombie-Britannique) au début de l'année 2020 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit $0,4B_{RMS}$ et $0,8B_{RMS}$, pour le scénario de référence composite comportant trois exécutions du modèle. Le diagramme de quartiles du haut représente la distribution du scénario de référence composite; les autres diagrammes représentent la distribution des trois exécutions qui composent ce scénario. On présente aussi les états du stock projetés selon le scénario de référence composite au début de 2022, après que les activités de pêche seront menées selon une limite de prises constantes d'environ 200 t/année ou une limite de taux de récolte constants de 0,04/année. On présume que l'année 2022 sera la deuxième année pendant laquelle la cohorte de 2016 contribuera à la population de géniteurs. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la distribution a posteriori générée par la méthode de MCCM.

F.2.1.4. Les tableaux de décision

F.2.1.4.1. GMU – Lignes directrices pour l'établissement de TAC

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite fournissent des avis à l'intention des gestionnaires sous forme de probabilités que la biomasse actuelle et la biomasse projetée B_t ($t = 2020, \dots, 2030$) dépassent les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux de récolte projeté u_t devienne inférieur aux points de référence connexes) selon des limites de prises et de taux de récolte constants. Plus précisément :

- tableaux F.5 & F.6 – Probabilité que B_t dépasse le PRL, soit $P(B_t > 0,4B_{RMS})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.7 & F.8 – Probabilité que B_t dépasse le PRS, soit $P(B_t > 0,8B_{RMS})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.9 & F.10 – Probabilité que B_t dépasse la biomasse au RMD, soit $P(B_t > B_{RMS})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.11 & F.12 – Probabilité que u_t devienne inférieur au taux de récolte au RMD, soit $P(u_t < u_{RMS})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.13 & F.14 – Probabilité que B_t dépasse la biomasse de l'année actuelle, soit $P(B_t > B_{2020})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.15 & F.16 – Probabilité que u_t devienne inférieur au taux de récolte de l'année actuelle, soit $P(u_t < u_{2019})$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.17 & F.18 – Probabilité que B_t dépasse une limite non critique qui n'a pas été établie par le MPO, soit $P(B_t > 0,2B_0)$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants;
- tableaux F.19 & F.20 – Probabilité que B_t dépasse une biomasse cible non établie par le MPO, soit $P(B_t > 0,4B_0)$, selon des limites de prises et de taux de récolte constants.

Les points de référence fondés sur le RMD estimés au moyen d'un modèle d'évaluation du stock peuvent être très sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle et les dynamiques de recrutement du stock (Forrest et coll. 2018). Ainsi, d'autres pays utilisent des points de référence qui sont exprimés en fonction de B_0 plutôt que de B_{RMS} (p. ex., N.Z. Min. Fish. 2011), car B_{RMS} est fréquemment mal estimé puisqu'il dépend de paramètres estimés et d'activités de pêche constantes (mais certains de ces problèmes s'appliquent aussi à B_0). Par conséquent, les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également présentés ci-dessous. Il s'agit des valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande respectivement comme une « limite non critique » en deçà de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et comme une biomasse « cible » pour les stocks peu productifs, c'est-à-dire une moyenne près de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La limite non critique correspond au point de référence supérieur (PRS, $0,8B_{RMS}$) établi dans la version provisoire du Cadre pour la pêche durable du MPO; aucune biomasse cible n'est précisée dans ce cadre. En outre, on a présenté les résultats en comparant la biomasse projetée à B_{RMS} et à la biomasse féconde actuelle, soit B_{2020} , et en comparant le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel, soit u_{2019} .

Tableau F.5. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence limite (PRL), soit $0,4B_{RMS}$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de prises constantes (en tonnes). Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_{RMS})$, c'est-à-dire la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année t dépasse le PRL. Les probabilités représentent la proportion (jusqu'à deux décimales) des 3 000 échantillons de MCMC pour lesquels $B_t > 0,4B_{RMS}$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
50	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	<0,01	0,65	0,87	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
250	<0,01	0,65	0,87	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
300	<0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	<0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	<0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	<0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	<0,01	0,64	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
550	<0,01	0,64	0,85	0,96	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
600	<0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99

Tableau F.6. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence limite (PRL), soit $0,4B_{RMS}$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_{RMS})$, c'est-à-dire la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année t dépasse le PRL. Les probabilités représentent la proportion (jusqu'à deux décimales) des 3 000 échantillons de MCMC pour lesquels $B_t > 0,4B_{RMS}$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,01	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	<0,01	0,66	0,88	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,03	<0,01	0,66	0,87	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	<0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	<0,01	0,65	0,87	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,06	<0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
0,07	<0,01	0,65	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
0,08	<0,01	0,64	0,86	0,96	0,98	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
0,09	<0,01	0,64	0,85	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
0,10	<0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
0,11	<0,01	0,64	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97
0,12	<0,01	0,63	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96

Tableau F.7. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence supérieur (PRS), soit $0,8B_{RMS}$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de prises constantes (en tonnes). Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,21	0,50	0,73	0,87	0,94	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
50	0	0,20	0,49	0,73	0,87	0,93	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97
100	0	0,20	0,49	0,73	0,86	0,93	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97
150	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,93	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
200	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,97
250	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96
300	0	0,20	0,48	0,71	0,85	0,92	0,94	0,95	0,96	0,96	0,96
350	0	0,20	0,47	0,71	0,84	0,91	0,94	0,95	0,95	0,96	0,96
400	0	0,19	0,47	0,70	0,84	0,91	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95
450	0	0,19	0,46	0,70	0,83	0,90	0,93	0,94	0,94	0,95	0,95
500	0	0,19	0,46	0,70	0,83	0,90	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94
550	0	0,19	0,46	0,69	0,82	0,89	0,93	0,93	0,93	0,93	0,94
600	0	0,19	0,45	0,68	0,82	0,89	0,92	0,93	0,93	0,93	0,93

Tableau F.8. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence supérieur (PRS), soit $0,8B_{RMS}$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,21	0,50	0,73	0,87	0,94	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
0,01	0	0,20	0,49	0,73	0,86	0,93	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
0,02	0	0,20	0,49	0,72	0,85	0,92	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96
0,03	0	0,20	0,48	0,72	0,85	0,92	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95
0,04	0	0,20	0,48	0,71	0,84	0,91	0,93	0,94	0,94	0,94	0,93
0,05	0	0,20	0,47	0,70	0,83	0,90	0,92	0,93	0,92	0,92	0,92
0,06	0	0,19	0,47	0,70	0,83	0,89	0,92	0,92	0,91	0,90	0,89
0,07	0	0,19	0,46	0,69	0,82	0,88	0,91	0,91	0,89	0,88	0,87
0,08	0	0,19	0,46	0,68	0,81	0,87	0,89	0,89	0,87	0,85	0,85
0,09	0	0,19	0,45	0,67	0,80	0,86	0,88	0,87	0,85	0,83	0,81
0,10	0	0,19	0,45	0,66	0,79	0,85	0,86	0,85	0,83	0,80	0,78
0,11	0	0,18	0,44	0,65	0,78	0,83	0,85	0,84	0,80	0,77	0,75
0,12	0	0,18	0,43	0,65	0,77	0,82	0,84	0,81	0,77	0,74	0,71

Tableau F.9. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence B_{RMS} associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **prises constantes** (en tonnes). Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,12	0,34	0,60	0,77	0,86	0,91	0,93	0,93	0,94	0,94
50	0	0,12	0,34	0,59	0,76	0,86	0,91	0,92	0,93	0,94	0,94
100	0	0,12	0,34	0,59	0,76	0,85	0,90	0,92	0,92	0,93	0,94
150	0	0,12	0,33	0,59	0,75	0,85	0,90	0,92	0,92	0,93	0,93
200	0	0,11	0,33	0,58	0,75	0,85	0,89	0,91	0,92	0,92	0,92
250	0	0,11	0,32	0,57	0,75	0,84	0,89	0,91	0,91	0,92	0,92
300	0	0,11	0,32	0,57	0,74	0,84	0,88	0,90	0,90	0,91	0,91
350	0	0,11	0,32	0,57	0,74	0,83	0,88	0,89	0,90	0,90	0,91
400	0	0,11	0,32	0,56	0,73	0,83	0,87	0,89	0,89	0,90	0,90
450	0	0,11	0,31	0,56	0,73	0,82	0,86	0,88	0,89	0,89	0,90
500	0	0,11	0,31	0,55	0,72	0,82	0,86	0,88	0,88	0,88	0,89
550	0	0,11	0,31	0,55	0,72	0,81	0,85	0,87	0,87	0,87	0,88
600	0	0,11	0,31	0,54	0,71	0,80	0,84	0,86	0,86	0,86	0,87

Tableau F.10. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) concernant le point de référence B_{RMS} associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,12	0,34	0,60	0,77	0,86	0,91	0,93	0,93	0,94	0,94
0,01	0	0,12	0,34	0,59	0,76	0,85	0,90	0,92	0,92	0,93	0,93
0,02	0	0,12	0,33	0,58	0,75	0,84	0,89	0,90	0,90	0,91	0,91
0,03	0	0,11	0,32	0,58	0,74	0,83	0,87	0,89	0,89	0,88	0,89
0,04	0	0,11	0,32	0,56	0,73	0,82	0,86	0,87	0,86	0,86	0,86
0,05	0	0,11	0,32	0,56	0,72	0,81	0,85	0,85	0,84	0,84	0,84
0,06	0	0,11	0,31	0,55	0,72	0,80	0,83	0,83	0,83	0,81	0,80
0,07	0	0,11	0,31	0,54	0,71	0,78	0,82	0,82	0,80	0,78	0,77
0,08	0	0,11	0,30	0,53	0,70	0,77	0,80	0,80	0,77	0,76	0,74
0,09	0	0,11	0,30	0,53	0,69	0,76	0,78	0,77	0,75	0,73	0,70
0,10	0	0,11	0,30	0,52	0,67	0,74	0,76	0,75	0,73	0,69	0,67
0,11	0	0,11	0,29	0,51	0,66	0,73	0,75	0,73	0,70	0,66	0,63
0,12	0	0,11	0,29	0,50	0,65	0,72	0,73	0,71	0,66	0,62	0,58

Tableau F.11. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant le taux de récolte projeté à celui au RMD pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{RMS})$, c'est-à-dire la probabilité que le taux de récolte au milieu de l'année t soit inférieur à celui au RMD. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t .

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0,98	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0,95	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1
250	0,89	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
300	0,81	0,94	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0,72	0,91	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0,63	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0,56	0,82	0,93	0,97	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
500	0,49	0,76	0,91	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
550	0,42	0,71	0,88	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
600	0,36	0,65	0,85	0,93	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau F.12. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant le taux de récolte projeté à celui au RMD pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{RMS})$, c'est-à-dire la probabilité que le taux de récolte au milieu de l'année t soit inférieur à celui au RMD. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,03	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,06	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
0,07	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
0,08	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58
0,09	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,42	0,41	0,41	0,41
0,10	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28
0,11	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17
0,12	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10

Tableau F.13. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant la biomasse projetée à la biomasse actuelle pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{2020})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
300	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
350	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
400	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
450	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
550	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
600	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Tableau F.14. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant la biomasse projetée à la biomasse actuelle pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{2020})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,03	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,04	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,05	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,06	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,07	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,08	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,09	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,10	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,11	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,12	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Tableau F.15. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant le taux de récolte projeté à celui de 2019 pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{2019})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0,09	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0	0,68	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0	0,16	0,92	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
300	0	0,02	0,65	0,97	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
350	0	<0,01	0,37	0,86	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0	<0,01	0,16	0,69	0,93	0,98	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
450	0	0	0,07	0,52	0,83	0,95	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
500	0	0	0,03	0,35	0,71	0,88	0,94	0,96	0,97	0,97	0,96
550	0	0	0,01	0,22	0,58	0,79	0,89	0,92	0,93	0,93	0,92
600	0	0	<0,01	0,14	0,46	0,68	0,80	0,85	0,87	0,87	0,87

Tableau F.16. Tableau de décision (côte britanno-colombienne) comparant le taux de récolte projeté à celui de 2019 pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{2019})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,02	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
0,03	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27
0,04	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
0,05	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
0,06	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
0,07	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,08	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,09	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tableau F.17. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL) de recharge, soit $0,2B_0$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,24	0,62	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
50	0	0,24	0,62	0,85	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,24	0,61	0,85	0,95	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,24	0,61	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99
200	0	0,24	0,60	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
250	0	0,23	0,59	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
300	0	0,23	0,59	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
350	0	0,23	0,59	0,83	0,94	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
400	0	0,22	0,58	0,82	0,94	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
450	0	0,22	0,58	0,82	0,94	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
500	0	0,22	0,57	0,82	0,93	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
550	0	0,22	0,57	0,81	0,93	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
600	0	0,22	0,56	0,81	0,92	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau F.18. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL) de recharge, soit $0,2B_0$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,24	0,62	0,86	0,96	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,01	0	0,24	0,62	0,85	0,95	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,24	0,61	0,85	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,03	0	0,24	0,60	0,84	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,04	0	0,23	0,60	0,84	0,94	0,97	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
0,05	0	0,23	0,59	0,83	0,94	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97
0,06	0	0,23	0,58	0,82	0,93	0,97	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97
0,07	0	0,23	0,58	0,82	0,93	0,96	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96
0,08	0	0,22	0,57	0,81	0,92	0,96	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94
0,09	0	0,22	0,56	0,80	0,91	0,95	0,96	0,96	0,95	0,93	0,92
0,10	0	0,22	0,56	0,79	0,91	0,95	0,96	0,95	0,93	0,91	0,90
0,11	0	0,21	0,55	0,78	0,90	0,94	0,95	0,93	0,92	0,89	0,87
0,12	0	0,21	0,55	0,78	0,89	0,93	0,94	0,92	0,89	0,86	0,84

Tableau F.19. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS) de recharge, soit $0,4B_0$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,01	0,11	0,35	0,61	0,75	0,83	0,86	0,87	0,88	0,89
50	0	0,01	0,11	0,35	0,60	0,75	0,82	0,85	0,86	0,87	0,88
100	0	0,01	0,11	0,35	0,59	0,74	0,82	0,85	0,86	0,87	0,88
150	0	0,01	0,11	0,34	0,58	0,74	0,81	0,84	0,85	0,86	0,87
200	0	0,01	0,11	0,34	0,58	0,73	0,80	0,83	0,84	0,85	0,86
250	0	0,01	0,11	0,33	0,57	0,72	0,80	0,82	0,83	0,84	0,85
300	0	0,01	0,10	0,33	0,56	0,72	0,79	0,82	0,82	0,83	0,84
350	0	0,01	0,10	0,32	0,56	0,71	0,78	0,81	0,81	0,82	0,83
400	0	0,01	0,10	0,32	0,55	0,70	0,77	0,79	0,80	0,81	0,82
450	0	0,01	0,10	0,32	0,54	0,69	0,76	0,79	0,79	0,80	0,81
500	0	0,01	0,10	0,31	0,54	0,68	0,76	0,78	0,79	0,79	0,80
550	0	0,01	0,09	0,31	0,53	0,68	0,75	0,77	0,78	0,79	0,79
600	0	0,01	0,09	0,30	0,52	0,67	0,74	0,77	0,77	0,78	0,78

Tableau F.20. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS) de recharge, soit $0,4B_0$, associé aux années projetées 1 à 10 pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,01	0,11	0,35	0,61	0,75	0,83	0,86	0,87	0,88	0,89
0,01	0	0,01	0,11	0,35	0,59	0,74	0,81	0,84	0,85	0,85	0,87
0,02	0	0,01	0,11	0,34	0,58	0,73	0,79	0,81	0,82	0,82	0,83
0,03	0	0,01	0,11	0,33	0,56	0,71	0,77	0,79	0,79	0,79	0,79
0,04	0	0,01	0,10	0,32	0,55	0,69	0,75	0,77	0,76	0,76	0,75
0,05	0	0,01	0,10	0,31	0,54	0,67	0,74	0,74	0,73	0,72	0,72
0,06	0	0,01	0,10	0,30	0,52	0,65	0,71	0,72	0,70	0,68	0,67
0,07	0	0,01	0,09	0,29	0,50	0,63	0,69	0,69	0,66	0,64	0,62
0,08	0	0,01	0,09	0,28	0,49	0,61	0,66	0,66	0,62	0,59	0,56
0,09	0	0,01	0,09	0,27	0,47	0,60	0,64	0,62	0,58	0,54	0,51
0,10	0	<0,01	0,08	0,27	0,46	0,57	0,61	0,59	0,54	0,49	0,45
0,11	0	<0,01	0,08	0,26	0,44	0,55	0,58	0,56	0,50	0,44	0,40
0,12	0	<0,01	0,08	0,25	0,43	0,53	0,56	0,52	0,45	0,39	0,33

F.2.1.4.2. Groupe de gestion du poisson de fond – Lignes directrices pour le rétablissement

Tableau F.21. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL), soit $0,4B_{RMS}$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de prises constantes. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	<0,01	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
50	<0,01	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
100	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
150	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
200	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
250	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
300	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	<0,01	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	<0,01	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
550	<0,01	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
600	<0,01	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Tableau F.22. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL), soit $0,4B_{RMS}$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	<0,01	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
0,02	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	>0,99
0,03	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	<0,01	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,06	<0,01	>0,99	0,99	0,99	>0,99	0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,07	<0,01	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
0,08	<0,01	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,97
0,09	<0,01	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,94
0,10	<0,01	0,99	0,98	0,97	0,95	0,94	0,93	0,92	0,92	0,90	0,89
0,11	<0,01	0,99	0,97	0,95	0,93	0,91	0,90	0,88	0,87	0,85	0,84
0,12	<0,01	0,99	0,96	0,93	0,91	0,88	0,85	0,83	0,81	0,78	0,76

Tableau F.23. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS), soit $0,8B_{RMS}$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de prises constantes. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,94	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	>0,99
50	0	0,93	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,93	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,93	0,97	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	0	0,92	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
250	0	0,92	0,96	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
300	0	0,92	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0	0,91	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0	0,91	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
450	0	0,90	0,95	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
500	0	0,90	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99
550	0	0,89	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
600	0	0,89	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98

Tableau F.24. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS), soit $0,8B_{RMS}$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,94	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	>0,99
0,01	0	0,93	0,97	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,92	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,03	0	0,92	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99
0,04	0	0,91	0,93	0,94	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98
0,05	0	0,90	0,92	0,92	0,93	0,94	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95
0,06	0	0,89	0,89	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
0,07	0	0,88	0,87	0,86	0,86	0,85	0,84	0,83	0,83	0,83	0,83
0,08	0	0,87	0,85	0,82	0,81	0,79	0,77	0,75	0,74	0,73	0,71
0,09	0	0,86	0,81	0,77	0,74	0,71	0,68	0,65	0,64	0,62	0,59
0,10	0	0,85	0,78	0,73	0,67	0,62	0,57	0,54	0,52	0,50	0,48
0,11	0	0,83	0,75	0,68	0,59	0,53	0,47	0,44	0,42	0,39	0,36
0,12	0	0,82	0,71	0,61	0,52	0,43	0,37	0,35	0,32	0,29	0,28

Tableau F.25. Tableau de décision concernant la biomasse au rendement maximal durable (RMD), soit B_{RMS} , associée aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,86	0,94	0,97	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
50	0	0,86	0,94	0,97	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,85	0,94	0,96	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,85	0,93	0,96	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	0	0,85	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
250	0	0,84	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99
300	0	0,84	0,91	0,94	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99
350	0	0,83	0,91	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
400	0	0,83	0,90	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,98	0,99
450	0	0,82	0,90	0,92	0,95	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98
500	0	0,82	0,89	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98
550	0	0,81	0,88	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,97	0,98
600	0	0,80	0,87	0,90	0,92	0,94	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97

Tableau F.26. Tableau de décision concernant la biomasse au rendement maximal durable (RMD), soit B_{RMS} , associée aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,86	0,94	0,97	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,01	0	0,85	0,93	0,95	0,98	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,84	0,91	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	>0,99
0,03	0	0,83	0,89	0,91	0,93	0,95	0,96	0,96	0,97	0,97	0,98
0,04	0	0,82	0,86	0,88	0,90	0,91	0,92	0,93	0,93	0,94	0,95
0,05	0	0,81	0,84	0,85	0,86	0,86	0,87	0,87	0,88	0,87	0,89
0,06	0	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80	0,79	0,79	0,79	0,79	0,78
0,07	0	0,78	0,77	0,75	0,74	0,72	0,70	0,68	0,68	0,66	0,64
0,08	0	0,77	0,74	0,71	0,65	0,62	0,59	0,57	0,55	0,53	0,52
0,09	0	0,76	0,70	0,64	0,58	0,53	0,47	0,45	0,43	0,40	0,38
0,10	0	0,74	0,67	0,57	0,50	0,42	0,36	0,34	0,32	0,29	0,28
0,11	0	0,73	0,63	0,51	0,41	0,32	0,28	0,25	0,23	0,21	0,21
0,12	0	0,72	0,58	0,44	0,33	0,25	0,20	0,18	0,17	0,15	0,15

Tableau F.27. Tableau de décision concernant le taux de récolte au rendement maximal durable (RMD), soit u_{RMS} , associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de prises constantes. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0,98	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0,95	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0,89	>0,99	1	1	1	1	>0,99	1	1	>0,99	1
300	0,81	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0,72	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0,63	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0,56	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
500	0,49	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
550	0,42	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
600	0,36	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau F.28. Tableau de décision concernant le taux de récolte au rendement maximal durable (RMD), soit u_{RMS} , associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{RMS})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,03	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,06	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
0,07	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,78	0,77
0,08	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58
0,09	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,42	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41
0,10	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28
0,11	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17
0,12	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10

Tableau F.29. Tableau de décision visant à comparer la biomasse projetée à la biomasse actuelle, soit B_{2020} , pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de prises constantes. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{2020})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
300	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
350	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99
400	0	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99
450	0	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
550	0	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
600	0	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99

Tableau F.30. Tableau de décision visant à comparer la biomasse projetée à la biomasse actuelle, soit B_{2020} , pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > B_{2020})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,03	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,04	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,05	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,06	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,07	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,08	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,09	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99
0,10	0	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99
0,11	0	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99
0,12	0	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	0,99	0,99

Tableau F.31. Tableau de décision visant à comparer le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel, soit u_{2019} , pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{2019})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0,09	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
300	0	>0,99	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
400	0	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97
450	0	0,95	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94
500	0	0,88	0,96	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,92	0,90	0,89
550	0	0,79	0,92	0,91	0,90	0,90	0,89	0,87	0,85	0,84	0,84
600	0	0,68	0,87	0,85	0,84	0,84	0,82	0,80	0,80	0,79	0,77

Tableau F.32. Tableau de décision visant à comparer le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel, soit u_{2019} , pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(u_t < u_{2019})$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,02	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
0,03	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27	0,27
0,04	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
0,05	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
0,06	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
0,07	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,08	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,09	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tableau F.33. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL) de recharge, soit $0,2B_0$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de prises constantes. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
50	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
100	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
150	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
200	0	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1
250	0	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
300	0	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0	0,97	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
500	0	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
550	0	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
600	0	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau F.34. Tableau de décision concernant le point de référence limite (PRL) de recharge, soit $0,2B_0$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de taux de récolte constants. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
0,01	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
0,02	0	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,03	0	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	0	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	0	0,97	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,06	0	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,07	0	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93	0,93
0,08	0	0,96	0,94	0,92	0,92	0,91	0,89	0,88	0,87	0,85	0,85
0,09	0	0,95	0,92	0,90	0,88	0,85	0,82	0,79	0,78	0,76	0,74
0,10	0	0,95	0,90	0,86	0,82	0,77	0,72	0,69	0,67	0,63	0,60
0,11	0	0,94	0,87	0,81	0,74	0,67	0,60	0,57	0,53	0,49	0,47
0,12	0	0,93	0,84	0,75	0,65	0,57	0,49	0,44	0,40	0,37	0,36

Tableau F.35. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS) de recharge, soit $0,4B_0$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,75	0,89	0,94	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
50	0	0,75	0,88	0,94	0,97	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,74	0,88	0,93	0,96	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,74	0,87	0,92	0,96	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	0	0,73	0,86	0,91	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99
250	0	0,72	0,85	0,91	0,94	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	>0,99
300	0	0,72	0,84	0,90	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99
350	0	0,71	0,83	0,89	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99
400	0	0,70	0,82	0,88	0,92	0,94	0,96	0,96	0,97	0,98	0,98
450	0	0,69	0,81	0,87	0,91	0,93	0,95	0,95	0,96	0,97	0,98
500	0	0,68	0,80	0,86	0,89	0,92	0,94	0,95	0,95	0,96	0,97
550	0	0,68	0,79	0,84	0,88	0,91	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95
600	0	0,67	0,78	0,83	0,87	0,90	0,90	0,91	0,92	0,92	0,93

Tableau F.36. Tableau de décision concernant le point de référence supérieur (PRS) de recharge, soit $0,4B_0$, associé aux années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) pour une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,75	0,89	0,94	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,01	0	0,74	0,87	0,91	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,73	0,83	0,88	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99
0,03	0	0,71	0,79	0,83	0,87	0,89	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94
0,04	0	0,69	0,75	0,78	0,79	0,80	0,81	0,81	0,82	0,81	0,81
0,05	0	0,67	0,72	0,71	0,70	0,68	0,67	0,66	0,65	0,63	0,61
0,06	0	0,65	0,67	0,64	0,59	0,55	0,50	0,48	0,44	0,42	0,42
0,07	0	0,63	0,62	0,54	0,48	0,40	0,33	0,30	0,29	0,27	0,26
0,08	0	0,61	0,56	0,46	0,35	0,26	0,20	0,18	0,18	0,16	0,16
0,09	0	0,60	0,51	0,38	0,25	0,16	0,11	0,10	0,10	0,09	0,09
0,10	0	0,57	0,45	0,28	0,15	0,10	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05
0,11	0	0,55	0,40	0,21	0,10	0,06	0,04	0,03	0,03	0,02	0,03
0,12	0	0,53	0,33	0,15	0,06	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02

F.2.1.4.3. COSEPAC – Critères de référence

Tableau F.37. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 50\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour les projections sur dix ans et une plage de limites de prises constantes. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,26	0,71	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1
50	0	0,25	0,71	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,25	0,70	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,25	0,69	0,93	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	0	0,25	0,69	0,93	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
250	0	0,24	0,68	0,93	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
300	0	0,24	0,68	0,92	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
350	0	0,24	0,67	0,92	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0	0,24	0,67	0,91	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0	0,24	0,66	0,91	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0	0,23	0,65	0,90	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
550	0	0,23	0,65	0,90	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
600	0	0,23	0,64	0,90	0,97	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99

Tableau F.38. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 50\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour les projections sur dix ans et une plage de limites de taux de récolte constants. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,26	0,71	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1
0,01	0	0,25	0,71	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,25	0,70	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,03	0	0,25	0,69	0,93	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,04	0	0,24	0,68	0,93	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,05	0	0,24	0,67	0,92	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,06	0	0,24	0,67	0,91	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,07	0	0,24	0,66	0,91	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,08	0	0,23	0,66	0,91	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,09	0	0,23	0,65	0,90	0,97	0,99	0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
0,10	0	0,23	0,65	0,90	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,11	0	0,23	0,64	0,89	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,12	0	0,22	0,63	0,88	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98

Tableau F.39. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 30\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **prises constantes**. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,06	0,40	0,78	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
50	0	0,06	0,39	0,78	0,94	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
100	0	0,06	0,39	0,77	0,94	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
150	0	0,06	0,39	0,77	0,93	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
200	0	0,06	0,38	0,76	0,93	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
250	0	0,06	0,38	0,75	0,92	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99
300	0	0,06	0,38	0,75	0,92	0,97	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99
350	0	0,06	0,37	0,74	0,91	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99
400	0	0,06	0,37	0,73	0,91	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
450	0	0,06	0,36	0,72	0,90	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
500	0	0,06	0,36	0,71	0,90	0,96	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
550	0	0,06	0,36	0,71	0,89	0,96	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99
600	0	0,06	0,35	0,70	0,89	0,95	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98

Tableau F.40. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 30\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **taux de récolte constants**. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,06	0,40	0,78	0,94	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,01	0	0,06	0,39	0,78	0,94	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,02	0	0,06	0,39	0,77	0,93	0,98	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
0,03	0	0,06	0,38	0,76	0,92	0,98	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99
0,04	0	0,06	0,38	0,74	0,92	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
0,05	0	0,06	0,37	0,73	0,91	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
0,06	0	0,06	0,36	0,72	0,90	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
0,07	0	0,06	0,36	0,71	0,90	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
0,08	0	0,05	0,35	0,70	0,89	0,95	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98
0,09	0	0,05	0,34	0,69	0,88	0,94	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
0,10	0	0,05	0,34	0,68	0,87	0,94	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95
0,11	0	0,05	0,33	0,67	0,86	0,93	0,95	0,95	0,95	0,94	0,93
0,12	0	0,05	0,33	0,66	0,85	0,92	0,94	0,94	0,93	0,92	0,91

Tableau F.41. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,5B_0$ pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0	0,04	0,19	0,43	0,60	0,70	0,74	0,75	0,77	0,78
50	0	0	0,04	0,19	0,42	0,59	0,69	0,73	0,74	0,76	0,77
100	0	0	0,04	0,18	0,41	0,58	0,68	0,72	0,73	0,75	0,76
150	0	0	0,04	0,18	0,41	0,57	0,68	0,72	0,73	0,74	0,75
200	0	0	0,04	0,18	0,40	0,57	0,67	0,71	0,72	0,73	0,74
250	0	0	0,04	0,18	0,39	0,56	0,66	0,70	0,71	0,72	0,73
300	0	0	0,04	0,17	0,39	0,55	0,65	0,69	0,70	0,71	0,72
350	0	0	0,04	0,17	0,38	0,54	0,64	0,68	0,69	0,70	0,71
400	0	0	0,04	0,17	0,37	0,54	0,63	0,66	0,68	0,69	0,70
450	0	0	0,04	0,16	0,37	0,52	0,62	0,66	0,67	0,68	0,69
500	0	0	0,03	0,16	0,36	0,52	0,61	0,64	0,65	0,66	0,67
550	0	0	0,03	0,16	0,35	0,51	0,60	0,63	0,64	0,65	0,66
600	0	0	0,03	0,16	0,35	0,50	0,59	0,62	0,63	0,63	0,64

Tableau F.42. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,5B_0$ pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0	0,04	0,19	0,43	0,60	0,70	0,74	0,75	0,77	0,78
0,01	0	0	0,04	0,18	0,41	0,58	0,68	0,71	0,72	0,73	0,74
0,02	0	0	0,04	0,18	0,39	0,56	0,65	0,68	0,69	0,69	0,70
0,03	0	0	0,04	0,17	0,38	0,54	0,63	0,65	0,66	0,65	0,65
0,04	0	0	0,04	0,16	0,36	0,52	0,60	0,62	0,61	0,61	0,60
0,05	0	0	0,04	0,16	0,35	0,49	0,57	0,59	0,57	0,56	0,55
0,06	0	0	0,03	0,16	0,33	0,48	0,55	0,55	0,53	0,51	0,49
0,07	0	0	0,03	0,15	0,32	0,46	0,52	0,52	0,49	0,46	0,43
0,08	0	0	0,03	0,15	0,31	0,44	0,49	0,49	0,45	0,41	0,38
0,09	0	0	0,03	0,14	0,29	0,41	0,47	0,45	0,40	0,36	0,32
0,10	0	0	0,03	0,14	0,28	0,39	0,43	0,41	0,36	0,31	0,27
0,11	0	0	0,03	0,13	0,27	0,37	0,40	0,37	0,32	0,27	0,23
0,12	0	0	0,03	0,13	0,26	0,35	0,38	0,34	0,28	0,23	0,18

Tableau F.43. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,7B_0$ pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0	<0,01	0,05	0,18	0,33	0,44	0,49	0,51	0,53	0,55
50	0	0	<0,01	0,05	0,17	0,32	0,43	0,48	0,50	0,52	0,53
100	0	0	<0,01	0,05	0,17	0,31	0,42	0,47	0,49	0,50	0,52
150	0	0	<0,01	0,05	0,16	0,31	0,41	0,46	0,48	0,50	0,51
200	0	0	<0,01	0,05	0,16	0,30	0,41	0,45	0,47	0,48	0,50
250	0	0	<0,01	0,05	0,16	0,30	0,40	0,45	0,46	0,47	0,49
300	0	0	<0,01	0,05	0,15	0,29	0,39	0,43	0,45	0,46	0,47
350	0	0	<0,01	0,04	0,15	0,28	0,38	0,43	0,44	0,45	0,46
400	0	0	<0,01	0,04	0,15	0,27	0,37	0,41	0,43	0,44	0,45
450	0	0	<0,01	0,04	0,15	0,27	0,36	0,40	0,42	0,43	0,44
500	0	0	<0,01	0,04	0,14	0,26	0,36	0,40	0,41	0,42	0,43
550	0	0	<0,01	0,04	0,14	0,25	0,35	0,39	0,40	0,41	0,42
600	0	0	<0,01	0,04	0,14	0,25	0,34	0,38	0,39	0,39	0,40

Tableau F.44. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,7B_0$ pour les projections sur dix ans et une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0	<0,01	0,05	0,18	0,33	0,44	0,49	0,51	0,53	0,55
0,01	0	0	<0,01	0,05	0,16	0,31	0,41	0,46	0,47	0,48	0,49
0,02	0	0	<0,01	0,05	0,16	0,29	0,38	0,42	0,43	0,43	0,44
0,03	0	0	<0,01	0,05	0,15	0,27	0,36	0,38	0,39	0,38	0,38
0,04	0	0	<0,01	0,04	0,14	0,25	0,33	0,35	0,34	0,33	0,32
0,05	0	0	<0,01	0,04	0,14	0,24	0,31	0,32	0,31	0,29	0,27
0,06	0	0	<0,01	0,04	0,13	0,22	0,28	0,29	0,27	0,25	0,23
0,07	0	0	<0,01	0,04	0,12	0,20	0,26	0,26	0,23	0,20	0,18
0,08	0	0	<0,01	0,04	0,11	0,19	0,24	0,23	0,20	0,17	0,14
0,09	0	0	<0,01	0,03	0,11	0,17	0,21	0,20	0,17	0,14	0,12
0,10	0	0	<0,01	0,03	0,10	0,16	0,19	0,18	0,15	0,12	0,09
0,11	0	0	<0,01	0,03	0,09	0,15	0,17	0,16	0,12	0,09	0,07
0,12	0	0	<0,01	0,03	0,08	0,14	0,15	0,14	0,10	0,07	0,05

Tableau F.45. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 50\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour des années projetées choisies et une plage de limites de **prises constantes**. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
50	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
100	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
150	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
200	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
250	0	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
300	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
350	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	>0,99
400	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
550	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
600	0	0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Tableau F.46. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 50\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour des années projetées choisies et une plage de limites de **taux de récolte constants**. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
0,03	0	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
0,04	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
0,05	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
0,06	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
0,07	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
0,08	0	0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	1	1
0,09	0	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,98	0,99	>0,99	1	1
0,10	0	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,96	0,99	0,99	>0,99	1
0,11	0	0,99	0,99	0,97	0,94	0,91	0,93	0,98	0,99	>0,99	>0,99
0,12	0	0,98	0,98	0,95	0,90	0,86	0,88	0,96	0,98	0,99	>0,99

Tableau F.47. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 30\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour des années projetées choisies et une plage de limites de **prises constantes**. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
50	0	0,98	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
100	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1
150	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
200	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
250	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
300	0	0,97	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
350	0	0,97	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
400	0	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
450	0	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
550	0	0,96	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	0,99	0,99
600	0	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Tableau F.48. Tableau de décision concernant les probabilités que le critère A2 concernant un déclin de $\leq 30\%$ soit satisfait au cours de trois générations (60 ans) pour des années projetées choisies et une plage de limites de **taux de récolte constants**. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
0,01	0	0,98	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1	1	1
0,02	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1	1
0,03	0	0,98	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
0,04	0	0,97	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	1	1
0,05	0	0,97	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	1	1	1
0,06	0	0,96	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	>0,99	1	1	1
0,07	0	0,96	0,98	0,98	0,97	0,96	0,97	>0,99	>0,99	1	1
0,08	0	0,95	0,98	0,96	0,94	0,93	0,95	0,99	>0,99	>0,99	1
0,09	0	0,94	0,97	0,94	0,91	0,87	0,91	0,98	0,99	>0,99	1
0,10	0	0,94	0,95	0,91	0,85	0,79	0,84	0,95	0,98	>0,99	>0,99
0,11	0	0,93	0,93	0,87	0,79	0,70	0,76	0,92	0,97	0,99	>0,99
0,12	0	0,92	0,91	0,83	0,70	0,60	0,68	0,87	0,94	0,99	>0,99

Tableau F.49. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,5B_0$ pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,60	0,78	0,86	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	>0,99	>0,99
50	0	0,59	0,77	0,85	0,91	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	>0,99
100	0	0,58	0,76	0,84	0,90	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99
150	0	0,57	0,75	0,83	0,89	0,93	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99
200	0	0,57	0,74	0,81	0,88	0,92	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99
250	0	0,56	0,73	0,80	0,87	0,91	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98
300	0	0,55	0,72	0,79	0,86	0,90	0,92	0,94	0,95	0,96	0,98
350	0	0,54	0,71	0,78	0,84	0,88	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97
400	0	0,54	0,70	0,76	0,82	0,86	0,89	0,91	0,92	0,94	0,96
450	0	0,52	0,69	0,74	0,81	0,84	0,87	0,89	0,91	0,92	0,94
500	0	0,52	0,67	0,73	0,79	0,82	0,85	0,87	0,89	0,90	0,91
550	0	0,51	0,66	0,71	0,77	0,80	0,83	0,85	0,86	0,88	0,88
600	0	0,50	0,64	0,70	0,75	0,78	0,81	0,82	0,84	0,85	0,85

Tableau F.50. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,5B_0$ pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,60	0,78	0,86	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	>0,99	>0,99
0,01	0	0,58	0,74	0,81	0,87	0,91	0,93	0,95	0,96	0,98	0,99
0,02	0	0,56	0,70	0,75	0,79	0,83	0,85	0,88	0,89	0,90	0,92
0,03	0	0,54	0,65	0,68	0,70	0,72	0,73	0,73	0,75	0,74	0,74
0,04	0	0,52	0,60	0,60	0,59	0,57	0,55	0,54	0,52	0,51	0,50
0,05	0	0,49	0,55	0,51	0,47	0,42	0,36	0,33	0,32	0,31	0,30
0,06	0	0,48	0,49	0,42	0,34	0,27	0,21	0,18	0,18	0,17	0,17
0,07	0	0,46	0,43	0,33	0,22	0,15	0,11	0,09	0,10	0,09	0,09
0,08	0	0,44	0,38	0,25	0,14	0,08	0,06	0,05	0,05	0,04	0,04
0,09	0	0,41	0,32	0,17	0,08	0,04	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02
0,10	0	0,39	0,27	0,12	0,04	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
0,11	0	0,37	0,23	0,08	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	<0,01	0,01
0,12	0	0,35	0,18	0,05	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	<0,01	<0,01

Tableau F.51. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,7B_0$ pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **prises constantes**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,33	0,55	0,64	0,71	0,77	0,82	0,86	0,89	0,92	0,94
50	0	0,32	0,53	0,62	0,69	0,75	0,80	0,84	0,87	0,90	0,93
100	0	0,31	0,52	0,60	0,67	0,74	0,78	0,81	0,85	0,88	0,91
150	0	0,31	0,51	0,58	0,65	0,71	0,76	0,79	0,83	0,86	0,89
200	0	0,30	0,50	0,57	0,63	0,69	0,73	0,76	0,80	0,83	0,86
250	0	0,30	0,49	0,55	0,61	0,66	0,71	0,74	0,76	0,80	0,82
300	0	0,29	0,47	0,54	0,59	0,64	0,67	0,71	0,74	0,77	0,78
350	0	0,28	0,46	0,52	0,57	0,61	0,65	0,67	0,71	0,73	0,74
400	0	0,27	0,45	0,51	0,55	0,59	0,61	0,64	0,67	0,70	0,70
450	0	0,27	0,44	0,49	0,53	0,55	0,58	0,61	0,63	0,65	0,65
500	0	0,26	0,43	0,47	0,51	0,53	0,55	0,57	0,59	0,61	0,61
550	0	0,25	0,42	0,46	0,49	0,50	0,52	0,54	0,55	0,58	0,57
600	0	0,25	0,40	0,44	0,46	0,48	0,49	0,51	0,51	0,53	0,53

Tableau F.52. Tableau de décision concernant le critère de référence $0,7B_0$ pour les années projetées choisies au cours de trois générations (60 ans) et une plage de limites de **taux de récolte constants**. Les valeurs correspondent à $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, le taux de récolte moyen au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 0,026.

TR	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060	2070	2080
0	0	0,33	0,55	0,64	0,71	0,77	0,82	0,86	0,89	0,92	0,94
0,01	0	0,31	0,49	0,55	0,60	0,63	0,66	0,69	0,71	0,74	0,74
0,02	0	0,29	0,44	0,46	0,47	0,47	0,46	0,45	0,45	0,45	0,46
0,03	0	0,27	0,38	0,36	0,34	0,30	0,26	0,23	0,23	0,23	0,23
0,04	0	0,25	0,32	0,28	0,21	0,16	0,12	0,10	0,11	0,10	0,11
0,05	0	0,24	0,27	0,20	0,12	0,08	0,06	0,05	0,05	0,04	0,04
0,06	0	0,22	0,23	0,14	0,07	0,04	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02
0,07	0	0,20	0,18	0,09	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01	<0,01	0,01
0,08	0	0,19	0,14	0,06	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	<0,01	0,01
0,09	0	0,17	0,12	0,03	0,01	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
0,10	0	0,16	0,09	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0	<0,01
0,11	0	0,15	0,07	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0	<0,01
0,12	0	0,14	0,05	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0	0	<0,01

F.2.1.4.4. Time to reach targets

Tableau F.53. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 50%, pour une plage de limites de prises constantes. Un temps estimé de 0 signifie que la condition est satisfaite et le demeurera pendant les 60 années projetées, et un temps estimé de 60 signifie que la condition ne sera jamais satisfaite pendant la période projetée correspondant à trois générations. Une autre condition est que la probabilité de satisfaire la première condition doit augmenter pendant deux années consécutives. Les colonnes correspondent respectivement aux points de référence du MPO provisoires, soit B_{RMS} , B_{2020} , $0,2B_0$ et $0,4B_0$, et aux critères de référence du COSEPAC, soit $0,5B_{t-3G}$ = déclin de $\leq 50\%$ au cours de trois générations, $0,7B_{t-3G}$ = déclin de $\leq 30\%$ au cours de trois générations, $0,5B_0$ et $0,7B_0$.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	1	3	3	0	2	4	2	3	5	8
50	1	3	3	0	2	4	2	3	5	9
100	1	3	3	0	2	4	2	3	5	9
150	1	3	3	0	2	4	2	3	5	10
200	1	3	3	0	2	4	2	3	5	11
250	1	3	3	0	2	4	2	3	5	11
300	1	3	3	0	2	4	2	3	5	12
350	1	3	3	0	2	4	2	3	5	13
400	1	3	3	0	2	4	2	3	5	15
450	1	3	3	0	2	4	2	3	5	16
500	1	3	3	0	2	4	2	3	5	20
550	1	3	3	0	2	4	2	3	5	24
600	1	3	3	0	2	4	2	3	5	34

Tableau F.54. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 50%, pour une plage de limites de taux de récolte constants. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	1	3	3	0	2	4	2	3	5	8
0,01	1	3	3	0	2	4	2	3	5	11
0,02	1	3	3	0	2	4	2	3	5	60
0,03	1	3	3	0	2	4	2	3	5	60
0,04	1	3	3	0	2	4	2	3	5	60
0,05	1	3	3	0	2	4	2	3	6	60
0,06	1	3	3	0	2	4	2	3	6	60
0,07	1	3	3	0	2	4	2	3	6	60
0,08	1	3	3	0	2	5	2	3	60	60
0,09	1	3	3	0	2	5	2	3	60	60
0,10	1	3	3	0	2	5	2	3	60	60
0,11	1	3	3	0	2	5	2	3	60	60
0,12	1	3	3	0	2	5	2	3	60	60

Tableau F.55. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 65%, pour une plage de limites de prises constantes. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	1	3	4	0	3	5	2	3	6	16
50	1	3	4	0	3	5	2	3	6	17
100	1	3	4	0	3	5	2	3	6	19
150	1	3	4	0	3	5	2	3	6	20
200	1	3	4	0	3	5	2	3	6	22
250	1	3	4	0	3	5	2	3	6	24
300	2	3	4	0	3	5	2	3	7	27
350	2	3	4	0	3	5	2	3	7	31
400	2	3	4	0	3	5	2	3	7	37
450	2	3	4	0	3	5	2	3	7	48
500	2	3	4	0	3	5	2	3	8	60
550	2	3	4	0	3	5	3	3	10	60
600	2	3	4	0	3	5	3	3	11	60

Tableau F.56. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 65%, pour une plage de limites de taux de récolte constants. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	1	3	4	0	3	5	2	3	6	16
0,01	1	3	4	0	3	5	2	3	6	28
0,02	1	3	4	0	3	5	2	3	6	60
0,03	1	3	4	0	3	5	2	3	7	60
0,04	1	3	4	0	3	5	2	3	60	60
0,05	1	3	4	0	3	5	2	3	60	60
0,06	2	3	4	0	3	5	2	3	60	60
0,07	2	3	4	0	3	6	2	3	60	60
0,08	2	3	4	0	3	6	2	3	60	60
0,09	2	3	4	0	3	60	2	3	60	60
0,10	2	3	4	0	3	60	3	3	60	60
0,11	2	3	4	0	3	60	3	3	60	60
0,12	2	4	5	0	3	60	3	3	60	60

Tableau F.57. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 80%, pour une plage de limites de prises constantes. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	2	4	5	0	3	6	3	4	12	28
50	2	4	5	0	3	6	3	4	12	31
100	2	4	5	0	3	6	3	4	13	33
150	2	4	5	0	3	6	3	4	14	37
200	2	4	5	0	3	6	3	4	14	40
250	2	4	5	0	3	7	3	4	15	51
300	2	4	5	0	3	7	3	4	16	60
350	2	4	5	0	3	7	3	4	17	60
400	2	4	5	0	3	8	3	4	18	60
450	2	4	5	0	3	10	3	4	20	60
500	2	4	5	0	3	11	3	4	22	60
550	2	4	5	0	3	12	3	4	25	60
600	2	4	5	0	3	13	3	4	29	60

Tableau F.58. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 80%, pour une plage de limites de taux de récolte constants. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	2	4	5	0	3	6	3	4	12	28
0,01	2	4	5	0	3	6	3	4	15	60
0,02	2	4	5	0	3	7	3	4	21	60
0,03	2	4	5	0	3	11	3	4	60	60
0,04	2	4	5	0	3	22	3	4	60	60
0,05	2	4	5	0	3	60	3	4	60	60
0,06	2	4	6	0	3	60	3	4	60	60
0,07	2	4	6	0	3	60	3	4	60	60
0,08	2	4	6	0	3	60	3	4	60	60
0,09	2	4	60	0	4	60	3	4	60	60
0,10	2	5	60	0	4	60	3	4	60	60
0,11	2	5	60	0	4	60	3	4	60	60
0,12	2	5	60	0	4	60	3	4	60	60

Tableau F.59. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 95%, pour une plage de limites de prises constantes. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	3	6	12	0	4	16	4	5	25	60
50	3	6	12	0	4	17	4	5	27	60
100	3	6	13	0	4	18	4	5	28	60
150	3	6	14	0	4	19	4	5	31	60
200	3	6	15	0	4	21	4	5	32	60
250	3	7	16	0	5	22	4	5	36	60
300	3	7	17	0	5	24	4	5	40	60
350	3	7	18	0	5	26	4	5	46	60
400	3	9	20	0	5	29	4	5	56	60
450	3	11	22	0	5	32	4	5	60	60
500	3	13	25	0	5	38	4	5	60	60
550	3	15	29	0	5	56	4	5	60	60
600	3	17	33	0	5	60	4	5	60	60

Tableau F.60. Estimation du temps nécessaire (en années) pour que la biomasse projetée, soit B_t , dépasse les points et les critères de référence avec une probabilité de 95%, pour une plage de limites de taux de récolte constants. Voir la légende du tableau F.53 pour d'autres renseignements détaillés.

	LRP	USR	B_{RMS}	B_{2020}	$0.2B_0$	$0.4B_0$	$0.5B_{t-3G}$	$0.7B_{t-3G}$	$0.5B_0$	$0.7B_0$
0	3	6	12	0	4	16	4	5	25	60
0,01	3	6	15	0	4	21	4	5	35	60
0,02	3	6	19	0	4	30	4	5	60	60
0,03	3	12	28	0	5	60	4	5	60	60
0,04	3	18	60	0	5	60	4	5	60	60
0,05	3	49	60	0	5	60	4	5	60	60
0,06	3	60	60	0	5	60	4	5	60	60
0,07	3	60	60	0	5	60	4	5	60	60
0,08	3	60	60	0	5	60	4	5	60	60
0,09	3	60	60	0	5	60	4	6	60	60
0,10	3	60	60	0	6	60	4	6	60	60
0,11	4	60	60	0	60	60	4	6	60	60
0,12	4	60	60	0	60	60	4	41	60	60

F.2.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

On a exécuté Nine analyses de sensibilité (avec des simulations de MCMC complètes) par rapport à l'exécution centrale (exécution 02 : $M=0,08$) afin de tester la sensibilité des résultats aux hypothèses de recharge du modèle :

- **S01** (exécution 05) – Utilisation d'une matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte (figure D.20, à gauche);
- **S02** (exécution 07) – Diminution de σ_R de 0,9 à 0,6;
- **S03** (exécution 08) – Augmentation de σ_R de 0,9 à 1,2;
- **S04** (exécution 09) – Retrait de la série d'indices de CPUE;
- **S05** (exécution 10) – Retrait de la série d'indices du relevé triennal du NMFS et du relevé historique mené dans le goulet de l'île Goose;
- **S06** (exécution 11) – Diminution des prises commerciales d'un tiers pour les années où on a observé des activités menées par des flottilles étrangères et de possibles déclarations erronées effectuées par la flottille nationale (1965 à 1995);
- **S07** (exécution 12) – Augmentation des prises commerciales de 50% pour les années où on a observé des activités menées par des flottilles étrangères et de possibles déclarations erronées effectuées par la flottille nationale (1965 à 1995);
- **S08** (exécution 13) – Utilisation d'un modèle de croissance de von Bertalanffy à vraisemblance maximale;
- **S09** (exécution 14) – Utilisation de l'ogive de la pleine maturité, qui a permis l'estimation de la maturité pour les âges 1 à 4.

On a repondéré chaque sensibilité à une seule reprise au moyen de la procédure de Francis (2011) concernant les fréquences selon l'âge. On a ajusté les CV des indices d'abondance lors de la première repondération en utilisant seulement l'erreur de processus adoptée pour le scénario de référence : $c_p = 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25, 0,25$ et 0,1514. On a utilisé le « meilleur ajustement » du mode de la distribution *a posteriori* comme le point de départ d'une recherche bayésienne concernant les distributions *a posteriori* des paramètres conjoints au moyen de la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC). On a jugé que toutes les analyses de sensibilité, à l'exception de S04 et S05, ont convergé après 6 million itérations, en échantillonnant chaque 5 000^e itération, ce qui a produit 1 200 tirages. On a éliminé les 200 premiers échantillons et on a utilisé 1 000 échantillons pour l'analyse réalisée au moyen de la méthode de MCMC.

Les différences entre les analyses de sensibilité (y compris l'exécution centrale) sont résumées dans les tableaux présentant les estimations de paramètres médianes (tableau F.61) et les valeurs médianes fondées sur le RMD (tableau F.62). Les représentations de la sensibilité sont présentées dans les figures suivantes :

- figure F.40 – Représentation des traces pour les chaînes de R_0 échantillons de MCMC;
- figure F.41 – Graphiques des diagnostics concernant les chaînes fractionnés pour R_0 échantillons de MCMC;
- figure F.42 – Graphiques des diagnostics concernant l'autocorrélation pour R_0 échantillons de MCMC;
- figure F.43 – Trajectoires de la médiane de B_t/B_0 ;
- figure F.44 – Trajectoires du \log_{10} de la médiane du recrutement R_t (individus d'âge 1);
- figure F.45 – Trajectoires du taux de récolte médian u_t ;
- figure F.46 – Diagrammes de quantiles des paramètres choisis pour les analyses de sensibilité;

- figure F.47 – Diagrammes de quantiles des valeurs calculées choisies pour les analyses de sensibilité;
- figure F.48 – Représentations de l'état du stock pour B_{2020}/B_{RMS} .

Les trajectoires des valeurs médianes de B_t par rapport à B_0 (figure F.43) indiquent que l'exécution réalisée sans les données du relevé historique mené dans le goulet de l'île Goose et du relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (S05) a produit le scénario le plus optimiste, tandis que l'exécution la plus pessimiste est celle pour laquelle on a augmenté les prises capturées avant 1996 (prises des flottilles étrangères et de la flottille nationale avant la présence d'observateurs) (S12). Toutes les analyses de sensibilité (à l'exception de l'exécution S05) avaient tendance à refléter fidèlement l'exécution centrale, surtout à la fin de la période reconstituée, où tous les modèles ont estimé de faibles niveaux de biomasse féconde semblables au début de 2020. La conclusion globale est qu'à l'exception d'être sensibles aux valeurs de M , les résultats modélisés dépendent beaucoup des données parce que les seuls changements majeurs relatifs à l'avis se sont produits lorsque des séries de données ont été retirées ou modifiées. Il est intéressant de noter que ce modèle, contrairement à d'autres modèles récents concernant d'autres sébastes, a besoin de l'influence stabilisatrice de la série de CPUE et des premières données issues des relevés au chalut parce que les exécutions dans lesquelles ces données ont été omises n'étaient pas crédibles. Ceci pourrait être attribuable au manque de contraste entre les indices de biomasse provenant des relevés de recherche et du faible recrutement connexe produisant une tendance à la baisse monotone, qui est reconnue comme difficile à ajuster à ce genre de modèle.

Les graphiques de diagnostics (figures F.40 à F.42) indiquent que selon la méthode de MCMC, six des neuf analyses de sensibilité affichaient un bon comportement, une affichait un comportement marginal mais provisoirement acceptable, une était associée à un mauvais diagnostic et la dernière affichait un diagnostic si médiocre qu'elle a dû être rejetée.

- Bon – Aucune tendance liée aux traces, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation
 - S02 ($\sigma_R = 0,6$)
 - S06 (-33% des prises commerciales antérieures à 1996)
 - S07 (+50% des prises commerciales antérieures à 1996)
 - S08 (utilisation d'un modèle de von Bertalanffy non linéaire à vraisemblance maximale)
 - S09 (utilisation de l'ogive de la pleine maturité, y compris les estimations de la maturité pour les individus d'âges 1 à 4)
- Marginal – Tendances liées aux traces interrompues de façon temporaire, chaînes fractionnées quelque peu défaites, un peu d'autocorrélation
 - S01 (matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte)
- Médiocre – Tendances liées aux traces qui fluctuent ou affichent une augmentation ou encore une diminution constante, chaînes fractionnées différentes les unes des autres, autocorrélation importante
 - S05 (retrait des séries du relevé historique dans le goulet de l'île Goose et du relevé triennal au large de la côte ouest de l'île de Vancouver)
- Inacceptable – Tendances liées aux traces affichant une augmentation persistante non mise à niveau, chaînes fractionnées très différentes les unes des autres, autocorrélation importante
 - S04 (retrait de la série de CPUE)

L'exécution pour laquelle on a retiré la série de CPUE (S04) n'a manifestement pas convergé; elle affichait une longue tendance à la hausse corrélée (voir la figure F.40). Le modèle a besoin de la stabilité entraînée par cette série parce que la trajectoire de la biomasse est un « aller simple », soit une configuration qui est extrêmement difficile à estimer de manière fiable (Hilborn et Walters 1992). De même, l'exécution pour laquelle on a retiré les deux premiers relevés (S05) a aussi affiché des difficultés en matière de convergence, mais celles-ci n'étaient pas aussi extrêmes que celles de l'exécution S04. On a décrit les résultats de l'exécution S05, qui montrent que celle-ci n'a pas diminué aussi rapidement que l'exécution centrale et que l'estimation médiane de B_{2020}/B_0 était de 0,093. Cette estimation est beaucoup plus élevée que celles des autres analyses de sensibilité (figure F.43).

L'exécution réalisée au moyen de la matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte visait à montrer la sensibilité de l'évaluation du stock à cette hypothèse concernant l'erreur de détermination de l'âge. Même si la trajectoire relative de cette exécution s'écarte de celle de l'exécution centrale entre 1960 et 1980, les deux exécutions convergent après 1980 et terminent au même endroit (figure F.43), ce qui indique que les prédictions du modèle sont robustes par rapport aux hypothèses sur l'erreur de détermination de l'âge testées. De même, le fait de diminuer σ_R à 0,6 a un peu augmenté les prédictions du modèle pour B_t/B_0 par rapport à l'exécution centrale (la médiane de B_{2020}/B_0 a été estimée à 0,033 plutôt qu'à 0,021), mais il n'y avait presque aucune différence par rapport à l'exécution centrale lorsqu'on a augmenté σ_R à 1,2.

Comme on s'y attendait, le fait de changer les données historiques sur les prises a influencé les prédictions du modèle; l'exécution S06 (diminution de 33%) a un peu augmenté la valeur de B_t/B_0 par rapport à l'exécution centrale, tandis que l'inverse s'est produit lorsqu'on a augmenté les prises de 50% (exécution S07). On ne connaît pas la précision des données historiques sur les prises reconstituées dans les exécutions de référence et les autres analyses de sensibilité, mais les données présentées sont les meilleures qu'on a pu obtenir à l'heure actuelle avec les renseignements disponibles.

L'analyse de sensibilité S08 a été effectuée grâce au modèle de croissance de von Bertalanffy à vraisemblance maximale, qui a produit des prédictions presque identiques à celles de l'exécution centrale. Il s'agit d'un bon résultat, qui indique que cette évaluation du stock n'est pas sensible au modèle de croissance de recharge estimé de façon plus habituelle. Finalement, l'analyse de sensibilité S09 montre que l'hypothèse selon laquelle les jeunes bocaccios (moins de cinq ans) ne contribuent pas à la population de géniteurs a un effet important sur les estimations actuelles de l'état du stock, compte tenu du fait que les individus de la cohorte de 2016 ont seulement atteint l'âge 4 en 2020. Même si on n'est pas prêt à modifier cette hypothèse (pour les raisons décrites dans la section D.1.4 de l'Annexe D), on a remarqué que les estimations de l'état du stock de 2020 pour toutes les exécutions à l'exception de S09 représentent l'état du stock de bocaccios avant l'arrivée de la vague de recrutement associée à la cohorte de 2016.

Tableau F.61. Valeurs médianes des échantillons de MCMC pour les principaux paramètres estimés; l'exécution centrale est comparée aux huit analyses de sensibilité (1 000 échantillons chacune). Dans le tableau, C = centrale, E = exécution et S = sensibilité. Les indices numériques autres que ceux pour R_0 et M indiquent les types d'engins g utilisés lors des relevés suivants: 1 = relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte; 2 = relevé synoptique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver; 3 = relevé synoptique au large de la côte ouest de Haida Gwaii; 4 = relevé synoptique dans le détroit d'Hécate; 5 = relevé triennal du NMFS; 6 = relevé historique dans le goulet de l'île Goose; 7 = CPUE provenant des activités de pêche commerciale. Analyses de sensibilité : S01 = erreur de détermination de l'âge restreinte; S02 = $\sigma R = 0,6$; S03 = $\sigma R = 1,2$; S05 = retrait du relevé dans le goulet de l'île Goose et du relevé du NMFS; S06 = diminution des prises; S07 = augmentation des prises; S08 = modèle de von Bertalanffy original; S09 = ajustements des maturités hâtives

	C(E02)	S01(E05)	S02(E07)	S03(E08)	S05(E10)	S06(E11)	S07(E12)	S08(E13)	S09(E14)
R_0	1 716	1 459	1 627	1 674	1 988	1 391	2 240	1 688	1 759
h	0,669	0,628	0,427	0,781	0,771	0,709	0,633	0,650	0,667
q_1	0,0352	0,0367	0,0359	0,0361	0,0124	0,0345	0,0362	0,0357	0,0353
q_2	0,0391	0,0420	0,0345	0,0433	0,0134	0,0388	0,0398	0,0398	0,0392
q_3	0,00355	0,00372	0,00308	0,00391	0,00122	0,00353	0,00359	0,00352	0,00354
q_4	0,00830	0,00892	0,00734	0,00900	0,00276	0,00814	0,00820	0,00835	0,00836
q_5	0,0574	0,0625	0,0537	0,0605	—	0,0600	0,0538	0,0581	0,0571
q_6	0,0221	0,0231	0,0197	0,0239	—	0,0253	0,0182	0,0222	0,0220
q_7	0,000320	0,000345	0,000282	0,000345	0,000130	0,000317	0,000320	0,000321	0,000319
μ_1	12,2	10,1	13,4	11,4	11,7	12,2	11,9	12,3	12,0
μ_2	10,1	10,2	10,1	9,94	9,88	10,0	9,99	10,1	9,94
μ_3	12,5	12,3	12,5	12,5	12,3	12,6	12,4	12,4	12,4
μ_4	13,8	12,9	13,4	13,6	13,2	13,8	13,5	13,7	13,7
μ_7	11,1	11,1	11,5	11,0	11,1	11,2	11,2	11,2	11,1
Δ_1	0,966	0,982	0,982	0,967	0,984	0,984	0,966	0,975	0,969
Δ_2	0,873	0,977	0,879	0,885	0,877	0,842	0,869	0,871	0,874
Δ_3	0,993	1,03	0,974	0,983	0,955	0,993	0,976	0,979	0,962
Δ_4	0,977	0,981	0,988	0,964	0,970	0,990	0,977	0,976	0,983
Δ_7	1,03	1,00	1,06	1,03	1,01	1,02	1,06	1,04	1,04
$\log v_{1L}$	4,59	4,63	4,84	4,47	4,55	4,59	4,57	4,52	4,57
$\log v_{2L}$	3,80	4,20	3,87	3,82	3,76	3,80	3,84	3,83	3,79
$\log v_{3L}$	3,29	3,75	3,49	3,38	3,26	3,28	3,26	3,27	3,28
$\log v_{4L}$	4,42	4,36	4,64	4,28	4,40	4,38	4,39	4,39	4,39
$\log v_{7L}$	3,55	3,70	3,76	3,47	3,58	3,52	3,57	3,56	3,54

Tableau F.62. Médianes des valeurs calculées au moyen de la méthode de MCMC pour l'exécution centrale et huit analyses de sensibilité (1 000 échantillons chacune) à partir de leurs distributions a posteriori respectives. Voici les définitions utilisées dans le tableau : B_0 – Biomasse féconde en situation d'équilibre à un taux de récolte nul (femelles matures); V_0 – Biomasse vulnérable en situation d'équilibre à un taux de récolte nul (mâles et femelles); B_{2020} – Biomasse féconde au début de 2020; V_{2020} – Biomasse vulnérable au milieu de 2020; u_{2019} – Taux d'exploitation (rapport entre le total de prises et la biomasse vulnérable) au milieu de 2019; u_{\max} – Taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux de récolte maximal de 1935 à 2019); B_{RMS} – Biomasse féconde en situation d'équilibre au rendement maximal durable (RMD); u_{RMS} – taux de récolte situation d'équilibre au RMD; V_{RMS} – Biomasse vulnérable en situation d'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMD) sont en tonnes. Analyses de sensibilité : S01 = erreur de détermination de l'âge restreinte; S02 = $\sigma_R = 0,6$; S03 = $\sigma_R = 1,2$; S05 = retrait du relevé dans le goulet de l'île Goose et du relevé du NMFS; S06 = diminution des prises; S07 = augmentation des prises; S08 = modèle de von Bertalanffy original; S09 = ajustements des maturités hâtives

	C(E02)	S01(E05)	S02(E07)	S03(E08)	S05(E10)	S06(E11)	S07(E12)	S08(E13)	S09(E14)
B_0	32 289	27 674	30 878	31 767	37 733	26 408	42 484	32 728	33 583
V_0 (Trawl)	55 089	47 601	52 910	54 189	64 398	44 895	72 654	53 874	56 779
V_0 (Other)	53 564	45 939	51 260	52 737	62 640	43 836	70 524	52 844	55 360
B_{2020}	899	843	1 073	762	3 268	918	882	914	3 004
V_{2020} (Trawl)	5 703	5 406	4 169	6 616	17 661	6 049	5 543	5 282	5 714
V_{2020} (Other)	4 709	3 744	3 243	5 608	14 069	5 025	4 434	4 304	4 793
B_{2020}/B_0	0,0278	0,0308	0,0354	0,0243	0,0928	0,0355	0,0207	0,0288	0,0884
V_{2020}/V_0 (Trawl)	0,104	0,118	0,0789	0,125	0,296	0,136	0,0771	0,0998	0,101
V_{2020}/V_0 (Other)	0,0875	0,0833	0,0634	0,110	0,248	0,117	0,0624	0,0842	0,0856
u_{2019} (Trawl)	0,0250	0,0255	0,0283	0,0237	0,00775	0,0239	0,0253	0,0255	0,0251
u_{2019} (Other)	0,000930	0,00111	0,00111	0,000854	0,000300	0,000883	0,000968	0,000955	0,000920
u_{\max} (Trawl)	0,0588	0,0628	0,0528	0,0628	0,0256	0,0582	0,0647	0,0589	0,0583
u_{\max} (Other)	0,00968	0,0107	0,00926	0,00997	0,00540	0,00912	0,0137	0,00978	0,00961
RMS	1 461	1 160	829	1 714	1 946	1 296	1 820	1 329	1 544
B_{RMS}	9 462	8 474	11 842	7 959	9 908	7 375	12 955	9 924	9 877
$0.4B_{2020}$	3 785	3 390	4 737	3 184	3 963	2 950	5 182	3 970	3 951
$0.8B_{2020}$	7 570	6 779	9 474	6 367	7 926	5 900	10 364	7 939	7 902
B_{2020}/B_{RMS}	0,0963	0,0994	0,0922	0,0973	0,374	0,126	0,0680	0,0941	0,300
B_{RMS}/B_0	0,291	0,308	0,382	0,250	0,255	0,278	0,306	0,304	0,293
V_{RMS}	17 554	16 156	21 276	15 121	19 001	13 787	24 129	17 562	18 183
V_{RMS}/V_0 (Trawl)	0,319	0,339	0,402	0,282	0,288	0,308	0,334	0,328	0,319
V_{RMS}/V_0 (Other)	0,328	0,353	0,417	0,289	0,298	0,317	0,345	0,336	0,327
u_{RMS}	0,0850	0,0720	0,0390	0,113	0,108	0,0930	0,0760	0,0760	0,0850
u_{2019}/u_{RMS} (Trawl)	0,291	0,349	0,733	0,207	0,0679	0,255	0,333	0,338	0,287
u_{2019}/u_{RMS} (Other)	0,0109	0,0153	0,0284	0,00749	0,00267	0,00947	0,0128	0,0127	0,0107

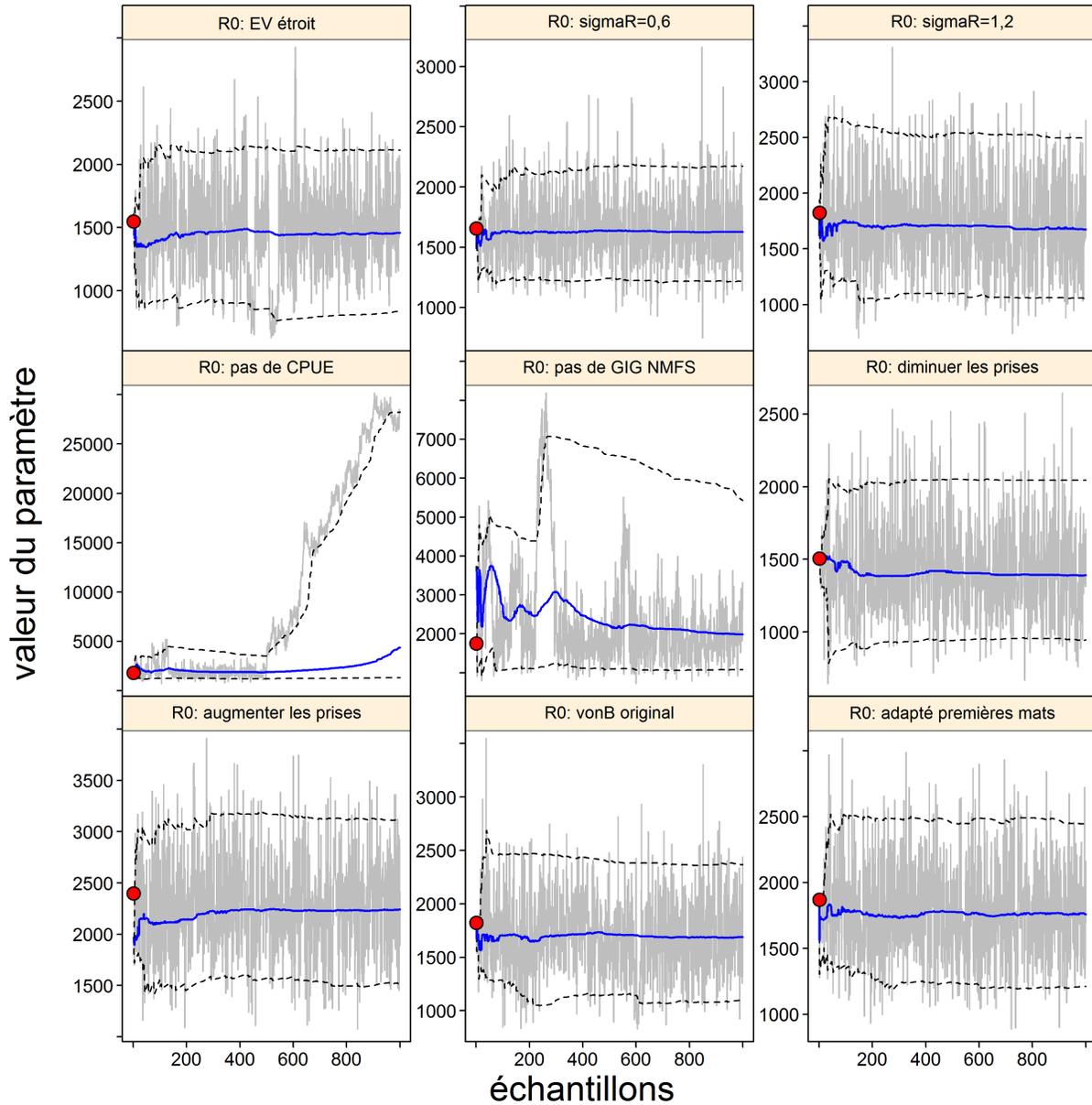


Figure F.40. Sensibilité de R_0 : traces de la méthode de MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines bleues montrent la médiane cumulative (jusqu'à l'échantillon en question) et les lignes tiretées montrent les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du mode de la distribution a posteriori.

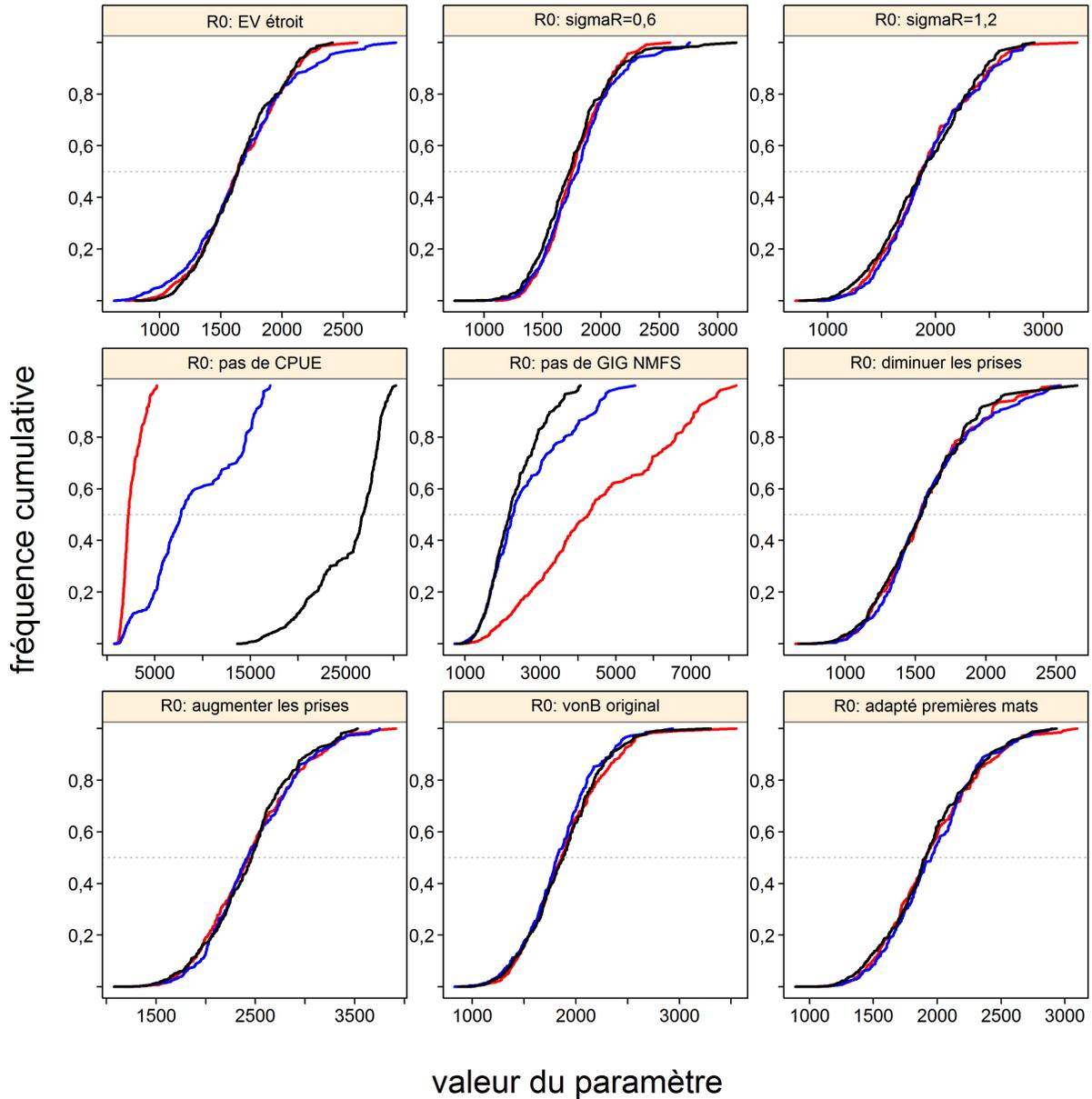


Figure F.41. Sensibilité de R_0 : graphiques de diagnostics obtenus en divisant la chaîne de MCMC de 1 000 MCMC échantillons en trois segments et en superposant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du troisième segment (noir).

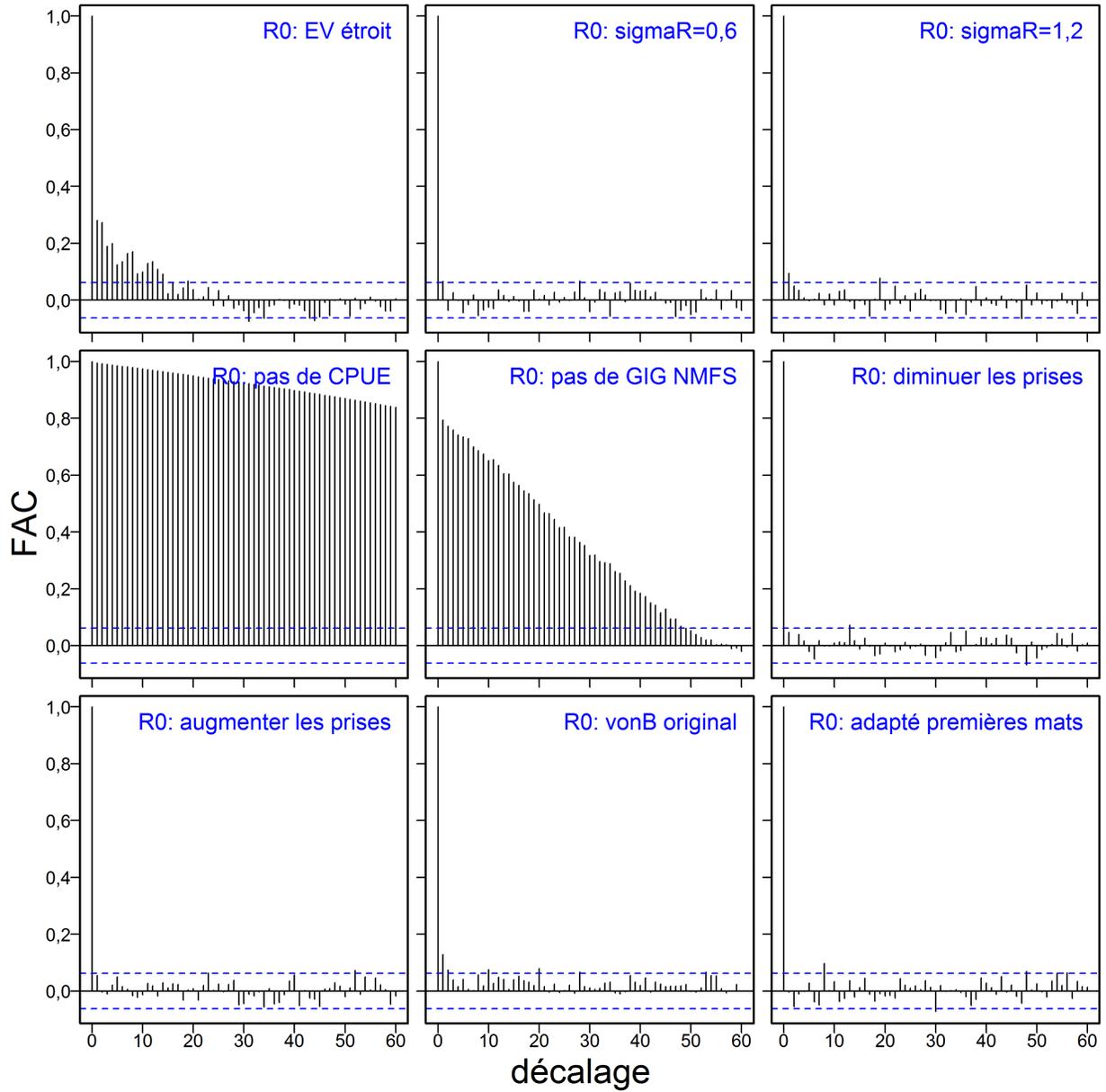


Figure F.42. Sensibilité de R_0 : graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés provenant des résultats de la méthode de MCMC. Les lignes horizontales, tiretées et bleues délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées associé à chaque paramètre.

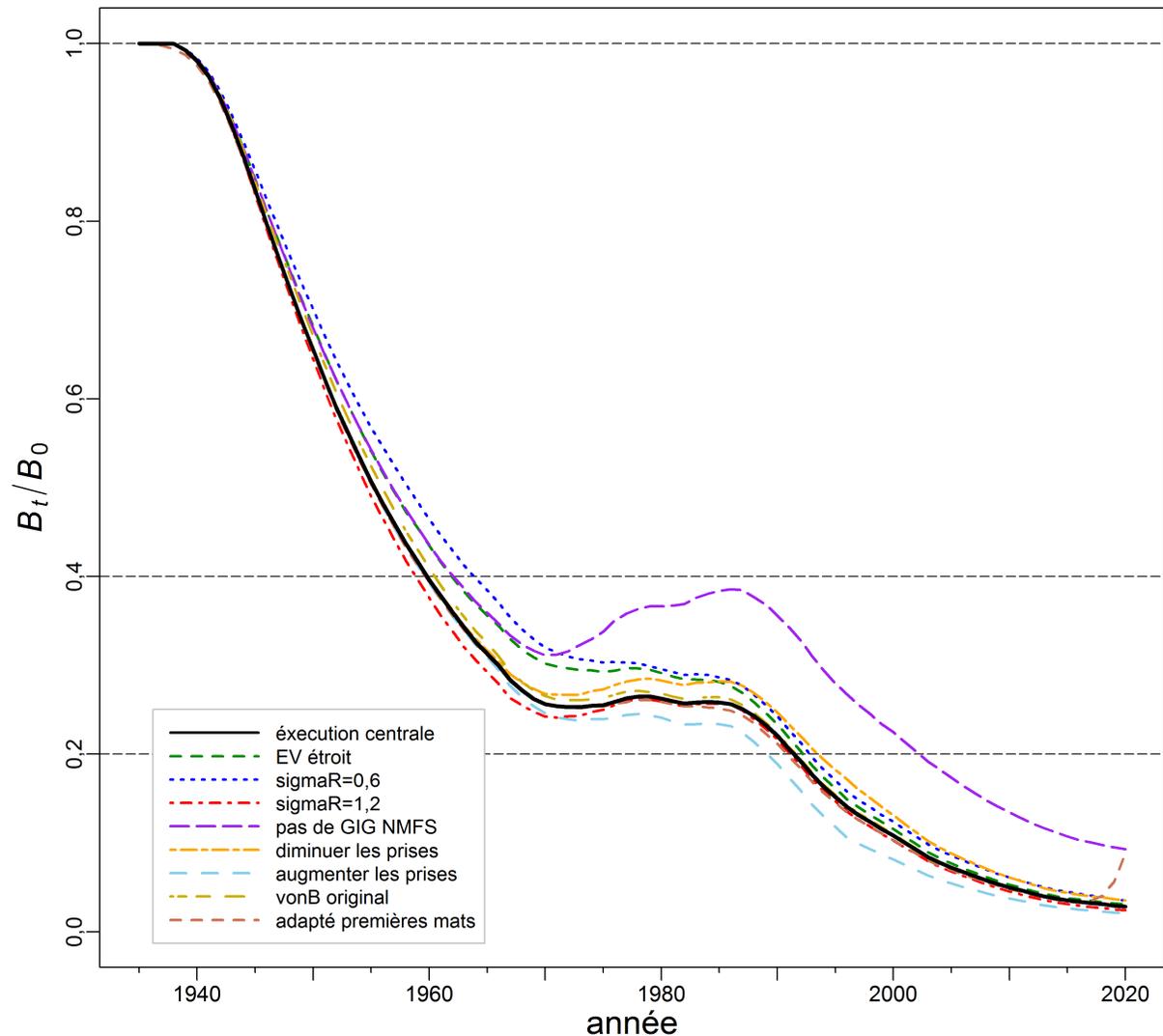


Figure F.43. Sensibilité : trajectoires modélisées de la biomasse féconde médiane représentée comme une proportion de la biomasse en situation d'équilibre à un taux de récolte nul (B_t/B_0) pour l'exécution centrale du scénario de référence composite et huit analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin inférieur gauche). Les lignes horizontales tiretées montrent les points de référence de recharge utilisés par d'autres pays, soit $0,2B_0$ (\sim DFO's USR), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à B_{RMS}) et B_0 (biomasse féconde en situation d'équilibre).

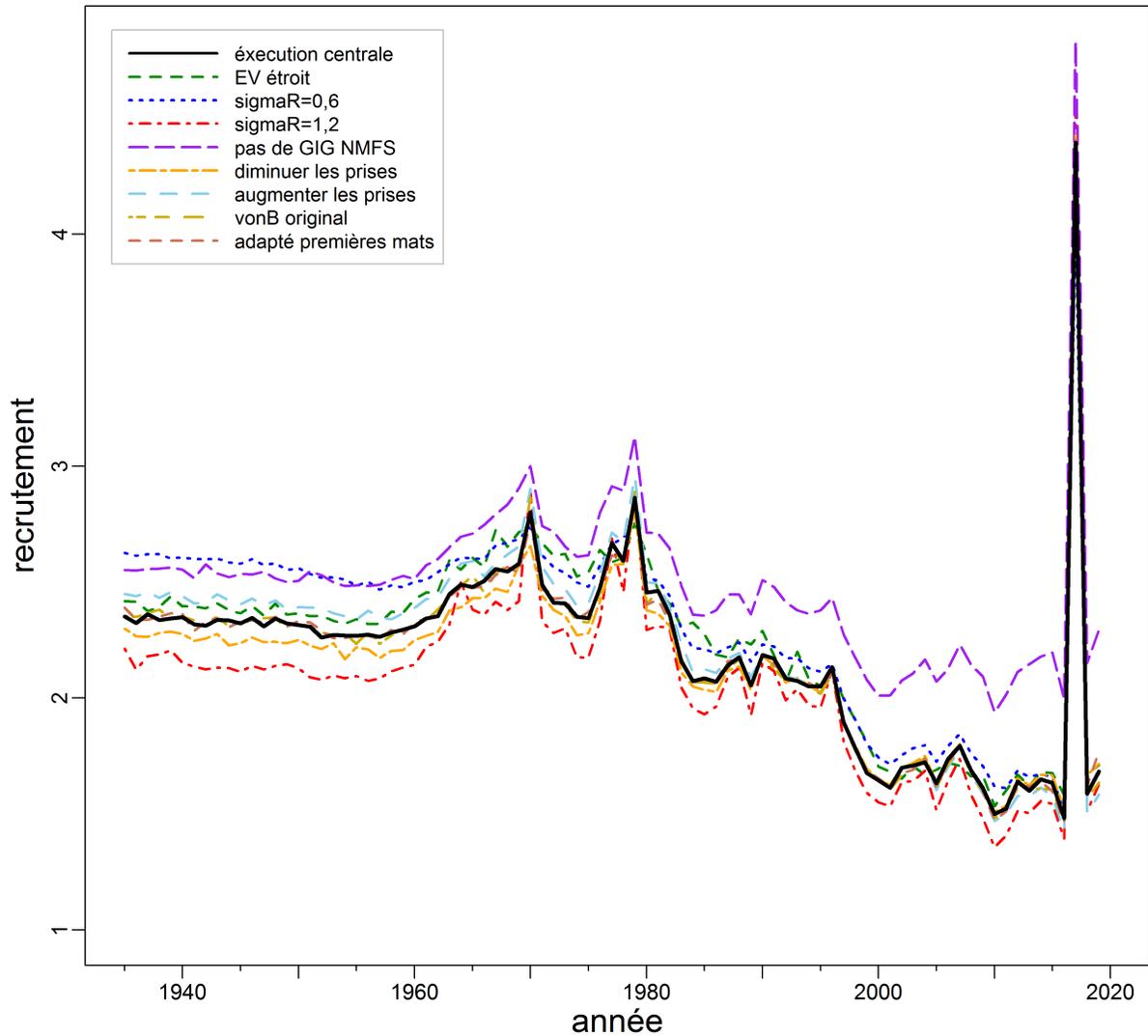


Figure F.44. Sensibilité : trajectoires modélisées du \log_{10} associé au recrutement médian des individus d'âge 1 (R_t , en milliers d'individus) pour l'exécution centrale du scénario de référence composite et les huit analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin supérieur droit).

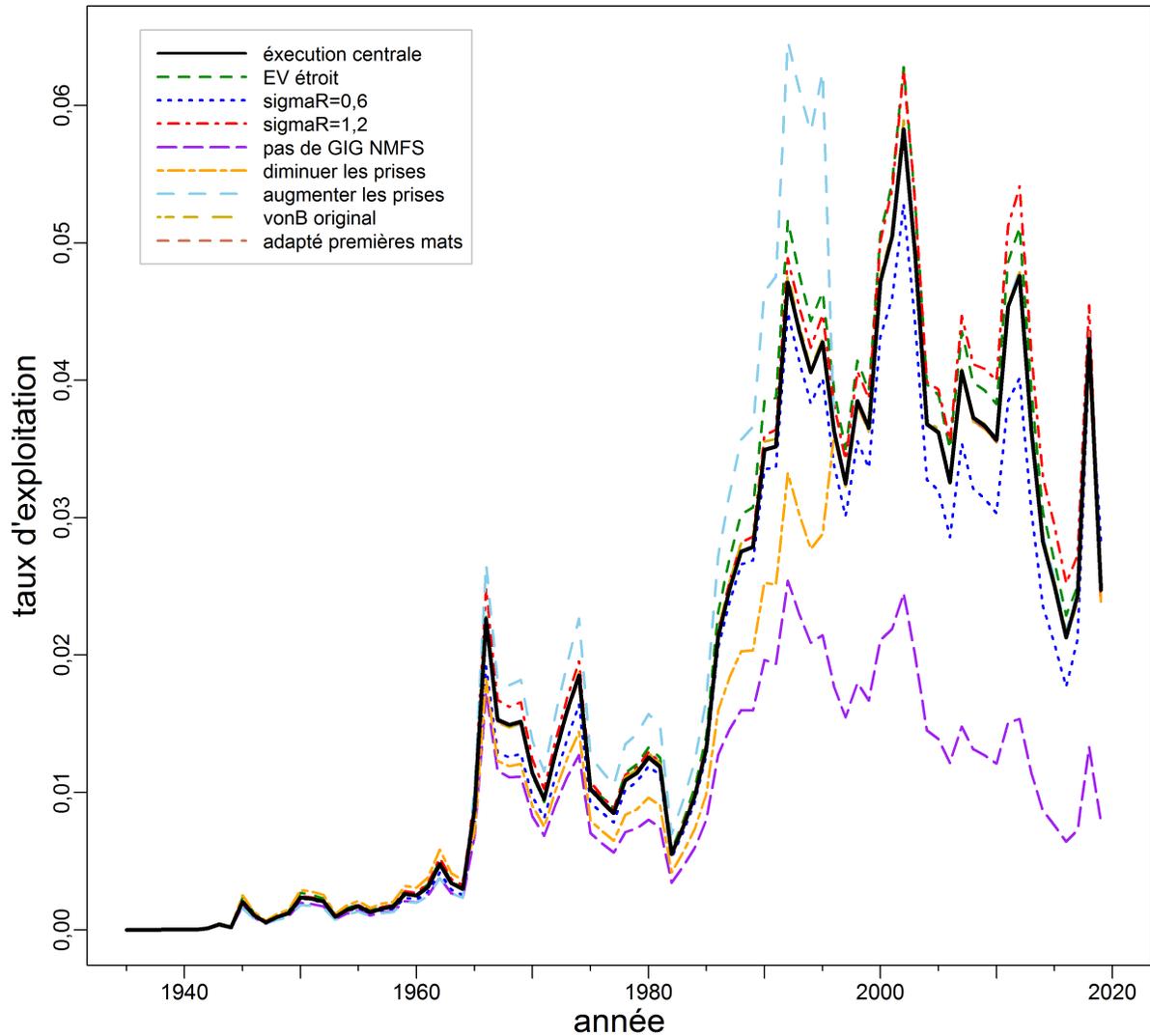


Figure F.45. Sensibilité : trajectoires modélisées du taux de récolte médian associé à la biomasse vulnérable (u_t) pour l'exécution centrale du scénario de référence composite et huit analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin supérieur gauche).

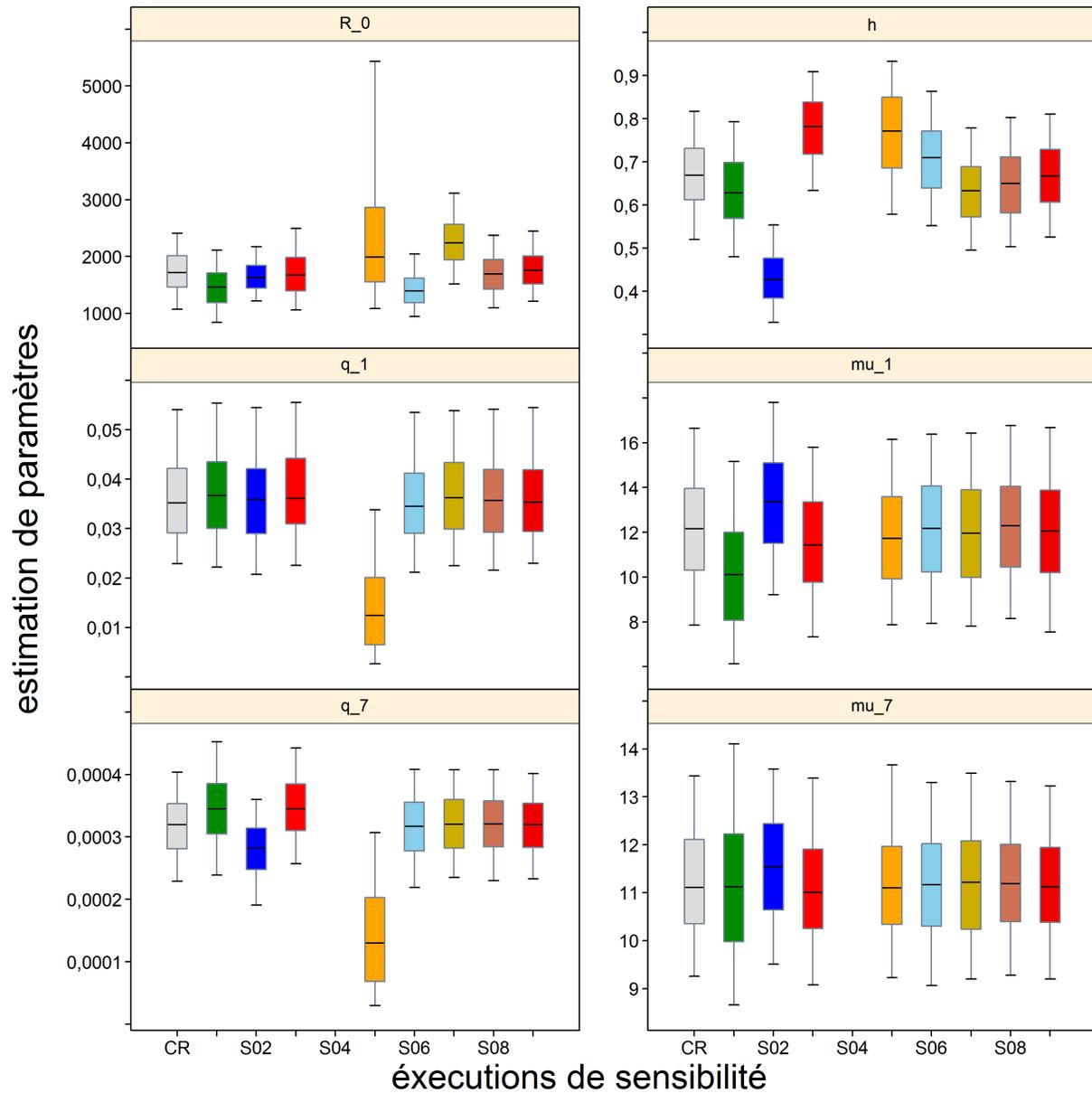


Figure F.46. Sensibilité : diagrammes de quantiles représentant les estimations des paramètres choisis (R_0 , h , q_g , μ_g) qui comparent l'exécution centrale à huit analyses de sensibilité. Indices : $g=2$ correspond au relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte; $g=6$ correspond aux activités de pêche commerciale au chalut. Voir le texte associé aux valeurs de sensibilité. Les boîtes représentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes ont été exclues.

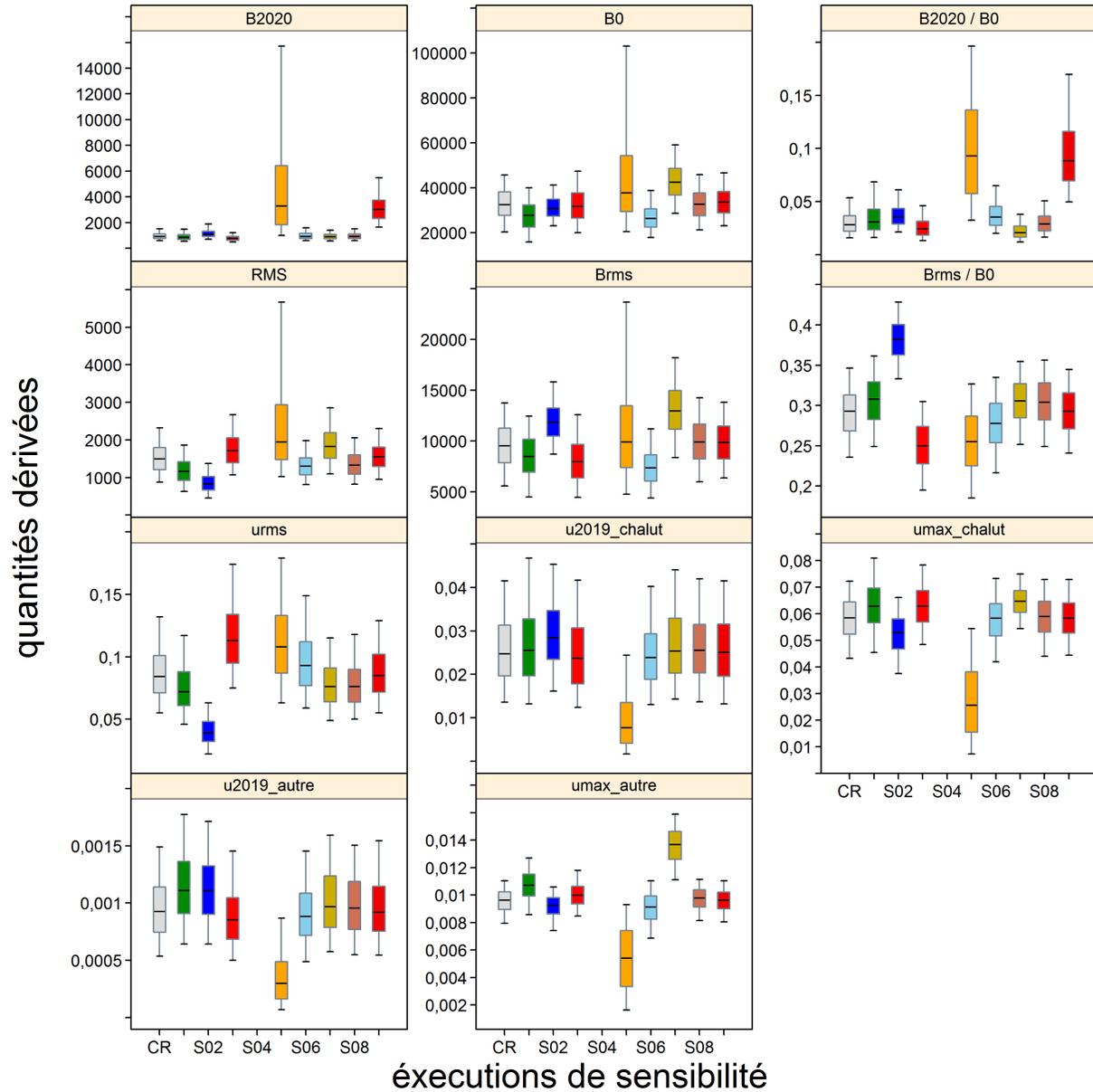


Figure F.47. Sensibilité : diagrammes de quantiles représentant des valeurs calculées choisies (B_{2020} , B_0 , B_{2020}/B_0 , RMS, B_{RMS} , B_{RMS}/B_0 , u_{2019} , u_{RMS} , u_{max}) qui comparent l'exécution centrale à huit analyses de sensibilité. Voir le texte associé aux valeurs de sensibilité. Les boîtes représentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes ont été exclues.

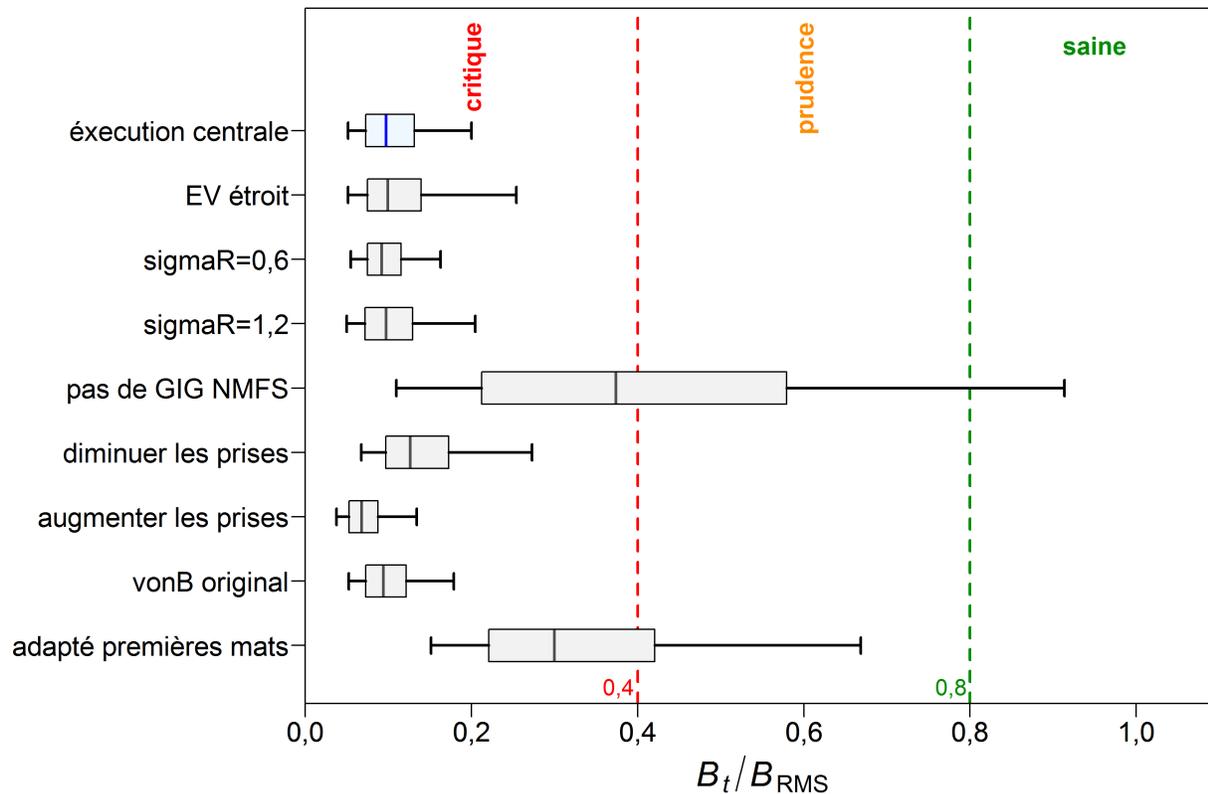


Figure F.48. Sensibilité : état du stock de bocaccios au début de 2020 en fonction des points de référence de l'approche de précaution du MPO, soit $0,4B_{RMS}$ et $0,8B_{RMS}$, pour l'exécution centrale du scénario de référence composite (exécution 02) et huit analyses de sensibilité : S1 = (exécution 05) utilisation d'une matrice de l'erreur de détermination de l'âge restreinte; S2 = (exécution 07) diminution de σ_R de 0,9 à 0,6; S3 = (exécution 08) augmentation de σ_R de 0,9 à 1,2; S5 = (exécution 10) retrait des séries d'indices du relevé triennal du NMFS et du relevé historique dans le goulet de l'île Goose; S6 = (exécution 11) réduction des prises commerciales d'un tiers pour les années 1965 à 1995; S7 = (exécution 12) augmentation des prises commerciales de 50% pour les années 1965 à 1995; S8 = (exécution 13) utilisation des paramètres de croissance provenant des ajustements originaux du modèle de von Bertalanffy; S9 = (exécution 14) utilisation des ajustements de maturité pour les jeunes individus (âges 1 à 4). Les boîtes représentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 provenant de la distribution a posteriori de la méthode de MCMC.

F.2.3. ANALYSE DE SENSIBILITÉ PROJÉTÉE

On a étudié l'incertitude concernant l'importance de la cohorte de 2016 en exécutant une analyse de sensibilité projetée dans laquelle on a seulement utilisé les valeurs correspondant au 5e[ML3] centile le plus faible de la distribution a posteriori du recrutement de 2016 (figure F.49) afin d'estimer l'état du stock dans le futur (figure F.50). Selon ces projections, le temps nécessaire pour que la biomasse se rétablisse à un niveau supérieur au PRL et au PRS a augmenté de deux ans seulement (tableaux F.63 et F.64).

On peut considérer que d'importantes vagues de recrutement occasionnelles sont typiques pour les espèces de *Sebastes*, mais de telles vagues ont tendance à se produire tous les 10 à 25 ans pour les autres espèces du même genre qui ont été évaluées. Le bocaccio semble être un cas particulier étant donné qu'une seule cohorte importante a été observée dans les données potentielles couvrant une période de 60 ans. L'existence de l'importante cohorte de 2016 est une

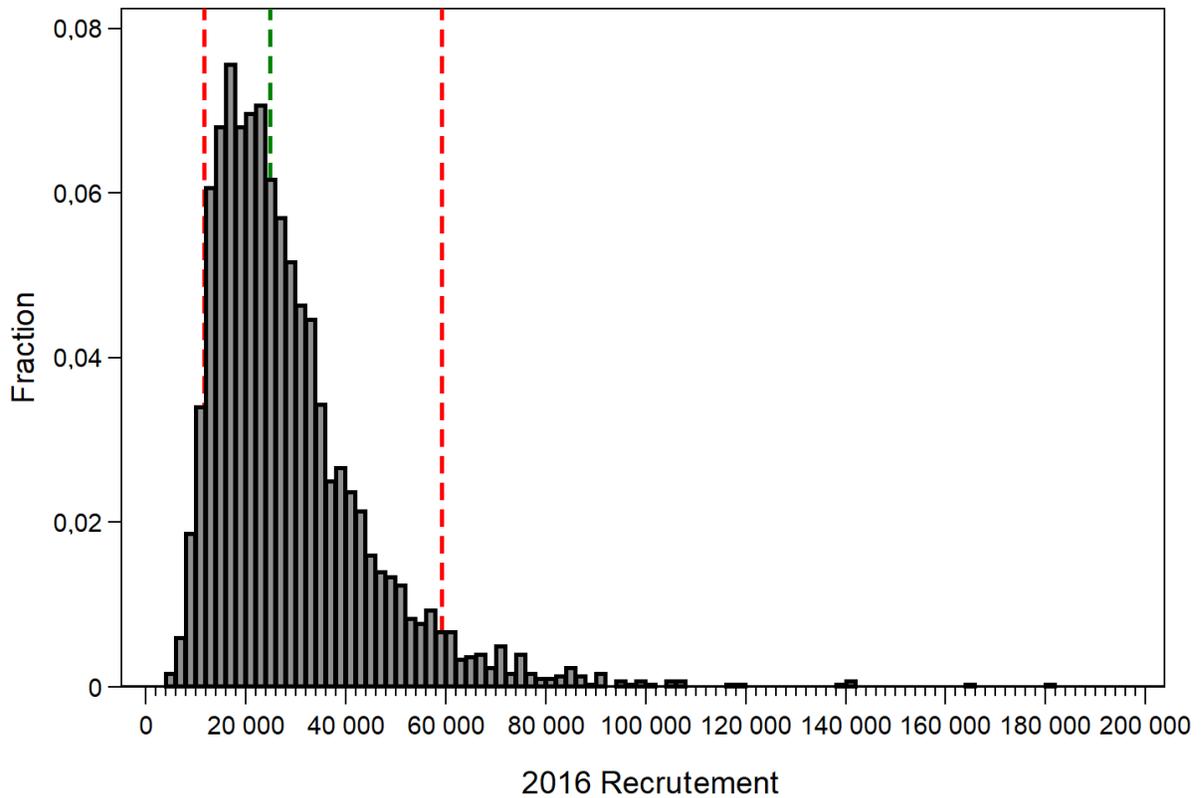
information favorable qui devrait mener au rétablissement de l'espèce, selon les prédictions, mais il est à noter que pour la population du sud de la Californie, plusieurs bonnes vagues de recrutement récentes ont été nécessaires pour que la population puisse se rétablir.

Tableau F.63. Tableau de décision pour 150 sous-échantillons d'un faible recrutement concernant le point de référence limite (PRL), soit $0,4B_{RMS}$, pour les années projetées 1 à 10 et une plage de limites de prises constantes (en tonnes). Les valeurs représentent $P(B_t > 0,4B_{RMS})$, c'est-à-dire la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année t soit supérieure au PRL. Les probabilités représentent la proportion (jusqu'à deux décimales) des 150 échantillons de MCMC pour lesquels $B_t > 0,4B_{RMS}$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0,25	0,71	0,90	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
50	0	0,25	0,71	0,90	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
100	0	0,25	0,69	0,89	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
150	0	0,24	0,68	0,88	0,95	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
200	0	0,24	0,67	0,88	0,94	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
250	0	0,23	0,66	0,87	0,94	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99
300	0	0,22	0,65	0,86	0,93	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
350	0	0,21	0,63	0,85	0,93	0,96	0,97	0,98	0,98	0,97	0,97
400	0	0,21	0,61	0,85	0,93	0,95	0,97	0,97	0,97	0,95	0,95
450	0	0,21	0,61	0,83	0,92	0,94	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95
500	0	0,19	0,59	0,83	0,92	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
550	0	0,19	0,59	0,81	0,91	0,94	0,94	0,95	0,95	0,94	0,93
600	0	0,18	0,57	0,81	0,91	0,93	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93

Tableau F.64. Tableau de décision pour 150 sous-échantillons d'un faible recrutement concernant le point de référence supérieur (PRS), soit $0,8B_{RMS}$, pour les années projetées 1 à 10 et une plage de limites de prises constantes (en tonnes). Les valeurs représentent $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (2015 à 2019) était de 69 t.

PC	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
0	0	0	0,05	0,33	0,67	0,81	0,88	0,89	0,90	0,91	0,92
50	0	0	0,05	0,31	0,65	0,80	0,87	0,89	0,89	0,89	0,90
100	0	0	0,04	0,31	0,64	0,79	0,85	0,88	0,88	0,89	0,90
150	0	0	0,03	0,29	0,61	0,77	0,85	0,86	0,87	0,88	0,89
200	0	0	0,03	0,29	0,61	0,75	0,83	0,85	0,85	0,87	0,88
250	0	0	0,03	0,27	0,60	0,73	0,80	0,85	0,85	0,85	0,86
300	0	0	0,03	0,25	0,58	0,73	0,79	0,81	0,84	0,85	0,85
350	0	0	0,03	0,23	0,56	0,70	0,78	0,79	0,80	0,82	0,82
400	0	0	0,03	0,23	0,53	0,69	0,76	0,77	0,77	0,79	0,79
450	0	0	0,03	0,23	0,50	0,65	0,75	0,77	0,76	0,77	0,77
500	0	0	0,03	0,22	0,47	0,64	0,73	0,75	0,74	0,73	0,75
550	0	0	0,03	0,21	0,44	0,61	0,69	0,72	0,70	0,69	0,69
600	0	0	0,03	0,17	0,41	0,61	0,66	0,68	0,67	0,67	0,66



5%, 50% & 95% de la distribution indiquée par des lignes verticales

Figure F.49. Analyse de sensibilité projetée : distribution concernant la fréquence de 3 000 échantillons de MCMC associés à la cohorte de 2016 estimée, représentée comme R_{2017} , qui illustre les limites des quantiles 0,05, 0,5 et 0,95. On a utilisé les échantillons inférieurs au quantile 0,05 pour reconstituer la trajectoire de la population et les projections connexes dans la figure F.50 et pour reconstituer les tableaux de décision (tableaux F.63 et F.64).

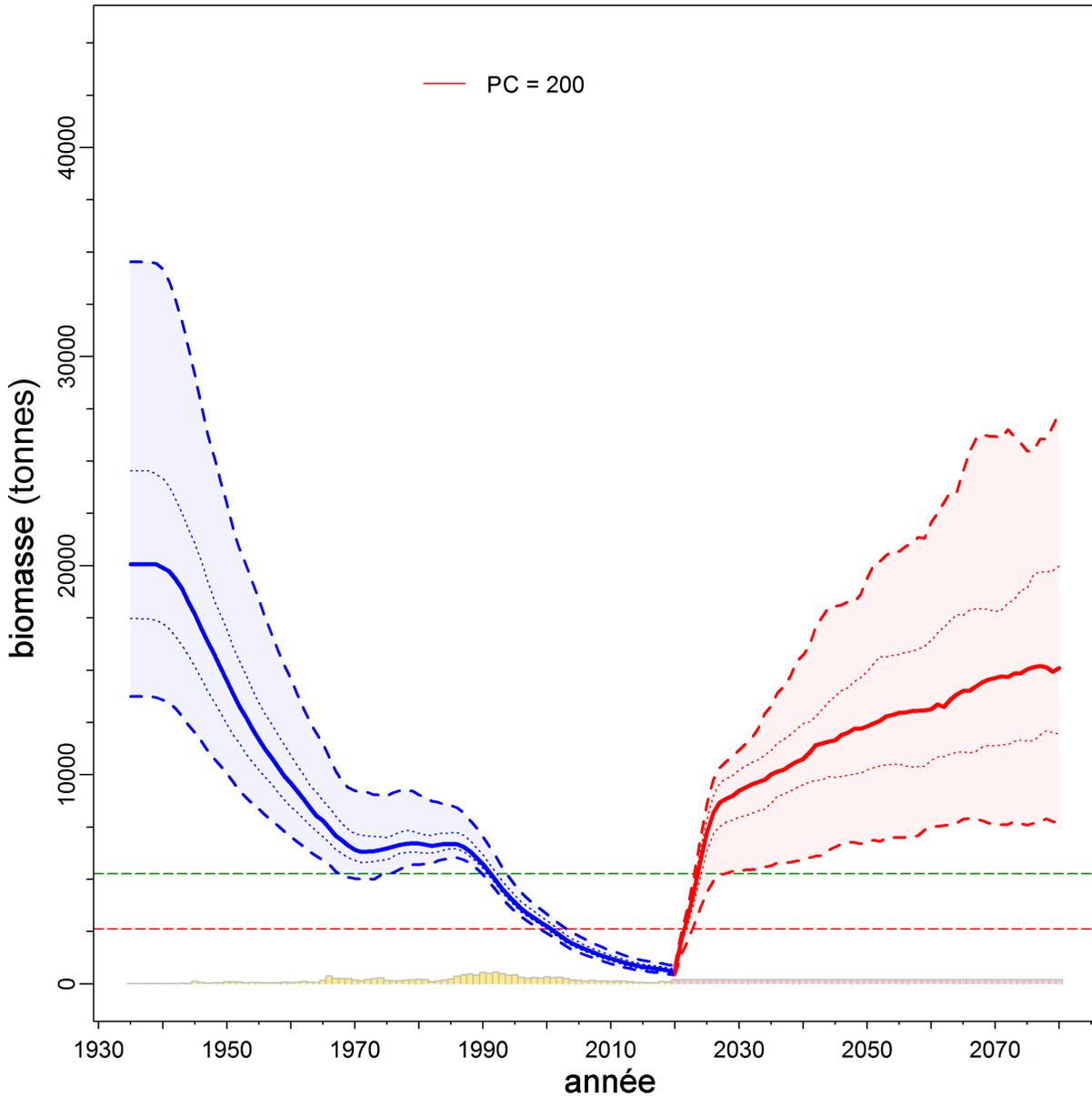


Figure F.50. Analyse de sensibilité projetée : estimations de la biomasse féconde B_t (en tonnes) calculées au moyen de 150 sous-échantillons de faible recrutement provenant de distributions a posteriori du modèle combinées. La médiane de la trajectoire de la biomasse est représentée par une ligne pleine entourée par un intervalle de crédibilité à 90% (quantiles : 0,05 et 0,95) bleu pâle et délimité par des lignes tiretées pour les années $t=1935:2020$; la biomasse projetée est représentée en rouge pâle pour les années $t=2021:2080$. L'intervalle de crédibilité à 50% (quantiles : 0,25 et 0,75) est délimité par des lignes pointillées. Les lignes horizontales tiretées représentent le PRL et le PRS médians. Les prises sont représentées par des barres le long de l'axe inférieur et les limites de prises présumées figurent dans la légende, où $PC = t/\text{année}$.

F.3. RÉFÉRENCES – RÉSULTATS DU MODÈLE

- Forrest, R.E., Holt, K.R. et Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs](#). Fish. Res. 206. 259–286.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- Hilborn, R. et Walters, C.J. 1992. [Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty](#). Chapman and Hall, New York NY.
- N.Z. Min. Fish. 2011. [Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard](#). Ministry of Fisheries, New Zealand.

ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME

Préface : La présente annexe décrit les renseignements sur l'écosystème pertinents pour le bocaccio présent le long de la côte britanno-colombienne. Ces renseignements ne sont pas utilisés à des fins d'évaluation du stock, mais ils comprennent des données qui pourraient être utiles à d'autres agences et permettent l'interprétation de données spatiales et biologiques sur le bocaccio.

G.1. RÉPARTITION SPATIALE

Les données utilisées pour les analyses spatiales sur le bocaccio ont été extraites des bases de données du système SQL « PacHarvest » et « GFFOS » du MPO le 22 octobre 2019. Certaines des analyses ci-dessous visent à faciliter la communication des résultats au [COSEPAC](#) (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada), peu importe le statut de l'espèce évaluée.

Le bocaccio est présent le long de toute la côte britanno-colombienne. De façon générale, on a calculé que la zone d'occurrence couvre 118 967 km² (sur l'eau, à l'exception des données sur les monts sous-marins), en utilisant les activités de pêche historiques (1982 à 2019) pour déterminer une enveloppe convexe en forme de coque (Figure G.1). Parmi les traits de chalut de fond contenant des bocaccios, 99 % ont été réalisés à des profondeurs initiales de 62 à 379 m (Figure G.2). Si on utilise la plage de profondeurs du chalutage de fond comme un indicateur de l'habitat benthique convenable pour le bocaccio, on obtient une meilleure estimation de la zone d'occurrence, correspondant à 70 075 km² dans la zone économique exclusive de la Colombie-Britannique (Figure G.3). Pour estimer la zone d'occupation, on a indiqué l'emplacement des prises de bocaccios dans une grille composée de cellules de 4 km² (côtés de 2 km), et on a additionné la superficie des cellules occupées par l'espèce. On a donc estimé que la superficie de la zone d'occupation était de 15 416 km² le long de la côte britanno-colombienne, de 1996 à 2019 (Figure G.4). La Figure G.5 et la Figure G.6 présentent d'autres représentations de l'abondance relative par lieu de pêche.

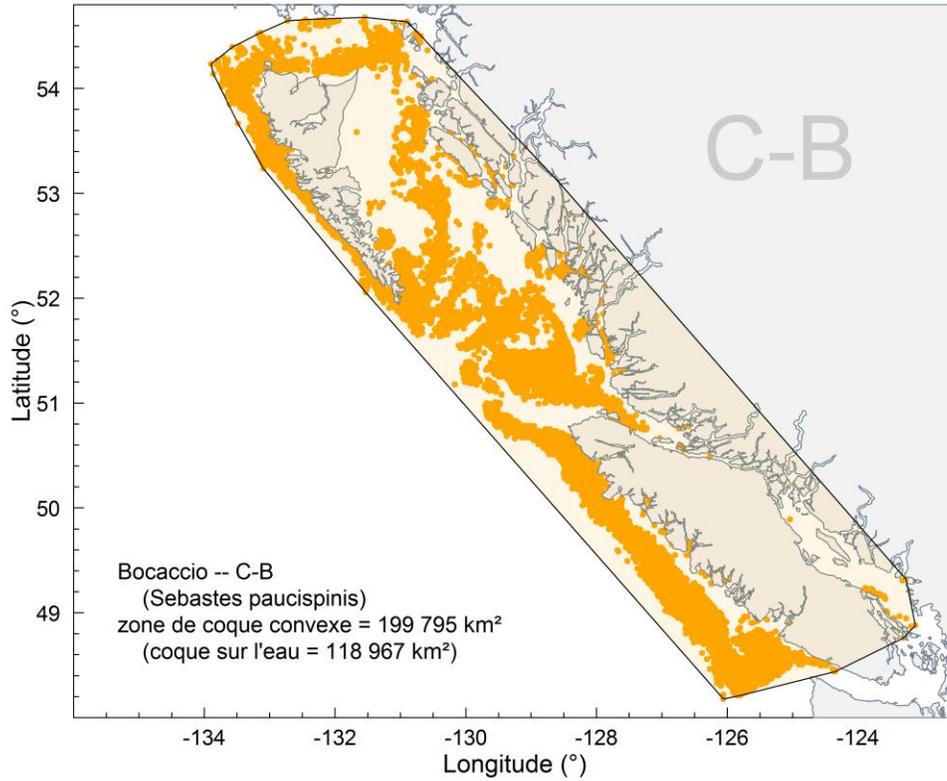


Figure G.1. Zone d'occurrence sous forme d'une enveloppe convexe entourant les activités de pêche dans le cadre desquelles on a capturé des bocaccios le long de la côte britanno-colombienne; la zone ombragée dans l'enveloppe sur l'eau couvre 118 967 km².

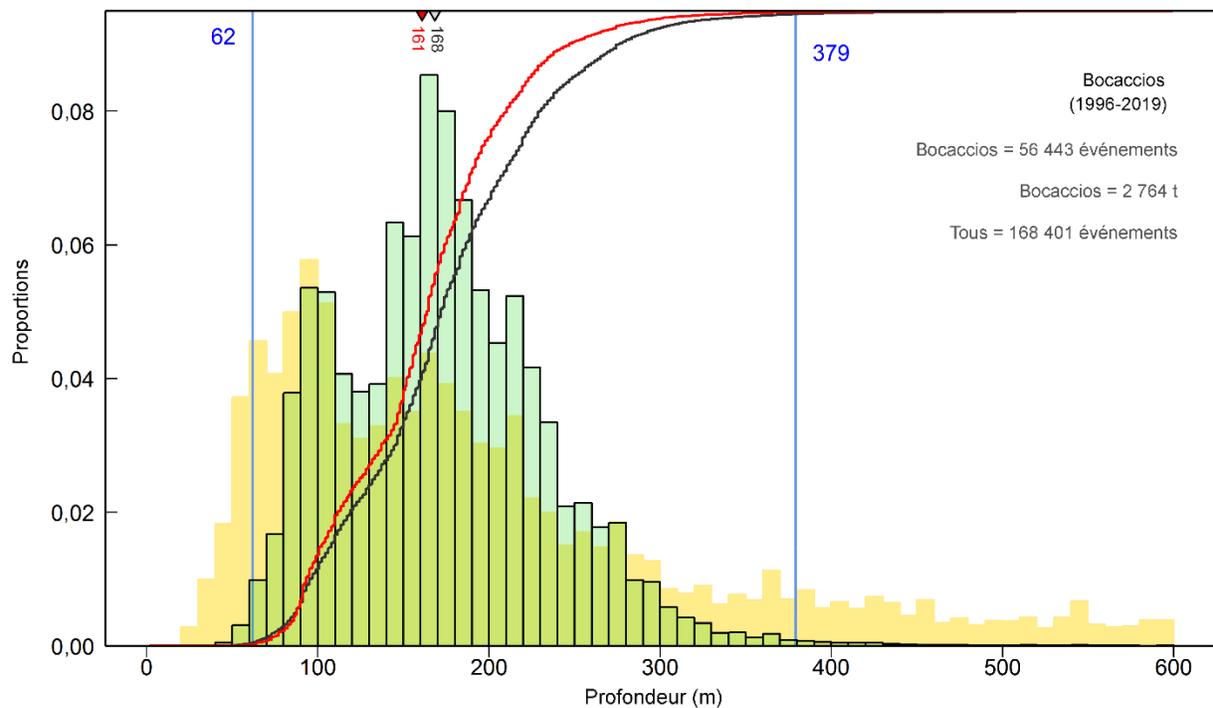


Figure G.2. Zone extracôtière de la Colombie-Britannique – Fréquence de la profondeur des traits de chalut de fond (histogramme vert) qui contiennent des bocaccios, d’après les journaux de bord des activités de pêche commerciale (1996 à 2019 dans les bases de données PacHarvest et GFFOS) pour des zones à l’extérieur du détroit de Georgia. Les lignes pleines verticales indiquent les quantiles 0,005 et 0,995. La courbe noire montre la fréquence cumulative des traits qui contiennent des bocaccios et la courbe rouge représente les prises cumulatives de bocaccios selon la profondeur (échelonnées de 0 à 1). Les profondeurs médianes des prises de bocaccios (triangle gris inversé) et des prises cumulatives (triangle rouge inversé) figurent le long de l’axe supérieur. L’histogramme jaune en arrière-plan fait état de l’effort relatif de la pêche au chalut pour toutes les espèces présentes dans les eaux extracôtières, jusqu’à une profondeur de 600 m.

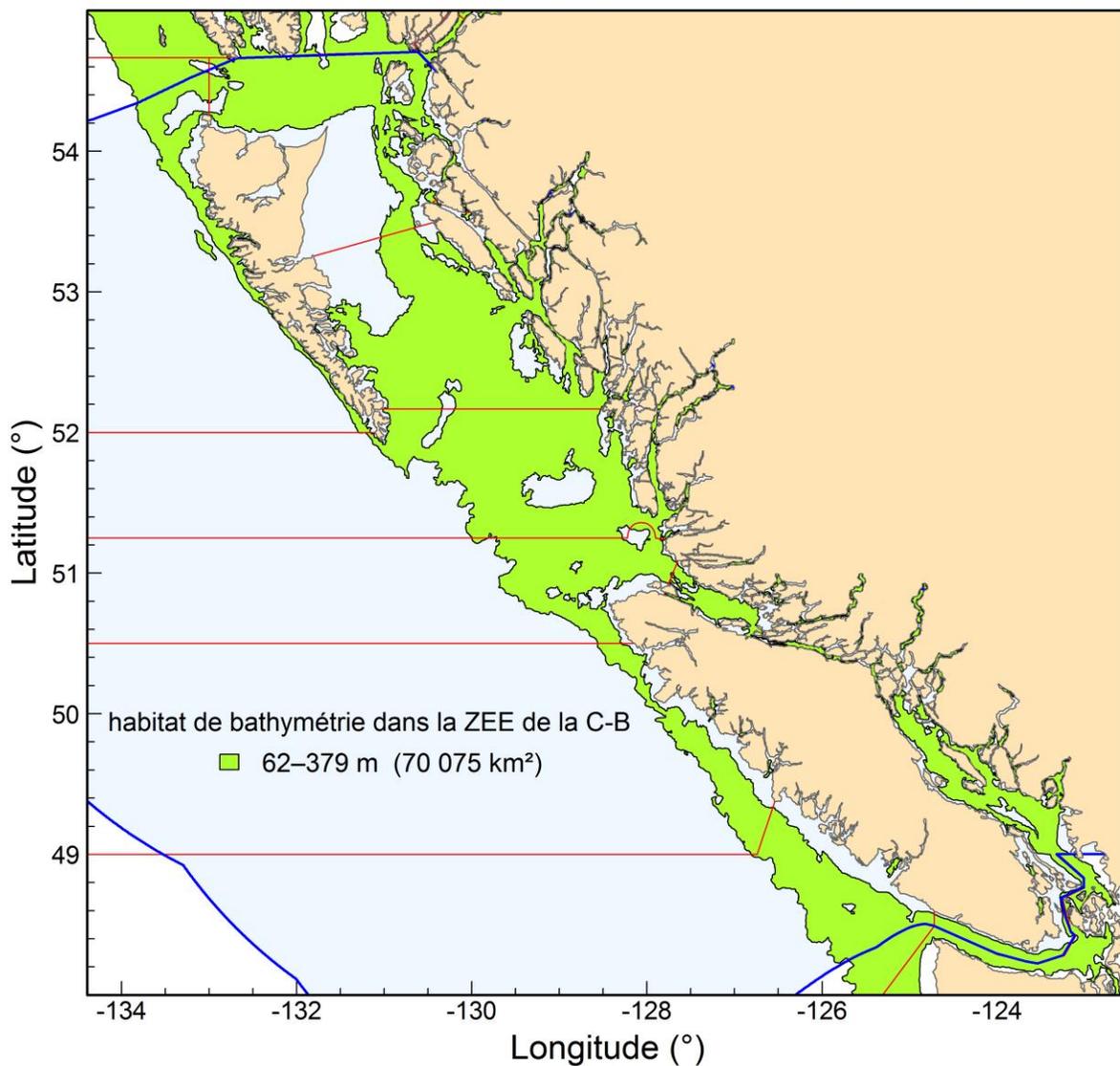


Figure G.3. La zone en surbrillance verte correspondant aux données bathymétriques entre 62 et 379 m sert d'indicateur de l'habitat benthique du bocaccio le long de la côte britanno-colombienne. La portion de cette zone qui se situe dans la zone économique exclusive du Canada (délimitée par des lignes bleues) couvre 70 075 km². Les limites en rouge délimitent les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP).

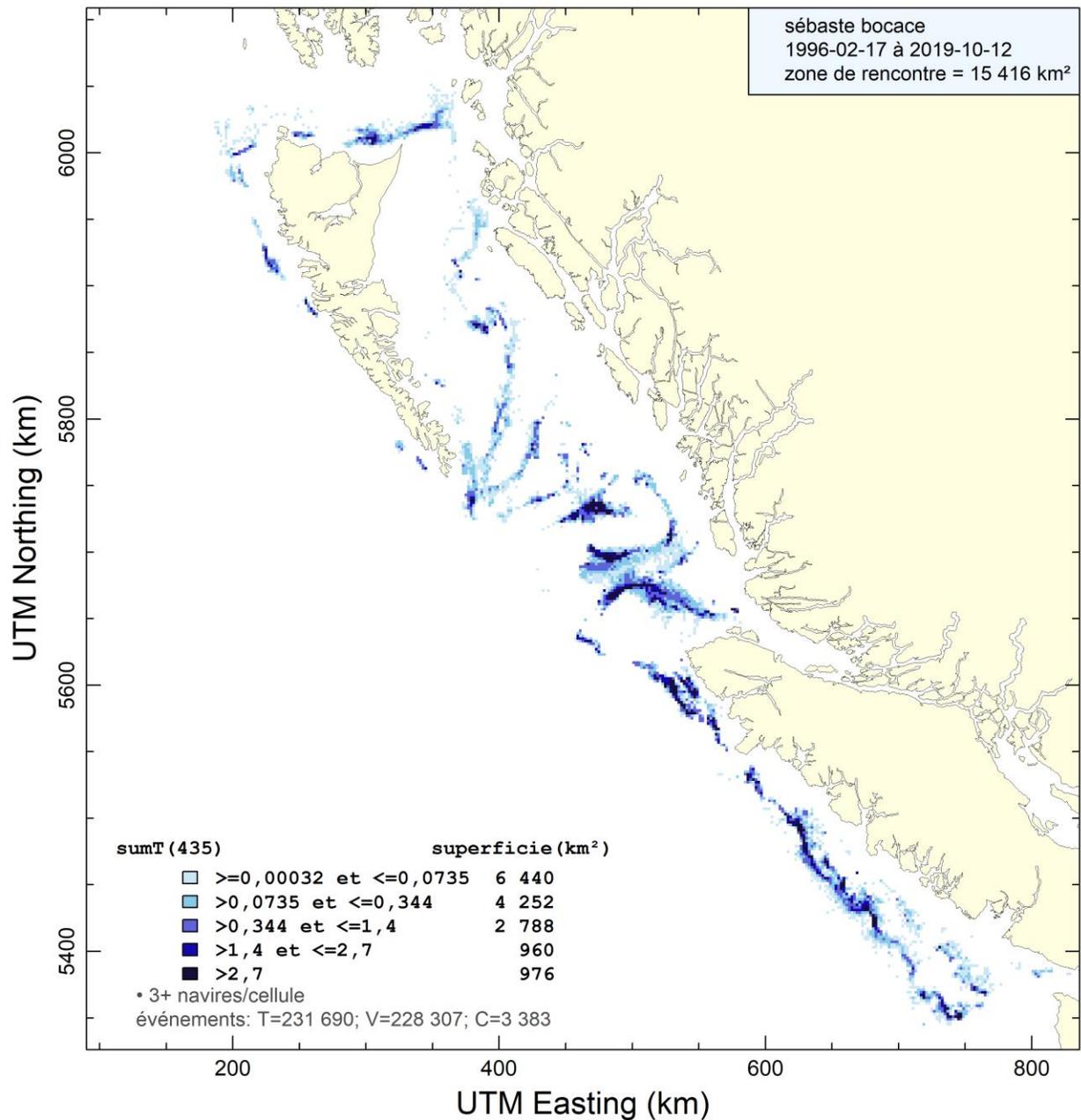


Figure G.4. Zone d'occupation déterminée par les prises de bocaccios effectuées par chalutage dans les cellules de 2 km de côté de la grille. Les cellules dans lesquelles il y avait moins de trois navires de pêche ne sont pas représentées. La superficie de la zone d'occupation est estimée à 15 416 km² le long de la côte britanno-colombienne.

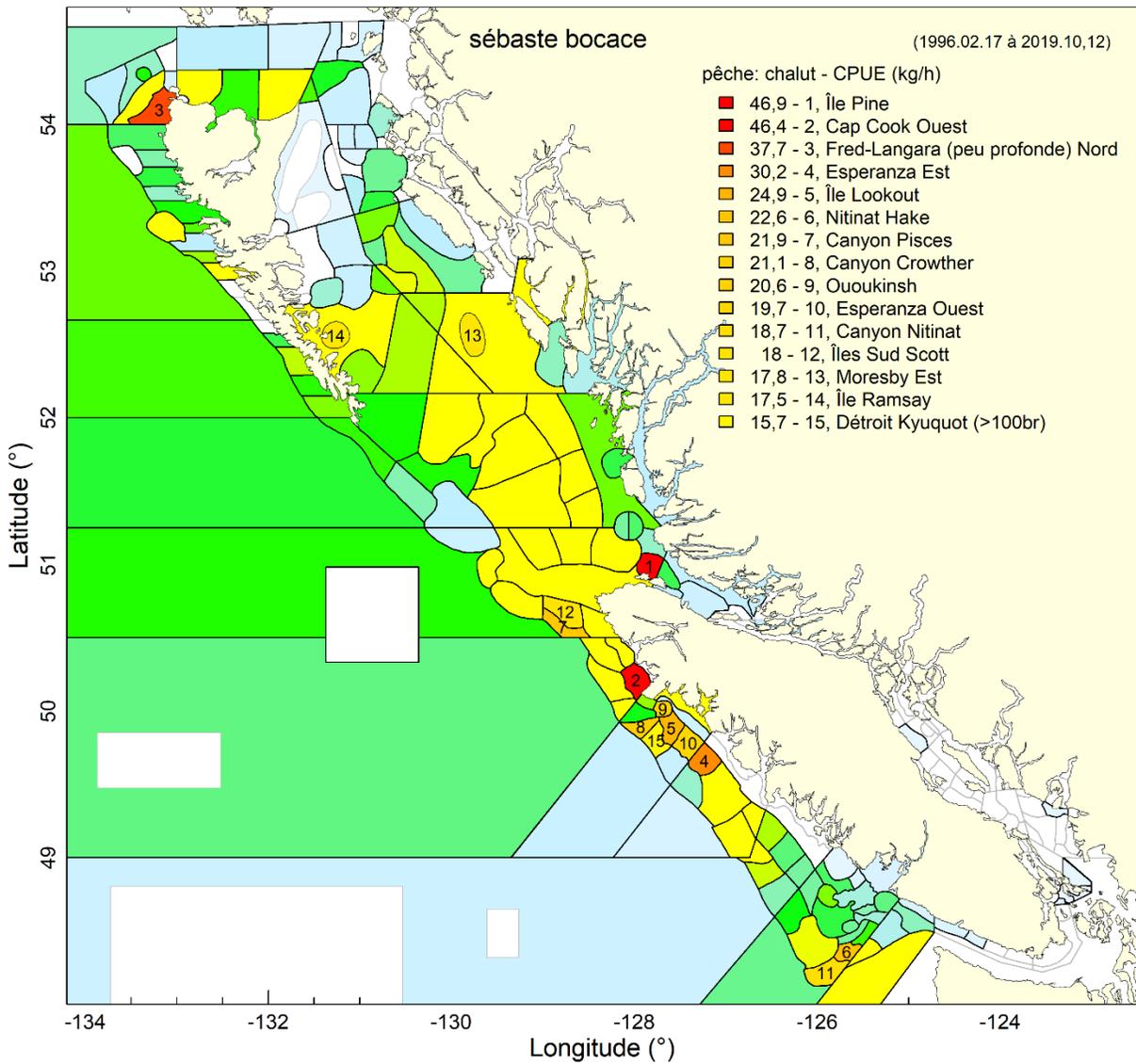


Figure G.5. Quinze principaux lieux de pêche où des bocaccios ont été pêchés par la flottille de chalutiers, selon la moyenne des CPUE (kg/h). Tous les lieux ombragés indiquent des zones où des bocaccios ont été observés de 1996 à 2019; les couleurs vont du bleu clair pour les prises peu nombreuses au rouge pour les prises relativement nombreuses, à l'autre extrémité du spectre.

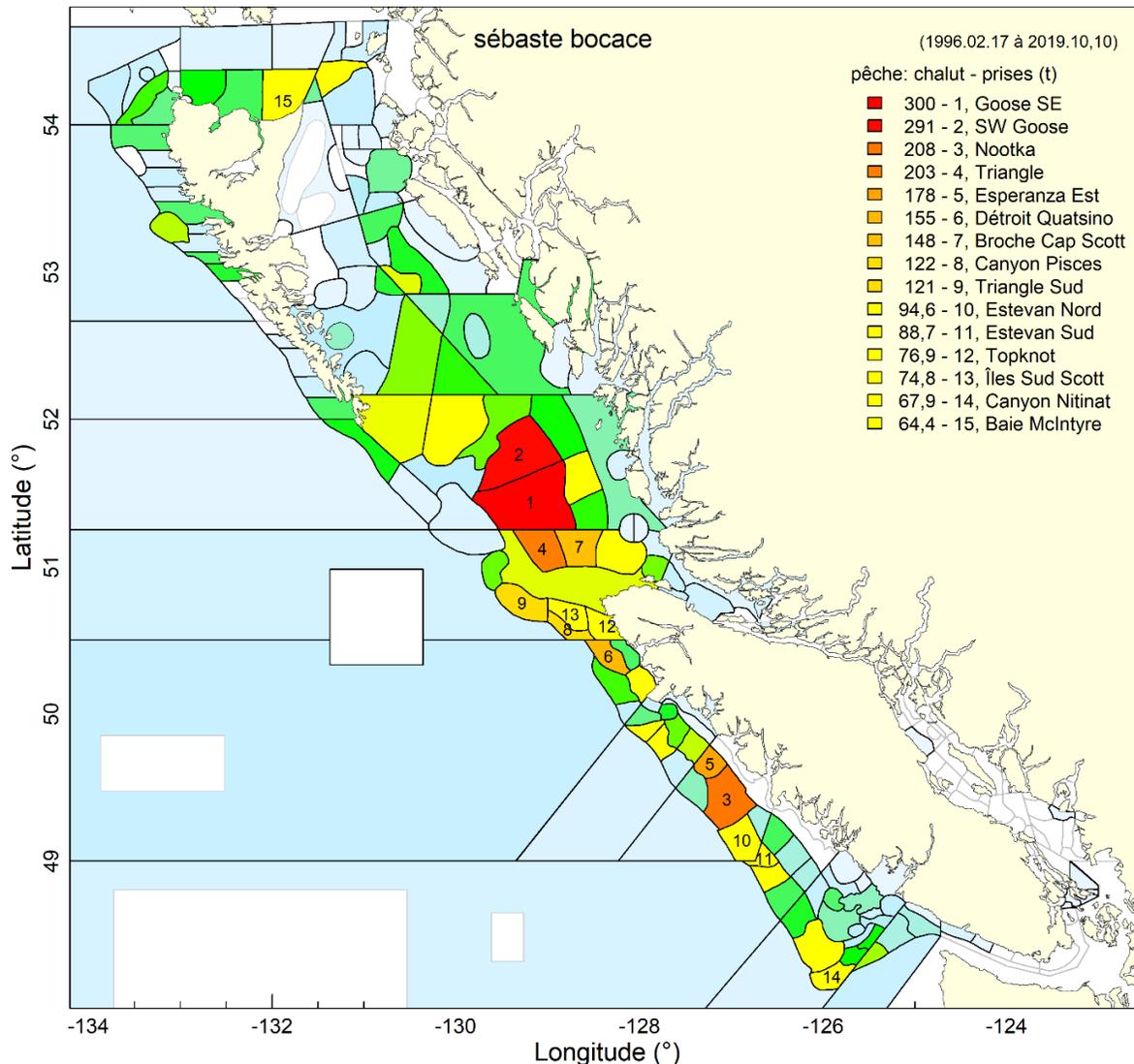


Figure G.6. Quinze principaux lieux de pêche où des bocaccios ont été pêchés par la flottille de chalutiers, selon les prises totales (en tonnes). Tous les lieux ombragés indiquent des zones où des bocaccios ont été observés de 1996 à 2019; les couleurs vont du bleu clair pour les prises peu nombreuses au rouge pour les prises relativement nombreuses, à l'autre extrémité du spectre.

G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES

Les prises dans les traits de chalut de fond à l'échelle de la côte qui contenaient au moins un bocaccio étaient dominées par des espèces différentes du bocaccio. Cette espèce représente seulement 1 % des prises totales en poids et ne fait pas partie des 25 espèces les plus communes (Tableau G.17, Figure G.7). Les six espèces prédominantes sont la plie à grande bouche (21 %), le sébaste à longue mâchoire (17 %), le sébaste à queue jaune (8 %), la limande-sole (5 %), le sébaste à bouche jaune (5 %) et le sébaste argenté (5 %). Fondée sur les sébastes figurant dans le Tableau G.17, la Figure G.8 présente une analyse typologique des prises issues de la pêche commerciale pour montrer comment le bocaccio est associé à ces espèces de sébastes. De façon générale, le bocaccio est présent avec des espèces du plateau continental dans les quatre premiers groupes; il est associé le plus fortement au sébaste à raie rouge et au sébaste à bandes rouges du premier groupe.

Tableau G.17. Zone extracôtière de la Colombie-Britannique – 25 espèces principales, selon le poids des prises (somme des débarquements et des rejets entre 1996 et 2019), qui sont capturées avec le bocaccio dans les traits de chalut **de fond** effectués le long de la côte britanno-colombienne (Figure G.7). Les espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce cible (présente dans tous les traits) est indiquée en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	135 717	20,87
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	110 882	17,05
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	51 636	7,94
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	31 203	4,80
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	30 853	4,74
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	30 565	4,70
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	28 770	4,42
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	23 368	3,59
44	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	19 414	2,99
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	16 350	2,51
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	16 225	2,49
437	Sébaste Canari	<i>Sebastes pinniger</i>	15 933	2,45
56	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	15 833	2,43
66	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	12 311	1,89
610	Plie Royale	<i>Errex zachirus</i>	11 711	1,80
621	Fausse limande	<i>Lepidopsetta bilineatus</i>	11 496	1,77
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	11 051	1,70
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	9 294	1,43
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	7 882	1,21
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	7 500	1,15
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	6 427	0,99
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	6 066	0,93
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	5 733	0,88
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	4 978	0,77
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	4 840	0,74

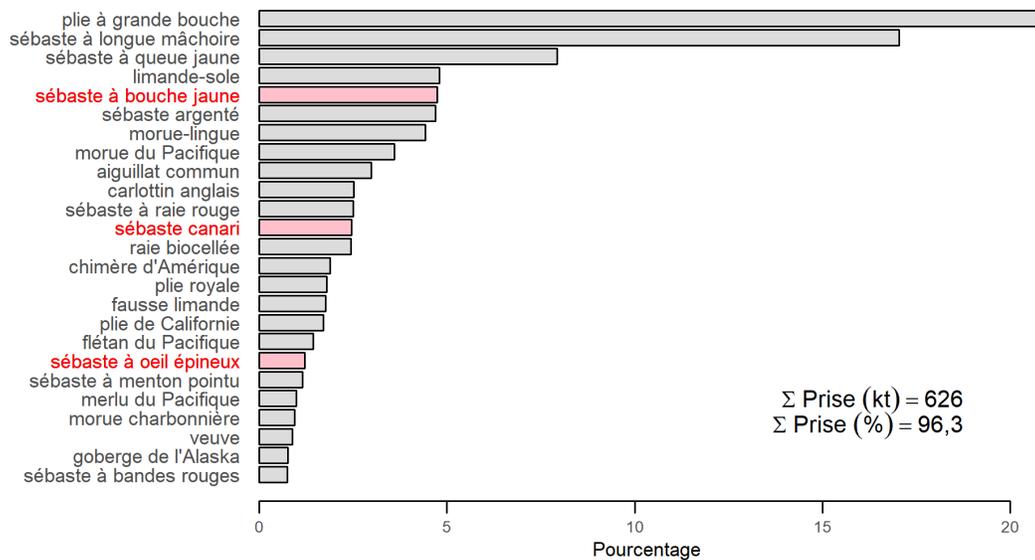


Figure G.7. Zone extracôtière de la Colombie-Britannique – Distribution des poids de prises additionnés entre février 1996 et octobre 2019 pour les espèces de poissons importantes présentes dans les traits de chaluts **de fond** qui comprenaient au moins un bocaccio à l'échelle de la côte. Les traits ont été sélectionnés à partir d'une plage de profondeurs allant de 62 à 379 m (plage des quantiles 0,05 et 0,995, voir la Figure G.2). La concomitance relative est exprimée sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, additionné pour toutes les espèces de poissons pêchées pendant la période donnée. Le bocaccio ne fait pas partie des 25 espèces principales. D'autres espèces auxquelles s'intéresse le COSEPAC sont indiquées en rouge.

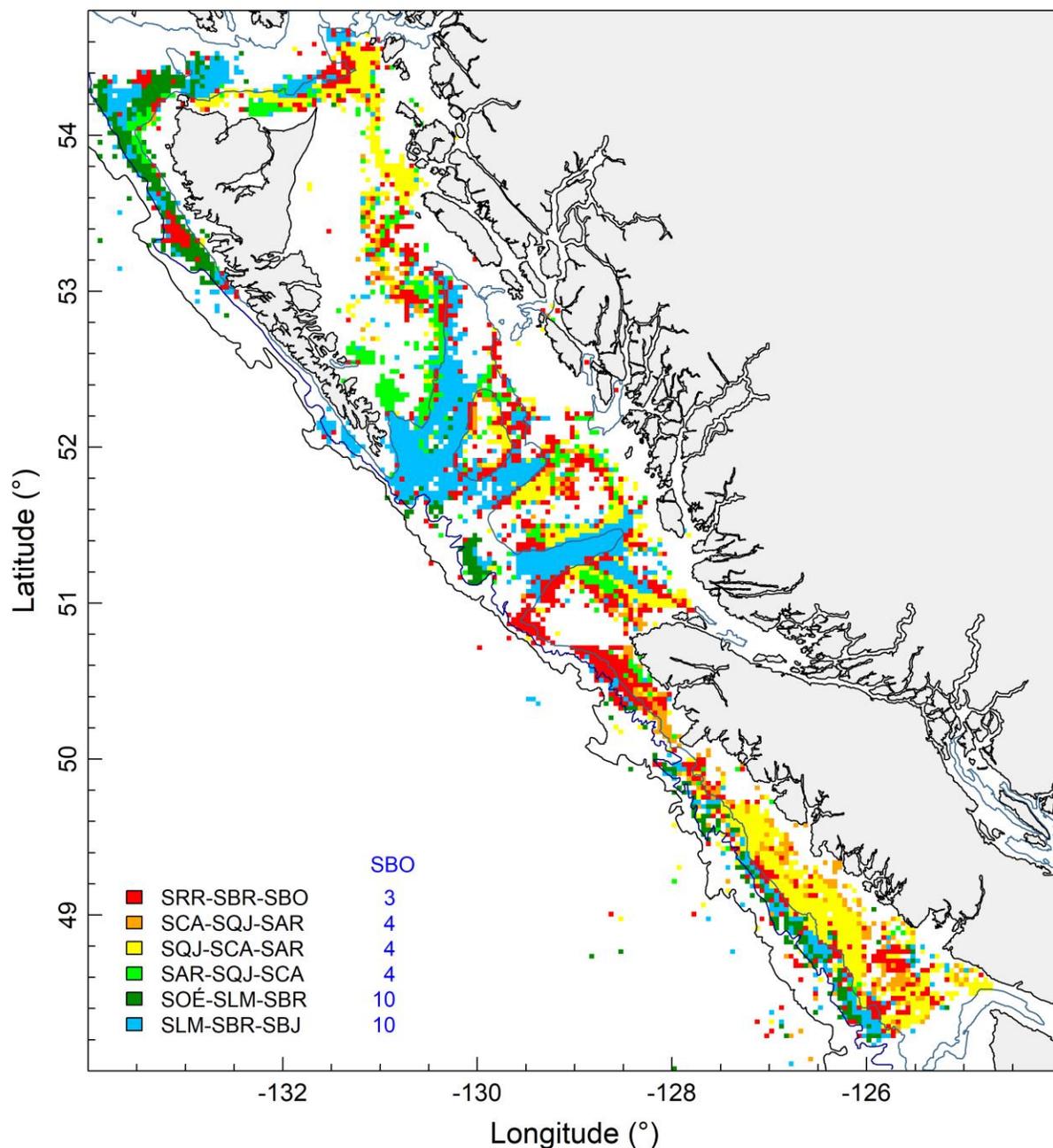


Figure G.8. Groupes de sébastes dans les traits de chalut de fond (1996 à 2019) déterminés par clara (regroupement d'importantes applications) dans le progiciel de regroupement de l'environnement R (Maechler et al. 2018). Les isobathes de 200, de 1 000 et de 1 800 m sont représentées. La légende cible six groupes représentés par les trois principales espèces composant les médoïdes; les groupes sont classés selon la contribution du bocaccio à chaque médoïde. Voici les codes d'espèces utilisés : SBO = sébaste bocace; SCA = sébaste canari; SLM = sébaste à longue mâchoire; SBR = sébaste à bandes rouges; SOÉ = sébaste à œil épineux; SRR = sébaste à raie rouge; SAR = sébaste argenté; SBJ = sébaste à bouche jaune; SQJ = sébaste à queue jaune.

G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES

Le régime alimentaire des larves de bocaccios comprend des larves d'euphausiacés, des diatomées, des dinoflagellés, des tintinnides, des caldocères et des copépodes calanoïdes (Sumida et Moser 1984).

Le bocaccio devient piscivore très jeune (avant l'âge 1), se nourrissant de jeunes d'autres espèces de poissons, comme les sébastes côtiers (Phillips 1964). En Californie, on a observé des jeunes bocaccios en train de pourchasser activement des jeunes *Sebastes atrovirens*. La prédation par le bocaccio a des répercussions importantes sur le succès de reproduction de jeunes sébastes vivant dans la canopée de forêts de laminaires (Nelson 2001). Lorsque les adultes migrent vers des eaux plus profondes, ils se nourrissent de morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*), d'anchois, de poissons-lanternes et de calmars comme le *Loligo opalescens* et de sébastes de petite taille (*Sebastes* spp.) (Phillips 1964).

Une observation sommaire des spécimens de bocaccios décrits à l'annexe D et figurant dans la base de données GFBioSQL (consultée de 3 octobre 2019) a fourni très peu de renseignements sur le contenu de l'estomac de spécimens; on a retrouvé du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans l'estomac d'un individu.

S. paucispinis a peu de prédateurs connus. Love et ses collaborateurs (2002) ont indiqué que les jeunes bocaccios servent de nourriture au saumon chinook (*Oncorhynchus tshawytscha*) et au phoque commun (*Phoca vitulina*).

G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX

Zabel et ses collaborateurs (2011) ont conçu un modèle environnemental pour le bocaccio, démontrant que la survie des juvéniles (succès du recrutement) peut s'expliquer par une interaction entre la dépendance à la densité et le climat, plus précisément des combinaisons d'indices mensuels du Northern Oscillation Index (NOI) et de stades du cycle vital séquentiels. Par exemple, la survie des juvéniles était corrélée au NOI en juin et en novembre, des mois pendant lesquels les courants au large étaient plus importants en Californie, ce qui peut avoir une incidence sur la fraye, la croissance, la dispersion et l'établissement. En outre, lorsque les températures étaient plus basses, et donc que les conditions étaient plus productives, la mortalité dépendant de la densité était plus faible.

Une étude récente réalisée par Schroeder et ses collaborateurs (2019) a démontré que l'advection d'eau de source, caractérisée par des températures basses, une faible salinité et des niveaux d'oxygène élevés, vers l'habitat de sébastes adultes en eaux profondes représentait un indicateur plus robuste que les conditions océaniques à la surface. Pendant une importante vague marine qui a eu lieu dans le nord-est de l'océan Pacifique de 2014 à 2016, aggravée un phénomène El Niño en 2015 et 2016, les conditions à la surface de la mer n'étaient pas favorables à la productivité de l'écosystème. Contre toute attente, le recrutement de sébastes pendant cette vague marine était supérieur à la normale. Les auteurs ont présumé que ce résultat était attribuable en partie à l'advection d'eau riche en oxygène vers les femelles situées en profondeur durant leur gestation, lorsque les demandes métaboliques augmentent.

L'effet des zones de protection marines (ZPM) demeure non concluant en Colombie-Britannique (Haggarty *et al.* 2016). Toutefois, Thompson et ses collaborateurs (2017) ont constaté que d'importantes ZPM au large de la Californie affichaient des taux plus élevés indiquant une augmentation de l'abondance de larves de sébastes que les zones situées à l'extérieur des ZPM. Ils ont donc conclu que les ZPM facilitent le rétablissement de sébastes.

G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

Il est possible que des séries de données sur l'environnement puissent être intégrées aux modèles d'évaluation de stocks. Toutefois, une tentative antérieure visant à relier les estimations du recrutement pour le sébaste à longue mâchoire dans les zones 5ABC à un certain nombre d'indicateurs concernant l'environnement (Haigh *et al.* 2018) s'est révélée non concluante. De même, les premières analyses qui utilisaient des indicateurs du niveau de la mer pour prédire le recrutement de la morue du Pacifique ont depuis perdu leur pertinence (Forrest *et al.* 2018). Ce type de renseignements océanographiques ne fait pas partie de nos sources de données habituelles au sein du groupe d'évaluation des stocks, mais la collaboration avec d'autres membres du personnel du MPO ou des collègues externes peut donner lieu à des hypothèses potentiellement utiles qui pourraient être intégrées à l'évaluation du stock.

G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME

- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., et Starr, P.J. 2020. [Évaluation de la morue du Pacifique \(*Gadus macrocephalus*\) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte \(zone 5ABCD\), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver \(zone 3CD\) en 2018](#). DFO Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 226 p.
- Haggarty, D.R., Shurin, J.B. et Yamanaka, K.L. 2016. [Assessing population recovery inside British Columbia's rockfish conservation areas with a remotely operated vehicle](#). Fish. Res. 183: 165-179.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., et Lecomte, J.-B. 2019. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/038. v + 237 p.
- Love, M.S., Yoklavich, M. et Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- Maechler, M., Rousseeuw, P., Struyf, A., Hubert, M. et Hornik, K. 2018. cluster: Cluster Analysis Basics and Extensions. Paquet R version 2.0.7-1.
- Nelson, P.A. 2001. [Behavioral ecology of young-of-the-year kelp rockfish, *Sebastes atrovirens* Jordan and Gilbert \(Pisces: Scorpaenidae\)](#). J. Exper. Mar. Biol. Ecol. 256: 33-50.
- Phillips, J.B. 1964. [Life history studies on ten species of rockfish \(genus *Sebastes*\)](#). Fish Bull. 1-70.
- Schroeder, I.D., Santora, J.A., Bograd, S.J., Hazen, E.L., Sakuma, K.M., Moore, A.M., Edwards, C.A., Wells, B.K. et Field, J.C. 2019. [Source water variability as a driver of rockfish recruitment in the California Current Ecosystem: implications for climate change and fisheries management](#). J. can. sci. halieut. aquat. 76(6): 950-960.
- Sumida, B.Y. et Moser, H.G. 1984. [Food and feeding of Bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) and comparison with Pacific Hake \(*Merluccius productus*\) larvae in the California Current](#). CalCOFI Rep. XXV: 112-118.
- Thompson, A.R., Chen, D.C., Guo, L.W., Hyde, J.R. et Watson, W. 2017. [Larval abundances of rockfishes that were historically targeted by fishing increased over 16 years in association with a large marine protected area](#). R. Soc. Open Sci. 4: 170639.

Zabel, R.W., Levin, P.S., Tolimieri, N. et Mantua, N.J. 2011. [Interactions between climate and population density in the episodic recruitment of bocaccio, *Sebastes paucispinis*, a Pacific rockfish](#). Fish. Oceanogr. 20(4): 294-304.