



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 2022/010

Région du Pacifique

Évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (*Sebastes reedi*) de la Colombie-Britannique en 2021

Paul J. Starr¹ et Rowan Haigh²

¹ Canadian Groundfish Research and Conservation Society
1406, promenade Rose Ann
Nanaimo (Colombie-Britannique) V9T 4K8

² Station biologique du Pacifique
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 des avis scientifiques
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 le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2022

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-42110-0 N° cat. Fs70-5/2022-010F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Starr, P.J. et Haigh, R. 2022. Évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (*Sebastes reedi*) de la Colombie-Britannique en 2021. Sec. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/010. viii + 319 p.

Also available in English:

Starr, P.J. and Haigh, R. 2022. Yellowmouth Rockfish (*Sebastes reedi*) stock assessment for British Columbia in 2021. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/010. viii + 288 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	vii
1. INTRODUCTION	1
1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION.....	3
1.2. AIRE DE RÉPARTITION.....	4
2. DONNÉES SUR LES PRISES.....	5
3. GESTION DES PÊCHES.....	7
4. DESCRIPTIONS DES RELEVÉS	7
5. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE	9
6. INFORMATION BIOLOGIQUE	10
6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES.....	10
6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE.....	11
6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE.....	11
6.4. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ	12
6.5. MORTALITÉ NATURELLE	13
6.6. TAUX DE VARIATION	13
7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE	13
8. RÉSULTATS DU MODÈLE	17
8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE	17
8.1.1. Cycle central (B3, M=0,05, Cycle75)	17
8.1.2. Scénario de référence composite	18
8.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ	23
9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES	27
9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE.....	27
9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION.....	28
9.3. RÉTABLISSEMENT DES STOCKS.....	33
9.4. CALENDRIER D'ÉVALUATION.....	34
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX	34
10.1. PROBLÈMES LIÉS À LA MISE EN ŒUVRE DU LOGICIEL	34
10.2. PROBLÈMES LIÉS À LA MODÉLISATION DU SÉBASTE À BOUCHE JAUNE.....	37
11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES	40
12. REMERCIEMENTS	41
13. RÉFÉRENCES	42
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES	45
A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE	45
A.2. RECONSTITUTION DE L'HISTORIQUE DES PRISES	50
A.2.1. Sources des données	50
A.2.2. Détails de la reconstitution.....	51

A.2.3. Changements apportés à l'algorithme de reconstitution depuis 2011	58
A.2.4. Mise en garde	64
A.3. ADAPTATION DE LA POLITIQUE DE PRISES POUR LES TACS DANS LES ZONES DE L'UNITÉ DE GESTION DU POISSON DE FOND	66
A.4. RÉFÉRENCES – PRISES	67
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT	70
B.1. INTRODUCTION	70
B.2. MÉTHODES D'ANALYSE	70
B.3. PREMIERS RELEVÉS INITIAUX DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE (GIG), À L'INTÉRIEUR DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	72
B.3.1. Sélection des données	72
B.3.2. Résultats	75
B.4. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	82
B.4.1. Sélection des données	82
B.4.2. Résultats	84
B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	91
B.5.1. Sélection des données	91
B.5.2. Résultats	97
B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAII	99
B.6.1. Sélection des données	99
B.6.2. Résultats	105
B.7. RÉFÉRENCES – RELEVÉS	108
ANNEXE C. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT	110
C.1. INTRODUCTION	110
C.2. MÉTHODES	110
C.2.1. CPUE arithmétique ou non normalisée	110
C.2.2. CPUE normalisée	111
C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES	112
C.4. RÉSULTATS	117
C.4.1. totBC (3CD5ABCDE)	117
C.5. INDICES RELATIFS D'ABONDANCE	134
C.6. COMPARAISON DE LA SÉRIE DE LA CPUE AUX RELEVÉS SYNOPTIQUES	136
C.6.1. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte	136
C.6.2. Relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver	136
C.6.3. Relevé sur la côte ouest de Haïda Gwaii	137
C.7. COMPARAISON DE LA SÉRIE DE LA CPUE AVEC LE MODÈLE DE CPUE DE TWEEDIE	138
C.8. ANALYSES DE SENSIBILITÉ SUR L'EFFET DES LIEUX DE PÊCHE DU MPO	139
C.9. RÉFÉRENCES – CPUE	145
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES	146

D.1. CYCLE BIOLOGIQUE	146
D.1.1. Allométrie – Poids et longueur.....	146
D.1.2. Croissance – Longueur et âge	147
D.1.3. Maturité.....	153
D.1.4. Mortalité naturelle.....	157
D.1.5. Durée de génération.....	160
D.2. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES.....	161
D.2.1. Âges selon la pêche commerciale.....	165
D.2.2. Âges selon les relevés de recherche.....	168
D.2.3. Erreur de détermination de l'âge	172
D.3. STRUCTURE DU STOCK.....	174
D.3.1. Définition du stock	174
D.3.2. Distribution des longueurs des poissons.....	175
D.3.3. Comparaison des modèles de croissance.....	181
D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE.....	185
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE	187
ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE	213
ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME	282
G.1. RÉPARTITION SPATIALE	282
G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES.....	293
G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES.....	302
G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX.....	302
G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES.....	302
G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME.....	303
ANNEXE H. ANALYSE DE TRANSITION	304
H.1. INTRODUCTION.....	304
H.2. MÉTHODES	304
H.3. COMPARAISONS DU MDP	305
H.4. COMPARAISONS DES RÉSULTATS MCCM	306
H.5. RÉFÉRENCES	319

LISTE DES TABLEAUX PRINCIPAUX

Tableau 1. Quantiles pour les principaux paramètres estimés selon le scénario de référence composite.....	20
Tableau 2. Quantiles pour la biomasse et l'exploitation selon le scénario de référence composite.....	20
Tableau 3. Tableau de décision des politiques de prises (RMD) pour les projections du scénario de référence	30
Tableau 4. Tableau de décision des politiques de prises (B0) pour les projections du scénario de référence	31

LISTE DES FIGURES PRINCIPALES

Figure 1. Zones principales de la CPMP et secteurs de l'Unité de gestion des poissons de fond pour le SBJ	4
Figure 2. Densité moyenne des CPUE de SBJ le long de la côte de la C.-B.	5
Figure 3. Reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune	6
Figure 4. Trajectoire et projection du recrutement	21
Figure 5. Trajectoire et projections de la biomasse reproductrice	22
Figure 6. Diagramme de phase des rapports $ut-1 / uRMD$ et $Bt / BRMD$ pour le SBJ.....	23
Figure 7. Trajectoires médianes de la $Bt / B0$ pour les cycles central et de sensibilité.....	24
Figure 8. État actuel des stock ($B_{2022} / BRMD$) pour le scénario de référence du SBJ.....	32
Figure 9. État actuel des stocks ($B_{2022} / BRMD$) pour les cycles central et de sensibilité	33
Figure 10. Profils de vraisemblance et comparaison des indices prévus	37

RÉSUMÉ

Le sébaste à bouche jaune (*Sebastes reedi*) est présent du golfe d'Alaska en descendant vers le sud jusqu'au nord de la Californie, près de San Francisco. En Colombie-Britannique (C.-B.), la zone où la concentration semble la plus élevée se trouve dans le bassin de la Reine-Charlotte, avec des points chauds isolés à l'ouest de Haida Gwaii et à l'extrémité nord de l'île de Vancouver. L'espèce est présente le long de la côte ouest de l'île de Vancouver, mais sa densité semble faible au sud de la péninsule Brooks.

En 2010, le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a évalué la population de sébaste à bouche jaune de la côte de la Colombie-Britannique comme étant « menacée », d'après une analyse des indices des relevés et du fait de la menace posée par la pêche commerciale. De ce fait, on a envisagé d'inscrire l'espèce sur la liste de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP). Dans une évaluation du stock de 2011 (servant également d'évaluation du potentiel de rétablissement), Edwards et ses collaborateurs (2012a) ont avancé deux analyses de scénarios de référence (« Estimation de M » et $M=0,047$), qui ont toutes deux estimé que l'état du stock de B_{2011} était bien au-dessus du niveau de référence supérieur du stock pour un stock en santé dans le Cadre pour la pêche durable de Pêches et Océans Canada (MPO 2009). En 2017, il a été décidé de ne pas inscrire le sébaste à bouche jaune à l'annexe 1 de la LEP. En 2019, le [projet de loi C-68](#) a été adopté afin de modifier la *Loi sur les pêches* en introduisant les dispositions sur les stocks de poisson, ce qui a entraîné un examen national des quelque 180 stocks visés par des études sur la durabilité dans le but d'inclure la majorité de ces stocks dans la réglementation au cours des cinq prochaines années. Le sébaste à bouche jaune est l'un des 18 stocks de poisson de fond de la région du Pacifique dont l'inclusion est envisagée. La présente évaluation du stock de sébaste à bouche jaune vise à évaluer l'état actuel du stock et à fournir un avis approprié pour contribuer à un plan de gestion durable des pêches.

La présente évaluation porte sur une population présente sur toute la côte de la Colombie-Britannique et récoltée par une seule pêche dominée par le chalut de fond. Les prises de sébaste à bouche jaune au chalut pélagique ont été combinées aux prises au chalut de fond aux fins de la présente évaluation du stock. Les prises de sébaste à bouche jaune par des méthodes autres que la pêche au chalut étaient négligeables, à moins de 1 % en moyenne de 1996 à 2020. Les analyses de la biologie et de la répartition n'ont pas permis d'établir l'existence de stocks régionaux distincts pour le sébaste à bouche jaune. Edwards et ses collaborateurs ont également présumé un stock unique à l'échelle de la côte (2012a).

On utilise un modèle des prises annuelles selon l'âge ajusté à quatre séries de relevés au chalut indépendants de la pêche, à des séries d'indices dérivés de la capture par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale au chalut de fond, à des estimations des prises commerciales annuelles effectuées depuis 1935 et à des données sur la composition du stock selon l'âge provenant de relevés (25 années de données tirées de quatre relevés) et de la pêche commerciale (28 années de données). Le modèle part d'un état d'équilibre présumé en 1935, et les données de relevés couvrent la période de 1967 à 2020 (bien que toutes les années ne soient pas représentées); la série sur les CPUE fournit un indice annuel de 1996 à 2020.

Un modèle à deux sexes a été mis en œuvre dans un cadre bayésien (à l'aide de la procédure d'échantillonnage de Monte Carlo par chaîne de Markov [MCCM] sans retour [« no-u-turn, NUTS »]) pour estimer des modèles qui fixent la mortalité naturelle à l'un des cinq niveaux (0,04; 0,045; 0,05; 0,055; 0,06), couvrant une plage jugée plausible et qui a produit des diagnostics MCCM acceptables. Les paramètres estimés par ces modèles comprenaient le recrutement moyen de 1950 à 2012, ainsi que la sélectivité pour les quatre relevés et la flottille de chalutiers commerciaux. Les coefficients d'échelle des relevés et des CPUE (q) ont été

déterminés de façon analytique. Ces cinq cycles ont été combinées en un scénario de référence composite qui explorait l'axe principal d'incertitude des paramètres dans l'évaluation du stock. On a réalisé quatorze analyses de sensibilité par rapport au cycle central ($M = 0,05$) du scénario de référence composite afin de vérifier l'effet des autres hypothèses du modèle.

Le scénario de référence composite a estimé que la biomasse de femelles reproductrices à la fin de 2021 était de 0,69 (0,44; 1,08) par rapport à B_0 et de 2,4 (1,5; 3,7) par rapport à la B_{RMD} . Ce dernier résultat donne à penser que la population reproductrice du sébaste à bouche jaune se trouve actuellement largement dans la zone saine (avec une probabilité de plus de 0,99). Selon les prévisions, le stock restera dans la zone saine jusqu'à la fin de 2031 à tous les niveaux de prise évalués, jusqu'à 3 000 t/an. Toutefois, ces projections prévoyaient également que le stock diminuerait à des niveaux de prise de plus de 500 t/an, en supposant un recrutement moyen pendant cette période. Aucune des quatorze analyses de sensibilité n'a modifié cette conclusion. Ces analyses comprenaient l'estimation de M , des valeurs historiques de prises plus ou moins élevées avant 1996, des hypothèses d'écart-type du recrutement (σ_R) plus élevées et plus faibles, l'abandon de la série de CPUE et la substitution d'une autre série de CPUE, l'omission de l'erreur due à la détermination de l'âge, la limitation de 1970 à 2012 de la période pendant laquelle les recrutements ont été estimés et l'augmentation de la pondération des données sur la fréquence d'âge pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte. Le modèle de sensibilité le plus pessimiste est celui qui a omis l'erreur due à la détermination de l'âge, une option que nous jugeons irréaliste.

1. INTRODUCTION

En 2010, le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a évalué la population de sébaste à bouche jaune (*Sebastes reedi*) de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.) comme étant « menacée », d'après une analyse des indices des relevés et du fait de la menace posée par la pêche commerciale. De ce fait, on a envisagé d'inscrire l'espèce sur la liste de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP). Dans une évaluation du stock de 2011 (servant également d'évaluation du potentiel de rétablissement), Edwards et ses collaborateurs (2012a) ont présenté deux modèles de scénario de référence : l'un qui estimait la mortalité naturelle (M) chez les mâles à 0,060 (0,054; 0,065)¹ et chez les femelles à 0,056 (0,051; 0,061), et l'autre qui fixait M pour les deux sexes à 0,047. Le scénario de référence « estimation de M » a modélisé l'état du stock de sébaste à bouche jaune pour 2011, l'année de départ, à 0,61 (0,43; 0,83) de la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (B_0) et à 2,69 (1,61; 4,57) de la biomasse féconde au rendement maximal durable (B_{RMD}), et estimé B_0 à 46 300 tonnes (35 700; 70 300). Les estimations équivalentes pour le scénario de référence « M fixe » étaient $B_{2011}/B_0 = 0,41$ (0,29; 0,55), $B_{2011}/B_{RMD} = 1,92$ (1,09; 3,20) et $B_0 = 37 300$ (33 500; 42 400). Les deux estimations du modèle de référence pour l'état du stock à B_{2011} étaient bien au-dessus du point de référence supérieur du stock pour un stock dans la zone saine du Cadre pour la pêche durable du MPO (MPO 2009).

En 2017, il a été décidé de ne pas inscrire le sébaste à bouche jaune à l'annexe 1 de la LEP. Le MPO continuera de gérer cette espèce conformément à la [Loi sur les pêches](#), mais des mesures visant à répondre aux préoccupations entourant la conservation ont été décrites dans le décret de non-inscription ([TR/2017-24 3 mai 2017](#)). En 2019, le [projet de loi C-68](#) a été adopté afin de modifier la *Loi sur les pêches* en introduisant les dispositions sur les stocks de poisson, ce qui a entraîné un examen national des quelque 180 stocks visés par des études sur la durabilité dans le but d'inclure la majorité de ces stocks dans la réglementation au cours des cinq prochaines années. Le sébaste à bouche jaune est l'un des 18 stocks de poisson de fond de la région du Pacifique dont l'inclusion est envisagée.

D'après la répartition des prises et les CPUE entre 1996 et 2020, la majeure partie de la population de sébaste à bouche jaune de la Colombie-Britannique est concentrée dans le bassin de la Reine-Charlotte (côte centrale de la Colombie-Britannique), et est en particulier associée aux trois principaux goulets – les goulets de l'île Moresby (GIM), de Mitchell (GM) et de l'île Goose (GIG). Il y a aussi des « points chauds » de la densité au large de la côte sud-ouest de Haida Gwaii (près du cap St. James), au large de la baie Rennell, au large de la côte nord-ouest de Haida Gwaii et au large de la côte nord-ouest de l'île de Vancouver. Les densités de sébaste à bouche jaune semblent faibles au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, au sud de la péninsule Brooks. Les analyses préliminaires n'ont révélé aucune preuve solide d'une séparation du stock sur la côte de la Colombie-Britannique en fonction de la croissance et de la fréquence de taille; nous avons donc évalué la population de la côte comme elle l'avait été en 2011.

En 2011, les données sur le sébaste à bouche jaune ont été jugées suffisantes (compte tenu des séries d'indices et des structures selon l'âge disponibles) pour effectuer une analyse statistique des prises selon l'âge, ce qui a permis à Edwards et ses collaborateurs (2012a) d'utiliser une variante du modèle de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003) appelée « Awatea ». Pour la présente évaluation du stock, nous avons utilisé la synthèse des stocks de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (SS, version 3.30.17, Methot et Wetzel 2013, Methot *et al.* 2021), qui a été adoptée par de nombreux scientifiques des États-Unis pour réaliser des évaluations dans la région du Pacifique. Ce logiciel d'évaluation des stocks offre plus de

¹ indiquant la médiane et les quantiles à 0,05 et 0,95 de la distribution a posteriori bayésienne.

souplesse pour l'ajustement des données et fournit des diagnostics utiles (p. ex. analyse rétrospective) qui ne sont pas disponibles dans Awatea.

Le logiciel statistique des prises selon l'âge SS (voir les équations à l'ANNEXE E) a été utilisé pour modéliser la population de sébaste à bouche jaune. Le modèle d'évaluation comprenait les éléments suivants :

- des paramètres propres au sexe;
- des indices d'abondance par année :
 - une série de CPUE au chalut de fond (25 ans, de 1996 à 2020);
 - trois relevés synoptiques au chalut de fond :
 - BRC = bassin de la Reine-Charlotte (10 ans, de 2003 à 2019),
 - COIV = côte ouest de l'île de Vancouver (8 ans, de 2004 à 2018),
 - COHG = côte ouest de Haida Gwaii (8 ans, de 2006 à 2020);
 - un relevé historique au chalut de fond :
 - GIG = canyon de l'île Goose (8 ans, de 1967 à 1994);
- des données sur les proportions selon l'âge (aussi appelées fréquences d'âge ou « FA ») par année, pour cinq ensembles :
 - prises commerciales au chalut (28 ans, de 1979 à 2019),
 - relevé synoptique dans le BRC (9 ans, de 2003 à 2019),
 - relevé synoptique sur la COIV (4 ans, de 1996 à 2012),
 - relevé synoptique sur la COHG (9 ans, de 1997 à 2018),
 - relevés historiques dans le GIG (trois ans, de 1979 à 1995);
- un âge maximum modélisé de 60 ans, les âges plus avancés étant regroupés dans la classe d'âge finale;
- des estimations de la sélectivité dans la pêche commerciale et dans les quatre ensembles d'indices de relevés.

Les données d'entrée ont été repondérées une fois conformément aux recommandations de Francis (2011) pour l'abondance et de McAllister et Ianelli (1997) pour les données sur la composition (ANNEXE E). Les pondérations de la fréquence d'âge utilisées dans les cycles composant le scénario de référence figurent dans le Tableau F.2 et dans le Tableau F.18 pour les cycles de sensibilité.

La présente évaluation du stock est réalisée à la demande de la Direction de la gestion des pêches de Pêches et Océans Canada (MPO), qui a chargé la Direction des sciences de fournir un avis concernant l'état du sébaste à bouche jaune 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'avis scientifiques actualisés, une incertitude entoure les risques que les niveaux de prise actuels présentent pour le stock de sébaste à bouche jaune en Colombie-Britannique. Le présent avis est examiné dans le cadre d'un examen régional par des pairs du Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS), qui se penche sur la capacité scientifique de l'évaluation à orienter les décisions en matière de gestion des pêches pour établir les niveaux de prise pour l'espèce. Ce travail permet également d'étayer et de compléter les décisions prises à l'extérieur du MPO, en particulier par le COSEPAC.

1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION

Cette évaluation porte sur les principales zones (3CD et 5ABCDE) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP²) le long de la côte de la Colombie-Britannique (figure 1). Les données biologiques disponibles ont été examinées pour obtenir des preuves de la séparation du stock (voir la section D.3) entre la composante la plus au nord du stock de sébaste à bouche jaune (côte ouest de Haida Gwaii) et les autres parties plus au sud de la population. Ce fractionnement potentiel a été choisi comme scénario présentant le plus grand potentiel de révéler des différences dans la population. En effet, on a observé, dans d'autres populations de poissons à nageoires, une séparation entre la côte ouest de Haida Gwaii et le reste de la côte de la Colombie-Britannique (p. ex. sébaste à longue mâchoire, goberge de l'Alaska, complexe des sébastes à œil épineux et à taches noires). Bien que certaines différences (croissance, taille et composition des prises selon le type d'engin) aient été relevées entre les régions, elles étaient généralement légères et pas toujours uniformes d'une année à l'autre ou d'un sexe à l'autre. De plus, les données sur le sébaste à bouche jaune de la côte ouest de Haida Gwaii étaient rares et cette partie de la côte ne représentait qu'une proportion relativement faible des prises (moyenne de 12 % de 1996 à 2020). C'est pourquoi nous avons choisi de reprendre l'hypothèse de stock unique d'Edwards et ses collaborateurs (2012a).

Les zones de la CPMP sont semblables, mais non identiques, aux secteurs utilisés par l'Unité de gestion des poissons de fond (UGPF), qui fait appel à des combinaisons de [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#) du MPO. Une autre complication pour le sébaste à bouche jaune et le sébaste à longue mâchoire est que les secteurs de l'Unité de gestion des poissons de fond ont été modifiés en 1997 pour ces deux espèces, de sorte que la zone 5C de l'UGPF a été agrandie autour du cap St. James, incorporant des parties des zones 5B et 5E de la CPMP. Nous n'avons pas utilisé les secteurs d'exploitation de l'Unité de gestion des poissons de fond pour la reconstitution des prises parce que la déclaration des prises dans ces zones n'est disponible que depuis 1996; cependant, nous avons ajusté la limite de la zone 5C pour les analyses biologiques. Bien que les zones traditionnelles de la CPMP soient quelque peu différentes des secteurs de l'Unité de gestion des poissons de fond pour le sébaste à bouche jaune, les gestionnaires peuvent calculer au prorata les politiques sur les prises en utilisant les ratios de prises historiques décrits dans la section A.3 de l'ANNEXE A.

² Voir le contexte historique de la CPMP à l'ANNEXE A.

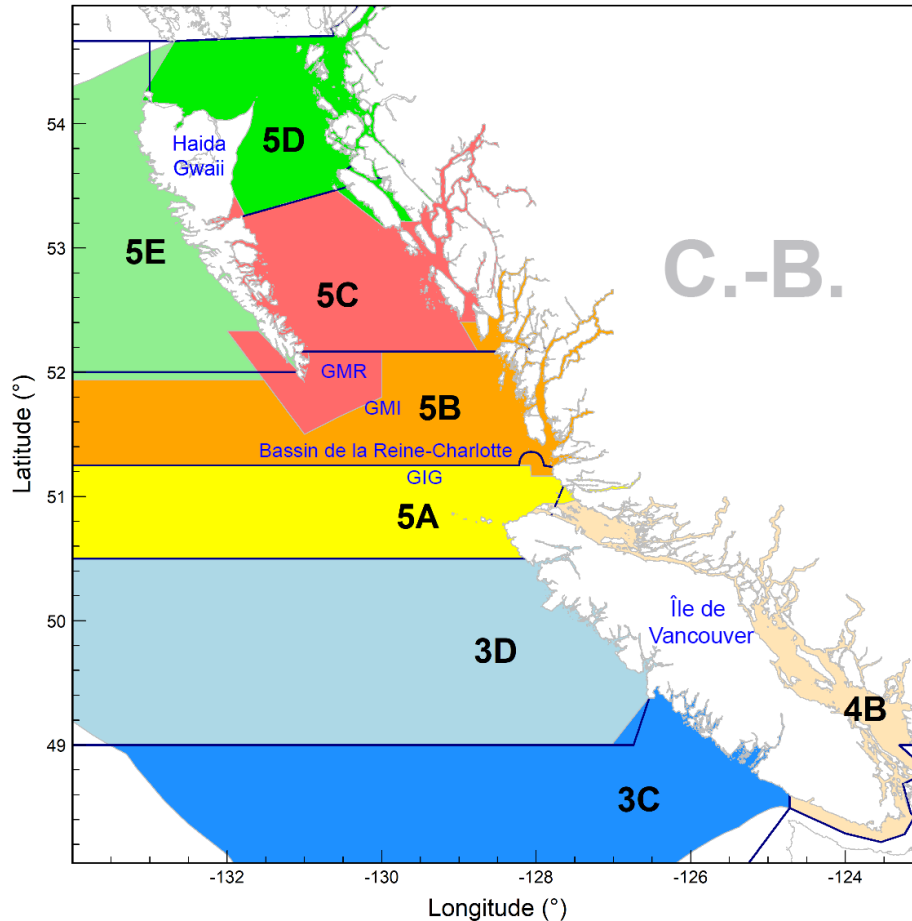


Figure 1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (délimitées en bleu foncé) comparées aux secteurs d'exploitation du poisson de fond pour le sébaste à bouche jaune (ombrés). À titre de référence, la carte indique les goulets de l'île Moresby (GIM), de Mitchell (GM) et de l'île Goose (GIG). La présente évaluation porte sur le stock à l'échelle de la côte : les zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP.

1.2. AIRE DE RÉPARTITION

Le sébaste à bouche jaune est présent du golfe d'Alaska, jusqu'au nord de la Californie près de San Francisco, vers le sud, généralement à des profondeurs de 180 à 275 m (Love *et al.* 2002). En Colombie-Britannique, la zone où la concentration semble la plus élevée se trouve dans le bassin de la Reine-Charlotte (zones 5A et 5B de la CPMP sur la Figure 2), avec des points chauds isolés à l'ouest de Haida Gwaii (zone 5E de la CPMP sur la Figure 2) et à l'extrémité nord de l'île de Vancouver (zone 5A de la CPMP sur la Figure 2). L'espèce est présente le long de la côte ouest de l'île de Vancouver (3C/3D sur la Figure 2), mais sa densité semble faible au sud de la péninsule Brooks. Les adultes se trouvent au fond et dans la zone pélagique au-dessus des rochers à haut relief, et peuvent atteindre 99 ans en Colombie-Britannique. Cette espèce a été rencontrée par la flottille de chalutiers de fond de la Colombie-Britannique sur une superficie estimée à 30 192 km² (en haut à gauche sur la Figure 2, selon un quadrillage d'environ 32 km² et les positions de départ des traits dans la pêche commerciale), et les prises de la population de la Colombie-Britannique ont été en grande partie capturées par la flottille de chalutiers à des profondeurs comprises entre 130 et 402 m (voir l'annexe G). Les cartes des points chauds des prises par localité indiquent que les trois lieux principaux sont « Triangle », « Triangle sud » et « SE du cap St. James » (Figure G.8).

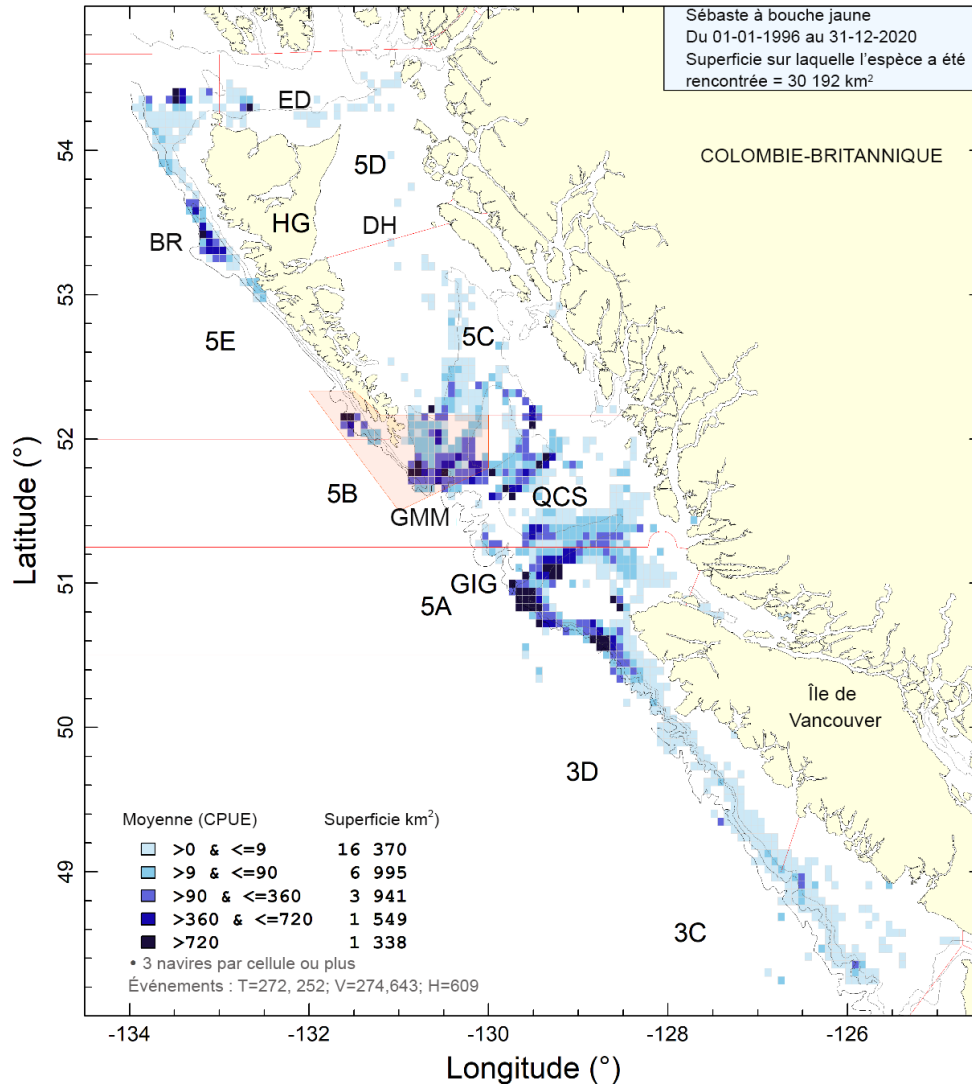


Figure 2. Répartition spatiale des captures moyennes de sébaste à bouche jaune par unité d'effort dans la pêche au chalut (de fond et pélagique), en kg/h, de 1996 à 2020 dans des cellules de quadrillage de 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km² chacune). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 000 m sont représentées. Les cellules avec moins de trois bateaux de pêche ne sont pas affichées. ED=entrée Dixon, GIG=goulet de l'île Goose, HG=Haida Gwaii, DH=détroit d'Hécate, GMM=goulets de Mitchell et de l'île Moresby, BR=bassin de la Reine-Charlotte, BR=baie Rennell. Le polygone ombré montre l'extension de la zone 5C pour la gestion du sébaste à longue mâchoire et du sébaste à bouche jaune, principalement pour représenter le goulet de l'île Moresby comme une seule zone de gestion.

2. DONNÉES SUR LES PRISES

La présente évaluation du stock porte sur une pêche commerciale dominée par le chalut (fond + pélagique), avec des prélèvements mineurs par les pêches du flétan à la palangre, de la morue charbonnière à la trappe, de la morue-lingue à la palangre et du saumon à la traîne. Nous avons supposé que les prises de sébaste à bouche jaune dans la pêche récréative étaient nulles ou négligeables. Les rejets dans la pêche commerciale, déclarés par les observateurs

présents à temps plein depuis 1996, sont faibles, se situant en moyenne à moins de 2 % au cours de la période de 25 ans.

Les méthodes utilisées pour préparer l'historique des prises pour cette évaluation du sébaste à bouche jaune, ainsi que l'historique complet des prises, sont présentées en détail dans l'ANNEXE A. L'information sur les espèces capturées en même temps que les prises commerciales de sébaste à bouche jaune est présentée dans l'ANNEXE G. Les prises annuelles moyennes de sébaste à bouche jaune pour toutes les méthodes de capture dans les cinq dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 tonnes métriques (t) pour l'ensemble de la côte.

Comme les prises de 2021 étaient incomplètes, nous avons utilisé les prises de 2020 (1 057 t) pour 2021. Les prises de 2020 étaient inférieures à la moyenne sur cinq ans (1 272 t), ce qui reflète probablement l'incidence des perturbations causées par la COVID-19 (p. ex. les confinements), ainsi que l'évolution de la demande du marché. Nous avons consulté l'industrie et on nous a dit que cette estimation des prises de sébaste à bouche jaune en 2021 (d'environ 1 000 t) était raisonnable compte tenu des circonstances actuelles. Les prises de l'année en cours ont été ajoutées au modèle afin de fournir aux gestionnaires un avis qui commence à la fin de 2021.

Nous avons comparé les distributions de la longueur et de l'âge pour les données sur le chalut de fond et le chalut pélagique entre les années et les sexes et avons constaté quelques différences dans les distributions respectives (voir l'annexe D, section D.3.2), principalement que la pêche au chalut de fond avait tendance à échantillonner des poissons plus âgés que la pêche au chalut pélagique. On nous a également laissé entendre que les prises au chalut pélagique étaient plus petites et plus jeunes que les prises au chalut de fond, mais cette différence n'était pas constante d'une année à l'autre. Bien que ces différences soient peut-être suffisantes pour traiter le chalut pélagique comme une pêche distincte, les données sur l'âge étaient inadéquates pour caractériser entièrement la pêche au chalut pélagique au fil des ans. De plus, on a observé que cette pêche ne représentait que 16 % des prises annuelles totales de sébaste à bouche jaune de 1996 à 2020. C'est pourquoi nous avons choisi de combiner les données sur la fréquence d'âge du chalut pélagique avec les données du chalut de fond.

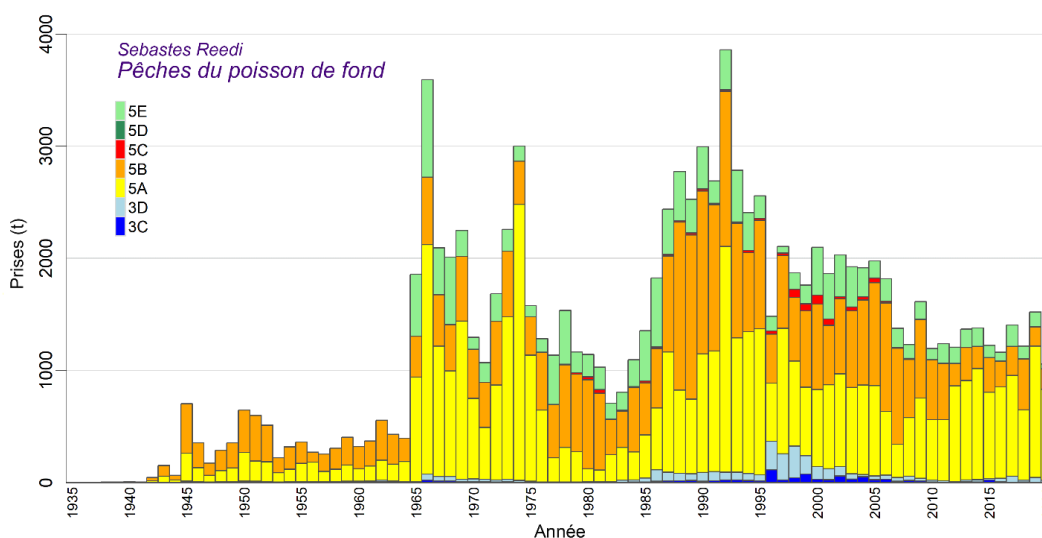


Figure 3. Reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune de 1935 à 2020 utilisées dans le modèle d'évaluation du stock. Nous avons repris la valeur de 2020 (1 057 t) pour les prises de 2021.

3. GESTION DES PÊCHES

Avant 1977, aucune espèce de sébaste du talus ne faisait l'objet d'un quota. Depuis, l'Unité de gestion des poissons de fond de Pêches et Océans Canada (MPO) a imposé une combinaison de quotas par espèce/zone, des fermetures de zone/temporelles et des limites par sortie pour les espèces principales de poissons à nageoires. Les quotas sous la forme de totaux autorisés des captures (TAC) ont été introduits spécialement pour le sébaste à bouche jaune pour la première fois en 1979 pour la côte de la Colombie-Britannique (Tableau A.1 et voir les mesures de gestion supplémentaires prises dans le Tableau A.2).

Une évaluation du stock de sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte (et une évaluation du potentiel de rétablissement) a été effectuée en 2011 (Edwards *et al.* 2012a) pour répondre aux préoccupations du COSEPAC, qui a inscrit l'espèce comme étant « menacée », la pêche commerciale étant la principale menace (COSEPAC 2010). Les estimations du ratio de la biomasse féconde (femelles matures seulement) au début de 2011 par rapport à la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée étaient de 0,61 (0,43 à 0,83) et de 0,41 (0,29 à 0,55) pour les passes de modèle « Estimation de M » et « M fixe », respectivement. Les taux d'exploitation pour 2010 ont été estimés à 0,020 (0,010 à 0,036) pour le cycle « Estimation de M » et à 0,038 (0,026 à 0,059) pour le cycle « M fixe », comparativement aux sommets historiques respectifs de 0,090 (0,059 à 0,123) et de 0,130 (0,110 à 0,154) estimés pour 1966 pendant la pêche intensive par des flottilles étrangères. Les faibles taux d'exploitation estimés en 2010 (0,02 à 0,04/an) ont mené à la conclusion qu'il ne semblait pas y avoir de problèmes de durabilité pour le sébaste à bouche jaune de la côte de la Colombie-Britannique, surtout que ces taux étaient inférieurs à la valeur de M – soit la valeur fixée à 0,047, soit la valeur estimée à 0,060 (0,054 à 0,065) pour les femelles. Habituellement, la taille des stocks de sébastes diminue lentement entre les grands épisodes de recrutement. Par conséquent, même en cas de mortalité persistante $F+M$, elle peut être considérée comme « durable » sur de longues périodes tant que ces épisodes de recrutement reconstituent la population et que la mortalité par pêche est maintenue à de faibles niveaux.

Le total autorisé des captures (TAC) du sébaste à bouche jaune se classe au troisième rang parmi les TAC des sébastes en Colombie-Britannique (après le sébaste à longue mâchoire et le sébaste à queue jaune), s'établissant à 2 444 t annuellement pour l'ensemble de la côte. La pêche combinée au chalut de fond et au chalut pélagique représente 97 % du TAC de sébaste à bouche jaune de toute la côte, le reste étant affecté à la ligne et à l'hameçon. L'annexe 8 du Plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) de 2021 de Pêches et Océans Canada (MPO) indique que le TAC au chalut à l'échelle de la côte pour le sébaste à bouche jaune est de 2 361 t. Ce chiffre n'a pas changé depuis 2001.

4. DESCRIPTIONS DES RELEVÉS

Nous avons utilisé quatre ensembles d'indices de relevés indépendants de la pêche pour suivre les changements dans la biomasse de cette population sur toute la côte (ANNEXE B) :

1. *Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte* – Un relevé synoptique (de toutes les espèces) au chalut, à stratification aléatoire, couvrant l'ensemble du bassin de la Reine-Charlotte (BRC) et ciblant un large éventail d'espèces de poissons. Ce relevé a été effectué dix fois entre 2003 et 2019, à l'aide de trois navires commerciaux différents, mais avec un plan uniforme, y compris le même filet. Un 11^e relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte a été mené en juillet et en août 2021, mais ces données n'étaient pas disponibles aux fins d'inclusion dans la présente évaluation du stock.

-
2. *Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver* – Un relevé synoptique au chalut, à stratification aléatoire, couvrant la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Ce relevé a été effectué huit fois entre 2004 et 2018 à l'aide du navire de recherche *W.E Ricker* et une fois en 2018 à l'aide d'un navire commercial après la mise hors service du *Ricker*. Le relevé synoptique sur la COIV prévu en 2020 a été reporté à 2021 en raison des préoccupations causées par la pandémie de COVID-19. Ce relevé repose sur un plan uniforme, y compris l'utilisation du même filet, et cible un large éventail d'espèces de poissons.
 3. *Relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii* – Un relevé synoptique au chalut, à stratification aléatoire, couvrant la côte ouest (CO) de l'île Graham de Haida Gwaii (HG) et la partie ouest de l'entrée Dixon. Ce relevé a été effectué huit³ fois entre 2006 et 2020 à l'aide de trois navires commerciaux et d'un plan uniforme, y compris le même filet, et ciblant un large éventail d'espèces de poissons. En 2020, pendant la pandémie de COVID-19, ce relevé a été réalisé sans aucun personnel du MPO à bord, mais les données de ce relevé ont été incluses dans la présente évaluation du stock. Le relevé de 2014 a été omis de la série parce que moins de la moitié des traits ont été réalisés. Un relevé au chalut, à stratification aléatoire, couvrant la COHG, effectué en 1997 selon un plan légèrement différent, n'a pas été inclus dans cette série, bien qu'il ait été inclus dans un modèle de sensibilité.
 4. *Relevé historique dans le goulet de l'île Goose* – Une série composite de sept indices s'étalant de 1967 à 1984 dans le goulet de l'île Goose (GIG). La plupart de ces relevés ont été effectués par le navire de recherche *G.B. Reed*, mais deux navires commerciaux (*Eastward Ho* et *Ocean Selector*) ont été utilisés en 1984 et en 1994, respectivement. Seuls les traits situés dans le goulet de l'île Goose (GIG) ont été utilisés pour assurer l'uniformité des relevés.

Le relevé au chalut de fond sur l'assemblage multispécifique dans le détroit d'Hécate (DH), le relevé synoptique du détroit d'Hécate et les deux relevés au chalut sur la crevette (COIV et BRC) ont été omis de la présente évaluation du stock (même si le relevé sur la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte a été inclus dans l'évaluation du stock de 2011), soit parce que le sébaste à bouche jaune était présent de manière sporadique dans ces relevés, soit parce que la couverture de ces relevés était incomplète sur le plan de l'étendue ou de la profondeur, ce qui faisait de ces relevés de mauvaises options pour produire des séries fiables de l'abondance de l'espèce. Les évaluations des stocks de sébaste, à commencer par le sébaste à queue jaune (MPO 2015), ont explicitement omis d'utiliser les relevés de la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte en raison de la couverture tronquée de la profondeur, qui va jusqu'à 160 m pour le relevé de la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver et à 231 m pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les deux relevés ont une couverture spatiale limitée, le relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver étant confiné au centre de la côte ouest de l'île de Vancouver et le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte ne couvrant que l'extrémité côtière (tête) du goulet de l'île Goose.

Nous avons utilisé les indices relatifs de la biomasse provenant de ces relevés comme données dans les modèles, ainsi que l'erreur relative connexe pour chaque valeur d'indice. Aucune erreur de processus n'a été ajoutée aux erreurs relatives du relevé parce que les erreurs d'observation étaient déjà élevées (annexe B).

³ Le relevé de 2014 de la côte ouest de Haida Gwaii n'a pas été effectué et n'est pas utilisable.

5. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE

Les données sur les captures par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale ont permis de générer les indices de l'abondance utilisés dans la procédure d'ajustement du modèle (voir l'annexe C). Cette série d'indices annuels, s'étendant de 1996 à 2020, a fourni au modèle un signal d'abondance plus informatif que les quatre séries de relevés, probablement en raison de l'erreur relative plus élevée parmi les séries de relevés, de la période la plus courte couverte par les relevés, ainsi que du plus grand nombre et de la fréquence accrue des valeurs indicielles dans la série des CPUE. On craignait que l'utilisation des CPUE provenant d'une pêche ciblée ne reflète pas l'abondance, mais soit contaminée par les réactions comportementales des pêcheurs aux considérations économiques. Cette préoccupation a été abordée de plusieurs façons. Tout d'abord, nous avons comparé la série des CPUE à chaque série de relevés (voir la section C.6 de l'annexe C). Cette comparaison est équivoque pour tous les relevés en raison des grandes erreurs relatives associées aux estimations des relevés pour cette espèce. La meilleure comparaison concernait le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, qui a présenté une concordance acceptable (voir la Figure C.18) malgré les grandes erreurs relatives. Ensuite, l'analyse des CPUE a été répétée deux fois de plus, chaque itération retirant successivement les lieux du MPO qui affichaient les taux de prise les plus élevés (une fois pour les cinq lieux principaux de l'analyse log-normale, puis le retrait de quatre autres lieux ayant les taux de prise binomiaux les plus élevés). La logique sous-jacente à cette procédure était que si le ciblage du sébaste à bouche jaune influait sur la série relative estimée, les lieux ayant les taux de prises les plus élevés seraient les zones que les pêcheurs utilisent de préférence pour cibler le sébaste à bouche jaune. Cependant, ces analyses de sensibilité ont produit des séries de CPUE qui différaient peu des séries originales (voir la Figure C.22), un résultat qui suggère que les indices de l'abondance dérivés de l'analyse des CPUE estimés à partir de ces données commerciales correspondent bien aux lieux où les taux de prise sont faibles et élevés.

Nous avons normalisé la série d'indices de l'abondance dérivés de l'analyse des CPUE pour tenir compte des changements apportés à la configuration des bateaux, du moment de la capture (saisonnalité) et du lieu de capture (p. ex. latitude, lieu du MPO et profondeur) afin d'éliminer les biais potentiels liés aux CPUE qui pourraient découler de changements dans les pratiques de pêche et d'autres effets sans lien avec l'abondance. Cette procédure a été suivie en deux étapes, le modèle étant ajusté aux prises positives en supposant une distribution log-normale et la présence ou l'absence de sébaste à bouche jaune en supposant une distribution binomiale. Ces deux modèles ont ensuite été combinés au moyen d'un modèle « delta-log-normal » multiplicatif (Éq. C.4). Dans ces modèles, l'abondance était représentée comme un « effet de l'année », et les variables explicatives étaient sélectionnées séquentiellement par un modèle linéaire généralisé qui tenait compte des variations dans les données disponibles. D'autres facteurs susceptibles d'influer sur le comportement des pêcheurs, en particulier des facteurs économiques, ne sont pas considérés dans ces modèles en raison de l'absence de données pertinentes, ce qui donne lieu à des indices qui ne reflètent peut-être pas entièrement les variations de l'abondance sous-jacente du stock. Des détails sur les analyses des CPUE sont donnés à l'ANNEXE C et l'ANNEXE F fournit une sensibilité au retrait de la série d'indices tirés de l'analyse des CPUE et une autre qui utilise une série des CPUE dérivée d'une distribution de Tweedie (Jorgensen 1987). Une erreur de traitement de 0,3296 a été ajoutée aux erreurs d'observation des CPUE (voir la dérivation dans la section E.6.1 de l'ANNEXE E).

6. INFORMATION BIOLOGIQUE

6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES

Les échantillons de la proportion d'âge dans les prises commerciales au chalut (chalut de fond et chalut pélagique combinés) de sébaste à bouche jaune de 1979 à 2019 étaient disponibles, avec 28 années couvertes par au moins deux échantillons par an. Des échantillons de la fréquence d'âge (FA) des quatre relevés étaient également disponibles : bassin de la Reine-Charlotte (2003 à 2019 avec fréquence d'âge pour 9 ans), côte ouest de l'île de Vancouver (1996 à 2012 avec fréquence d'âge pour 4 ans), côte ouest de Haida Gwaii (1997 à 2018 avec fréquence d'âge pour 9 ans) et goulet de l'île Goose (1979 à 1995 avec fréquence d'âge pour 3 ans). Seuls les otolithes dont l'âge a été établi au moyen de la méthode de « cassure et brûlage » ont été inclus dans les échantillons d'âge utilisés pour cette évaluation, la méthode antérieure d'établissement de l'âge selon un examen de la surface ayant été reconnue comme biaisée, particulièrement pour les individus âgés (Stanley 1987). Cependant, la détermination de l'âge à l'aide d'un examen de la surface est actuellement la méthode privilégiée pour les très jeunes sébastes (3 ans ou moins) par le laboratoire (MPO 2022). Les données sur la fréquence d'âge dans les prises commerciales ont été résumées pour chaque trimestre, pondérées par le poids des prises de sébaste à bouche jaune pour la sortie échantillonnée. Les échantillons trimestriels totaux ont été rapportés à l'année entière à l'aide des poids des prises commerciales de sébaste à bouche jaune débarquées par trimestre. Se reporter à l'ANNEXE D (section D.2.1) pour plus de détails.

Nous avons combiné les fréquences d'âge échantillonnées à partir d'un chalut de fond et d'un chalut pélagique après avoir comparé les fréquences d'âge cumulées pour chaque type d'engin par sexe et année de capture et conclu que les séries de fréquences d'âge des deux méthodes de capture étaient raisonnablement cohérentes et qu'il n'y avait pas suffisamment de données pour établir des fréquences d'âge indépendantes pour le chalut pélagique (voir la section D.3.2). Nous avons donc exécuté le modèle en supposant une sélectivité conjointe pour ces deux méthodes de pêche au chalut et en combinant les fréquences d'âge et les données sur les prises en une seule pêche au chalut. Il n'y avait pas de données sur l'âge pour les autres pêches.

Des quantités modérées de données sur la fréquence d'âge étaient disponibles à partir des quatre séries de relevés utilisées dans le modèle. Même si la taille des échantillons était raisonnable, le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé était marginal (moins de 200 poissons par sexe par année). Les fréquences d'âge selon les relevés ont été mises à l'échelle pour représenter le relevé total d'une manière similaire à celle utilisée pour les échantillons provenant de la pêche commerciale : dans une superficie de strate, les échantillons ont été pondérés par la densité des captures de sébaste à bouche jaune dans les traits échantillonnés; les échantillons des strates ont ensuite été pondérés par les superficies des strates (section D.2.2). Les valeurs a priori de la sélectivité des relevés étaient fondées sur les valeurs médianes a posteriori tirées de diverses évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire (SLM) en 2017 pour le chalut, le bassin de la Reine-Charlotte et le goulet de l'île Goose (Haigh *et al.* 2018) et en 2012 pour la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards *et al.* 2014a) et la côte ouest de Haida Gwaii (Edwards *et al.* 2014b). Les écarts-types pour les valeurs a priori normales ont été calculés à 20 % de la moyenne.

L'examen des fréquences d'âge selon les relevés ainsi mises à l'échelle a révélé une faible uniformité d'une année à l'autre et d'un sexe à l'autre au cours d'une année de relevé. C'est-à-dire que le suivi des classes d'âge fortes et faibles n'était pas adéquat, une classe d'âge forte n'apparaissant pas dans le relevé suivant ou une classe d'âge forte pour les mâles étant faible pour les femelles la même année. Les premières cycles de modèles qui ont correctement

pondéré ces données ont mené à ce qui semblait être des forces erronées des classes d'âge qui contredisaient les estimations des classes d'âge provenant des données sur l'âge dans la pêche commerciale. Par conséquent, nous avons décidé d'utiliser uniquement les données sur la fréquence d'âge provenant de la pêche commerciale pour estimer les écarts entre les classes d'âge et pour réduire considérablement la pondération des données sur l'âge tirées des relevés. Cette approche a permis au modèle d'estimer les fonctions de sélectivité appropriées pour chaque relevé sans que les données sur l'âge provenant des relevés contribuent à l'estimation de la force des classes d'âge. Nous avons exécuté un seul modèle de sensibilité qui pondérerait à la hausse les données sur l'âge tirées du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte pour illustrer l'effet d'une trop grande pondération de ces données.

6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

L'erreur de détermination de l'âge est un problème courant dans la plupart des évaluations des stocks structurées selon l'âge. D'après la Figure D.17 (voir la section D.2.3 de l'ANNEXE D), l'âge du sébaste à bouche jaune estimé par les lecteurs principaux a été reproduit de façon raisonnablement uniforme par les lecteurs secondaires lors d'analyses ponctuelles, mais il y avait quelques écarts importants. Le modèle de population de base pour le sébaste à bouche jaune a utilisé un vecteur d'erreur de détermination de l'âge fondé sur les coefficients de variation des longueurs selon l'âge observées (Figure D.18). Ce vecteur d'erreur de détermination de l'âge a permis de résoudre les épisodes de recrutement dans les données et de relever ainsi quatre importants pics de recrutement (en 1952, 1961, 1982 et 2006). Un modèle de sensibilité sans erreur de détermination de l'âge a été exécuté à des fins de comparaison.

6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les paramètres longueur-poids allométriques et de croissance du sébaste à bouche jaune ont été estimés à partir des données sur la longueur et l'âge du sébaste à bouche jaune à l'aide d'échantillons biologiques prélevés pendant les relevés synoptiques menés entre 2003 et 2019 (section D.1.1 de l'ANNEXE D). Les paramètres allométriques étaient semblables pour les femelles et les mâles : $(\log \alpha, \beta) = F (-11,76; 3,18), M (-11,95; 3,24)$.

Les tentatives précédentes d'intégrer l'erreur de détermination de l'âge lors de l'ajustement des paramètres de croissance (pour le bocaccio, Starr et Haigh, sous presse^a) n'ont pas révélé beaucoup de différence par rapport à l'ajustement sans erreur de détermination de l'âge, et la même chose a été constatée pour le sébaste à bouche jaune (les résultats ne sont pas présentés). Nous utilisons donc les ajustements de l'estimation du maximum de vraisemblance [EMV] standard pour le sébaste à bouche jaune d'après à la fois la recherche et les relevés. Les femelles ne sont que légèrement plus grandes que les mâles (L_{∞} : F = 48,2 cm, M = 46,7 cm).

Les modèles de croissance ont également été estimés à l'aide d'une procédure bayésienne qui comprenait des effets aléatoires intégrant une erreur de détermination de l'âge (voir la section D.3 de l'annexe D). Une comparaison des modèles bayésiens à l'échelle de la côte selon cette procédure et des modèles d'estimation du maximum de vraisemblance équivalents utilisés dans l'évaluation des stocks ne montre aucune différence fonctionnelle pour l'un ou l'autre sexe (Figure D.24, graphique de droite).

Les données des relevés de recherche sont préférables aux données des pêches commerciales pour estimer les paramètres allométriques et de croissance, car les relevés reflètent généralement une plus grande variété de tailles et d'âges. Les données des pêches commerciales manquent d'information sur les poissons plus petits parce que les culs de chalut excluent délibérément les petits poissons moins commercialisables, tandis qu'un relevé tente de

saisir un large éventail de tailles. Par conséquent, les fonctions de croissance dérivées des données commerciales seront mal déterminées à l'extrémité inférieure. Les données de recherche fournissent habituellement suffisamment d'otolithes dont l'âge a été déterminé pour qu'il ne soit pas nécessaire d'inclure des données des pêches commerciales. L'évaluation du stock suppose que le sébaste à bouche jaune possède un ensemble de paramètres biologiques invariables dans le temps qui existent indépendamment de l'engin utilisé pour recueillir les données.

6.4. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ

Les proportions de femelles arrivées à maturité entre les âges 1 et 40 ont été calculées à partir d'échantillons biologiques prélevés dans les pêches commerciales et pendant les relevés de recherche. Bien qu'il soit préférable d'utiliser les données de recherche pour estimer les fonctions biologiques, cela n'est pas toujours possible pour les espèces qui arrivent à maturité à la fin de l'automne, en hiver ou au début du printemps. En effet, les relevés de recherche ne couvrent généralement que la période de mai à septembre, lorsque les conditions météorologiques ont tendance à être meilleures.

Le stade de maturité a été déterminé de façon macroscopique par les techniciens de recherche à bord des navires de relevé ou par les observateurs de la pêche commerciale, en répartissant les échantillons entre sept étapes de maturité (Stanley et Kronlund 2000; décrit à la section D.1.3 de l'ANNEXE D). Les individus associés aux stades 1 et 2 étaient considérés comme immatures, et ceux associés aux stades 3 à 7 comme matures. Les données représentant les femelles selon l'âge et le stade (au moyen de la méthode de « cassure et brûlage ») ont été regroupées à partir des sorties de pêche commerciale et des missions de recherche, et la proportion observée d'individus matures à chaque âge a été calculée. On a utilisé tous les mois pour créer la courbe de distribution de la maturité parce que ces données ont fourni une concordance plus précise que l'utilisation d'un sous-ensemble de mois. Le sébaste à bouche jaune frayant en hiver, il faut des données hivernales pour estimer une fonction crédible. On a élaboré un vecteur monotone croissant de la maturité selon l'âge en appliquant une fonction demi-gaussienne (équation D.3) aux valeurs observées de la maturité (section D.1.3 de l'ANNEXE D). La courbe utilisée dans l'ensemble des proportions du modèle fixait les proportions matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 40, le tout forcé à 1 (à pleine maturité) pour les âges 17 à 60. Cette stratégie est conforme aux évaluations antérieures des stocks de sébastes de la Colombie-Britannique dans lesquelles les individus plus jeunes n'avaient pas été bien échantillonnés et ceux qui l'avaient été avaient tendance à être plus grands et plus probablement matures (p. ex. Stanley *et al.* 2009). On a supposé que les femelles de plus de 10 ans étaient matures à au moins 50 % et que la maturité était constante au fil du temps (un examen des courbes de maturité sur des périodes de cinq ans de 1996 à 2020 n'a révélé aucun changement important dans le temps).

On a supposé que la fécondité était proportionnelle au poids corporel des femelles (environ en cubes de longueur); cependant, les chercheurs ont démontré que cette hypothèse pouvait avoir des conséquences sur la durabilité. Plus précisément, si les femelles plus grandes et plus âgées produisent plus d'œufs de meilleure qualité, le retrait de ces femelles productives par la pêche aura un effet disproportionné sur le recrutement (He *et al.* 2015). Dick et ses collaborateurs (2017) ont conclu que chez les *Sebastes*, la fécondité relative (œufs par gramme de poids corporel) augmente avec la taille et ont estimé à 4,97 la médiane de l'exposant de la relation longueur-fécondité chez le sébaste à longue mâchoire, un résultat considérablement plus élevé que les exposants poids-longueur cubiques habituellement utilisés pour les évaluations des stocks de sébastes de la Colombie-Britannique (p. ex. Tableau D.2). Un autre problème qui a une incidence sur la reproduction est le fait que certaines espèces ne frayent

pas chaque année (Rideout et Tomkiewicz 2011). Conrath (2017) a relevé des taux variables d'omission de la fraie chez trois espèces de sébastes des eaux profondes. On ne sait pas si le sébaste à bouche jaune saute des années de fraie.

6.5. MORTALITÉ NATURELLE

À l'aide des estimateurs de la mortalité naturelle de Hoenig (1983) et de Gertseva (Starr et Haigh 2021), on a exploré dans le Tableau D.8 divers âges associés à la queue supérieure de la distribution de l'âge du sébaste à bouche jaune (Figure D.7). Pour les âges 50 et plus (par tranches de 10 ans), les estimations de M vont de 0,047 à 0,108. Nous avons été en mesure d'estimer la mortalité naturelle (M) du sébaste à bouche jaune dans le modèle – M selon le mode de distribution a posteriori (MDP) : femelles = 0,066, M selon la méthode MCCM = 0,070 (0,060; 0,078); mâles : M selon le MDP = 0,064, M selon la méthode MCCM = 0,068 (0,058; 0,076). Cependant, l'estimation selon la méthode MCCM a largement dépassé la valeur a priori normale $N(0,05; 0,01)$ et les diagnostics de l'échantillon étaient médiocres, ce qui indique que le modèle ne pouvait pas converger lorsque M a été estimé, même avec une valeur a priori étroite. Cela est probablement dû à l'absence d'un signal d'abondance fort dans les données du relevé. Compte tenu du mauvais rendement de la méthode MCCM du modèle qui a estimé M , nous avons choisi de fixer M à des valeurs qui couvraient une plage crédible pour ce paramètre en nous appuyant sur les analyses résumées dans le Tableau D8 : $M \in \{0,04, 0,045, 0,05, 0,055, 0,06\}$.

6.6. TAUX DE VARIATION

Le paramètre « taux de variation » (h) fixe la proportion du recrutement maximal qui est disponible à $0,2B_0$, où B_0 est la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures). Pour cette évaluation des stocks, le taux de variation a été fixé à 0,7, en partie pour réduire le nombre de paramètres estimés par le modèle et en partie parce qu'il n'y avait aucune indication d'épuisement du stock à l'échelle de la côte (proche de $0,2B_0$), de sorte que ce paramètre aura très peu d'incidence sur la reconstitution du stock.

7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

Un modèle stochastique structuré selon l'âge et à deux sexes a servi à reconstituer la trajectoire de la population de sébaste à bouche jaune de 1935 à la fin de 2021 à l'aide de la plateforme de modèle Stock Synthesis 3 (SS) de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA). On a fait le suivi des âges 1 à 60, l'âge 60 étant la catégorie d'âge maximal. On a supposé que la population était à l'équilibre avec un recrutement moyen et sans pêche au début de la reconstitution. La sélectivité des femelles pour les quatre relevés et la pêche commerciale principalement au chalut a été déterminée par une fonction de sélectivité flexible paramétrée dans la plateforme SS avec six paramètres β (décrits à l'annexe E). Pour la présente évaluation, seuls deux paramètres β ont été estimés : β_1 , l'équivalent du paramètre μ (âge auquel la sélectivité atteint d'abord la sélectivité maximale) dans Awatea, et β_3 , l'équivalent du paramètre $\log v_L$ (variance qui détermine la largeur du membre ascendant d'une courbe normale double) dans Awatea. On a supposé que le côté droit (membre descendant) était fixé à la sélectivité maximale pour éviter la création d'une population cryptique. La sélectivité en forme de dôme a été étudiée, mais les paramètres estimés qui en ont résulté n'incluaient pas les valeurs des courbes descendantes. De plus, le forçage du membre droit vers le bas n'a pas produit d'amélioration apparente des ajustements aux données sur la fréquence d'âge. Les paramètres de décalage pour les mâles ($\Delta_{1,2,3,4}$) ont également été fixés à 0, car les cycles exploratoires ont indiqué que la sélectivité pour les mâles ne variait pas beaucoup par rapport à celle des femelles. Les quatre autres paramètres β ($\beta_{2,4,5,6}$) disponibles dans la plateforme SS

n'ont pas été utilisés dans la présente évaluation. Le modèle et ses équations sont décrits de manière plus détaillée à l'annexe E.

Les tailles des échantillons sont utilisées pour calculer la variance pour une source de données et sont utiles pour indiquer les différences relatives d'incertitude d'une année à l'autre dans chaque source de données. Toutefois, la taille de l'échantillon peut ne pas représenter la différence relative de la variance entre les différentes sources de données (habituellement l'abondance par rapport à la composition). Par conséquent, dans une évaluation intégrée des stocks, il faudrait ajuster les pondérations relatives de chaque source de données pour refléter le contenu en information de chacune, tout en conservant les différences relatives d'une année à l'autre. Pour ce faire, on peut appliquer des facteurs d'ajustement aux données sur l'abondance et la composition pour pondérer les sources de données à la hausse ou à la baisse les unes par rapport aux autres. Dans la présente évaluation du stock, nous avons utilisé la méthode de Francis (2011) pour repondérer les données sur l'abondance, en ajoutant l'erreur de processus dérivée de lissage spline aux erreurs relatives des CPUE et aucune erreur de processus aux erreurs relatives de l'indice du relevé, qui étaient déjà élevées. Pour les données sur la composition, nous avons appliqué une méthode de rapport disponible dans le code de soutien pour la plateforme SS qui a permis de calculer la moyenne harmonique des tailles d'échantillon effectives (McAllister et Ianelli 1997) par rapport à la moyenne arithmétique des tailles d'échantillon observées afin de rapprocher les tailles d'échantillon observées des tailles d'échantillon effectives. Ce facteur d'ajustement n'a été appliqué qu'aux données sur la fréquence d'âge dans la pêche commerciale; les données sur la fréquence d'âge dans le relevé ont été sous-pondérées à 0,25. Le résultat de cette repondération a mis l'accent sur les données sur la composition plutôt que sur les données sur l'abondance, contrairement à ce que la méthode de l'âge moyen de Francis avait fait pour les évaluations antérieures des stocks au moyen d'Awatea. Cependant, nous avons constaté que les données sur l'abondance du sébaste à bouche jaune étaient relativement peu informatives dans ce stock en raison des grandes erreurs relatives connexes.

En général, la procédure de modélisation a d'abord déterminé le meilleur ajustement, ou mode de distribution a posteriori (MDP), aux données en minimisant le logarithme du rapport de vraisemblance négatif. Chaque cycle MDP a servi de point de départ pour les simulations Monte Carlo par chaînes de Markov (MCCM). Contrairement aux évaluations précédentes du sébaste de la Colombie-Britannique, qui utilisaient une procédure de marche aléatoire de Metropolis, chaque cycle a été évalué à l'aide d'un algorithme « sans retour » (No U-Turn Sampling; NUTS) [Monnahan et Kristensen 2018, Monnahan *et al.* 2019] qui a permis de réduire le temps d'évaluation de plusieurs jours à quelques heures et a utilisé des algorithmes de recherche plus efficaces. Dans la présente évaluation, 4 000 itérations NUTS ont été évaluées en analysant la charge de travail en huit chaînes parallèles (à l'aide du progiciel 'snowfall' dans R, Knaus 2015) de 500 itérations chacune, en éliminant les 250 premières itérations et en conservant les 250 derniers échantillons de chaque chaîne. Nous avons ensuite fusionné les chaînes parallèles pour obtenir les 2 000 échantillons qui ont servi à l'analyse de MCCM.

Un scénario de référence composite pour le sébaste à bouche jaune comprenait cinq cycles de modèles (10 000 échantillons a posteriori MCCM regroupés) pour estimer l'état des stocks, établir des projections et fournir un avis scientifique aux gestionnaires. Voici les décisions prises pendant l'évaluation du sébaste à bouche jaune :

- établir une mortalité naturelle M fixe à cinq niveaux, pour un total de cinq modèles de référence :
 - B1 (Cycle77) : $M = 0,04$;

-
- B2 (Cycle71) : $M = 0,045$;
 - B3 (Cycle75) : $M = 0,05$;
 - B4 (Cycle72) : $M = 0,055$;
 - B5 (Cycle76) : $M = 0,06$;
- fixer l'âge maximal cumulatif (A) à 60 (âge commun pour les âges $a \geq 60$);
 - utiliser quatre séries d'indices de l'abondance tirés des relevés (synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii, historique dans le goulet de l'île Goose), les quatre ayant des données sur la fréquence d'âge (FA);
 - utiliser une série d'indices d'abondance tirés de la pêche commerciale (indice des CPUE au chalut de fond);
 - utiliser une solution analytique dérivée d'un modèle pour les paramètres de mise à l'échelle des séries sur l'abondance (q_g), où les valeurs de q ne sont pas estimées en tant que paramètres actifs (Methot *et al.* 2021);
 - supposer une pêche, principalement au chalut, avec des prises mineures par d'autres engins, avec des prises regroupées et des données sur la fréquence d'âge;
 - présumer deux sexes (femelles, mâles);
 - utiliser des valeurs a priori établies de la sélectivité, fondées sur les valeurs médianes des valeurs a posteriori MCCM provenant des évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire de 2012 et de 2017; supposer qu'il n'y avait pas de décalage de l'âge chez les mâles par rapport aux femelles;
 - estimer les écarts du recrutement de 1950 à 2012 et laisser les recrutements après 2012 varier en fonction d'un signal de données;
 - appliquer la repondération de l'abondance : ajout de l'erreur de traitement du CV aux CV de l'indice des CPUE, $c_p=0,3296$ (voir l'annexe E) et ajout d'aucune erreur de processus aux indices des relevés (l'erreur relative était élevée);
 - appliquer la repondération de la composition : ajuster les tailles d'échantillon effectives de la fréquence d'âge à l'aide de la méthode du rapport de la moyenne harmonique basée sur McAllister et Ianelli (1997) pour les fréquences d'âge dans la pêche commerciale et fixer les quatre ensembles de fréquences d'âge des relevés avec une pondération faible arbitraire de 0,25;
 - fixer à 0,9 l'écart-type des valeurs résiduelles du recrutement (σ_R);
 - exclure l'indice découlant du relevé de 1995 dans la série du relevé historique dans le goulet de l'île Goose (plan incompatible);
 - exclure l'indice découlant du relevé sur la côte ouest de Haida Gwaii de 1997 (une omission, mais on a vérifié son influence dans un modèle de sensibilité);
 - utiliser un vecteur d'erreur de la détermination de l'âge fondé sur des CV des longueurs selon l'âge observées.

Toutes les cycles du modèle des composantes de base ont été repondérées une fois pour i) l'abondance, en ajoutant une erreur de processus $c_p = 0,3296$ aux erreurs-types des indices des CPUE dans la pêche commerciale au chalut et aucune erreur de processus aux erreurs relatives des indices tirés des relevés, et ii) pour la composition, soit à l'aide de la méthode du rapport de la moyenne harmonique décrite dans la section E.6.2.2 de l'annexe E pour les

fréquences d'âge dans la pêche commerciale au chalut, soit une valeur fixe de 0,25 pour les fréquences d'âge dans les relevés.

Quatorze analyses de sensibilité ont été réalisées (avec des simulations MCCM complètes) par rapport au cycle central du scénario de référence composite (Cycle75 : $M=0,05$, $A=60$, en intégrant l'erreur de détermination de l'âge [AE] fondée sur les CV de la longueur selon l'âge) pour tester la sensibilité des extrants à d'autres hypothèses du modèle :

- S01 (Cycle78) – ajout de l'indice de 1997 à la série de relevés sur la côte ouest de Haida Gwaii (étiquette : 'ajout de l'indice COHG 1997');
- S02 (Cycle79) – estimer M en utilisant une valeur a priori normale : $N(0,05; 0,01)$ (étiquette : 'estimation de M ');
- S03 (Cycle80) – omettre la série des CPUE dans la pêche commerciale (étiquette : 'omettre CPUE');
- S04 (Cycle81) – utiliser la série des CPUE ajustée par une distribution de Tweedie (étiquette : 'CPUE de Tweedie');
- S05 (Cycle82) – réduire l'écart-type des résidus du recrutement σ_R de 0,9 à 0,6 (étiquette : 'sigmaR=0,6');
- S06 (Cycle83) – augmenter l'écart-type des résidus du recrutement σ_R de 0,9 à 1,2 (étiquette : 'sigmaR=1,2');
- S07 (Cycle84) – réduire de 33 % les prises commerciales pour 1965-1995 (étiquette : 'réduction des prises 33 %');
- S08 (Cycle85) – augmenter de 50 % les prises commerciales de 1965 à 1995 (étiquette : 'augmentation des prises 50 %');
- S09 (Cycle86) – pondérer à la hausse les échantillons de fréquence d'âge dans le bassin de la Reine-Charlotte par 3,5 (étiquette : 'pondérer à la hausse FA BRC');
- S10 (Cycle87) – retarder les écarts de recrutement de 1950 à 1970 (étiquette : 'débuter écartsR en 1970');
- S11 (Cycle88) – supprimer l'erreur de détermination de l'âge (étiquette : 'aucune erreur d'âge');
- S12 (Cycle91) – réduire le taux de variation de $h=0,7$ à $h=0,5$ (étiquette : 'taux de variation $h=0,5$ ');
- S13 (Cycle92) – doubler les prises de 2021 de 1 057 t à 2 114 t (étiquette : 'double prises 2021');
- S14 (Cycle93) – utiliser une erreur de détermination de l'âge fondée sur la précision de la détermination (étiquette : 'erreur d'âge provenant des lecteurs').

Tous les modèles de sensibilité ont été repondérés une fois comme indiqué ci-dessus pour les cycles de base des composantes. L'erreur de processus ajoutée aux CPUE dans la pêche commerciale pour toutes les sensibilités (sauf S04 parce que l'écart-type des CPUE de Tweedie était déjà élevé) était la même que celle adoptée dans le cycle central B3 (R75) ($c_p=0,3296$), selon une analyse de spline (annexe E).

Pour les cycles de base des composantes, chaque modèle de sensibilité a été évalué à l'aide de la procédure NUTS (décrite ci-dessus) afin de générer 2 000 échantillons MCCM chacun.

8. RÉSULTATS DU MODÈLE

8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

8.1.1. Cycle central (B3, M=0,05, Cycle75)

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance des relevés sont généralement satisfaisants (Figure F.2), bien que certaines valeurs des indices aient été entièrement omises (bassin de la Reine-Charlotte de 2013, côte ouest de l'île de Vancouver de 2010, côte ouest de Haida Gwaii de 2012, goulet de l'île Goose de 1994). L'ajustement aux indices des CPUE commerciales a affiché une tendance à la baisse de 1996 à 2010 et est demeuré relativement stable par la suite. Le modèle n'a pas pu s'ajuster au pic initial de la série des CPUE, passant bien en deçà des valeurs de 1998 et 1999 des indices. Aucune des valeurs des indices des CPUE n'a été omise, en grande partie grâce à l'ajout d'une erreur de processus de 33 %. Néanmoins, le modèle semblait correspondre à la tendance des séries. D'après l'analyse du profil de probabilité, la série des indices des CPUE était la seule série sur l'abondance qui fournissait des renseignements sur l'effectif du stock, les quatre séries de relevés montrant peu de contraste et toutes les valeurs des indices présentant des erreurs relatives élevées.

Seules les fréquences d'âge dans les pêches commerciales ont été utilisées pour estimer les recrutements. Pour ce faire, on a augmenté la pondération des données sur la fréquence d'âge dans les pêches commerciales en utilisant le rapport de la moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon par rapport à la moyenne arithmétique de la taille observée de l'échantillon. Ces rapports avaient tendance à être importants (6 à 10), ce qui donnait une pondération élevée à ces données. Les données sur la fréquence d'âge pour les relevés ont reçu une pondération délibérément très faible (0,25). Cela a permis d'éliminer toute incidence sur les estimations de la force des classes d'âge à partir de ces données, tout en estimant une fonction de sélectivité appropriée. Cette approche s'explique par le fait que les données sur la fréquence d'âge dans les relevés semblaient de mauvaise qualité, étant donné les incohérences dans la force de la classe d'âge apparente entre les années de relevé et entre les sexes pour la même année de relevé. Ces incohérences ont mené à des estimations contradictoires des écarts du recrutement qui n'étaient pas souhaitables.

Les rapports de la moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon par rapport à la moyenne arithmétique de la taille observée de l'échantillon (Figure F.13) donnent des rapports de 6,4, 3,6, 3,0, 4,7 et 6,7 pour les cinq ensembles de données sur la fréquence d'âge calculés pour le cycle central. Toutefois, seule la valeur de la fréquence d'âge dans la pêche commerciale a été utilisée (6,4, voir toutes les pondérations utilisées dans le Tableau F.2) et les autres valeurs ont été éliminées en abaissant la pondération des fréquences d'âge dans les relevés en attribuant une faible pondération de 0,25, pour les raisons susmentionnées. Les estimations modélisées ainsi obtenues de l'âge moyen correspondaient très bien aux âges moyens ajustés pour les cinq ensembles de données sur la fréquence d'âge (Figure F.14).

Les données sur la fréquence d'âge dans la pêche commerciale au chalut étaient excellentes, le modèle suivant les classes d'âge de façon uniforme sur la période de 41 ans représentée par les données sur la fréquence d'âge dans la pêche commerciale (Figure F.3). Il y a quelques écarts importants dans différentes classes d'âge (résidus normalisés >2; Figure F.4), mais cela n'est pas surprenant compte tenu du grand nombre de catégories d'âge-année à ajuster (il y a 1 680 catégories = 28 ans multipliés par 60 âges). Les résidus par année montrent qu'il y a environ neuf à dix catégories d'âge-année dans les années 1990 qui sont supérieures à 2 et quatre qui sont supérieures à 3. Les cohortes de 1952 et 1982 affichent également des résidus supérieurs à 2; cependant, la plupart des résidus d'âge-année sont inférieurs à 2. Les

ajustements aux fréquences d'âge dans les quatre relevés étaient mitigés comme prévu, compte tenu de la faible pondération utilisée pour ajuster ces données (Figures F.5 à F.12).

Les estimations des paramètres de sélectivité des relevés n'étaient pas très éloignées des valeurs a priori, qui différaient selon le relevé (Figure F.1). Cependant, les estimations des paramètres pour la pêche commerciale au chalut se sont beaucoup éloignées de la valeur a priori, dénotant la présence d'un signal fort des données. La courbe de maturité, générée à partir d'un modèle ajusté à l'externe (voir la section D.1.3 de l'annexe D), était située à droite de la fonction de sélectivité de la pêche commerciale, ce qui indique que cette pêche récoltait des poissons pas encore matures (Figure F.15). Les fonctions de sélectivité des relevés étaient également situées à gauche de la fonction de maturité, ce qui indique que les relevés échantillaient des classes d'âge pas encore arrivées à maturité.

La trajectoire de la biomasse féconde (femelle) pour le cycle central se situe entre 12 000 et 40 000 tonnes (Figure F.16, en haut) et a atteint son point le plus bas en 2013 ou 2014; elle s'est redressée depuis, le point le plus bas étant juste en dessous de $0,5 B_0$ (Figure F.16, en bas).

Les estimations du recrutement montrent quatre grands épisodes en 1952, 1961, 1982 et 2006 (Figure F.17). Ces épisodes semblent bien définis dans les données, la définition ayant été grandement améliorée après la mise en œuvre de l'erreur de détermination de l'âge fondée sur le coefficient de variation (CV) de la longueur selon l'âge (voir la section 8.2). Le modèle estime deux périodes prolongées d'écart du recrutement inférieurs à la moyenne, la première entre 1970 et 1980 et la deuxième entre 1990 et 2000. Les quatre « pics » de recrutement correspondent à des recrutements environ trois fois plus élevés que le recrutement moyen à long terme (Figure F.17, au centre).

8.1.2. Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite comprenait cinq cycles qui ont exploré l'effet d'une plage de valeurs fixes de M (pour les deux sexes) pour la présente évaluation des stocks : (B1) $M = 0,04$, (B2) $M = 0,045$, (B3) $M = 0,05$, (B4) $M = 0,055$ et (B5) $M = 0,06$. Même s'il était possible d'estimer M (voir la section 8.2), les diagnostics MCCM étaient instables et l'échantillon a posteriori obtenu n'a pas convergé.

Contrairement à l'évaluation de 2011 du stock de sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012a), nous n'avons pas été en mesure d'estimer M de façon fiable dans la présente évaluation, compte tenu du changement de logiciel de modélisation et de l'absence de contraste dans les données des relevés accompagnées de très grandes erreurs relatives. Les cycles modélisés qui ont estimé M ont produit une estimation en mode de distribution a posteriori de M pour les femelles de 0,066 et une estimation MCCM de 0,070 (0,060; 0,078). Ces estimations se situaient à l'extrémité inférieure de la plage pour l'estimation externe de M (voir la section D.1.4 de l'annexe D), mais le comportement du modèle lorsque $M > 0,06$ semblait instable et les diagnostics MCCM étaient inacceptables. La mortalité naturelle semble être la composante la plus importante de l'incertitude dans la présente évaluation du stock. Nous avons donc élaboré un scénario de référence composite en assemblant des cycles qui couvraient une plage plausible de valeurs de M pour ce stock, en plus de fournir des ajustements et des diagnostics MCCM acceptables. Diverses autres sources d'incertitude ont été explorées dans les cycles de sensibilité fondés sur le cycle central Cycle75.

Le scénario de référence composite a servi à calculer un ensemble d'estimations de paramètres (Tableau 1) et des quantités dérivées à l'équilibre et associées au rendement maximal durable (Tableau 2). La distribution de tous les paramètres estimés entre les cinq cycles de composantes (Figure F.25) montre des distributions d'estimations de paramètres qui se

chevauchent. Le paramètre qui différait le plus entre les cinq cycles était R_0 , qui augmentait avec M , mais les paramètres de sélectivité différaient peu entre les cycles de composantes. Ce dernier résultat montre pourquoi le cycle ne peut pas estimer M parce que les données sur la fréquence d'âge sont équivalentes dans cette plage de valeurs de M , ce qui indique qu'il n'y a pas d'information dans les données disponibles pour estimer ce paramètre.

Étant donné la sensibilité de l'estimation de la taille du stock à la valeur présumée de M , les quantités dérivées qui reflètent la taille du stock (Figure F.26) variaient également de M . Sans surprise, B_0 , RMD, B_{RMD} et l'état actuel du stock par rapport à B_0 augmentaient tous avec M . Le taux d'exploitation au rendement maximal durable, U_{RMD} , augmentait aussi avec M . Le rapport B_{RMD}/B_0 demeurait constant, mais l'incertitude autour de l'estimation médiane était plus grande. Pour des prises de 1 057 t en 2021, les taux de prise à la mi-année deviennent plus faibles lorsque M augmente parce que la biomasse féconde estimée (et donc la biomasse vulnérable) augmentait.

Les estimations des recrutements montrent quatre vagues principales de recrutement (1952, 1961-1962, 1982 et 2006), typiques des espèces de sébastes des eaux profondes (Figure 4). La trajectoire de la population du scénario de référence composite de 1935 à 2022 et la biomasse projetée jusqu'en 2032 (Figure 4), en supposant trois politiques de prises constantes de 0 t/an, 1 250 t/an et 2 500 t/an, montre que les prises supérieures au rendement maximal durable (1 039 t, Figure 4) entraînent une diminution de la biomasse. On voit aussi sur la Figure 5 que la biomasse médiane du stock demeurera au-dessus du point de référence supérieur du stock (PRS) dans les dix prochaines années pour des prises de l'ordre de la moyenne sur cinq ans (1 250 t/an). Les taux d'exploitation sont demeurés largement inférieurs à U_{RMD} pendant la majeure partie de l'histoire de la pêche (Figure F.29).

Tableau 1. Quantiles des distributions a posteriori d'après 10 000 échantillons MCCM pour les principaux paramètres du modèle estimés pour l'évaluation du stock de sébaste à bouche jaune selon le scénario de référence composite. Les paramètres de sélectivité sont exprimés en termes compatibles avec Awatea; équivalents SS : $\mu_g = \beta_{1g}$ et $\log v_{Lg} = \beta_{3g}$ (voir l'annexe E).

Paramètre	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
$\log R_0$	7,525	7,774	8,070	8,411	8,820
μ_1 (TRAWL+)	10,98	11,34	11,60	11,88	12,28
μ_2 (BRS)	10,07	12,09	13,65	15,38	17,99
μ_3 (COIV)	8,951	11,64	13,67	15,68	18,61
μ_4 (COHG)	8,474	9,900	10,72	11,52	12,75
μ_5 (GIG)	10,67	13,61	15,85	18,21	21,68
$\log v_{L1}$ (TRAWL+)	1,703	1,917	2,063	2,203	2,394
$\log v_{L2}$ (QCS)	3,056	3,622	3,982	4,342	4,829
$\log v_{L3}$ (COIV)	2,812	3,427	3,837	4,225	4,784
$\log v_{L4}$ (COHG)	1,376	1,772	2,046	2,314	2,707
$\log v_{L5}$ (GIG)	3,463	4,358	4,934	5,518	6,352

Tableau 2. Paramètre et quantiles des paramètres dérivés des 10 000 échantillons de la valeur a posteriori par simulation MCCM du scénario de référence composite. Définitions : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures), B_{2022} – biomasse féconde au début de 2022, u_{2021} – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) à la mi-2021, u_{max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1935 à 2021), B_{RMD} – biomasse féconde à l'équilibre au rendement maximal durable (RMD), u_{RMD} – taux d'exploitation à l'équilibre au rendement maximal durable. Toutes les valeurs de la biomasse (et du rendement maximal durable) sont exprimées en tonnes. Au cours des cinq dernières années (2016 à 2020), les prises moyennes ont été de 1 272 t.

Quantité	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
B_0	20 898	23 707	26 386	30 528	41 314
B_{2022}	10 070	13 848	18 001	24 978	42 533
B_{2022} / B_0	0,4446	0,5708	0,6922	0,8417	1,080
u_{2021}	0,01012	0,01697	0,02357	0,03048	0,04154
u_{max}	0,02686	0,03845	0,04837	0,0573	0,06531
RMD	696	845	1 039	1 327	1 919
B_{RMD}	6 063	6 894	7 656	8 810	11 938
$0,4B_{RMD}$	2 425	2 758	3 063	3 524	4 775
$0,8B_{RMD}$	4 850	5 515	6 125	7 048	9 550
B_{2022} / B_{RMD}	1,535	1,969	2,394	2,905	3,727
B_{RMD} / B_0	0,2702	0,2847	0,2917	0,2971	0,3036
u_{RMD}	0,04063	0,04356	0,04636	0,04893	0,05117
u_{2021} / u_{RMD}	0,2019	0,3471	0,5082	0,7066	1,001

Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation dans la pêche modélisée dans l'espace du rendement maximal durable (Figure 6) porte à croire que le stock se trouve nettement dans la zone saine, avec une position actuelle à $B_{2022}/B_{RMD} = 2,39$ (1,54; 3,73) et $u_{2021}/u_{RMD} = 0,51$ (0,20; 1,00). La figure de l'état du stock de l'année en cours (Figure F.32) illustre la position du scénario de référence composite dans la zone saine du MPO et montre comment les différents cycles des composantes contribuent au scénario de référence composite. Des valeurs de M supérieures à 0,06 pousseront l'état du stock plus loin dans la zone saine.

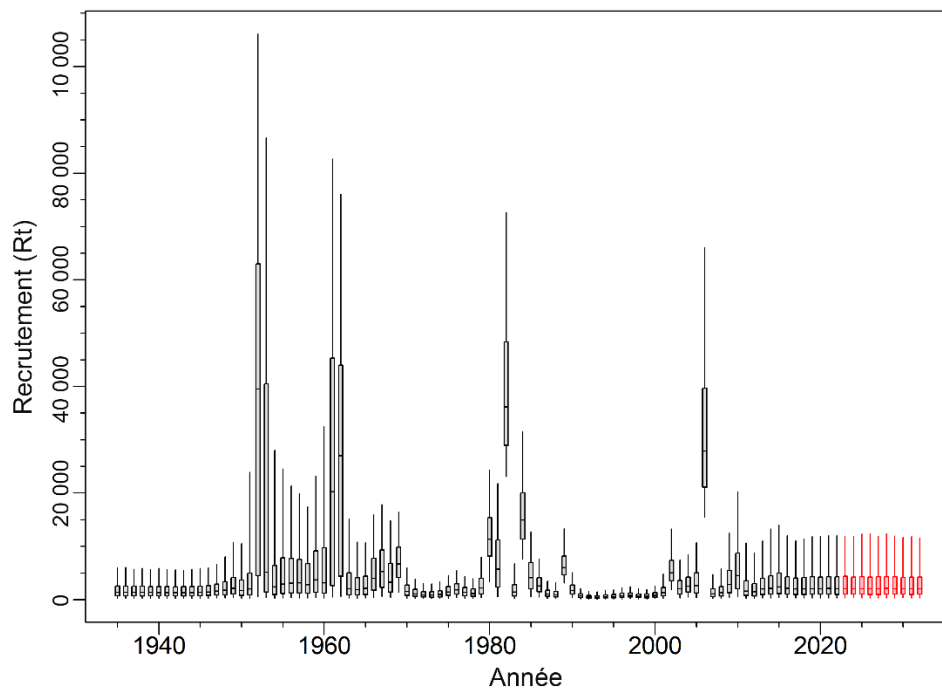


Figure 4. Trajectoire et projection du recrutement (en milliers de poissons d'âge 0) pour le scénario de référence composite. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

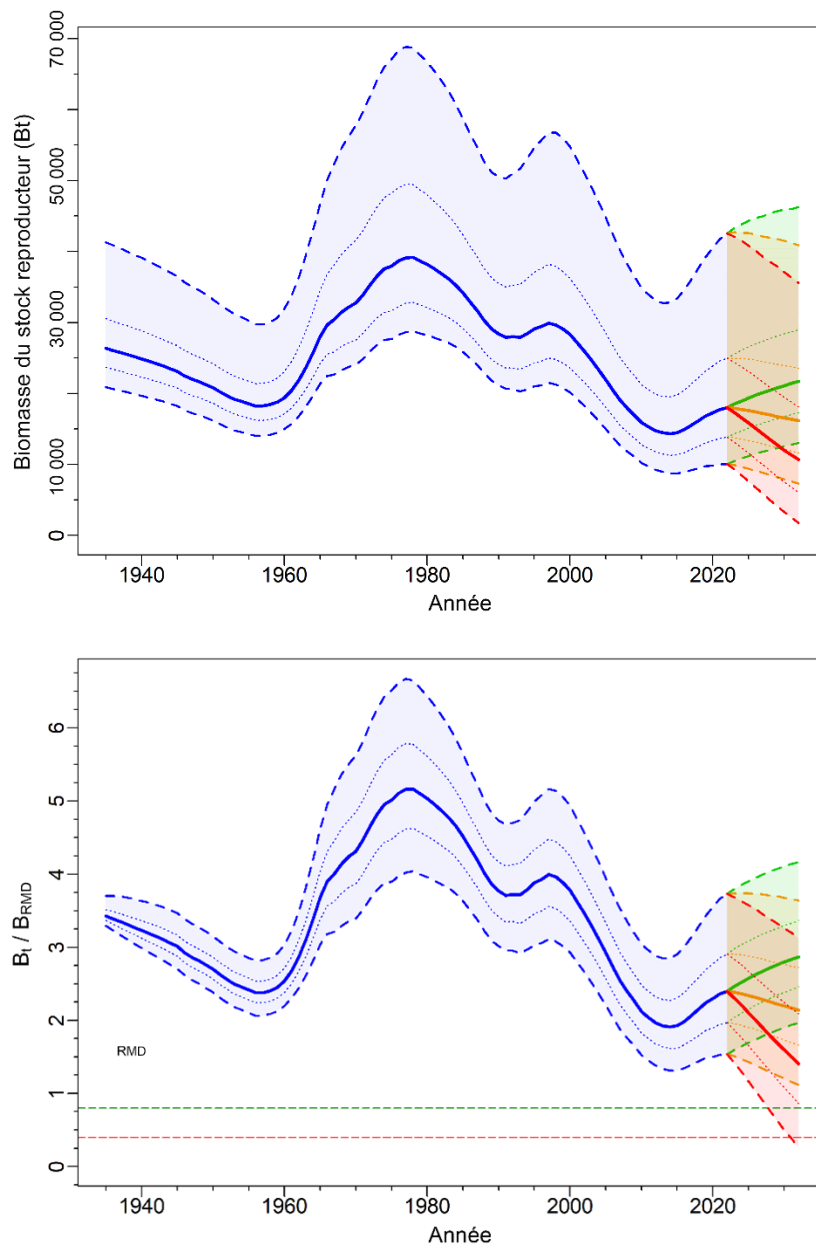


Figure 5. Estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes, en haut) et de B_t par rapport à B_{RMD} (en bas) pour le scénario de référence composite. La trajectoire médiane de la biomasse apparaît comme une courbe pleine entourée d'une enveloppe de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05-0,95) en bleu clair et délimitée par des lignes pointillées pour les années $t=1935$ à 2022; la biomasse projetée (2023 à 2032) apparaît pour trois politiques de prises : en vert pour des prises nulles (0 t/an), en orange pour des prises moyennes (1 250 t/an) et en rouge pour des prises élevées (2 500 t/an). L'intervalle de crédibilité à 50 % (quantiles : 0,25-0,75) est délimité par des lignes pointillées. Les lignes tiretées horizontales indiquent la médiane du PRL = $0,4B_{RMD}$ et du PRS = $0,8B_{RMD}$.

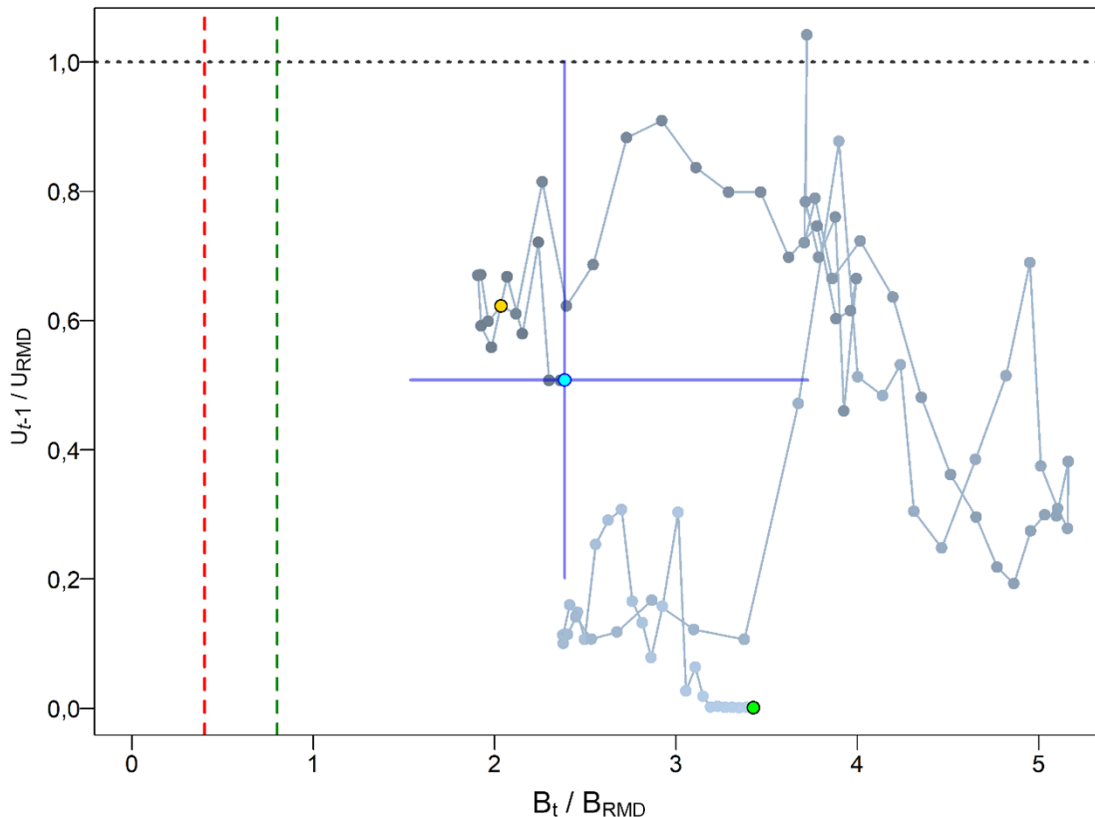


Figure 6. Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports B_t/B_{RMD} (biomasse féconde au début de l'année t par rapport à B_{RMD}) et de la pression de la pêche par rapport à u_{RMD} (u_{t-1}/u_{RMD} , le taux d'exploitation se produisant au milieu de l'année $t - 1$) pour le scénario de référence composite. Le cercle plein vert est l'année de début à l'équilibre (1935). Les années passent ensuite des nuances pâles aux nuances foncées et la dernière année ($t = 2022$) est représentée par un cercle plein cyan; les lignes bleues transversales représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori pour la dernière année. L'année de l'évaluation précédente (2011) est indiquée par un cercle doré. Les lignes pointillées verticales rouges et vertes indiquent le PRL provisoire selon l'approche de précaution $= 0,4B_{RMD}$ et $PRS = 0,8B_{RMD}$, et la ligne pointillée horizontale grise indique u_{RMD} .

8.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Quatorze analyses de sensibilité ont été réalisées (avec des simulations MCCM complètes) par rapport au cycle central (Cycle75 : $M=0,05$, c_p des CPUE=0,3296) afin de tester la sensibilité des extrants aux autres hypothèses du modèle (voir les détails des cycles de sensibilité dans la section 7). Les différences entre les cycles pour l'analyse de sensibilité (y compris le cycle central) sont résumées dans des tableaux d'estimations médianes des paramètres (Tableau F.19) et de quantités médianes fondées sur le rendement maximal durable (Tableau F.20).

Trois cycles supplémentaires demandés par les participants au processus d'examen régional par les pairs ont été ajoutés aux onze premières analyses de sensibilité (Figure 7) pour explorer les effets d'un taux de variation faible ($h=0,5$, S12), du doublement des prises de 2021 (S13) et de l'utilisation d'une autre structure d'erreur de détermination de l'âge fondée sur la précision inférée des âges attribués par les lecteurs secondaires d'otolithes par rapport aux âges déterminés par les lecteurs principaux (S14).

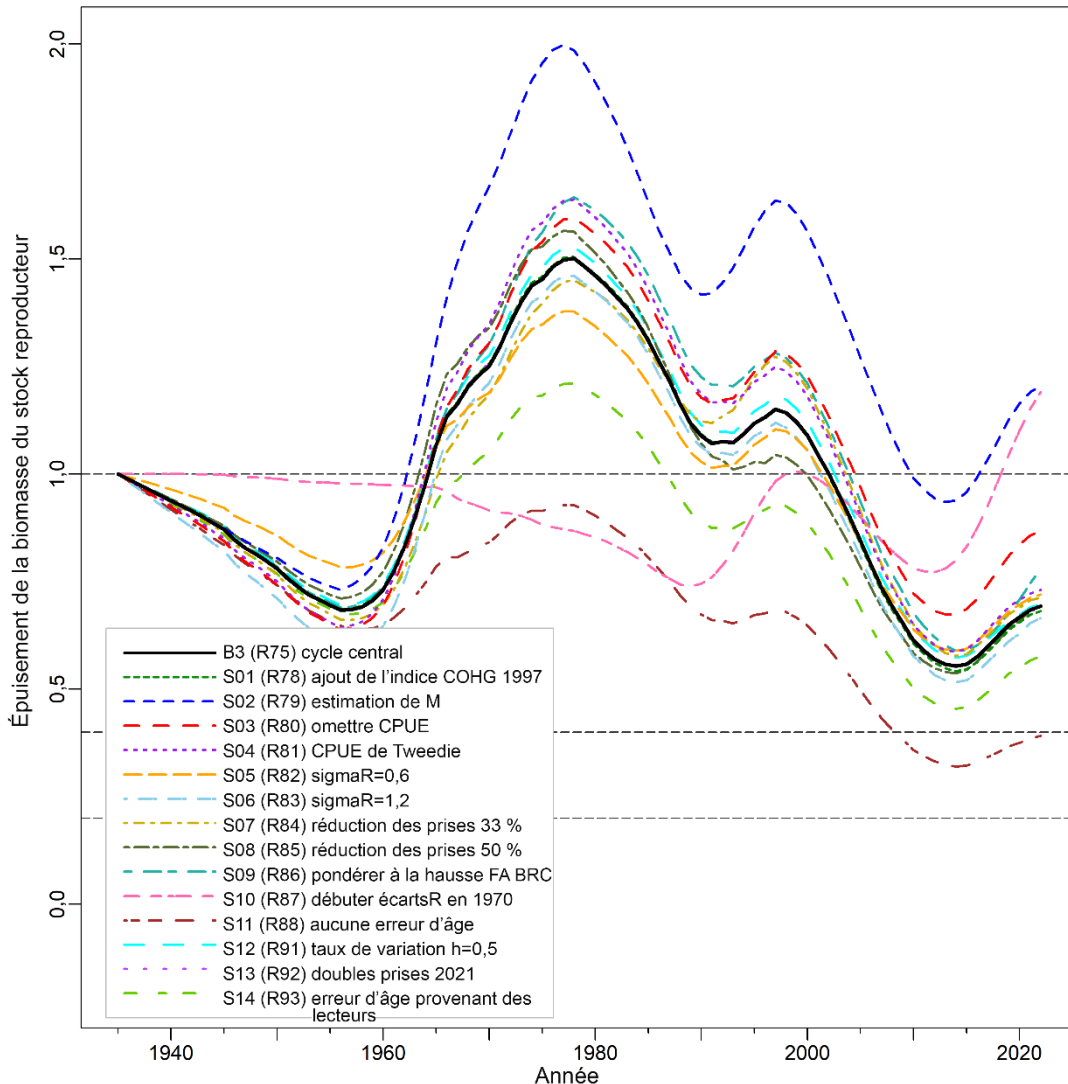


Figure 7. Trajectoires médianes du modèle de la biomasse féconde en proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre (B_t/B_0) pour le cycle central et les 14 cycles de sensibilité (voir la légende inférieure à gauche). Les lignes tiretées horizontales indiquent les points de référence de recharge utilisés par d'autres administrations : $0,2B_0$ (~PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible au-dessus de B_{RMD}) et B_0 (biomasse féconde à l'équilibre).

D'après les tracés diagnostiques (Figures F.33 à F.35), huit cycles de sensibilité ont présenté un bon comportement pour les MCCM, quatre étaient passables, un était médiocre et un était inacceptable avec peu de crédibilité :

- Bon – aucune tendance de trace, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation
 - S01 (ajout de l'indice COHG 1997)
 - S04 (CPUE de Tweedie)
 - S06 (sigmaR=1,2)
 - S07 (réduction des prises 33 %)
 - S08 (augmentation des prises 50 %)
 - S12 (taux de variation $h=0,5$)

-
- S13 (double prises 2021)
 - S14 (erreur d'âge provenant des lecteurs)
 - Marginal – tendance de trace interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation
 - S03 (baisse de la CPUE)
 - S05 ($\sigma_R=0,6$)
 - S09 (pondérer à la hausse FA BRC)
 - S11 (pas d'erreur d'âge)
 - Médiocre – tendance de trace qui fluctue considérablement ou affiche une augmentation ou une diminution persistante, chaînes fractionnées qui diffèrent les unes des autres, autocorrélation importante
 - S10 (débuter écartsR en 1970)
 - Inacceptable – tendance de trace qui indique une augmentation ou une diminution persistante qui n'a pas été stabilisée, chaînes fractionnées qui diffèrent considérablement les unes des autres, autocorrélation persistante
 - S02 (estimation de M)

Le cycle qui a estimé M (S02) n'a peut-être pas convergé et les diagnostics inacceptables suggèrent une instabilité dans le modèle. De plus, la valeur a posteriori pour M_1 (femelles), 0,070 (0,060; 0,078), a passé largement au-dessus de la valeur a priori de N (0,05; 0,01). Bien qu'une valeur plus élevée de M puisse convenir pour cette espèce, elle n'a pas été soutenue par les données disponibles lors de l'utilisation de la plateforme de modélisation SS.

Les trajectoires des médianes de B_t par rapport à B_0 (Figure 7) ont montré que la plupart des sensibilités suivaient la trajectoire du cycle central avec une certaine variation, alors que trois scénarios s'en écartaient considérablement (S02, S10, S11). Bien que l'estimation de M (S02) ait suivi la trajectoire du cycle central, elle est demeurée constamment au-dessus de ce dernier et constituait l'un des scénarios les plus optimistes. Cependant, ce cycle n'a probablement pas convergé et ces résultats doivent être interprétés avec prudence. Le cycle qui estimait les écarts de recrutement à partir de 1970 plutôt que de 1950 (S10) a suivi une trajectoire bien inférieure au cycle central avant de se rapprocher d'une estimation de l'état actuel (2022) du stock semblable à celle produite par le cycle qui estimait M (S02). La raison de ce résultat peut être observée sur la Figure F.38, où le cycle S10 a estimé les écarts de recrutement les plus élevés de tous les cycles pendant la période basse de la fin des années 1990. Le cycle S10 a ensuite estimé des écarts de recrutement plus élevés les années suivantes comparativement à la plupart des autres cycles. Ce comportement compensatoire est responsable de l'état très optimiste des stocks estimé par ce cycle. S10 a également estimé un niveau élevé irréaliste de la biomasse de femelles reproductrices comparativement à tous les autres cycles, sauf S02 (Figure F.36).

Le cycle le plus pessimiste était celui sans correction de l'erreur de détermination de l'âge (AE) (S11), suivi du cycle utilisant une autre erreur de détermination de l'âge fondée sur les CV de l'âge calculés à partir des estimations de la précision des lecteurs d'otolithes (S14), ce qui permet de penser qu'il est important de tenir compte de l'erreur de détermination de l'âge pour éliminer le biais, négatif dans les deux cas. Alors que S11 et S14 ont estimé des valeurs de B_0 plus élevées par rapport au cycle central, les estimations médianes de l'état actuel des stocks par rapport à B_0 étaient plus basses (S11=0,39, S14=0,55, B3=0,69). La valeur plus élevée de B_0 suggère que les cycles utilisant des ajustements en fonction d'erreurs de détermination de l'âge absentes/plus faible estimaient un stock plus productif (la valeur médiane du rendement

maximal durable est de 62 % et de 24 % supérieure à l'estimation du cycle central; Tableau F.20). Il est toutefois plus probable que ces modèles ont sacrifié la biomasse à l'équilibre initiale et les premiers recrutements pour obtenir le meilleur ajustement aux données. On le voit sur la Figure F.36, les deux cycles utilisant d'autres hypothèses d'erreur de détermination de l'âge (S11 et S14) commençant à des niveaux supérieurs à B3 (médiane de B_0 : S11 = 41 767; S14 = 32 151, B3 = 26 065; Tableau F.20), mais entre 1970 et 1980, les trois modèles ont convergé vers des niveaux semblables de la biomasse absolue après l'entrée en vigueur de la contrainte des données. Les cycles S11 et S14 ont ajusté la biomasse initiale et les premiers recrutements pour mieux les ajuster aux données, compte tenu des différentes hypothèses d'erreur de détermination de l'âge. Lorsque les trajectoires des trois modèles ont atteint 2022, elles estimaient des niveaux semblables de la biomasse médiane de femelles reproductrices : S11=16 389; S14=18 482, B3=18 027 (Tableau F.20). L'estimation la plus faible pour B_{2022} par S11 (comparativement à B3 et S14) s'explique par les faibles écarts de recrutement estimés par ce modèle à la fin des années 1990 (Figure F.38).

L'utilisation (ou l'absence) de l'erreur de détermination de l'âge a montré que ce processus avait une incidence importante sur les résultats du modèle. Le modèle sans erreur de détermination de l'âge (S11) estimait des pics de recrutement largement répartis sur les années adjacentes, tandis qu'une hypothèse d'une erreur importante de détermination de l'âge (B3, cycle central) concentrait le recrutement sur une seule année. L'hypothèse d'une erreur intermédiaire de détermination de l'âge (S14) se situe entre les deux extrêmes de S11 et B3, avec les deux premiers pics de recrutement répartis moins largement entre les années que dans S11. Cette question est apparue comme un axe potentiel d'incertitude pendant la réunion d'examen régional par les pairs et devrait être explorée dans les évaluations futures. Les auteurs ont choisi l'hypothèse de l'erreur importante de détermination de l'âge parce que les événements de recrutement d'une seule année correspondaient aux tendances attendues du cycle biologique du sébaste.

L'abandon de la série des CPUE (S03) a produit des estimations plus élevées de l'état actuel. Ce cycle a augmenté la pondération de la fréquence d'âge dans la pêche, peut-être parce que, sans la série des CPUE, l'incertitude dominante dans S03 était l'erreur relative élevée associée aux relevés. Si c'est exact, le rapport de la moyenne harmonique augmentait avec la pondération des données sur la fréquence d'âge dans la pêche (Tableau F.18) parce que ces données étaient relativement plus informatives que les autres données du modèle.

Le cycle S09, qui augmentait la pondération des fréquences d'âge dans les relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte, illustre pourquoi nous avons choisi de réduire la pondération des données disponibles sur la fréquence d'âge dans les relevés. Ce modèle a estimé un âge à la sélectivité maximale qui était abaissé de trois ans par rapport au cycle central (S09 médiane de μ_2 dans S09 = 10,8; médiane de μ_2 dans B3 = 13,7; Tableau F.19). En ajustant la fonction de sélectivité à gauche, ce modèle a estimé deux grandes classes d'âge récentes (en 2010 et en 2015) qui étaient absentes dans tous les autres cycles du modèle (Figure F.38). Ces classes d'âge vigoureuses ont donné une estimation très optimiste de l'état actuel des stocks (médiane = 0,75 B_0) et se propageraient probablement en des projections optimistes. Bien que ces classes d'âge puissent en fait exister, il semblait peu judicieux de laisser ces quelques observations incertaines dans un seul relevé générer un tel degré d'optimisme.

Les estimations des paramètres ont peu varié entre les modèles de sensibilité (Figure 8), à l'exception de S02 (estimation de M) et S09 (pondération accrue des fréquences d'âge dans les relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte). Les quantités dérivées fondées sur le rendement maximal durable (Figure 9) présentaient des valeurs élevées du rendement maximal durable et de B_0 pour S02 et S10 (estimation retardée des écarts de recrutement).

L'état des stocks (B_{2022}/B_{RMD}) pour les sensibilités (section 9.2) se trouve toujours dans la zone saine du MPO, y compris le cycle S11 le plus pessimiste qui ne corrige pas l'erreur de détermination de l'âge.

9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE

Le Cadre pour la pêche durable (MPO 2009) établit des points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution (AP) qui visent à orienter la gestion et à permettre une évaluation de l'exploitation en fonction de la durabilité. Ces points de référence sont le point de référence limite (PRL), de $0,4B_{RMD}$, et le point de référence supérieur du stock (PRS), de $0,8B_{RMD}$, qui ont été adoptés lors d'évaluations antérieures du sébaste (Edwards *et al.* 2012 a,b, 2014 a,b; MPO 2015, Starr *et al.* 2016; Haigh *et al.* 2018; Starr et Haigh 2021 a,b,) et sont utilisés ici. Il est à noter que pour déterminer si ces points de référence conviennent à ce stock (ou à tout stock de *Sebastes*), il faudrait réaliser une étude distincte comportant des essais de simulation à l'aide de différents modèles opérationnels.

Dans le Cadre pour la pêche durable, la zone en-dessous de $0,4B_{RMD}$ est appelée « zone critique », la zone comprise entre $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$ est la « zone de prudence » et la zone au-dessus du point de référence supérieur du stock ($0,8B_{RMD}$) est la « zone saine ». En général, l'état du stock est évalué comme étant la probabilité que la biomasse de femelles reproductrices l'année t se situe au-dessus des points de référence, soit $P(B_t > 0,4B_{RMD})$ et $P(B_t > 0,8B_{RMD})$. Le Cadre pour la pêche durable stipule également que dans la zone saine, la mortalité par pêche (u_t) doit être égale ou inférieure à celle associée au rendement maximal durable dans des conditions d'équilibre (u_{RMD}), soit $P(u_t < u_{RMD})$. En outre, la mortalité due à la pêche doit être réduite proportionnellement lorsque le stock est réputé être dans la zone de prudence, et fixée à zéro lorsqu'il est dans la zone critique.

Le terme « état du stock » doit être interprété comme étant l'état apparent du stock au moment de l'évaluation pour l'année se terminant en 2021 (c'est-à-dire au début de 2022), parce que l'on a calculé la valeur comme le ratio de deux valeurs estimatives de la biomasse (B_{2022}/B_{RMD}) selon un modèle particulier en utilisant les données disponibles jusqu'en 2021. De plus, l'estimation de B_{RMD} dépend de l'évaluation par le modèle de la productivité des stocks ainsi que de la répartition des prises entre les pêches (s'il y en a plus d'une). Par conséquent, les comparaisons de l'état du stock entre divers scénarios de modèle peuvent être trompeuses, car l'espace B_{RMD} n'est pas le même d'un modèle à l'autre. Par exemple, la médiane estimée de B_{2022}/B_{RMD} pour le cycle central du sébaste à bouche jaune était de 0,69, mais pour le modèle comparable d'Awatea, elle était de 0,44; cependant, les valeurs médianes estimées de B_{2022} étaient de 18 027 t et 17 222 t, respectivement. Les estimations actuelles de la taille des stocks reproducteurs étaient semblables, mais les estimations de B_{RMD} étaient très différentes (7 593 t et 11 046 t), en grande partie en raison des hypothèses sur la distribution des erreurs de fréquence d'âge.

Les points de référence fondés sur le rendement maximal durable estimés dans un modèle d'évaluation du stock peuvent être très sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle et la dynamique stock-recrutement (Forrest *et al.* 2018). Ainsi, d'autres pays utilisent des points de référence qui sont exprimés sous la forme de B_0 plutôt que de B_{RMD} (Edwards *et al.* 2012, ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011). Ces points de référence, par exemple, sont les valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande, $0,2B_0$ étant la « limite non critique » en dessous de laquelle il faut prendre des mesures de gestion et $0,4B_0$ étant considérée comme la biomasse « cible » pour les stocks à productivité faible, c'est-à-dire

une moyenne autour de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La « limite non critique » est équivalente au point de référence supérieur du stock (PRS, $0,8 B_{RMD}$) dans le Cadre pour la pêche durable du MPO, mais le Cadre pour la pêche durable ne définit pas de biomasse « cible ». Des résultats sont fournis, comparant la biomasse projetée à B_{RMD} et à la biomasse féconde actuelle B_{2022} , et le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel u_{2021} (ANNEXE F).

9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION

Dans la présente évaluation des stocks, les projections s'étendent jusqu'à la fin de 2031 (début de 2032). Les projections pour trois générations (90 ans), une génération ayant été déterminée comme étant de 30 ans (voir l'annexe D), n'ont pas été réalisées pour des raisons techniques associées à la nouvelle plateforme de modélisation (SS) et à des contraintes de temps; toutefois, l'état des stocks de sébaste à bouche jaune dans la zone saine ne justifie pas de telles projections pour le moment.

L'état des stocks pour les gestionnaires du MPO est habituellement défini comme la biomasse féconde actuelle par rapport à la biomasse féconde estimée requise pour le rendement durable (RMD). Les graphiques qui illustrent les distributions de B_{2022}/B_{RMD} dans les trois zones (critique, de prudence, saine) délimitées par $0,4B_{RMD}$ (PRL) et $0,8B_{RMD}$ (PRS) montrent que le scénario de base composite du sébaste à bouche jaune se trouve dans la zone saine avec une probabilité supérieure à 0,999 en 2022, tout comme les cinq cycles des composantes (Figure 8). Les projections du stock du scénario de référence composite demeurent supérieures à $0,8B_{RMD}$, avec une probabilité d'au moins 50 % jusqu'en 2032 pour toutes les politiques de prises allant jusqu'à 3 000 t/an (Tableau F.9). Toutefois, ces projections prévoient également que le stock diminuera à des niveaux de prise de plus de 500 t/an, en supposant un recrutement moyen pendant cette période (Tableau F.12).

Les graphiques de l'état des stocks pour les cycles de sensibilité fondés sur le cycle central du scénario de base composite du sébaste à bouche jaune (Figure 9) montrent que tous les cycles de sensibilité se situent également avec une probabilité élevée dans la zone saine. Le seul cycle qui s'approche du PRS est S11 (aucune erreur de détermination de l'âge); cependant, la probabilité que ce cycle se trouve dans la zone saine demeure élevée, à 0,998.

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite du sébaste à bouche jaune présentent des avis aux gestionnaires sur les probabilités que la biomasse projetée B_t ($t = 2023, \dots, 2032$) dépassera les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté, u_t ($t = 2022, \dots, 2031$), sera inférieur aux points de référence fondés sur les prises) avec des politiques de prises constantes (Tableau 3). Ce tableau présente donc les probabilités que la biomasse B_t projetée selon le scénario de référence composite dépassera le PRL et le PRS ou sera inférieure au taux de récolte au rendement maximal durable. Tous les tableaux de décision (y compris ceux des autres points de référence) pour le scénario de référence composite se trouvent à l'ANNEXE F (Tableaux F8 à F17).

En supposant des prises de 1 250 tonnes (un niveau proche de la moyenne récente sur 5 ans) chaque année pendant les 10 prochaines années, le Tableau 3 montre qu'un gestionnaire serait certain à plus de 99 % que B_{2027} et B_{2032} seront supérieures au PRL de $0,4B_{RMD}$; à plus de 99 % que B_{2027} et à 99 % que B_{2032} seront supérieures au PRS de $0,8B_{RMD}$; et à 83 % que u_{2027} et à 78 % que u_{2032} seront inférieures à u_{RMD} pour le scénario de référence composite. En général, il revient aux gestionnaires de choisir les niveaux de prise ou de récolte préférentiels (s'ils sont disponibles) en utilisant leurs niveaux de risque de prédilection. Par exemple, il peut être souhaitable d'être certain à 95 % que B_{2032} sera supérieure à un PRL, alors qu'il faudrait seulement une probabilité de 50 % de dépassement d'un PRS. En supposant ce profil de risque, une politique de prises de 2 000 t/an ou moins satisfait à la contrainte du PRL dans le

Tableau 3. En supposant que u_{RMD} est un taux d'exploitation cible, seules les politiques autorisant des prises maximales de 750 t/an offrent une probabilité supérieure à 95 % que le taux de récolte reste inférieur à u_{RMD} dans 10 ans; la probabilité serait supérieure à 50 % avec des politiques autorisant des prises maximales de 1 500 t/an.

Il convient de noter que même si l'on a intégré l'incertitude à l'évaluation et aux projections en adoptant une approche bayésienne pour l'estimation des paramètres et en construisant un scénario de référence composite qui couvre des fourchettes de valeurs de paramètres inestimables, ces résultats dépendent fortement de la structure du modèle hypothétique, des valeurs a priori informatives et des hypothèses de données (en particulier les hypothèses de recrutement moyen) utilisées pour les projections.

Tableau 3. Tableaux de décision pour les points de référence $0,4B_{RMD}$, $0,8B_{RMD}$ et u_{RMD} pour les projections sur 1 à 10 ans, pour diverses politiques de prises constantes (en tonnes) selon le scénario de référence composite. Les valeurs sont la probabilité (proportion de 10 000 échantillons MCCM) que la biomasse de femelles reproductrices au début de l'année t soit supérieure aux points de référence B_{RMD} ou que le taux d'exploitation de la biomasse vulnérable au milieu de l'année t soit inférieur au point de référence u_{RMD} . À titre de référence, au cours des cinq dernières années (2016 à 2020), les prises moyennes ont été de 1 272 t.

$P(B_t > 0,4B_{RMD})$

Politique de prises	Année de projection (début)										
	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 250	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 500	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99
2 000	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98
2 500	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,97	0,95	0,92
3 000	1	1	1	1	>0,99	0,99	0,98	0,95	0,91	0,87	0,81

$P(B_t > 0,8B_{RMD})$

Politique de prises	Année de projection (début)										
	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 000	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 250	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
1 500	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
2 000	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,92	0,90
2 500	1	1	>0,99	>0,99	0,99	0,97	0,94	0,91	0,87	0,82	0,78
3 000	1	1	>0,99	0,99	0,97	0,93	0,88	0,82	0,76	0,70	0,64

$P(u_t < u_{RMD})$

Politique de prises	Année de projection (début)										
	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0,95	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	0,95	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	0,95	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
1 000	0,95	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93
1 250	0,95	0,87	0,86	0,85	0,84	0,83	0,82	0,81	0,80	0,79	0,78
1 500	0,95	0,74	0,73	0,71	0,70	0,69	0,67	0,66	0,65	0,64	0,62
2 000	0,95	0,52	0,50	0,48	0,47	0,45	0,43	0,42	0,41	0,39	0,38
2 500	0,95	0,36	0,35	0,33	0,31	0,29	0,28	0,27	0,25	0,24	0,23
3 000	0,95	0,25	0,23	0,22	0,20	0,19	0,18	0,16	0,15	0,14	0,13

Tableau 4. Tableaux de décision pour les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ pour les projections sur 1 à 10 ans, pour diverses politiques de prises constantes (en tonnes) selon le scénario de référence composite. Les valeurs sont la probabilité (proportion de 10 000 échantillons MCCM) que la biomasse des femelles reproductrices au début de l'année t soit supérieure aux points de référence B_0 . À titre de référence, au cours des cinq dernières années (2016 à 2020), les prises moyennes ont été de 1 272 t.

$P(B_t > 0,2B_0)$

Politique de prises	Année de projection (début)										
	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 000	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 250	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 500	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
2 000	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93
2 500	1	1	1	>0,99	>0,99	0,98	0,96	0,94	0,9	0,87	0,82
3 000	1	1	>0,99	>0,99	0,98	0,96	0,92	0,86	0,81	0,75	0,69

$P(B_t > 0,4B_0)$

Politique de prises	Année de projection (début)										
	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
750	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
1 000	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94	0,93	0,93
1 250	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,91	0,90	0,89	0,87
1 500	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,89	0,87	0,85	0,83	0,81
2 000	0,98	0,97	0,95	0,92	0,88	0,85	0,81	0,77	0,73	0,69	0,66
2 500	0,98	0,96	0,92	0,88	0,82	0,77	0,71	0,66	0,60	0,55	0,51
3 000	0,98	0,95	0,9	0,83	0,76	0,69	0,61	0,54	0,49	0,44	0,40

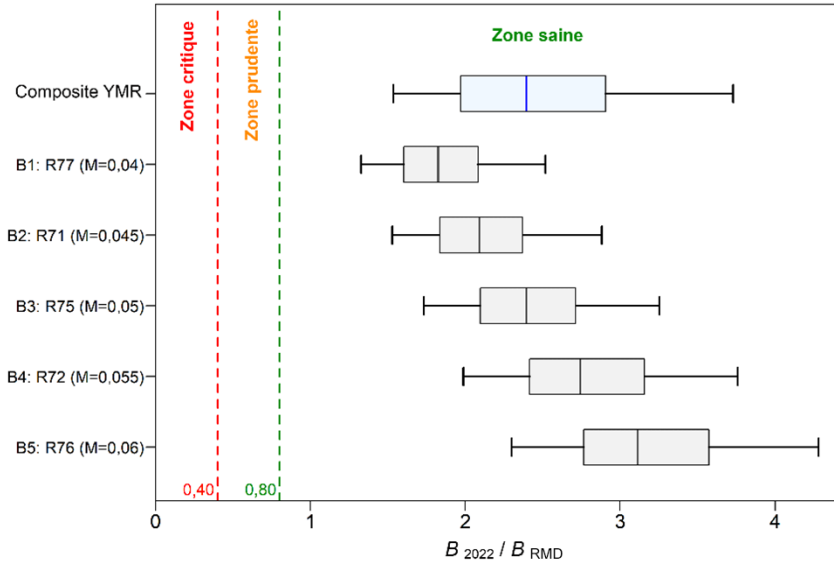


Figure 8. État des stocks de sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte par rapport aux points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution du MPO de $0,4B_{RMD}$ et de $0,8B_{RMD}$ pour le scénario de référence composite $t = 2022$ et les modèles composants regroupés pour constituer le scénario de référence composite. Les diagrammes de quartile montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la méthode MCCM.

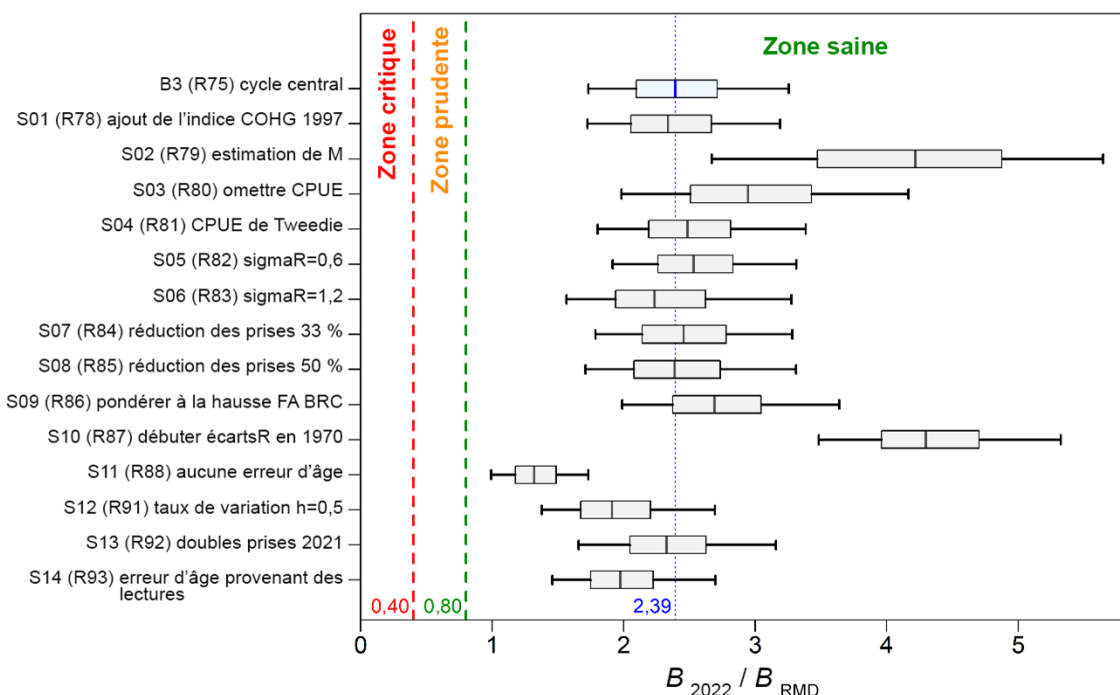


Figure 9. État des stocks de sébaste à bouche jaune au début de 2022 par rapport aux points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution du MPO de $0,4B_{RMD}$ et de $0,8B_{RMD}$ pour le cycle central du scénario de référence composite (B3, $M=0,05$) et les quatorze cycles de sensibilité (voir la notation de l'axe des y et les descriptions des sensibilités dans le texte principal). Les diagrammes de quartile montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la méthode MCCM. L'ANNEXE F donne des détails sur les modèles de sensibilité.

9.3. RÉTABLISSMENT DES STOCKS

Il n'y a pas de plan de rétablissement pour le sébaste à bouche jaune mentionné dans le plus récent PGIP, et il n'est pas nécessaire d'avoir un plan de rétablissement à l'heure actuelle puisqu'il est évalué comme se trouvant dans la zone « saine ».

Les [critères d'évaluation](#) du COSEPAC sont fondés sur une diminution du nombre total d'individus matures au cours des 10 dernières années ou des trois dernières générations, selon la période la plus longue. On estime que la durée de génération du sébaste à bouche jaune est de 30 ans; cependant, en raison de l'échéance du document de travail et de la courbe d'apprentissage pour la plateforme SS, nous n'avons pas effectué de projections sur trois générations (90 ans). Les participants à l'examen régional par les pairs n'ont pas demandé cette projection à long terme. De telles projections seraient extrêmement irréalistes pour le sébaste à bouche jaune, étant donné qu'il est très improbable qu'une politique de prises constantes puisse être maintenue pendant aussi longtemps sans modification, surtout si les stocks atteignaient de faibles niveaux. De plus, de telles projections supposent un recrutement aléatoire axé sur le recrutement moyen à long terme, en supposant l'écart-type fixe σ_R . Cependant, les trajectoires de recrutement illustrées sur la Figure F.30 montrent clairement qu'une telle hypothèse de recrutement est irréaliste, le sébaste à bouche jaune présentant une stratégie de recrutement typique des *Sebastes*, c'est-à-dire de longues périodes de recrutement médiocre ponctuées d'épisodes occasionnels de recrutement fort. Ce type de série sur le recrutement est difficile à simuler, en particulier lorsque la fréquence des épisodes de recrutement important sera mal déterminée en raison de leur rareté. Les projections à court terme (présentées dans le Tableau 3 et dans les Tableaux F.8 à F.17 de l'annexe F) sont moins

touchées par ce problème, particulièrement au cours des premières années. En effet, bon nombre des classes d'âge projetées ont été estimées pendant le rétablissement des stocks et la valeur médiane de μ_1 (chaleur) à 11,6 ans introduit une longue période de décalage avant que les nouvelles recrues ne contribuent à la biomasse vulnérable.

L'indicateur A1 du COSEPAC est réservé aux espèces dont les causes de la réduction sont clairement réversibles, comprises et éliminées. L'indicateur A2 est utilisé lorsque la réduction de la population peut ne pas être réversible, ne pas être comprise ou ne pas avoir cessé. L'analyse du potentiel de rétablissement du sébaste à bouche jaune de 2011 (Edwards *et al.* 2012a) a placé le sébaste à bouche jaune dans la catégorie A2b (le « b » indiquant que la désignation initiale du COSEPAC était fondée sur un « indice d'abondance approprié pour le taxon »). Sous l'indicateur A2, une espèce est considérée comme en voie de disparition ou menacée si le déclin a été d'au moins 50 % ou 30 %, respectivement. À l'aide de ces lignes directrices, les critères de référence pour le rétablissement deviennent $0,5B_{t-3G}$ (une baisse de 50 %) et $0,7B_{t-3G}$ (une baisse de 30 %), où B_{t-3G} est la biomasse de trois générations (90 ans) avant la biomasse de l'année t, p. ex. $P(B_{2023,\dots,2112} > 0,5|0,7 B_{1933,\dots,B_{2022}})$. Nous n'avons pas évalué ce critère pour les raisons susmentionnées; cependant, nous avons inclus les probabilités $P(B_{2023,\dots,2032} > 0,5|0,7B_0)$.

9.4. CALENDRIER D'ÉVALUATION

Un avis a également été demandé au sujet de l'intervalle approprié à respecter entre les futures évaluations des stocks et, pour les années intermédiaires entre les mises à jour, les valeurs potentielles des indicateurs qui pourraient justifier le déclenchement d'une évaluation complète plus tôt que prévu (conformément à MPO 2016). Bien que les relevés synoptiques existants au chalut, en particulier les relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte, sur la côte ouest de l'île de Vancouver et sur la côte ouest de Haida Gwaii, ne soient pas informatifs en ce qui concerne la taille des stocks de sébaste à bouche jaune, ils devraient être adéquats pour signaler une réduction importante de l'abondance des stocks. La prochaine évaluation complète des stocks devrait être prévue au plus tôt en 2031, compte tenu de l'état sain évalué actuellement et des faibles taux d'exploitation. Des épisodes de fort recrutement semblent avoir lieu tous les 10 à 25 ans, le dernier ayant été enregistré en 2006. Bien qu'il soit impossible de prévoir avec précision la nature épisodique de ces événements, nous pourrions assister à un autre phénomène de recrutement élevé dans la prochaine décennie. Indépendamment du moment où une nouvelle évaluation des stocks doit être amorcée, il faut un délai d'au moins 6 à 12 mois avant le début pour permettre la lecture des nouvelles structures de détermination de l'âge qui seront nécessaires pour interpréter la trajectoire de la population. Un avis pour les années intermédiaires est explicitement inclus dans les tableaux de décision et les gestionnaires peuvent choisir une autre ligne du tableau si l'abondance du stock semble avoir changé et s'ils souhaitent une plus grande certitude de demeurer au-dessus du point de référence. Entre-temps, il est possible de faire le suivi de la tendance de l'abondance à l'aide des CPUE de la pêche commerciale et, de façon moins fiable (en raison de l'erreur relative élevée), des relevés indépendants de la pêche utilisés dans la présente évaluation des stocks. Le rapport de synthèse sur le poisson de fond (Anderson *et al.* 2019), qui sera mis à jour périodiquement à titre de réponse des Sciences, résume ces tendances et peut être utilisé comme outil de suivi.

10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

10.1. PROBLÈMES LIÉS À LA MISE EN ŒUVRE DU LOGICIEL

La présente évaluation des stocks de sébaste marque un changement par rapport à celles menées depuis 2007 en raison de l'adoption de la plateforme générique d'évaluation des stocks

Stock Synthesis 3 (SS) maintenue par la NOAA (Methot et Wetzel 2013). Auparavant, le sébaste était évalué à l'aide d'un modèle plus simple structuré selon l'âge appelé « Awatea⁴ », une version de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003) qui a été élaborée et maintenue par Allan Hicks (alors à l'Université de Washington, maintenant à la Commission internationale du flétan du Pacifique). Awatea et SS sont des plateformes de mise en œuvre du logiciel Automatic Differentiation Model Builder (ADMB Project 2009), qui fournit : a) des estimations de la densité a posteriori maximale en utilisant une minimisation de fonction et une différenciation automatique; et b) une approximation de la distribution a posteriori des paramètres à l'aide de la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCCM), et plus précisément de l'algorithme de Hastings-Metropolis (Gelman *et al.* 2004). Pour la plateforme SS, les MCCM ont été générées à l'aide d'un « échantillonneur sans retour » (NUTS, Monnahan et Kristensen 2018, Monnahan *et al.* 2019) qui a réduit considérablement le temps d'exécution de plusieurs jours à quelques heures par rapport à la méthode traditionnelle de marche aléatoire de Metropolis. La mise en œuvre de l'échantillonnage NUTS en R utilise les « `adnuts` » du progiciel (Monnahan 2018); un [résumé](#) utile de la procédure se trouve à l'annexe H de l'évaluation du merlu du Pacifique de 2020 (Grandin *et al.* 2020).

Le cadre de modélisation de la plateforme SS est tenu à jour par un groupe dédié de scientifiques du [laboratoire virtuel SS](#) de la NOAA dirigé par Richard Methot. Ian Taylor tient à jour un progiciel en R très utile pour le traitement des données de sortie de la plateforme SS, appelé « `r4ss` ». `r4ss` (Taylor *et al.* 2021) facilite certes l'exploration des résultats de la modélisation par la plateforme SS, mais nous avons adapté une partie de son code et de celui de [PBSawatea](#) pour produire un résultat d'évaluation des stocks plus familier. Cependant, cette transition dans les environnements d'évaluation des stocks a été difficile et toutes les capacités de SS/`r4ss` (p. ex. analyse rétrospective, choix pour la fécondité, options de paramètres) n'ont pas été mises en œuvre dans la présente évaluation des stocks. Ces éléments seront examinés dans de futures évaluations des stocks de la Colombie-Britannique.

L'un des plus grands défis pour notre évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune était le manque d'information fournie par les indices de l'abondance dans les relevés. Cette question a été explorée au moyen de l'analyse du profil de vraisemblance et des ajustements de l'indice prévu par rapport à l'indice observé. Le graphique du profil de vraisemblance (Figure 10, graphique de gauche) ne révèle aucun logarithme du rapport de vraisemblance négatif minimal associé à une valeur pour $\text{LN}(R_0)$, pour aucun des quatre relevés utilisés dans le modèle, ce qui permet au modèle d'accepter de très grandes estimations de la biomasse, alors qu'il y a un minimum clair de $\text{LN}(R_0)$ pour la série des CPUE (ligne bleue). Les deux graphiques de droite sont les tracés observés et attendus générés par `r4ss`, montrant les indices des CPUE (en haut à droite Figure 10) et les indices des relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte (en bas à droite, Figure 10). Les valeurs de l'indice des CPUE (à l'exception de 1998 et de 1999) se trouvent sur la ligne 1:1, ce qui indique un bon contraste, tandis que les valeurs de l'indice du relevé du bassin de la Reine-Charlotte n'affichent aucun contraste entre les indices attendus pour une vaste gamme d'indices observés. Nous avons exploré de nombreux modèles utilisant la repondération de Francis (2011) avant de réaliser que la dernière chose que nous voulions faire était de pondérer à la baisse les données sur la composition en faveur des données sur l'abondance. Le signal le plus fort (outre les CPUE) que nous avons pour avoir correctement ajusté les données sur le sébaste à bouche jaune se trouvait dans les données sur la fréquence d'âge dans les pêches commerciales au chalut. Une fois que nous avons déterminé que nous pouvions obtenir des résultats crédibles en augmentant la pondération des fréquences d'âge du

⁴ Certaines évaluations des stocks ne contenaient pas de données fiables sur la fréquence d'âge, de sorte qu'un modèle de type différence-délai nommé « [iSCAM](#) » a été utilisé.

chalut commercial, nous sommes passés à une méthode de repondération fondée sur la comparaison par r_{4ss} de la moyenne harmonique de la taille efficace annuelle des échantillons à l'aide de l'équation (2.5) de McAllister et Ianelli (1997), à la moyenne arithmétique des tailles d'échantillon observées, afin d'obtenir de nouvelles pondérations pour les données sur la fréquence d'âge. En fin de compte, nous avons appliqué w_1 à la taille de l'échantillon de la fréquence d'âge au chalut et avons pondéré à la baisse ceux des relevés à l'aide de $w_{2,3,4,5}=0,25$.

Le deuxième problème que nous a posé la plateforme SS était le choix limité de distribution des erreurs pour l'ajustement des données sur la fréquence d'âge. La plateforme SS offrait la distribution multinomiale et une distribution multinomiale de Dirichlet à auto-pondération (Thorson *et al.* 2017). Cette dernière n'était pas avantageuse pour la présente évaluation par rapport à la première, et la distribution multinomiale n'a pas tenu compte des valeurs aberrantes dans les données sur la fréquence d'âge qui, en plus des très grandes erreurs relatives associées aux relevés indépendants de la pêche, ont permis au modèle de trouver de bons ajustements aux données à des estimations irréalistes élevées de R_0 . Awatea, en revanche, utilise une méthode normale solide qui réduit l'influence des observations avec des écarts-types des résidus normalisés supérieurs à 3 (Fournier 1990). Cette fonction a limité les excursions dans les estimations très importantes de la biomasse et a permis à Awatea d'estimer à la fois M et h en utilisant les mêmes données que celles entrées dans la plateforme SS, et a produit des MCCM avec de bons diagnostics.

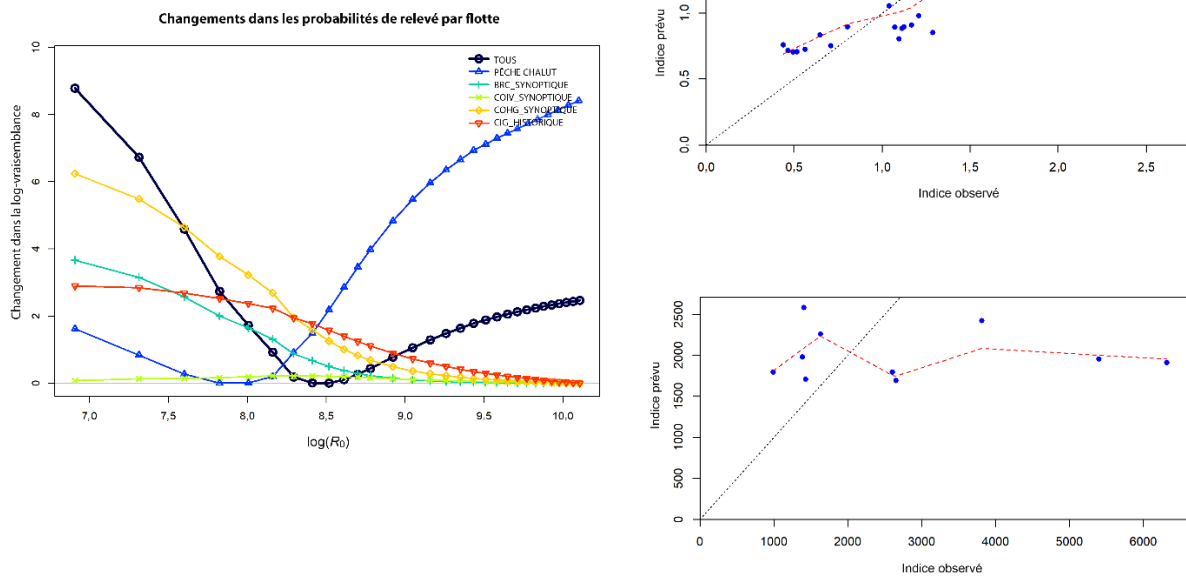


Figure 10. À gauche : Profil de vraisemblance des indices des relevés pour diverses valeurs fixes de $\log R_0$ (R_{53} , $M = 0,055$); en haut à droite : indice des CPUE prévu par rapport à l'indice des CPUE observé (R_{75}); en bas à droite : indice prévu du relevé du bassin de la Reine-Charlotte par rapport à l'indice observé du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (R_{75}).

10.2. PROBLÈMES LIÉS À LA MODÉLISATION DU SÉBASTE À BOUCHE JAUNE

Comme les évaluations d'autres stocks de sébaste de la Colombie-Britannique, la présente évaluation décrit un stock à faible productivité et à croissance lente. À l'instar de plusieurs des évaluations plus récentes des stocks de *Sebastes* en Colombie-Britannique, nous n'avons pas été en mesure d'obtenir une estimation crédible de M , en grande partie du fait de l'absence de contraste et des erreurs relatives élevées dans les indices de la biomasse des relevés. En fait, la présente évaluation des stocks est une analyse complexe de la courbe des prises qui comprend les écarts de recrutement. Néanmoins, M demeure confondue avec le taux d'exploitation, comme c'est le cas dans toutes ces analyses. Si les relevés étaient plus informatifs, le modèle serait en mesure d'estimer la taille des stocks, ce qui limiterait la fourchette des estimations possibles de M . Au lieu de cela, nous avons dû trouver une fourchette de valeurs plausibles de M à utiliser comme estimations fixes dans le modèle, puis construire un scénario de référence composite à partir duquel fournir des avis de gestion. Le modèle de sensibilité qui a estimé M (S02) démontre la futilité d'estimer la mortalité naturelle dans cette évaluation des stocks en utilisant la distribution multinomiale.

Aucune des valeurs de M utilisées dans le scénario de référence composite ne dénotait un problème de durabilité pour ce stock. Même la plus faible valeur étudiée de M (0,04, modèle B1, Tableau F.7) a donné une estimation médiane de 0,53 (0,38; 0,73) pour B_{2022}/B_0 et de 1,8 (1,3; 2,5) pour B_{2022}/B_{RMD} . Nous pouvons donc raisonnablement affirmer que le stock de sébaste à bouche jaune se trouve dans la zone saine et qu'il y restera probablement dans les cinq à dix prochaines années aux niveaux de prises actuels (environ 1 000 à 1 200 t/an).

Malheureusement, l'estimation de la taille des stocks et, par conséquent, du rendement à long

terme, est moins fiable. L'estimation médiane de B_0 dans le scénario de référence composite (26 386 t; Tableau 2), ainsi que l'estimation correspondante du rendement maximal durable (1 039 t), est simplement une moyenne de cinq valeurs plausibles de M qui reposaient sur la distribution observée de l'âge maximum dans la base de données GFBio. Ce problème ne sera pas facile à résoudre étant donné la faible précision associée aux relevés indépendants de la pêche pour cette espèce.

L'évaluation de 2011 du stock de sébaste à bouche jaune (Awatea) a estimé un stock plus grand que celui indiqué dans la présente évaluation. Même le scénario de référence avec une valeur fixe de M ($M=0,047$) présentait une estimation médiane de B_0 de 37 290 t, soit 41 % de plus que l'estimation médiane de B_0 dans le scénario de référence composite. De même, l'évaluation précédente du sébaste à bouche jaune a estimé le rendement maximal durable à 1 693 t, un chiffre supérieur de 63 % à l'estimation du rendement maximal durable pour le scénario de référence composite. L'annexe H démontre que la cause la plus probable de la différence dans la taille estimée de la biomasse initiale par les deux modèles réside dans les différentes hypothèses de distribution utilisées pour ajuster les données sur la fréquence d'âge posées par les deux plateformes de modélisation. La plateforme SS utilise la distribution multinomiale pour ajuster ces données, et Awatea utilise la distribution normale solide. La Figure H.11 montre que les deux modèles convergent au milieu des années 1960 et poursuivent avec des estimations semblables de la biomasse jusqu'à la fin de la reconstitution au début de 2022. Cependant, les estimations initiales de la biomasse à l'équilibre diffèrent, le modèle SS estimant un recrutement important en 1952, qui est omis par le modèle Awatea. Ce comportement démontre le compromis dans ces modèles entre la taille initiale des stocks et le recrutement, les modèles obtenant des ajustements semblables aux données pour l'une ou l'autre des stratégies. Ce compromis survient avant qu'il y ait des données pour restreindre le modèle. Une fois que les données sont disponibles, les modèles convergent dans leurs estimations de la biomasse, ce qui crée une incertitude pour les niveaux de référence, mais moins pour les estimations de la biomasse récente.

Les efforts de pêche des flottilles étrangères entre 1965 et 1976 sur la côte de la Colombie-Britannique ciblaient le sébaste à longue mâchoire, et les prises de sébaste à bouche jaune pour ces années ont été estimées comme une prise accessoire présumée; par conséquent, l'ampleur des prises de sébaste à bouche jaune effectuées par les flottilles étrangères est incertaine. Une autre source d'incertitude dans la série des prises provient des débarquements nationaux du milieu des années 1980 à 1995 (avant la présence des observateurs), qui peuvent avoir mal identifié des espèces de sébaste de moindre importance pour contourner les restrictions de quotas sur des espèces plus désirables comme le sébaste à longue mâchoire (Starr et Haigh 2021). Cependant, les modèles de sensibilité des prises (S07 : -33 %; S08 : +50 %) montrent que l'incertitude liée aux prises n'a pas eu d'effet majeur sur la trajectoire de la biomasse du modèle ou sur les estimations de la taille relative du stock à la fin de 2021 (Figure 7, Figure 9).

Dans le passé, on évitait généralement d'utiliser les CPUE de la pêche commerciale comme indice de l'abondance dans les évaluations des stocks de sébaste de la Colombie-Britannique (principalement en raison de l'incertitude entourant le comportement des capitaines de navire en réponse à la réglementation). Cependant, nous avons utilisé avec succès les CPUE en nous fondant sur les prises accessoires des espèces évaluées dans la pêche au chalut de fond de la Colombie-Britannique dans cinq évaluations récentes des stocks (complexe sébaste à œil épineux/à taches noires : Starr et Haigh 2002a; bocaccio : Starr et Haigh 2022b; veuve : Starr et Haigh 2021b; sébaste à raie rouge : Starr et Haigh 2021a; sébastolobe à courtes épines : Starr et Haigh 2017). Contrairement aux cinq analyses précédentes, présumées fondées sur des données sur les prises/l'effort provenant d'une pêche passive de prises accessoires, le sébaste

à bouche jaune est souvent une espèce ciblée, ainsi qu'une espèce de prises accessoires. Cependant, en raison du manque d'informations sur l'abondance réelle dans les données du relevé au chalut (voir la Figure 10), nous avons été contraints d'ajouter cette série pour produire une série utilisable sur l'abondance. Le profil de vraisemblance des CPUE sur la Figure 10 (à gauche) montre les renseignements supplémentaires que cette série ajoute au modèle. Dans le cas des modèles de prises accessoires, nous avons considéré que dans la mesure où le modèle d'estimation fondé sur les CPUE comprenait l'incidence des traits vides ainsi que des traits où l'espèce avait été capturée, la série résultante pourrait permettre un suivi de l'abondance. Le niveau élevé de présence des observateurs dans la pêche au chalut de fond en Colombie-Britannique permettait de penser que les traits vides étaient raisonnablement bien enregistrés. Étant donné que la pêche du sébaste à bouche jaune est à la fois une pêche ciblée et de prises accessoires, nous avons testé la robustesse de la série sur les CPUE en omettant les lieux du MPO ayant les taux de prise les plus élevés, en supposant que la pêche ciblée du sébaste à bouche jaune était plus susceptible de se produire dans ces « points chauds ». Cette analyse, présentée à la section C.8 (annexe C), a démontré que la trajectoire des CPUE était effectivement inchangée.

Deux cycles relatifs aux CPUE ont été inclus dans l'ensemble de cycles de sensibilité du sébaste à bouche jaune :

- Le modèle de sensibilité S03 a éliminé la série sur les CPUE, mais l'estimation de la médiane de B_0 était presque la même que pour le modèle B3 (S03 = 26 252 t; B3 = 26 065 t), même si le quantile supérieur de 95 % était plus élevé (S03 = 34 660 t; B3 = 32 811 t). Cependant, ce modèle a estimé une B_{2022} plus élevée que le B3 (médiane = 22 521 t comparativement à 18 027 t pour le cycle B3), ce qui a donné une estimation plus élevée de l'état du stock pour le modèle S03.
- Le cycles de sensibilité S04 remplaçait un autre modèle des CPUE fondé sur la distribution de Tweedie capable de tenir compte des traits vides et positifs dans le même modèle, éliminant ainsi la nécessité d'estimer des modèles séparés et de les combiner en utilisant la procédure delta-log-normale multiplicative (équation C.4 à l'annexe C). Cependant, les deux séries sur les CPUE ne différaient pas beaucoup (voir la Figure C.21) et le cycle S04 a produit des estimations de paramètres dérivés similaires, mais légèrement plus optimistes (Figure 9) par rapport au cycle central.

Nous avons examiné divers autres modèles de sensibilité, dont la plupart ont eu peu d'effet sur l'état estimatif des stocks ou le rendement global du modèle :

- L'augmentation (S06) ou la diminution (S05) de l'écart-type des résidus de recrutement (σ_R) ont eu peu d'effet.
- L'ajout de l'indice supplémentaire du relevé sur la côte ouest de Haida Gwaii de 1997 (S01) n'a eu aucune incidence sur l'évaluation, un résultat conforme à la nature non informative des données du relevé.
- L'augmentation de la pondération des données sur la fréquence d'âge du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (S09) a été abordée à la section 8.2. Bien que ce cycle de sensibilité n'ait pas modifié de façon importante l'avis, il aurait eu une incidence sur les projections en raison de l'estimation de fortes classes d'âge récentes possiblement fausses.
- Il est surprenant que le fait de fixer le début des estimations de l'écart de recrutement en 1970 plutôt qu'en 1950 (S10) ait eu une si forte incidence sur l'évaluation des stocks parce qu'il est rare d'avoir des renseignements aussi informatifs sur l'âge qui peuvent être utilisés pour estimer la force des premières classes d'âge. Toutefois, cet effet peut être causé par

une interaction avec l'information non informative du relevé et ne constitue peut-être pas un résultat qui peut être généralisé.

- Enfin, il est évident que la présente évaluation des stocks n'a pas examiné à fond l'incertitude associée à l'erreur de détermination de l'âge. Le cycle de sensibilité S11, qui n'a pas utilisé d'erreur de détermination de l'âge, a indiqué que les résultats du modèle étaient sensibles à la présence ou à l'absence de cette procédure. Pendant l'examen régional par les pairs, on nous a demandé d'exécuter un cycle qui utilisait une autre mise en œuvre de l'erreur de détermination de l'âge fondée sur l'erreur des lecteurs secondaires par rapport au premier lecteur (cycle S14). Cette cycle a donné un effet intermédiaire (par rapport au cycle central et au cycle S11) sur l'estimation de l'état des stocks (Figure 9). Nous sommes satisfaits du rendement de la mise en œuvre de l'erreur de détermination de l'âge dans le scénario de référence composite, qui a donné des estimations ponctuées du recrutement qui correspondent à notre compréhension de la stratégie de recrutement chez les *Sebastes* (voir la Figure 4 et la Figure H.10). Nous estimons également que l'erreur de détermination de l'âge mise en œuvre dans le cycle S14 a probablement sous-estimé cette erreur, en particulier aux âges plus avancés pour lesquels les données étaient rares. Cependant, l'erreur de détermination de l'âge est généralement estimée à l'aide de modèles statistiques qui utilisent plusieurs lectures de l'âge de chaque poisson pour dériver une matrice de classification qui définit la probabilité d'attribuer un âge observé à un poisson en fonction de son âge réel, qui est statistiquement inféré (Richards *et al.* 1992). Les futures évaluations des stocks de *Sebastes* devraient explorer plus à fond cet axe de l'incertitude.

Les tableaux de décision fournissent une orientation pour sélectionner les recommandations sur les prises à court terme et décrivent la fourchette des futurs résultats possibles sur la période de projection à des niveaux fixes de prises annuelles. L'exactitude des projections repose sur celle du modèle. L'incertitude des paramètres est traitée explicitement au moyen d'une approche bayésienne, mais ne reflète que le modèle et les pondérations précis attribués aux diverses composantes des données.

11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

Les questions ci-après devraient être prises en compte dans la planification des futures évaluations de stock et des évaluations du sébaste à bouche jaune aux fins de gestion :

1. Poursuivre les séries de relevés au chalut indépendants de la pêche qui ont été établies sur la côte de la Colombie-Britannique, notamment l'obtention d'échantillons pour la composition selon l'âge et la longueur, ce qui permettra d'estimer les courbes cumulatives de sélectivité propres aux relevés.
2. Examiner comment des populations uniques, comme celle du sébaste à bouche jaune, font partie d'un système complexe constitué de composantes biologiques et économiques (Walker et Salt 2006). De tels systèmes peuvent comporter plusieurs états stables, ce qui peut avoir des répercussions sur notre compréhension de la dynamique et de la résilience de la population de sébaste à bouche jaune.
3. Examiner les effets des changements climatiques sur les populations de sébaste à bouche jaune et déterminer comment les changements dans l'écosystème influent sur notre perception des conditions d'équilibre dans différents régimes climatiques. Cela pourrait comprendre l'exploration de l'utilisation des covariables environnementales comme prédicteurs du recrutement, ainsi que l'étude du rôle du recrutement épisodique dans la stratégie évolutive utilisée par le sébaste à bouche jaune.

-
4. Si l'on dispose de suffisamment de données biologiques sur la pêche au chalut pélagique, envisager d'utiliser un modèle à deux pêches.
 5. Estimer les valeurs de M et de h dans la plateforme Stock Synthesis.
 6. Explorer l'utilisation d'un modèle à un seul sexe, les fonctions de croissance étant peu différentes selon le sexe.
 7. Explorer l'influence de l'hyperallométrie dans la relation de longueur sur la fécondité (p. ex. exposant supérieur à 3).
 8. Examiner la possibilité d'utiliser une fonction de lissage ou peut-être de classification des âges par tranches pour explorer la meilleure façon d'intégrer l'erreur de détermination de l'âge dans la présente évaluation des stocks.
 9. Essayer d'utiliser des taux de récolte constants pour les projections sur plus de 10 ans. De plus, déterminer si des procédures de recrutement plus réalistes pour les espèces de sébastes ont été mises en œuvre dans SS3. De telles améliorations peuvent améliorer la fiabilité des projections.
 10. Examiner les tendances rétrospectives, la fécondité et les options de paramètres dans la présente évaluation des stocks.
 11. Explorer l'ajout de variables climatiques, qui pourraient être particulièrement importantes pour les espèces à recrutement sporadique. Les auteurs pourraient aborder cette question dans le cadre d'une analyse de sensibilité pour la prochaine fois. Les auteurs ont également indiqué que la plateforme SS offre l'option d'inclure les indices environnementaux comme indices de l'abondance.
 12. Superposer les bandes de l'oscillation décennale du Pacifique sur les trajectoires du recrutement (voir la figure F.30.) pour voir si des tendances se dégagent.

12. REMERCIEMENTS

Le passage de la plateforme de modélisation Awatea à Stock Synthesis a été grandement facilité par l'aide des personnes suivantes : Richard Methot (NOAA⁵), Ian Taylor (NWFSC⁶, NOAA), Chantel Wetzel (NWFSC, NOAA), Kathryn Doering (NWFSC, NOAA), Adam Langley (FIS⁷, NZ), Allan Hicks (CIFP⁸) et Chris Grandin (SBP⁹, MPO¹⁰). Sean Anderson (SBP, MPO), Bruce Turriss (CGRCS¹¹) et Brian Mose (CIC¹² – Chalut) ont prodigué des conseils supplémentaires sur les intrants de données. Le personnel du [laboratoire de scalimétrie](#) de la Station biologique du Pacifique (SBP) s'est montré, comme toujours, rapide dans le traitement des demandes relatives aux otolithes de sébaste à bouche jaune. Les examens écrits par les pairs rédigés par Andrew Edwards (SBP, MPO) et Bob Rogers (CPANO¹³, MPO) ont fourni des orientations et une discussion utiles pendant la réunion d'examen régional par les pairs (ERP).

⁵ [National Oceanic and Atmospheric Administration](#), États-Unis

⁶ [Northwest Fisheries Science Center](#), Seattle, État de Washington

⁷ [Fisheries Information Systems Ltd.](#), Nelson, Nouvelle-Zélande

⁸ [Commission internationale du flétan du Pacifique](#), Seattle, État de Washington

⁹ [Station biologique du Pacifique](#), Nanaimo, Colombie-Britannique

¹⁰ [Pêches et Océans Canada](#) (aussi appelé ministère des Pêches et des Océans)

¹¹ Canadian Groundfish Research and Conservation Society, New Westminster, Colombie-Britannique

¹² [Commercial Industry Caucus](#), Colombie-Britannique

¹³ [Centre des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest](#), St. John's, Terre-Neuve-et-Labrador

Greg Workman a présidé la réunion d'examen régional par les pairs et Jill Campbell a agi à titre de rapporteuse. Les commentaires supplémentaires d'autres participants à l'examen régional par les pairs ont grandement contribué au processus. Jon T. Schnute a donné des conseils sur la notation mathématique de l'erreur de détermination de l'âge à l'annexe E.

13. RÉFÉRENCES CITÉES

- Anderson, S.C., Keppel, E.A., Edwards, A.M. 2019. [Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.
- Conrath, C.L. 2017. [Maturity, spawning omission, and reproductive complexity of deepwater rockfish](#). Trans. Am. Fish. Soc. 145. 495-507.
- COSEPAC. 2010. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le sébaste à bouche jaune \(*Sebastes reedi*\) au Canada](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. viii + 70 p.
- Dick, E.J., Beyer, S., Mangel, M., and Ralston, S. 2017. [A meta-analysis of fecundity in rockfishes \(genus *Sebastes*\)](#). Fish. Res. 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.
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J., and 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 \(*Thunnus maccoyii*\)](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47(2). 301-317.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., and Rubin, D.B. 2004. Bayesian Data Analysis, 2nd edition. Chapman and Hall/CRC, New York.
- Grandin, C.J., Johnson, K.F., Edwards, A.M., and Berger, A.M. 2020. [Status of the Pacific Hake \(whiting\) stock in U.S. and Canadian waters in 2020](#). Prepared by the Joint Technical Committee of the U.S. and Canada Pacific Hake/Whiting Agreement, National Marine Fisheries Service and Fisheries and Oceans Canada. 273 p.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., and 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.

-
- He, X., Field, J.C., Beyer, S.G., and Sogard, S.M. 2015. [Effects of size-dependent relative fecundity specifications in fishery stock assessments](#). Fish. Res. 165. 54-62.
- 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.
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- Jorgensen, B. 1987. Exponential dispersion models. J. Royal Stat. Soc. Series B (Methodological) 49(2). 127-162.
- Knaus, J. 2015. [snowfall: Easier cluster computing \(based on snow\)](#). R package ver. 1.84-6.1.
- Love, M.S., Yoklavich, M., and Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- McAllister, M.K., and Ianelli, J.N. 1997. [Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling – importance resampling algorithm](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 54(2). 284-300.
- Methot Jr, R.D., and Wetzel, C.R. 2013. [Stock synthesis: A biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management](#). Fish. Res. 142. 86-99.
- Methot Jr, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L., and Johnson, K.F. 2021. [Stock Synthesis User Manual, version 3.30.17](#). NOAA Fisheries, Seattle WA. iv + 233 p.
- Monnahan, C.C. 2018. [adnuts: No-U-Turn MCMC Sampling for ADMB Models](#). R package ver. 1.1.2.
- Monnahan, C.C., Branch, T.A., Thorson, J.T., Stewart, I.J., and Szuwalski, C.S. 2019. [Overcoming long Bayesian run times in integrated fisheries stock assessments](#). ICES J. Mar. Sci. 76(6). 1477-1488.
- Monnahan, C.C., and Kristensen, K. 2018. [No-U-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the adnuts and tmbstan R packages](#). PLoS ONE 13(5). e0197,954.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#). Consulté le 17 août 2021.
- 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.
- 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. 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; du 13 au 14 juin 2018](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu 2022/014.
- New Zealand Ministry of Fisheries. 2011. [Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard](#). Ministry of Fisheries, New Zealand.
- Rideout, R.M., and Tomkiewicz, J. 2011. [Skipped spawning in fishes: More common than you might think](#). Mar. Coast. Fish. 3. 176-189.
- Richards, L.J., Schnute, J.T., Kronlund, A.R. and Beamish, R.J. 1992. [Statistical models for the analysis of ageing error](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49(9). 1801-1815.
-

-
- Stanley, R.D. 1987. [A comparison of age estimates derived from the surface and cross-section methods of otolith reading for Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\)](#). In Proceedings of the International Rockfish Symposium, Anchorage, Alaska USA, October 20-22, 1986, Lowell Wakefield Fisheries Symposium, Alaska Sea Grant Rep. No. 87-2, p. 187-196
- 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.
- Stanley, R.D., Starr, P., and Olsen, N. 2009. [Stock assessment for Canary rockfish \(*Sebastes pinniger*\) in British Columbia waters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/013. xxii + 198 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 R. Haigh. 2022. Évaluation des stocks de sébaste à œil épineux/à taches noires (*Sebastes aleutianus/melanostictus*) en Colombie-Britannique en 2020. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Doc. de rech. 2022/020. Sous presse.
- 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.
- 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.
- 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.
- Taylor, I.G., Doering, K.L., Johnson, K.F., Wetzel, C.R., and Stewart, I.J. 2021. [Beyond visualizing catch-at-age models: Lessons learned from the r4ss package about software to support stock assessments](#). Fisheries Research 239. e105924.
- Thorson, J.T., Johnson, K.F., Methot, R.D., and Taylor, I.G. 2017. [Model-based estimates of effective sample size in stock assessment models using the Dirichlet-multinomial distribution](#). Fish. Res. 192. 84-93.
- 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) présente un bref historique de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), reproduit ci-après (avec quelques modifications). Aujourd'hui, la CPMP s'appelle la [Pacific States Marine Fisheries Commission](#); cependant, nous conservons l'acronyme CPMP dans le présent document pour le contexte historique.

La Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) a été créée en 1947 lorsque les États de Washington, de l'Oregon et de la Californie ont formé conjointement un accord inter-États (appelé « pacte ») avec le consentement du 80^e Congrès des États-Unis. En 1956, divers organismes de recherche de la côte du Pacifique ont conclu une entente officieuse en vue d'établir une description uniforme des zones de pêche comme moyen de coordonner la collecte et la compilation de statistiques sur les prises au chalut à panneaux. La CPMP a entrepris de travailler en collaboration informelle avec le Conseil consultatif de recherches sur les pêcheries et les océans. Les zones 1A, 1B et 1C englobent les eaux au large de la côte de la Californie, et les zones 2A à 2D comprennent les eaux adjacentes à l'Oregon et à une petite partie du sud de l'État de Washington. Le reste de la côte de l'État de Washington et les eaux au large de la côte ouest de l'île de Vancouver composent les zones 3A à 3D; les eaux côtières des États-Unis et du Canada (détroit de Juan de Fuca, détroit de Georgie et baie Puget) sont représentées par les zones 4A et 4B, respectivement. Les zones de pêche entre l'extrémité nord de l'île de Vancouver et la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska constituent les zones 5A à 5E. Toute la côte de l'Alaska est désignée zone 6, mais à l'exception d'une petite quantité de pêche dans les chenaux côtiers, cette zone n'a pas fait l'objet d'un chalutage intensif par des ressortissants nord-américains.

Forrester et Smith (1972) ont décrit les débuts de la flottille de chalutiers de la Colombie-Britannique (C.-B.). Les sébastes du talus font l'objet d'une pêche au chalut depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont ciblé le sébaste à longue mâchoire (SLM, *Sebastes alutus*) dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant environ deux décennies. Ces flottilles provenaient principalement des États-Unis (1959-1976), de l'URSS (1965-1968) et du Japon (1966-1976). De ce fait, les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de la biomasse du sébaste, y compris d'espèces autres que le SLM, dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC, Ketchen 1976, 1980b), au large de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG, Ketchen 1980a, b) et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV, Ketchen 1976, 1980a, b). Toutes les flottilles étrangères ont été exclues des eaux canadiennes à l'intérieur de la limite des 200 milles marins avec la déclaration de la zone économique exclusive en 1977. L'effort canadien s'est intensifié en 1985, et pendant la décennie suivante, les débarquements par espèce ont souvent été mal déclarés pour contourner les limites de sortie propres à chaque espèce.

Le sébaste à bouche jaune (SBJ) est présent du golfe de l'Alaska, vers le sud jusqu'au nord de la Californie près de San Francisco, généralement à des profondeurs de 180 à 275 m (Love et al. 2002). En Colombie-Britannique, la zone où la concentration semble la plus élevée se trouve dans le bassin de la Reine-Charlotte (zones 5A et 5B de la CPMP sur la Figure A.1), avec des points chauds isolés à l'ouest de Haida Gwaii (zone 5E de la CPMP sur la Figure A.1). L'espèce est présente le long de la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3C sur la Figure A.1), mais sa densité y semble faible. Les adultes se trouvent au fond et dans la zone pélagique au-dessus

des rochers à haut relief, et peuvent atteindre 99 ans. Cette espèce a été rencontrée par la flottille de chalutiers de fond de la Colombie-Britannique sur une superficie estimée à 26 315 km² (en haut à gauche sur la Figure A.1, selon un quadrillage d'environ 32 km² et les positions de départ des traits dans la pêche commerciale), et la majeure partie de la population se trouve à des profondeurs comprises entre 130 et 402 m (voir l'annexe G).

En 2012, des mesures ont été prises pour réduire et gérer les prises accessoires de coraux et d'éponges dans les pêches au chalut de fond de la C.-B. Ces mesures, élaborées conjointement par l'industrie et des organismes de protection de l'environnement non gouvernementaux (Wallace *et al.* 2015), sont les suivantes : limitation de l'empreinte des activités de chalutage de fond dans la pêche des poissons de fond; établissement d'une limite pour les prises accessoires combinées de coraux et d'éponges, à des fins de conservation; établissement d'un protocole en cas de rencontre de coraux et d'éponges pour chaque trait de chalut, lorsque les prises de ces organismes combinées dépassent 20 kg. Ces mesures ont été intégrées au [Plan de gestion intégrée des pêches](#) du poisson de fond de la région du Pacifique du MPO (21 février 2021, version 1.1) et s'appliquent à tous les navires utilisant des chaluts en Colombie-Britannique.

Tableau A.1. Totaux autorisés des captures (TAC; tonnes/an) annuels pour le sébaste à bouche jaune capturé dans les eaux de la Colombie-Britannique : année civile de 1993 à 1996 et année de pêche à partir de 1997. Les allocations sectorielles sont demeurées constantes depuis 2001 – chalut : 96,77 %, ZN sur la côte extérieure : 2,49 %, flétan : 0,74 %. Les TAC annuels (t/a) sont également demeurés inchangés depuis 2001 – chalut : 3C=219, 3D5AB=1 135, 5CD=685, 5E=325; ZN sur la côte extérieure : 3C=4, 3D5AB=20, 5CD=13, 5E=24; flétan : 3C=1, 3D5AB=6, 5CD=4, 5E=7. Les allocations pour la recherche étaient généralement de 3 t/an pour les relevés à la palangre et variaient de 3 à 7 t/an pour les relevés au chalut.

Année	Début	Fin	3C	3D+5AB	5CD	5E [5ES,5EN]	Côte
1979	01/01/1979	31/12/1979	---	50	---	[750,---]	800
1980	01/01/1980	31/12/1980	---	250	---	[800,---]	1 050
1981	01/01/1981	31/12/1981	---	---	---	[800,---]	800
1982	01/01/1982	31/12/1982	---	250	---	[100 600]	950
1983	01/01/1983	31/12/1983	---	250	---	[agr.,ouvert]	---
1984	01/01/1984	31/12/1984	---	250	300	[agr.,ouvert]	---
1985	01/01/1985	31/12/1985	---	350	250	[agr.,ouvert]	---
1986	01/01/1986	31/12/1986	---	---	250	[agr.,ouvert]	---
1987	01/01/1987	31/12/1987	---	350	250	[agr.,ouvert]	---
1988	01/01/1988	31/12/1988	---	375	250	[agr.,ouvert]	---
1989	01/01/1989	31/12/1989	---	500	350	[agr.,ouvert]	1 450
1990	01/01/1990	31/12/1990	---	500	330	[agr.,ouvert]	1 380
1991	01/01/1991	31/12/1991	---	500	330	[550,0]	1 380
1992	01/01/1992	31/12/1992	---	500	330	[550,0]	1 380
1993	01/01/1993	31/12/1993	---	500	330	[550,0]	1 380
1994	15/01/1994	31/12/1994	---	---	---	[---,0]	---
1995	01/01/1995	31/12/1995	---	---	---	---	---
1996	06/02/1996	31/03/1997	---	---	---	---	---
1997	01/04/1997	31/03/1998	100	1 866	360	104	2 430
1998	01/04/1998	31/03/1999	221	1 145	691	328	2 385
1999	01/04/1999	31/03/2000	223	1 156	697	331	2 407
2000	01/04/2000	31/03/2001	223	1 156	697	331	2 408
2001	01/04/2001	31/03/2002	224	1 162	702	357	2 444
2002	01/04/2002	31/03/2003	224	1 162	702	357	2 444
2003	01/04/2003	31/03/2004	224	1 162	702	357	2 444
2004	01/04/2004	31/03/2005	224	1 162	702	357	2 444
2005	01/04/2005	31/03/2006	224	1 162	702	357	2 444
2006	01/04/2006	31/03/2007	224	1 162	702	357	2 444
2007	10/03/2007	31/03/2008	224	1 162	702	357	2 444
2008	08/03/2008	20/02/2009	224	1 162	702	357	2 444
2009	21/02/2009	20/02/2010	224	1 162	702	357	2 444

Année	Début	Fin	3C	3D+5AB	5CD	5E [5ES,5EN]	Côte
2010	21/02/2010	20/02/2011	224	1 162	702	357	2 444
2011	21/02/2011	20/02/2013	224	1 162	702	357	2 444
2012	21/02/2011	20/02/2013	224	1 162	702	357	2 444
2013	21/02/2013	20/02/2014	224	1 162	702	357	2 444
2014	21/02/2014	20/02/2015	224	1 162	702	357	2 444
2015	21/02/2015	20/02/2016	224	1 162	702	357	2 444
2016	21/02/2016	20/02/2017	224	1 162	702	357	2 444
2017	21/02/2017	20/02/2018	224	1 162	702	357	2 444
2018	21/02/2018	20/02/2019	224	1 162	702	357	2 444
2019	21/02/2019	20/02/2020	224	1 162	702	357	2 444
2020	21/02/2020	20/02/2021	224	1 162	702	357	2 444
2021	21/02/2021	20/02/2022	224	1 162	702	357	2 444

Tableau A.2. Explication des notes sur les mesures de gestion et les ajustements des quotas figurant dans le Tableau A.1. Abréviations qui figurent sous « Mesures de gestion » : Agr. = Agrégat, MPO = Pêches et Océans Canada, PVQ = programme de vérification à quai, CCPFC = Comité consultatif sur le poisson de fond pêché au chalut, L et H = ligne et hameçon, PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches, QIB = quota individuel de bateau, PM = plafond de mortalité, TAC = total autorisé des captures, CHL = chalut. De l'information détaillée se trouve dans les [Plans de gestion intégrée des pêches archivés – Région du Pacifique](#). Abréviations des noms des espèces de sébaste : SN = sébaste noir; SCA = sébaste canari; SBAJ = sébaste à bandes jaunes; SCU = sébaste cuivré; SLE = sébastolobe à longues épines; AS = autres sébastes; SLM = sébaste à longue mâchoire; SDE = sébaste à dos épineux; SOE = sébaste à œil épineux/à taches noires; SRR = sébaste à raie rouge; SMP = sébaste à menton pointu; SA = sébaste argenté; SB = sébaste boréal; SCE = sébastolobe à courtes épines; ST = sébaste-tigre; V = veuve; SBJ = sébaste à bouche jaune; SQJ = sébaste à queue jaune.

Année	Mesures de gestion
1986	Sébastes des pentes : Quota de sébastes des pentes (SLM, SBJ, SOE) à l'échelle de la côte = 5 000 t.
1988	SBJ : Le quota pour le sébaste à bouche jaune ne s'applique qu'aux zones 127, 108, 109, 110, 111 et 130-1. Les données probantes des relevés et de la pêche commerciale donnent à penser qu'il existe un stock commun à l'embouchure du bassin de la Reine-Charlotte et peut-être jusqu'à Cape Cook.
1989	CHL : En 1989, les quotas pour les sébastes comprenant le sébaste à longue mâchoire, le sébaste à bouche jaune, le sébaste canari et le sébaste argenté seront gérés à l'échelle de la côte.
1994	CHL : Mise en place d'un programme de vérification à quai (PVQ) pour la flottille de chalutiers.
1994	CHL : Afin de réduire les rejets de poissons en mer et de simplifier le régime de récolte, on a procédé à un regroupement des sébastes. Des consultations avec le Comité consultatif sur le poisson de fond pêché au chalut ont permis de définir les agrégats suivants : Agr. 1 = SLM, SBJ, SOE, SCA, SA, SQJ; Agr. 2 = SRR, V; Agr. 3 = SB, SCE, SLE; Agr. 4 = AS.
1995	CHL : Modification des agrégats de la pêche au chalut établis en 1994 : Agr. 1 = SCA, SA, SQJ, V, SOE; Agr. 2 = SLM, SBJ, SRR; Agr. 3 = SB, SCE, SLE; Agr. 4 = AS.
1996	CHL : Début du programme de la présence à 100 % d'observateurs à bord des chalutiers hauturiers.
1996	Ligne et hameçon (L et H) : Le regroupement des sébastes se poursuivra de façon limitée en 1996 : Agr. 1 = SQJ, V; Agr. 2 = SCA, SA; Agr. 3 = SLM, SBJ; Agr. 4 = SOE, SB; Agr. 5 = SRR, SMP; Agr. 6 = AS y compris SCE, SLE.
1997	CHL : Lancement du système de QIB pour les espèces visées par un TAC pêchées au chalut (1 ^{er} avril 1997).
1997	SBJ : Ajustement permanent des limites – Les sébastes à longue mâchoire et les sébastes à bouche jaune pêchés dans le sous-secteur 102-3 et les parties des sous-secteurs 142-1, 130-3 et 130-2 situées au sud et à l'est d'une droite commençant à 52°20'00"N 131°36'00"O, allant jusqu'à 52°20'00"N 132°00'00"O, puis jusqu'à 51°30'00"N 131°00'00"O et à l'est et au nord d'une droite commençant à 51°30'00"N 131°00'00"O et allant de là jusqu'à 51°39'20"N 130°30'30"O, seront déduits du QIB du navire pour la zone 5CD pour ces deux espèces.
1997	Ligne et hameçon (L et H) : Tous les sébastes pêchés à la ligne et à l'hameçon, à l'exception du sébaste aux yeux jaunes, doivent être gérés sous les agrégats de sébastes suivants : Agr. 1= SDE, SCU; Agr. 2= SBAJ, ST; Agr. 3= SCA, SA; Agr. 4= SOE, SB, SCE, SLE; Agr. 5= SLM, SBJ, SRR; Agr. 6= SQJ, SN, V; Agr. 7= AS sauf SYJ.
2000	TOUS : Des discussions officielles sont entamées en 2000 entre les secteurs de la pêche à la ligne et à l'hameçon du sébaste (côte extérieure), du flétan et de la pêche au chalut afin d'établir les allocations individuelles des espèces de sébastes parmi les secteurs pour remplacer la répartition de 92/8. Des ententes d'allocation sont conclues pour les espèces de sébaste qui ne sont pas alors assujetties à un

Année	Mesures de gestion
	TAC. Les allocations convenues de ces espèces seront mises en œuvre à l'avenir lorsque des TAC sont établis pour ces espèces, le cas échéant.
2002	CHL : Fermetures de zones pour préserver quatre récifs d'éponges hexactinellides (siliceuses).
2003	SBJ : Entrée en vigueur de la <i>Loi sur les espèces en péril</i> (LEP) en août 2003.
2006	TOUS : Mise en place d'un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) pour toutes les pêches dirigées du poisson de fond.
2006	Ligne et hameçon (L et H) : Mise en œuvre de la surveillance électronique en mer à 100 % et de la surveillance à quai à 100 % pour toutes les pêches du poisson de fond à la ligne et à l'hameçon.
2012	CHL : Gel de l'empreinte de l'endroit où les activités de pêche du poisson de fond au chalut de fond peuvent avoir lieu (tous les navires sous l'autorité d'un permis valide de pêche commerciale au chalut du poisson de fond de catégorie T, en sélectionnant l'option A figurant au PGIP).
2013	CHL : À l'appui de la recherche sur le poisson de fond, l'industrie de la pêche au chalut du poisson de fond accepte les compensations de TAC pour le chalutage afin de tenir compte de la mortalité inévitable survenue durant les relevés plurispécifiques sur le poisson de fond de 2013 effectués conjointement par le MPO et l'industrie.
2015	TOUS : Allocations de recherche spécifiées à compter de 2015 afin de tenir compte dans les TAC des mortalités associées aux prises dans les relevés.

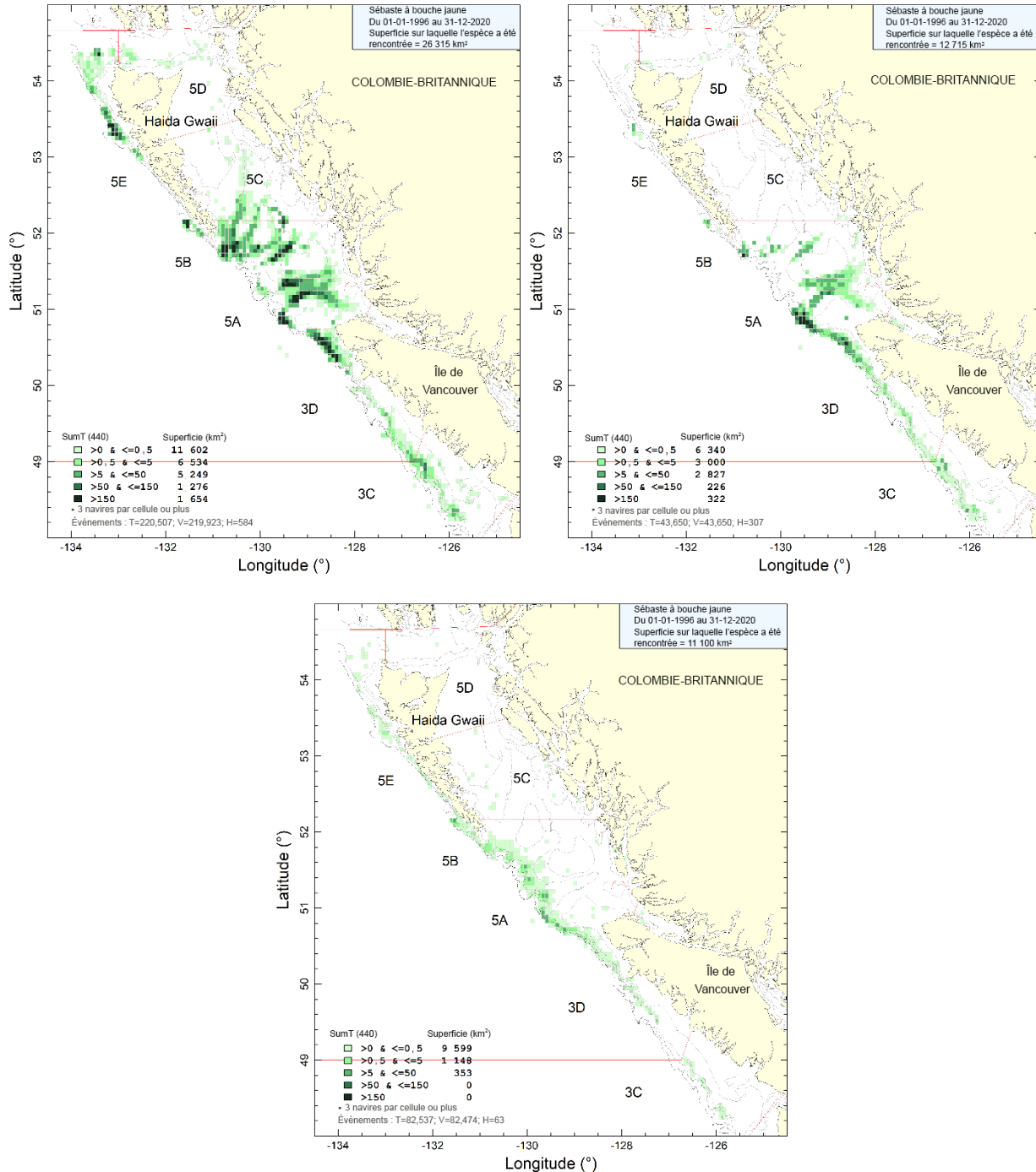


Figure A.1. Répartition des prises de sébaste à bouche jaune cumulées (en tonnes) au chalut de fond (en haut à gauche), au chalut pélagique (en haut à droite) et à la ligne et à l'hameçon (en bas au centre, pas de données sur les trappes) de 1996 à 2020 en cellules de grille de 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km²). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 200 m sont représentées. À noter que les cellules avec moins de trois bateaux de pêche ne sont pas affichées.

A.2. RECONSTITUTION DE L'HISTORIQUE DES PRISES

Aux fins de cette évaluation, on a reconstitué l'historique des prises de sébaste à bouche jaune depuis 1918, mais on considère que cette pêche a débuté en 1935 (Figure A.2), les activités ayant commencé à s'intensifier avant la Seconde Guerre mondiale. Auparavant, les prises au chalut étaient négligeables et les prises de la flottille de flétan étaient estimées à moins de 20 tonnes par stock par année. De 1950 à 1975, les navires américains ont régulièrement pêché plus 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 prélevé de grandes quantités de sébastes, principalement 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, principalement parce que les Russes considéraient tous les sébastes comme des « perches » et que les Japonais utilisaient le terme « sébaste à longue mâchoire » sans distinction. Dans la reconstitution de l'historique des prises, toutes les prises étrangères (déchargements annuels de sébastes) ont été suivies séparément des déchargements canadiens de sébaste à bouche jaune, converties en déchargements de sébaste à bouche jaune (section A.2.2) et ajoutées à cette dernière catégorie pendant le processus de reconstitution.

A.2.1. Sources des données

À compter de 2015, tous les tableaux des prises canadiennes officielles dans les bases de données ci-dessous (sauf PacHarv3) ont été fusionnés en un seul, GF_MERGED_CATCH, disponible dans la base de données GFFOS du MPO. Toutes les bases de données du MPO sur le poisson de fond sont maintenant hébergées sur le serveur DFBCV9TWASP001. Les prises de sébaste à bouche jaune par secteur de pêche proviennent des sept bases de données suivantes du MPO :

- PacHarv3 – bordereaux de vente (1982 à 1995) – pêche à la ligne et à l'hameçon uniquement;
- GFCatch (1954 à 1995) – pêche au chalut et pêche à la trappe;
- PacHarvHL, tableau de données fusionné (1986 à 2006) – flétan, chien de mer+morue-lingue, pêche à la ligne et à l'hameçon du sébaste;
- PacHarvSable, registres des pêcheurs (1995 à 2005) – morue charbonnière;
- PacHarvest, chalutage avec observateur présent (1996 à 2007) – pêche au chalut;
- GFFOS, sous-ensemble du poisson de fond du Système des opérations des pêches (2006 à 2018) – ensemble des pêches et relevés modernes;
- GFBioSQL, prises dans les relevés de recherche et de merluche en coentreprise (1947 à aujourd'hui) – plusieurs types d'engins. GFBioSQL est une base de données SQL Server qui reproduit la base de données Oracle GFBio.

Toutes les sources de données autres que PacHarv3 ont été remplacées par la base de données GFFOS à partir de 2007, cette dernière ayant été conçue pour l'enregistrement de tous les débarquements canadiens et rejets des pêches commerciales et des activités de recherche sur la côte Ouest.

Avant l'établissement des bases de données modernes sur les prises, les débarquements historiques de sébastes regroupés, qu'il s'agisse du total des sébastes (TRF) ou des sébastes

autres que le sébaste à longue mâchoire (ORF), étaient déclarés par huit sources différentes (voir Haigh et Yamanaka 2011). La première source historique sur les débarquements de sébastes provient du Bureau fédéral de la statistique du Canada (1918 à 1950).

Le but de cette procédure est d'estimer les prises reconstituées de toutes les espèces de sébastes (désignées de façon générique comme RRF) à partir des ratios RRF/ORF ou RRF/TRF, d'ajouter les rejets estimés à partir du ratio RRF/TAR (où TAR désigne l'espèce ciblée débarquée par pêche), de manière à reconstituer les prises totales des espèces de sébastes.

A.2.2. Détails de la reconstitution

A.2.2.1. Définition des termes

Voici un résumé de la reconstitution des prises et un rappel de la définition des termes :

Pêches : La reconstitution porte sur cinq pêches (même si la pêche au chalut est dominante dans la pêche du sébaste à bouche jaune) :

- T = poissons de fond pêchés au chalut (de fond et pélagique);
- H = flétan pêché à la palangre;
- S = morue charbonnière à la trappe ou à la palangre;
- DL = chien de mer et morue-lingue à la traîne ou à la palangre (« annexe II » à l'origine);
- ZN = sébaste à la ligne et à l'hameçon (secteur appelé « ZN » de 1986 à 2006 et « sébaste de la côte extérieure » et « sébaste de la côte intérieure » depuis 2007).

TRF : désigne le total des sébastes (toutes les espèces de *Sebastes* et *Sebastolobus*).

ORF : désigne les autres sébastes (TRF moins POP), prises débarquées agrégées par année, pêche et zone principale de la CPMP (Commission des pêches maritimes du Pacifique).

POP : sébaste à longue mâchoire.

RRF : espèce de sébaste reconstituée – dans le cas présent, le sébaste à bouche jaune.

TAR : prises débarquées de l'espèce ciblée.

L et D : L = prises débarquées, R = rejets.

gamma : moyenne des ratios annuels, $\sum_i RRF_i^L / ORF_i^L$, regroupés par zone principale de la CPMP et par pêche. Pour le sébaste à bouche jaune, les années de référence ont été établies de 1996 à 2019 pour la pêche au chalut et de 1996 à 2019 pour les autres pêches.

delta : moyenne des ratios annuels, $\sum_i RRF_i^D / TAR_i$, regroupés par zone principale de la CPMP et par pêche en utilisant les années de référence $i = 1997$ à 2006 pour la pêche au chalut et 2000 à 2004 pour toutes les autres pêches. On a utilisé des registres d'observateur pour recueillir des données sur les rejets.

Le modèle de population appliqué pour l'évaluation des stocks utilisant l'année civile, des estimations des prises pour l'année civile sont requises. Par défaut, la reconstitution utilise les chiffres des prises « officielles » (déclarées) par pêche à partir des années 1996 (T), 2000 (H), 2007 (S, DL) et 1986 (ZN), c'est-à-dire les années où ces pêches ont mis en œuvre une couverture fiable des observateurs. Ces valeurs par défaut n'ont pas été utilisées pour le sébaste à bouche jaune. Au lieu de cela, les débarquements ont été reconstitués avant 1996 pour la pêche au chalut et avant 2006 pour les autres pêches. Bien que des données aient été

déclarées auparavant, les groupes de travail techniques antérieurs considéraient que les prises déclarées d'espèces de sébastes moins désirables entre 1985 (début des limites de sortie restrictives) et 1994 (début du programme de vérification à quai) étaient probablement gonflées étant donné que les exploitants étaient incités à mal déclarer leurs prises des espèces recherchées pendant cette période.

La reconstitution des prises canadiennes a permis d'estimer les débarquements de sébaste à bouche jaune pendant les années précédant celles pour lesquelles on dispose d'enregistrements crédibles à l'aide des ratios gamma (Tableau A.3). Ces ratios ont également servi à convertir les débarquements étrangers d'autres sébastes en quantités de sébastes à bouche jaune. Ils ont été calculés à partir d'une période relativement moderne (1996 à 2019 pour toutes les pêches); par conséquent, une mise en garde évidente est que les ratios tirés d'une pêche moderne ne correspondront pas forcément aux ratios des prises pendant l'activité historique des flottilles étrangères ou sous des régimes réglementaires n'utilisant pas les quotas individuels de bateau. Nous utilisons donc des séries d'années où le ratio gamma ne fluctue pas énormément dans le but de réduire ce problème potentiel.

Après l'estimation des débarquements de sébaste à bouche jaune, on a estimé les prises non conservées (rejets) et on les a ajoutées aux années indiquées par la pêche : T = 1954 à 1995, H = 1918 à 2005, S/DL = 1950 à 2005 et ZN = 1986 à 2005. Les prises non conservées ont été estimées à l'aide des ratios de Δ du sébaste à bouche jaune rejeté par une pêche par rapport aux débarquements de l'espèce ciblée par cette pêche (CIB) : T = sébaste à bouche jaune, H = flétan du Pacifique, S = morue charbonnière, DL = chien de mer + morue-lingue, ZN = sébaste à bouche jaune (Tableau A.3).

Les prises annuelles actuelles de sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut et les autres pêches sont présentées dans le Tableau A.4 et sur la Figure A2. Les prises combinées des flottilles ont été utilisées dans les modèles de population représentés sur la figure a.8 A.8. La reconstitution des prises utilisée pour le sébaste à bouche jaune a été effectuée le 26 janvier 2021, et une reconstitution des prises de 2020 a été obtenue le 7 juillet 2021. Les prises de 2021 ont été fixées à un niveau égal à celui de 2020.

A.2.2.2. Résultats de la reconstitution

Tableau A.3. Estimations des ratios « gamma » (sébaste à bouche jaune/autres sébastes) et « delta » (rejets) pour chaque pêche et chaque zone de la CPMP utilisés pour reconstituer les prises de sébaste à bouche jaune.

gamma (proportion de sébaste à bouche jaune/autres sébastes)					
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/morue-lingue	Sébaste – ligne et hameçon
3C	0,00600	0,00115	0,00014	0,00048	0,00007
3D	0,01104	0,00109	0,00005	0,00211	0,00019
5A	0,24891	0,03481	0,00471	0,00152	0,01532
5B	0,23423	0,01586	0,00124	0,00023	0,00510
5C	0,01268	0,00080	0	0,00026	0,00003
5D	0,00020	0,00033	0	0	0,00006
5E	0,12055	0,00092	0,00002	0,00347	0,00154

delta (taux de rejet)

CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/ morue- lingue	Sébaste – ligne et hameçon
3C	0,00644	0	0	0	0
3D	0,00509	0,00002	0,00011	0,00002	0
5A	0,00244	0,00089	0,00023	0	0,00115
5B	0,00524	0,00013	0,00069	0	0
5C	0,00265	0,00002	0	0	0
5D	0,01707	0	0	0	0
5E	0,00066	0,00003	0	0	0,00047

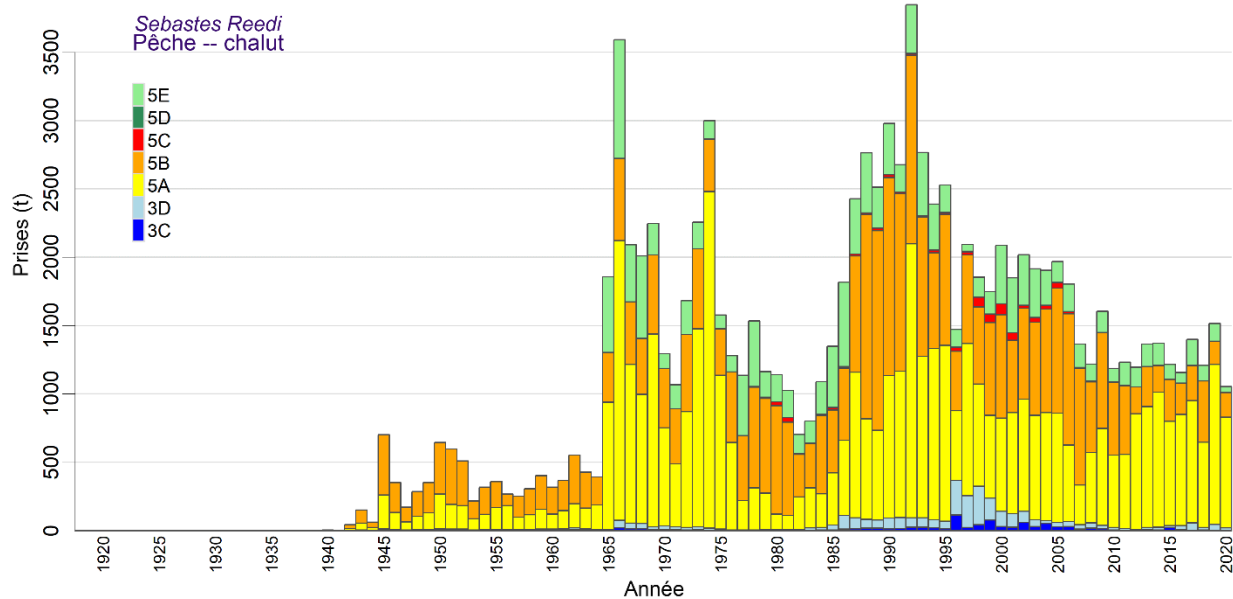


Figure A.2. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans la pêche au **chalut** dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

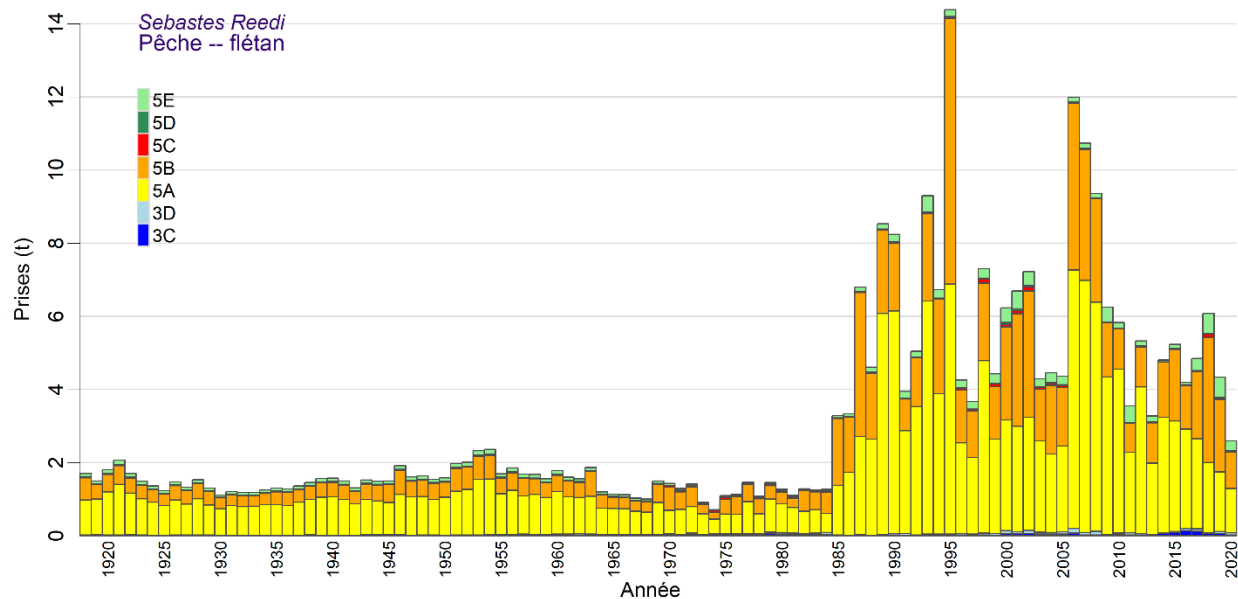


Figure A.3. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans la pêche du **flétan** dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

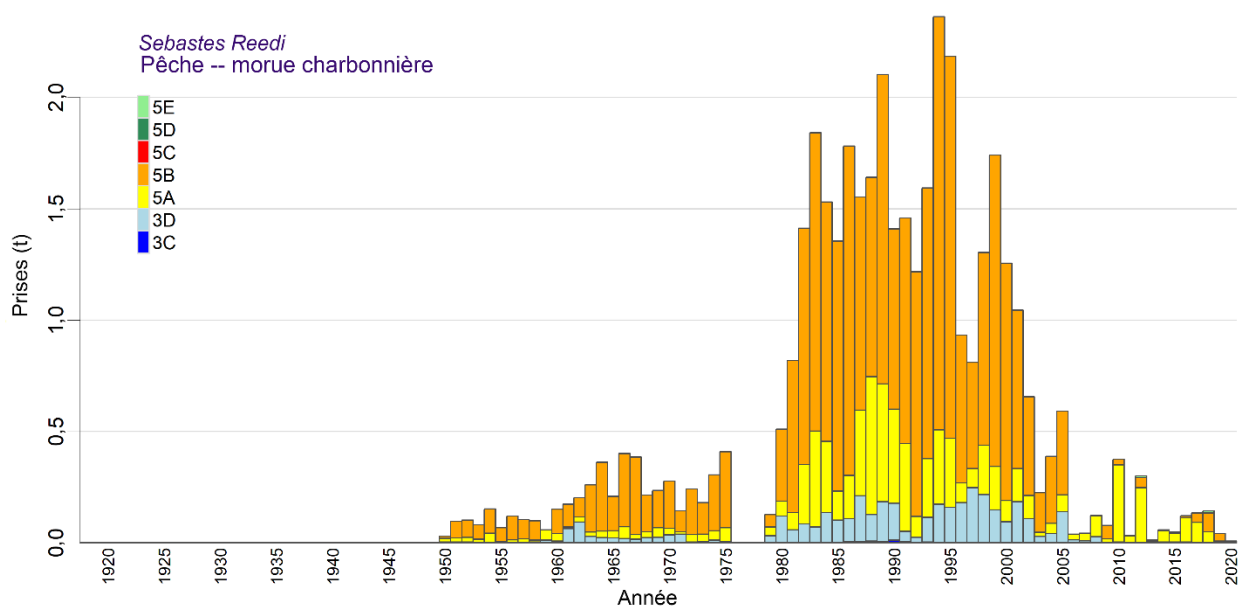


Figure A.4. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans la pêche de la **morue charbonnière** dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

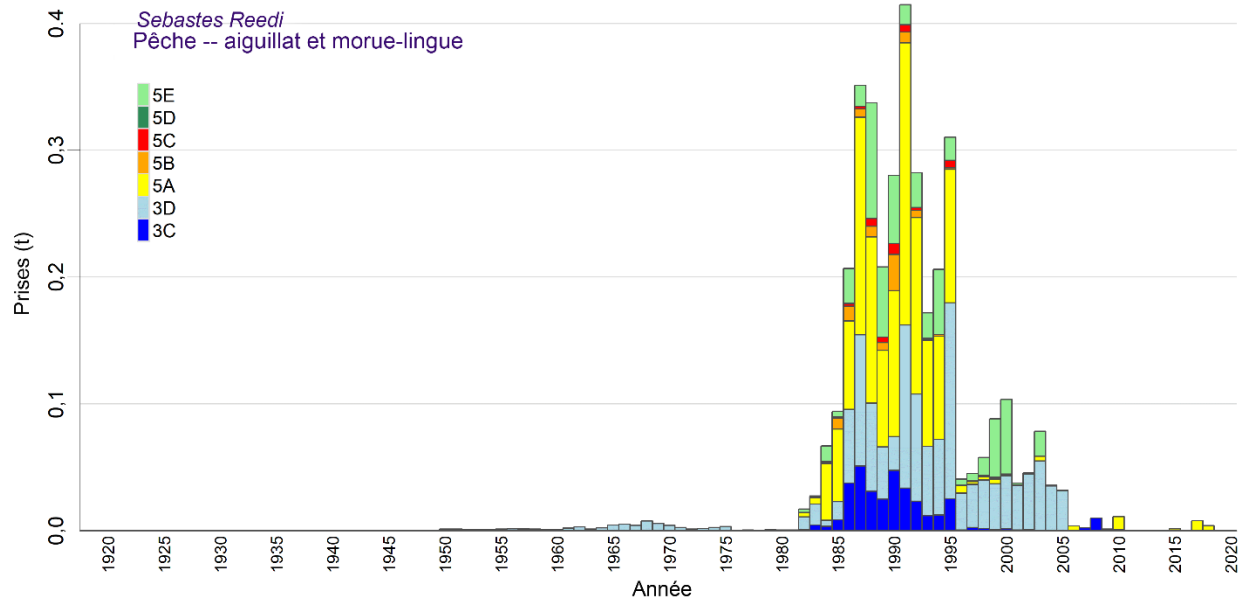


Figure A.5. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans la pêche du **chien de mer et de la morue-lingue** dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

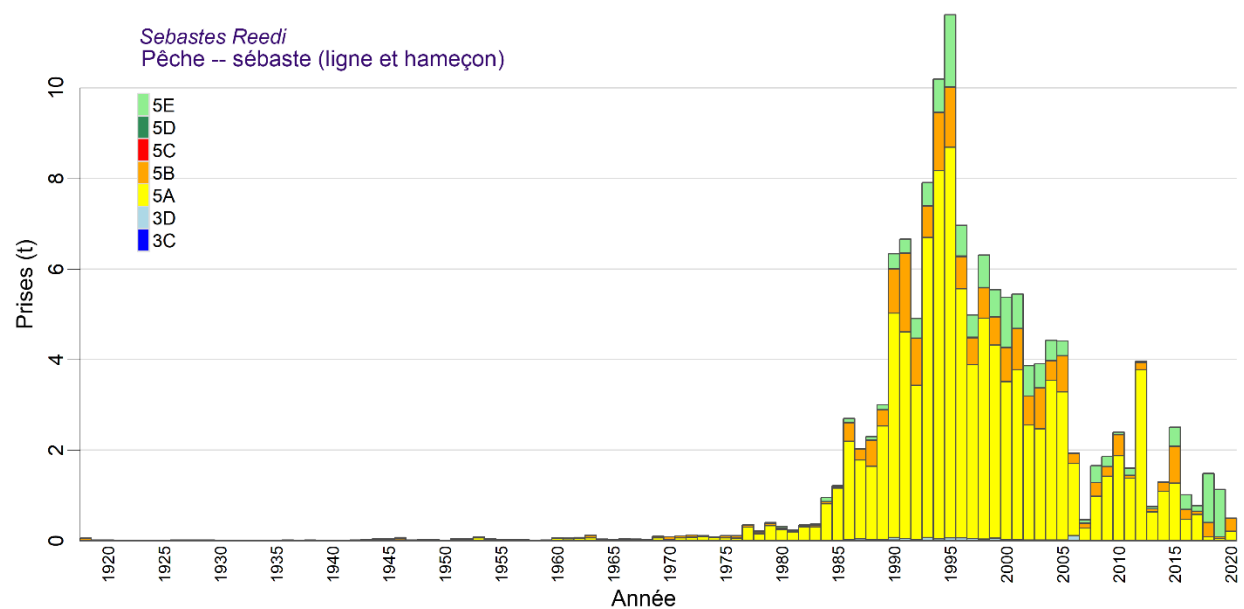


Figure A.6. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans la pêche du **sébaste à la ligne et à l'hameçon** dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

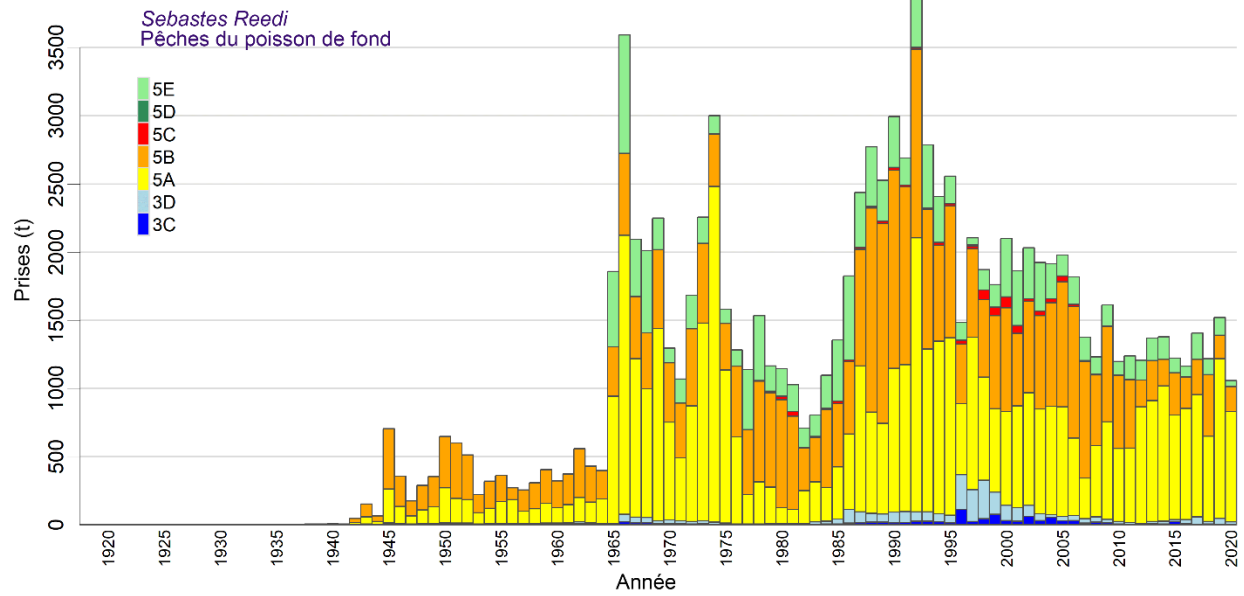


Figure A.7. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de sébaste à bouche jaune dans les pêches commerciales **combinées** du poisson de fond dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

Tableau A.4. Prises reconstituées (en tonnes, débarquements + rejets) de sébaste à bouche jaune sur l'ensemble de la côte dans la pêche au chalut et les autres pêches (flétan, morue charbonnière, chien de mer/morue-lingue et sébaste à la ligne et à l'hameçon). Les colonnes ombrées (avec un astérisque) indiquent les prises utilisées dans le modèle de population. Les prises pour 2021 sont celles déclarées pour la fin du mois de juin 2021; on a utilisé les mêmes prises qu'en 2020 (1 057 t) pour 2021 dans le modèle.

Année	Chalut	Autres	*Côte	Année	Chalut	Autres	*Côte	Année	Chalut	Autres	*Côte
1918	0,759	1,76	2,52	1952	510	2,16	512	1987	2 427	10,7	2 438
1919	0,138	1,51	1,65	1953	217	2,48	220	1988	2 764	8,88	2 773
1920	0,154	1,82	1,97	1954	317	2,56	319	1989	2 513	13,8	2 527
1921	0,022	2,07	2,10	1955	360	1,78	362	1990	2 979	16,2	2 995
1922	0,039	1,71	1,75	1956	268	2,00	270	1991	2 677	12,4	2 689
1923	0,029	1,49	1,52	1957	252	1,82	254	1992	3 848	11,4	3 859
1924	0,047	1,36	1,41	1958	306	1,78	307	1993	2 766	19,0	2 785
1925	0,058	1,23	1,29	1959	401	1,62	403	1994	2 388	19,5	2 408
1926	0,128	1,48	1,61	1960	319	1,99	321	1995	2 528	28,5	2 556
1927	0,197	1,34	1,54	1961	369	1,83	371	1996	1 471	12,2	1 484
1928	0,147	1,54	1,69	1962	554	1,83	556	1997	2 095	9,49	2 104
1929	0,205	1,31	1,52	1963	427	2,25	429	1998	1 855	14,9	1 870
1930	0,110	1,12	1,23	1964	394	1,59	395	1999	1 748	11,8	1 760
1931	0,030	1,21	1,24	1965	1 856	1,37	1 858	2000	2 086	13,0	2 099
1932	0,033	1,18	1,21	1966	3 591	1,57	3 592	2001	1 849	13,2	1 862
1933	0,007	1,18	1,19	1967	2 092	1,45	2 093	2002	2 018	11,8	2 030
1934	0,164	1,25	1,42	1968	2 010	1,24	2 011	2003	1 916	8,49	1 924
1935	1,37	1,30	2,68	1969	2 246	1,83	2 248	2004	1 905	9,30	1 914
1936	1,82	1,29	3,11	1970	1 293	1,79	1 295	2005	1 968	9,38	1 978
1937	1,49	1,36	2,85	1971	1 068	1,54	1 069	2006	1 804	14,0	1 818
1938	2,26	1,46	3,73	1972	1 682	1,78	1 683	2007	1 364	11,2	1 375
1939	2,41	1,56	3,97	1973	2 255	1,21	2 256	2008	1 219	11,1	1 230
1940	5,45	1,57	7,02	1974	2 999	1,10	3 000	2009	1 604	8,18	1 612
1941	2,70	1,50	4,20	1975	1 577	1,62	1 578	2010	1 187	8,60	1 196
1942	43,8	1,32	45,1	1976	1 281	1,25	1 282	2011	1 233	5,18	1 238
1943	150	1,55	151	1977	1 135	1,81	1 137	2012	1 196	9,59	1 206
1944	61,7	1,52	63,2	1978	1 534	1,30	1 535	2013	1 364	4,03	1 368
1945	702	1,55	704	1979	1 163	1,98	1 165	2014	1 373	6,16	1 379
1946	353	1,98	355	1980	1 141	2,10	1 143	2015	1 215	7,78	1 223
1947	172	1,61	173	1981	1 026	2,16	1 028	2016	1 157	5,33	1 162
1948	286	1,65	288	1982	704	3,06	707	2017	1 398	5,75	1 404
1949	352	1,56	353	1983	802	3,49	805	2018	1 209	7,71	1 216
1950	645	1,62	646	1984	1 091	3,82	1 095	2019	1 515	5,50	1 521
1951	596	2,11	598	1985	1 350	5,94	1 356	2020	1 054	3,09	1 057
1952	510	2,16	512	1986	1 817	8,02	1 825	2021	293	4,93	298

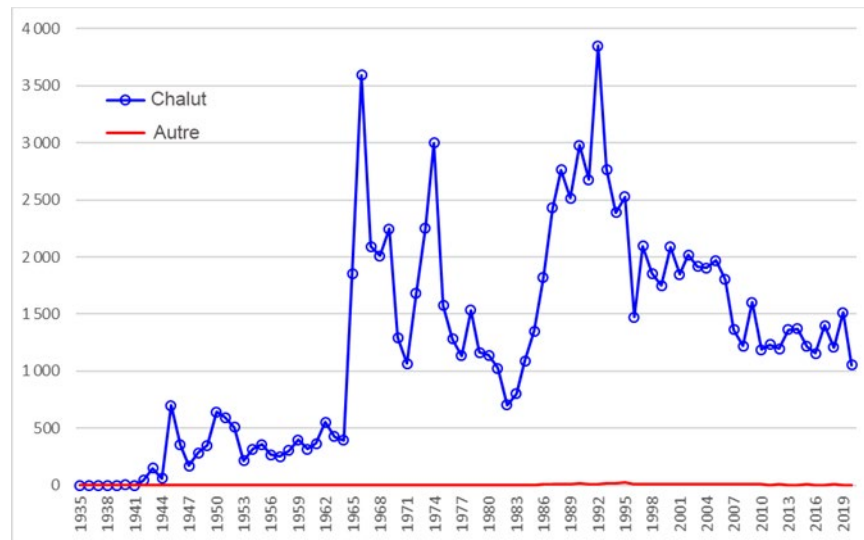


Figure A.8. Graphiques des prises de sébaste à bouche jaune, par pêche, de 1935 à 2020 utilisées dans le modèle de population. Les valeurs des données sont fournies dans le Tableau A.4.

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

A.2.3.1. Sébaste à longue mâchoire (2012)

Dans deux évaluations précédentes des stocks de sébaste à longue mâchoire dans les zones 3CD et 5DE (Edwards *et al.* 2014a,b), les auteurs ont documenté deux différences par rapport à l’algorithme de reconstitution des prises de Haigh et Yamanaka (2011). La première était l’élimination de l’utilisation des données sur la pêche au chalut et à la trappe provenant de la base de données sur les bordereaux de vente PacHarv3; en effet, les prises étaient parfois déclarées par grandes zones statistiques qui ne pouvaient pas être clairement mises en correspondance avec les zones de la CPMP. En théorie, la base de données PacHarv3 devrait contenir les mêmes prises que la base de données GFCatch (Rutherford 1999), mais les incohérences liées aux zones causent une inflation des prises lorsque certaines grandes zones statistiques couvrent plusieurs zones de la CPMP. On a donc utilisé uniquement la base de données GFCatch pour les enregistrements des prises de la pêche au chalut et à la trappe de 1954 à 1995, plutôt que d’essayer d’intégrer GFCatch et PacHarv3. La distinction est devenue quelque peu futile, car les évaluations effectuées depuis 2015 par le programme des stocks de sébaste hauturiers reposent sur le tableau de données sur les prises fusionnées (section A.2.1). Les données de PacHarv3 sur les pêches à la ligne et à l’hameçon sont encore utilisées, car elles ne figurent pas dans d’autres bases de données.

La deuxième différence était l’inclusion d’une source de données supplémentaire pour la pêche du sébaste en Colombie-Britannique par la flottille japonaise présentée dans Ketchen (1980a).

A.2.3.2. Sébaste à queue jaune (2014)

Pour l’évaluation du sébaste à queue jaune (MPO 2015), on a sélectionné des zones extracôtières qui reflétaient l’impact de l’activité des flottilles étrangères sur cette espèce pour calculer les ratios gamma (SR/AS) et de Δ (SR/CIB). Cette option n’a pas été utilisée pour la reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune.

A.2.3.3. Sébastolobe à courtes épines (2015)

L'évaluation du sébastolobe à courtes épines (Starr et Haigh 2017) a été la première à utiliser le tableau des prises fusionnées (GF_MERGED_CATCH dans GFFOS). Pour les évaluations précédentes, il avait fallu regrouper les prises provenant de six bases de données distinctes : GFBioSQL (recherche, pêche du merlu au chalut pélagique par coentreprise, flottille étrangère pélagique), GFCatch (chalut et trappe), GFFOS (toutes les pêches), PacHarvest (chalut), PacHarvHL (ligne et hameçon) et PacHarvSable (trappe et palangre). Voir davantage de précisions dans la section A.2.1.

A.2.3.4. Sébaste aux yeux jaunes de la côte extérieure (2015)

L'évaluation du sébaste aux yeux jaunes (Yamanaka *et al.* 2018) a introduit le concept des ratios gamma et delta stratifiés par la profondeur; cependant, cette fonction n'a pas encore été utilisée pour le sébaste hauturier.

De plus, dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes, on a supprimé les prises de sébaste près des monts sous-marins (utilisées dans toutes les reconstitutions suivantes, y compris pour le sébaste à bouche jaune) et il était possible d'exclure les prises de sébaste des flottilles étrangères et de la pêche expérimentale de sébaste à longue mâchoire à Langara Spit (ni l'une ni l'autre n'ont été exclues de la reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune). Cette dernière option est probablement plus appropriée pour les espèces côtières de sébaste parce qu'elles n'ont pas été pêchées autrefois par les flottilles étrangères hauturières ou lors de la pêche expérimentale en haute mer.

A.2.3.5. Sébaste à raie rouge (2018)

L'évaluation du sébaste à raie rouge (Starr et Haigh 2021a) a introduit l'utilisation de la synthèse des ratios annuels gamma et delta des années de référence (section A.2.2) en calculant la moyenne géométrique entre les années au lieu d'utiliser la moyenne arithmétique. Ce choix réduit l'influence de ratios annuels uniques anormalement élevés. La moyenne géométrique a été utilisée pour la reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune.

Une autre nouveauté en 2018 était la capacité d'estimer les espèces de sébastes reconstituées (au moyen de gamma) pour les débarquements après 1996, si on décidait pour un motif quelconque de remplacer les débarquements observés par des débarquements estimés. Pour le sébaste à bouche jaune, on a utilisé les débarquements observés par la pêche à partir de 1996 pour la pêche au chalut et à partir de 2006 pour les autres pêches; auparavant, les débarquements étaient estimés à l'aide de gamma.

Une autre fonction introduite en 2018 était la capacité de préciser les années par pêche pour les régimes de rejets, c'est-à-dire le moment où les ratios de rejets devaient être appliqués. Auparavant, elles étaient fixées à 1954-1995 pour la pêche au chalut et 1986-2005 pour les autres. Pour le sébaste à bouche jaune, les régimes de rejets par pêche ont été établis à T = 1954 à 1995, H = 1918 à 2005, S/DL = 1950 à 2005 et ZN = 1986 à 2005. Comme précédemment, les années précédant la période de rejets supposent l'absence de rejets, et les années suivant la période de rejets supposent la déclaration des rejets dans les bases de données.

A.2.3.6. Veuve (2019)

L'évaluation de la veuve (Starr et Haigh 2021b) a révélé qu'une quantité importante de veuves a été déclarée comme prises étrangères dans la base de données GFBioSQL, provenant de la pêche aux engins pélagiques au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Par la suite,

l'algorithme de reconstitution des prises a été modifié pour attribuer les prises étrangères figurant dans GFBio à quatre des cinq pêches en fonction du type d'engin :

- le chalut de fond et le chalut pélagique ont été attribués à la pêche au chalut (T);
- la palangre été attribuée à la pêche du flétan (H);
- la trappe et la combinaison ligne-trappe ont été attribuées à la pêche de la morue charbonnière (S);
- la ligne et l'hameçon ont été attribués à la pêche sur la côte extérieure (ZN).

Cette attribution ne se produit que si l'utilisateur choisit d'utiliser les prises étrangères dans la reconstitution (voir la section A.2.3.3). Ces prises étrangères ont eu lieu bien après les activités des flottilles étrangères entre 1965 et la mise en œuvre d'une zone économique exclusive en 1977. Les prises étrangères de sébaste à bouche jaune dans GFBio ont été effectuées principalement de 1987 à 1989 (43 t).

A.2.3.7. Bocaccio (2019)

L'évaluation du sébaste bocaccio (SBO) (Starr et Haigh 2022) a appliqué les conseils du groupe de travail technique, qui a déterminé des années de référence précises pour le calcul de gamma : 1990 à 2000 pour le chalut (afin de représenter les années avant que les plafonds de mortalité décroissants pour le bocaccio soient imposés à la flottille de chalutiers) et 2007 à 2011 pour les autres pêches que les pêches au chalut (afin de représenter les années après l'application d'une forme de programme d'observation, comme la surveillance électronique, aux flottilles de pêche à la ligne et à l'hameçon). L'algorithme de reconstitution des prises avait déjà été codé de façon à ne permettre d'appliquer qu'un seul ensemble d'années de référence à toutes les pêches. Cet algorithme a été modifié de sorte qu'un utilisateur peut maintenant préciser des années de référence distinctes pour chaque pêche.

Une fois le tableau des prises fusionnées (GF_MERGED_CATCH dans GFFOS) mis en place (section A.2.3.3), on a rapproché les prises figurant dans toutes les bases de données autres que PacHarv3 afin qu'elles ne soient pas comptées en double. Dans la présente évaluation, on a réévalué les deux autres sources de données sur les prises (GFM et PH3 en abrégé) en comparant les données des autres sébastes (ORF), et on a modifié dans l'algorithme de reconstitution des prises la méthode de fusionner les sources de données pour les catégories « débarquements d'espèces de sébastes reconstituées (RRF) », « rejets de RRF », « débarquements d'ORF », « débarquements de sébaste à longue mâchoire (POP) » et « débarquements du total des sébastes (TRF) » :

- Les prises dans GFM sont la seule source nécessaire pour FID 1 (pêche au chalut), comme on le supposait auparavant;
- Les prises dans GFM et PH3 semblent se compléter pour les FID 2 (pêche du flétan), 3 (pêche de la morue charbonnière) et 4 (pêche du chien de mer et de la morue-lingue), et les prises ont été ajoutées une année donnée jusqu'en 2005 (la surveillance électronique a commencé en 2006 et la base de données GFFOS présentait alors toutes les prises pour ces pêches);
- Les prises dans GFM et PH3 semblent redondantes pour FID 5 (pêche du sébaste à la ligne et à l'hameçon), et on a donc utilisé la prise maximale une année donnée.

L'introduction des débarquements historiques de morue charbonnière (SBF) et de morue-lingue (LIN) de 1950 à 1975 (Ketchen 1976) pour calculer les rejets historiques pour les FID 3 et 4 pendant cette période est une autre nouveauté dans l'évaluation du bocaccio. Il n'a pas été

possible d'utiliser directement ces débarquements parce qu'ils concernent la flottille de chalutiers; on a donc estimé, à partir de GFM, les prises au débarquement de morue charbonnière et de morue-lingue par les FID 3 et 4, respectivement, par rapport aux prises au débarquement de morue charbonnière et de morue-lingue par le FID 1 (chalut). On a choisi les ratios annuels de SBF_3/SBF_1 et de LIN_4/LIN_1 de 1996 à 2011 pour calculer une moyenne géométrique; les ratios de 2012 ont commencé à diverger de ceux de la période choisie. Cette procédure a produit des ratios moyens : $SBF_3/SBF_1 = 10,235$ et $LIN_4/LIN_1 = 0,351$, qui ont été utilisés pour évaluer les débarquements au chalut de 1950 à 1975 de morue charbonnière et de morue-lingue, respectivement. À partir de ces débarquements estimés, on a calculé les rejets de sébaste à bouche jaune en appliquant un Δt (voir la section A.2.2.1).

La réattribution des enregistrements de la base de données PH3 aux prises reconstituées des diverses pêches d'après les données de 1952 à 1995 a constitué une autre différence. La répartition de l'effort (événements) et des prises par espèce pour chaque type d'engin (Tableau A.5) a mené à la révision du code dans le Tableau A.6.

Tableau A.5. PacHarv3 (PH3) : Nombre d'événements ayant déclaré des prises de chaque espèce et prises (en tonnes) d'espèces de 1952 à 1995, par type d'engin et code d'espèce, où SCO = Scorpénidés, SLM = sébaste à longue mâchoire, SQJ = sébaste à queue jaune, SBJ = sébaste à bouche jaune, SYJ = sébaste aux yeux jaunes, SCE = sébastolobe à courtes épines, FP = flétan du Pacifique, MC = morue charbonnière, CM = chien de mer et LIN = morue-lingue.

ÉVÉNEMENTS

Code	Description de l'engin dans PH3	SCO	SLM	SQJ	SBJ	SYJ	SCE	FP	MC	CM	LIN
10	FILET MAILLANT, SAUMON	55	-	-	-	17	-	-	-	-	164
11	FILET, FIXE	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-
20	SENNE, COULISSANTE, SAUMON	4	-	-	-	2	-	-	-	-	14
30	TRAÎNE, SAUMON	4 281	49	69	1	2 587	11	613	40	77	5 201
31	TRAÎNE, CONGÉLATEUR, SAUMON	614	1	14	2	294	2	91	8	31	1 752
36	TURLUTTE, LIGNE À MAIN, AUTRES QUE LE SAUMON	1 126	25	241	13	914	4	1	1	152	845
40	PALANGRE	2 893	109	355	100	2 738	327	4 484	603	1 248	2 377
50	CHALUT, PANNEAUX, FOND	3 910	2 419	2 335	1 521	557	1 435	-	2 469	748	3 098
51	CHALUT, PÉLAGIQUE	770	155	770	175	21	26	-	51	210	173
57	CHALUT À CREVETTES	173	10	2	-	21	-	-	2	12	82
70	SENNE, PLAGE	4	-	-	-	-	-	-	-	-	2
90	TRAPPE	74	-	1	1	14	18	-	753	3	34

PRISES

Code	Description de l'engin dans PH3	SCO	SLM	SQJ	SBJ	SYJ	SCE	FP	MC	CM	LIN
10	FILET MAILLANT, SAUMON	3,6	-	-	-	1,0	-	-	-	-	16
11	FILET, FIXE	-	-	-	-	-	-	-	-	2,5	-
20	SENNE, COULISSANTE, SAUMON	0,2	-	-	-	0,7	-	-	-	-	4,3
30	TRAÎNE, SAUMON	3 060	1,3	5,6	0,0	925	2,0	538	20	70	5 757
31	PÊCHE À LA TRAÎNE, CONGÉLATEUR, SAUMON	73	0,0	2,2	0,4	31	4,0	52	0,1	99	695
36	TURLUTTE, LIGNE À MAIN, AUTRES QUE LE SAUMON	2 133	5,2	40	4,6	745	0,1	0,3	1,1	175	1 883
40	PALANGRE	6 921	11	29	35	7 922	91	48 384	10 785	21 799	6 119
50	CHALUT, PANNEAUX, FOND	117 534	79 327	28 758	17 609	1 818	3 468	-	6 090	12 637	45 811
51	CHALUT, PÉLAGIQUE	17 737	469	14 867	735	3,3	7,7	-	7,9	1 400	103
57	CHALUT À CREVETTES	23	0,6	2,1	-	0,3	-	-	0,0	18	34
70	SENNE, PLAGE	0,1	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6
90	TRAPPE	76	-	0,0	0,6	3,6	6,4	-	50 886	34	4,4

Tableau A.6. Extrait de code de la requête Oracle SQL « ph3_fcatORF.sql » qui définit les FID de reconstitution des prises (1=chalut, 2=flétan, 3=morue charbonnière, 4=chien de mer/morue-lingue, 5=sébaste à la ligne et à l'hameçon) par type d'engin et espèce dominante capturée (en poids), par événement, dans le tableau de PH3 « CATCH_SUMMARY ».

Définition du FID dans la requête SQL « ph3_fcatORF.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
```

Définition du FID dans la requête SQL « ph3_fcatORF.sql »

```

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",

```

A.2.3.8. Sébaste à œil épineux/à taches noires (2020)

Pendant la reconstitution des prises de sébaste à œil épineux/à taches noires (OETN), un examen attentif des ratios gamma annuels a révélé d'importantes fluctuations de 1991 à 2019 (Starr et Haigh 2022). Ces résultats ont permis de retenir les années de référence suivantes pour calculer une moyenne géométrique de gamma par pêche : 1997:2005 pour le chalut et 2007:2009 pour les autres. Ces intervalles ont été choisis pour refléter les périodes de données crédibles : i) registres des observateurs rapprochés avec les débarquements selon le programme de vérification à quai dans PacHarvest pour la pêche au chalut et ii) moindre volatilité dans GFFOS pour les pêches autres que la pêche au chalut.

A.2.3.9. Sébaste à bouche jaune (2021)

Pendant la reconstitution des prises de sébaste à bouche jaune, les gammes annuels n'ont fluctué que modérément de 1996 à 2019 (Figure A.9, Figure A.10). Ces figures ont permis de choisir les années de référence suivantes pour calculer une moyenne géométrique de gamma par pêche : 1996:2019 pour la pêche au chalut (Figure A.9) et 1996:2019 pour les autres pêches (Figure A.10). Normalement, les intervalles sont choisis en fonction des périodes pour lesquelles les données sont crédibles (voir la section A.2.3.8); cependant, toutes les années disponibles ont été choisies parce qu'aucun changement de gestion n'avait eu lieu pour le sébaste à bouche jaune depuis le début du programme des observateurs dans la pêche au chalut et que les autres pêches n'étaient en grande partie pas pertinentes pour cette espèce.

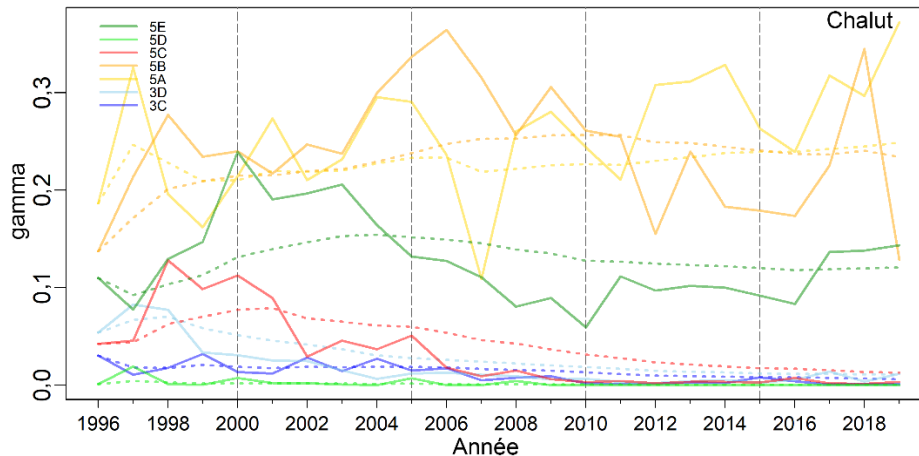


Figure A.9. Ratios gamma annuels (SBJ/AS) pour la pêche commerciale au chalut du poisson de fond (lignes pleines). Les lignes pointillées tracent la moyenne géométrique mobile. Les lignes tiretées verticales délimitent les intervalles de cinq ans.

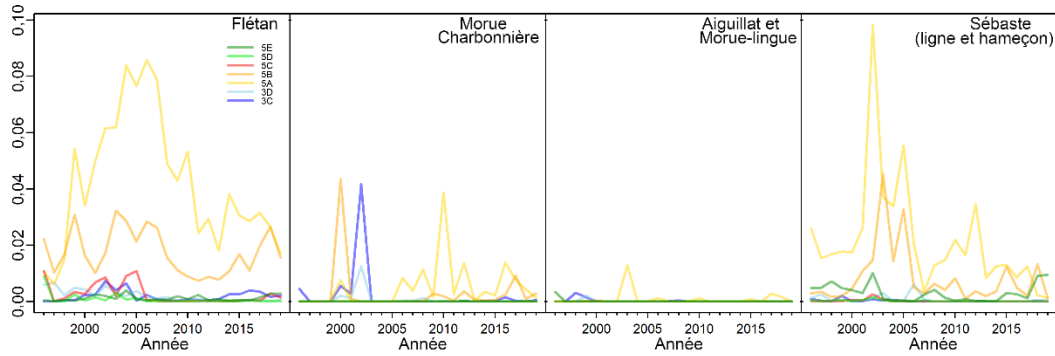


Figure A.10. Ratios gamma annuels (SBJ/AS) pour les quatre pêches commerciales du poisson de fond autres que la pêche au chalut.

A.2.4. Mise en garde

Les données disponibles sur les prises antérieures à 1996 (la 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) que de l'identification erronée des espèces. Des rejets en mer étaient également possibles si les prises dépassaient la limite de conservation permise. Malgré des rapports indiquant que des pêcheurs avaient mal déclaré l'emplacement des prises, ce problème n'est pas très important pour l'évaluation d'un stock à l'échelle de la côte. De plus, la pêche étrangère de sébaste dans les eaux de la Colombie-Britannique, pratiquée principalement par les États-Unis, l'Union soviétique et le Japon de 1965 à 1976, était importante. Ces pays avaient tendance à déclarer leurs prises sous une forme agrégée, regroupant 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.

L'exactitude et la précision des séries de prises reconstituées reflètent intrinsèquement les problèmes associés au développement d'une pêche commerciale :

- débarquement d'une sortie de pêche sans information sur la zone;
- non-déclaration des rejets;
- déclaration des prises comme appartenant à une autre espèce pour éviter les infractions aux quotas;
- acquisition d'une expertise en systèmes de surveillance;
- évolution des règlements;
- évolution des technologies de stockage des données, etc.

L'instauration de programmes d'observateurs (observateurs à bord depuis 1996 pour la flottille des chalutiers hauturiers, surveillance électronique depuis 2006 pour la flottille à la ligne et à l'hameçon), la surveillance à quai [observateurs] et les quotas individuels de bateau échangeables (à compter de 1997) qui confèrent la propriété de la ressource au secteur de pêche, ont permis de résoudre bon nombre de ces problèmes.

La procédure de reconstitution des prises ne permet pas de reconstituer les prises par engin (p. ex. pêche au chalut de fond ou au chalut pélagique, trappe ou palangre). Bien qu'il soit possible d'ajouter cette dimension, il faudrait fractionner les prises en remontant dans le temps à l'aide des ratios observés dans la pêche moderne, ce qui ne représenterait probablement pas

avec exactitude l'activité historique par type d'engin (voir les mises en garde similaires concernant l'utilisation des ratios des prises modernes pour reconstituer les prises d'une espèce à partir des prises totales de sébastes à la section A.2.2). Dans la présente évaluation, nous avons combiné les prises de sébaste à bouche jaune au chalut de fond et au chalut pélagique parce que les données biologiques (annexe D) par type d'engin n'étaient pas suffisantes pour distinguer deux flottilles dans le modèle de population et qu'il n'était pas vraiment possible de déterminer s'il y avait une différence de sélectivité démontrable. Le Tableau A.7 et la Figure A.11 présentent les prises déclarées à l'échelle de la côte (débarquements plus prises non conservées) par type d'engin. Il est à noter que la reconstitution des prises attribue les prises de sébastes reconstituées dont la provenance est inconnue aux zones de la CPMP proportionnellement aux prises connues dans les zones de la CPMP afin de refléter tous les prélèvements potentiels de biomasse des eaux de la Colombie-Britannique. Ainsi, les prises déclarées par zone sont souvent inférieures aux prises reconstituées par zone.

Comme les prises de 2021 étaient incomplètes, nous avons utilisé les prises de 2020 (1 057 t) pour 2021. Les prises de 2020 étaient inférieures à la moyenne sur cinq ans, ce qui reflète probablement l'incidence des perturbations causées par la COVID-19 (p. ex. les confinements), ainsi que l'évolution de la demande du marché. Nous avons consulté l'industrie et on nous a dit que cette estimation des prises de sébaste à bouche jaune en 2021 (d'environ 1 000 t) était raisonnable compte tenu des circonstances actuelles.

Tableau A.7. Prises déclarées (en tonnes) de sébaste à bouche jaune par type d'engin, secteur et pêche pour l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique, depuis le début de la surveillance ces activités de la flottille de chalutiers par des observateurs à bord. CF = chalut de fond, CP = chalut pélagique, L et H = ligne et hameçon, CPF = chalut de poisson de fond, ZN = permis de ligne et hameçon, SE = sébaste de la côte extérieure à la ligne et à l'hameçon, F = flétan à la palangre, M = morue charbonnière à la trappe, FM = flétan + morue charbonnière, CM = chien de mer/morue-lingue.

Année	Engin				Secteur							Pêche				
	CF	CP	L et H	Trappe	CPF	ZN	SE	F	CM	M	C	F	M	CM	L et H	
1996	1 342	70,2	11,0	--	1 412	9,67	--	1,32	--	--	1 412	1,32	--	--	9,67	
1997	2 000	72,0	4,92	--	2 072	4,76	--	0,165	--	--	2 072	0,165	--	--	4,76	
1998	1 813	37,4	9,59	--	1 850	7,62	--	1,96	--	0,012	1 850	1,96	0,012	--	7,62	
1999	1 659	87,0	8,35	--	1 746	5,84	--	2,52	--	--	1 746	2,52	--	--	5,84	
2000	1 878	201	10,1	--	2 079	7,08	--	2,97	--	--	2 079	2,97	--	--	7,08	
2001	1 696	149	11,9	--	1 845	7,83	--	4,11	--	--	1 845	4,11	--	--	7,83	
2002	1 812	203	25,0	--	2 015	19,4	--	5,60	--	--	2 015	5,60	--	--	19,4	
2003	1 761	150	19,3	--	1 911	13,1	--	6,15	--	0,047	1 911	6,15	0,047	0,040	13,1	
2004	1 796	95,7	18,1	--	1 891	9,29	--	8,78	--	--	1 891	8,78	--	--	9,29	
2005	1 822	136	23,5	--	1 957	16,6	--	6,91	--	--	1 957	6,91	--	--	16,6	
2006	1 618	162	13,4	--	1 780	1,91	0,007	10,7	0,752	0,037	1 780	11,4	0,037	0,004	1,92	
2007	1 154	197	10,2	--	1 352	--	0,146	8,98	1,02	0,031	1 352	10,0	0,031	0,002	0,146	
2008	893	306	10,8	0,001	1 198	--	1,65	8,01	1,04	0,110	1 198	9,05	0,110	0,010	1,65	
2009	1 479	110	7,82	--	1 589	--	1,83	4,31	1,59	0,075	1 589	5,91	0,075	0,001	1,83	
2010	1 119	61,2	8,43	0,001	1 180	--	2,38	4,27	1,40	0,374	1 180	5,67	0,374	0,011	2,38	
2011	1 062	160	4,86	--	1 222	--	1,56	2,28	1,00	0,022	1 222	3,28	0,022	--	1,56	
2012	754	432	8,89	0,104	1 186	--	3,92	3,51	1,40	0,162	1 186	4,91	0,162	--	3,92	
2013	790	526	3,53	--	1 316	--	0,681	1,40	1,45	0,008	1 316	2,85	0,008	--	0,681	
2014	652	716	6,00	--	1 367	--	1,28	2,60	2,07	0,040	1 367	4,68	0,040	--	1,28	
2015	640	548	7,31	--	1 188	--	2,50	2,17	2,62	0,015	1 188	4,79	0,015	0,001	2,50	
2016	797	353	4,86	--	1 150	--	1,00	2,43	1,34	0,091	1 150	3,77	0,091	--	1,00	
2017	852	532	5,40	--	1 384	--	0,769	1,97	2,54	0,111	1 384	4,51	0,111	0,008	0,769	
2018	850	349	7,29	--	1 199	--	1,49	2,67	2,99	0,130	1 199	5,67	0,130	0,004	1,49	
2019	1 110	395	5,23	--	1 505	--	1,09	2,66	1,45	0,036	1 505	4,11	0,036	--	1,09	
2020	911	127	2,68	0,005	1 037	--	0,494	1,28	0,908	--	1 037	2,18	0,005	--	0,494	

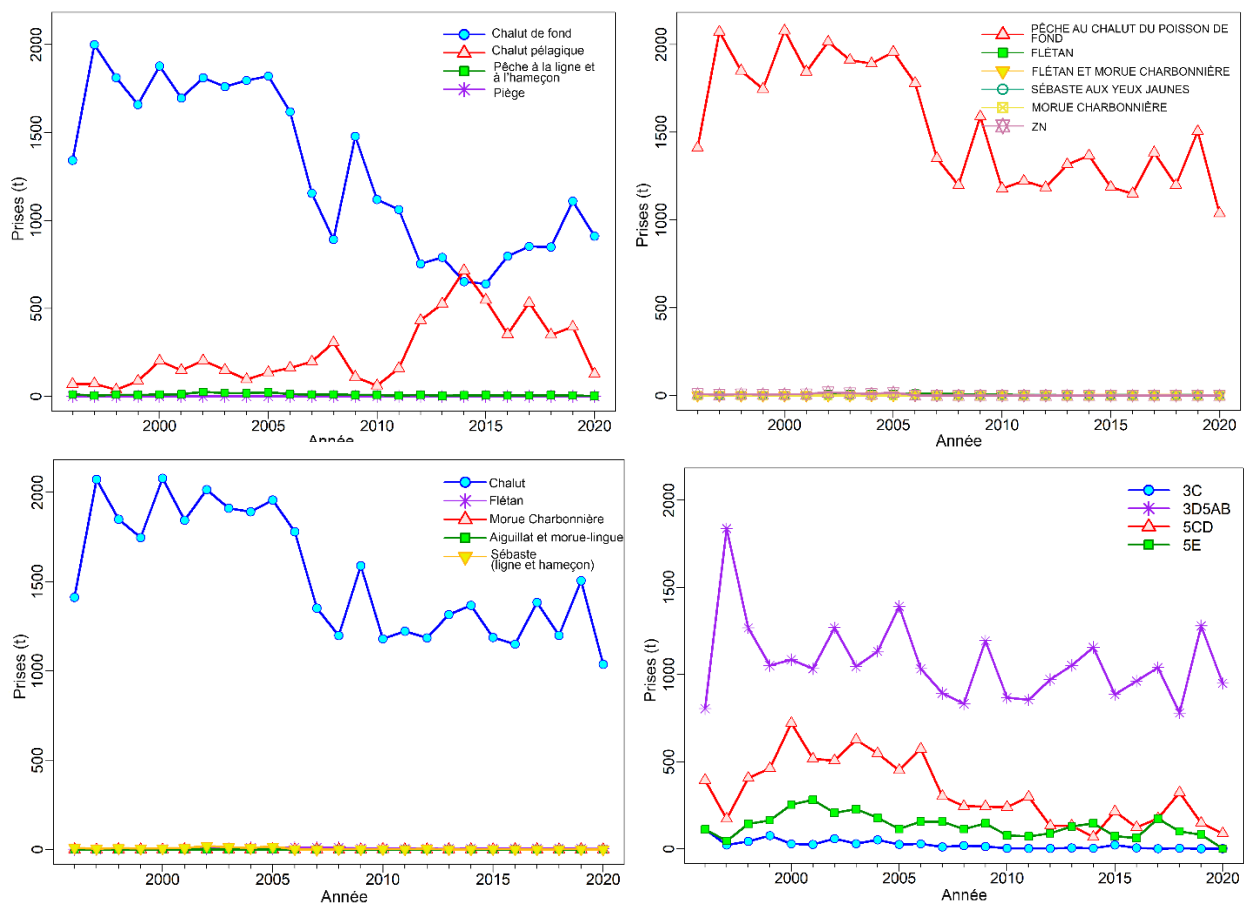


Figure A.11. Prises déclarées de sébaste à bouche jaune (débarquements + rejets) par engin (en haut à gauche), par secteur (en haut à droite), par pêche (en bas à gauche) et par zone de gestion du poisson de fond (en bas à droite) depuis la mise en œuvre du programme des observateurs à bord des chalutiers en 1996.

A.3. ADAPTATION DE LA POLITIQUE DE PRISES POUR LES TACS DANS LES ZONES DE L'UNITÉ DE GESTION DU POISSON DE FOND

Les définitions des zones utilisées par les Sciences du poisson de fond du MPO (zones de la CPMP) diffèrent quelque peu de celles utilisées par la Gestion du poisson de fond du MPO, qui emploie les [secteurs de gestion des pêches du Pacifique](#) (SGPP). Les raisons de ces différences varient selon les espèces, mais elles se produisent parce que les sciences et la gestion répondent à des besoins différents. Pour la Direction des sciences, il est nécessaire de faire référence aux prises historiques en utilisant les zones déclarées de façon constante toutes les années dans les bases de données et les enregistrements des prises. Les zones des CPMP et de la Gestion du poisson de fond, bien que semblables mais non identiques (Figure 1), répondent aux exigences actuelles en matière de gestion.

Étant donné que cette évaluation porte sur un stock à l'échelle de la côte et que la Gestion du poisson de fond émet un TAC différent pour les quatre zones, il était possible de répartir une politique de prises pour le stock à l'échelle de la côte aux zones de la CPMP (ajustées pour l'expansion de la zone 5C) en utilisant la moyenne sur cinq ans des ratios de prises proportionnels dans le Tableau A.8. Par exemple, une politique de prises de 1 000 tonnes par année de sébaste à bouche jaune serait répartie comme suit :

- 3C = 2 t/an 0,0021 * 1 000 t/an
- 3D5AB = 832 t/an (0,0252 + 0,7161 + 0,0905) * 1 000 t/an
- 5CD = 132 t/an (0,1321 + 0,0001) * 1 000 t/an
- 5E = 34 t/an 0,0338 * 1 000 t/an

Tableau A.8. Prises de sébaste à bouche jaune dans la pêche combinée dans les zones de la CPMP (ajustées pour l'expansion de la zone 5C propre à la gestion du sébaste à longue mâchoire et du sébaste à bouche jaune) d'après les cinq dernières années de statistiques complètes sur les prises. Les proportions annuelles de prises par zone sont indiquées dans les lignes identifiées par année. Les moyennes géométriques sur cinq ans des proportions annuelles par zone (normalisées) sont indiquées à la dernière ligne.

Prises (t)

Année	3C	3D	5A	5B	5C	5D	5E	C.-B.
2016	6,277	30,150	813,375	118,968	123,253	0,009	63,142	1 155,175
2017	1,777	54,461	891,231	94,344	174,537	0,001	173,328	1 389,679
2018	3,264	18,039	623,204	138,420	323,316	0,000	100,202	1 206,445
2019	1,817	43,094	1 167,250	68,572	148,019	0,000	81,529	1 510,281
2020	1,487	17,772	803,334	128,483	87,916	0,061	1,113	1 040,166

Proportion

Année	3C	3D	5A	5B	5C	5D	5E	C.-B.
2016	0,0054	0,0261	0,7041	0,1030	0,1067	0,0001	0,0547	1
2017	0,0013	0,0392	0,6413	0,0679	0,1256	0,0001	0,1247	1
2018	0,0027	0,0150	0,5166	0,1147	0,2680	0,0001	0,0831	1
2019	0,0012	0,0285	0,7729	0,0454	0,0980	0,0001	0,0540	1
2020	0,0014	0,0171	0,7723	0,1235	0,0845	0,0001	0,0011	1
Moy. géo.	0,0020	0,0237	0,6741	0,0852	0,1244	0,0001	0,0318	0,9414
normalisée	0,0021	0,0252	0,7161	0,0905	0,1321	0,0001	0,0338	1

A.4. RÉFÉRENCES – PRISES

- Canada Dominion Bureau of Statistics. 1918-1950. Fisheries Statistics of Canada (British Columbia). Tech. rep., Canada Dominion Bureau of Statistics, 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. 1969. [Results of English Sole tagging in British Columbia waters](#). Bull. Pac. Mar. Fish. Comm. 7: 1-10.
- Forrester, C.R., and 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., and 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., and Stanley, R.D. 1993. [Experimental management programs for two rockfish stocks off British Columbia, Canada](#). In S. J. Smith, J. J. Hunt and D. Rivard, eds., Risk evaluation and biological reference points for fisheries management, p. 403-418. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences 120.
- 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.
- 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 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. 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.
- Starr, P.J. et R. Haigh. 2022. Évaluation des stocks de sébaste à œil épineux/à taches noires (*Sebastes aleutianus/melanostictus*) en Colombie-Britannique en 2020. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Doc. de rech. 2022/020. Sous presse.
- Wallace, S., Turris, B., Driscoll, J., Bodtker, K., Mose, B., and 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., and 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 le calcul des indices relatifs de l'abondance du sébaste à bouche jaune d'après les 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 synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC) (section B.3);
- le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) (section B.5);
- le relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) (section B.6).

Seuls les relevés utilisés dans l'évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune sont présentés dans cette annexe. Les relevés plurispécifiques dans le détroit d'Hécate et les relevés de la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte ont été omis parce que le sébaste à bouche jaune est présent de manière sporadique dans ces relevés ou que la couverture, spatiale ou par profondeur, était incomplète, ce qui fait que ces relevés étaient peu appropriés pour fournir une série fiable sur l'abondance de l'espèce. Les évaluations des stocks de sébastes, à commencer par le sébaste à queue jaune (MPO 2015a,b), ont été explicitement omis des deux relevés de la crevette en raison de leur couverture tronquée de la profondeur, qui se termine à 160 m pour le relevé de la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver, et de la couverture spatiale limitée du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte, dont la couverture de la profondeur, qui se termine à 231 m, est également tronquée. Les premiers relevés dans le goulet de l'île Goose utilisés dans d'autres évaluations des stocks de sébastes (quantile 0,99 de la profondeur de début = 294 m), le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (quantile 0,99 de la profondeur de début = 287 m) et les quatre premières années de l'indice du relevé triennal du NMFS (quantile 0,99 de la profondeur de début = 329 m) ont également été omis pour des raisons similaires. Les relevés à l'hameçon et à la ligne n'ont pas été pris en compte parce que les calées positives moyennes par année étaient très faibles pour cette espèce (Anderson *et al.* 2019), ce qui indique que ces relevés ne fournissent probablement pas d'indices fiables de l'abondance.

B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

Les données sur les prises et l'effort pour les strates i l'année y ont produit les valeurs des captures par unité d'effort (CPUE) U_{yi} . Pour un ensemble de données $\{C_{yij}, E_{yij}\}$ pour les 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 , la strate i , l'année y ;

E_{yij} = effort (h) dans le trait j , la strate i , l'année y ;

n_{yi} = nombre de traits dans la strate i , l'année y .

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

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

où v = vitesse moyenne du navire (km/h);
 w = largeur moyenne du filet (km).

Sinon, si on connaît l'information sur le navire pour chaque trait, la densité de CPUE peut être exprimée ainsi :

$$\text{Éq. B.3} \quad \delta_{yi} = \frac{1}{n_{yi}} \sum_{j=1}^{n_{yi}} \frac{C_{yij}}{D_{yij} w_{yij}},$$

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

L'estimation annuelle de la biomasse est alors la somme du produit des densités de CPUE et des superficies au fond dans m strates :

$$\text{Éq. B.4} \quad B_y = \sum_{i=1}^m \delta_{yi} A_i = \sum_{i=1}^m B_{yi},$$

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

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

$$\text{Éq. B.5} \quad V_y = \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_{yi}^2 A_i^2}{n_{yi}} = \sum_{i=1}^m V_{yi},$$

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

Le coefficient de variation (CV) de l'estimation annuelle de la biomasse pour l'année y est exprimé comme suit :

$$\text{Éq. B.6} \quad CV_y = \frac{\sqrt{V_y}}{B_y}.$$

B.3. PREMIERS RELEVÉS INITIAUX DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE (GIG), À L'INTÉRIEUR 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 couvrant 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 allait de près de San Francisco jusqu'au milieu de la bande côtière de l'Alaska (Westrheim, 1966a, 1967b). Le relevé de 1966 était à peine moins ambitieux, allant de la frontière canado-américaine sud dans le détroit de Juan de Fuca jusqu'à la bande côtière 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 dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), qui étaient beaucoup plus restreints du point de vue de la superficie couverte et qui avaient une densité de traits beaucoup plus élevée dans le goulet de l'île Goose (GIG). On peut le constater par le petit nombre de traits effectués dans le GIG lors des deux premiers relevés (Tableau B.1). Par conséquent, ces relevés ne sont pas inclus dans la série chronologique.

Les 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) ont également effectué des traits sur la côte ouest de l'île de Vancouver, la côte ouest de Haida Gwaii et le sud-est de l'Alaska, mais ces deux relevés comportaient un nombre raisonnable de traits sur les fonds du GIG (Tableau B.1). Le relevé de 1971 (Figure B.3, graphique de gauche) se limitait exclusivement au GIG (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 le GIG et le goulet de Mitchell dans le BRC (Harling *et al.* 1973; Westrheim *et al.* 1976; Harling et Davenport, 1977).

Le relevé de 1979 (Nagtegaal et Farlinger, 1980) a été réalisé par un navire de pêche commerciale (Southward Ho, Tableau B.1), avec une répartition de traits très différente de celle des relevés précédents et subséquents (tracé non fourni; voir la Figure C5 dans Edwards *et al.* 2012). De plus, la répartition des traits selon la profondeur différait de celle des autres relevés (Tableau B.2).

Ces observations permettent de déduire un plan de relevé considérablement différent et ce relevé n'a donc pas été inclus dans la série chronologique.

Le relevé de 1984 a été mené par deux navires, 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 suivaient tous deux des spécifications de conception similaires, y compris la configuration du filet. Malheureusement, les traits n'ont pas été répartis de la même façon dans toutes les zones : le G.B. Reed pêchait principalement dans les parties moins profondes du GIG, tandis que le Eastward Ho pêchait davantage dans les parties plus profondes et plus au large du GIG (Figure B.7, graphique de gauche), mais les deux navires ont pêché de façon plus contiguë au goulet de Mitchell (immédiatement au nord). La comparaison des taux de prise stratifiés selon la profondeur pour le sébaste à longue mâchoire (principale espèce visée dans le plan des relevés) des deux navires dans le seul goulet de l'île Goose (par une simple analyse de variance [ANOVA]) a révélé que les taux de prise du *Eastward Ho* étaient nettement plus élevés (0,049) que ceux observés pour le *G.B. Reed*. Toutefois, la différence dans les taux de prise n'était plus significative lorsque l'on ajoutait à l'analyse les traits du goulet de Mitchell ($p=0,12$). Compte

tenu du manque d'importance des différences lorsque l'on a comparé tout l'ensemble des traits disponibles, ainsi que de la répartition spatiale inégale des traits entre les navires dans le goulet de l'île Goose (bien que l'analyse de variance ANOVA ait été stratifiée en profondeur, il se peut que les tranches de profondeur soient trop grossières), 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 dans le goulet de l'île Goose ont été regroupés pour cette année de relevé.

Le relevé de 1994, également mené par un navire commercial (*Ocean Selector*, Tableau B.2) a été modifié par l'élimination de 19 traits qui faisaient partie d'une expérience acoustique et qui n'ont donc pas été jugés pertinents à l'estimation de la biomasse (ces traits ont servi à estimer la composition des espèces dans les bancs sondés). Bien que ce relevé ait été conçu pour reproduire le plus fidèlement possible les relevés antérieurs du G.B. Reed en ce qui a trait à la sélection des emplacements de trait (mêmes emplacements de trait fixes, G. Workman, MPO, comm. pers.), le relevé 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).

Un relevé effectué en 1995 par deux navires de pêche commerciale : l'*Ocean Selector* et le *Frosti* (Tableau B.2), ont suivi un plan à stratification aléatoire, chaque navire reproduisant chaque trait (G. Workman, MPO, comm. pers.). Ce type de plan était entièrement différent du principe de station fixe (fondé sur les coordonnées Loran) employé dans les relevés précédents. De plus, ce relevé était axé sur le sébaste à longue mâchoire (SLM), avec des traits optimisés pour la capture de cette espèce. Compte tenu de la différence de plan d'échantillonnage (stations aléatoires plutôt que fixes), ce relevé n'a pas été utilisé pour l'évaluation du stock.

Comme les lieux de pêche du goulet de l'île Goose étaient la seule zone régulièrement surveillée par ces relevés, les traits exécutés entre les latitudes de 50,9° N et 51,6° N pendant les sept années de relevés acceptables, couvrant la période comprise entre 1967 et 1994, ont servi à calculer l'indice de la population de sébaste à bouche jaune (Tableau B.1).

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

Relevé Année	G.B. Reed		Southward Ho		Eastward Ho		Ocean Selector		Frosti	
	Autre	GIG	Autre	GIG	Autre	GIG	Autre	GIG	Autre	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) dans le goulet de l'île Goose et d'autres zones (Autre), par année de relevé pour les 12 relevés historiques (de 1965 à 1995). Les années de relevé en gris n'ont pas été utilisées dans l'évaluation. Certains des traits de la partie du tableau concernant le goulet de l'île Goose ont des codes d'utilisabilité autres que 0, 1, 2 ou 6.

Zones autres que le GIG										
Année de relevé	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									Total traits
	66-146	147-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	440-549	
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)									Total traits
	66-146	147-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	440-549	
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

La stratification originale de la profondeur pour ces relevés prescrivait des intervalles de 20 brasses (36,1 m), allant de 36 brasses (66 m) à 300 brasses (549 m). Pour l'analyse, ces strates de profondeur ont été combinées dans trois fourchettes qui englobaient la plupart des sébastes : 120–183 m, 184–218 m et 219–300 m, pour un total de 332 traits au cours des huit années de relevé acceptées (Tableau B.3).

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

Année du relevé	Strate de profondeur			Total	Date de début	Date de fin
	120-183 m (70-100 brasses)	184-218 m (100-120 brasses)	219-300 m (120-160 brasses)			
1967	7	11	15	33	7 sept. 1967	3 oct. 1967
1969	8	11	12	31	14 sept. 1969	24 sept. 1969
1971	4	15	17	36	14 oct. 1971	28 oct. 1971
1973	7	11	15	33	7 sept. 1973	24 sept. 1973
1976	7	13	13	33	9 sept. 1976	26 sept. 1976
1977	13	14	20	47	24 août 1977	7 sept. 1977
1984	13	23	33	69	5 août 1984	8 sept. 1984
1994	10	16	24	50	21 juin 1994	6 juil. 1994
1995	22	45	45	112	11 sept. 1995	22 sept. 1995

Une densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été calculée pour chaque trait en fonction des prises de veuve, à l'aide d'une valeur fixe d'écartement des panneaux de 61,6 m (Yamanaka *et al.* 1996) pour chaque trait et de la distance parcourue consignée. Malheureusement, les champs relatifs à la vitesse, à l'effort et à la distance parcourue comportaient peu de données pour ces relevés. Lorsque ces données étaient manquantes, on a utilisé les valeurs moyennes pour l'année de relevé. Ainsi, la majorité des traits comportent des distances de trait de près de 3 km, ce qui était le résultat attendu compte tenu des spécifications du plan avec des traits d'une demi-heure à une vitesse approximative de 6 km/h (environ 3,2 nœuds).

B.3.2. Résultats

Les cartes montrant les endroits où le sébaste à bouche jaune a été capturé dans le goulet de l'île Goose (GIG) indiquent que cette espèce est présente dans l'ensemble du goulet, quoiqu'en petites quantités, chaque année, et s'étend dans le bras sud-est du goulet (voir les Figure B.1 à Figure B.8). Les prises de sébaste à bouche jaune étaient relativement fréquentes, mais en petites quantités, 193 des 444 traits valides (dont 43 % pour 1995) ayant capturé l'espèce, avec un poids médian des captures de 9,5 kg. Le plus gros trait valide de sébaste à bouche jaune, en poids de la prise, était de 1 587 kg en 1976. Le sébaste à bouche jaune a été principalement capturé à des profondeurs de 154 à 275 m (quantiles de 5 % et de 95 % de la distribution empirique de la profondeur de départ), les poids minimal et maximal des prises ayant été observés respectivement à des profondeurs de début de trait de 150 et 299 m (Figure B.9).

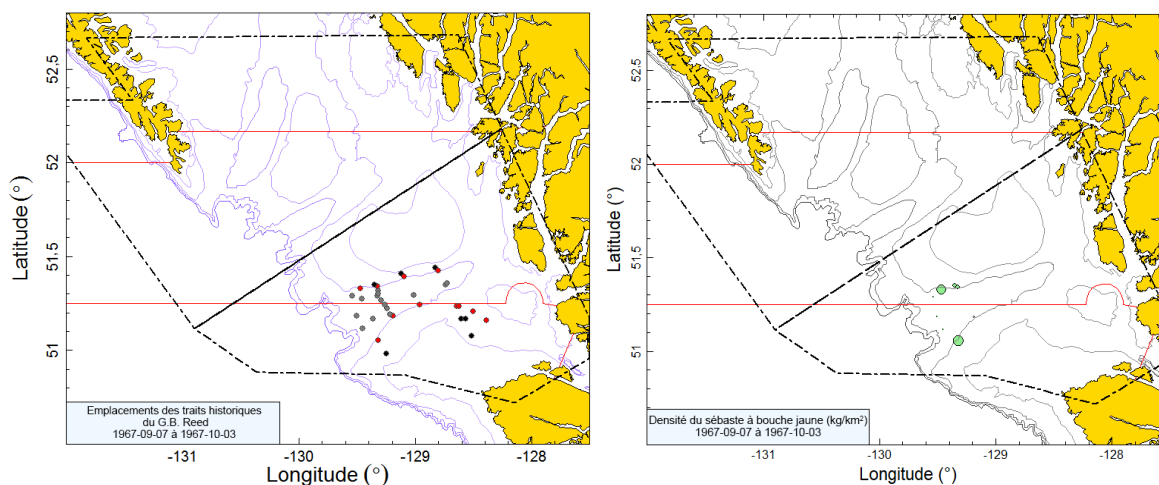


Figure B.1. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1967 dans le goulet de l'île Goose (GIG). Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la plage de profondeur : noir = 120–183 m; rouge = 184–218 m; gris = 219–300 m. La taille des cercles dans le tracé de droite a été mise à l'échelle sur toutes les années (1967, 1969, 1971, 1973, 1976, 1977, 1984 et 1994), le plus grand cercle représentant une densité de 8 112 kg/km² observée en 1971. Les lignes de démarcation en noir montrent l'étendue du relevé synoptique moderne dans le bassin de la Reine-Charlotte et les lignes pleines rouges dénotent les limites entre les zones 5A, 5B et 5C de la CPMP.

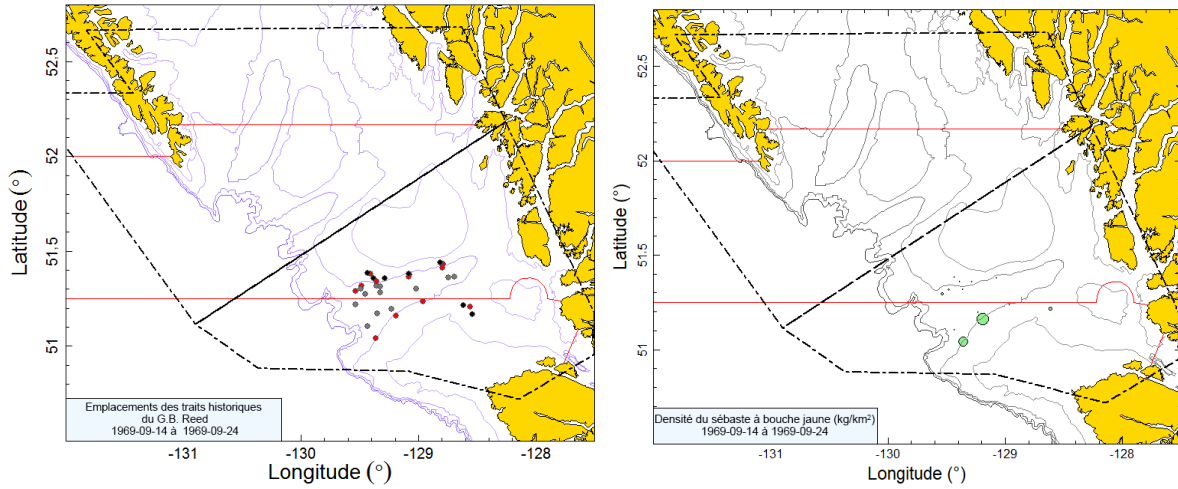


Figure B.2. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1969 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

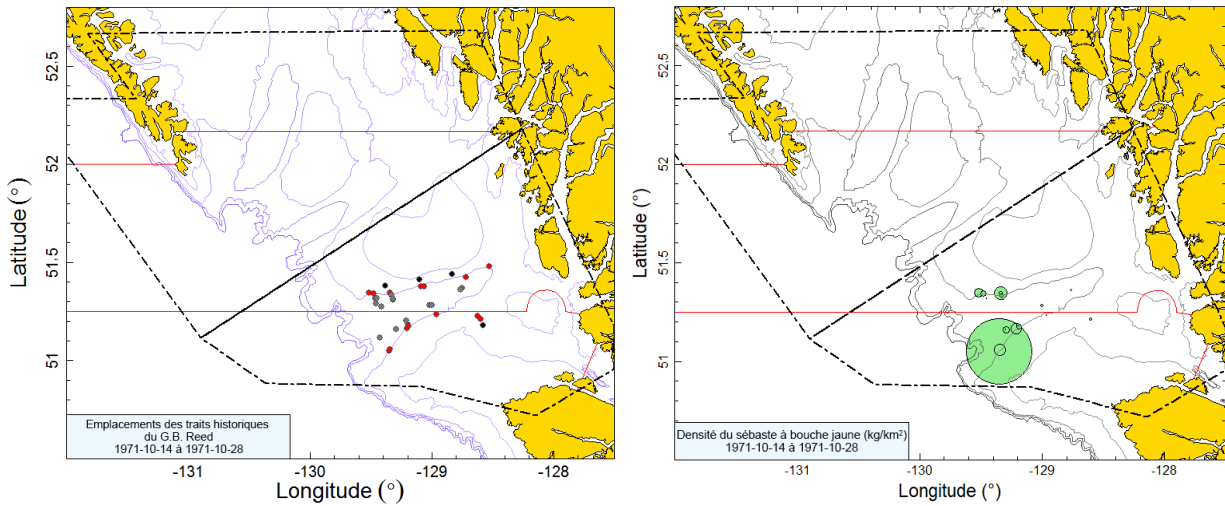


Figure B.3. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1971 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

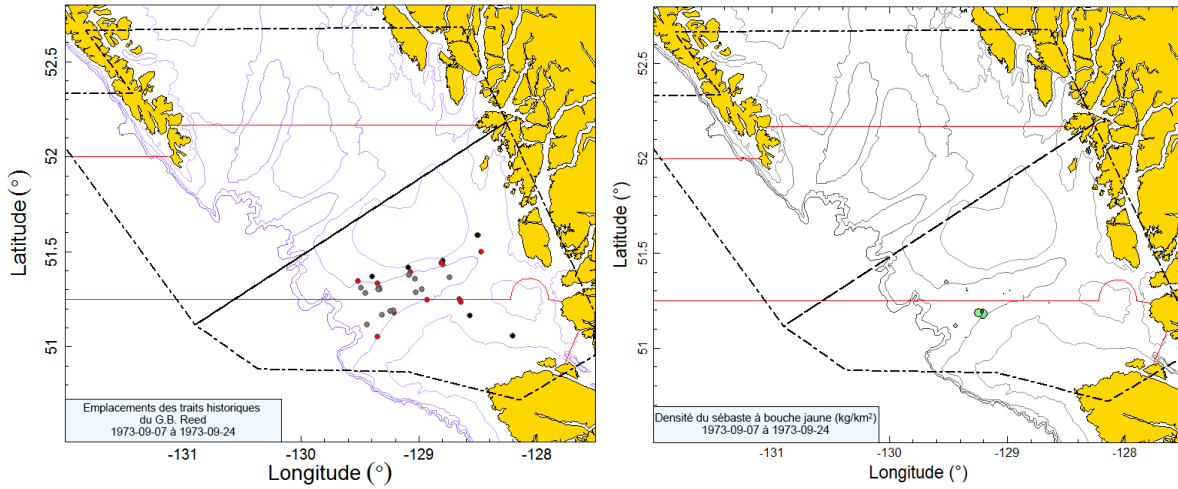


Figure B.4. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1973 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

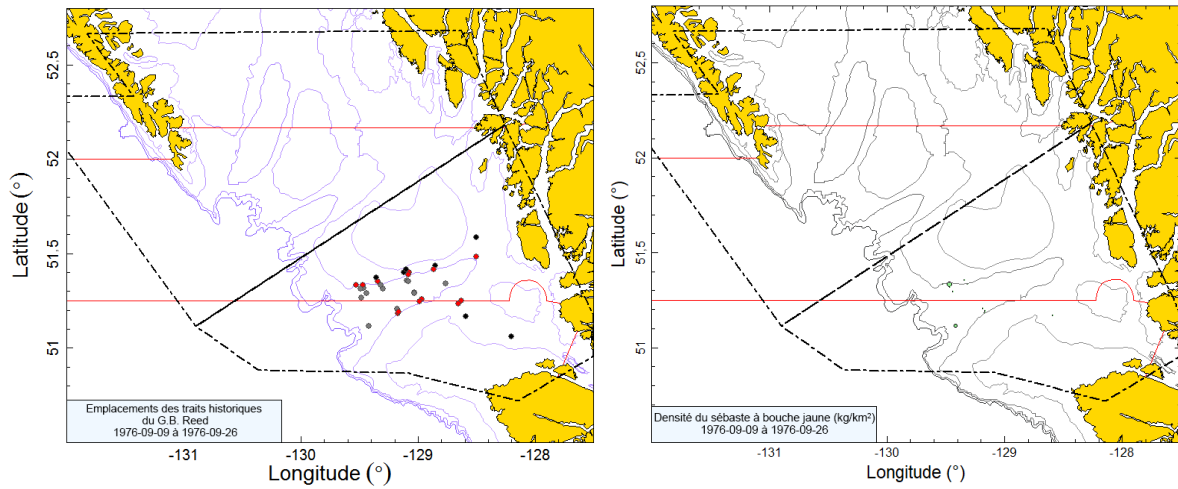


Figure B.5. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1976 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

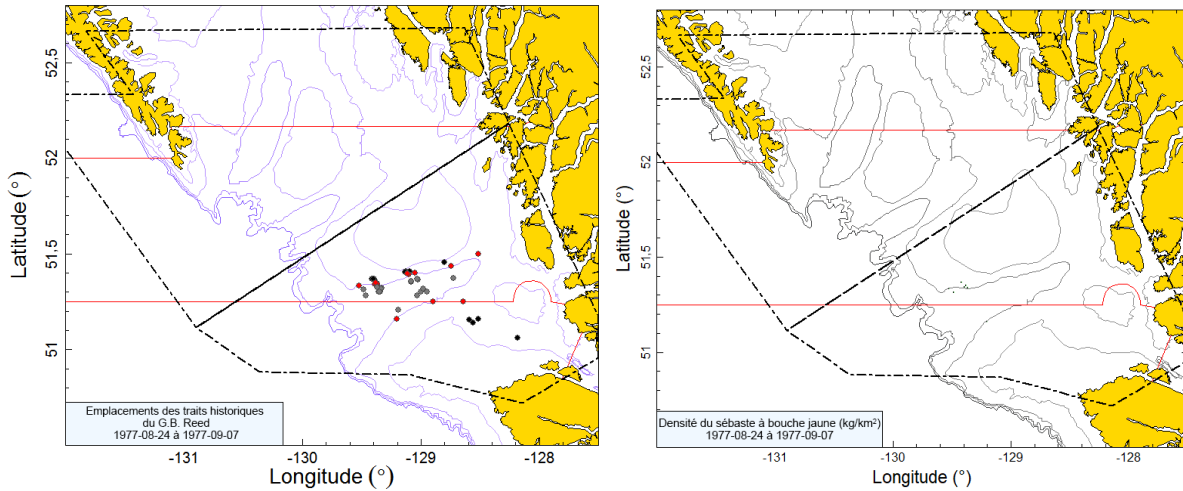


Figure B.6. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1977 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

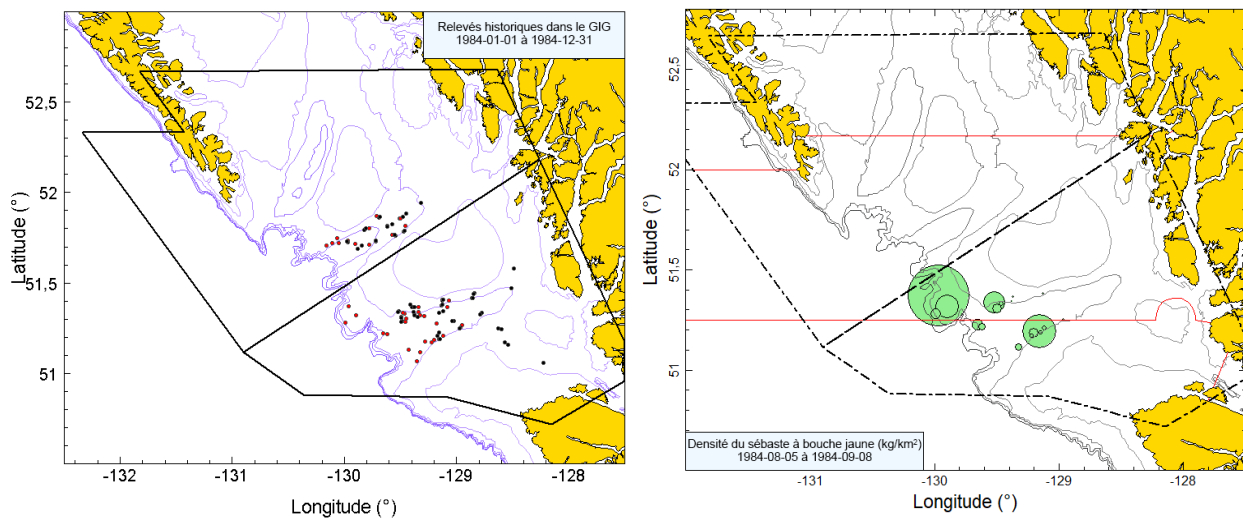


Figure B.7. Graphique de gauche : La couleur de l'emplacement de trait indique le navire de pêche plutôt que la profondeur (noir = G.B. Reed; rouge = Eastward Ho). D'autres emplacements pêchés par navire dans le goulet de Mitchell sont également montrés. Graphique de droite : Tracé de la densité pour le relevé historique de 1984 du GIG (voir la légende de la Figure B.1).

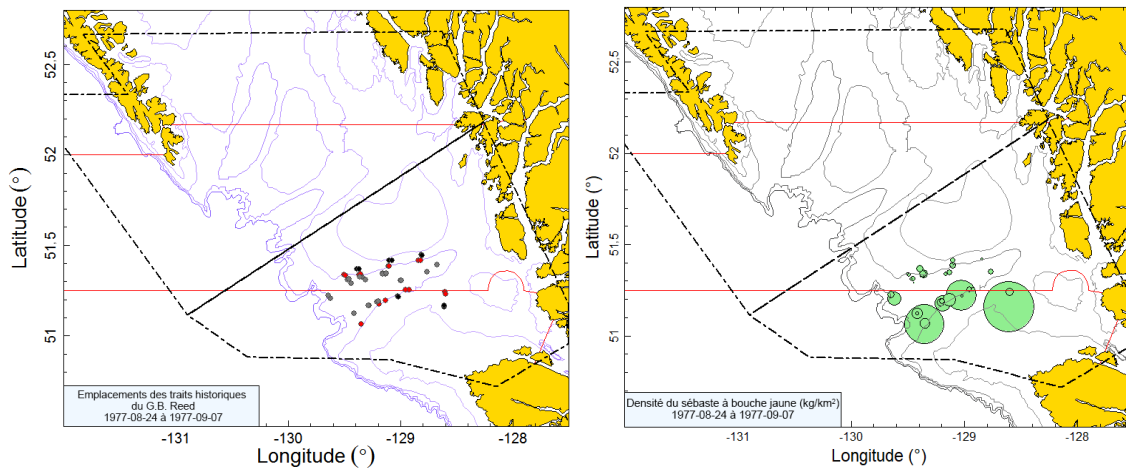


Figure B.8. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1994 dans le goulet de l'île Goose (GIG; voir la légende de la Figure B.1).

Les niveaux de la biomasse de sébaste à bouche jaune dans le goulet de l'île Goose estimés à partir des relevés historiques au chalut dans le GIG étaient variables, la biomasse maximale ayant été enregistrée en 1994 (à 2 624 t) et la biomasse minimale, en 1977 (à 27 t) (Figure B.10; Tableau B.4). Les erreurs relatives des relevés étaient très variables pour l'espèce, partant d'un minimum de 0,16 en 1967 jusqu'à 0,63 en 1976 (Tableau B.4). La proportion de traits qui ont attrapé des sébastes à bouche jaune avait tendance à être plus élevée que dans les relevés synoptiques ultérieurs et à être plus variable d'une année à l'autre, se situant entre 17 % en 1977 et 66 % en 1994 (Figure B.11). Dans l'ensemble, 123 traits sur un total de 332 traits valides (37 %) contenaient des sébastes à bouche jaune.

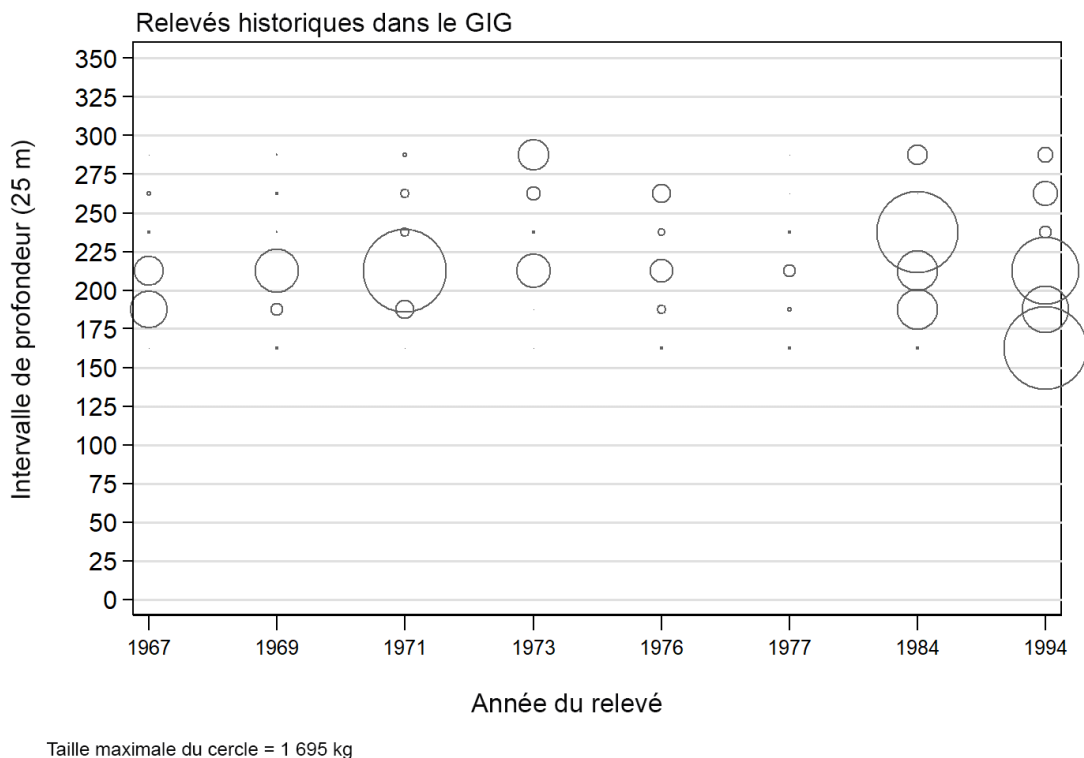


Figure B.9. Distribution des poids observés des prises de sébaste à bouche jaune (SBJ) pour les relevés historiques dans le goulet de l'île Goose (GIG) (Tableau B.3), par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les tranches de profondeur sont indiquées par le point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (1 695 kg) dans la tranche de 150-175 m en 1994. Les quantiles de 1 % et de 99 % pour le début empirique de la répartition en profondeur des traits de sébaste à bouche jaune sont de 154 m et de 287 m, respectivement.

Tableau B.4. Biomasse de sébaste à bouche jaune estimée à partir des relevés historiques au chalut dans le goulet de l'île Goose pour les années 1967 à 1994. Les estimations de la biomasse sont fondées sur trois strates de profondeur (Tableau B.3) et les traits de relevé sont présumés avoir été sélectionnés au hasard dans ces zones. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les CV reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse (t)	Limite inférieure de la biomasse (t)	Limite supérieure de la biomasse (t)	CV bootstrap	CV analyse (Éq. B.6)
1967	397,8	394,4	64,4	862,4	0,497	0,504
1969	359,9	359,9	50,2	813,1	0,543	0,546
1971	765,8	760,5	78,4	2 249,2	0,805	0,839
1973	371,7	370,8	87,3	833,3	0,510	0,507
1976	157,1	155,5	35,0	362,6	0,516	0,520
1977	27,2	27,2	4,4	68,9	0,615	0,625
1984	686,6	703,7	136,1	1 757,3	0,575	0,606
1994	2 623,7	2 583,0	544,2	6 719,9	0,575	0,574

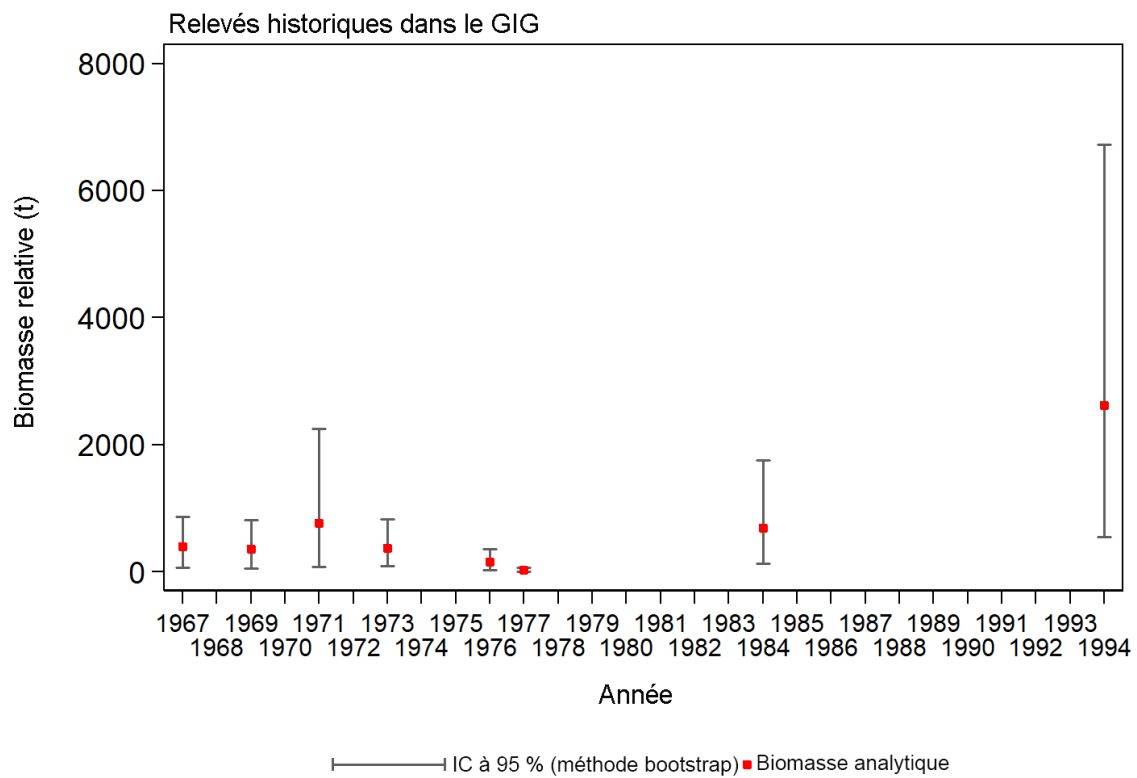


Figure B.10. Graphique des estimations de la biomasse pour les relevés historiques du sébaste à bouche jaune dans le goulet de l'île Goose (GIG) : 1967 à 1994 (valeurs fournies dans le Tableau B.4). Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

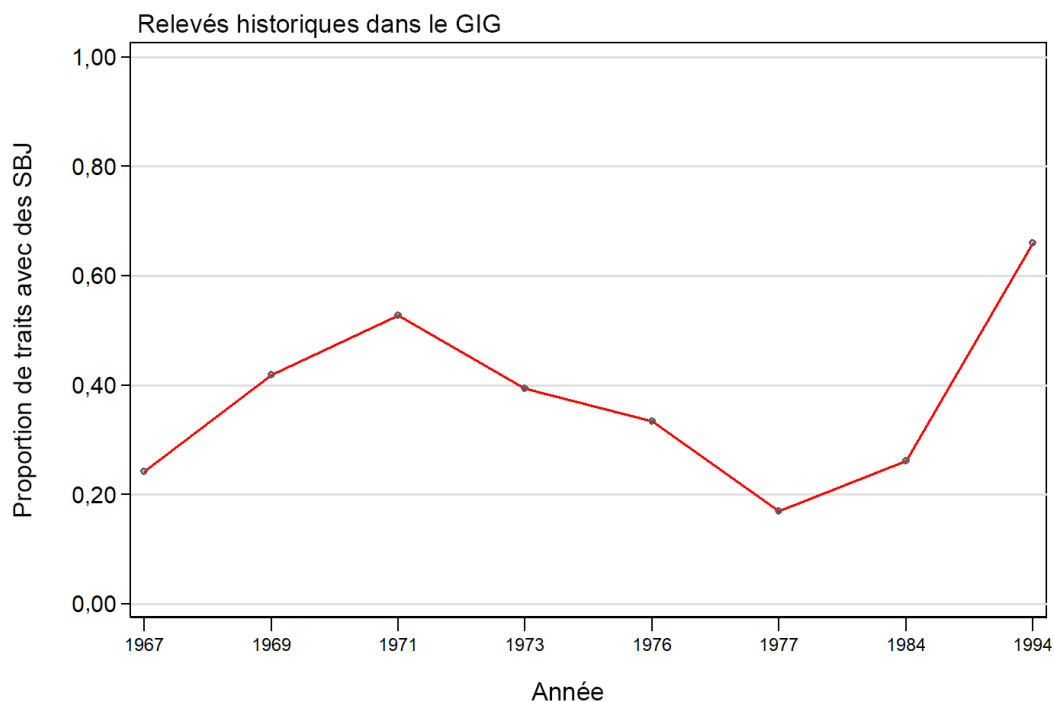


Figure B.11. Proportion des traits contenant des sébastes à bouche jaune pour chacun des relevés historiques dans le goulet de l'île Goose (GIG), de 1967 à 1994.

B.4. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE

B.4.1. Sélection des données

Ce relevé a été réalisé dix fois au cours de la période de 2003 à 2019 dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), qui se situe entre le sommet de l'île de Vancouver et la partie sud de l'île Moresby et s'étend jusqu'à la partie inférieure du détroit d'Hecate entre l'île Moresby et le continent. Le plan divisait le relevé entre deux grandes strates de superficie qui correspondent grosso modo aux zones 5A et 5B de la CPMP tout en incorporant une partie de la zone 5C (toutes les positions de départ des traits valides sont présentées par année de relevé de la Figure B.12 à la Figure B.21). Chacune de ces deux strates de superficie a été divisée en quatre strates de profondeur : 50-125 m; 125-200 m; 200-330 m; 330-500 m (Tableau B.5).

Tableau B.5. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte au cours de la période 2003-2019. Sont également indiqués la superficie de chaque strate pour le relevé de 2019 et le navire à bord duquel le relevé a été effectué chaque année.

Année	Navire	Strates de profondeur (sud)				Strates de profondeur (nord)				Nombre total de traits ¹
		50-125	125-200	200-330	330-500	50-125	125-200	200-330	330-500	
2003	Viking Storm	29	56	29	6	5	38	46	19	228
2004	Viking Storm	42	48	30	8	20	38	37	6	229
2005	Viking Storm	29	60	28	8	8	43	37	8	221
2007	Viking Storm	33	61	24	7	19	56	48	7	255
2009	Viking Storm	34	60	27	8	10	43	42	6	230
2011	Nordic Pearl	38	67	23	8	10	51	43	8	248
2013	Nordic Pearl	32	65	29	10	9	45	41	5	236
2015	Frosti	30	65	26	4	12	49	44	8	238
2017	Nordic Pearl	36	57	28	8	12	51	40	7	239
2019	Nordic Pearl	35	62	26	9	15	52	35	8	242
Superficie (km 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) du relevé synoptique de 2019

Tableau B.6. Nombre de valeurs d'écartement des panneaux manquantes, par année, pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019, nombre d'observations d'écartement des panneaux disponibles et valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour chaque année de relevé.

Année de relevé	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec observations de l'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
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

Une valeur de la densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de sébaste à bouche jaune à partir de l'écartement moyen des panneaux pour le trait et de la distance parcourue. [distance travelled] est un champ de base de données qui est calculé directement à partir de la trajectoire du trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Éq. B.3. On utilise une valeur calculée ([vitesse du navire] X [durée du trait]) pour cette variable si la [distance parcourue] est manquante, mais cela ne s'est produit que deux fois dans les dix relevés au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [écartement des panneaux] ont été calculées à l'aide de la valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé (110 valeurs pour toutes les années, Tableau B.6).

B.4.2. Résultats

Un examen des tracés spatiaux fournis sur les Figure B.12 à Figure B.21 montre que la plupart des sébastes à bouche jaune ont été capturés sur la bordure ouest du plateau, le long de la paroi vers les eaux plus profondes. Certaines années, de petites quantités de sébaste à bouche jaune ont été capturées à l'est de la bordure du plateau dans plusieurs des goulets centraux (p. ex. Figure B.16). Le sébaste à bouche jaune a été capturé dans des traits modérés à profonds, les quantiles de 1 % à 99 % allant de 97 m à 312 m (Figure B.22). Les estimations de la biomasse de sébaste à bouche jaune variaient entre 990 et 6 300 t, bien que les deux années où la biomasse était élevée (2017 et 2019) soient également associées à une erreur relative élevée (0,46 et 0,71, respectivement) dans la série (Tableau B.7, Figure B.23). Ces deux années de relevé ont été associées à quelques très gros traits, ce qui entraîne des niveaux élevés d'erreur relative. Toutes les estimations de l'erreur relative sont très élevées, de 0,31 en 2007 à 0,71 en 2019 (Tableau B.7).

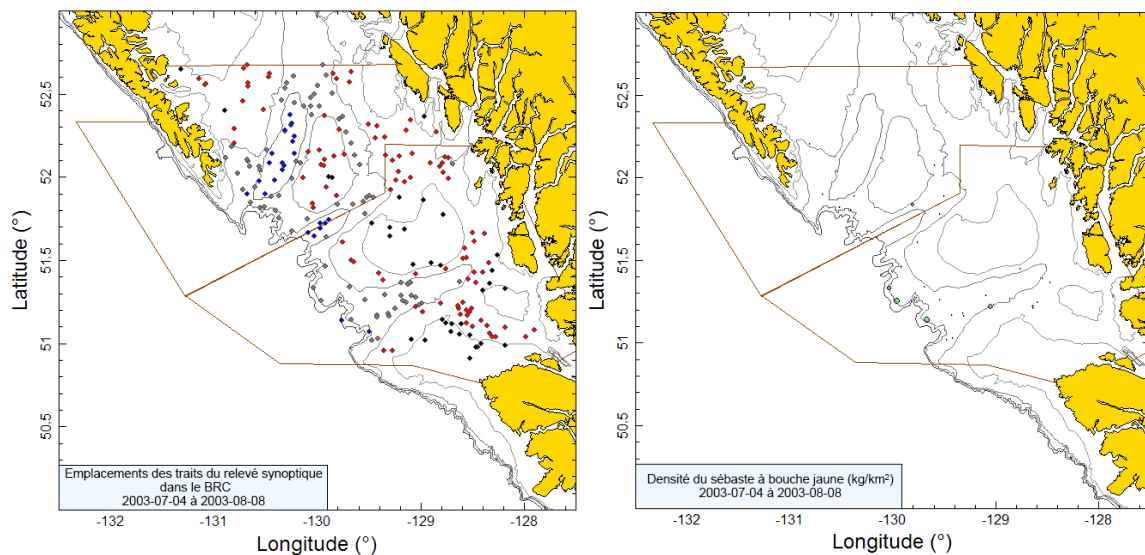


Figure B.12. Tracés de l'emplacement des traits valides (noir = 50-125 m; rouge = 126-200 m; gris = 201-330 m; bleu = 331-500 m) et de la densité pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (BRC) de 2003. La taille des cercles dans le tracé de droite a été mise à l'échelle sur toutes les années (2003-2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017 et 2019), le plus grand cercle représentant une densité de 37 379 kg/km² observée en 2019. Les lignes délimitent les strates de surface nord et sud.

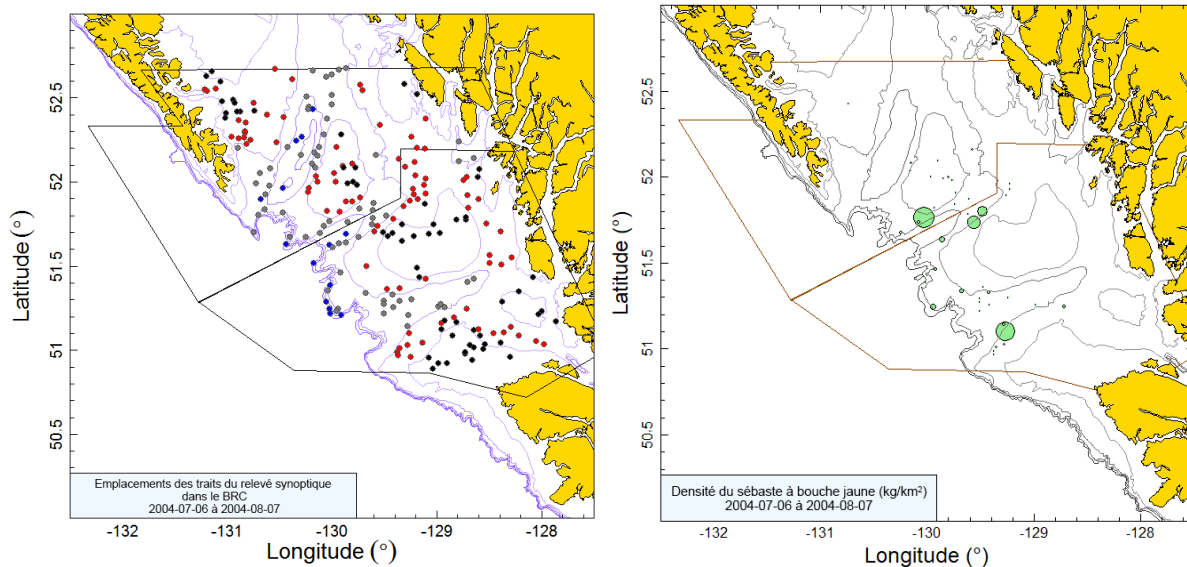


Figure B.13. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2004 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

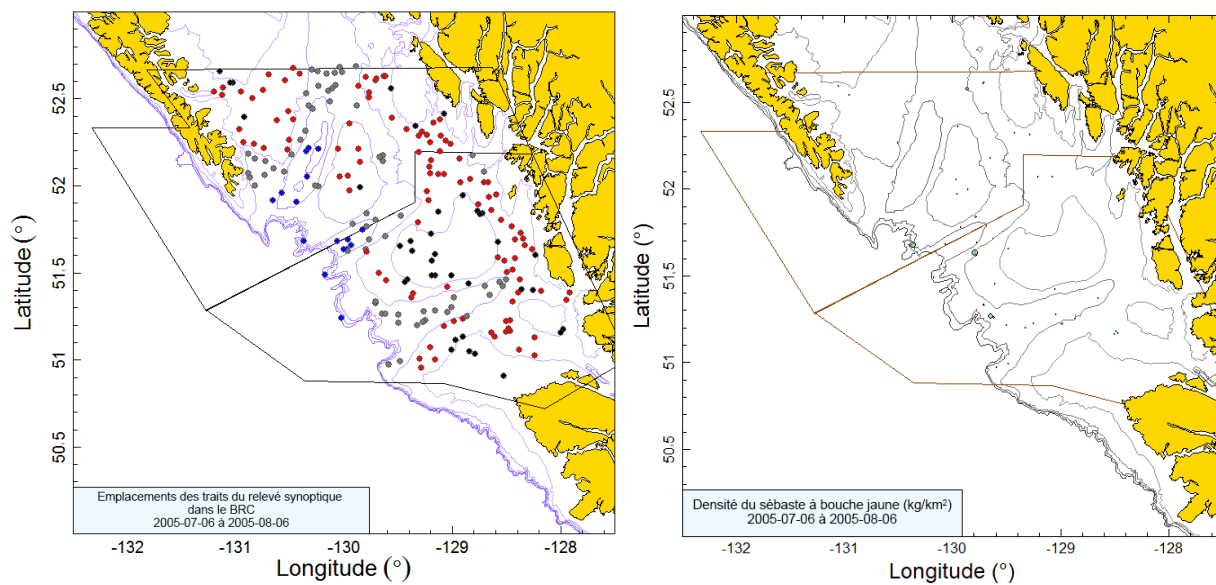


Figure B.14. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2005 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

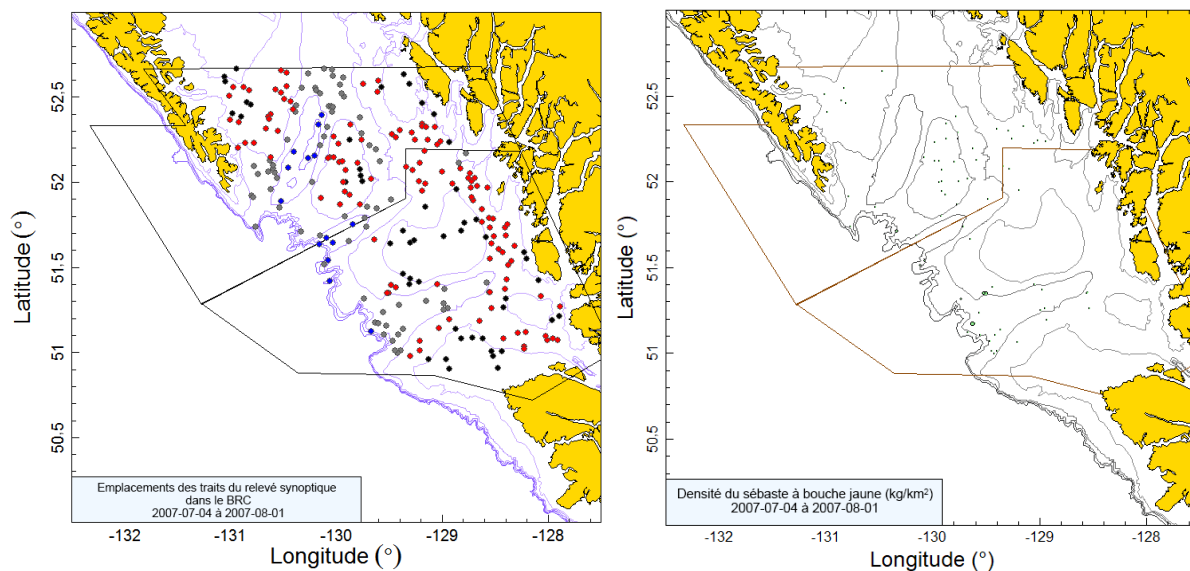


Figure B.15. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

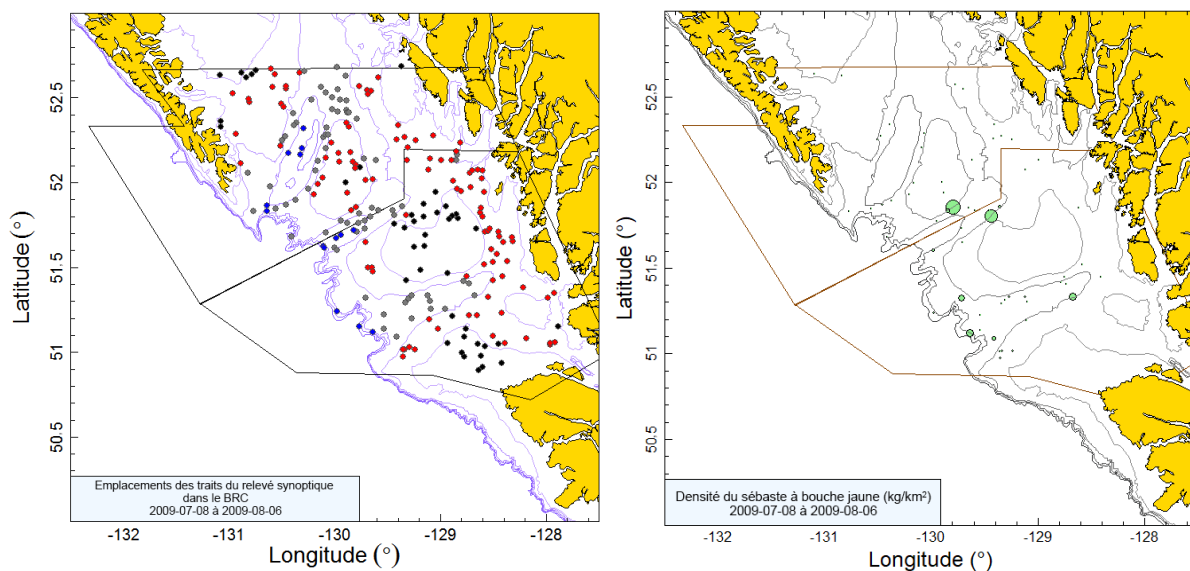


Figure B.16. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

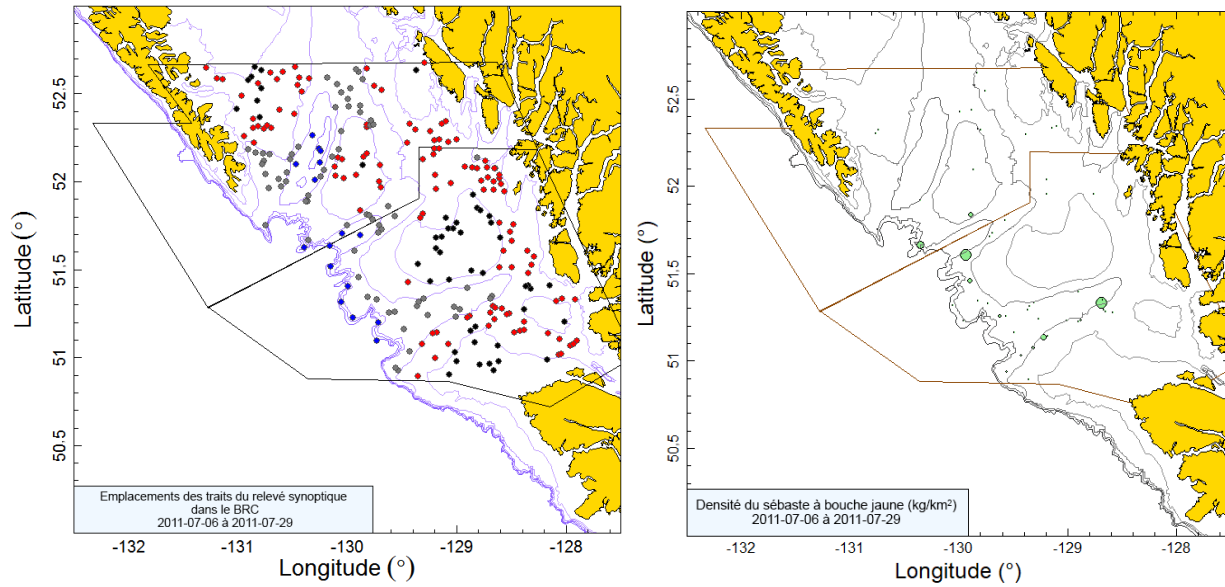


Figure B.17. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

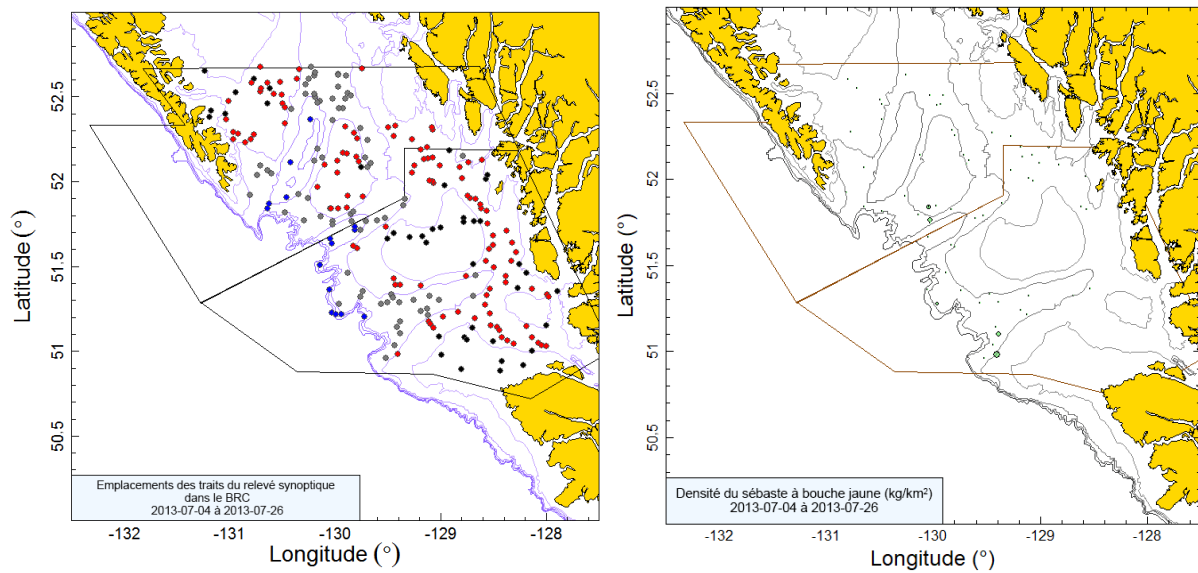


Figure B.18. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

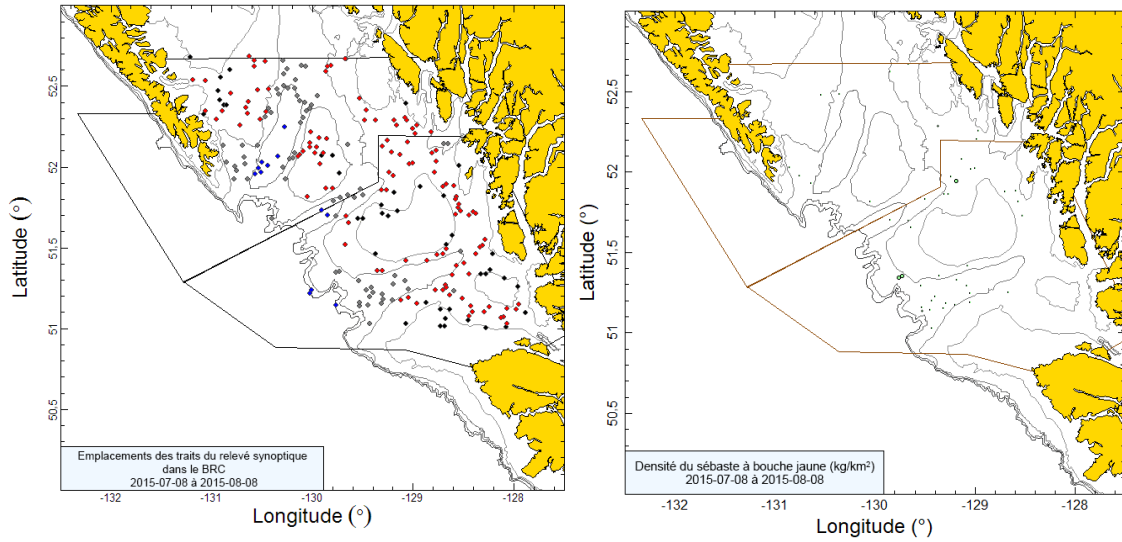


Figure B.19. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

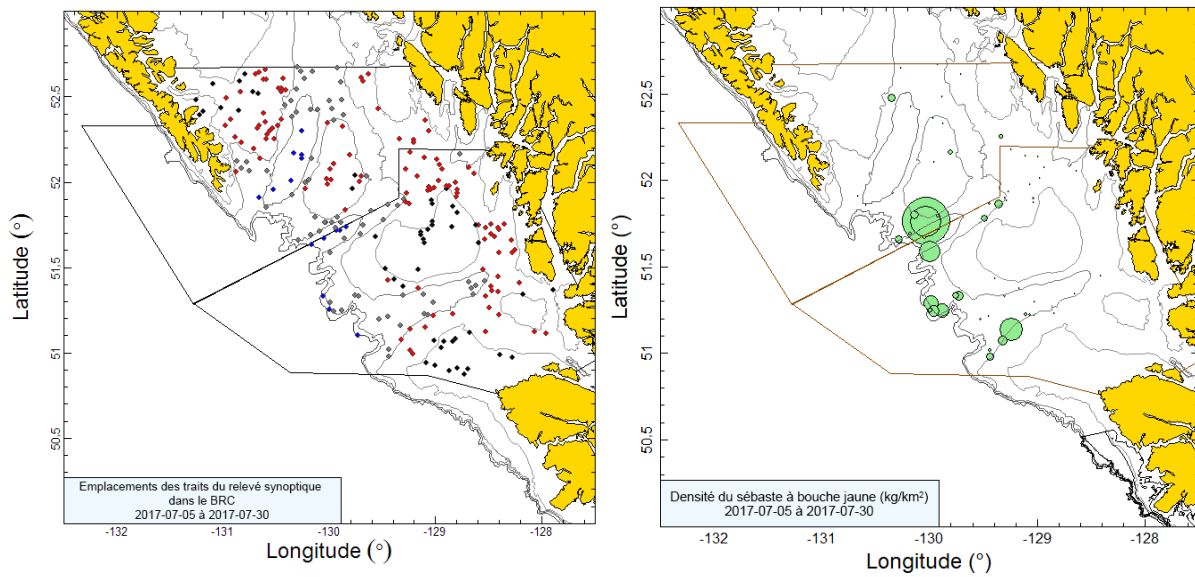


Figure B.20. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2017 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

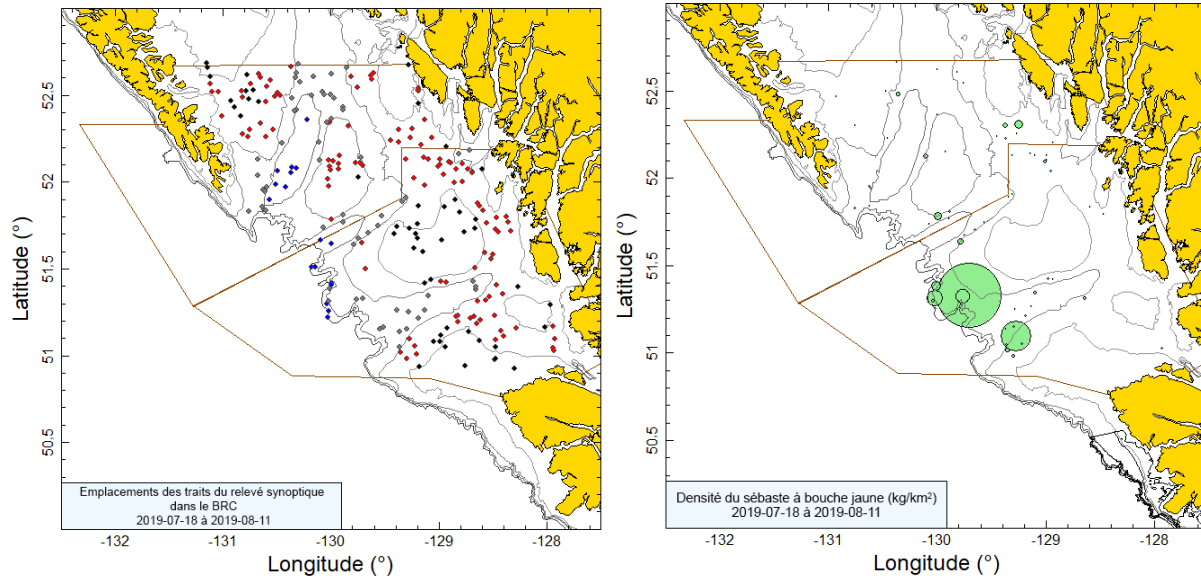


Figure B.21. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé synoptique de 2019 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.12).

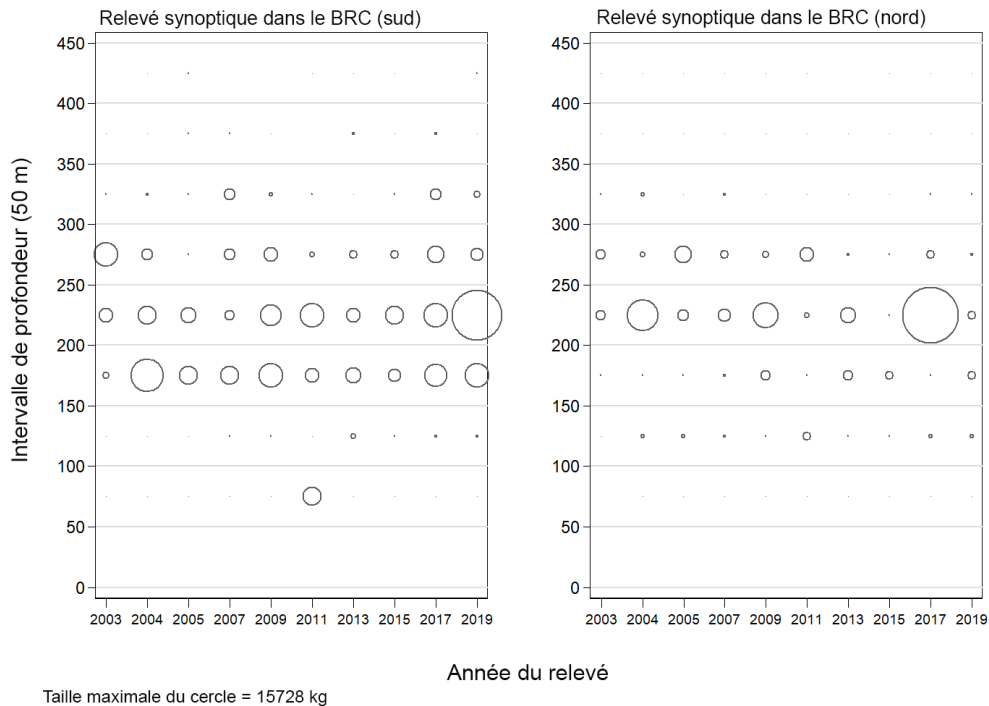


Figure B.22. Distribution des poids observés des prises de sébaste à bouche jaune pour les traits utilisés dans l'estimation de la biomasse dans les deux principales strates superficielles du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.5), par année de relevé et par tranche de 50 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur, et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle pour la valeur maximale (5 728 kg) dans la tranche de 200 à 250 m de la strate nord en 2017. Les quantiles de 1 % et de 99 % pour le début de la distribution en profondeur des traits de sébaste à bouche jaune sont de 97 m et de 312 m, respectivement.

Tableau B.7. Estimations de la biomasse du sébaste à bouche jaune tirées du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte pour les années de relevé 2003 à 2019. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les CV reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse (t)	Limite inférieure de la biomasse (t)	Limite supérieure de la biomasse (t)	CV bootstrap	CV analyse (Éq. B.6)
2003	1 407,2	1 391,9	598,0	2 692,6	0,366	0,372
2004	3 812,8	3 759,4	950,1	8 314,0	0,483	0,473
2005	1 632,6	1 638,5	636,6	3 468,2	0,425	0,425
2007	1 388,2	1 407,5	653,6	2 409,1	0,320	0,309
2009	2 604,8	2 640,4	883,4	5 163,7	0,417	0,427
2011	2 651,5	2 607,8	1 015,9	5 032,5	0,389	0,406
2013	1 432,8	1 415,8	673,6	2 506,6	0,321	0,333
2015	989,9	978,2	333,7	1 920,8	0,406	0,401
2017	6 318,2	6 330,6	2 312,7	13 689,6	0,447	0,455
2019	5 400,8	5 411,3	728,2	14 942,6	0,700	0,713

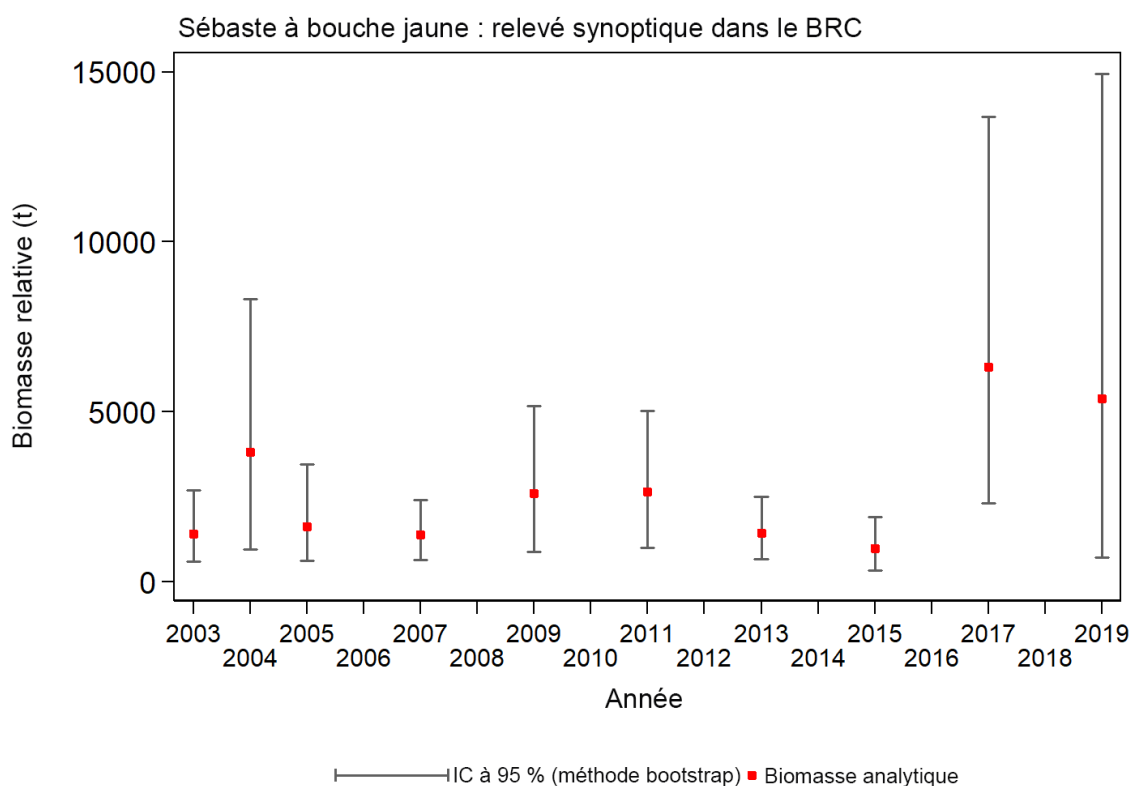


Figure B.23. Tracé des estimations de la biomasse de sébaste à bouche jaune (valeurs présentées dans le Tableau B.7) selon le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2019. Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

En moyenne, le sébaste à bouche jaune a été capturé dans environ 23 % des traits dans les deux strates, allant de 20 % à 33 % des traits dans la strate sud et de 10 % à 32 % des traits dans la strate nord (Figure B.24). Dans l'ensemble, 547 des 2 366 traits valides des relevés (23 %) contenaient des sébastes à bouche jaune. Le poids médian des prises dans les traits

positifs utilisés dans l'estimation de la biomasse était de 4,0 kg/trait pour les dix relevés, et le poids maximal des prises dans un trait était de 4 921 kg dans le relevé de 2019.

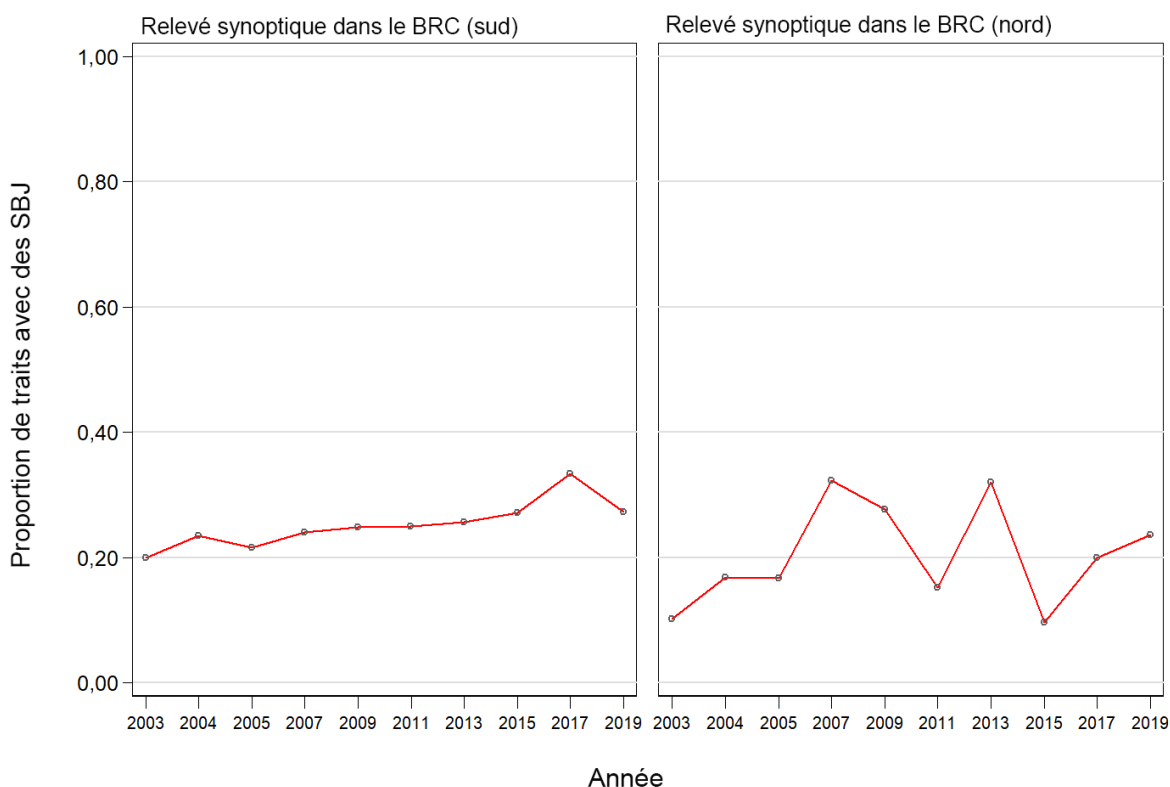


Figure B.24. Proportion des traits, par strate et par année, contenant des sébastes à bouche jaune dans le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, de 2003 à 2019.

B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

B.5.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué sept fois entre 2004 et 2016 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver par le navire de recherche *W.E. Ricker*. Un huitième relevé a été réalisé en 2018 à bord du *Nordic Pearl* en raison de la mise hors service du *W.E. Ricker*. Le relevé prévu pour 2020 a été annulé en raison des restrictions imposées au déploiement des navires du gouvernement par la politique canadienne relativement à l'épidémie de COVID-19 en cours. Il comprend une seule strate surfacique, séparée en quatre strates de profondeur : 50 à 125 m ; 125 à 200 m ; 200 à 330 m ; et 330 à 500 m (Tableau B.8). Environ 150 à 200 blocs de 2 km² sont sélectionnés aléatoirement parmi les quatre strates de profondeur lors de la réalisation de chaque relevé (Olsen *et al.* 2008).

Une valeur de la « densité de l'écartement des panneaux » a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de sébaste à bouche jaune, de l'écartement moyen des panneaux pour le trait et de la distance parcourue (Éq. B.3). La distance parcourue a été fournie sous forme de champ de donnée, déterminé directement à partir des renseignements sur la trajectoire du

navire recueillis pendant chaque trait. Il y avait seulement deux valeurs manquantes pour ce champ (en 2004 et 2010), que l'on a calculées en multipliant la vitesse du navire par la durée de remorquage du filet. Il y avait un grand nombre de valeurs manquantes pour le champ de l'écartement des panneaux, que l'on a calculées en utilisant l'écartement moyen des panneaux pour l'année de relevé ou une valeur par défaut de 64,6 m pour les trois années sans donnée d'écartement des panneaux (Tableau B.9). La valeur par défaut est fondée sur la moyenne de l'écartement des panneaux observé à partir de l'équipement de mesure des filets, moyenne calculée sur l'ensemble des années avec les estimations de l'écartement des panneaux.

Tableau B.8. Désignations des strates et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. La superficie de chaque strate de profondeur en 2018 et les dates de début et de fin de chaque relevé sont également indiquées.

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

¹ Codes d'utilisabilité de GFBio = 0, 1, 2, 6

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

Tableau B.9. Nombre de traits avec et sans mesure d'écartement des panneaux, par année, pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les valeurs moyennes d'écartement des panneaux pour les traits avec mesures sont indiquées.

Année du relevé	Nombre de traits		Écartement moyen des panneaux (m)
	Sans mesure d'écartement	Avec mesure d'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

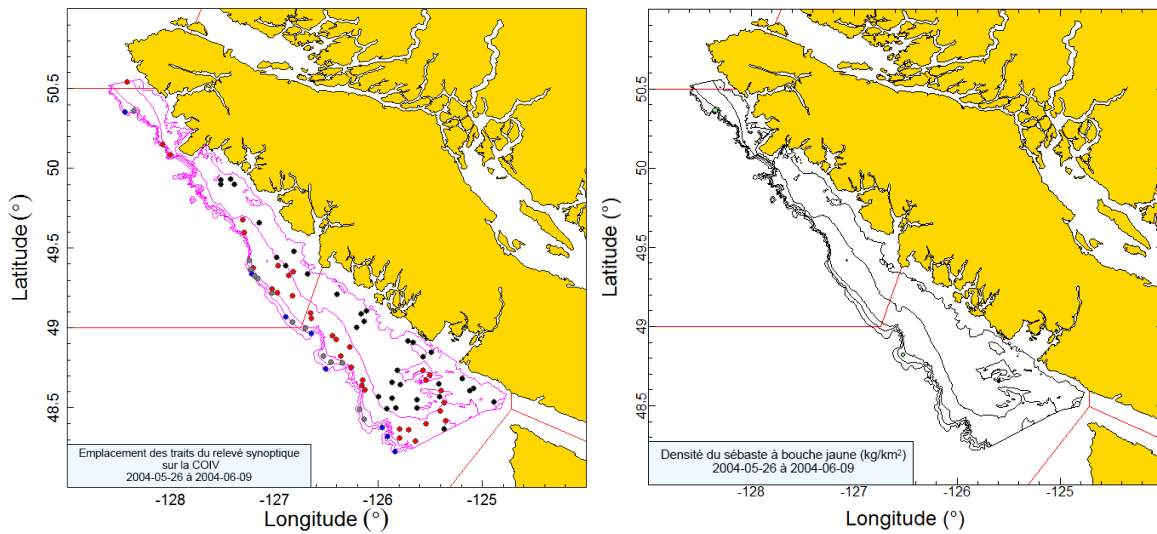


Figure B.25. Tracés de l'emplacement des traits valides (noir = 50-125 m; rouge = 126-200 m; gris = 201-330 m; bleu = 331-500 m) et de la densité pour le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) de 2004. La taille des cercles dans le tracé de la densité (à droite) a été mise à l'échelle sur toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016 et 2018), le plus grand cercle représentant une densité de 3 875 kg/km² observée en 2010. Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones 3C, 3D et 5A de la CPMP.

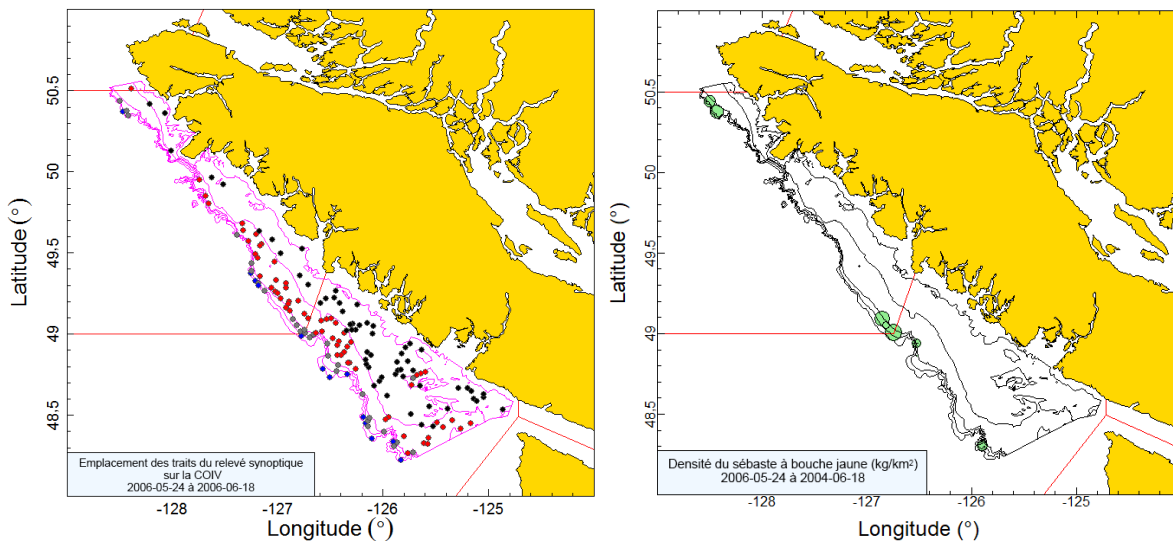


Figure B.26. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2006 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

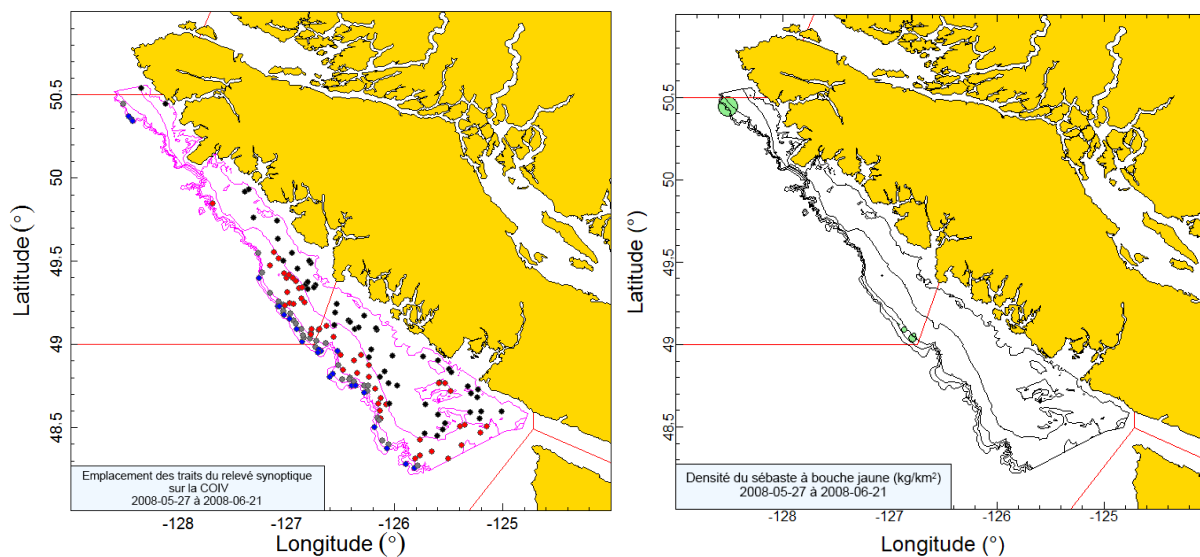


Figure B.27. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2008 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

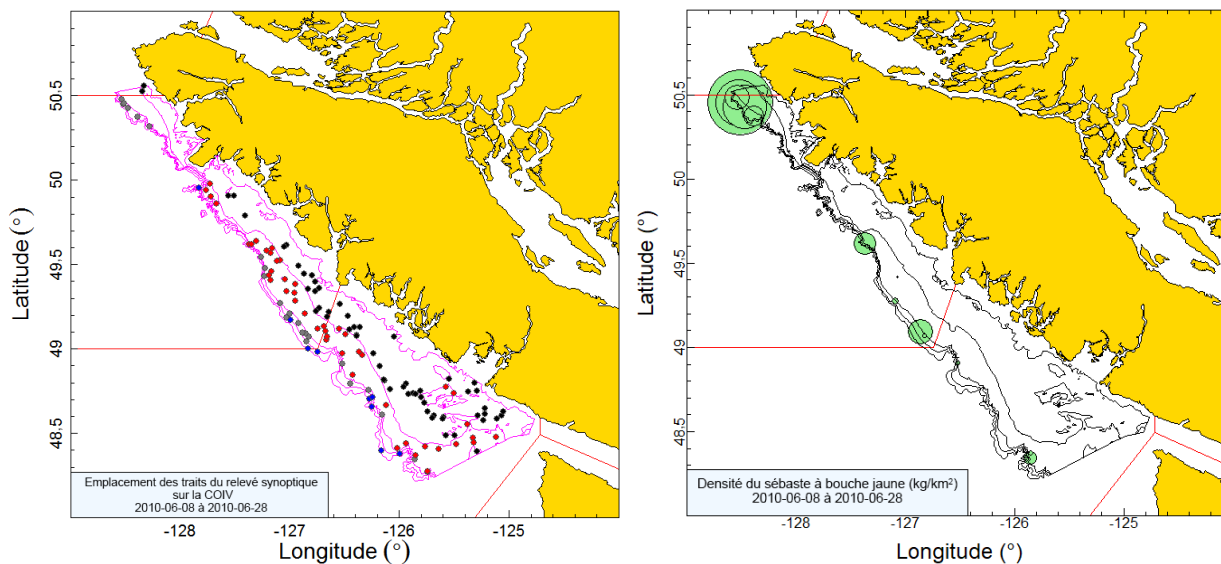


Figure B.28. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2010 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

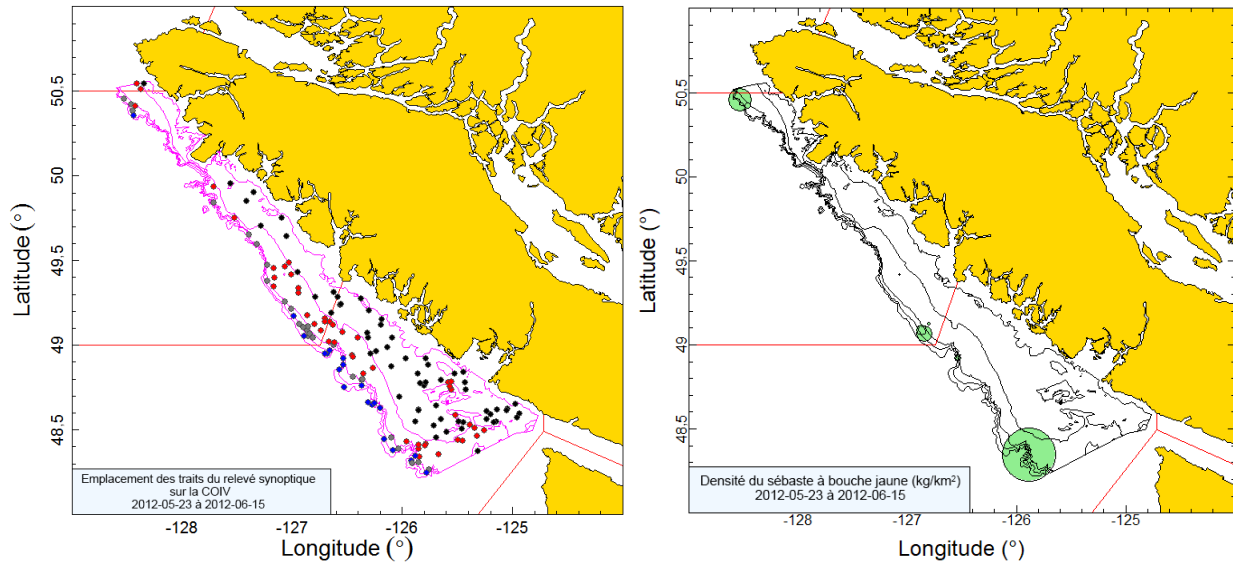


Figure B.29. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2012 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

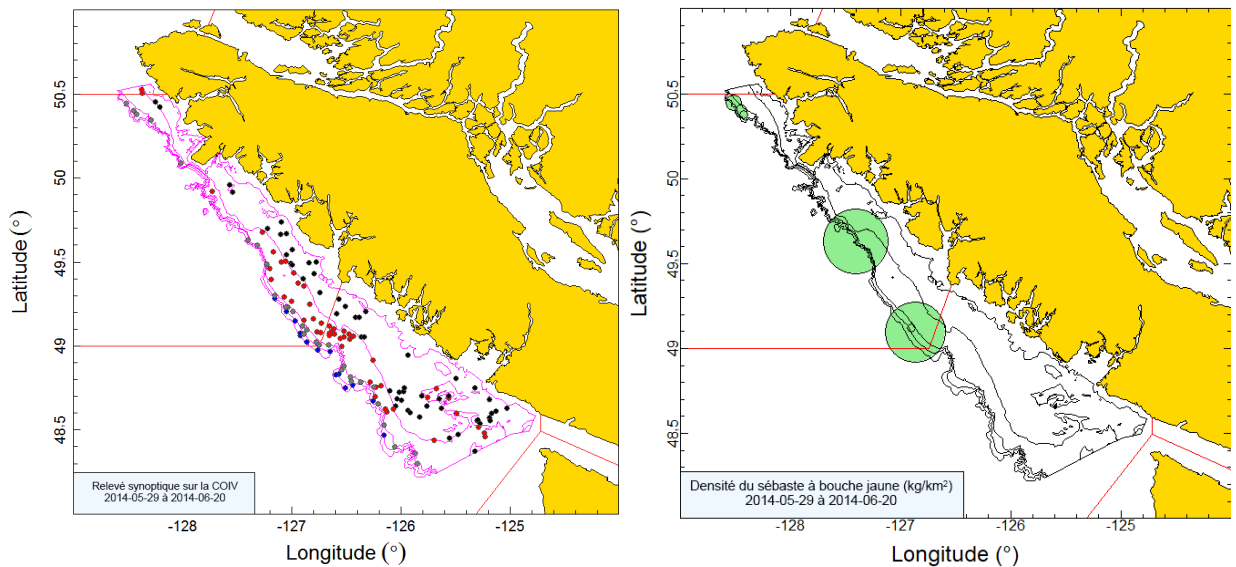


Figure B.30. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2014 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

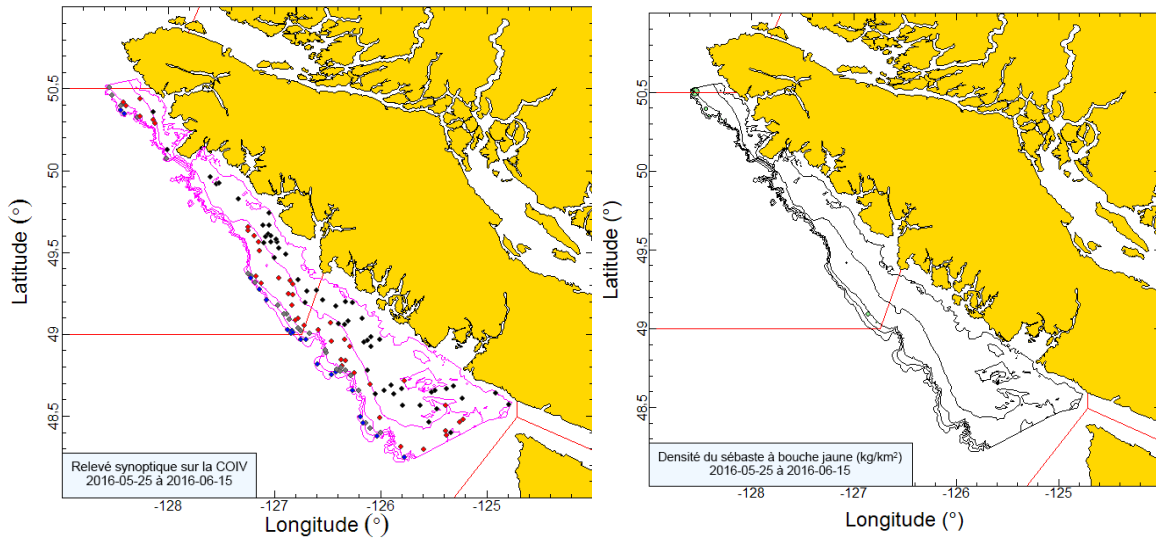


Figure B.31. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2016 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

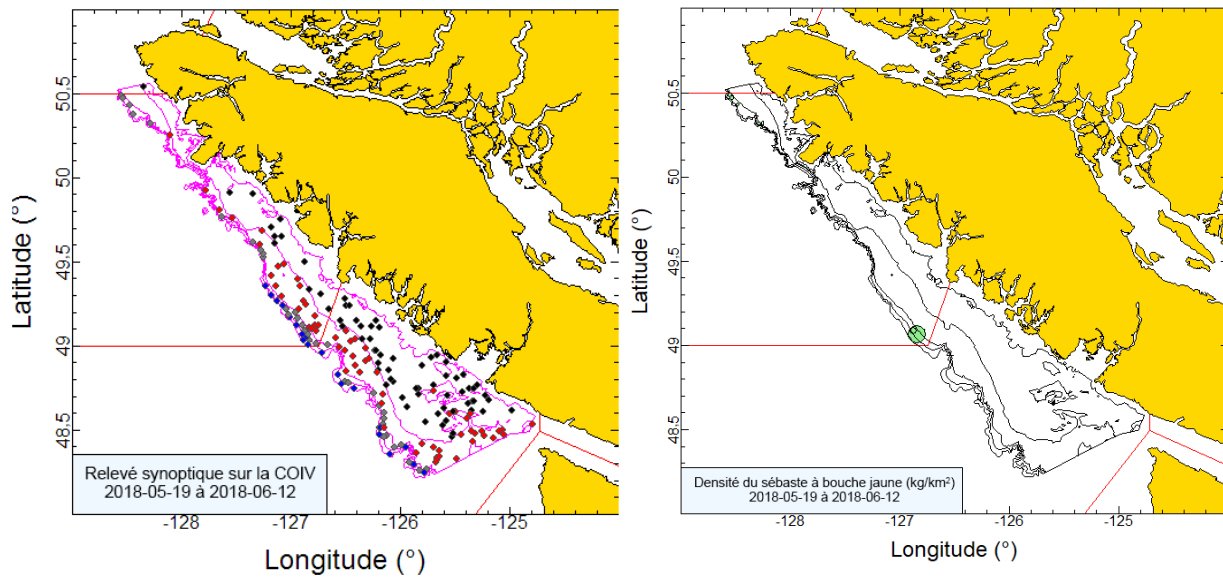


Figure B.32. Tracés de l'emplacement des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2018 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.25).

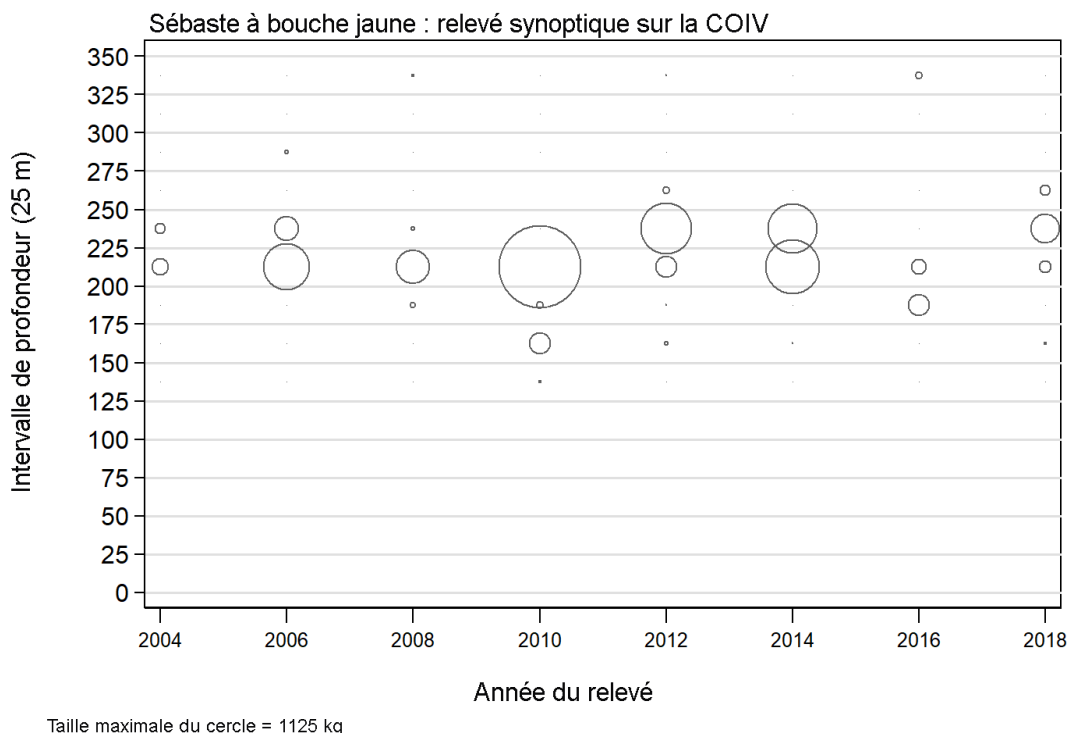


Figure B.33. Distribution des poids observés du sébaste à bouche jaune, par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur, et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (1 125 kg) dans la tranche de 200 à 225 m en 2010. Les quantiles de 1 % et de 99 % pour le début de la distribution en profondeur des traits de sébaste à bouche jaune sont de 169 m et de 251 m, respectivement.

B.5.2. Résultats

Le sébaste à bouche jaune a été capturé exclusivement sur la bordure du plateau, depuis près de la frontière américaine jusqu'à la partie la plus septentrionale du relevé, bien au-dessus de la péninsule Brooks, près de la pointe de l'île de Vancouver (Figure B.25 à Figure B.32). La répartition semblait prédominer dans la moitié supérieure de l'île de Vancouver, les traits ayant la densité la plus élevée étant effectués au-dessus de la péninsule de Brooks. Le sébaste à bouche jaune a été principalement pêché dans la très étroite plage de profondeur de 200 à 250 m (quantiles 5 à 95 = 201 à 234 m) (Figure B.33). Les niveaux de la biomasse relative pour le sébaste à bouche jaune provenant de ce relevé au chalut étaient faibles, variant de 28 à 343 t, avec des erreurs relatives élevées, allant de 0,34 à 0,74 (Figure B.34; Tableau B.10).

La proportion de traits remontant des sébastes à bouche jaune était très faible et variait peu d'une année à l'autre, entre 2 % et 9 % sur les huit relevés, avec une valeur moyenne de 5 % (Figure B.35). Sur les 1 175 traits utilisables de ce relevé, seuls 63 contenaient des sébastes à bouche jaune, avec un poids médian de prise de 14 kg pour les traits positifs et un poids maximal de prise de 485 kg (en 2010) pour les huit relevés.

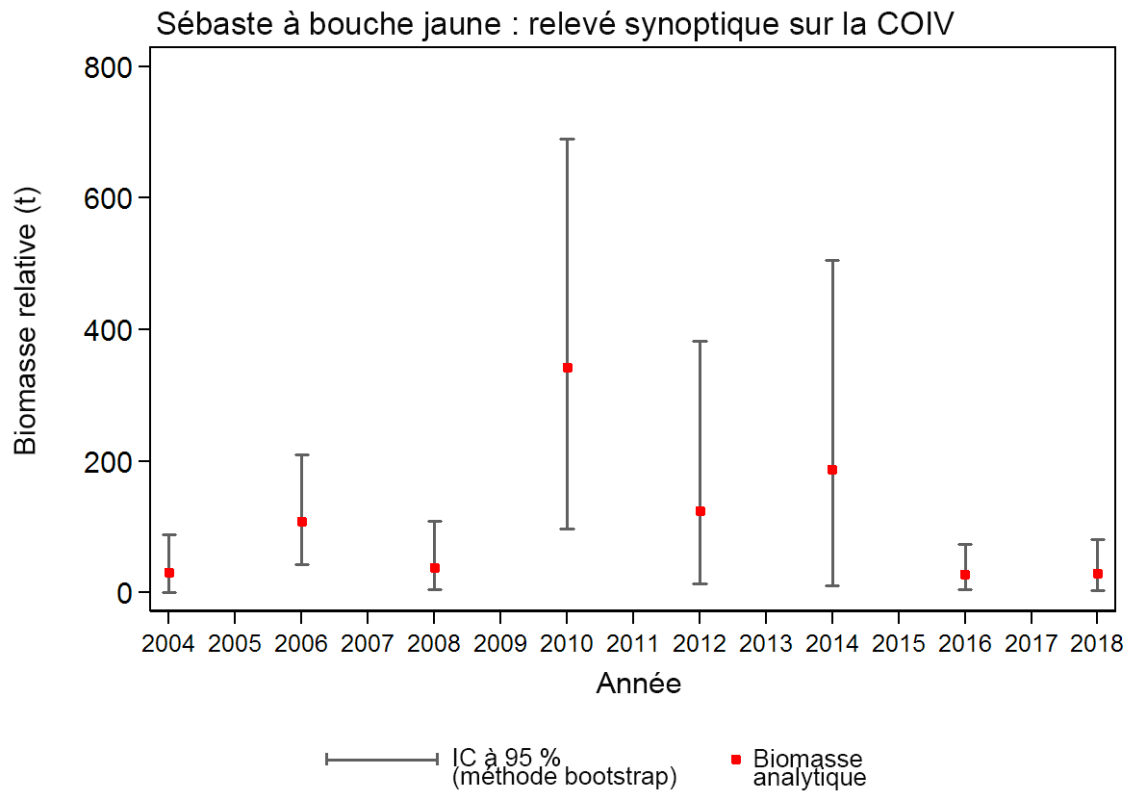


Figure B.34. Tracé des estimations de la biomasse de sébaste à bouche jaune d'après le relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver, de 2004 à 2018 (Tableau B.10). Les intervalles de confiance à 95 % avec correction de biais pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont indiqués dans le graphique.

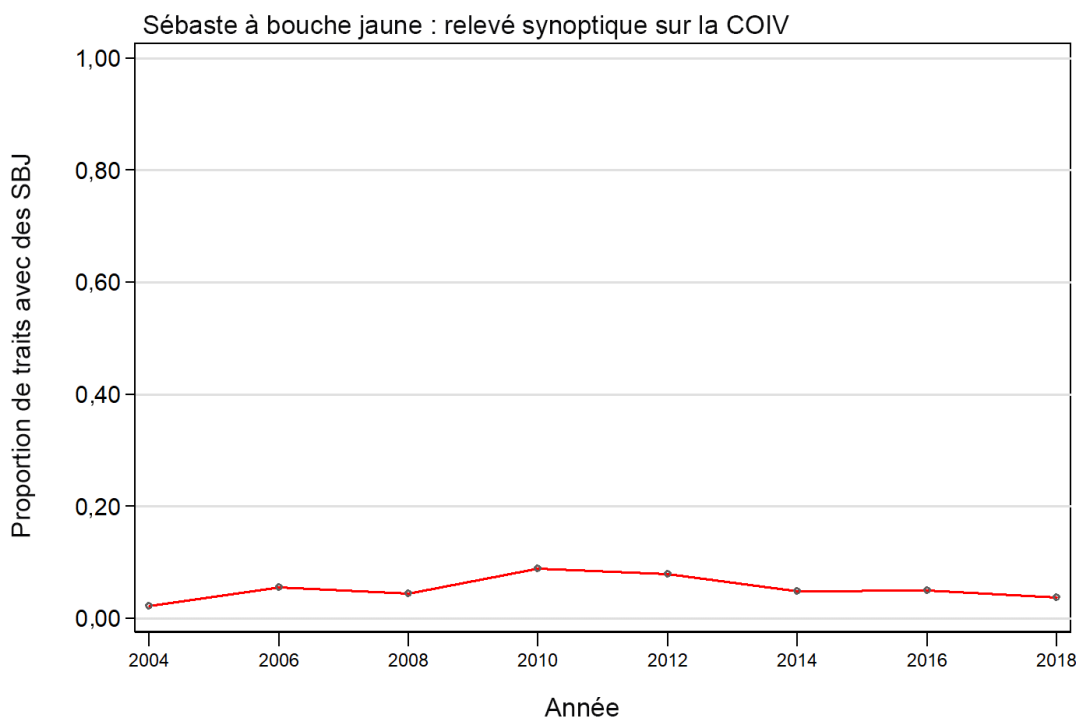


Figure B.35. Proportion des traits, par strate et année, contenant des sébastes à bouche jaune dans le relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver, de 2004 à 2018.

Tableau B.10. Estimations de la biomasse de sébaste à bouche jaune d'après le relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver pour les années de relevé 2004 à 2018. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les CV reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse (t)	Limite inférieure de la biomasse (t)	Limite supérieure de la biomasse (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
2004	30,5	29,9	0,0	88,0	0,725	0,739
2006	108,5	106,4	42,3	209,2	0,380	0,371
2008	38,8	39,4	4,5	109,3	0,690	0,700
2010	342,9	341,2	97,7	689,7	0,433	0,432
2012	125,2	125,7	13,2	383,1	0,732	0,741
2014	188,3	190,7	10,3	504,9	0,665	0,644
2016	27,7	27,6	5,5	74,5	0,617	0,620
2018	29,0	29,9	3,6	81,3	0,707	0,726

B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAI

B.6.1. Sélection des données

Le relevé de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) a été mené huit fois entre 2006 et 2018 sur la COHG. Ce chiffre inclut un relevé réalisé en 2014 qui ne contenait pas suffisamment de traits pour être considéré comme comparable aux autres relevés et est donc omis du Tableau B.11. Un relevé antérieur (1997), suivant également un plan à stratification aléatoire semblable à celui du relevé synoptique actuel et utilisant un filet de chalut Atlantic Western II (Workman *et al.* 1998), a été inclus dans cette série chronologique. Ce relevé comprend une seule strate

surfacique allant de 53° N à la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska et à l'est à 133° O (p. ex. Olsen *et al.* 2008). Les relevés de 1997 (stratification de la profondeur : 180 à 275 m, 275 à 365 m, 365 à 460 m, 460 à 625 m) et de 2006 (stratification de la profondeur : 150 à 200 m, 200 à 330 m, 330 à 500 m, 500 à 800 m et 800 à 1 300 m) ont été restructurés en quatre strates de profondeur utilisées à partir de 2007 : 180 à 330 m, 330 à 500 m, 500 à 800 m et 800 à 1 300 m, selon la moyenne des profondeurs de début et de fin de chaque trait (Tableau B.11). Tous les traits au sud de 53° N provenant des deux premiers relevés ont été exclus de l'estimation de la biomasse. Les tracés des emplacements de tous les traits valides, par année et par strate, sont présentés sur la Figure B.36 (1997), la Figure B.37 (2006), la Figure B.38 (2007), la Figure B.39 (2008), la Figure B.40 (2010), la Figure B.41 (2012), la Figure B.42 (2016), la Figure B.43 (2018) et la Figure B.44 (2020). Il convient de noter que les limites des strates de profondeur pour ce relevé diffèrent de celles utilisées pour les relevés synoptiques du bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards *et al.* 2014) en raison de la différence considérable dans la topographie du fond marin de la région faisant l'objet du relevé. La strate la plus profonde (800 à 1 300 m) a été omise dans la présente analyse en raison de l'absence de couverture en 2007.

Tableau B.11. Désignations des strates, nom du navire et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année complète du relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii. Les dates du premier et du dernier trait du relevé sont également indiquées pour chaque année.

Année de relevé	Navire	Strate de profondeur				Nombre total de traits ¹	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
		180–330 m	330–500 m	500–800 m	800–1 300 m				
1997	<i>Ocean Selector</i>	39	57	6	0	102	5	7 sept. 1997	21 sept. 1997
2006	<i>Viking Storm</i>	54	26	14	54	94	14 ²	30 août 2006	22 sept. 2006
2007	<i>Nemesis</i>	67	33	8	67	108	8	14 sept. 2007	12 oct. 2007
2008	<i>Frosti</i>	70	31	8	70	109	10	28 août 2008	18 sept. 2008
2010	<i>Viking Storm</i>	81	28	11	81	120	5	28 août 2010	16 sept. 2010
2012	<i>Nordic Pearl</i>	75	28	9	75	112	13	27 août 2012	16 sept. 2012
2016	<i>Frosti</i>	67	28	5	67	100	10	28 août 2016	24 sept. 2016
2018	<i>Nordic Pearl</i>	67	30	10	67	107	12	5 sept. 2018	20 sept. 2018
2020	<i>Nordic Pearl</i>	65	26	3	65	94	16	29 août 2020	18 sept. 2020
Superficie (km ²)		1 076	1 004	952	2 248	5 280 ³	–	–	–

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

² Exclut 2 traits au sud de 53° N;

³ Superficie totale en 2020 (km²).

Tableau B.12. Nombre de traits valides avec mesure d'écartement des panneaux, valeur moyenne de l'écartement des panneaux (en mètres) de ces traits pour chaque année de relevé et nombre de traits valides sans mesure d'écartement des panneaux.

Année	Traits avec mesure d'écartement	Traits sans mesure d'écartement	Écartement moyen des panneaux (m)
1997	107	0	61,6
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
2020	107	5	67,5
Total/Moyenne	1 000	108	73,0 ¹

¹ Moyenne de 2007 à 2020 : toutes les observations

Une densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de sébaste à bouche jaune à partir de l'écartement moyen des panneaux pour le trait

et de la [distance parcourue] est un champ de base de données qui est calculé directement à partir de la trajectoire du trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Éq. B.3. Si la donnée [distance parcourue] est manquante, on utilise une valeur calculée ([vitesse du navire] X [durée du trait]) pour cette variable, mais il n'y a pas eu de cas dans les huit relevés au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [écartement des panneaux] ont été calculées à l'aide de la valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé (103 valeurs pour toutes les années, Tableau B.12).

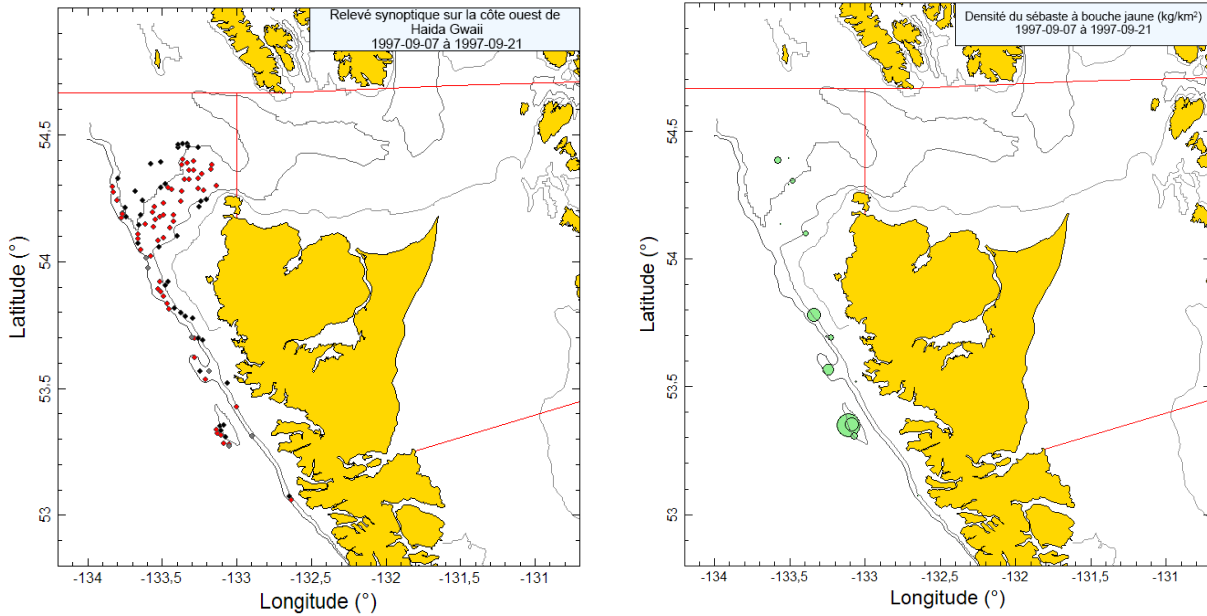


Figure B.36. Tracés de l'emplacement des traits valides (en noir = strate de 180 à 330 m; en rouge = strate de 330 à 500 m; en gris = strate de 500 à 800 m; en bleu = strate de 800 à 1 300 m) et de la densité pour le relevé synoptique de 1997 mené à bord de l'Ocean Selector. La taille des cercles dans le tracé de droite a été mise à l'échelle sur toutes les années (1997 à 2020), le plus grand cercle représentant une densité de 30 479 kg/km² en 2016. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales 5E et 5D de la CPMP.

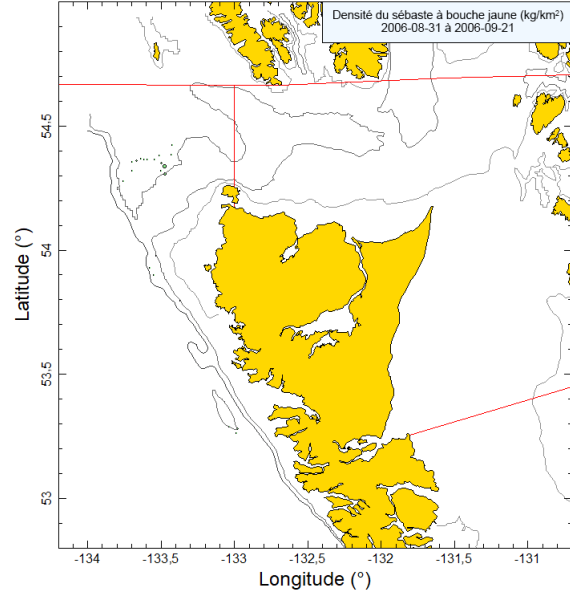
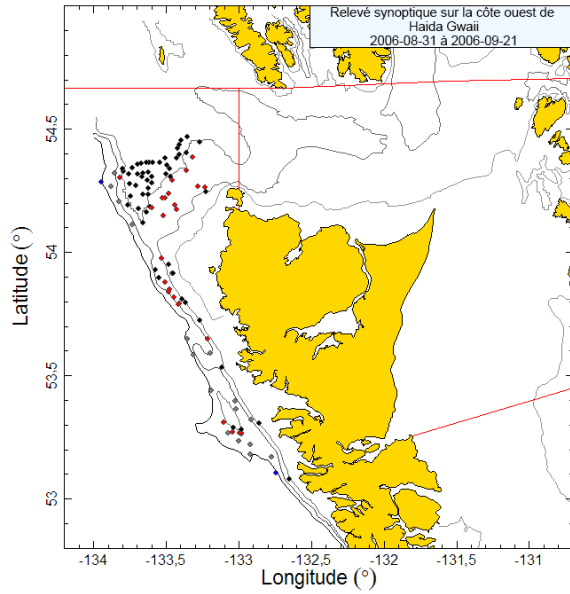


Figure B.37. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2006 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la Figure B.36).

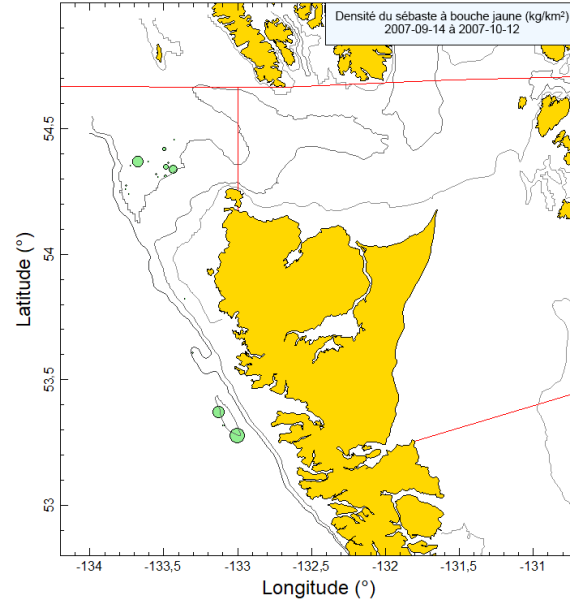
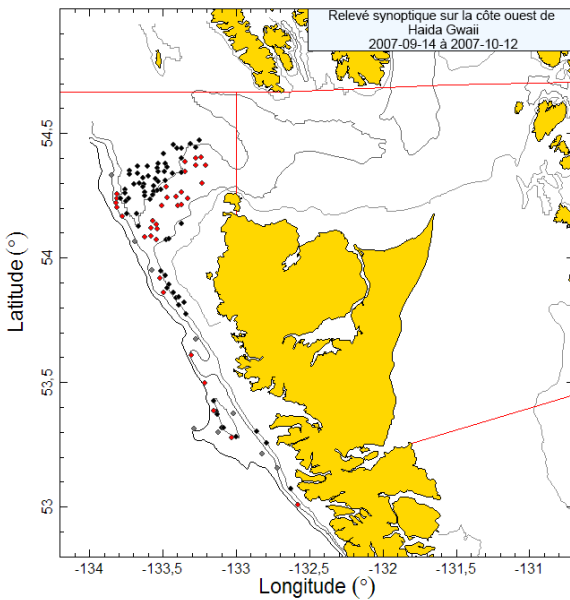


Figure B.38. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2007 mené à bord du Nemesis (voir la légende de la Figure B.36).

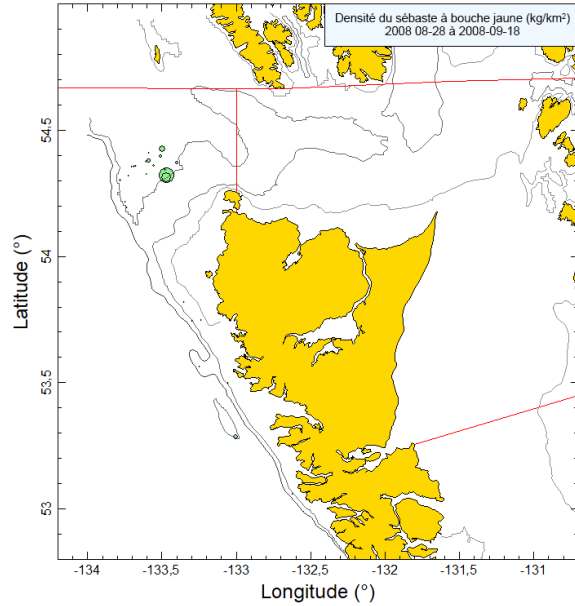
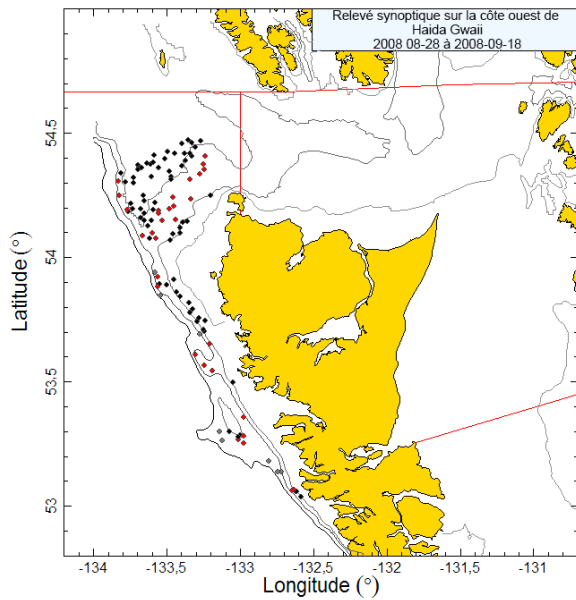


Figure B.39. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2008 mené à bord du Frosti (voir la légende de la Figure B.36).

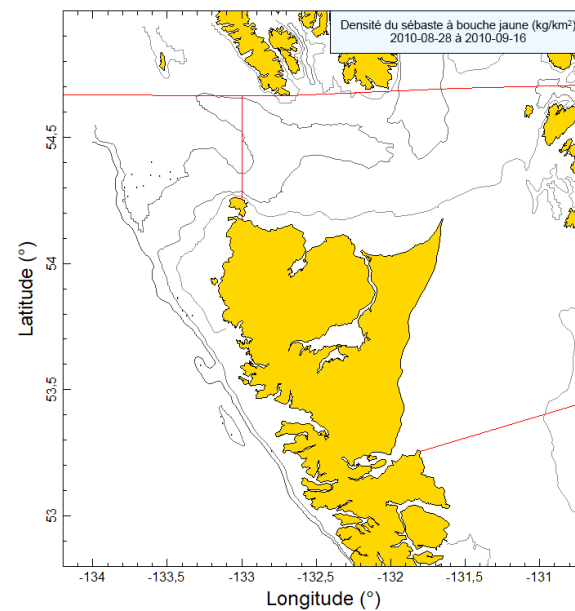
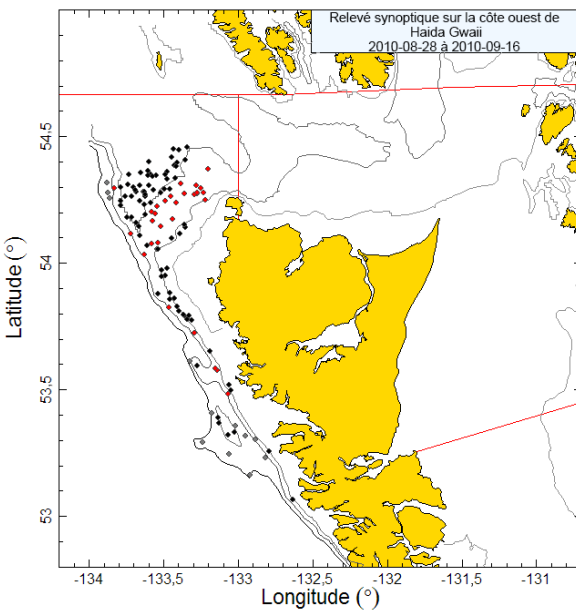


Figure B.40. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2010 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la Figure B.36).

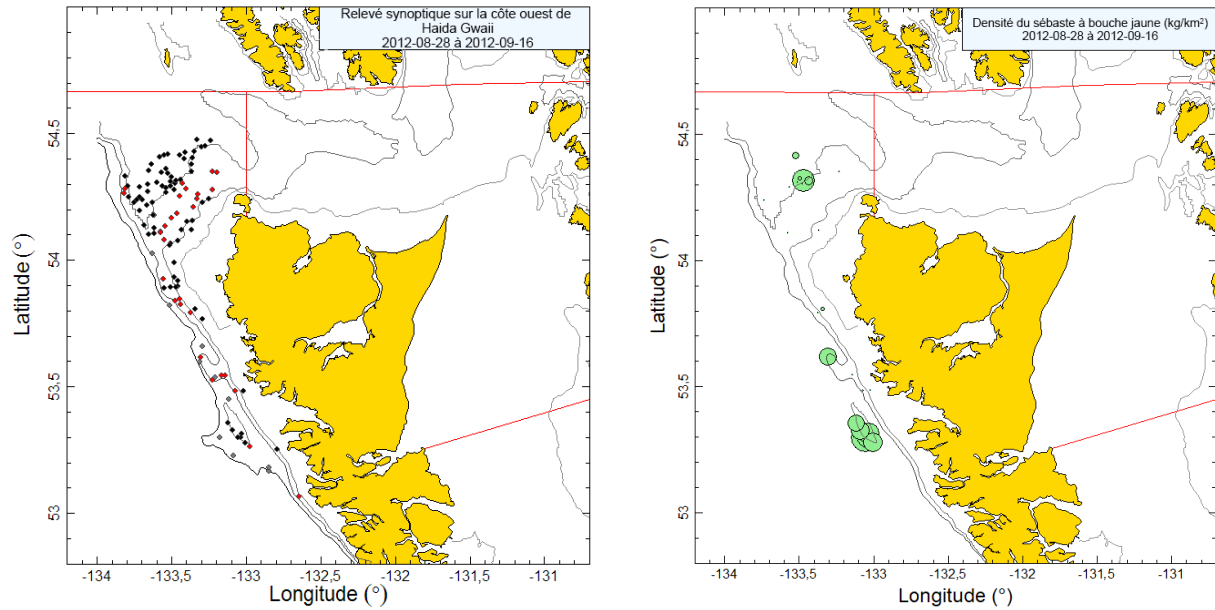


Figure B.41. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2012 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.36).

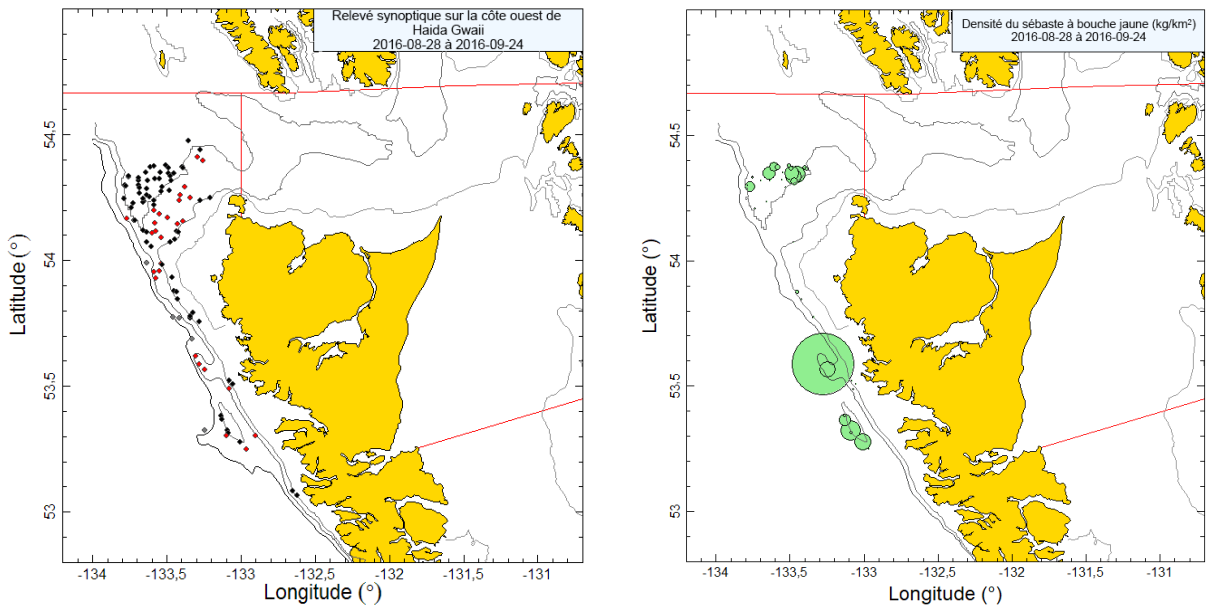


Figure B.42. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2016 mené à bord du Frosti (voir la légende de la Figure B.36).

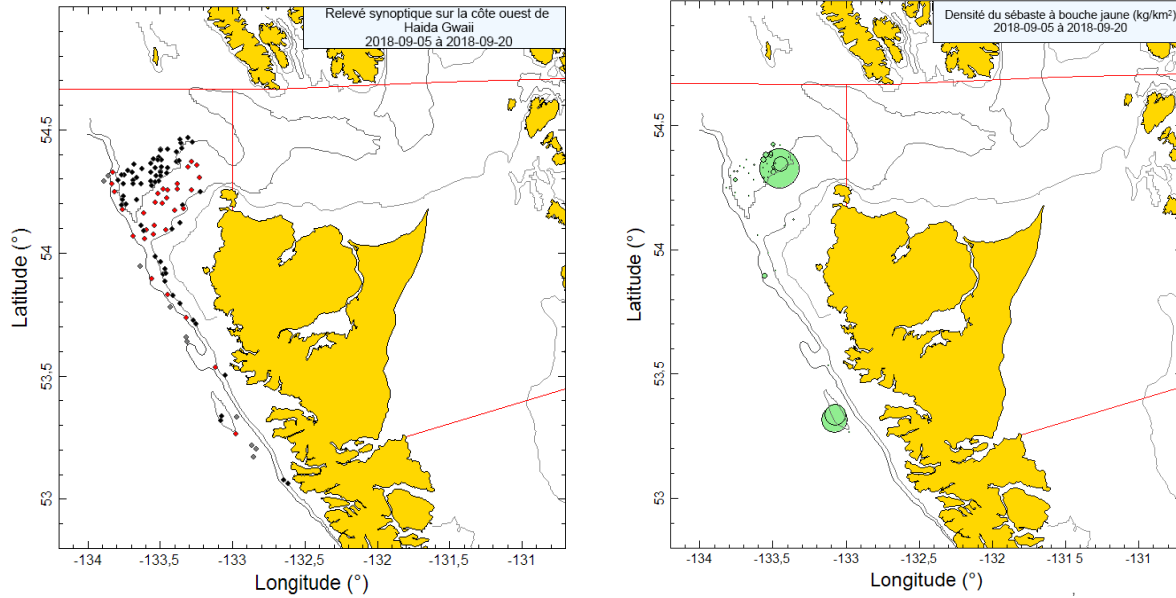


Figure B.43. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2018 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.36).

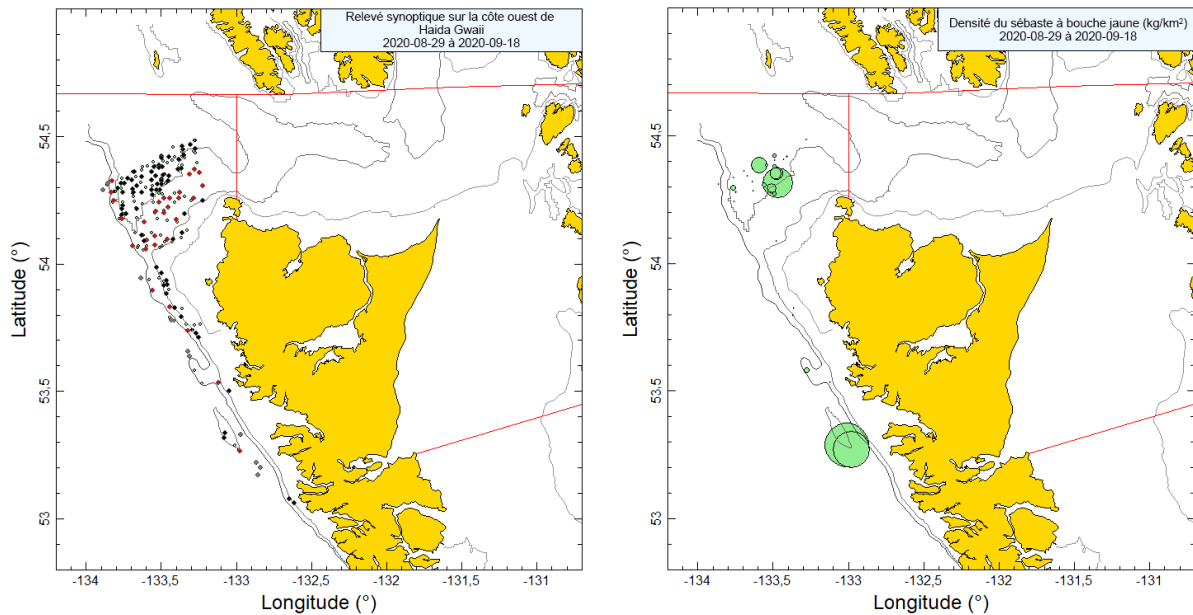


Figure B.44. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2020 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.36).

B.6.2. Résultats

Les neuf relevés utilisables ont capturé des sébastes à bouche jaune sur la bordure du plateau au large de la côte ouest de l'île Graham, jusqu'à 53°N, qui est le point le plus au sud de ce relevé, et dans les tronçons ouest de l'entrée Dixon (Figure B.36 à Figure B.44). Les prises ont été effectuées principalement dans une plage de profondeur étroite de 200 à 300 m (quantiles de 5 et 95 % de la profondeur de début des traits = 209 à 299), 50 % des observations étant faites dans une plage extrêmement étroite de 221 à 260 m de profondeur (quantiles de 25 et 75 %, Figure B.45).

La proportion de traits qui ont remonté des sébastes à bouche jaune se situait en moyenne à près de 20 % pour les six premiers relevés, puis semblait augmenter à près de 40 % pour les trois derniers relevés, variant de 16 % à 41 % des traits au cours des neuf années de relevé et donnant une moyenne globale de 26 % (243 des 948 traits) (Figure B.47). Le poids médian de prises de sébaste à bouche jaune pour les traits positifs était de 7,3 kg/trait et le poids maximal de prises pour les neuf relevés était de 3 762 kg en 2020.

Les niveaux estimés de biomasse pour le sébaste à bouche jaune provenant de ces relevés au chalut varient considérablement sur la période de 23 ans, les quatre premiers relevés synoptiques (2006 à 2010) étant assez faibles (tous inférieurs à 400 t et un atteignant 41 t seulement), suivis de quatre relevés avec des estimations de la biomasse beaucoup plus importantes (Figure B.46; Tableau B.13). Les erreurs relatives (ER) estimées pour ces relevés sont variables et importantes, allant de 0,36 en 2012 à 0,73 en 2016 (Tableau B.13).

Tableau B.13. Estimations de la biomasse de sébaste à bouche jaune d'après les huit relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii utilisées dans la présente évaluation du stock. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les coefficients de variation (CV) reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse (t)	Limite inférieure de la biomasse (t)	Limite supérieure de la biomasse (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
1997	786,9	811,6	253,3	1 655,0	0,455	0,463
2006	133,9	134,6	48,2	296,8	0,443	0,428
2007	344,9	350,5	101,7	710,6	0,444	0,457
2008	232,4	235,4	58,4	609,0	0,540	0,544
2010	41,1	42,1	11,8	78,4	0,415	0,420
2012	1 039,0	1 036,5	433,2	1 953,5	0,363	0,351
2016	1 454,7	1 446,9	233,5	4 092,1	0,727	0,753
2018	666,0	652,0	165,8	1 565,8	0,549	0,539
2020	932,7	914,3	263,1	2 085,0	0,483	0,487

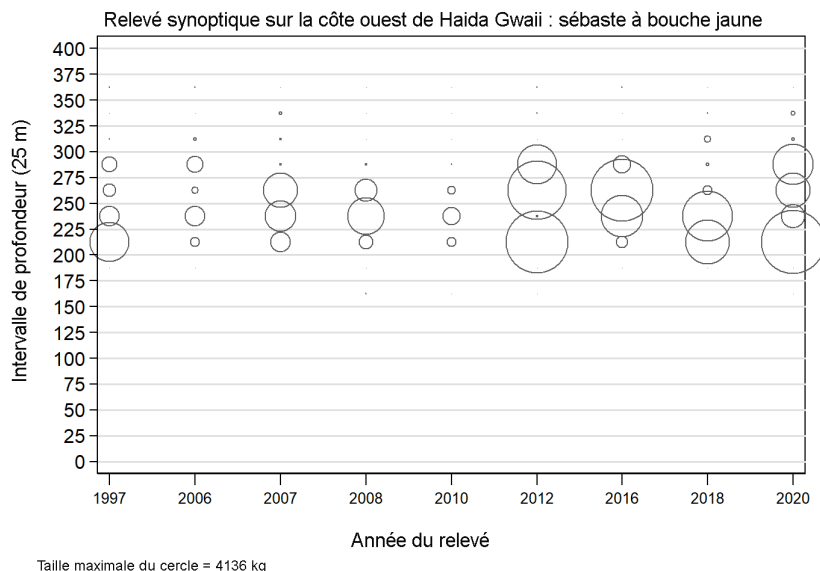


Figure B.45. Distribution des poids observés du sébaste à bouche jaune par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur, et les cercles dans chaque graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (4 136 kg dans la tranche de 200 à 225 m en 2020). Profondeurs minimales et maximales observées pour le sébaste à bouche jaune : 157 m et 558 m, respectivement.

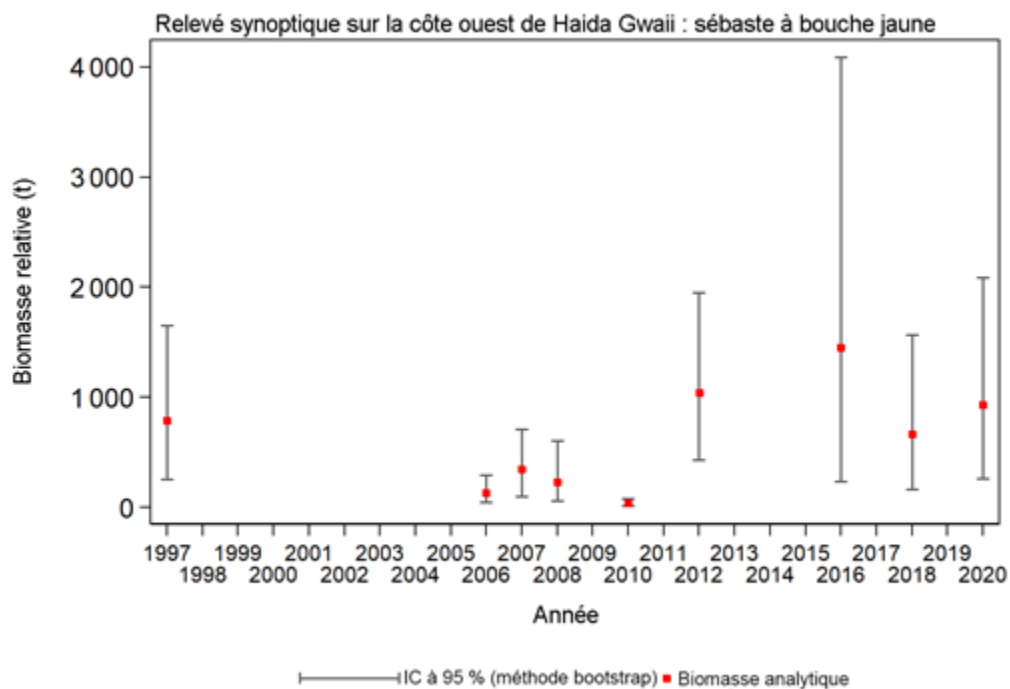


Figure B.46. Biomasse de sébaste à bouche jaune estimée à partir des relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii de 2006 à 2018 (Tableau B.13). Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

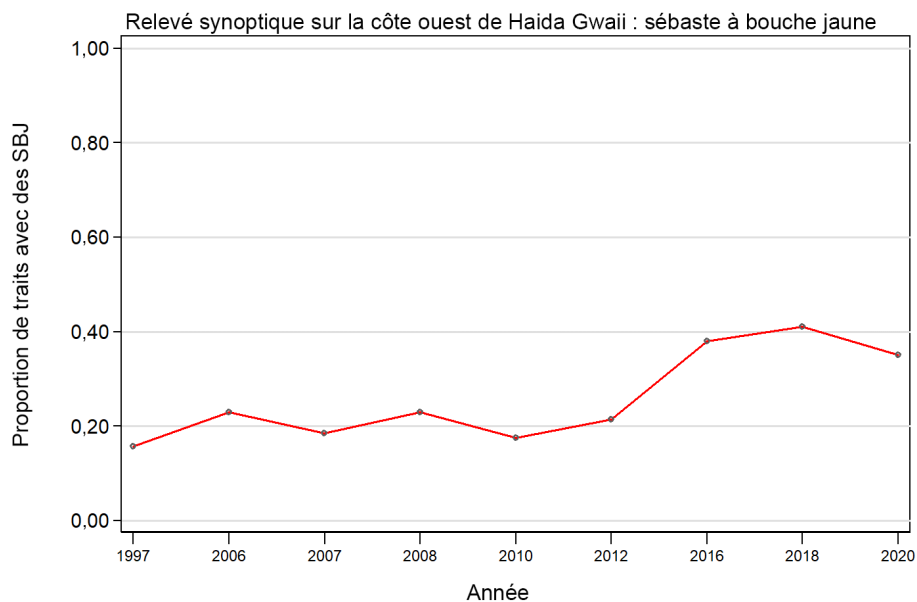


Figure B.47. Proportion des traits contenant des sébastes à bouche jaune pour chacun des sept relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii.

B.7. RÉFÉRENCES – RELEVÉS

- Anderson, S.C., Keppel, E.A., Edwards, A.M. 2019. [Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.
- 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. [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.
- MPO. 2015b. [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. Manusc. 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. Manusc. 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. Manusc. 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. Manusc. 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 Kronlund, A.R. 1998. Results from a bottom trawl survey of rockfish stocks off the west coast of the Queen Charlotte Islands, September 5 to 23, 1997. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2457: viii + 86 p.
- 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

Les données sur l'effort et les prises commerciales ont servi à générer des indices d'abondance de plusieurs façons. Les indices les plus simples sont dérivés de la moyenne arithmétique ou géométrique de la prise divisée par une mesure appropriée de l'effort (capture par unité d'effort ou CPUE), mais ces indices ne comportent pas d'ajustements en fonction des changements dans les pratiques de pêche ou d'autres facteurs non liés à l'abondance qui peuvent influencer sur les taux de prise. Par conséquent, on a élaboré des méthodes de normalisation des changements associés à la configuration des navires, au moment ou à l'emplacement des prises et à d'autres effets possibles pour éliminer les biais potentiels associés à la CPUE qui pourraient découler de ces changements. Dans ces modèles, l'abondance est représentée comme un « effet d'année » et la variable dépendante est soit une CPUE explicite représentée comme la prise divisée par l'effort, soit une CPUE implicite représentée comme la prise par trait ou la prise par registre. Dans ce dernier cas, d'autres termes d'effort peuvent être présentés comme variables explicatives, ce qui permet au modèle de sélectionner le terme d'effort ayant la plus grande puissance explicative. Il est toujours préférable de normaliser le plus grand nombre possible de facteurs lorsque l'on utilise la CPUE comme approximation de l'abondance. Malheureusement, il est souvent impossible d'apporter des ajustements en fonction de facteurs susceptibles d'influer sur le comportement des pêcheurs, en particulier les facteurs économiques, ce qui donne lieu à des indices qui ne reflètent peut-être pas entièrement l'abondance sous-jacente des stocks.

C.2. MÉTHODES

C.2.1. CPUE arithmétique ou non normalisée

Les indices dérivés de la CPUE arithmétique ou non normalisée 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 dans la pêche, y compris les changements spatiaux et temporels, ainsi que les changements de comportement et d'engin. Ils sont souvent calculés parce qu'ils fournissent une mesure de l'effet global de la procédure de normalisation.

La CPUE arithmétique (Éq. C.1) pour l'année y a été calculée comme la prise totale pour l'année divisée par l'effort total pour l'année à l'aide de l'Éq. C.1 :

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

où $C_{i,y}$ est le nom du champ [prise] et $E_{i,y}$ est le nom du champ [traits] ou [heures_pêchées] dans l'objet de données pour l'enregistrement i l'année y ; n_y est le nombre d'enregistrements l'année y .

La CPUE non normalisée (géométrique) suppose une distribution log-normale des erreurs. Un indice non normalisé de la CPUE (Éq. C.2) pour l'année y a été calculé comme la moyenne géométrique du ratio de la prise par rapport à l'effort pour chaque i de l'année y , à l'aide de l'Éq. C.2 :

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

C.2.2. CPUE normalisée

Ces modèles sont privilégiés par rapport aux modèles non normalisés décrits ci-dessus parce qu'ils peuvent tenir compte des changements dans le comportement de pêche et d'autres facteurs qui peuvent influencer sur la tendance estimée de l'abondance, à condition que les modèles s'alimentent de données adéquates. Dans les modèles décrits ci-dessous, la prise par registre est utilisée comme variable dépendante et l'effort associé est traité comme une variable explicative.

C.2.2.1. Modèle lognormal

La CPUE normalisée suppose souvent une distribution lognormale des erreurs, avec des variables explicatives pour représenter les changements dans les pêches. On calcule un indice de CPUE normalisée (Éq. C.3) à partir d'un modèle linéaire généralisé (MLG) (Quinn et Deriso, 1999) en utilisant une gamme de variables explicatives, y compris [année], [mois], [profondeur], [navire] 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 prise;

B = point d'intersection;

Y_{y_i} = coefficient de l'année correspondant au registre i ;

α_{a_i} et β_{b_i} = coefficients pour les variables factorielles a et b correspondant au registre i ;

$f(\chi_i)$ et $f(\delta_i)$ étant des fonctions polynomiales (au 3^e ordre) des variables continues χ_i et

δ_i correspondant au registre i ;

ε_i = terme d'erreur.

Le nombre réel de variables factorielles et explicatives continues dans chaque modèle dépend des critères de sélection du modèle et de la nature des données. Comme chaque registre représente un seul trait, $C_{i,y}$ comporte un effort implicite associé à un trait. Les heures de pêche pour le trait sont représentées du côté droit de l'équation comme une variable continue (polynomiale).

Il convient de noter que le calcul de la CPUE normalisée avec l'Éq. C.3, en supposant une distribution lognormale et sans variables explicatives supplémentaires, équivaut à utiliser l'Éq. C.2 pourvu que l'on applique la même définition de $E_{i,y}$.

Des coefficients canoniques et des erreurs-types ont été calculés pour chaque variable nominale (Francis, 1999). Les analyses normalisées fixent habituellement l'un des coefficients à 1,0 sans terme d'erreur et estiment les coefficients restants et l'erreur connexe par rapport au coefficient fixe. Cela est nécessaire en raison de la confusion des paramètres. La procédure de Francis (1999) rééchelonne tous les coefficients de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0 et calcule une erreur-type pour chaque coefficient, y compris le coefficient fixe.

Les tracés coefficient-distribution-influence (CDI) sont des outils visuels qui facilitent la compréhension des tendances pouvant exister dans la combinaison des valeurs des coefficients, des changements de distribution et de l'influence annuelle (Bentley *et al.* 2012). Des tracés CDI ont été utilisés pour illustrer chaque variable explicative ajoutée au modèle..

C.2.2.2. Modèle logit binomial

La procédure décrite par l'Éq. C.3 se limite nécessairement aux observations de prises positives dans l'ensemble de données parce que le logarithme de zéro n'est pas défini. On a modélisé les observations avec prise nulle en ajustant un modèle de régression logit fondé sur une distribution binomiale et en utilisant la présence/l'absence de l'espèce comme variable dépendante (où 1 remplace $\ln(I_i)$ dans l'Éq. C.3 s'il s'agit d'un enregistrement de prise réussie et 0 si la prise est nulle) et en utilisant le même ensemble de données. Les facteurs explicatifs sont estimés dans le modèle de la même façon que décrite dans l'Éq. C.3. Un tel modèle produit une autre série de coefficients normalisés des variations annuelles relatives qui est analogue à la série estimée à partir de la régression log-normale.

C.2.2.3. Modèle combiné

On peut estimer un modèle combiné (parfois appelé modèle « hurdle »), qui intègre les deux ensembles de changements annuels relatifs estimés par les modèles lognormal et binomial, en utilisant la distribution delta, qui permet des observations nulles et positives (Fletcher *et al.* 2005). Un tel modèle fournit un indice unique d'abondance qui intègre les signaux des séries positive (lognormale) et binomiale.

Cette approche utilise l'équation suivante pour calculer un indice fondé sur les deux indices contributifs, après normalisation de chaque série à une moyenne géométrique de 1 :

Éq. C.4
$${}^C Y_y = {}^L Y_y {}^B Y_y$$

où ${}^C Y_y$ = indice combiné pour l'année y ,
 ${}^L Y_y$ = indice lognormal pour l'année y ,
 ${}^B Y_y$ = indice binomial pour l'année y

Francis (2001) avance qu'une procédure bootstrap est la façon appropriée d'estimer la variabilité de l'indice combiné. Les limites de confiance pour le modèle combiné ont donc été estimées au moyen d'une procédure bootstrap fondée sur 100 répétitions, extraites avec remplacement, utilisées en estimant de nouveau chaque modèle constitutif, puis en répétant l'Éq. C.4 pour chaque répétition bootstrap.

Les tracés des séries indicielles ci-dessous présentent des valeurs normalisées, c'est-à-dire que chaque série est divisée par sa moyenne géométrique de sorte que la série soit centrée sur 1. Cette démarche facilite la comparaison entre les séries.

C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES

Les analyses présentées dans cette annexe sont fondées sur les données sur les prises totales trait par trait (débarquements et rejets) recueillies de 1996 à 2020 pour lesquelles des données détaillées sur la position de chaque trait sont disponibles. Chaque trait comporte une estimation des prises retenues et rejetées car un observateur était présent à bord du navire. Ces données sont conservées dans les bases de données PacHarvTrawl (PacHarvest) et GFFOS (Pêches et Océans Canada, région du Pacifique, Unité des données sur les poissons de fond) du MPO.

Les données sur les captures et l'effort trait par trait pour le sébaste à bouche jaune (SBJ) provenant de la pêche au chalut en Colombie-Britannique, active du détroit de Juan de Fuca à l'entrée Dixon de 1996 à 2020, ont été sélectionnées selon les critères suivants :

- Date de début du trait entre le 1^{er} janvier 1996 et le 31 décembre 2020;
- Type de chalut de fond (comprend le type d'engin « inconnu »);
- Pêche dans les zones 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D ou 5E de la CPMP;
- Code de réussite de la pêche inférieur ou égal à 1 (code 0 = inconnu; code 1 = utilisable);
- Capture d'au moins une espèce de poisson ou d'invertébré (pas de pêche nulle ni de trait contenant des objets inanimés);
- Champ de profondeur valide;
- Coordonnées valides en latitude et longitude;
- Estimation valide de la durée du trait, qui était supérieure à 0 heure et inférieure ou égale à 6 heures.

Chaque registre représente un seul trait, ce qui donne lieu à une équivalence entre le nombre de registres et le nombre de traits. La prise par registre peut donc être utilisée pour représenter la CPUE, car chaque registre (trait) comporte une composante d'effort implicite.

Les données sur les captures et l'effort pour le sébaste à bouche jaune ont été traitées comme appartenant à une seule zone (totBC) représentant toutes les prises à l'extérieur du détroit de Georgie, du haut du détroit de Johnstone et du détroit de Juan de Fuca, selon la répartition déclarée des prises au chalut (voir l'annexe A). Seules les données sur le chalut de fond ont été utilisées, car il s'agit de loin de la méthode de capture la plus répandue pour cette espèce. La Figure C.1 illustre la répartition de la profondeur de tous les traits au chalut de fond avec prise de sébaste à bouche jaune dans la zone désignée. Une plage de profondeur pour cette analyse a été choisie à partir de ce graphique et est résumée dans le Tableau C.1.

Tableau C.1. Intervalles de profondeur utilisés dans les analyses fondées sur la CPUE du stock selon l'engin.

Analyse	Type de chalut	Première année	Fourchette de profondeurs (m)	Limite supérieure d'effort (h)	Intervalle minimum + registres	Nbre intervalles profondeur	Nbre intervalles latitude	Nbre intervalles emplacement
totBC (3CD5ABCDE)	Fond	1996	100–425	6	140	13	31	33

Les critères de qualification des bateaux pour la pêche au chalut de fond étaient fondés sur le nombre de sorties par année et le nombre d'années de pêche afin d'éviter d'inclure les bateaux qui ne captureraient des sébastes à bouche jaune qu'à l'occasion. Les critères de qualification des navires utilisés dans cette 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 un navire sélectionné, toutes les données relatives à celui-ci ont été incluses, quel que soit le nombre de sorties effectuées dans une année. Le Tableau C.2 indique le nombre de navires utilisés dans cette analyse et la fraction (83 %) des prises totales représentée dans la flottille principale. Il y avait un bon chevauchement de la couverture des navires au fil des ans (Figure C.2) dans la pêche, 21 des 32 navires principaux ayant participé à la pêche pendant au moins 20 années de l'analyse.

Tableau C.2. Critères de sélection des navires utilisés dans les analyses fondées sur la CPUE du stock selon l'engin.

Analyse	Type de chalut	Critères de sélection des navires			Caractéristiques des ensembles de données				
		Nbre années	Nbre sorties	Analyse	Type de chalut	Nbre années	Nbre sorties	Analyse	Type de chalut
totBC (3CD5ABCDE)	Fond	5	10	100	32	83	26 499	134 199	37 038

¹ Prise totale calculée avec tous les filtres appliqués, sauf pour les restrictions de navire et de profondeur.

Le Tableau C.3 présente les variables explicatives entrées dans le modèle, d'après l'information trait par trait de chaque enregistrement, le nombre de catégories disponibles variant 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 principaux utilisées dans l'analyse par année civile, y compris le nombre d'enregistrements (traits), le nombre total d'heures de pêche et les prises correspondantes de sébaste à bouche jaune. Ce tableau indique également la proportion annuelle de traits sans prise de sébaste à bouche jaune.

Tableau C.3. Variables explicatives entrées dans le modèle fondé sur la CPUE, selon l'information trait par trait.

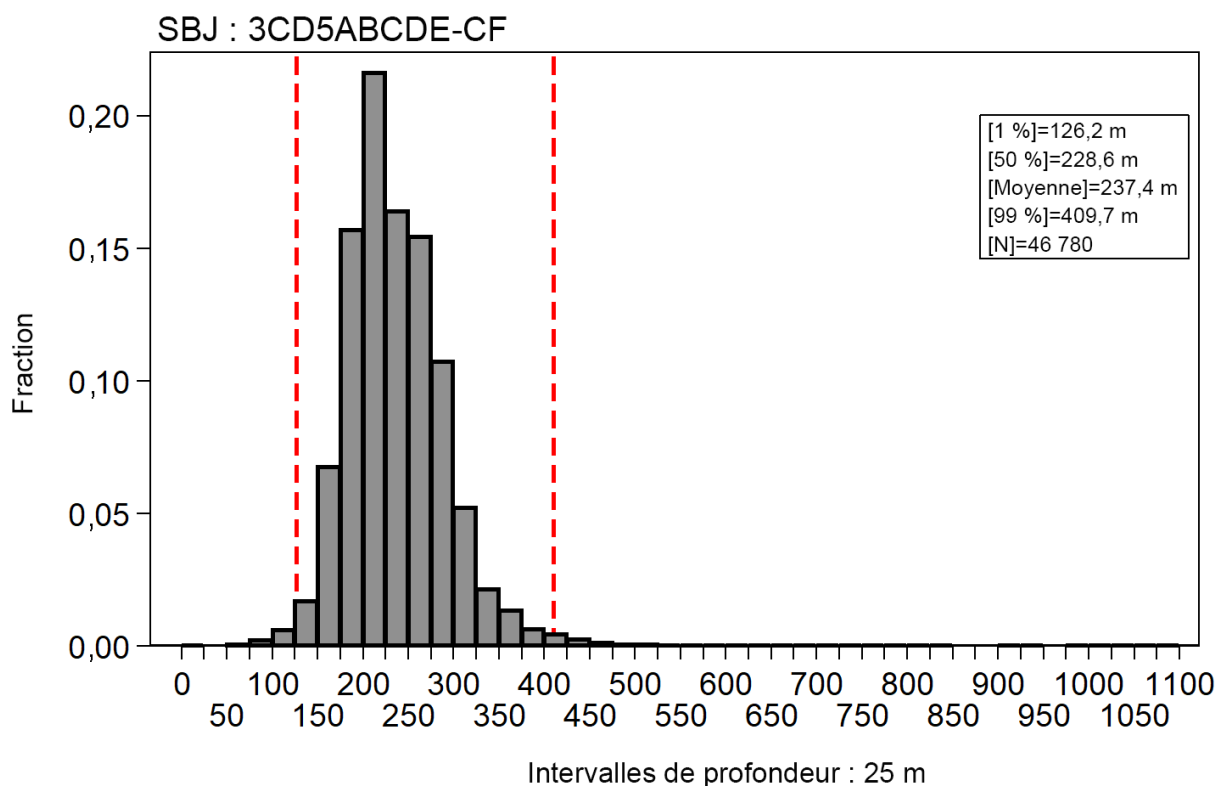
Variable	Type de données
Année	25 catégories (années civiles)
Heures de pêche	Continues : polynôme du 3 ^e ordre
Mois	12 catégories
Localité du MPO	Zones de pêche désignées par Rutherford (1995) (comprend une catégorie finale agrégée, Tableau C.1)
Latitude	Latitude agrégée par bandes de 0,1° à partir de 48°N (comprend une catégorie finale agrégée, Tableau C.1)
Navire	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie finale agrégée) dans le Tableau C.2)
Profondeur	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie finale agrégée) dans le Tableau C.1
Zone principale de la CPMP	7 catégories : zones 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D et 5E de la CPMP

Tableau C.4. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du sébaste à bouche jaune dans la zone totBC (3CD5ABCDE), par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données et la sélection des navires principaux).

Année	Nombre de navires ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre de registres ¹	Nombre de registres ²	% registres nuls ²	Total prises (t) ¹	Total heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	31	160	788	788	4 238	81,4	690,2	1 263	546,5
1997	31	284	1 529	1 529	5 477	72,1	1 115,5	2 786	400,4
1998	30	342	2 005	2 005	6 411	68,7	1 300,1	3 925	331,2
1999	29	380	1 952	1 952	6 702	70,9	1 301,1	3 757	346,3
2000	30	418	2 363	2 363	7 427	68,2	1 483,5	4 151	357,4
2001	30	400	2 235	2 235	6 917	67,7	1 347,5	3 642	370,0
2002	30	450	2 213	2 213	7 465	70,4	1 491,1	3 594	414,9
2003	30	461	2 247	2 247	7 311	69,3	1 478,6	3 474	425,6
2004	30	407	2 045	2 045	7 007	70,8	1 548,3	3 296	469,7
2005	28	396	1 880	1 880	7 564	75,1	1 515,6	3 423	442,8
2006	27	364	1 920	1 920	6 362	69,8	1 382,1	3 758	367,8
2007	27	310	1 744	1 744	5 688	69,3	994,5	3 273	303,9
2008	25	252	1 264	1 264	4 900	74,2	774,7	2 428	319,0
2009	25	282	1 586	1 586	5 289	70,0	1 243,4	2 853	435,8
2010	24	251	1 607	1 607	5 364	70,0	970,2	3 167	306,3
2011	24	212	1 268	1 268	4 879	74,0	902,0	2 486	362,8
2012	23	186	1 239	1 239	4 338	71,4	700,9	2 496	280,8
2013	22	177	906	906	4 608	80,3	770,4	1 798	428,5
2014	23	171	754	754	4 248	82,3	605,0	1 405	430,8
2015	23	198	883	883	4 673	81,1	563,0	1 634	344,5
2016	18	205	1 159	1 159	4 143	72,0	765,3	2 330	328,4
2017	19	209	1 101	1 101	4 023	72,6	816,9	2 249	363,3
2018	16	162	973	973	3 586	72,9	794,4	1 926	412,4
2019	13	142	806	806	2 975	72,9	1 017,7	1 430	711,6
2020	13	97	571	571	2 604	78,1	926,6	1 071	865,1

¹ calculé pour les traits avec des prises de sébaste à bouche jaune >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 avec prise de sébaste à bouche jaune pour les analyses fondées sur le MLG de la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE) de 1996 à 2020 par tranche de 25 m (chaque tranche est étiquetée à sa limite supérieure). Les lignes verticales indiquent les centiles de 1 % et de 99 %.

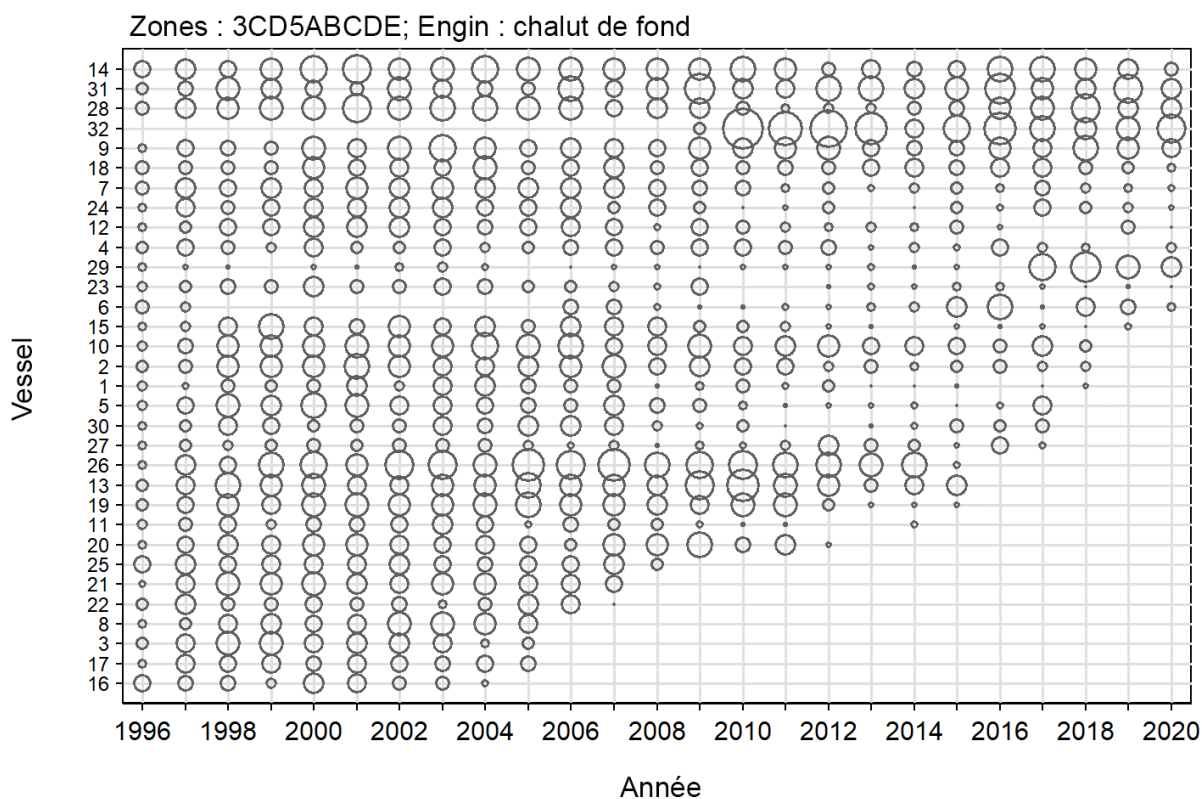


Figure C.2. Graphique à bulles illustrant la participation des navires (nombre de traits positifs) par la flottille principale dans les analyses par modèle linéaire généralisé de la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Les navires sont codés en ordre croissant de l'effort total par année.

C.4. RÉSULTATS

C.4.1. totBC (3CD5ABCDE)

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

Une analyse log-normale normalisée fondée sur le modèle linéaire généralisé (MLG) a été effectuée sur les enregistrements de prises positives de l'ensemble de données trait par trait de la pêche au chalut de fond généré comme décrit à la section C.3. Huit variables explicatives (Tableau C.3) ont été entrées dans le modèle et $\ln(\text{prise})$ a été utilisée comme variable dépendante, la prise étant le poids total des sébastes à bouche jaune débarqués et rejetés dans chaque enregistrement (trait) (Éq. C.3). Les séries d'indices dérivés de la CPUE ainsi obtenues sont présentées à la Figure C.3.

La variable nominale [année] a été imposée comme première variable dans le modèle sans tenir compte de son effet sur la déviance du modèle. Les sept autres variables ont été offertes séquentiellement, avec une acceptation séquentielle des autres variables avec le meilleur critère d'information d'Akaike (CIA). Ce processus s'est poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration de la R^2 du modèle soit inférieure à 1 % (Tableau C.5). Ce modèle a sélectionné cinq des sept variables explicatives restantes, y compris [intervalles_latitude 0,1°], [profondeur], [localité du MPO], [navire] et [mois], en plus de [année].

Le modèle log-normal final représentait 30 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.5), la variable de l'année expliquant moins de 0,1 % de la déviance du modèle.

Les résidus du modèle correspondaient de façon satisfaisante à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, avec seulement une certaine asymétrie dans le corps de la distribution et quelques écarts dans la queue en dehors de +/- 2 erreurs-types (Figure C.4).

Un diagramme séquentiel illustrant l'effet de chaque variable explicative sur les indices d'année à leur introduction dans le modèle montre que la procédure de normalisation a apporté des ajustements à la hausse à la série non normalisée pendant les six premières années de la série et un ajustement à la baisse en 2020 après l'introduction de la variable [localité du MPO], ce qui a donné lieu à une tendance annuelle en forme de U (Figure C.5).

*Tableau C.5. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements et rejets vérifiés) du sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE), avec la quantité de déviance expliquée (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un *. La variable [année] a été imposée comme première variable.*

Variable	1	2	3	4	5	6	7
Année*	0,0100	-	-	-	-	-	-
Intervalles de latitude de 0,1°*	0,1634	0,1745	-	-	-	-	-
Intervalles de profondeur*	0,0519	0,0615	0,2169	-	-	-	-
Localité du MPO*	0,1623	0,1745	0,2174	0,2612	-	-	-
Navire*	0,0458	0,0587	0,2013	0,2459	0,2857	-	-
Mois*	0,0068	0,0176	0,1854	0,2227	0,2695	0,2978	-
Zone principale de la CPMP	0,0705	0,0799	0,1865	0,2335	0,2643	0,2886	0,3010
Heures de pêche	0,0053	0,0147	0,1751	0,2175	0,2628	0,2876	0,2994
Amélioration de la déviance	0	0,1645	0,0424	0,0443	0,0245	0,0122	0,0032

Les graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) des cinq variables explicatives introduites dans le modèle en plus de [année] révèlent des effets relativement mineurs au début de la série. Il y a eu un ajustement aux six premières années dans la série non normalisée (Figure C.5) avec l'ajout successif des variables [intervalles_latitude 0,1°] (Figure C.6), [intervalles_de_profondeur] (Figure C.7), [navire] (Figure C.9) et [mois] (Figure C.10). La variable [localité du MPO] (Figure C.8) a eu peu d'incidence sur les six premières années de la série, mais a été la cause de la forte baisse de la CPUE de 2020.

Les indices log-normaux de l'année affichent une tendance à la baisse du début de la série jusqu'aux environs de 2012, suivie d'un aplatissement de la courbe, avec une reprise dans les deux dernières années de la série (Figure C.3). Ce modèle comporte de bons diagnostics et présente des changements raisonnables par rapport à la série non normalisée.

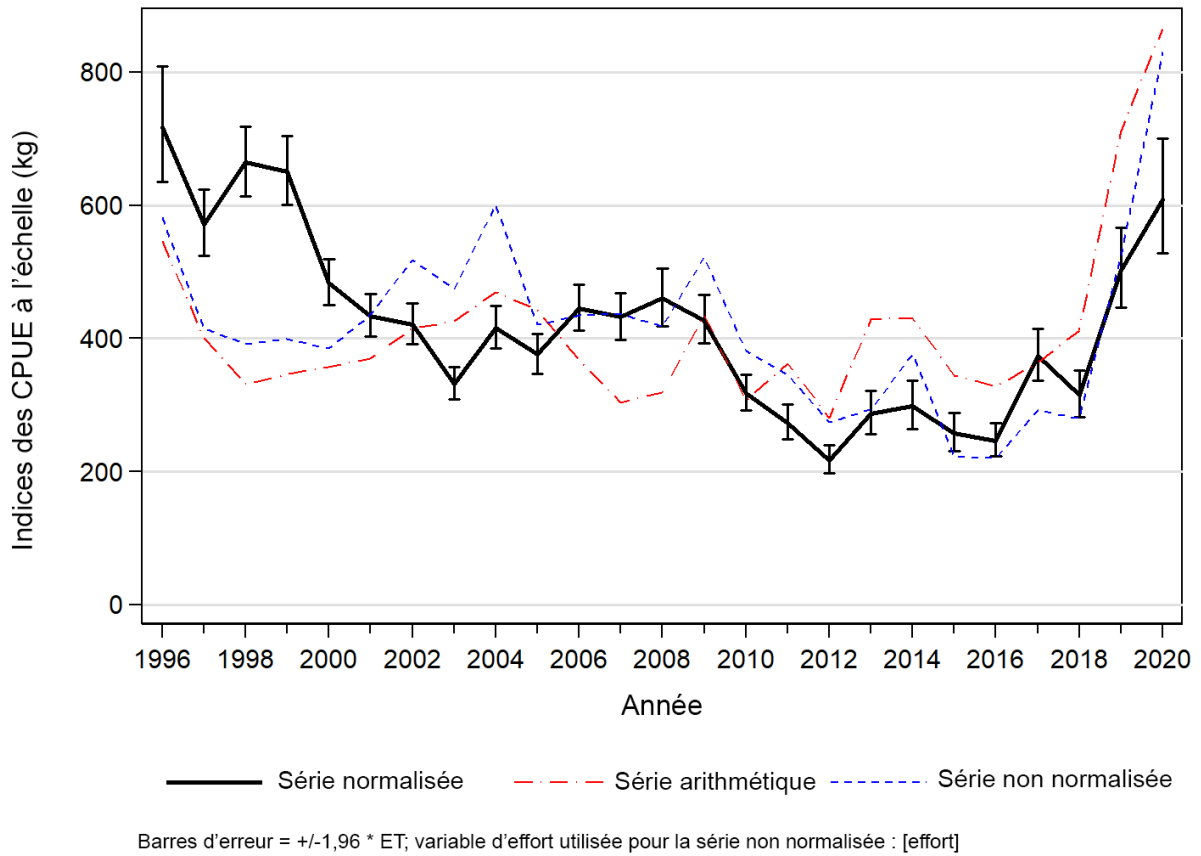


Figure C.3. Trois séries de CPUE de prises positives pour le sébaste à bouche jaune de 1996 à 2020 dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). La ligne pleine est la série de la CPUE normalisée du modèle log-normal (Éq. C.3). La série arithmétique (Éq. C.1) et la série non normalisée (Éq. C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été ajustées à la même moyenne géométrique.

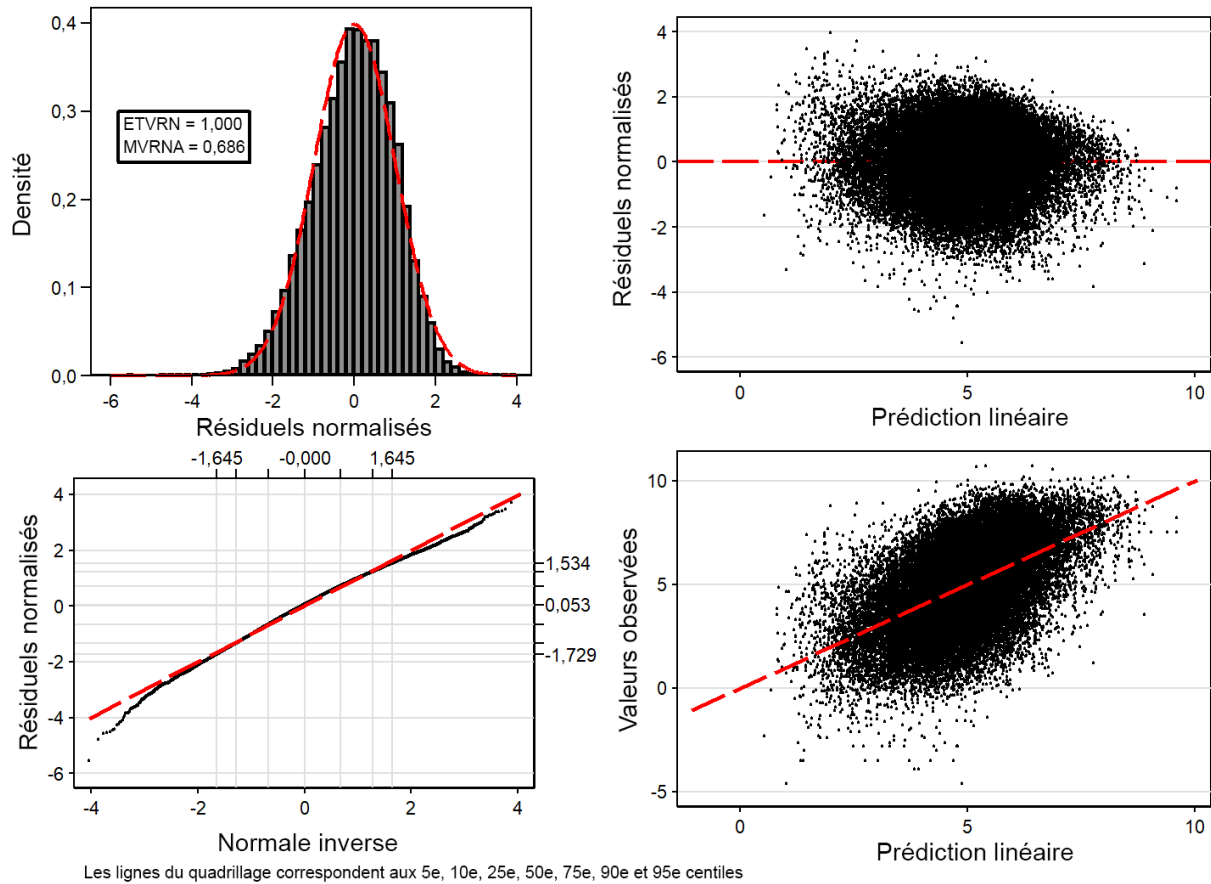


Figure C.4. Tracés diagnostiques de la variance résiduelle pour l'analyse log-normale fondée sur le MLG de la pêche du sébaste à bouche jaune au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE Graphique supérieur gauche : Histogramme des variances résiduelles normalisées avec distribution lognormale superposée (ETVRN = écart-type des variances résiduelles normalisées et MVRNA = médiane des variances résiduelles normalisées absolues). Graphique inférieur gauche : Tracé Q-Q des variances résiduelles normalisées, les lignes horizontales et verticales extérieures représentant les 5^e et 95^e centiles des distributions théoriques et observées. Graphique supérieur droit : Variances résiduelles normalisées tracées en fonction de la CPUE prévue. Graphique inférieur droit : CPUE observée tracée en fonction de la CPUE prévue.

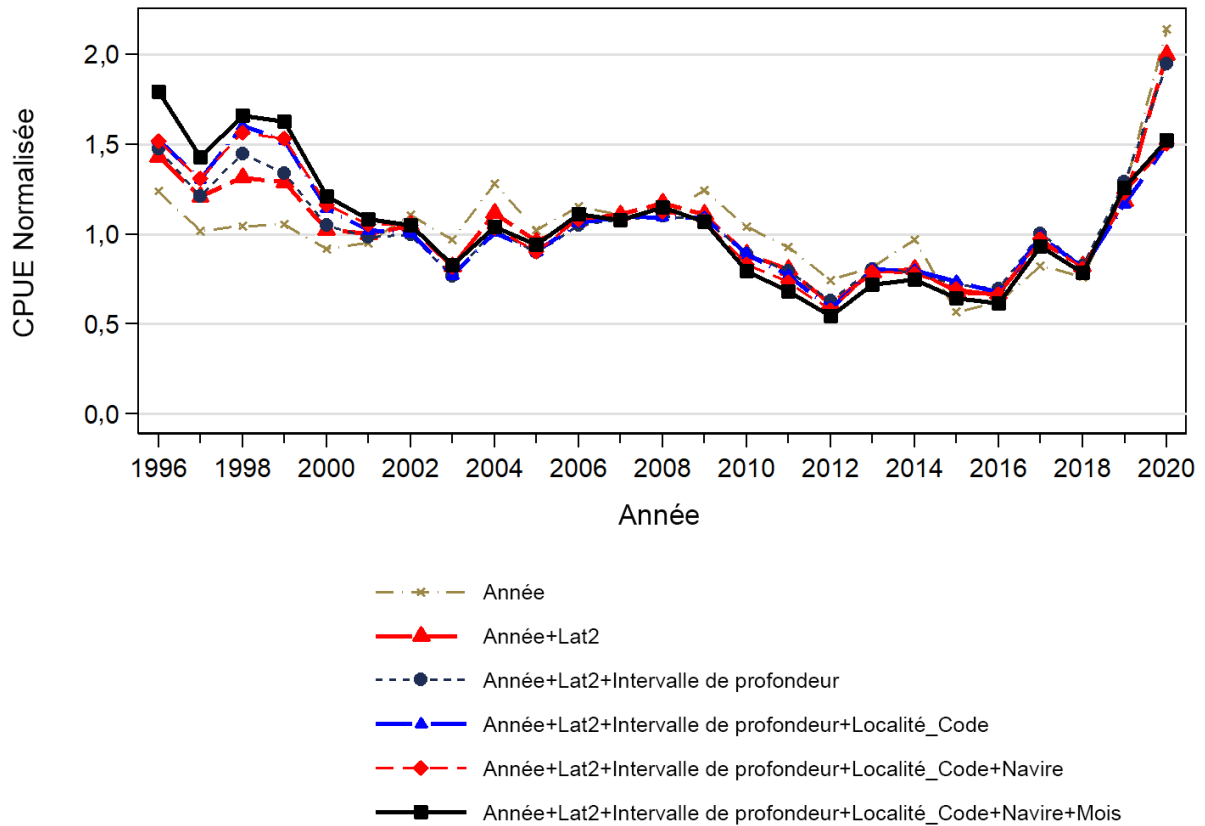


Figure C.5. Graphique des coefficients d'année après l'ajout de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale normalisée pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). La ligne noire épaisse représente le modèle final. Chaque ligne a été mise à l'échelle pour que la moyenne géométrique soit égale à 1.

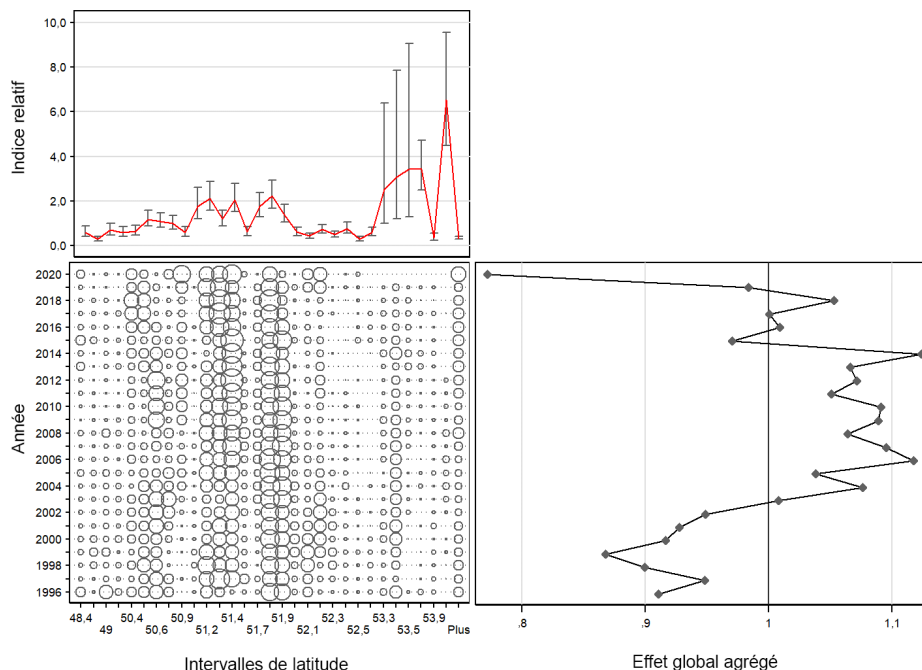


Figure C.6. Graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable continue [intervalles_latitude 0, 1°] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

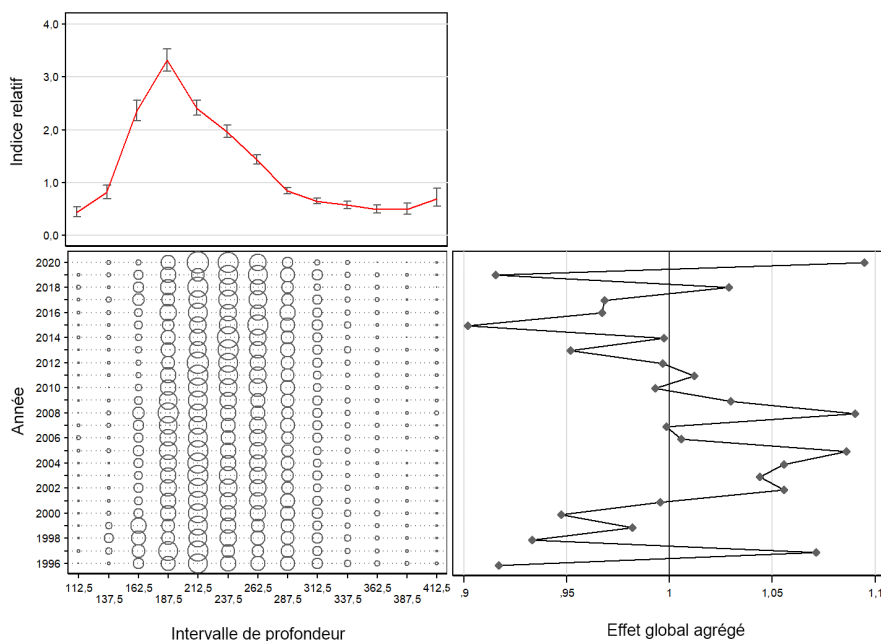


Figure C.7. Graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [intervalles_de_profondeur] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque

tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

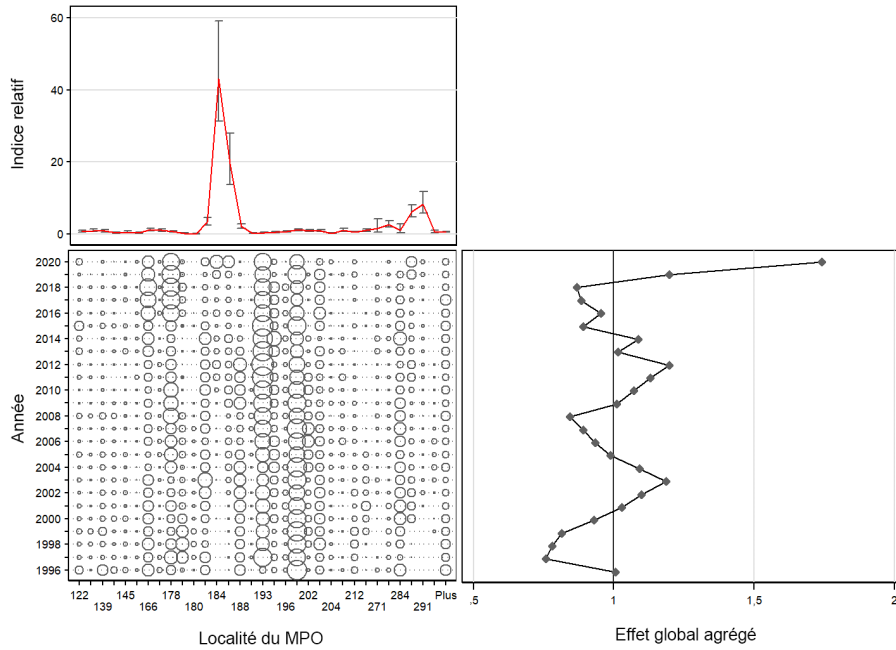


Figure C.8. Graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [localité du MPO] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Le Tableau C.6 fournit les définitions des valeurs codées utilisées pour chaque localité dans le graphique ci-dessus. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

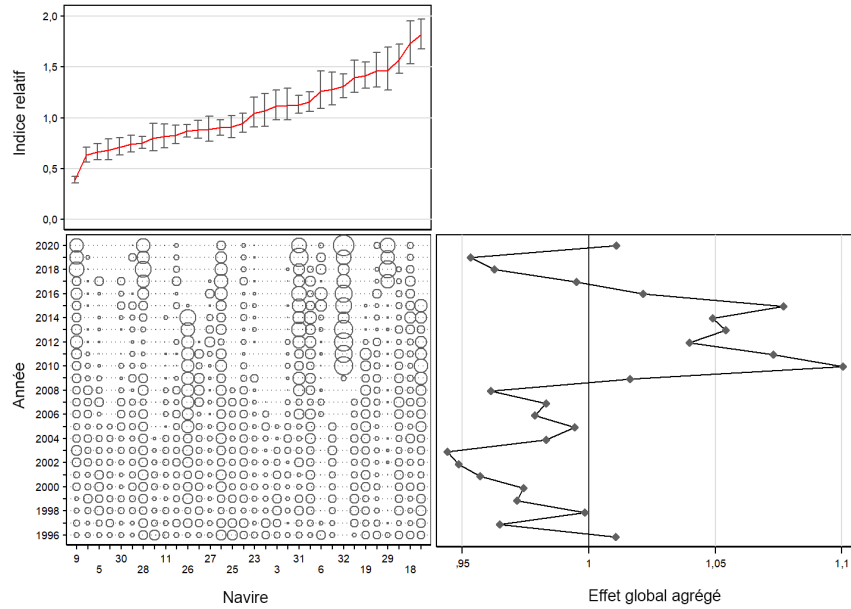


Figure C.9. Graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable continue [navire] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

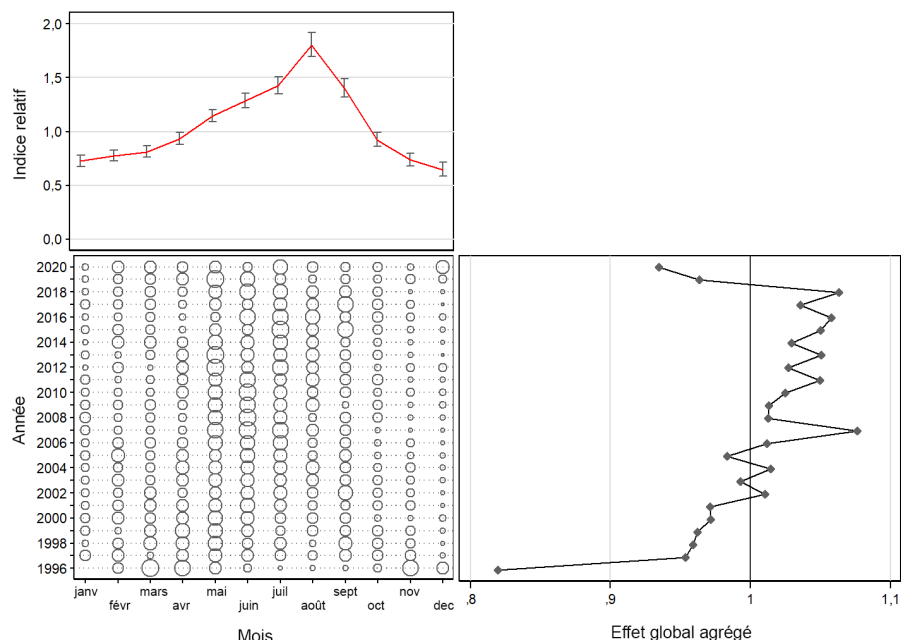


Figure C.10. Graphiques coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [mois] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

Tableau C.6. Définition des codes de localité utilisés dans la Figure C.8. Les localités indiquées en gris (avec un astérisque) ont été supprimées pour une analyse de sensibilité décrite dans la section C.6.

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice log-normal
122	3	23	Big Bank	Deep Big Bank/canyon Barkley	0,726
138	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	0,943
139	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	0,869
140	3	24	Baie Clayoquot	Estevan – Sud	0,333
145	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Estevan – Nord	0,618
146	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Nootka	0,332
166	4	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	1,181
177	5	11	Cap Scott-Triangle	Inconnu	0,973
178	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	0,638
179	5	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,230
180	5	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,069
*183	5	11	Cap Scott-Triangle	Îles Scott – Sud	3,429
*184	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle – Ouest (25 mi.)	43,082
*187	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle – Sud	19,575
188	5	11	Cap Scott-Triangle	Canyon Pisces	2,123
192	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – NE	0,229
193	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SE	0,360
195	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SO	0,560
196	6	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	0,624
197	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – SE	1,152
202	6	8	Banc de l'île Goose	Middle Bank – SO	0,911

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice log-normal
203	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Extérieur	0,966
204	6	8	Banc de l'île Goose	Rochers Vierges - Ouest	0,223
205	6	8	Banc de l'île Goose	Sous le Middle Bank	1,096
212	7	2	2B-Est	Moresby – Sud	0,573
230	7	7	6-Centre de Moresby – Détroit de Milbanke	Inconnu	1,023
271	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Baie Rennell	1,549
272	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Île Frederick	2,620
284	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Hogback – Sud	1,080
*287	9	34	2B Ouest – Île Anthony	Île Anthony	6,180
*291	9	34	2B Ouest – Île Anthony	Inlet Flamingo	8,350
299	9	35	1 Ouest – Langara	Rockpile-Langara	0,667

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

Les mêmes variables que celles utilisées dans le modèle log-normal ont été introduites séquentiellement dans ce modèle, en commençant par la variable nominale de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.7). On a utilisé une variable binaire correspondant à 1 pour les traits avec prise positive et à 0 pour les traits avec prise nulle comme variable dépendante. Le modèle binomial final représentait 44 % de la déviance totale du modèle, moins de 1 % étant attribuable à la variable de l'année.

*Tableau C.7. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence/absence des débarquements et rejets vérifiés de sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE), avec la quantité de déviance expliquée (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un *. L'année a été imposée comme première variable.*

Variable	1	2	3	4	5	6
Année*	0,0074	-	-	-	-	-
Localité du MPO*	0,2814	0,2867	-	-	-	-
Tranches de profondeur*	0,2253	0,2352	0,3983	-	-	-
Intervalles de latitude de 0,1°*	0,2543	0,2590	0,3305	0,4223	-	-
Mois*	0,0176	0,0244	0,2973	0,4150	0,4357	-
Navire	0,0248	0,0349	0,2931	0,4032	0,4267	0,4410
Heures de pêche	0,0057	0,0129	0,2881	0,3991	0,4229	0,4360
Zone principale de la CPMP	0,1436	0,1488	0,2964	0,4023	0,4253	0,4393
Amélioration de la déviance	0	0,2792	0,1117	0,024	0,0134	0,0053

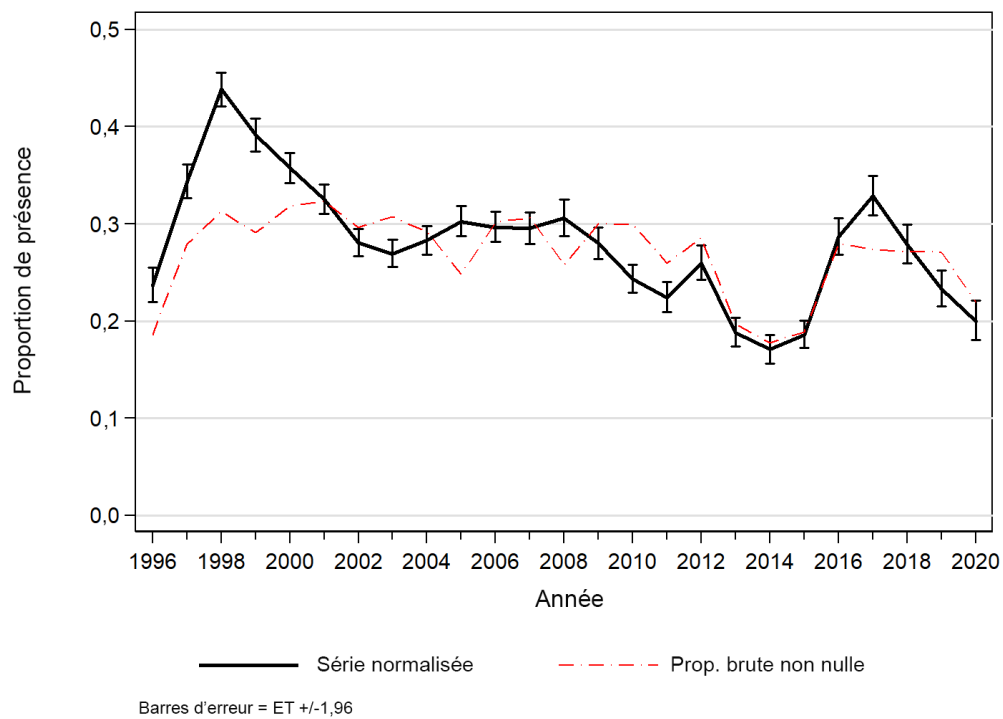


Figure C.11. Série d'indices binomiaux pour l'analyse de la pêche du sébaste à bouche jaune au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE) montrant également la tendance de la proportion de traits non nuls du même ensemble de données.

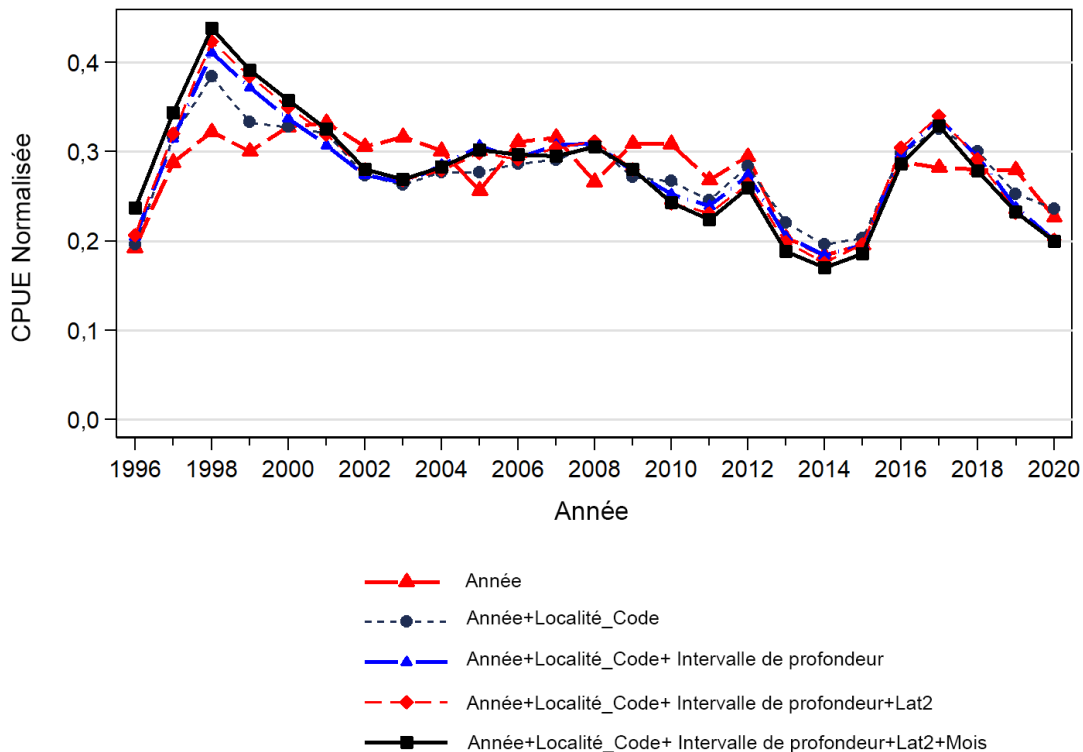


Figure C.12. Graphique des coefficients d'année après l'ajout de chaque terme successif de l'analyse de régression binomiale normalisée pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). La ligne noire épaisse représente le modèle final. Chaque ligne a été ajustée pour que la moyenne géométrique soit égale à 1.

Les variables explicatives sélectionnées étaient [localité du MPO] (Figure C.13), [intervalles_de_profondeur] (Figure C.14), [intervalles_latitude 0,1°] (Figure C.15) et [mois] (Figure C.16), en plus de [année]. Ce modèle a affiché une tendance générale à la baisse de 1998 à une période de faible niveau s'étendant de 2013 à 2015, suivie d'une courte augmentation sur deux ans jusqu'en 2017 et d'une baisse subséquente qui était revenue en 2020 à un niveau semblable à celui de 2013 à 2015 (Figure C.11). Le diagramme séquentiel (Figure C.12), qui illustre l'effet de l'ajout de chaque variable explicative successive, indique que peu de changements ont été apportés à la série non normalisée, sauf l'ajout de la variable [localité du MPO], qui a fait passer la série d'un plateau à un déclin.

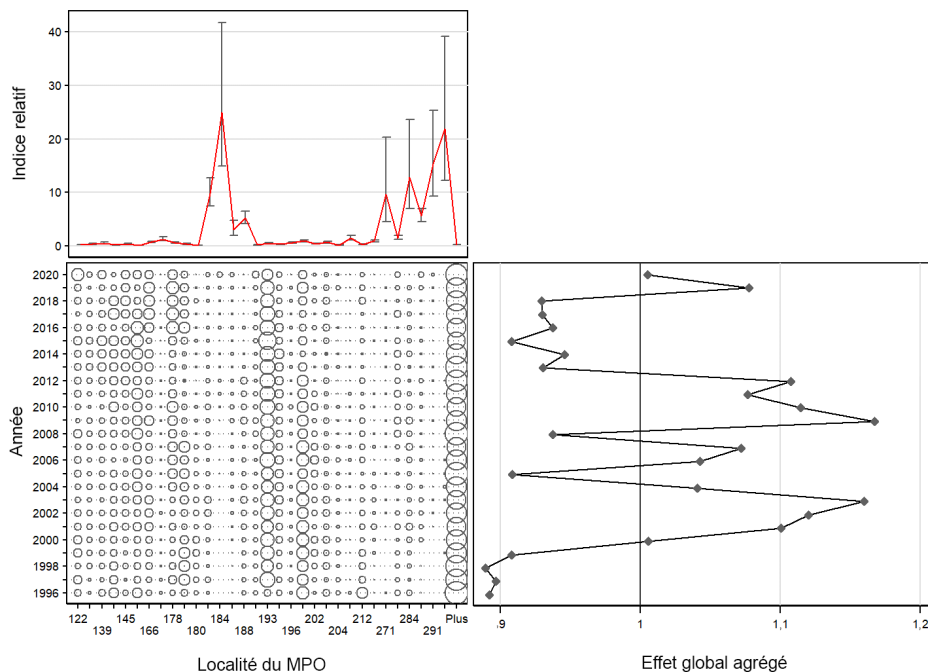


Figure C.13. Graphique coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [localité du MPO] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Le Tableau C.8 fournit les définitions des valeurs codées utilisées pour chaque localité dans le graphique ci-dessus. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

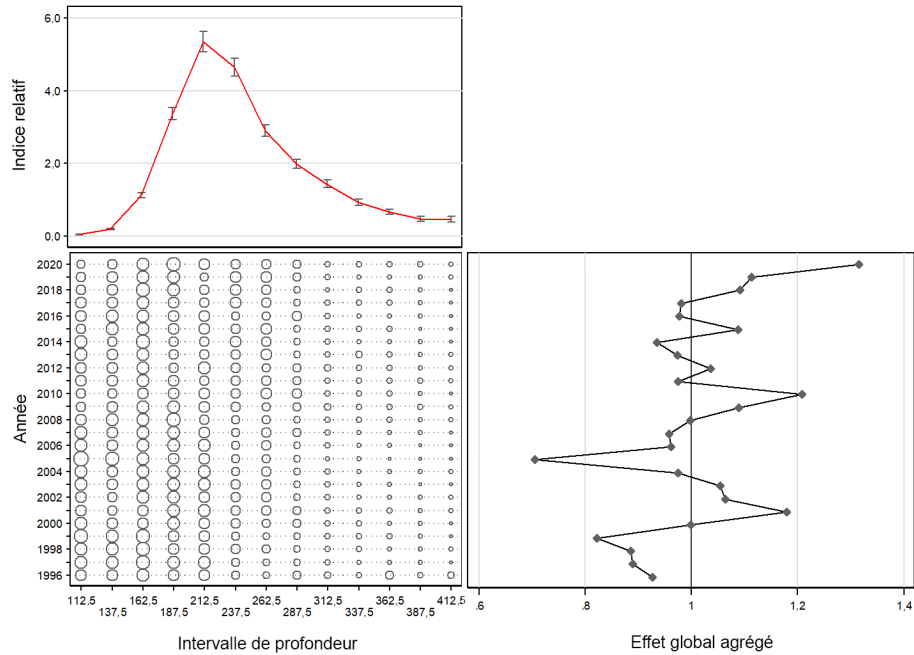


Figure C.14. Graphique coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [*intervalles_de_profondeur*] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque graphique est composé de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année d'enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

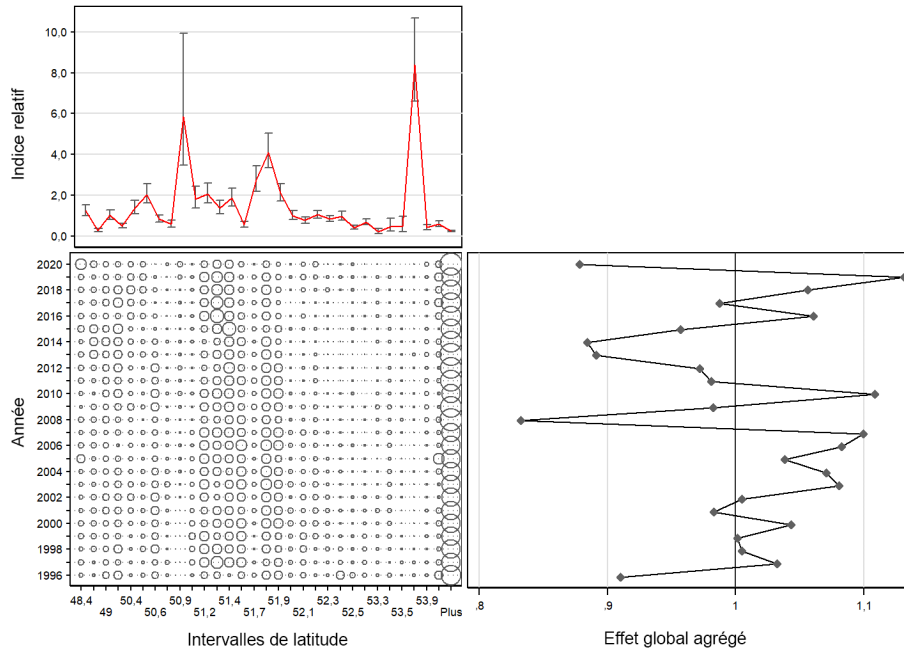


Figure C.15. Graphique coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [intervalles_latitude 0, 1 °] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque graphique est composé de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année d'enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

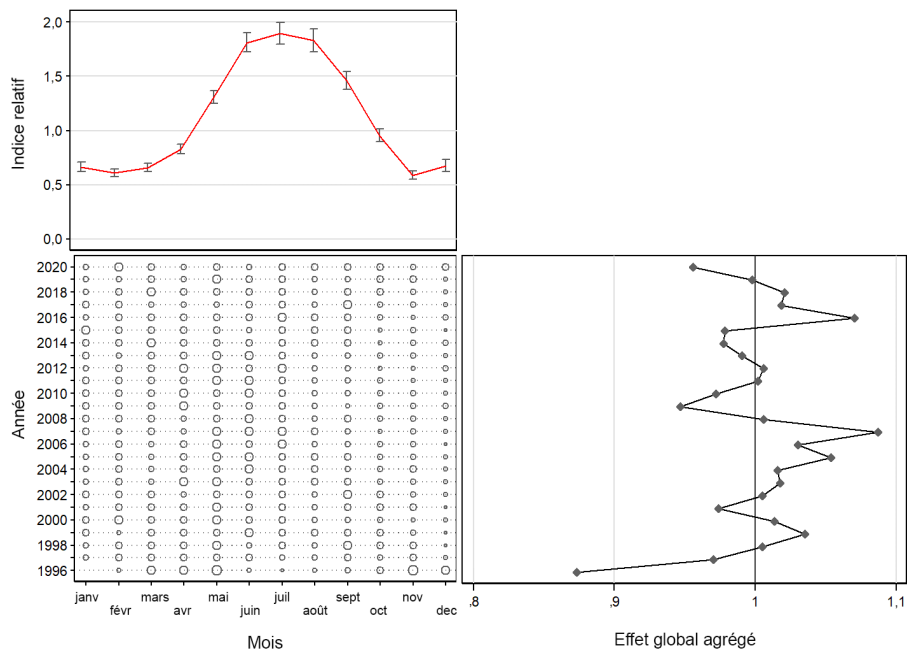


Figure C.16. Graphique coefficient-distribution-influence (CDI) montrant l'effet de l'introduction de la variable nominale [mois] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Chaque graphique est composé de sous-graphiques montrant l'effet par 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).

Tableau C.8. Définition des codes de localité utilisés dans la Figure C.13. Les localités marquées en gris (avec un astérisque) ont été supprimées pour une analyse de sensibilité décrite dans la section C.6.

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice binomial
122	3	23	Big Bank	Deep Big Bank/canyon Barkley	0,249
138	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	0,384
139	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	0,536
140	3	24	Baie Clayoquot	Estevan – Sud	0,199
145	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Estevan – Nord	0,380
146	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Nootka	0,129
166	4	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	0,719
177	5	11	Cap Scott-Triangle	Inconnu	1,256
178	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	0,591
179	5	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,367
180	5	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,115
*183	5	11	Cap Scott-Triangle	Îles Scott – Sud	9,781
*184	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle – Ouest (25 mi.)	24,931
*187	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle – Sud	3,102
*188	5	11	Cap Scott-Triangle	Canyon Pisces	5,221
192	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – NE	0,194
193	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SE	0,485
195	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SO	0,332
196	6	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	0,590
197	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – SE	0,947
202	6	8	Banc de l'île Goose	Middle Bank – SO	0,416
203	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Extérieur	0,680
204	6	8	Banc de l'île Goose	Rochers Vierges - Ouest	0,149
205	6	8	Banc de l'île Goose	Sous le Middle Bank	1,461
212	7	2	2B-Est	Moresby – Sud	0,276
230	7	7	6-Centre de Moresby – Détroit de Milbanke	Inconnu	0,925
*271	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Baie Rennell	9,647
272	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Île Frederick	1,507
*284	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Hogback – Sud	12,838
*287	9	34	2B Ouest – Île Anthony	Île Anthony	5,616
*291	9	34	2B Ouest – Île Anthony	Inlet Flamingo	15,347
*299	9	35	1 Ouest – Langara	Rockpile-Langara	21,871

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

Même si les modèles binomial et log-normal révèlent des tendances à la baisse globalement similaires sur presque toute la période, la nature multiplicative de l'équation du modèle combiné (Éq. C.4) produit une tendance au déclin plus marquée de 1998 à 2015, suivie par un redressement les deux années suivantes de la série et enfin un nivellement après 2017, les séries binomiale et log-normale suivant alors des tendances opposées (Figure C.17).

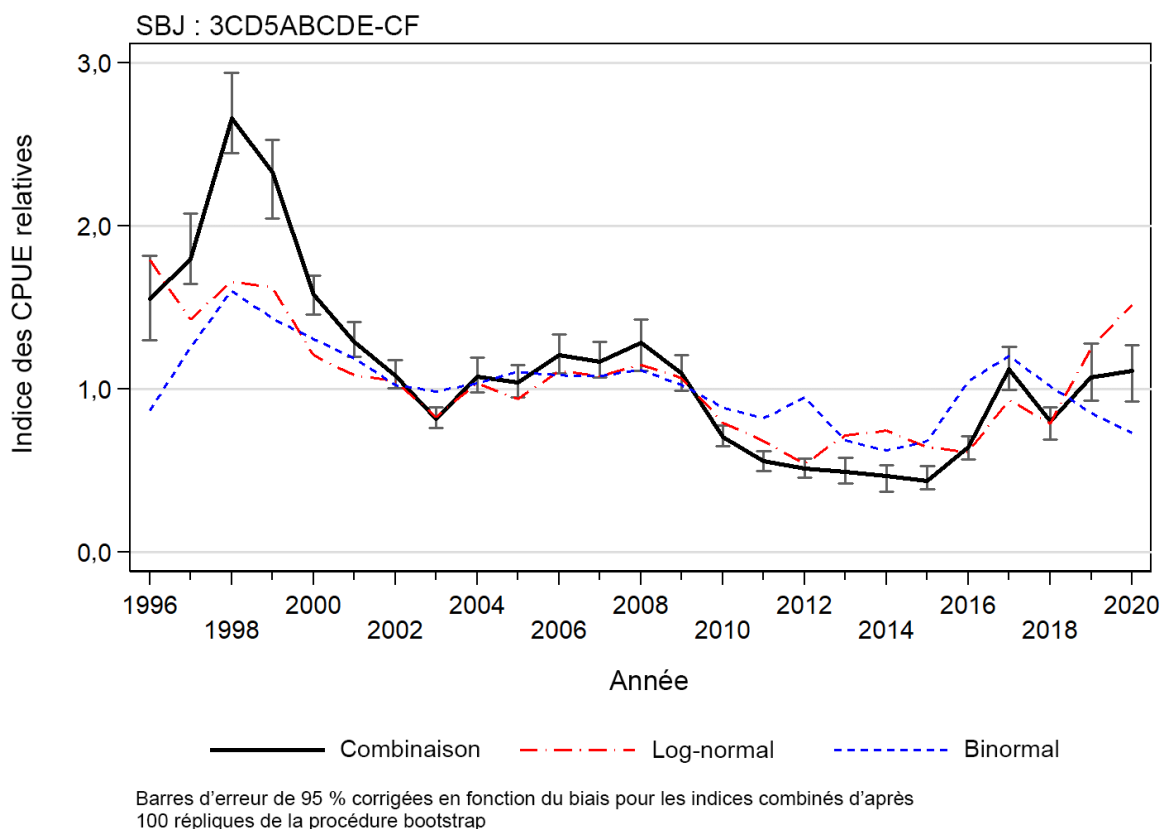


Figure C.17. Série d'indices combinés (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE) montrant également les séries d'indices contributifs log-normaux et binomiaux. Les limites de confiance sont fondées sur 100 répétitions bootstrap.

C.5. INDICES RELATIFS D'ABONDANCE

Le Tableau C.9 résume l'ensemble des indices relatifs de l'abondance et des erreurs-types correspondantes tirées de la présente analyse des CPUE pour le sébaste à bouche jaune. Les indices dérivés de la CPUE utilisés dans le modèle d'évaluation du stock structuré selon l'âge apparaissent en tant qu'indices delta-log-normaux (combinés) tirés des données sur la pêche au chalut de fond (Figure C.17, Tableau C.9). Les erreurs-types (ET) bootstrap connexes ont été utilisées comme CV initiaux pour ajuster le modèle d'évaluation du stock.

Tableau C.9. Indices relatifs de la CPUE annuelle tirés des modèles arithmétique, non normalisé et log-normal des prises non nulles de sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Les indices tirés du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle delta-lognormal combiné sont également présentés (Éq. C.4). Tous les indices sont mis à l'échelle de manière à ce que leurs moyennes géométriques soient égales à 1. Les limites de confiance analytique à 95 % supérieures et inférieures ainsi que l'erreur-type (ET) correspondante sont présentées pour le modèle log-normal, et les limites de confiance à 95 % supérieures et inférieures bootstrap ainsi que l'erreur-type (ET) correspondante sont présentées pour le modèle combiné.

Année	Indice arithmétique (Éq. C.1)	Indice géométrique (Éq. C.2)	Log-normal (Éq. C.3)				Indice binomial (Éq. C.3)	Combiné (Éq. C.4)			
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET
1996	1,366	1,455	1,791	1,588	2,020	0,0614	0,867	1,553	1,299	1,820	0,0903
1997	1,001	1,037	1,429	1,309	1,560	0,0447	1,258	1,798	1,645	2,080	0,0547
1998	0,828	0,979	1,659	1,535	1,794	0,0399	1,604	2,662	2,446	2,938	0,0487
1999	0,865	0,998	1,627	1,503	1,761	0,0405	1,433	2,332	2,046	2,531	0,0513
2000	0,893	0,963	1,209	1,125	1,298	0,0365	1,308	1,581	1,456	1,696	0,0470
2001	0,925	1,089	1,084	1,008	1,167	0,0375	1,190	1,291	1,198	1,410	0,0418
2002	1,037	1,295	1,052	0,977	1,131	0,0373	1,028	1,081	1,004	1,180	0,0417
2003	1,064	1,185	0,829	0,771	0,892	0,0373	0,986	0,817	0,763	0,890	0,0407
2004	1,174	1,501	1,039	0,963	1,121	0,0387	1,036	1,076	0,979	1,193	0,0463
2005	1,107	1,051	0,939	0,868	1,016	0,0402	1,107	1,040	0,950	1,148	0,0478
2006	0,919	1,086	1,113	1,030	1,203	0,0396	1,086	1,208	1,096	1,338	0,0508
2007	0,759	1,091	1,079	0,995	1,171	0,0415	1,081	1,167	1,074	1,288	0,0502
2008	0,797	1,045	1,150	1,046	1,264	0,0482	1,119	1,287	1,111	1,428	0,0635
2009	1,089	1,305	1,069	0,982	1,164	0,0433	1,025	1,096	0,992	1,209	0,0517
2010	0,766	0,953	0,795	0,730	0,865	0,0434	0,890	0,708	0,650	0,778	0,0510
2011	0,907	0,863	0,684	0,622	0,752	0,0483	0,821	0,561	0,501	0,623	0,0599
2012	0,702	0,685	0,543	0,493	0,598	0,0492	0,951	0,516	0,456	0,577	0,0603
2013	1,071	0,733	0,717	0,642	0,802	0,0570	0,688	0,494	0,420	0,581	0,0784
2014	1,076	0,941	0,746	0,661	0,842	0,0617	0,625	0,466	0,373	0,533	0,0850
2015	0,861	0,557	0,644	0,575	0,721	0,0575	0,680	0,438	0,388	0,531	0,0751
2016	0,821	0,550	0,616	0,557	0,681	0,0511	1,050	0,646	0,572	0,713	0,0601
2017	0,908	0,731	0,934	0,843	1,035	0,0523	1,204	1,124	0,994	1,259	0,0590
2018	1,031	0,699	0,788	0,705	0,879	0,0562	1,020	0,803	0,694	0,891	0,0677
2019	1,778	1,311	1,257	1,116	1,416	0,0607	0,853	1,072	0,931	1,279	0,0793
2020	2,162	2,074	1,520	1,319	1,750	0,0721	0,732	1,113	0,926	1,269	0,0785

C.6. COMPARAISON DE LA SÉRIE DE LA CPUE AUX RELEVÉS SYNOPTIQUES

C.6.1. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte

La Figure C.18 compare la série de la CPUE combinée dans la zone totBC (3CD5ABCDE) (Figure C.17, Tableau C.9) à la série de la biomasse relative du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir l'annexe B, section B.4). Cette comparaison semble raisonnable, malgré les très grandes barres d'erreur associées à ce relevé, la série de la CPUE croisant la fourchette entre les barres d'erreur du relevé dans neuf des dix indices (à l'exception de l'indice de 2007). Il y a concordance générale entre les deux séries, étant donné le niveau élevé de variabilité qui semble associé à ce relevé.

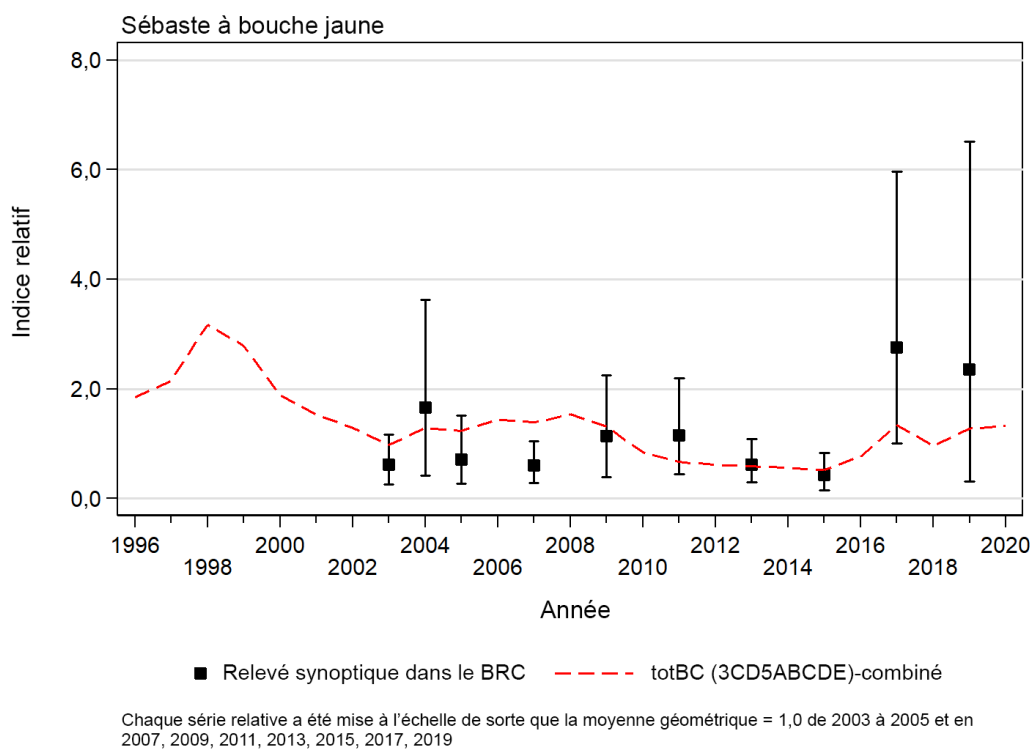


Figure C.18. Comparaison de la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte à la série d'indices de la CPUE (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Les limites de confiance du relevé sont fondées sur 1 000 répétitions bootstrap.

C.6.2. Relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver

La Figure C.19 compare la série combinée dans la zone totBC (3CD5ABCDE) (Figure C.17, Tableau C.9) à la série de la biomasse relative du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir l'annexe B, section B.5). Cette comparaison semble moins bonne que pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte, les indices de 2016 et de 2018 étant les plus bas de la série à un moment où la série de la CPUE augmente. L'indice de 2010 est le plus élevé de la série (et ne recoupe pas la série de la CPUE) à un moment où la série CPUE diminue. Cette série concorde apparemment mal avec la série de la CPUE, ce qui n'est pas surprenant étant donné que la majeure partie de la couverture du relevé se trouve dans un habitat qui semble moins propice au sébaste à bouche jaune (voir la carte de la répartition A.1 à l'annexe A).

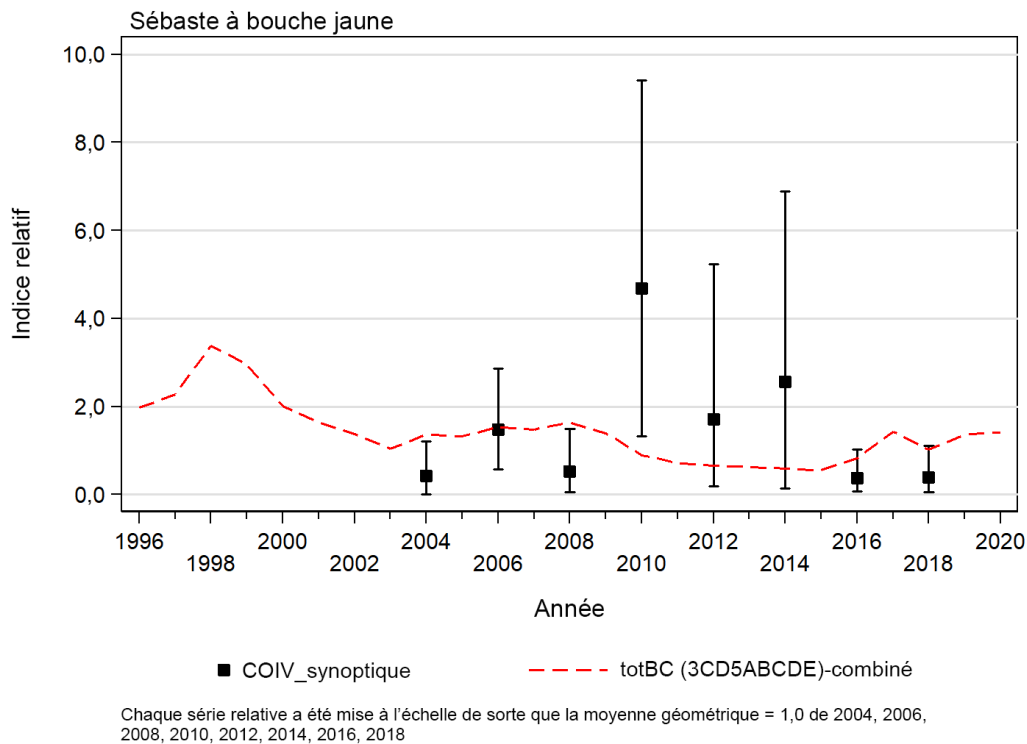
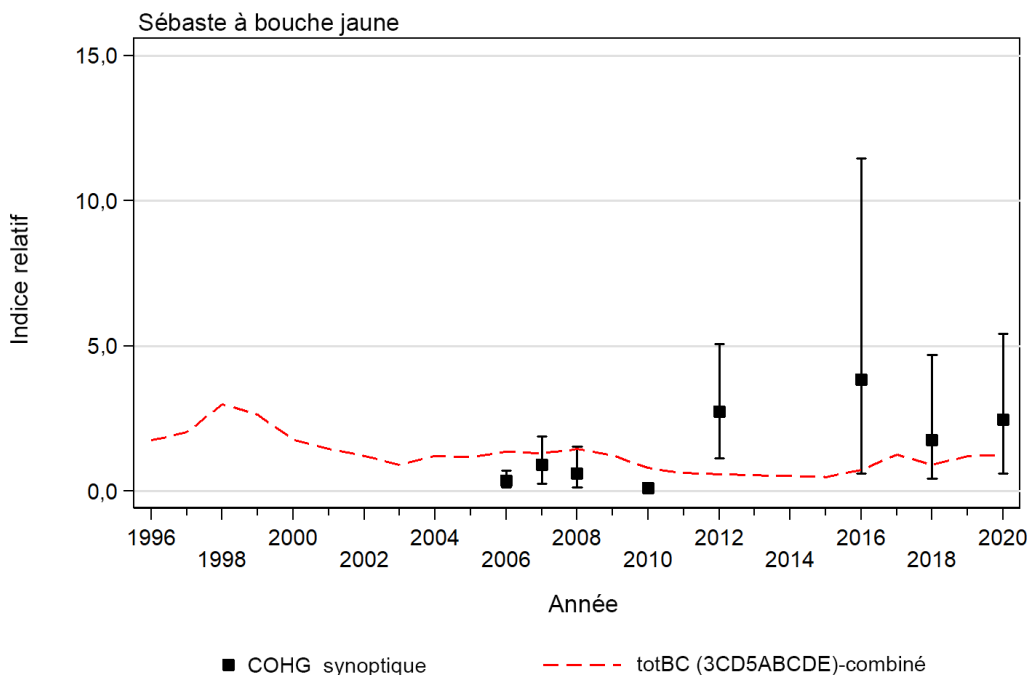


Figure C.19. Comparaison de la série de relevés synoptiques sur la côte ouest de l'île de Vancouver à la série d'indices de la CPUE (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Les limites de confiance du relevé sont fondées sur 1 000 répétitions bootstrap.

C.6.3. Relevé sur la côte ouest de Haïda Gwaii

La Figure C.20 compare la série combinée dans la zone totBC (3CD5ABCDE) (Figure C.17, Tableau C.9) à la série de la biomasse relative du relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii (voir l'annexe B, section B.6). Cette comparaison est intermédiaire entre les deux relevés précédents, les valeurs de l'indice le plus élevé se produisant à la fin de la série, ce qui concorde raisonnablement avec la série de la CPUE. Cependant, les faibles valeurs de l'indice du relevé au début de la série ne correspondent pas à celles de la série de la CPUE. Cette comparaison, comme celle des deux autres relevés, est entravée par les très grandes erreurs relatives associées au sébaste à bouche jaune.



Chaque série relative a été mise à l'échelle de sorte que la moyenne géométrique = 1,0 de 2006-2008, 2010, 2012, 2016, 2018, 2020

Figure C.20. Comparaison de la série de relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii à la série d'indices de la CPUE (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans la zone totBC (3CD5ABCDE). Les limites de confiance du relevé sont fondées sur 1 000 répétitions bootstrap.

C.7. COMPARAISON DE LA SÉRIE DE LA CPUE AVEC LE MODÈLE DE CPUE DE TWEEDIE

On a préparé une analyse des données sur les captures et l'effort pour le sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte fondée sur une autre structure de modèle comparée au modèle décrit à la section C.2.2 afin de l'utiliser dans l'évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (Sean Anderson, Station biologique du Pacifique du MPO, comm. pers.). Ce modèle était fondé sur la distribution de Tweedie, qui peut accepter des traits nuls et positifs dans le même modèle, éliminant ainsi la nécessité d'estimer des modèles positifs et logit distincts, combinés au moyen de la procédure delta-log-normale (Éq. C.4). La procédure suivie par le modèle de Tweedie est documentée dans Anderson *et al.* (2019, section D.3).

Le modèle de Tweedie repose sur un ensemble similaire de filtres, tel que décrit dans la section C.3, et se compose des éléments suivants :

zone = "3CD5ABCDE"
années_fourchette = c(1996, 2020)
lat_fourchette = c(48, Inf)
min_traits_positifs = 100
min_sorties_positives = 10
min_années_avec_sortie = 5
lat_intervalle_largeur = 0,1
profondeur_intervalle_largeur = 25
engin = "chalut de fond"

Le modèle de Tweedie utilisait des interceptions aléatoires pour le navire et la localité, tandis que le modèle delta-log-normal traitait ces variables comme des facteurs. Cet ensemble de filtres a donné un ensemble de données légèrement différent de celui résumé dans le Tableau C.4, avec 28 navires contre les 32 du Tableau C.2. Nous avons utilisé la série de Tweedie sans interactions [localité du MPO x année] parce que les analyses de sensibilité détaillées dans la section C.8 ci-dessous nous ont amenés à conclure que la série estimée de l'abondance de la CPUE affiche une tendance constante parmi les régions d'abondance élevée et faible. La Figure C.21 compare la série de la CPUE combinée dans la zone totBC (3CD5ABCDE) (Figure C.17, Tableau C.9) à la série de Tweedie sans interactions [localité du MPO x année].

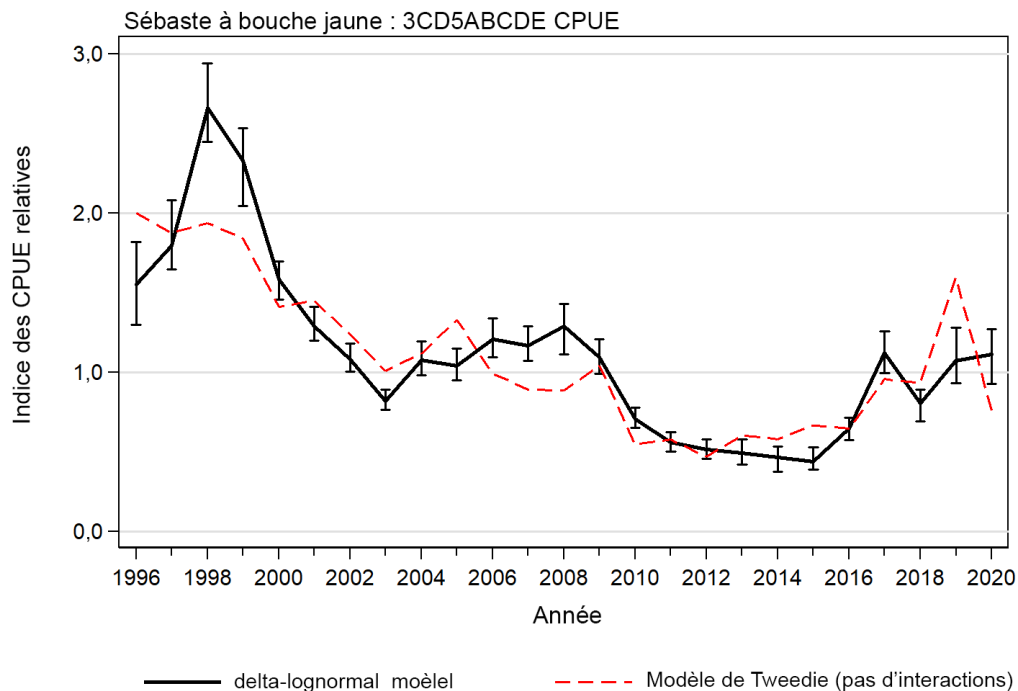


Figure C.21. Comparaison de la série delta-log-normale (totBC(3CD5ABCDE)) au modèle de Tweedie utilisé dans le modèle de sensibilité S04 (Sean Anderson, Station biologique du Pacifique du MPO, comm. pers.).

C.8. ANALYSES DE SENSIBILITÉ SUR L'EFFET DES LIEUX DE PÊCHE DU MPO

On a réalisé deux analyses de sensibilité explorant l'incidence de l'élimination des lieux de pêche du MPO associés à des taux de prises élevés pour voir l'effet sur l'analyse combinée ainsi obtenue qui est présentée à la section C.5. La première analyse excluait les cinq lieux de pêche du MPO ayant les taux de prises les plus élevés dans le MLG log-normal. Ces lieux de pêche du MPO sont indiqués en gris dans le Tableau C.6. Le Tableau C.10 présente la taille de l'ensemble de données restant après le retrait de ces lieux de pêche du MPO. La comparaison de ce tableau à l'ensemble de données résumé dans le Tableau C.4 montre que cette analyse conserve une grande partie des données originales, avec le même nombre de navires, un nombre similaire de sorties et aucune tendance apparente dans la proportion de prises nulles. Lorsqu'on a soumis ces données aux étapes de modélisation décrites dans la section C.2.2, la normalisation qui en a résulté était similaire à l'analyse qui incluait toutes les données, avec peut-être un effet de normalisation moindre (voir la ligne du haut de la Figure C.22). Étant

donné que cette analyse calcule les taux de prises relatifs, certains des indices log-normaux des autres localités du MPO étaient alors plus élevés que ceux estimés dans le modèle original (Tableau C.11). Cependant, la série d'indices annuels ainsi obtenue diffère peu du modèle qui comprenait toutes les données (voir la Figure C.23, qui exclut 5 séries de localités du MPO).

Tableau C.10. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du sébaste à bouche jaune dans la zone totBC (3CD5ABCDE), par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données et la sélection des navires principaux) après la suppression des données pour les cinq [localité du MPO] indiquées en gris dans le Tableau C.6.

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 des prises (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	31	154	684	684	4 114	83,4	519,0	1 152	450,4
1997	31	278	1 331	1 331	5 262	74,7	802,4	2 509	319,8
1998	30	334	1 840	1 840	6 239	70,5	1 102,7	3 657	301,6
1999	29	365	1 803	1 803	6 541	72,4	1 076,0	3 551	303,0
2000	30	406	2 144	2 144	7 188	70,2	1 197,4	3 861	310,2
2001	30	382	1 933	1 933	6 572	70,6	977,4	3 260	299,9
2002	30	413	1 809	1 809	6 983	74,1	1 008,1	3 044	331,2
2003	30	410	1 736	1 736	6 729	74,2	877,0	2 799	313,4
2004	30	376	1 707	1 707	6 642	74,3	1 105,9	2 805	394,2
2005	28	368	1 597	1 597	7 244	78,0	1 179,2	2 945	400,5
2006	27	343	1 743	1 743	6 136	71,6	1 138,7	3 477	327,5
2007	27	295	1 568	1 568	5 462	71,3	817,6	3 013	271,4
2008	25	240	1 124	1 124	4 734	76,3	638,3	2 159	295,7
2009	24	249	1 309	1 309	4 941	73,5	966,8	2 370	407,9
2010	24	225	1 307	1 307	5 018	74,0	575,4	2 601	221,2
2011	24	195	1 038	1 038	4 582	77,3	586,7	2 045	286,9
2012	23	174	971	971	4 036	75,9	361,3	1 925	187,6
2013	22	162	770	770	4 437	82,6	433,7	1 545	280,7
2014	23	162	622	622	4 090	84,8	324,2	1 179	274,9
2015	23	192	814	814	4 584	82,2	333,8	1 519	219,7
2016	18	200	1 036	1 036	4 001	74,1	437,3	2 108	207,4
2017	19	204	1 026	1 026	3 943	74,0	491,7	2 123	231,6
2018	16	158	909	909	3 516	74,1	564,1	1 800	313,3
2019	13	137	723	723	2 881	74,9	749,9	1 284	583,9
2020	13	92	447	447	2 470	81,9	434,1	815	532,9

¹ calculé pour les traits avec des prises de sébaste à bouche jaune >0;

² calculé pour tous les traits.

Tableau C.11. Indices log-normaux des autres lieux de pêche du MPO inclus dans le modèle dans lequel les cinq lieux de pêche ayant les taux de prises les plus élevés avaient été exclus de l'analyse.

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice log-normal
122	3	23	Big Bank	Deep Big Bank/canyon Barkley	1,146
138	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	1,503
139	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	1,370
140	3	24	Baie Clayoquot	Estevan – Sud	0,567
145	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Estevan – Nord	1,013
146	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Nootka	0,492
166	4	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	3,096
177	5	11	Cap Scott-Triangle	Inconnu	1,398
178	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	0,892
179	5	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,316
180	5	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,094

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice log-normal
188	5	11	Cap Scott-Triangle	Canyon Pisces	5,758
192	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – NE	0,329
193	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SE	0,534
195	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SO	0,624
196	6	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	0,770
197	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – SE	1,380
202	6	8	Banc de l'île Goose	Middle Bank – SO	1,019
203	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Extérieur	1,168
204	6	8	Banc de l'île Goose	Rochers Vierges - Ouest	0,320
205	6	8	Banc de l'île Goose	Sous le Middle Bank	1,410
212	7	2	2B-Est	Moresby – Sud	0,963
230	7	7	6-Centre de Moresby – Détroit de Milbanke	Inconnu	1,792
271	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Baie Rennell	2,624
272	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Île Frederick	4,257
284	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	Hogback – Sud	1,828
299	9	35	1 Ouest – Langara	Rockpile-Langara	1,131

La deuxième analyse de sensibilité excluait quatre autres localités du MPO qui avaient les taux de prises les plus élevés pour le MLG binomial. Ces localités supplémentaires du MPO sont indiquées en gris dans le Tableau C.8 et ont entraîné l'abandon de neuf localités. Comme pour l'analyse précédente, la comparaison du Tableau C.12 à l'ensemble des données résumé dans le Tableau C.4 montre qu'il restait encore beaucoup de données, encore une fois avec le même nombre de navires, un nombre similaire de sorties et aucune tendance apparente dans la proportion de prises nulles. Lorsqu'on a soumis ces données aux étapes de modélisation décrites dans la section C.2.2, la normalisation qui en a résulté était à nouveau similaire à celle observée dans les analyses qui incluaient toutes les données, avec le même effet de normalisation que dans la première analyse de retrait de localités (voir la ligne du bas de la Figure C.22). Étant donné que cette analyse calcule les taux de prises relatifs, certains des indices binomiaux des autres localités du MPO étaient alors plus élevés que ceux estimés dans le modèle original (Tableau C.13). La série d'indices annuels qui en a résulté affichait une plus grande variabilité par rapport au modèle qui comprenait toutes les données ou au modèle qui n'omettait que cinq localités du MPO (voir la Figure C.23, qui exclut 9 séries de localités du MPO). Toutefois, la tendance générale est demeurée inchangée dans les trois modèles. Ce résultat signifie que l'effet sous-jacent de l'année mesuré par ces données est uniforme sur l'ensemble de la côte, ce qui réduit le potentiel d'interaction entre la zone et l'année dans cette analyse.

Tableau C.12. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du sébaste à bouche jaune dans la zone totBC (3CD5ABCDE), par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données et la sélection des navires principaux) après la suppression des données pour les neuf [Localité du MPO] indiqués en gris dans le Tableau C.6.

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 des prises (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	31	147	623	623	4 004	84,4	454,8	1 064	427,4
1997	31	274	1 293	1 293	5 193	75,1	778,5	2 443	318,7
1998	30	326	1 765	1 765	6 146	71,3	1 014,7	3 521	288,1
1999	29	355	1 689	1 689	6 410	73,7	949,3	3 352	283,2
2000	30	386	1 860	1 860	6 886	73,0	881,9	3 457	255,1
2001	30	360	1 663	1 663	6 261	73,4	689,2	2 885	238,9
2002	30	378	1 545	1 545	6 667	76,8	749,7	2 714	276,3
2003	30	388	1 518	1 518	6 461	76,5	652,2	2 510	259,8

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 des prises (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
2004	30	356	1 495	1 495	6 408	76,7	920,2	2 542	362,0
2005	28	351	1 452	1 452	7 073	79,5	1 068,7	2 740	390,0
2006	27	322	1 547	1 547	5 913	73,8	986,1	3 227	305,6
2007	27	274	1 409	1 409	5 256	73,2	675,8	2 775	243,5
2008	25	221	1 032	1 032	4 599	77,6	587,7	2 047	287,2
2009	24	233	1 183	1 183	4 745	75,1	866,8	2 206	392,9
2010	24	211	1 199	1 199	4 859	75,3	510,0	2 453	207,9
2011	24	184	930	930	4 443	79,1	448,1	1 885	237,7
2012	23	166	860	860	3 912	78,0	249,2	1 769	140,9
2013	22	152	705	705	4 368	83,9	351,7	1 436	244,9
2014	23	145	535	535	3 968	86,5	213,8	1 031	207,3
2015	23	179	747	747	4 472	83,3	258,7	1 410	183,5
2016	18	189	983	983	3 917	74,9	390,1	2 023	192,8
2017	19	195	966	966	3 861	75,0	367,6	2 043	179,9
2018	16	149	871	871	3 453	74,8	518,3	1 740	297,8
2019	13	130	654	654	2 779	76,5	653,4	1 195	546,9
2020	13	91	400	400	2 387	83,2	394,0	709	555,7

¹ calculé pour les traits avec des prises de sébaste à bouche jaune >0;

² calculé pour tous les traits.

Tableau C.13. Indices log-normaux pour les autres localités du MPO incluses dans le modèle dans lequel les neuf localités ayant les taux de prises les plus élevés dans le modèle binomial avaient été exclues de l'analyse.

Code	Zone principale de la CPMP	Zone mineure du MPO	Nom de la zone mineure	Nom de la localité	Indice binomial
122	3	23	Big Bank	Deep Big Bank/canyon Barkley	0,626
138	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	0,908
139	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	1,257
140	3	24	Baie Clayoquot	Estevan – Sud	0,484
145	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Estevan – Nord	0,921
146	4	25	Estevan - Inlet Esperanza	Nootka	0,300
166	4	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	1,666
177	5	11	Cap Scott-Triangle	Inconnu	3,377
178	5	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	1,488
179	5	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,902
180	5	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,278
192	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – NE	0,477
193	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SE	1,251
195	6	8	Banc de l'île Goose	Goose – SO	0,648
196	6	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	1,258
197	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – SE	1,838
202	6	8	Banc de l'île Goose	Middle Bank – SO	0,828
203	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James – Extérieur	1,336
204	6	8	Banc de l'île Goose	Rochers Vierges - Ouest	0,383
205	6	8	Banc de l'île Goose	Sous le Middle Bank	2,950
212	7	2	2B-Est	Moresby – Sud	0,733
230	7	7	6-Centre de Moresby – Détroit de Milbanke	Inconnu	2,702
272	9	31	2A Ouest – Baie Rennell	île Frederick	3,535

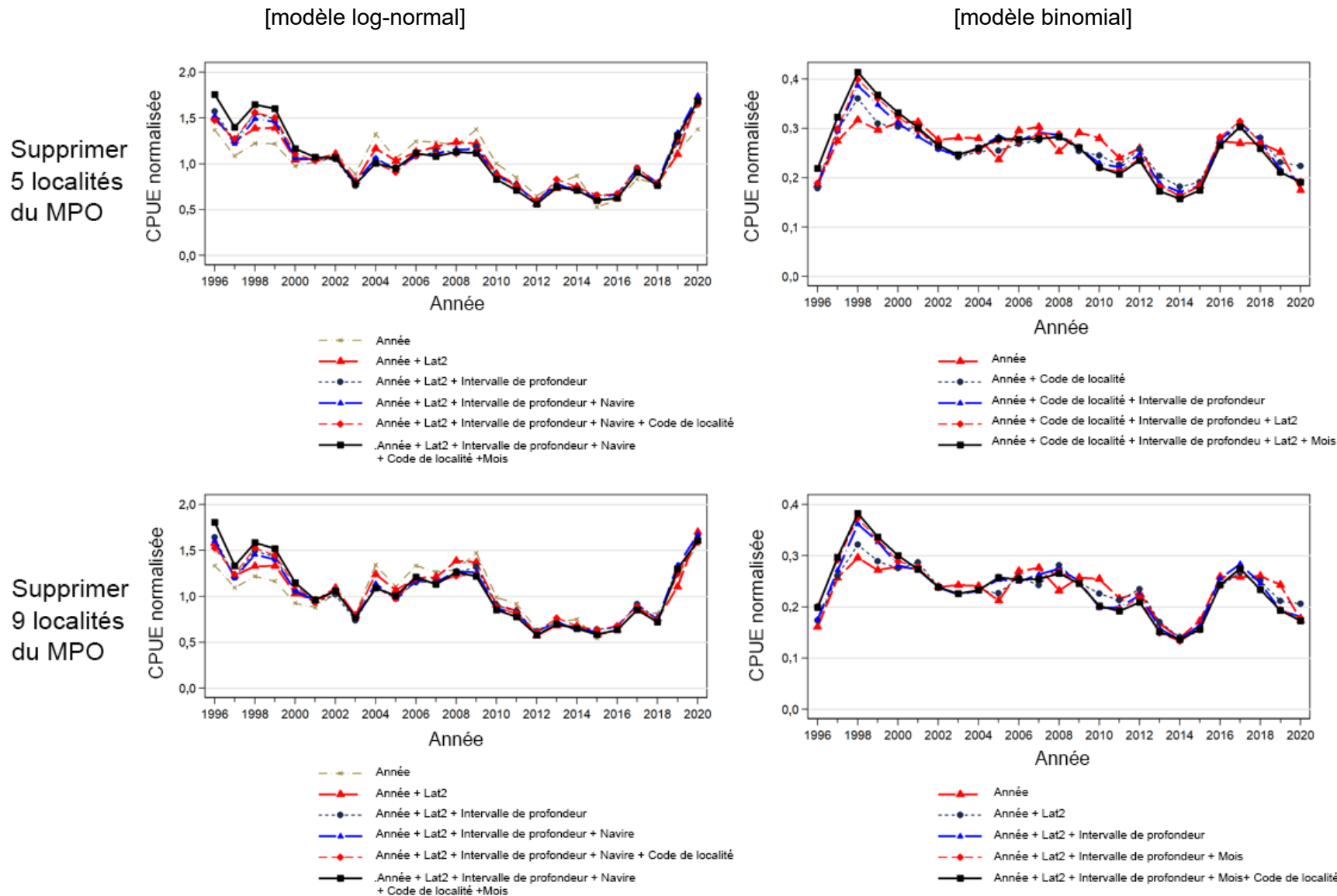


Figure C.22 : Diagrammes séquentiels équivalents à ceux présentés sur la Figure C.5 (modèle log-normal, graphiques de gauche) et la Figure C.12 (modèle binomial, graphiques de droite) montrant l'effet sur les indices annuels avec l'ajout de chaque variable explicative acceptée dans les modèles après avoir retiré les cinq [localité du MPO] marqués en gris dans le Tableau 6 (ligne du haut) ou les neuf [localité du MPO] indiquées en gris dans le Tableau C.8 (ligne du bas).

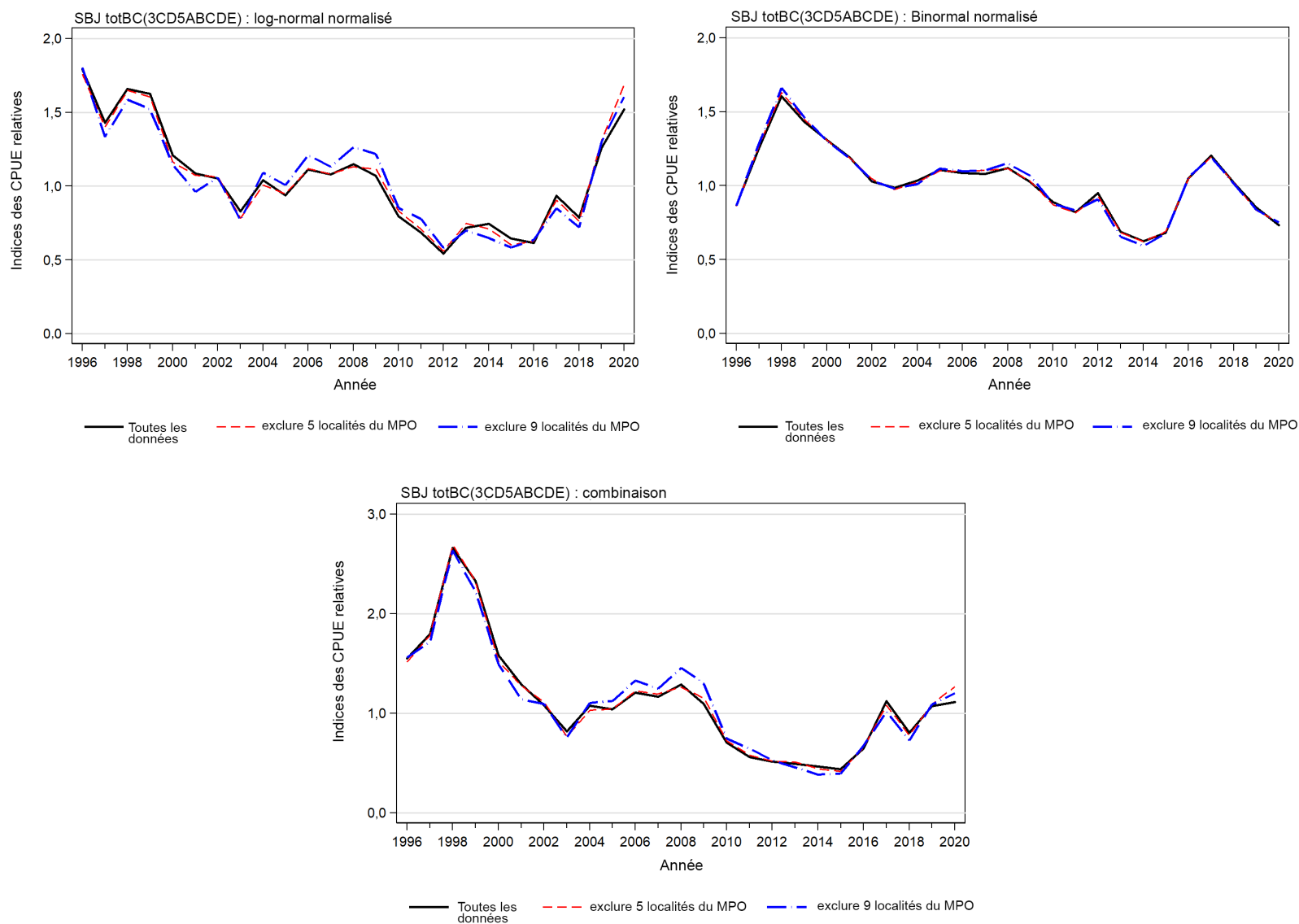


Figure C.23 : Graphiques de comparaison montrant la série d'indices annuels de trois modèles pour le sébaste à bouche jaune : (en haut à gauche) toutes les données (Tableau C.4); (en haut à droite) exclusion de cinq localités du MPO (Tableau C.10); (en bas) exclusion de neuf localités du MPO (Tableau C.10).

C.9. RÉFÉRENCES – CPUE

- Anderson, S.C., Keppel, E.A., Edwards, A.M. 2019. [Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.
- Bentley, N., Kendrick, T.H., Starr, P.J., and 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., 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.
- 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)
- Francis, R.I.C.C. 2001. [Orange roughy CPUE on the South and East Chatham Rise](#). N.Z. Fish. Ass. Rep. 2001/26: 30 pp.
- Quinn, T.R., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press. 542 pp.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

Cette annexe décrit les analyses des données biologiques sur le sébaste à bouche jaune (SBJ) de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.). Ces analyses suivent les méthodes adoptées dans les évaluations antérieures des stocks de sébastes (p. ex. Starr et Haigh 2021a), y compris les relations longueur-poids, les modèles de croissance de von Bertalanffy, les calendriers de maturation, la mortalité naturelle et les proportions selon l'âge, et les utilisent dans le modèle d'évaluation des prises selon l'âge pour le sébaste à bouche jaune (sections D.1 et D.2). De plus, on a examiné les données pour relever les différences possibles entre les régions du nord (5DE) et du sud (3CD5ABC) (section D.3) afin de déterminer si des données probantes justifient de traiter ces régions comme des stocks distincts. Toutes les analyses biologiques reposent sur les données relatives au sébaste à bouche jaune qui ont été extraites de la base de données sur le poisson de fond GFBioSQL de Pêches et Océans Canada (MPO) le 8 février 2021 (98 011 enregistrements). Les critères généraux de sélection des données pour la plupart des analyses sont résumés dans le Tableau D.1, mais la sélection des données a parfois varié d'une analyse à l'autre.

Tableau D.1. Critères de sélection des données pour les analyses des données biologiques en vue des analyses allométriques et de croissance.

Champ	Critères	Remarques
Type de sortie	[type_de_sortie] == c(2,3) [type_de_sortie] == c(1,4,5)	Définition des observations de recherche Définition des observations de la pêche commerciale
Type d'échantillon	[type_échantillon] == c(1,2,6,7)	Seulement des échantillons aléatoires ou totaux
Méthode de détermination de l'âge	[methage] == c(3, 17) ou == 0 et [année]>=1980 ou == 1 pour âges 1:3	Méthode de cassure et brûlage (C et B) inconnue à partir de 1980 (C et B présumée) lectures de la surface pour les jeunes poissons
Code de catégorie d'espèce	[CODE_CATEGORIE_ESPÈCE]==1 (ou 3)	1 = Échantillons non triés 3 = Échantillons triés (témoins)
Code de sexe	[sexe] == c(1,2)	Sexe clairement déterminé (1 = mâle; 2 = femelle)
Code de zone	[stock] sélectionner une zone de stock valide (côte de la C.-B.)	Codes des zones principales de la CPMP 3:9

* Les codes de données de la base GFBioSQL pour le sexe (1 = mâle et 2 = femelle) sont inversés dans le modèle (1 = femelle et 2 = mâle).

D.1. CYCLE BIOLOGIQUE

D.1.1. Allométrie – Poids et longueur

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été ajustée aux femelles ($s=2$), aux mâles ($s=1$) et aux deux sexes combinés pour toutes les paires de données valides sur le poids et la longueur i , $\{W_{is}, L_{is}\}$:

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

où α_s et β_s sont les paramètres d'interception et de pente pour chaque sexe s .

Des échantillons des relevés et de la pêche commerciale, quel que soit le type d'engin, ont été utilisés indépendamment pour dériver les paramètres longueur-poids à prendre en considération dans le modèle (Tableau D.2); cependant, seules les données des relevés à l'échelle de la côte ont été retenues pour être utilisées dans le modèle (Figure D.1, graphique du haut). Les données sur le poids provenant de la pêche commerciale n'étaient pas aussi abondantes que celles provenant des relevés de recherche et avaient tendance à représenter une plage limitée de poids par rapport à celles des relevés (comparer les poids minimum, maximum et moyen dans le Tableau D.2). Il est également possible que les poids dans la pêche commerciale aient été moins précis que les données sur le poids dans les relevés.

Tableau D.2. Estimations des paramètres longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations (n) du sébaste à bouche jaune (femelles, mâles et combinés) pour tous les échantillons de la pêche commerciale et des relevés, sans égard au type d'engin, de 1988 à 2020. P_i = poids (kg) du spécimen i ; $P_{préd}$ = poids prédit à partir de l'ensemble de données ajusté. (R) : données des relevés; (C) : données de la pêche commerciale.

Stock	Sexe	n	ln(a)	ET ln(a)	b	ET b	P_i moyen	ET P_i	P_i min.	P_i max.	$P_{préd}$ moyen
SBJ	F	4 796	-11,757	0,016	3,183	0,004	1,186	0,572	0,010	4,110	1,144
Côte	M	4 878	-11,950	0,014	3,241	0,004	1,122	0,571	0,008	2,708	1,093
(R)	F+M	9 679	-11,854	0,011	3,212	0,003	1,153	0,572	0,008	4,110	1,118
SBJ	F	1 829	-11,164	0,080	3,033	0,021	1,510	0,346	0,388	2,600	1,315
Côte	M	2 101	-11,415	0,082	3,101	0,022	1,441	0,297	0,428	2,345	1,257
(C)	F+M	3 929	-11,268	0,057	3,062	0,015	1,474	0,323	0,388	2,600	1,289
SBJ	F	1 204	-11,106	0,057	3,011	0,015	1,478	0,531	0,210	4,110	1,290
5DE	M	1 140	-11,457	0,055	3,111	0,015	1,402	0,502	0,240	2,708	1,234
(R)	F+M	2 345	-11,246	0,040	3,052	0,011	1,440	0,518	0,210	4,110	1,262
SBJ	F	429	-10,762	0,126	2,921	0,033	1,484	0,376	0,594	2,578	1,192
5DE	M	625	-11,406	0,116	3,097	0,031	1,421	0,334	0,455	2,225	1,162
(C)	F+M	1 055	-11,037	0,087	2,997	0,023	1,447	0,353	0,455	2,578	1,182
SBJ	F	3 595	-11,822	0,018	3,200	0,005	1,086	0,552	0,010	2,551	1,086
3CD5ABC	M	3 744	-11,996	0,016	3,253	0,004	1,035	0,564	0,008	2,632	1,038
(R)	F+M	7 341	-11,910	0,012	3,227	0,003	1,060	0,559	0,008	2,632	1,062
SBJ	F	1 402	-11,386	0,098	3,094	0,026	1,519	0,336	0,388	2,600	1,391
3CD5ABC	M	1 474	-11,406	0,110	3,100	0,029	1,450	0,280	0,428	2,345	1,320
(C)	F+M	2 876	-11,387	0,073	3,095	0,019	1,484	0,311	0,388	2,600	1,358

D.1.2. Croissance – Longueur et âge

Les données sur l'âge d'après les otolithes étaient disponibles à partir des relevés et des sorties de pêche commerciale; toutefois, on a repris les données des relevés pour déterminer la fonction de croissance utilisée dans le modèle. Sur les 16 733 enregistrements comportant des données sur l'âge, tous les enregistrements indiquaient également des longueurs, et 6 464 enregistrements convenaient à l'analyse de la croissance après la qualification selon le sexe (femelle|mâle), le type de sortie (recherche|relevés), le type d'échantillon (aléatoire) et la méthodologie de détermination de l'âge. La majorité de ces âges ont été déterminés selon la méthode de la cassure et du brûlage (C et B) (MacLellan 1997). Le modèle de croissance ci-après utilise 3 241 spécimens femelles et 3 223 spécimens mâles; le Tableau D.3 résume la disponibilité de tous les otolithes de sébaste à bouche jaune.

La croissance a été formulée sous forme de modèle de von Bertalanffy, les longueurs selon le sexe, L_{is} , pour les poissons $i = 1, \dots, n_s$ étant calculées selon la formule :

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

où, pour chaque sexe s ,

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

κ_s = coefficient du taux de croissance et

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

La log-vraisemblance négative pour chaque sexe s , utilisée pour la minimisation, est :

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

D.1.2.1. Estimation du maximum de vraisemblance

Divers ajustements de l'estimation du maximum de vraisemblance (EMV) ont été faits pour les données sur la longueur par rapport à l'âge. Un modèle de croissance (von Bertalanffy) a été appliqué pour l'ensemble complet de données de recherche/de relevés (Figure D.2) et les quatre principaux relevés utilisés dans la présente évaluation (Figure D.3) – synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii et historique dans le goulet de l'île Goose (voir tous les paramètres dans le Tableau D.4). La Figure D.4 illustre les fréquences de longueur cumulative dans les relevés synoptiques en utilisant des années appariées. Le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte avait tendance à capturer des poissons plus petits que les deux autres relevés.

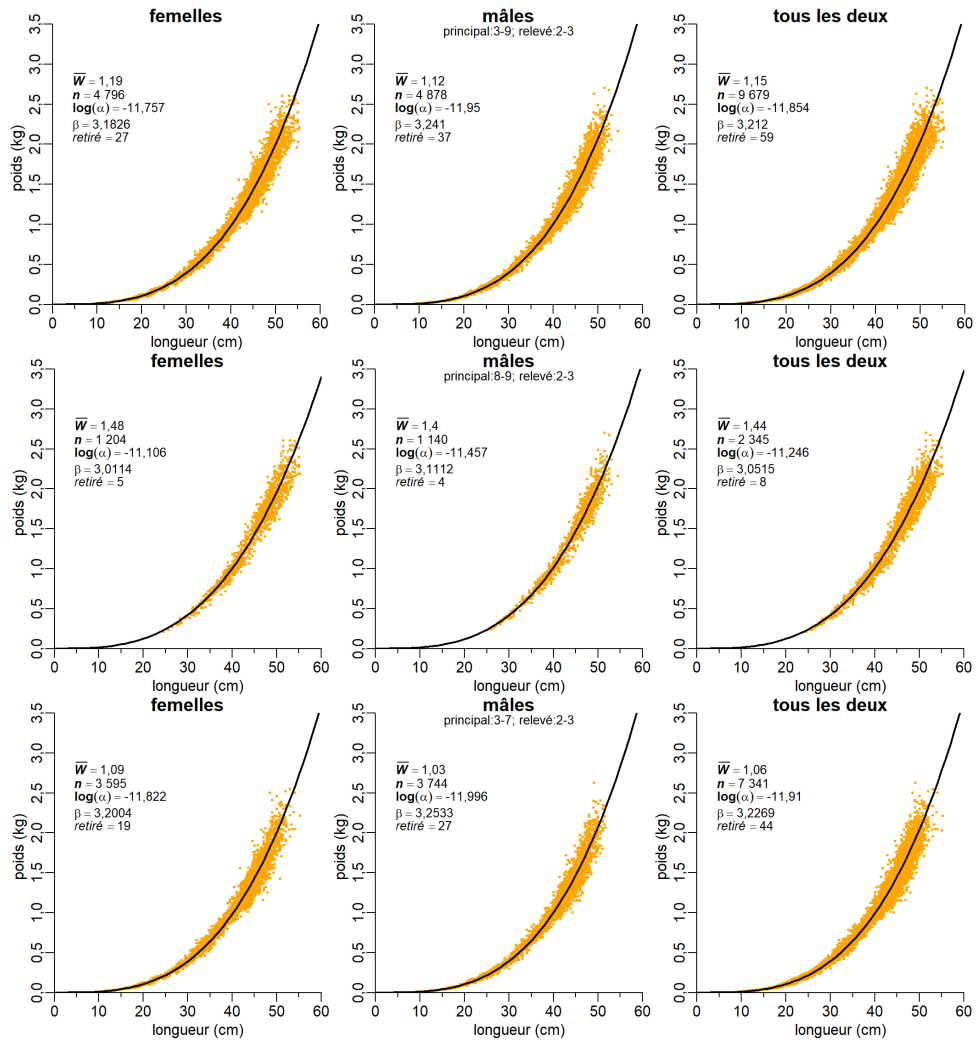


Figure D.1. Relation longueur-poids pour le sébaste à bouche jaune : données des relevés à l'échelle de la côte (en haut), données des relevés dans les zones 5DE (au milieu), données des relevés dans les zones 3CD5ABC (en bas). Les enregistrements dont la valeur absolue des valeurs résiduelles normalisées est supérieure à 3 (d'après un ajustement préliminaire) ont été omis.

Tableau D.3. Nombre d'otolithes de spécimens de sébaste à bouche jaune dont l'âge a été déterminé par diverses méthodes. Le nombre d'échantillons est indiqué entre parenthèses et n'est pas cumulatif entre les sexes (c.-à-d. que les otolithes selon le sexe proviennent habituellement du même échantillon). Les échantillons indiqués « Affrètement » proviennent de relevés de recherche effectués sur des navires commerciaux. Ces otolithes ont été collectés entre 1965 et 2019.

Type de sortie	Activité	Méth. dét. âge	Femelles	Mâles	Inconnu
Canada sans obs.	Pêche commerciale	Cassure et brûlage	1 448 (52)	1 385 (52)	---
Recherche	Relevé	Lecture de la surface	36 (2)	28 (2)	---
Recherche	Relevé	Cassure et brûlage	515 (32)	634 (33)	---
Affrètement	Relevé	Lecture de la surface	6 (4)	8 (3)	---
Affrètement	Relevé	Cassure et brûlage	2 720 (170)	2 581 (167)	5 (5)
Canada avec obs.	Pêche commerciale	Lecture de la surface	5 (2)	5 (1)	---
Canada avec obs.	Pêche commerciale	Coupe fine	43 (1)	50 (3)	---
Canada avec obs.	Pêche commerciale	Cassure et brûlage	3 399 (140)	3 854 (140)	11 (8)

Tableau D.4. Estimations des paramètres âge-longueur pour le sébaste à bouche jaune (femelles, mâles et les deux combinés) à partir des ajustements à l'aide du modèle de croissance de von Bertalanffy (Quinn et Deriso 1999) sur des spécimens de recherche et de relevés combinés ainsi que pour certains relevés (du nord au sud : COHG = côte ouest de Haida Gwaii, BRC = bassin de la Reine-Charlotte, GIG = goulet de l'île Goose, COIV = côte ouest de l'île de Vancouver).

Modèle d'EMV	Source des données	Sexe	n	Linf (cm)	K	t ₀ (cm)
SBJ – vonB	Recherche+relevés	Femelles	3 200	48,2	0,1157	-2,46
		Mâles	3 163	46,7	0,1288	-2,00
		Les deux	6 362	47,4	0,1227	-2,18
SBJ – vonB	Synoptique sur la COHG	Femelles	925	49,7	0,1109	-2,51
		Mâles	887	47,8	0,1283	-1,75
		Les deux	1 812	48,8	0,1190	-2,14
SBJ – vonB	Synoptique dans le BRC	Femelles	1 276	46,4	0,1256	-2,01
		Mâles	1 240	45,1	0,1394	-1,61
		Les deux	2 517	45,8	0,1322	-1,80
SBJ – vonB	Historique dans le GIG	Femelles	404	47,0	0,1248	-2,33
		Mâles	371	46,1	0,0802	-10
		Les deux	774	46,4	0,1060	-4,96
SBJ – vonB	Synoptique dans le BRC	Femelles	284	49,5	0,1296	-2,35
		Mâles	356	47,8	0,1410	-2,24
		Les deux	639	48,4	0,1413	-2,01

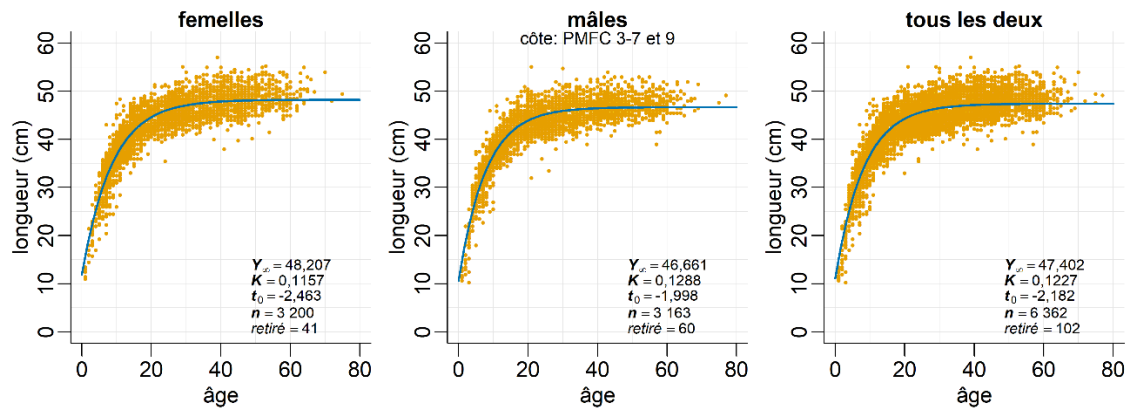


Figure D.2. Croissance précisée par la relation âge-longueur : ajustements de von Bertalanffy au sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte à l'aide des données de la recherche et des relevés. Les âges ont été déterminés par cassure et brûlage des otolithes et lecture de la surface des otolithes des âges 1 à 3. Les enregistrements dont la valeur absolue des valeurs résiduelles normalisées est supérieure à 3 (d'après un ajustement préliminaire) ont été omis.

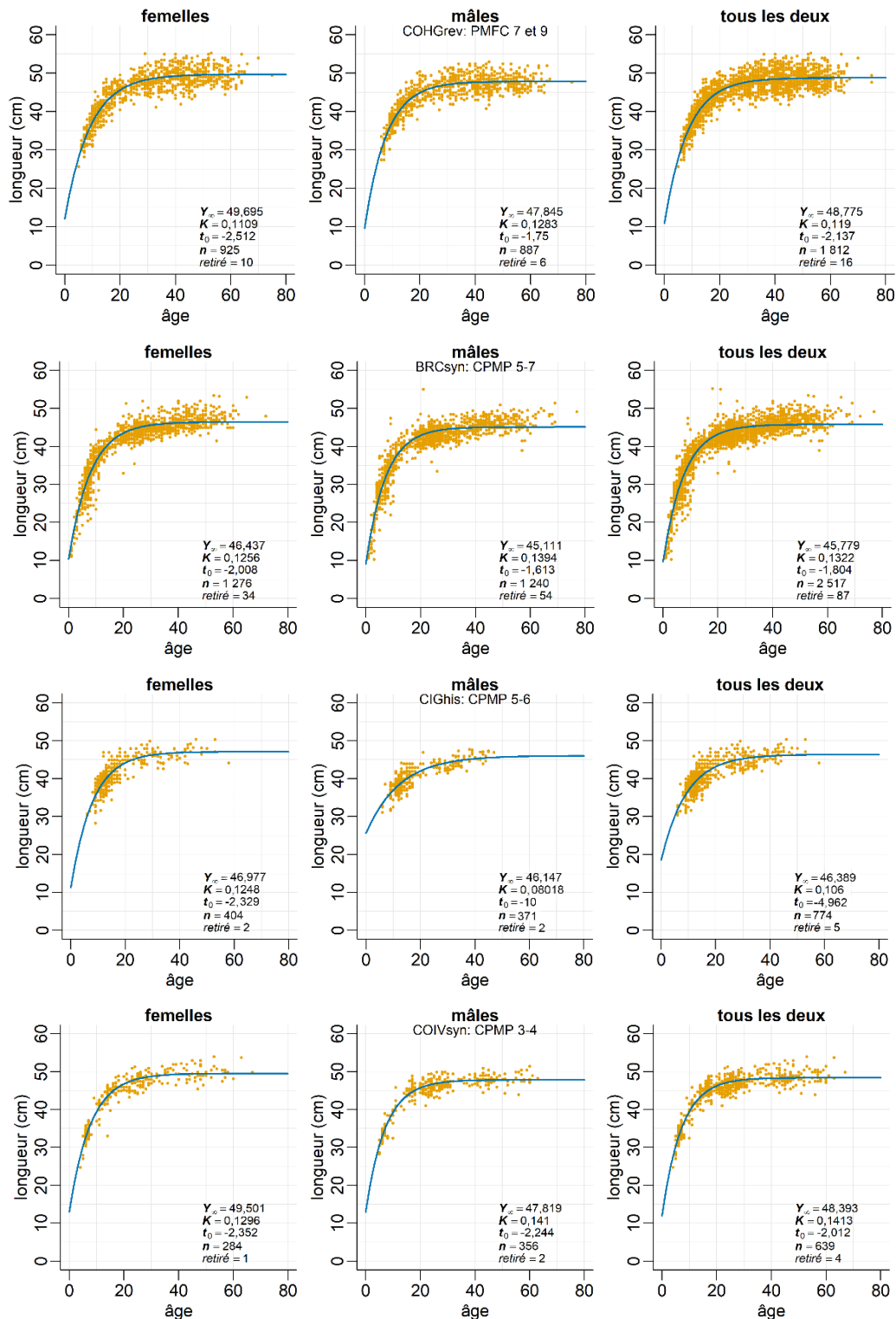


Figure D.3. Croissance précisée selon la relation âge-longueur : ajustements de von Bertalanffy au sébaste à bouche jaune à partir de quatre relevés : synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii, synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, historique dans le goulet de l'île Goose et synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Voir la légende de la Figure D.2 pour obtenir davantage de précisions.

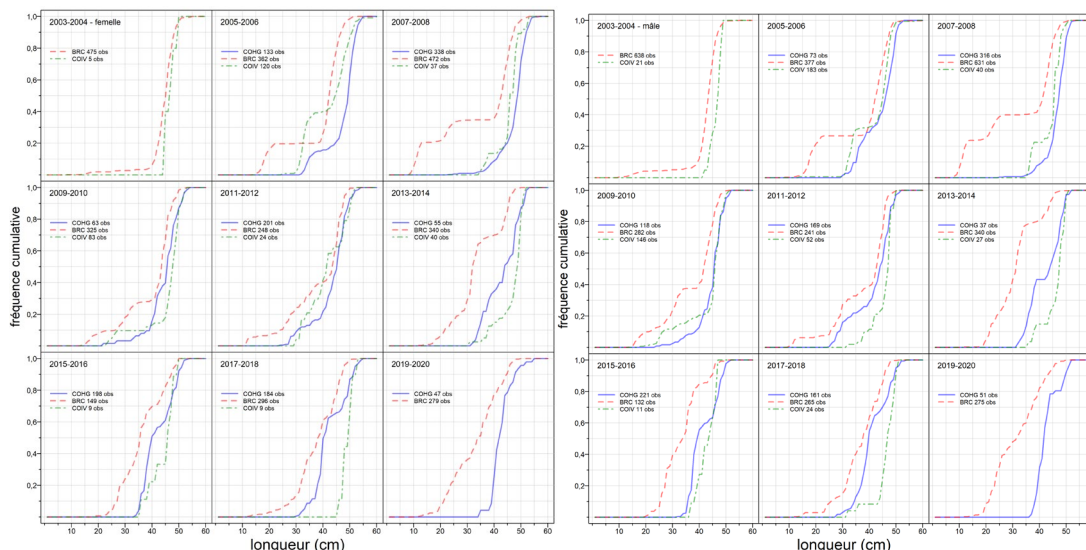


Figure D.4. Fréquences de longueur cumulative pour les femelles (à gauche) et les mâles (à droite) en comparant les relevés synoptiques effectués tous les deux ans. COHG = côte ouest de Haida Gwaii, BRC = bassin de la Reine-Charlotte, COIV = côte ouest de l'île de Vancouver.

D.1.3. Maturité

Cette analyse était fondée sur toutes les femelles « codées » (examinées pour en déterminer l'état de maturité) dans la base de données GFBioSQL du MPO. Les codes de maturité pour le sébaste à bouche jaune dans la base de données (Tableau D.5) proviennent de MATURITÉ_CONVENTION_CODE = 1, qui décrit sept stades de maturité pour le sébaste (1977+).

Tableau D.5. Codes de maturité dans la base GFBio pour le sébaste, y compris les sébastes de la Colombie-Britannique.

Code	Femelle	Mâle
1	Immature – translucide, petite	Immature – translucide, ressemblant à un filament
2	En phase de maturation – petits œufs jaunes, translucides ou opaques	En phase de maturation – gonflé, brun-blanc
3	Mature – gros œufs jaunes, opaques	-
4	Fécondée – gros œufs orange-jaune, translucides	Mature – grand et blanc, facilement rompu
5	Embryon ou larve – comprend les œufs nucléés	Mûr – écoulement de sperme
6	Vide – gros ovaires rouges flasques; peut-être quelques larves	Vide – flasque, rouge
7	Au repos – ovaires de taille moyenne, fermes, rouges-gris	Au repos – ressemblant à un ruban, petit, brun

Les femelles matures (stade 3) commencent à apparaître en août et sont les plus abondantes de décembre à février, les femelles fécondées culminant en mars, suivies des poissons porteurs d'embryons en avril (Figure D.5). Idéalement, la longueur et l'âge à la maturité sont calculés aux périodes de pointe du développement (saison d'insémination pour les mâles et saison de parturition pour les femelles; Westrheim 1975). Toutefois, on a utilisé tous les mois pour créer la courbe de distribution de la maturité parce que ces données ont fourni une concordance plus précise que l'utilisation d'un sous-ensemble de mois. Pour ce faire, il a fallu combiner les données de la pêche commerciale et de la recherche parce que la plupart des

données de la recherche ne vont pas jusqu'à la fin de l'automne, à l'hiver et au début du printemps.

Aux fins de l'analyse de maturité, on a présumé que tous les individus aux stades 3 et plus étaient matures, et une courbe de maturité a été ajustée aux données filtrées à l'aide d'un modèle à double normale :

$$m_{as} = \begin{cases} e^{-(a-v_s)^2/\rho_{sL}}, & a \leq v_s \\ 1, & a > v_s \end{cases} \quad (\text{D.3})$$

où, m_{as} = maturité à l'âge a pour le sexe s (combinés),

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

ρ_{sL} = variance pour la branche gauche de la courbe de maturité pour le sexe s .

Pour estimer une courbe de maturité, les enregistrements de données biologiques (enr.) ont été qualifiés comme suit :

- stocks – SBJ toute la côte majeur = 3:9 98 011 enr.
- méthode de détermination de l'âge (voir la remarque ci-après) metha = c(0,1,3,17) 16 550 enr.
- type d'échantillon – prise/aléatoire typech = c(1,2,6,7) 16 478 enr.
- sexe – femelles seulement sexe = 2 8 055 enr.
- codes de maturité pour les sébastes mats = c(1:7) 6 271 enr.
- limites d'âge de la courbe âge = c(0,60) 5 420 enr.
- Type de sortie (relevé + commercial) types = 1:5 5 420 enr.
- mois – tous les mois mois = 1:12 5 420 enr.

En règle générale, les analyses biologiques des sébastes utilisent l'âge déterminé par les otolithes traités et interprétés selon la procédure « cassure et brûlage » (metha = 3) ou codés « inconnu » (metha = 0), mais traités en 1980 ou après. Il existe également une méthode appelée « cassure et cuisson » (metha = 17); toutefois, aucun sébaste à bouche jaune n'a été traité au moyen de cette technique. Enfin, les otolithes de sébastes d'âge 1 à 3 sont parfois traités par un examen de la surface (metha = 1) parce que le laboratoire de détermination de l'âge trouve cette technique plus fiable que la méthode « cassure et brûlage » pour les très jeunes poissons; voir les otolithes de sébaste à bouche jaune traités dans le Tableau D.3.

La qualification ci-dessus a produit 5 420 spécimens femelles provenant de relevés de recherche et de la pêche commerciale pour lesquels on disposait de lectures de maturité et d'âges valides. (Il n'y avait pas de données disponibles de la pêche commerciale pour les sébastes à bouche jaune de moins de 8 ans afin de déterminer les courbes séparément des données du relevé.) Les spécimens matures comprenaient les échantillons codés de 3 à 7 pour les sébastes (Tableau D.5). La proportion empirique de femelles matures à chaque âge a été calculée (Figure D.6). Une fonction binormale (Éq. D.3) a été ajustée aux proportions observées

d'individus matures entre les âges 1 et 60 pour lisser les observations et déterminer une fonction monotone croissante à utiliser dans le modèle d'évaluation du stock (Figure D.6). En outre, la fonction logistique utilisée par Vivian Haist (VH) pour les modèles de longueur dans les évaluations de langouste de la Nouvelle-Zélande (Haist *et al.* 2009) a été utilisée pour comparaison avec le modèle à double normale.

Suivant une procédure adoptée par Stanley et ses collaborateurs (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), les proportions d'individus matures à un jeune âge ajustées par l'Éq. D.3 n'ont pas été utilisées parce que la ligne ajustée peut surestimer la proportion de femelles matures (Figure D.6). Par conséquent, la courbe de maturité employée dans les modèles d'évaluation des stocks (colonne « m_a Mod » du Tableau D.6) établit la proportion de poissons matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis passe à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 16. Tous les âges à partir de 17 ans ont été forcés à 1 (pleine maturité). Cette stratégie est conforme aux évaluations antérieures des sébastes de la Colombie-Britannique dans lesquelles il était admis que les individus plus jeunes n'avaient pas été bien échantillonnés, et que ceux qui l'avaient été avaient tendance à être plus grands et plus probablement matures. La fonction de cette courbe de distribution dans le modèle d'évaluation du stock est de calculer la biomasse féconde utilisée dans la fonction stock-recrutement de Beverton-Holt, et est traitée comme une constante connue sans erreur. Les âges à 50 % de maturité et à pleine maturité selon l'ajustement binormal sont estimés à 11 ans et 16,8 ans, respectivement.

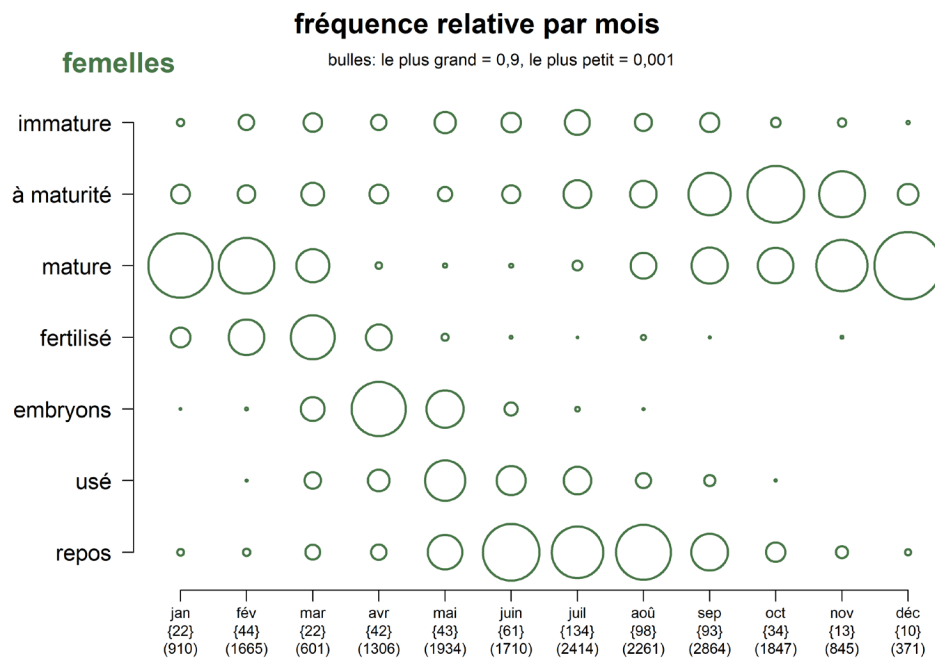


Figure D.5. Fréquence relative des codes de maturité, par mois, pour les sébastes à bouche jaune femelles. Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et de la recherche. Les fréquences sont calculées dans chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

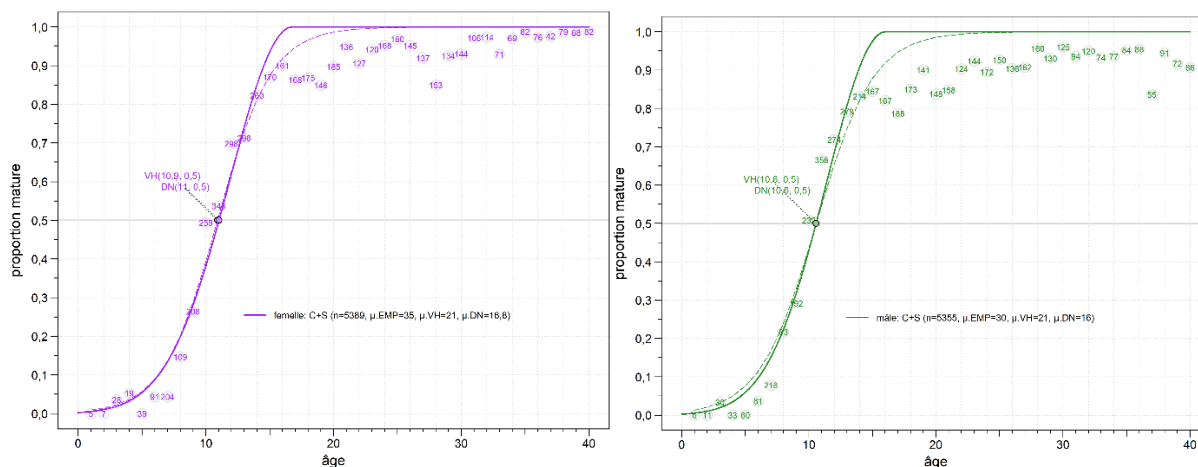


Figure D.6. Courbes de maturité pour les femelles (à gauche) et les mâles (à droite). La ligne pleine montre l'ajustement de la courbe binormale (BN); la ligne tiretée représente l'ajustement du modèle logistique (VH = Vivian Haist); les nombres dans les cercles indiquent le nombre de spécimens femelles utilisés pour calculer les proportions d'individus matures d'entrée (EMP = empirique). Les âges estimés à 50 % de maturité sont indiqués près de la ligne médiane; les âges à pleine maturité ($\mu.VH$, $\mu.BN$) sont indiqués dans la légende.

Tableau D.6. Proportion de femelles matures selon l'âge (m_a) utilisée dans le modèle de prises selon l'âge (colonne « Mod »). On a supposé que les stades de maturité 1 et 2 représentaient les individus immatures et que tous les autres individus dont le stade était défini (stades 3 à 7) étaient matures. EMP = empirique, LB = logit binomial, VH = fonction logistique utilisée par Vivian Haist, BN = binormale (Éq. D.3), Mod = utilisé dans le modèle de population.

Âge	Nbre d'individus	EMP m_a	LB m_a	VH m_a	BN m_a	Mod m_a
1	5	0	0,1020	0,0090	0,0055	0
2	7	0	0,1242	0,0144	0,0104	0
3	28	0,0357	0,1504	0,0229	0,0188	0
4	19	0,0526	0,1810	0,0364	0,0328	0
5	39	0	0,2163	0,0572	0,0549	0,0549
6	91	0,0440	0,2563	0,0888	0,0880	0,0880
7	204	0,0441	0,3008	0,1355	0,1352	0,1352
8	109	0,1468	0,3494	0,2012	0,1994	0,1994
9	208	0,2644	0,4014	0,2883	0,2819	0,2819
10	259	0,4942	0,4557	0,3943	0,3822	0,3822
11	348	0,5374	0,5111	0,5114	0,4970	0,4970
12	298	0,6980	0,5662	0,6272	0,6198	0,6198
13	296	0,7128	0,6197	0,7300	0,7414	0,7414
14	260	0,8231	0,6705	0,8130	0,8505	0,8505
15	170	0,8706	0,7175	0,8748	0,9357	0,9357
16	161	0,9006	0,7603	0,9183	0,9873	0,9873
17	168	0,8631	0,7984	0,9475	1	1
18	175	0,8686	0,8318	0,9667	1	1
19	146	0,8493	0,8606	0,9790	1	1
20	185	0,8973	0,8851	0,9868	1	1
25	160	0,9688	0,9590	0,9988	1	1
30	144	0,9306	0,9861	0,9999	1	1
35	82	0,9878	0,9954	1,0000	1	1
40	82	0,9878	0,9985	1,0000	1	1

D.1.4. Mortalité naturelle

Selon une évaluation antérieure des stocks de sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012), les estimations de la mortalité naturelle (M) d'un modèle ajusté à Awatea étaient de 0,0595 (0,0544; 0,0648) pour les femelles et de 0,0559 (0,0507; 0,0613) pour les mâles. Dans la base de données GFBioSQL du MPO, l'âge maximal du sébaste à bouche jaune est de 99 ans, ce qui suggère une valeur de M variant de 0,047 à 0,055, selon la méthode (Tableau D.8). À l'âge 50 (quantile ~0,95), la valeur estimée de M varie de 0,092 à 0,11 (Tableau D.8), des valeurs de loin supérieures aux estimations de l'évaluation précédente.

L'estimateur de Hoenig (1983) décrit une décroissance exponentielle $\ln(k) = -Z t_L$, où Z correspond à la mortalité naturelle, t_L à la longévité d'un stock et k à la proportion d'animaux toujours vivants à t . Quinn et Deriso (1999) ont popularisé cet estimateur en réorganisant l'équation de Hoenig et en fixant k à 0,01 (comme l'avait suggéré initialement Hoenig) :

$$M = -\ln(0.01) / t_{\max} \quad (\text{D.4})$$

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

$$M = 4.899 t_{\max}^{-0.916} \quad (\text{D.5})$$

où t_{\max} = âge maximum.

Pendant le processus d'examen du sébaste à raie rouge (MPO 2022), l'un des principaux examinateurs, Vladlena Gertseva (2018, [Northwest Fisheries Science Center](#), National Oceanic and Atmospheric Administration [NOAA], comm. pers.), a fait remarquer que Then et ses collaborateurs (2015) n'ont pas appliqué de façon uniforme une transformation logarithmique. Dans l'espace réel, on pourrait s'attendre à une hétéroscédasticité importante tant dans les erreurs d'observation que dans les erreurs de processus associées à la relation entre M et t_{\max} . En réévaluant les données utilisées dans Then *et al.* (2015) en ajustant le modèle à un paramètre t_{\max} à l'aide d'une transformation bilogarithmique (de sorte que la pente doit être de -1 dans l'espace transformé, comme dans Hamel 2015), Gertseva a recalculé l'estimation ponctuelle de M comme suit :

$$M = 5.4 / t_{\max} \quad (\text{D.6})$$

Lors de réunions précédentes d'examen par les pairs du SCAS, les participants étaient opposés 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 7). Pour le sébaste à bouche jaune, les âges 50 et plus seraient ainsi plus appropriés. En utilisant les âges 50 à 90 par tranches de 10 ans (quantiles ~0,95 à 0,99), le Tableau D.8 présente le calcul des valeurs possibles de M d'après les estimateurs de Hoenig (1983) et de Vladlena Gertseva (2018, [Northwest Fisheries Science Center](#), National Oceanic and Atmospheric Administration [NOAA], comm. pers.).

Dans les essais préliminaires avec la plateforme SS, l'estimation de M à l'aide des données révisées des relevés et de la flottille commerciale s'est révélée intenable. L'estimation du MDP pour les femelles était de 0,072 et l'estimation selon la méthode MCCM, de 0,071 (0,060; 0,082); cependant, les estimations de R_0 étaient élevées et irréalistes et la procédure de simulation par MCCM ne convergait pas. Par conséquent, en nous fondant sur le Tableau D.8, l'évaluation précédente du sébaste à bouche jaune et de nombreux essais pour cette

évaluation, nous avons choisi de fixer les valeurs de M de manière à couvrir un ensemble réalisable : $M \in \{0,04, 0,045, 0,05, 0,055, 0,06\}$.

Tableau D.7. 99^e centile de l'âge par année, catégorie d'espèce de sébaste à bouche jaune (déterminée à partir de la définition spatiale de l'Unité de gestion du poisson de fond) et catégorie pêche commerciale/recherche. Le nombre d'échantillons et le nombre d'otolithes utilisés pour calculer le 99^e centile sont également indiqués. Le tiret « -- » indique qu'il n'y a pas de données.

Année	Nombre d'échantillons (nbre d'otolithes)								99 ^e centile (âge)							
	Pêche commerciale				Recherche				Pêche commerciale				Recherche			
	3C	3D5AB	5CD	5E	3C	3D5AB	5CD	5E	3C	3D5AB	5CD	5E	3C	3D5AB	5CD	5E
1965	--	--	--	--	1 (36)	--	--	--	--	--	--	--	32,3	--	--	--
1967	--	--	--	--	--	1 (28)	--	--	--	--	--	--	--	31,0	--	--
1978	--	--	--	1 (95)	--	--	--	--	--	--	--	31,1	--	--	--	--
1979	--	2 (200)	--	4 (394)	1 (85)	2 (199)	--	3 (279)	--	70,0	--	32,2	56,6	31,0	--	29,2
1980	--	--	--	7 (698)	--	--	--	--	--	--	--	33,0	--	--	--	--
1990	--	6 (240)	1 (53)	3 (199)	--	--	--	--	--	41,0	80,3	43,0	--	--	--	--
1991	--	5 (245)	--	--	--	--	--	--	--	40,0	--	--	--	--	--	--
1992	--	9 (297)	--	--	--	--	--	--	--	43,3	--	--	--	--	--	--
1993	--	7 (373)	1 (61)	--	--	--	--	3 (152)	--	58,0	47,6	--	--	--	--	42,5
1994	--	4 (229)	--	--	--	7 (135)	--	--	--	44,7	--	--	--	52,0	--	--
1995	--	8 (304)	--	--	--	8 (449)	--	--	--	48,0	--	--	--	44,5	--	--
1996	--	5 (312)	--	--	5 (50)	2 (40)	--	2 (94)	--	43,0	--	--	17,5	45,1	--	46,4
1997	--	--	--	--	--	--	1 (50)	7 (262)	--	--	--	--	--	--	48,0	52,8
1998	--	9 (361)	--	2 (80)	--	--	--	--	--	51,4	--	48,0	--	--	--	--
1999	--	9 (393)	2 (94)	--	--	--	--	--	--	49,2	48,0	--	--	--	--	--
2000	--	3 (155)	2 (102)	2 (140)	--	--	--	--	--	60,9	53,0	51,2	--	--	--	--
2001	--	4 (235)	3 (184)	2 (111)	--	--	--	--	--	51,7	51,0	54,0	--	--	--	--
2002	--	6 (374)	1 (23)	2 (127)	--	--	--	--	--	51,0	51,0	55,2	--	--	--	--
2003	--	6 (318)	2 (91)	--	--	15 (238)	4 (12)	--	--	52,0	57,0	--	--	57,9	42,7	--
2004	--	--	--	--	--	1 (26)	--	--	--	--	--	--	--	60,0	--	--
2005	--	8 (317)	1 (65)	--	--	5 (145)	2 (35)	--	--	50,0	59,0	--	--	59,5	85,6	--
2006	--	--	--	--	3 (101)	4 (199)	--	2 (118)	--	--	--	--	60	58,0	--	53,8
2007	--	7 (351)	1 (48)	--	--	5 (189)	3 (143)	3 (168)	--	56,5	56,0	--	--	58,1	56,6	61,3
2008	--	--	--	--	--	1 (56)	--	4 (171)	--	--	--	--	--	50,9	--	59,0
2009	--	7 (389)	--	--	--	14 (350)	1 (31)	--	--	59,1	--	--	--	54,0	56,1	--
2010	--	6 (276)	3 (128)	--	--	4 (108)	--	5 (153)	--	58,3	59,5	--	--	59,9	--	60,0
2011	--	5 (204)	2 (101)	2 (102)	--	9 (247)	2 (50)	--	--	60,0	60,0	62,0	--	58,6	7,5	--
2012	--	5 (283)	--	--	1 (1)	1 (27)	--	9 (257)	--	53,2	--	--	23	59,2	--	60,4
2013	--	2 (98)	--	1 (63)	--	10 (278)	5 (121)	--	--	44,1	--	64,1	--	57,5	44,6	--
2014	1 (35)	2 (100)	--	--	--	1 (35)	--	3 (77)	27,0	50,0	--	--	--	51,5	--	63,0
2015	--	3 (171)	--	1 (61)	--	3 (83)	2 (57)	--	--	58,6	--	63,2	--	45,4	9,9	--
2016	--	5 (258)	--	--	--	--	--	12 (350)	--	52,4	--	--	--	--	--	64,5
2017	--	6 (301)	1 (50)	--	--	15 (353)	2 (45)	--	--	61,0	59,1	--	--	60,5	10,6	--
2018	--	1 (47)	2 (104)	--	--	--	--	7 (222)	--	41,1	65,0	--	--	--	--	66,0
2019	--	3 (160)	--	--	--	7 (184)	2 (44)	--	--	50,0	--	--	--	65,5	4,0	--
Total	1 (35)	143 (6 991)	22 (1 104)	27 (2070)	11 (273)	115 (3 369)	24 (588)	60 (2 303)	27,0	51,8	57,4	48,8	37,9	53,0	36,6	54,9

Tableau D.8. Estimations de la mortalité naturelle du sébaste à bouche jaune à partir d'équations fondées sur la longévité des individus. Divers âges supérieurs au quantile 0,95, jusqu'au t_{max} observé de 99 ans, sont utilisés pour illustrer la variabilité en M en fonction d'autres âges « maximaux ». La fonction de distribution cumulative empirique (ecdf) a été utilisée pour estimer les quantiles pour divers âges : dans R, $ecdf_fun = function(x,pc) ecdf(x)(pc)$.

Âge	Quantile tiré de la fonction ecdf	Hoenig (1983) $M = -LN(0,01)/t_{max}$	Gertseva (2018) $M = 5,4/t_{max}$
50	0,9529909	0,0921	0,1080
60	0,9935347	0,0768	0,0900
70	0,9991541	0,0658	0,0771
80	0,9996979	0,0576	0,0675
90	0,9999396	0,0512	0,0600
99	1	0,0465	0,0545

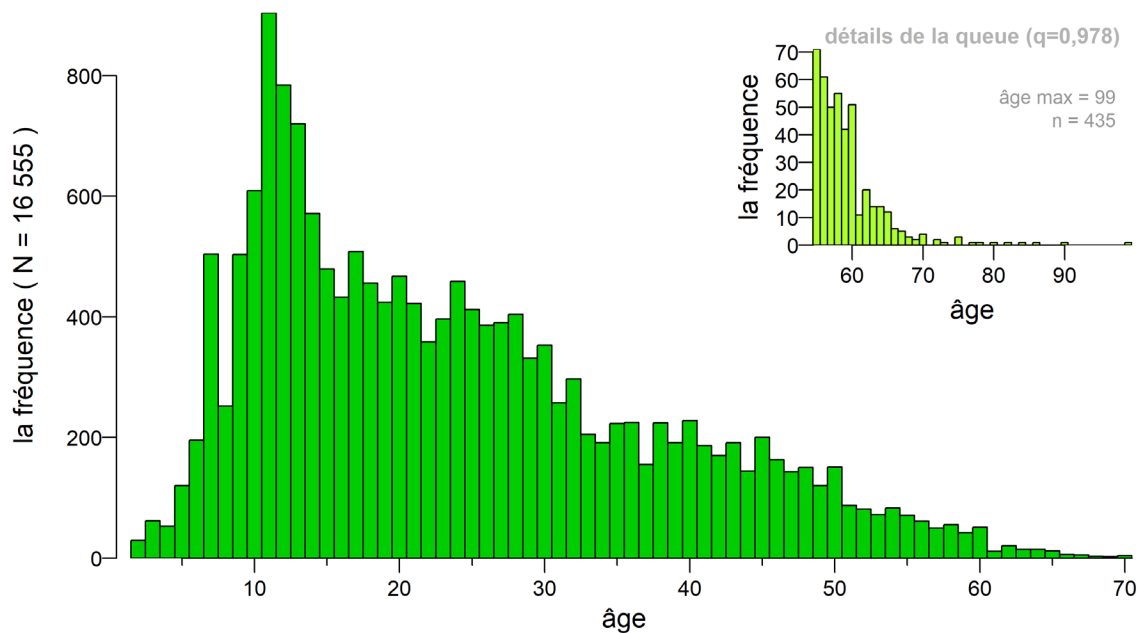


Figure D 7. Distribution des âges des femelles et des mâles; l'encart présente de l'information détaillée pour les âges 55 et plus, soit le quantile 0,975 de l'ensemble complet de données sur l'âge.

D.1.5. Durée de génération

La durée de génération t_G est supposée être l'âge moyen des adultes (mâles et femelles) dans la population, et prend la forme suivante :

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

où k = âge à 50 % de maturité,

M = taux instantané de mortalité naturelle.

Le COSEPAC utilise une approximation grossière de la durée de génération :

$$t_G = k + \frac{1}{M} \quad (D.8)$$

D'après la section D.1.3, $k = 11,0$ ans pour les femelles. Si nous supposons que $M = 0,055$ (en utilisant l'âge le plus âgé dans le Tableau D.8), l'estimation de la durée de génération t_G par le COSEPAC est alors de 29,2 ans pour le stock à l'échelle de la côte. Par souci de simplicité, nous adoptons $t_G = 30$ ans, soit la durée de génération utilisée dans l'évaluation de 2011 du stock de sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012).

D.2. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES

La présente section résume une méthode pour représenter les structures selon l'âge des échantillons de la pêche commerciale et des relevés dans le modèle d'évaluation du stock pour une espèce donnée (ci-après appelée « cible ») en pondérant les fréquences d'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 délimiter des valeurs parallèles dans les analyses des échantillons de la pêche commerciale et des relevés, respectivement, puisque les mécanismes de la procédure de pondération sont similaires dans les deux cas. Le symbole peut se lire comme « ou », p. ex., prise ou densité.) Pour les échantillons de la pêche commerciale, ces strates comprennent des périodes trimestrielles à l'intérieur d'une année, tandis que pour les échantillons des relevés, les strates sont définies par des limites de longitude, de latitude et de profondeur propres à chaque série de relevés. Un système de pondération à deux niveaux est appliqué comme suit.

Dans chaque strate h , les échantillons d'âge de la pêche commerciale sont identifiés par sortie (habituellement un échantillon par sortie¹⁴) et les fréquences d'âge par sortie sont pondérées par le poids de la prise cible (tonnes) des traits qui ont été échantillonnés pour produire une fréquence d'âge pondérée par strate (trimestre). Pour chaque année, les fréquences d'âge trimestrielles sont ensuite pondérées par les prises trimestrielles de la cible dans la pêche. Si un trimestre n'a pas été échantillonné, il n'entre pas dans la pondération pour l'année. Ainsi, si des échantillons de la cible étaient absents dans le trimestre d'octobre à décembre 2018, seuls les trois premiers trimestres des prises de la cible seraient utilisés pour calculer au prorata les trois fréquences d'âge trimestrielles en 2018, ce qui donne une seule fréquence d'âge pour l'année.

Les âges dans les relevés annuels sont pondérés de la même façon. On pondère chaque trait échantillonné dans une strate de relevé par la densité des prises de la cible du trait (t/km^2) pour obtenir une fréquence d'âge pondérée par strate. Comme ci-dessus, les strates de relevé ne comportent pas toutes des échantillons d'âge, de sorte que les fréquences d'âge pondérées par strate échantillonnée sont pondérées par la superficie de la strate appropriée (km^2). Par exemple, si les échantillons d'âge proviennent seulement des strates peu profondes, les strates profondes ne sont pas utilisées pour calculer au prorata les fréquences d'âge des strates peu profondes. Pour les âges dans la pêche commerciale, le système de pondération à deux niveaux produit une fréquence d'âge par année de relevé.

Idéalement, l'effort d'échantillonnage serait proportionnel à la quantité de la cible qui a été capturée, mais ce n'est habituellement pas le cas. Le personnel peut mieux contrôler l'effort d'échantillonnage dans les relevés qu'à bord des navires de pêche commerciale, mais on ne peut pas connaître avec certitude la prise relative entre les strates pour une année ou un relevé en particulier tant que les événements ne se sont pas produits. Le système de pondération stratifiée décrit ci-dessus et traité plus en détail ci-après tente donc d'ajuster l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates.

¹⁴ Pour les sorties comportant plus d'un échantillon, on a combiné les échantillons et on les a pondérés par le poids du trait afin d'obtenir une seule fréquence d'âge pour chaque sortie.

Par souci de simplicité, on utilise la pondération des fréquences d'âge x_a pour illustrer la procédure, sauf indication contraire. La pondération s'effectue à deux niveaux : h (trimestres pour les âges dans la pêche commerciale, strates pour les âges dans les relevés) et i (années pour la pêche commerciale, superficie totale des strates pour les relevés). La notation est résumée dans le Tableau D.9.

Tableau D.9. Équations pour la pondération des fréquences ou proportions d'âge; (c) = pêche commerciale, (r) = relevés.

Indices	
Symbole	Description
a	classe d'âge (1 à A , A étant une classe d'âges avancés)
d	(c) numéro d'identification de la sortie comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par sortie) (r) numéro d'identification de l'échantillon comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par trait de relevé)
h	(c) trimestre de l'année civile (1 à 4), 91,5 jours chacun (r) strate du relevé (combinaison superficie-profondeur)
i	(c) année civile (de 1977 à aujourd'hui) (r) numéro d'identification unique du relevé dans une série de relevés (p. ex., relevé synoptique du BRC 2003)
Données	
Symbole	Description
x_{adhi}	observations selon l'âge a pour l'unité d'échantillon d dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
x'_{adhi}	proportion selon l'âge a pour l'unité d'échantillon d dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
C_{dhi}	(c) prise commerciale (t) de la cible pour l'unité d'échantillon d au cours du trimestre h de l'année i
C'_{dhi}	(r) densité (t/km ²) de la cible pour l'unité d'échantillon d dans la strate h du relevé i C'_{dhi} en proportion de la prise densité totale $C_{hi} = \sum_d C_{dhi}$
y_{ahi}	fréquences d'âge pondérées à l'âge a dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
K_{hi}	(c) prise commerciale totale (t) de la cible au cours du trimestre h de l'année i (r) superficie (km ²) de la strate h dans le relevé i
K'_{hi}	K_{hi} en proportion de la prise superficie totale $K_i = \sum_h K_{hi}$
P_{ai}	fréquences pondérées selon l'âge a de l'année du relevé i
P'_{ai}	proportions pondérées selon l'âge a de l'année du relevé i

Pour chaque trimestre || strate h , les fréquences des unités d'échantillon x_{ad} sont pondérées par la prise || densité des unités d'échantillon de l'espèce cible. (Pour les âges selon la pêche commerciale, la sortie est utilisée comme unité d'échantillon, même si parfois une sortie peut comporter plusieurs échantillons. Dans ces cas, les échantillons multiples d'une seule sortie seront regroupés en une seule unité d'échantillon.) Dans n'importe quel trimestre || strate h et année || relevé i , il existe un ensemble de prises || densités d'échantillons C_{dhi} qui peuvent être transformés en un ensemble de proportions :

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

La proportion C'_{dhi} est utilisée pour pondérer les fréquences d'âge x_{adhi} additionnées sur d , ce qui donne les fréquences d'âge pondérées par trimestre ||strate pour chaque année ||relevé :

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

Cette transformation réduit les fréquences x par rapport aux originaux, de sorte que y_{ahi} est rééchélonné (multiplié) par le facteur

$$\sum_a x_{ahi} / \sum_a y_{ahi} \quad (D.11)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations. (Pour les proportions x' cela n'est pas nécessaire.) Bien que cette étape soit effectuée, elle n'est strictement pas nécessaire parce qu'à la fin de 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 , la proportion annuelle des prises trimestrielles (t) pour les âges selon la pêche commerciale ou la proportion dans le relevé des superficies de strate (km²) pour les âges du relevé est calculée.

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

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

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

Là encore, si cette transformation est appliquée aux fréquences (par opposition aux proportions), elle les réduit par rapport à l'original, de sorte que p_{ai} est rééchélonné (multiplié) par le facteur

$$\sum_a y_{ai} / \sum_a p_{ai} \quad (D.14)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations.

Enfin, les fréquences pondérées sont transformées pour représenter les proportions selon l'âge :

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

Si on avait initialement utilisé des proportions x'_{adhi} plutôt que des fréquences x_{adhi} , la transformation finale ne serait pas nécessaire; toutefois, son application n'a pas d'incidence sur le résultat.

Le choix des données d'entrée (fréquences x ou proportions x') peut parfois avoir de l'importance, car le résultat numérique peut être très différent, surtout si les échantillons d'entrée comprennent peu d'observations. En théorie, la pondération des fréquences accentue notre confiance dans les observations individuelles à des âges particuliers, tandis que la pondération des proportions accentue notre confiance dans les distributions d'âges

échantillonnés. Ni l'une ni l'autre des méthodes ne donne de meilleurs résultats intrinsèquement; toutefois, si la méthode d'échantillonnage originale favorisait l'échantillonnage d'un petit nombre de poissons à partir de nombreux traits plutôt que l'échantillonnage de nombreux poissons à partir de peu de traits, il est alors probablement plus logique de pondérer les fréquences plutôt que les proportions. Dans cette évaluation, les fréquences d'âge x sont pondérées.

D.2.1. Âges selon la pêche commerciale

Pour le stock de sébaste à bouche jaune, on a combiné les fréquences d'âge (FA) des échantillons provenant des pêches commerciales (principalement le chalut de fond et le chalut pélagique); les données du chalut à crevettes n'ont pas été utilisées. Par conséquent, on a exécuté le modèle en supposant une sélectivité conjointe pour toutes les méthodes de pêche (les données sur les prises ont aussi été combinées en une seule pêche).

Pour l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge en 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 introduit des proportions selon l'âge dans le modèle. Cette pratique a également été suivie pour l'évaluation du stock de bocaccio après l'examen de cycles exploratoires utilisant uniquement des échantillons triés et uniquement des échantillons non triés. Habituellement, les échantillons triés se produisent plus tôt dans la série chronologique que les échantillons non triés. De ce fait, l'omission des échantillons triés perd de l'information sur la force du recrutement précoce. Dans la présente évaluation des stocks, nous utilisons des échantillons triés et non triés combinés pour les fréquences d'âge du sébaste à bouche jaune.

Tableau D.10. Données trimestrielles sur les sorties de pêche commerciale au chalut « Trawl+ » utilisées pour pondérer les proportions selon l'âge du sébaste à bouche jaune : nombre de sorties échantillonnées, prises de sébaste à bouche jaune (t) par sortie échantillonnée et par toutes les sorties.

Pêche au chalut du complexe nord de sébastes à œil épineux et sébastes à taches noires

Année	Nbre de sorties Nbre d'échantillons				Prises échantillonnées (t)				Prises dans la pêche (t)			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
1978	---	1; 1	---	---	---	2,95	---	---	86	266	552	311
1979	3; 3	3; 3	---	---	42,78	2,50	---	---	142	240	56	---
1980	---	2; 2	3; 3	2; 2	---	56,44	57,31	54,76	---	227	224	97
1990	7; 7	3; 3	---	---	78,60	58,35	---	---	355	826	437	62
1991	4; 4	---	1; 1	---	50,95	---	4,54	---	414	482	241	105
1992	6; 6	1; 1	2; 2	---	52,08	1,36	7,95	---	349	606	408	140
1993	2; 2	5; 5	---	1; 1	12,37	16,14	---	5,90	388	369	149	259
1994	---	1; 1	1; 1	2; 2	---	6,81	14,97	14,30	382	254	172	436
1995	4; 4	---	3; 3	1; 1	42,68	---	16,03	3,39	484	470	420	31
1996	4; 4	1; 1	---	---	68,18	15,03	---	---	526	628	119	149
1998	4; 5	3; 3	2; 2	1; 1	70,37	36,14	23,52	6,02	464	663	529	203
1999	3; 3	6; 6	2; 2	---	18,02	27,89	2,24	---	410	642	480	223
2000	1; 1	3; 3	3; 3	---	1,82	27,92	11,13	---	672	651	634	130
2001	2; 2	3; 3	4; 4	---	9,95	8,26	6,74	---	448	579	562	267
2002	---	4; 4	4; 4	1; 1	---	24,35	21,28	4,54	535	579	738	189
2003	---	3; 3	3; 3	2; 2	---	14,96	20,69	15,96	466	588	559	317
2005	---	2; 2	5; 5	2; 2	---	4,46	22,65	33,11	445	545	761	228
2007	---	5; 5	3; 3	---	---	20,65	5,32	---	179	484	618	80
2009	3; 3	1; 1	3; 3	---	8,81	0,04	22,52	---	259	483	723	132
2010	---	4; 5	2; 3	1; 1	---	42,29	18,58	24,49	193	340	475	180
2011	---	5; 5	2; 2	2; 2	---	26,18	25,95	38,99	227	335	519	146
2012	1; 1	2; 2	1; 1	1; 1	3,61	8,22	12,60	21,09	84	372	501	238
2013	1; 1	1; 1	---	1; 1	11,95	23,89	---	8,88	93	456	580	190
2014	1; 1	2; 2	---	---	0,84	1,79	---	---	328	413	537	95
2015	2; 2	1; 1	---	1; 1	2,63	9,46	---	1,45	92	382	530	191
2016	1; 1	---	4; 4	---	6,58	---	31,01	---	223	273	458	201
2017	4; 4	1; 1	2; 2	---	18,02	43,02	8,36	---	363	482	474	70
2018	2; 2	1; 1	---	---	1,83	1,35	---	---	230	546	337	94
2019	2; 2	1; 1	---	---	6,36	0,67	---	---	229	609	478	194

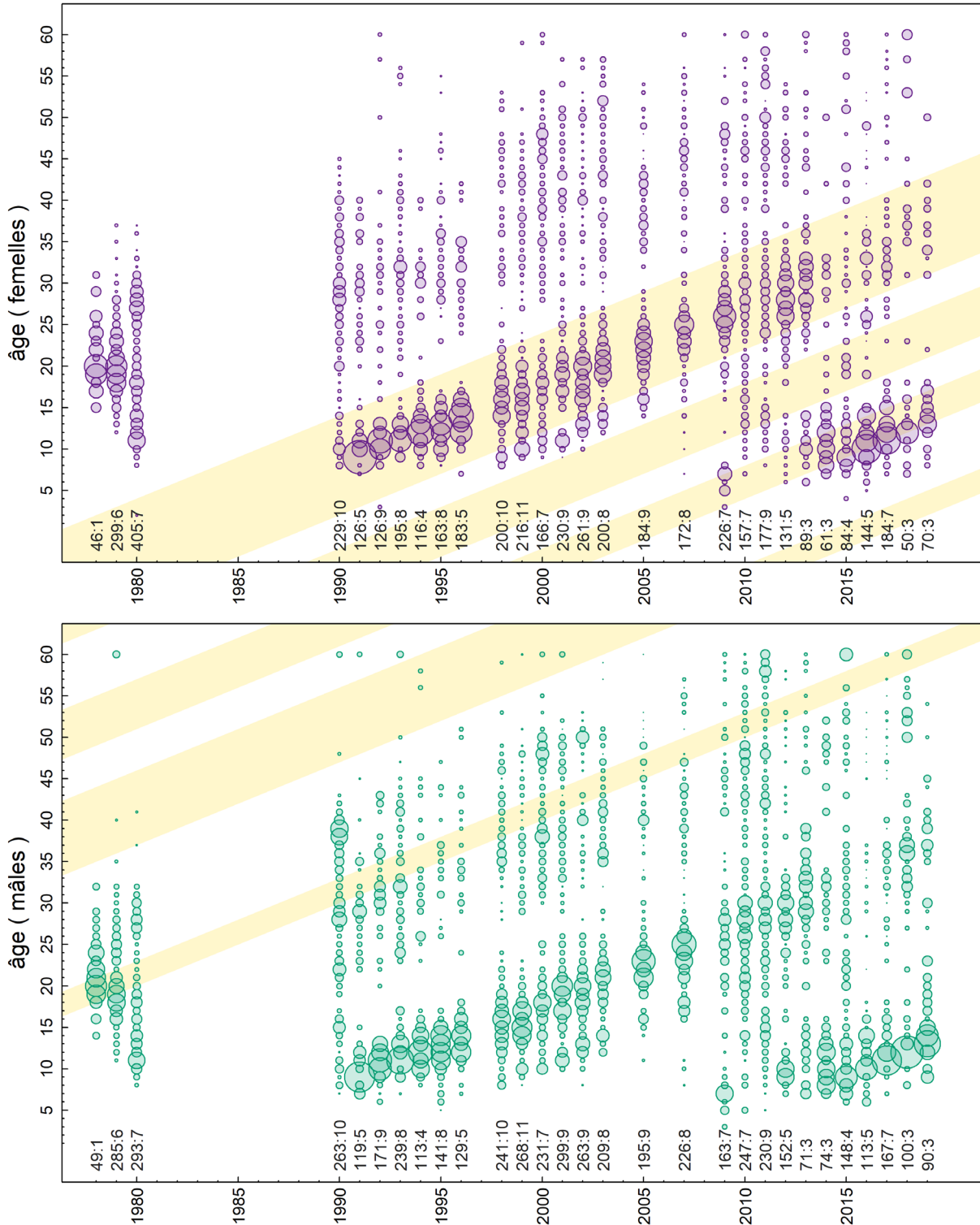


Figure D.8. Proportions selon l'âge des sébastes à bouche jaune capturés dans la pêche commerciale au chalut (à gauche) et les engins autres que le chalut (à droite), calculées comme fréquences d'âge pondérées selon les prises des sorties pour les trimestres et selon les prises de la pêche commerciale pour les années. Les bandes diagonales ombragées indiquent les cohortes nées lorsque l'oscillation décennale moyenne du Pacifique était positive. Les nombres le long de l'axe inférieur indiquent le nombre d'individus à l'âge déterminé et le nombre d'échantillons (séparés par un deux-points) par année.

D.2.2. Âges selon les relevés de recherche

Les données sur l'âge du sébaste à bouche jaune tirées des relevés couvrent les années 1979 à 2019 (Tableau D.11). Les profils des cohortes selon l'âge sont discernables, ce qui n'est pas toujours le cas pour les autres sébastes échantillonnés par les relevés.

Le stock de sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte est couvert par quatre relevés :

- Synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (9 ans) de 2003 à 2019 (Figure D.9);
- Synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (7 ans) en 1996 et de 2004 à 2014 (Figure D.10);
- Synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (9 ans) en 1997 et de 2006 à 2018 (Figure D.11);
- Historique dans le goulet de l'île Goose (3 ans) en 1979 et 1994-1995 (Figure D.12).

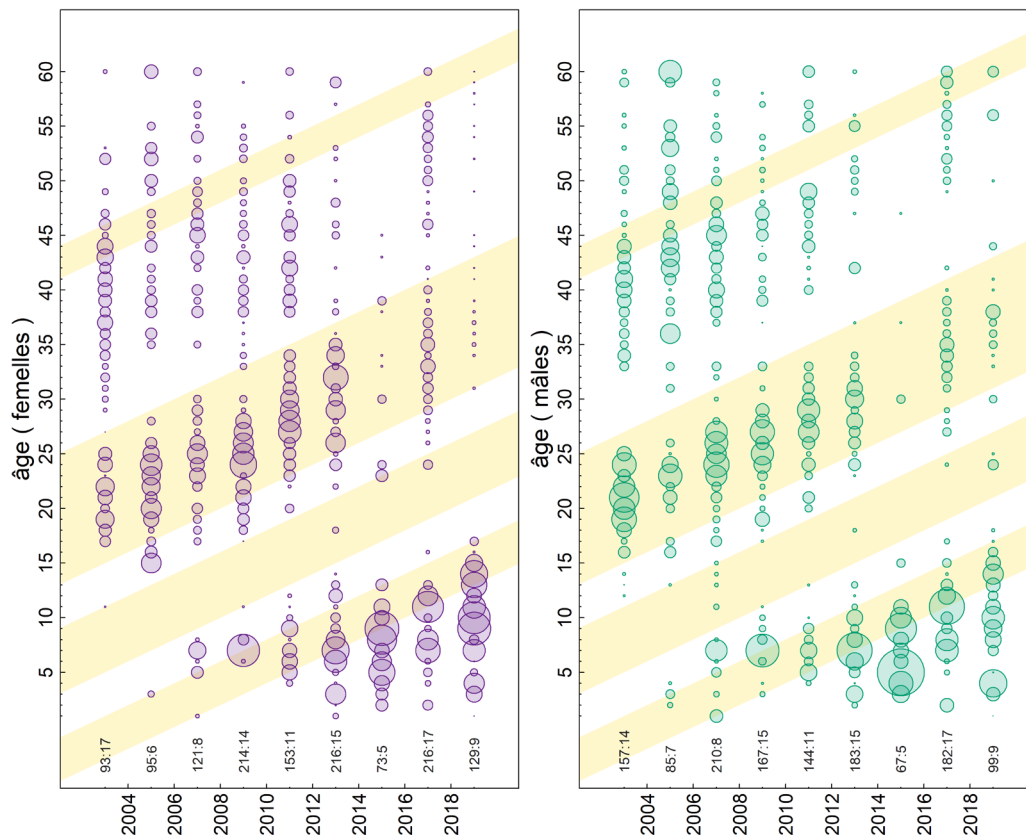


Figure D.9. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (2003 à 2019) – proportions selon l'âge d'après les fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne des poissons à l'intérieur des strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé (Tableau D.11). Voir les précisions sur les bandes diagonales ombrées et les nombres affichés sur la Figure D.8.

Tableau D.11. Nombre d'échantillons d'âge de sébaste à bouche jaune prélevés lors des relevés et densité du sébaste à bouche jaune ($d=kg/km^2$) par identificateur de strate du relevé (h); la superficie de la strate est indiquée entre parenthèses.

Année	Strates du relevé						
BRC	h=18 (5 012 km ²)	h=19 (5 300 km ²)	h=20 (2 640 km ²)	h=21 (528 km ²)	h=22 (1 740 km ²)	h=23 (3 928 km ²)	h=24 (3 664 km ²)
2003	-	s=2, d=1,460	s=7, d=1,379	-	-	-	s=10, d=0,864
2005	-	-	s=2, d=1,880	-	s=1, d=0,013	s=3, d=0,371	s=1, d=0,620
2007	-	s=1, d=0,434	s=2, d=1,408	-	s=1, d=0,051	s=2, d=0,058	s=2, d=1,262
2009	-	s=2, d=0,286	s=7, d=1,928	s=2, d=1,358	s=1, d=0,044	s=2, d=4,851	s=1, d=0,363
2011	-	s=1, d=1,747	s=6, d=2,773	-	-	s=1, d=1,328	s=3, d=1,319
2013	s=1, d=0,589	s=3, d=1,431	s=5, d=0,884	-	-	s=2, d=0,882	s=4, d=1,023
2015	-	-	s=3, d=1,645	-	-	s=2, d=0,476	-
2017	-	s=2, d=3,713	s=9, d=1,800	-	-	s=2, d=0,319	s=4, d=10,339
2019	-	s=2, d=5,737	s=5, d=8,550	-	-	s=2, d=0,283	-
COIV	h=67 (708 km ²)	h=68 (572 km ²)	h=118 (1 207 km ²)	h=119 (497 km ²)	-	-	-
1996	-	-	s=1, d=0,078	s=6, d=4,334	-	-	-
2004	s=1, d=0,393	-	-	-	-	-	-
2006	s=7, d=0,579	-	-	-	-	-	-
2008	s=1, d=1,206	-	-	-	-	-	-
2010	s=4, d=2,060	-	-	-	-	-	-
2012	s=1, d=0,606	s=1, d=3,187	-	-	-	-	-
2014	s=1, d=3,309	-	-	-	-	-	-
COHG	h=114 (1 244 km ²)	h=115 (892 km ²)	h=126 (1 266 km ²)	h=151 (1 076 km ²)	h=152 (1 004 km ²)	-	-
1997	s=5, d=4,019	s=3, d=1,234	-	-	-	-	-
2006	-	-	s=2, d=1,427	-	-	-	-
2007	-	-	-	s=3, d=4,390	-	-	-
2008	-	-	-	s=4, d=2,950	-	-	-
2010	-	-	-	s=5, d=0,600	-	-	-
2012	-	-	-	s=8, d=7,124	s=1, d=5,400	-	-
2014	-	-	-	s=3, d=8,518	-	-	-
2016	-	-	-	s=10, d=1,588	s=2, d=16,237	-	-
2018	-	-	-	s=7, d=5,480	-	-	-
GIG	h=0 (3 408 km ²)	h=121 (1 166 km ²)	h=122 (1 677 km ²)	h=124 (686 km ²)	h=138 (1 190 km ²)	h=139 (1 023 km ²)	h=186 (1 199 km ²)
1979	s=2, d=30,652	-	-	-	-	-	-
1994	-	-	-	-	s=1, d=6,514	s=2, d=1,263	s=1, d=0,668
1995	-	s=2, d=15,793	s=2, d=12,118	s=1, d=4,799	-	-	-

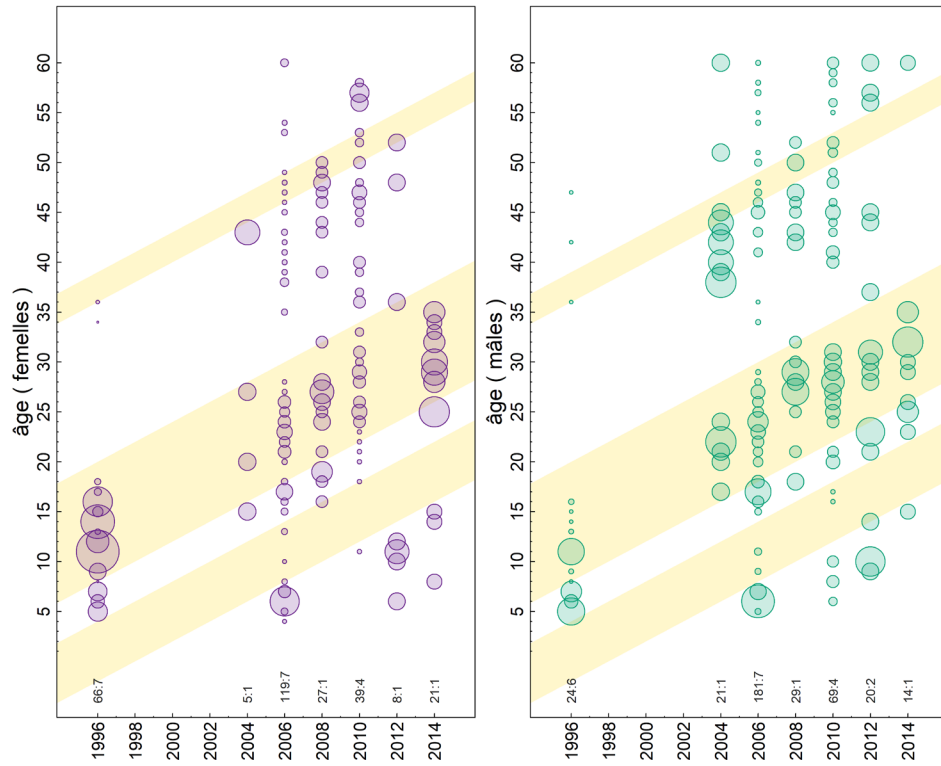


Figure D.10. Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (depuis 2004) et relevé du sébaste sur la côte ouest de l'île de Vancouver (1996) – proportions selon l'âge : voir plus de détails dans le Tableau D.11 et la Figure D.8.

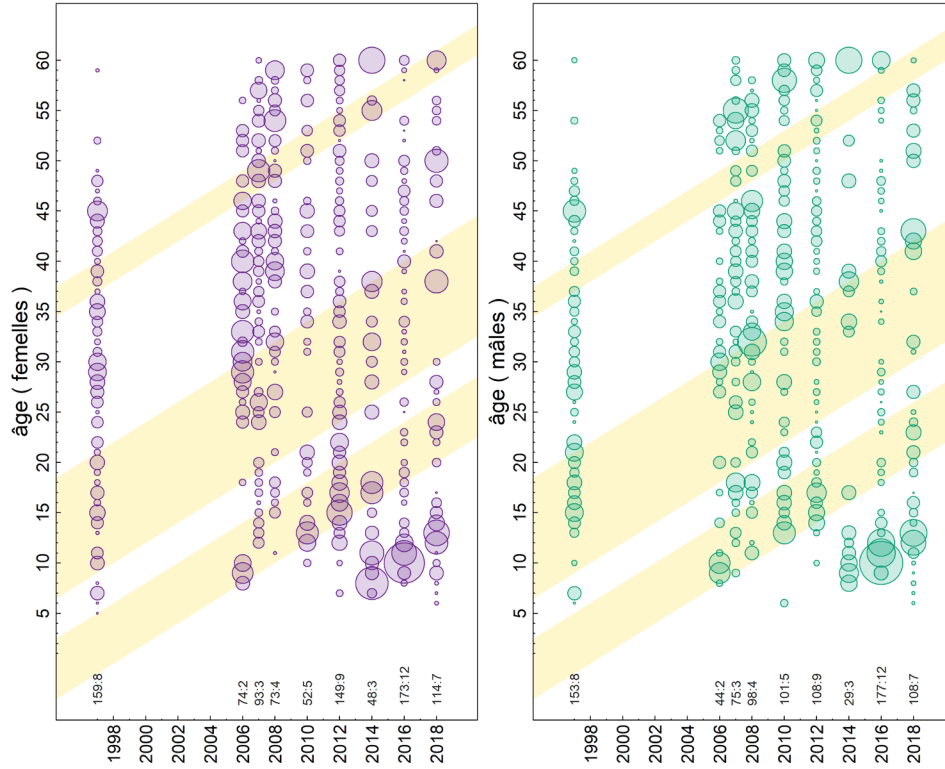


Figure D.11. Relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (2006) et relevé du sébaste sur la côte ouest des îles de la Reine-Charlotte (1997) – proportions selon l'âge : voir plus de détails dans le Tableau D.11 et la Figure D.8.

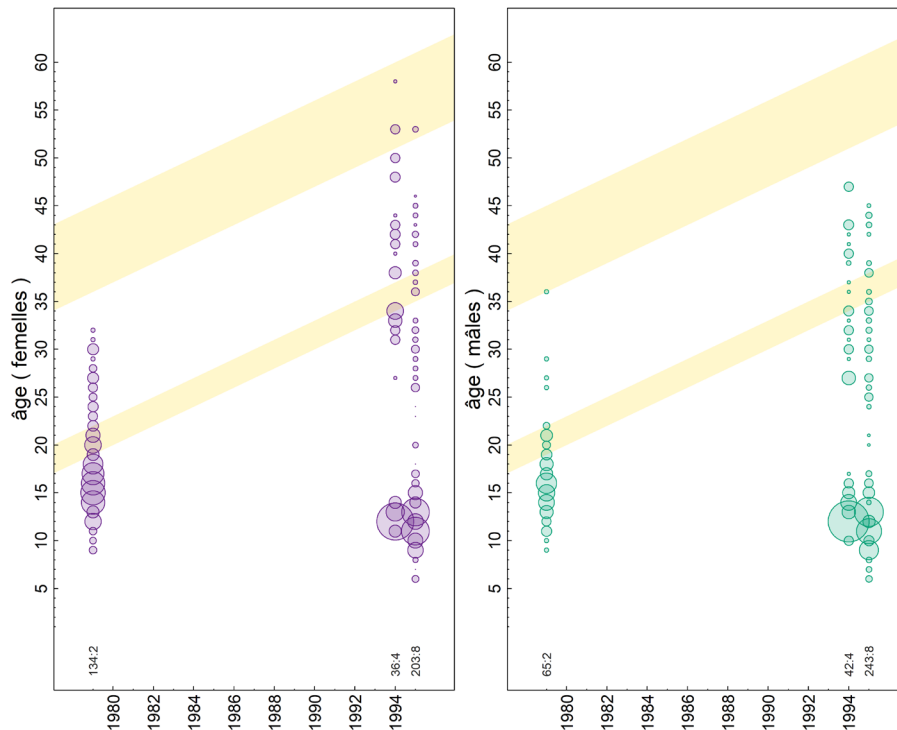


Figure D.12. Relevé historique dans le goulet de l'île Goose – proportions selon l'âge : voir plus de détails dans le Tableau D.11 et la Figure D.8.

D.2.3. Erreur de détermination de l'âge

La prise en compte des erreurs de détermination de l'âge dans les évaluations des stocks aide à relever les événements de recrutement épisodiques. La Figure D.13 montre que les lecteurs secondaires obtiennent assez régulièrement l'âge des sébastes à bouche jaune déterminé par le lecteur principal lorsqu'ils effectuent des analyses ponctuelles; cependant, il y a des écarts importants qui deviennent plus extrêmes à un âge plus avancé. De ce fait, le modèle de population du scénario de référence pour le sébaste à bouche jaune utilise un vecteur des écarts-types pour l'erreur de détermination de l'âge (AE) qui est calculé à partir du CV des longueurs selon l'âge observées (Figure D.14, Tableau D.12). Explicitement, le vecteur d'erreur de détermination de l'âge utilisé était l'écart-type pour chaque âge déterminé comme le CV des longueurs à chaque âge multiplié par l'âge correspondant :

$$\sigma_a = (\sigma_{L_a} / \mu_{L_a}) a .$$

Dans le fichier de données de la plateforme SS, l'âge commence à 0 et se termine à A (60 pour le sébaste à bouche jaune), ce qui signifie que A+1 entrées sont nécessaires. Dans la section sur l'erreur de détermination de l'âge du fichier de données, nous avons précisé les âges 0,5 à 60,5 avec les entrées de σ_a du Tableau D.12 pour les âges 1 à 61.

L'erreur de détermination de l'âge est généralement estimée à l'aide de modèles statistiques qui utilisent plusieurs lectures de l'âge des poissons pour dériver une matrice de classification qui définit la probabilité d'attribuer un âge observé à un poisson en fonction de son âge réel (Richards *et al.* 1992). Les âges réels ne sont pas connus, mais peuvent être considérés comme la valeur la plus probable pour les âges observés avec un certain degré d'imprécision représenté par une erreur normale, exponentielle ou de lecture de l'âge (Richards *et al.* 1992). Nous n'avons pas examiné l'estimation statistique de l'erreur de détermination de l'âge dans la présente évaluation.

Tableau D.12. Calcul du vecteur d'erreur de détermination de l'âge (AE) (colonne ombrée) à utiliser dans la plateforme SS à partir des CV des longueurs selon l'âge observées L_a , où n_{L_a} = nombre de longueurs observées à chaque âge a , μ_{L_a} = longueur moyenne selon l'âge, σ_{L_a} = écart-type de la longueur moyenne selon l'âge, $CV_{L_a} = \sigma_{L_a} / \mu_{L_a}$ et $AE = \sigma_a = a CV_{L_a}$.

a	n_{L_a}	μ_{L_a}	σ_{L_a}	CV_{L_a}	σ_a	a	n_{L_a}	μ_{L_a}	σ_{L_a}	CV_{L_a}	σ_a
1	5	12,3	1,037	0,200	0,200	31	127	46,0	2,234	0,049	1,506
2	14	16,2	2,765	0,171	0,341	32	141	46,5	2,271	0,049	1,564
3	42	20,9	1,673	0,080	0,240	33	96	46,3	2,960	0,064	2,110
4	51	26,5	3,373	0,127	0,508	34	95	46,4	2,707	0,058	1,986
5	91	28,8	3,759	0,130	0,652	35	90	46,7	2,405	0,051	1,802
6	174	32,3	4,868	0,151	0,905	36	82	46,9	2,554	0,054	1,959
7	293	32,5	3,047	0,094	0,655	37	65	46,5	2,307	0,050	1,834
8	182	34,6	3,607	0,104	0,835	38	62	47,7	3,045	0,064	2,425
9	255	36,8	3,143	0,085	0,768	39	61	47,5	2,823	0,059	2,317
10	302	37,7	2,665	0,071	0,707	40	68	48,3	2,528	0,052	2,092
11	331	38,7	2,102	0,054	0,598	41	55	48,0	2,953	0,062	2,522
12	297	39,9	1,964	0,049	0,590	42	67	47,8	2,172	0,045	1,908
13	198	40,6	1,798	0,044	0,575	43	81	48,4	2,218	0,046	1,972
14	138	41,0	2,227	0,054	0,761	44	51	48,3	2,527	0,052	2,302
15	111	41,8	2,289	0,055	0,821	45	78	47,8	2,273	0,048	2,138
16	75	42,7	2,491	0,058	0,933	46	73	48,1	2,117	0,044	2,023
17	103	44,1	2,318	0,053	0,894	47	55	47,9	1,729	0,036	1,698
18	63	43,5	4,328	0,100	1,791	48	78	48,1	2,410	0,050	2,406

a	n_{L_a}	μ_{L_a}	σ_{L_a}	CV_{L_a}	σ_a	a	n_{L_a}	μ_{L_a}	σ_{L_a}	CV_{L_a}	σ_a
19	39	44,4	2,286	0,051	0,978	49	55	47,7	2,201	0,046	2,260
20	60	44,5	2,820	0,063	1,268	50	72	48,5	2,317	0,048	2,388
21	74	45,2	2,048	0,045	0,952	51	51	47,5	2,310	0,049	2,480
22	60	44,7	1,775	0,040	0,873	52	54	47,9	2,856	0,060	3,100
23	75	45,2	2,729	0,060	1,389	53	47	48,4	2,607	0,054	2,854
24	114	45,4	2,457	0,054	1,298	54	52	48,2	2,257	0,047	2,528
25	96	45,4	2,409	0,053	1,326	55	51	47,6	1,970	0,041	2,276
26	132	45,7	2,002	0,044	1,140	56	47	48,0	2,278	0,047	2,658
27	145	45,7	2,196	0,048	1,298	57	40	47,3	2,675	0,057	3,221
28	178	46,0	2,133	0,046	1,300	58	51	47,6	2,387	0,050	2,905
29	148	45,7	2,148	0,047	1,363	59	32	47,7	2,500	0,052	3,091
30	181	46,0	1,995	0,043	1,301	60	38	47,4	1,929	0,041	2,442
-	-	-	-	-	-	61	72	48,5	2,531	0,052	3,182

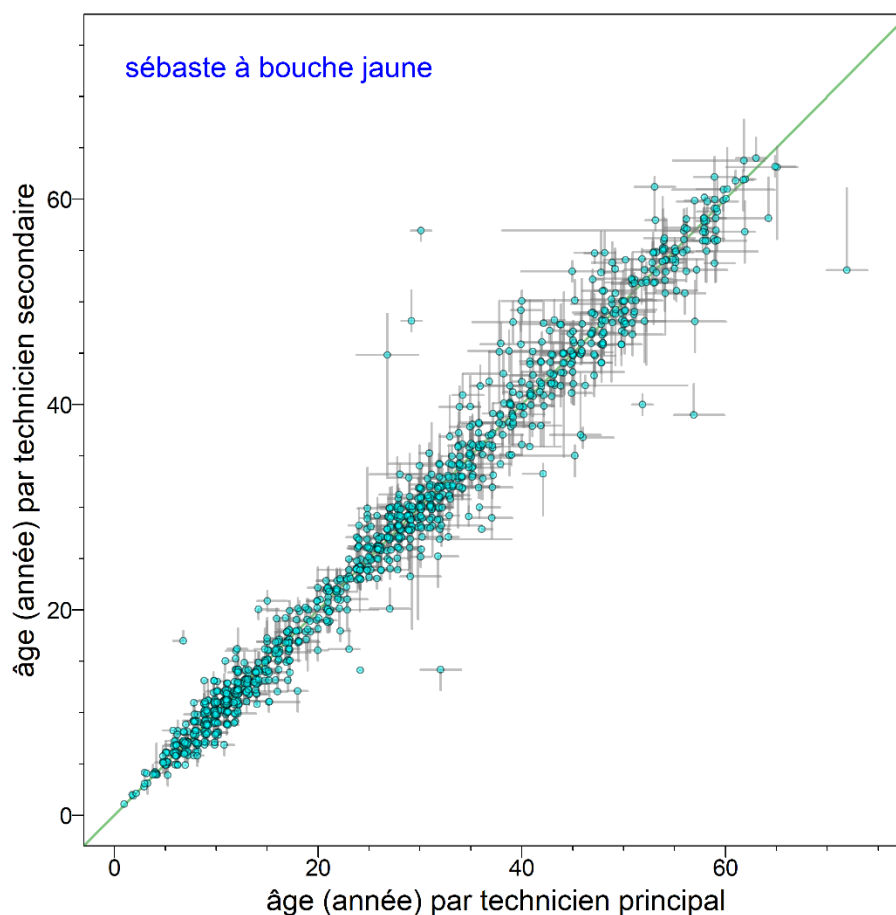


Figure D.13. Erreur de détermination de l'âge des sébastes à bouche jaune spécifiée comme intervalle entre les âges minimum et maximum (barres grises) déterminés par les lecteurs principaux et secondaires pour chaque âge accepté (points). Les données sont soumises à un bruit aléatoire en utilisant une distribution uniforme aléatoire entre les âges -0,25 et 0,25.

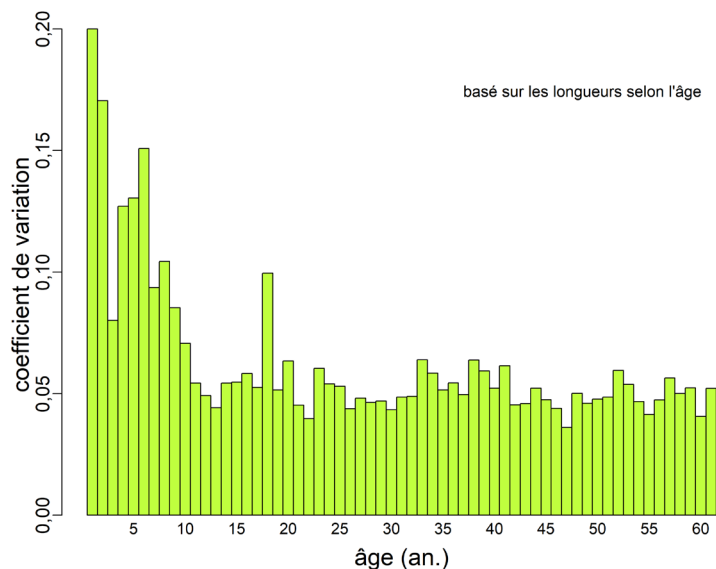


Figure D.14. Coefficient de variation (CV) des longueurs selon l'âge observées du sébaste à bouche jaune.

D.3. STRUCTURE DU STOCK

D.3.1. Définition du stock

À l'heure actuelle, il n'existe aucune information génétique permettant de délimiter des stocks distincts pour le sébaste à bouche jaune. La répartition des prises à l'échelle de la côte sur 25 ans semble indiquer deux stocks potentiels : un au nord, dans les zones 5DE de la CPMP et un au sud, dans les zones 3CD5ABC (Figure D.15).

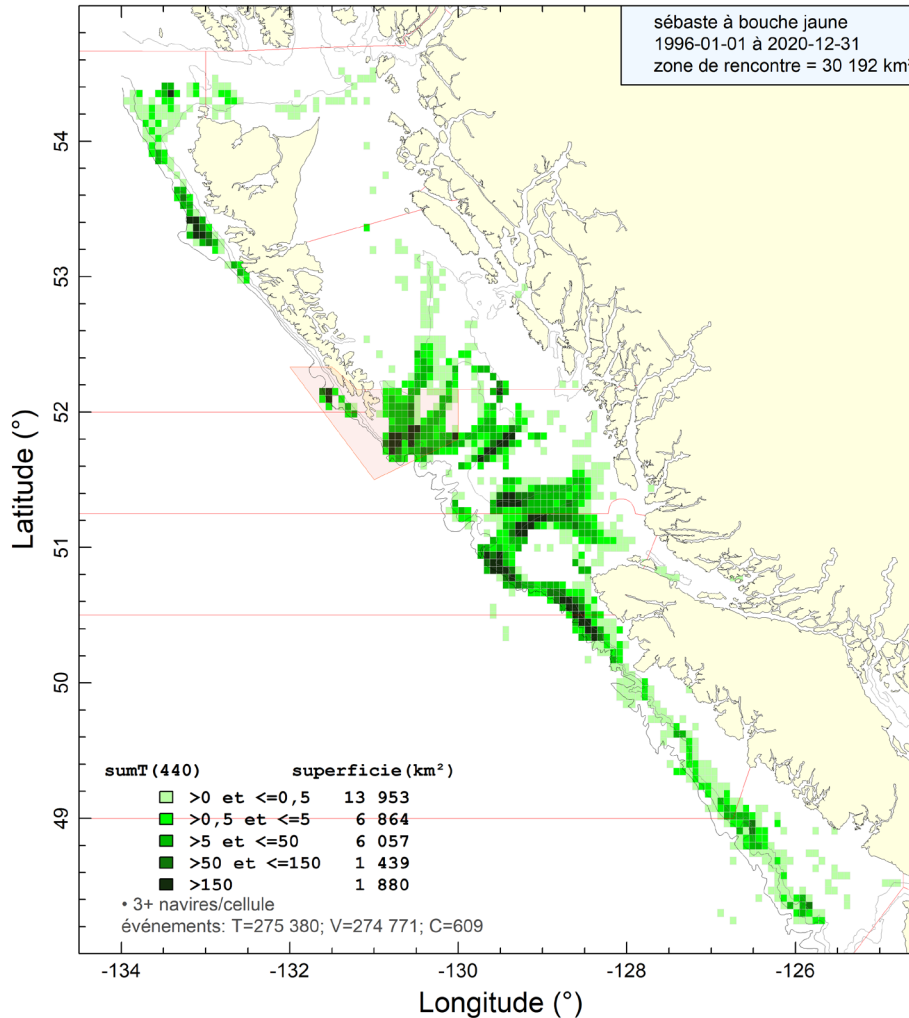


Figure D.15. Répartition à l'échelle de la côte des prises de sébaste à bouche jaune par la flottille de chalutiers de 1996 à 2020.

La séparation géographique pour le sébaste à bouche jaune indiquée sur la Figure D.15 correspond également aux évaluations précédentes des stocks d'autres sébastes (Starr et Haigh 2021a,b). 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 garde séparées les larves nageant librement des deux régions.

D.3.2. Distribution des longueurs des poissons

De simples comparaisons des distributions des longueurs dans la pêche commerciale au chalut par stock, combinées entre toutes les zones, ne révèlent aucune différence marquée selon la méthode de capture (Figure D.16). On a enregistré une baisse de l'âge moyen en 2013-2014 pour tous les types d'engins, bien que l'extrémité inférieure de la fourchette des âges semble descendre plus bas pour les traits de chalut pélagique que pour les traits de chalut de fond certaines années (2013, 2015); il y a cependant peu de différence à l'extrémité inférieure de la fourchette des âges pour les autres années (2005, 2007, 2016, 2017) (Figure D.17). Ce qui est le plus frappant, c'est la différence constante à l'extrémité supérieure de la fourchette des âges, les données sur le chalut de fond présentant toujours des sébastes à bouche jaune plus âgés

que les observations dans les échantillons des chaluts pélagiques. Ces différences pourraient peut-être justifier de traiter la pêche au chalut pélagique comme une pêche distincte, mais il n'y a pas suffisamment de données pour caractériser la pêche au chalut pélagique; de plus, cette pêche représente dans l'ensemble 16 % des prises annuelles de sébaste à bouche jaune de 1996 à 2020. C'est pourquoi nous avons choisi de combiner les données sur la fréquence d'âge dans la pêche au chalut pélagique avec celles données de la pêche au chalut de fond.

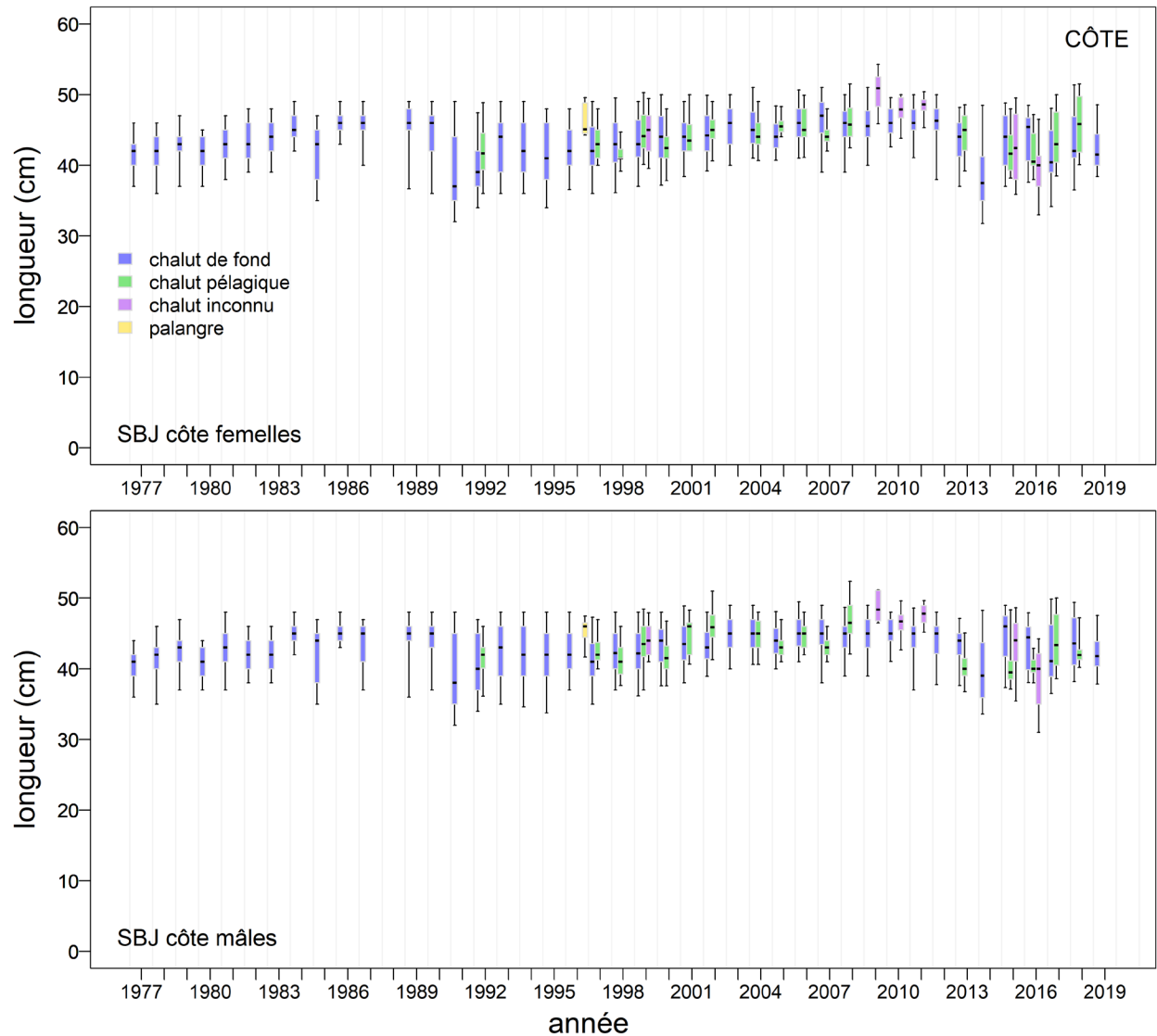


Figure D.16. Comparaison des distributions annuelles des longueurs du sébaste à bouche jaune selon le sexe entre les types d'engins dans les pêches commerciales. Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

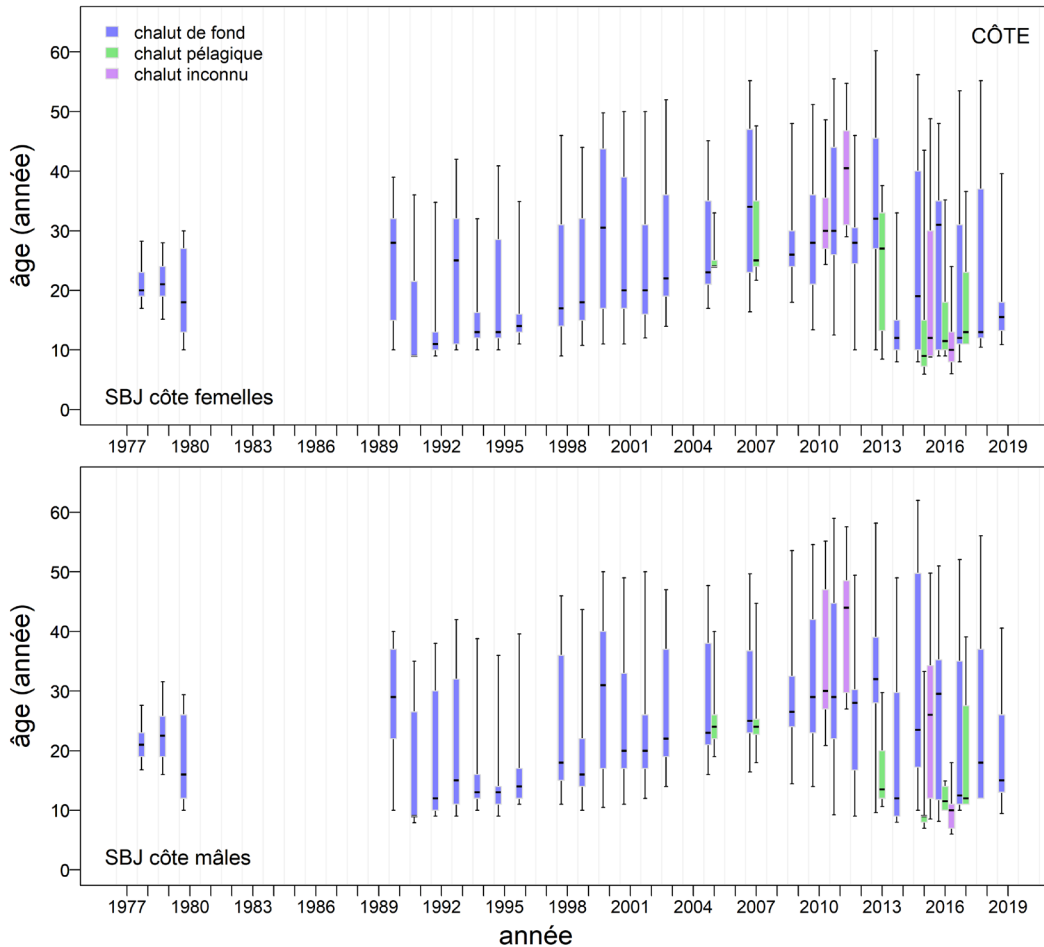


Figure D.17. Comparaison des distributions annuelles des âges selon le sexe du sébaste à bouche jaune entre les types d'engins dans les pêches commerciales. Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

Les distributions des longueurs (Figure D.18) et des âges (Figure D.19) dans les pêches commerciales sur la côte par rapport à un sous-ensemble nord (zones 5DE de la CPMP) et à un sous-ensemble sud (zones 3CD5ABC de la CPMP) montrent certaines différences par région côtière, les échantillons du nord (5DE) contenant des poissons plus âgés des deux sexes que ceux des poissons plus au sud. Cependant, il y a relativement peu d'échantillons provenant des zones 5DE et cette zone combinée ne représente qu'une fraction relativement petite des prises annuelles de sébaste à bouche jaune (environ 12 % en moyenne de 1996 à 2020). Nous avons choisi un modèle à une zone pour représenter l'ensemble de la côte parce que les différences entre les deux régions n'étaient pas uniformes toutes les années. Il n'y avait pas non plus d'échantillons des zones 5DE entre 2002 et 2012 et après 2015 (Figure D.19).

La distribution des longueurs dans différents relevés (Figure D.20) montre les différences de longueur moyenne entre les relevés qui découlent probablement des différences de sélectivité des relevés, peut-être influencées par la profondeur :

- les deux relevés synoptiques sur la côte extérieure (côte ouest de l'île de Vancouver et côte ouest de Haida Gwaii) semblent capturer des poissons plus gros que les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (côte centrale) ou dans le détroit d'Hécate (côte nord);

- le relevé dans le détroit d'Hécate pêche constamment de petits poissons, mais c'est le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte qui capture la plus grande fourchette de tailles;
- les relevés à la palangre remontent de gros poissons, et les relevés acoustiques ont tendance à capturer des poissons de moyenne taille;
- quatre des six relevés présentent des distributions semblables des longueurs du sébaste à bouche jaune, le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte capturant en moyenne des poissons plus petits et le relevé au chalut à crevettes capturant des poissons beaucoup plus petits (et plus jeunes).

Certaines de ces tendances sont également reflétées par les fourchettes des âges dans les prises par les trois principaux relevés synoptiques : le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte capture la tranche d'âge la plus jeune, le relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver pêche la tranche d'âge intermédiaire, et le relevé sur la côte ouest de Haida Gwaii remonte les sébastes à bouche jaune les plus âgés la plupart des années (Figure D.21). Ces différences reflètent les observations de la pêche commerciale (Figure D.19).

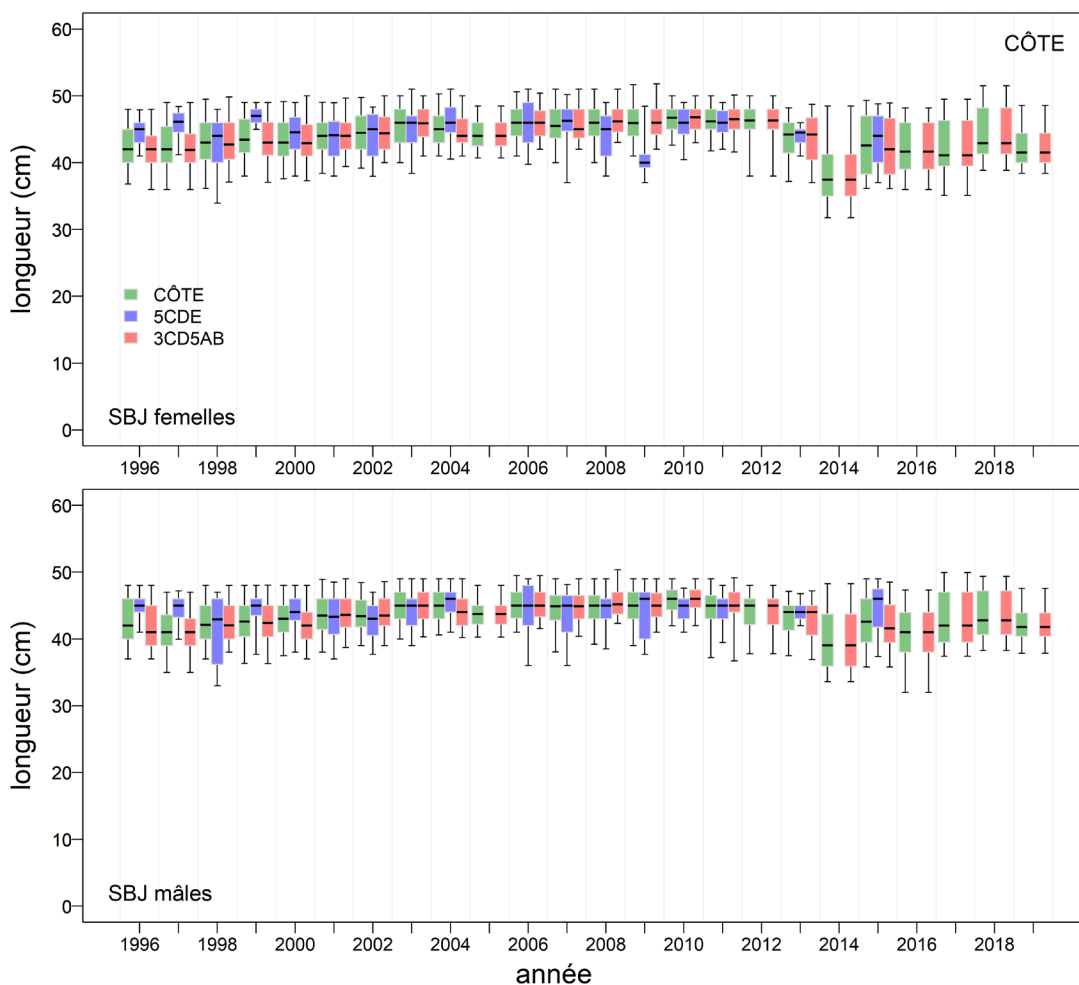


Figure D.18. Comparaison des distributions annuelles des longueurs du sébaste à bouche jaune sur la côte de la Colombie-Britannique avec celles des zones nord (5DE) et sud (3CD5ABC) dans les pêches commerciales. Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

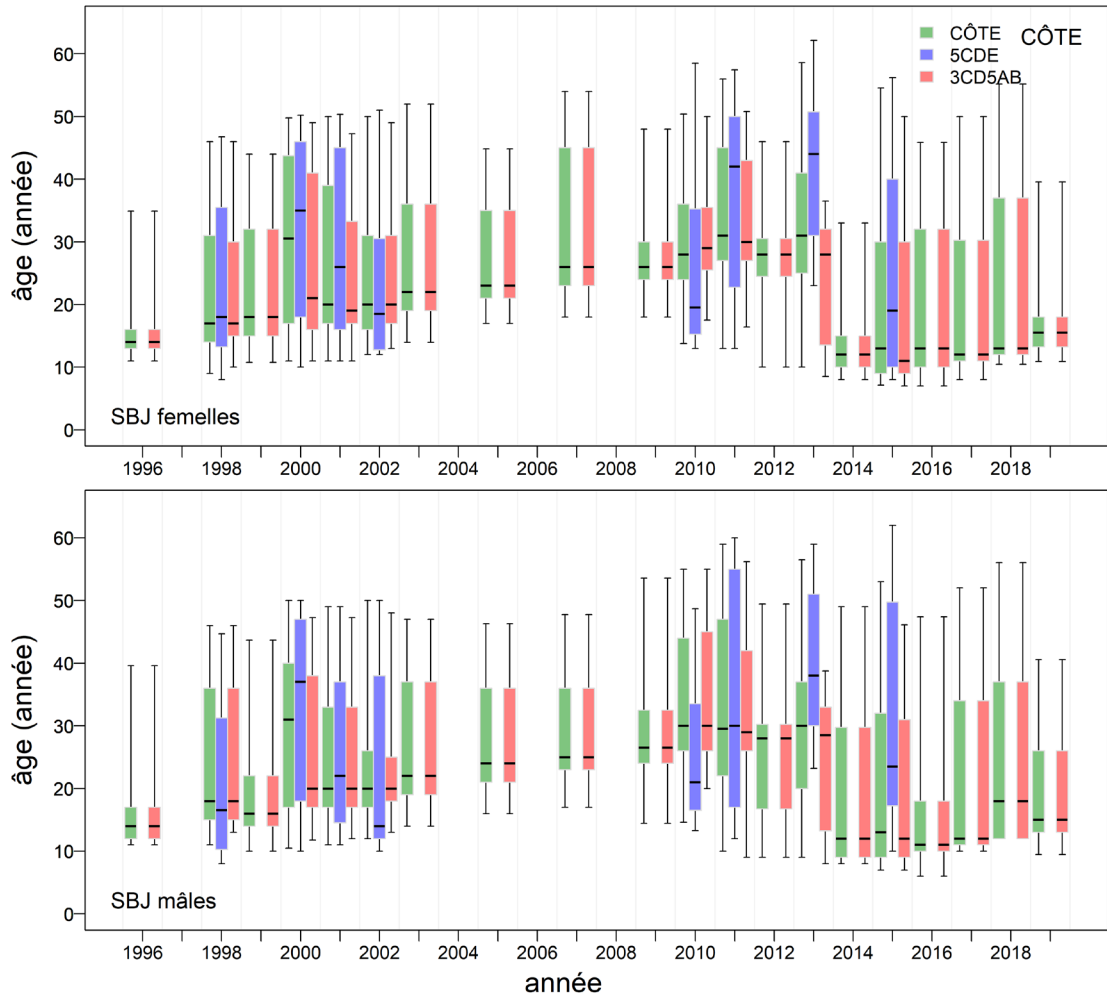


Figure D.19. Comparaison des distributions annuelles des âges du sébaste à bouche jaune sur la côte de la Colombie-Britannique avec celles des zones nord (5DE) et sud (3CD5ABC) dans les pêches commerciales. Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

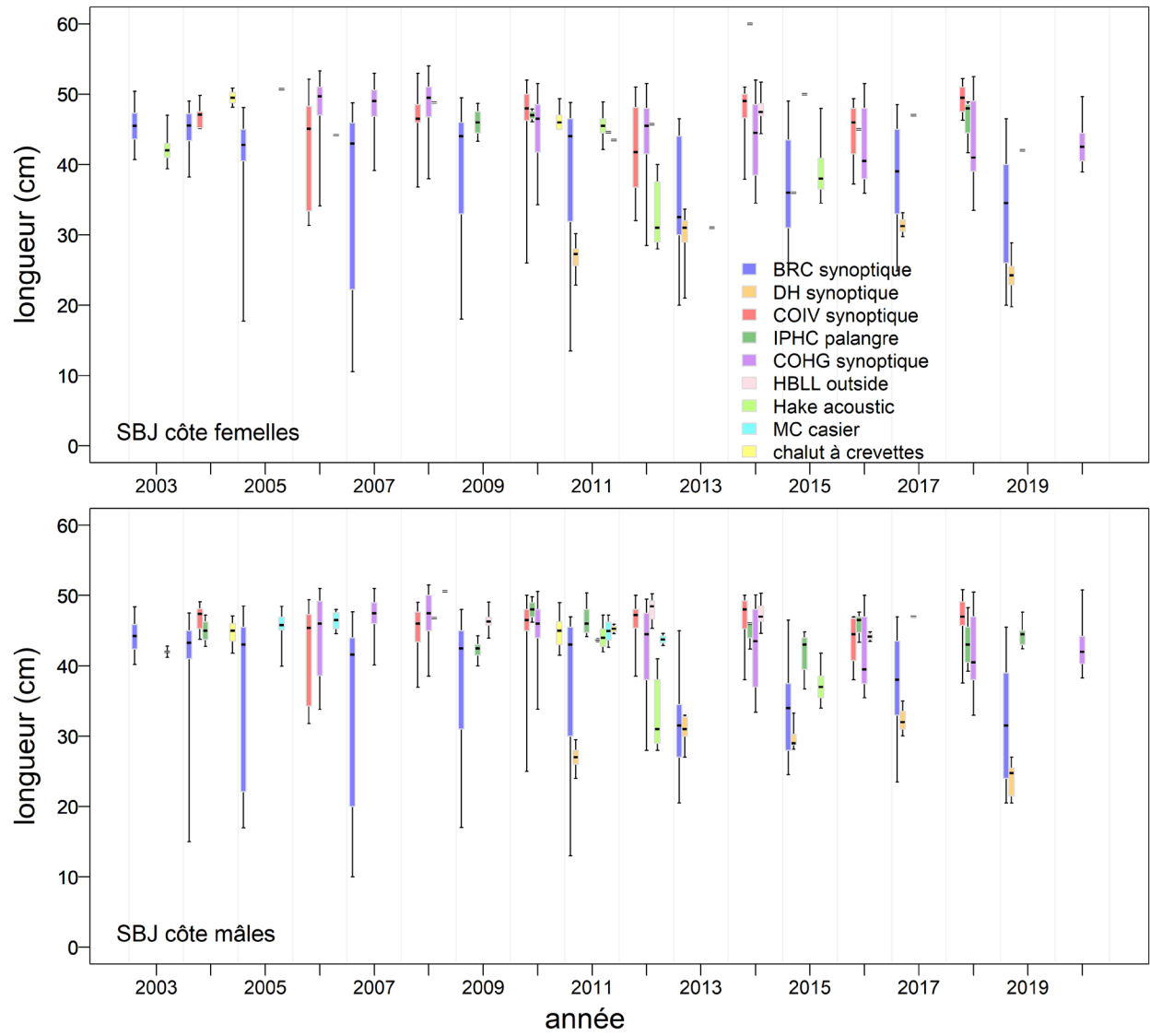


Figure D.20. Comparaison des distributions annuelles des longueurs du sébaste à bouche jaune entre neuf relevés (cinq au chalut, deux à la palangre, un à la trappe et un acoustique). Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

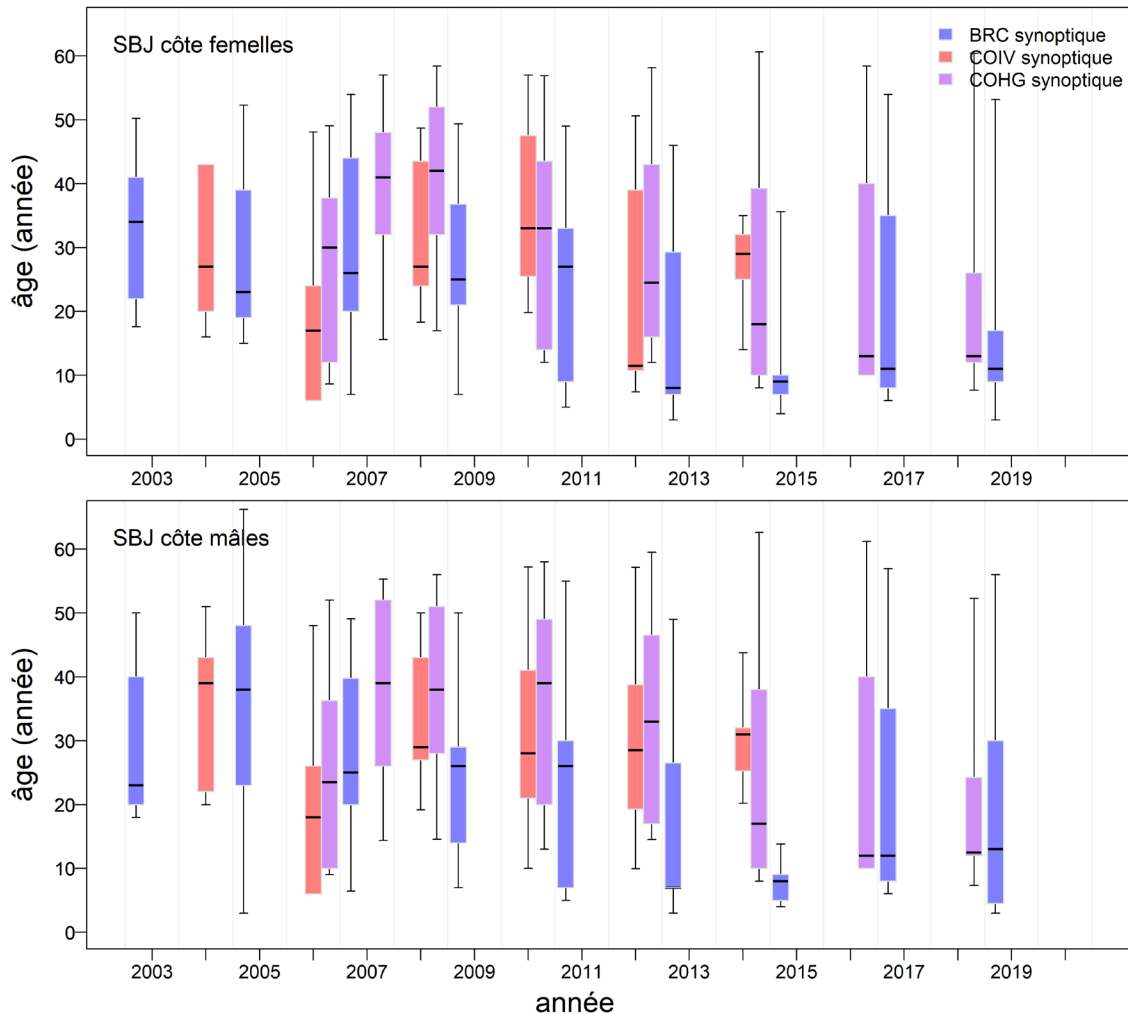


Figure D.21. Comparaison des distributions annuelles des âges du sébaste à bouche jaune entre trois relevés synoptiques au chalut de fond. Quantiles du diagramme de quartiles : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

D.3.3. Comparaison des modèles de croissance

Une comparaison des modèles de croissance¹⁵ entre divers groupes régionaux à l'aide des données sur la longueur et l'âge dans la pêche commerciale (Figure D.22) permet de dégager les tendances suivantes :

- les estimations de L^∞ sont plus élevées pour les femelles que pour les mâles;
- les estimations de L^∞ pour les mâles et les femelles des groupes régionaux du sud (3CD5AB, 3CD5ABC) sont plus grandes que pour ceux du nord (5E, 5CE);
- les estimations de L^∞ pour toute la côte se situent entre les tailles du nord et du sud;

¹⁵ Modèle des effets aléatoires qui intègre l'erreur de détermination de l'âge fourni par Sean Anderson (2019, MPO, Gestion du poisson de fond, comm. pers.), évalué par le progiciel rstan en R pour dériver les échantillons MCCM (Stan Development Team 2020). Il convient de noter que les différences étaient mineures entre les modèles comportant une erreur de détermination de l'âge et les autres.

-
- les estimations de k se chevauchent largement, se situant entre 0,08 et 0,10, et n'affichent aucune tendance régionale.

En revanche, la tendance inverse se dégage des échantillons des relevés : les estimations de L^∞ sont plus élevées pour les deux sexes dans le nord que dans le sud (Figure D.23); les estimations de L^∞ pour les femelles sont plus grandes que pour les mâles. Il y aura des différences de sélectivité, plutôt que des différences régionales, entre la flotte commerciale et le relevé.

Les estimations du modèle de croissance d'après les données de la pêche commerciale n'incluent pas les petits poissons et, par conséquent, ne sont pas aussi bien déterminées que celles des relevés de recherche (voir la Figure D.24).

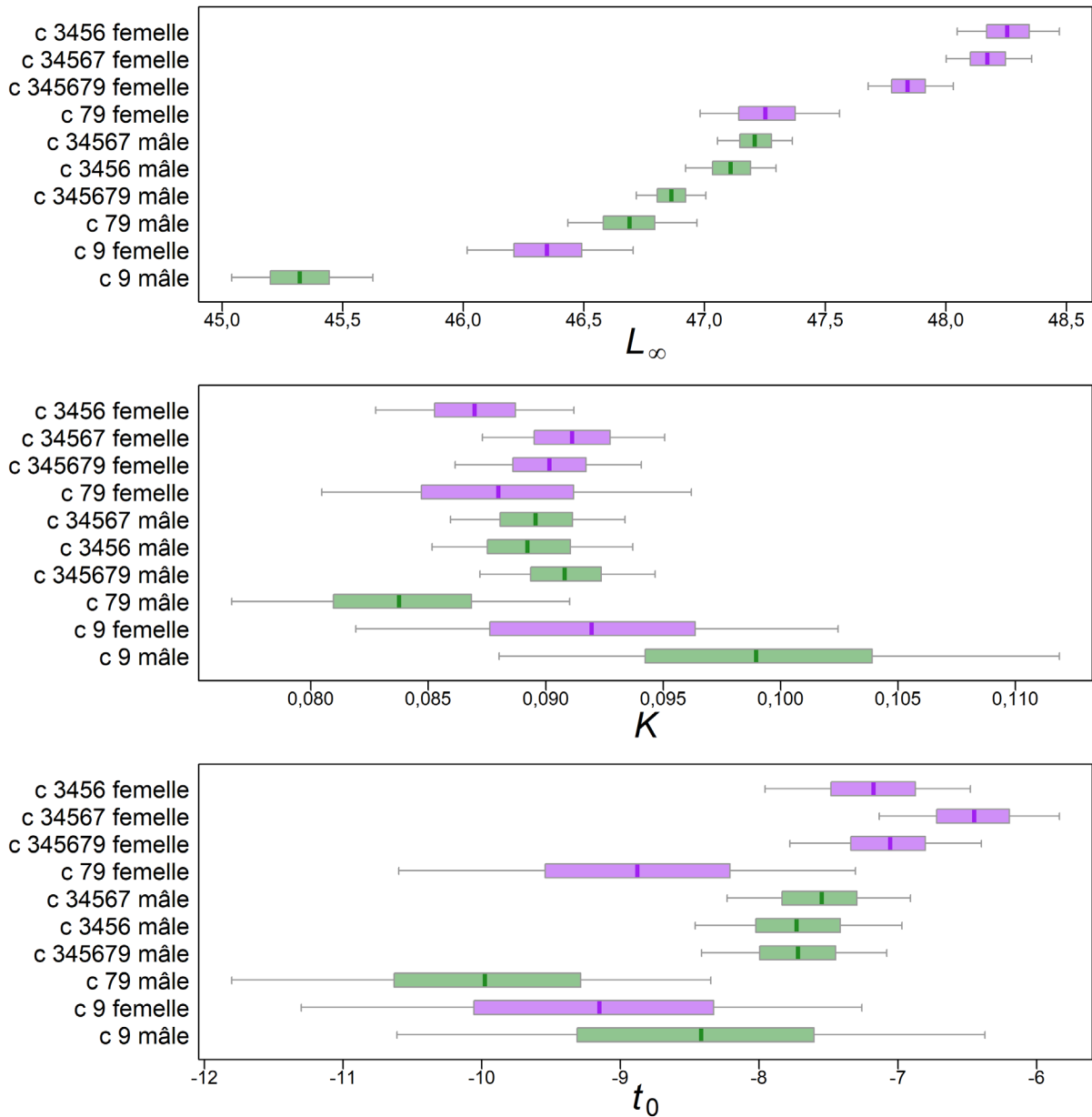


Figure D.22. Échantillons MCMC (4 chaînes, 500 chacune) pour les paramètres de von Bertalanffy à l'aide des données sur l'âge et la longueur dans les pêches commerciales, par zone (diverses combinaisons de zones de la CPMP : 3=3C, 4=3D, 5=5A, 6=5B, 7=5C et 9=5E). Les diagrammes de quartiles (en violet = femelles, en vert = mâles) indiquent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

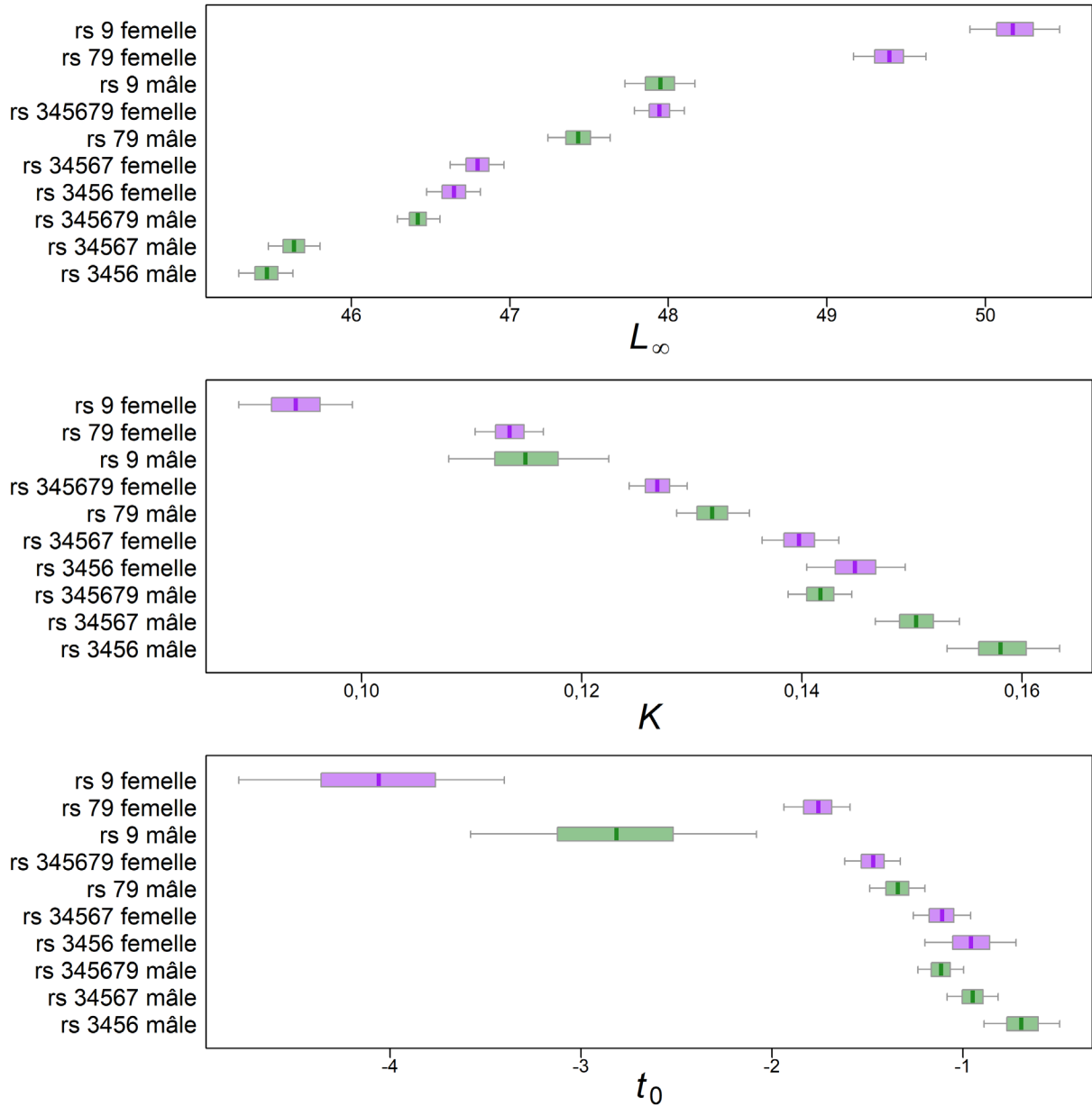


Figure D.23. Échantillons MCCM (4 chaînes, 500 chacune) pour les paramètres de von Bertalanffy à l'aide des données sur l'âge et la longueur dans les relevés de recherche, par zone (diverses combinaisons de zones de la CPMP : 3=3C, 4=3D, 5=5A, 6=5B, 7=5C et 9=5E). Les diagrammes de quartile (en violet = femelles, en vert = mâles) indiquent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

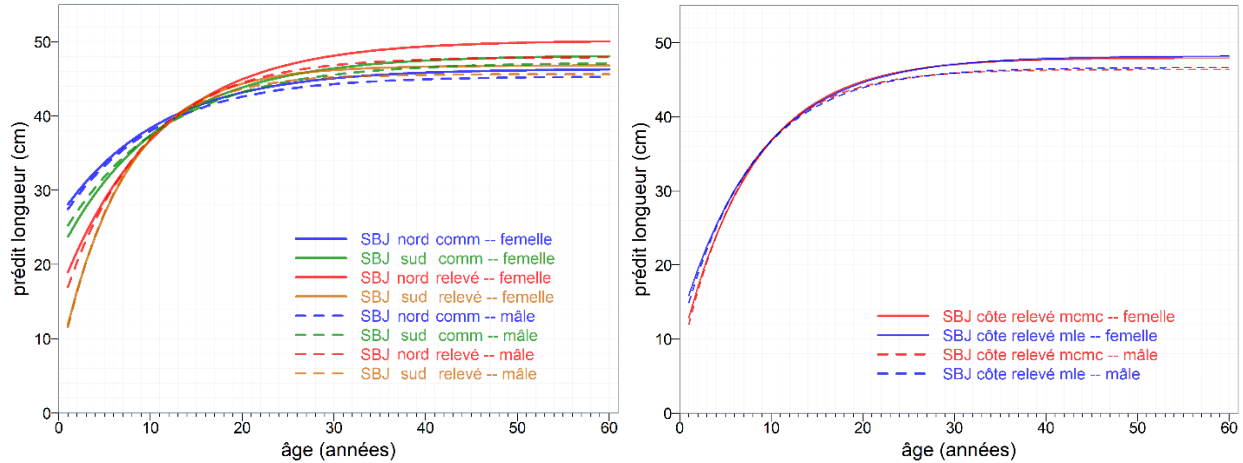


Figure D.24. À gauche : Ajustements de von Bertalanffy à l'aide des estimations médianes des paramètres du modèle *rstan* ajusté aux données sur la longueur et l'âge du sébaste à bouche jaune dans les relevés, par région (nord = 5E et sud = 3CD5ABC) et flottille (pêche commerciale et relevé) avec l'erreur de détermination à effets aléatoires (EA) (CV de la longueur selon l'âge). À droite : comparaison des ajustements de von Bertalanffy par *rstan* (médianes de l'erreur de détermination à effets aléatoires selon la méthode MCMC) aux ajustements par estimation du maximum de vraisemblance pour les données des relevés sur le sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte.

Le type de ligne indique le sexe (pleine=femelles, tiretée=mâles) pour les deux graphiques.

La couleur de la ligne (à gauche) indique la région par flottille (en bleu = pêche commerciale dans le nord, en vert = pêche commerciale dans le sud, en rouge = relevé dans le nord, en orange = relevé dans le sud); la couleur de la ligne (à droite) indique le modèle (en rouge = effets aléatoires selon la méthode MCMC dans *rstan*, en bleu = estimation par le maximum de vraisemblance).

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.
- Edwards, A.M., Haigh, R., and Starr, P.J. 2012. [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.
- 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.
- 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; du 13 au 14 juin 2018](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu 2022/014.
- Pickard, G.L., and Emery, W.J. 1982. Descriptive Physical Oceanography, an Introduction. Pergamon Press, Oxford UK, 4th (SI) enlarged ed.
- Quinn, T.J.I., and Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press, New York, NY.
- Richards, L.J., Schnute, J.T., Kronlund, A.R., and Beamish, R.J. 1992. [Statistical models for the analysis of ageing error](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49(9). 1801-1815.
- Stan Development Team. 2020. [RStan: the R interface to Stan](#). R package version 2.21.2.
- Stanley, R.D., Starr, P., and Olsen, N. 2009. [Stock assessment for Canary rockfish \(*Sebastes pinniger*\) in British Columbia waters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 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. 2021. [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., 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.
- 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

L'évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (SBJ) de 2021 adopte la version 3.30.17.01 de Stock Synthesis 3 (SS) (15 juin 2021), qui est un cadre de modélisation statistique de la population structurée selon l'âge (Methot Jr et Wetzel 2013) qui utilise la puissance du logiciel [ADMB](#) pour l'estimation bayésienne des trajectoires des populations et de leurs incertitudes. [L'équipe de développement de Stock Synthesis](#) à la NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration, département du Commerce des États-Unis) fournit des exécutable et des documents sur la façon d'exécuter SS, et le [code source de SS](#) est accessible sur GitHub.

Auparavant, le SBJ était évalué à l'aide d'un modèle plus simple structuré selon l'âge appelé « Awatea », qui est une version de Coleraine (Hilborn et coll. 2003) qui a été élaborée et maintenue par Allan Hicks (alors à l'Université de Washington, maintenant à la [CIFP](#)). Awatea et SS sont des plateformes de mise en œuvre du logiciel Automatic Differentiation Model Builder (ADMB Project 2009), qui fournit : a) des estimations de la densité a posteriori maximale en utilisant une minimisation de fonction et une différenciation automatique; et b) une approximation de la distribution a posteriori des paramètres à l'aide de la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCCM), et plus précisément de l'algorithme de Hastings-Metropolis (Gelman et coll. 2004).

Awatea a été utilisé dans les évaluations des stocks structurées selon l'âge suivantes de la C.-B. depuis 2007 :

- 2020 – le complexe sébaste à œil épineux/sébaste à taches noires dans les zones 5DE et 3CD5AB de la CPMP (Starr et Haigh 2022a);
- 2019 – le bocaccio pour la côte de la C.-B. (Starr et Haigh 2022b);
- 2019 – la veuve pour la côte de la C.-B. (Starr et Haigh 2021a);
- 2018 – le sébaste à raie rouge dans les zones 5DE et 3CD5ABC de la CPMP (Starr et Haigh 2021b);
- 2017 – le sébaste à longue mâchoire (SLM) dans le bassin de la Reine-Charlotte (Haigh et coll. 2018);
- 2014 – le sébaste à queue jaune pour la côte de la C.-B. (MPO 2015);
- 2013 – le sébaste argenté le long de la côte du Pacifique du Canada (Starr et coll. 2016);
- 2013 – la fausse limande du Pacifique en C.-B. (Holt et coll. 2016);
- 2012 – le SLM au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards et coll. 2014a);
- 2012 – le SLM au large de la côte ouest de Haida Gwaii (Edwards et coll. 2014b);
- 2011 – le sébaste à bouche jaune le long de la côte du Pacifique du Canada (Edwards et coll. 2012a);
- 2010 – le SLM dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards et coll. 2012b);
- 2009 – la mise à jour pour le sébaste canari en C.-B. (DFO 2009);
- 2007 – le sébaste canari en C.-B. (Stanley et coll. 2009).

La principale force d'Awatea|Coleraine est l'utilisation d'une formulation de vraisemblance robuste proposée par Fournier et coll. (1998) pour les données sur la composition selon le sexe et l'âge (ou la longueur). Le modèle normal robuste a été utilisé plutôt que le modèle d'erreur multinomial plus traditionnel puisqu'il réduit l'influence des observations avec des écarts-types des résidus normalisés > 3 (Fournier et coll. 1990). Fournier et coll. (1990) ont repéré deux types d'écarts :

- type I – la survenue occasionnelle d'un événement ayant une très faible probabilité d'occurrence;
- type II – la probabilité d'observer un événement avec une fréquence supérieure à la normale dans la population (p. ex., un banc de jeunes poissons).

Leur fonction de vraisemblance solide réduit les deux types d'écarts.

SS propose deux modèles d'erreur, soit le modèle multinomial et un modèle composé multinomial de Dirichlet. Ce dernier peut estimer des tailles d'échantillon effectives semblables aux méthodes de repondération itératives, mais sans nécessiter de nombreuses itérations d'exécution du modèle d'évaluation (Thorson et coll. 2017). Au moment de l'évaluation des stocks, SS ne proposait pas la fonction de vraisemblance normale consolidée de Fournier.

Les entrées de données dans SS comprennent quatre fichiers – « départ.ss », « données.ss », « contrôle.ss » et « prévision.ss » – au lieu d'un seul fichier utilisé par Awatea. Les valeurs de contrôle des paramètres et les distributions a priori figurent dans le fichier de contrôle, et les données figurent dans le fichier de données; ces fichiers peuvent être nommés comme l'utilisateur le souhaite, car le fichier de départ précise leurs noms. Les noms des fichiers de départ et de prévision doivent demeurer invariables. Contrairement à Awatea, qui nécessite de préciser un fichier d'entrée à partir de la ligne de commande (p. ex., « awatea -ind filename.txt »), le lancement de SS se fait en saisissant seulement « ss », car le logiciel présume la présence des quatre fichiers ci-dessus. Les options de SS pour l'ajustement des données sont plus complexes que celles d'Awatea et offrent une plus grande souplesse; cependant, cette souplesse nécessite une courbe d'apprentissage abrupte.

Dans la présente évaluation, nous avons utilisé la distribution multinomiale pour l'ajustement des fréquences d'âge (FA) malgré les avantages de l'utilisation de la distribution multinomiale de Dirichlet, car lors des essais préliminaires, nous n'avons constaté aucun progrès réel dans les ajustements résiduels des FA, ce qui a nécessité une repondération manuelle. Par conséquent, cette évaluation a opté pour un système de pondération manuelle des données sur l'abondance et la composition, lequel est décrit à la section E.6.2.

L'exécution de la plateforme SS est simplifiée à l'aide d'un code R personnalisé (archivé sur le site GitHub « [logiciel PBS](#) comme [PBSsynth](#) »), qui s'appuie largement sur le code fourni par les progiciels « [PBSawatea](#) », « [r4ss](#) » (Taylor et coll. 2020) et « [adnuts](#) » (Monnahan 2018). Les figures et les tableaux de résultats ont été produits automatiquement dans R, un environnement pour effectuer des calculs statistiques et créer des graphiques (R Core Team 2021). La fonction Sweave de R (Leisch 2002) regroupe automatiquement, au moyen de \LaTeX , la grande quantité de figures et de tableaux sous forme de fichiers en format « PDF » pour les exécutions du modèle et Annexe F.

Methot Jr et Wetzel (2013) fournissent des détails sur le modèle SS dans leur annexe A. Une sélection de détails sur le modèle structuré selon l'âge, la procédure bayésienne, le système de repondération, les distributions a priori et les méthodes utilisées pour calculer les points de référence et effectuer des projections sont présentés ci-dessous.

E.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE

Les **hypothèses** du modèle sont les suivantes :

1. La population de sébaste à bouche jaune (SBJ) évaluée en C.-B. constituait un seul stock dans les zones combinés 3CD5ABCDE de la CPMP.

-
2. Les prises annuelles ont été effectuées par une seule pêche, soit « Chalut+ », qui désigne une pêche combinée dominée par la capture au chalut (de fond et pélagique), avec des prises supplémentaires (mineures) provenant d'autres pêches (pêche du flétan à la palangre, pêche de la morue charbonnière à la trappe, pêche de la morue-lingue et du saumon à la traîne, et pêche au sébaste à la ligne et à l'hameçon). La prise annuelle était connue sans erreur et se produisait au milieu de chaque année.
 3. La relation stock-recrutement de Beverton-Holt était invariable dans le temps et présentait une structure d'erreur log-normale.
 4. La sélectivité était différente entre les flottilles (pêche et relevés), mais identique entre les sexes, et demeurait invariable dans le temps. Les paramètres de sélectivité ont été estimés lorsque des données sur l'établissement de l'âge étaient disponibles.
 5. La mortalité naturelle M a été fixée à cinq valeurs (0,04, 0,045, 0,05, 0,055 et 0,06) pour les femelles et les mâles et est demeurée invariable dans le temps.
 6. Les paramètres de croissance étaient établis et invariables dans le temps.
 7. Les paramètres de la maturité selon l'âge pour les femelles étaient fixes et invariables dans le temps. Il n'était pas nécessaire de tenir compte la maturité des mâles, car on présumait qu'il y avait toujours suffisamment de mâles matures. La population de mâles matures n'est pas comptabilisée par ce modèle, la biomasse féconde étant exprimée uniquement en femelles matures.
 8. Le recrutement à l'âge 0 était composé de 50% de femelles et de 50% de mâles.
 9. L'écart-type du recrutement (σ_R) a été fixé à 0,9.
 10. Seuls les âges des poissons déterminés à l'aide de la méthode privilégiée de cassure et de brûlage des otolithes (MacLellan 1997) ont servi, car les âges déterminés par les méthodes d'établissement de l'âge selon un examen de la surface (principalement avant 1978) étaient faussés (Beamish 1979). L'établissement de l'âge selon un examen de la surface a été jugé approprié pour les très jeunes sébastes (d'âge 1 à 3).
 11. Un vecteur de l'erreur de détermination de l'âge (EA) fondé sur des CV des longueurs selon l'âge observées a été utilisé.
 12. Les échantillons des prises de la pêche commerciale selon l'âge dans une période de trois mois donnée au cours d'une année étaient représentatifs de la pêche de ce trimestre si le nombre d'échantillons était ≥ 2 pendant cette année.
 13. Les indices relatifs à l'abondance étaient proportionnels à la biomasse vulnérable au milieu de l'année, après que la moitié des prises et la moitié de la mortalité naturelle aient été retirées.
 14. Les échantillons pour la composition selon l'âge proviennent du milieu de l'année, après que la moitié des prises et la moitié de la mortalité naturelle aient été retirées.

E.3. NOTATION ET ÉQUATIONS DU MODÈLE

La notation utilisée dans le modèle est indiquée dans le tableau E.1, les équations dans les tableaux E.2 et E.3, et la description des distributions a priori pour les paramètres estimés dans le tableau E.4. La description du modèle est divisée entre les composantes déterministes, les composantes stochastiques et les a priori bayésiens. Tous les détails sur la notation et les équations sont donnés après les tableaux.

Les composantes déterministes du tableau E.2 calculent de façon itérative le nombre de poissons dans chaque classe d'âge (et de chaque sexe) au fil du temps, tout en tenant compte

des données relatives aux prises provenant de la pêche commerciale, au poids selon l'âge et à la maturité, ainsi que des valeurs fixes connues pour tous les paramètres.

Comme nous n'avons pas de valeurs fixes connues (ou supposées fixes) pour tous les paramètres, nous devons en estimer beaucoup et ajouter de la stochasticité au recrutement. Pour ce faire, on utilise les composantes stochastiques indiquées au tableau E.3.

L'incorporation des distributions a priori des paramètres estimés donne la pleine mise en œuvre bayésienne, dont le but est de réduire au minimum la fonction objective $\mathcal{F}(\Theta)$ produite par (E.52). Cette fonction est dérivée des composantes déterministe, stochastique et a priori du modèle.

Tableau E.1. Notation pour le modèle des prises selon l'âge SS (suite au verso). Le modèle d'évaluation n'utilise que des « cohortes » (classes d'âge selon l'année), alors que SS reconnaît des subdivisions temporelles plus fines appelées « morphes » (saisons), lesquelles peuvent être caractérisées par des « pelotons » (taux de croissance).

Symbole	Description et unités
Indices (tous en indices)	
a	<ul style="list-style-type: none"> ▶ classe d'âge, où $a = 1, 2, 3, \dots, A$, et <ul style="list-style-type: none"> ▷ a' = âge de référence proche de l'âge le plus jeune dans les données ▷ a'' = âge de référence proche de l'âge le plus avancé dans les données
l	<ul style="list-style-type: none"> ▶ casier de longueur, où $l = 1, 2, 3, \dots, \Lambda$, et Λ est l'indice du casier de la plus grande longueur <ul style="list-style-type: none"> ▷ L' = longueur de référence pour a' ▷ L'' = longueur de référence pour a'' ▷ \check{L}_l, \dot{L}_l = longueurs minimale et moyenne du casier de longueur l
t	▶ année de modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$ correspond aux années réelles : 1935, ..., 2022, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans exploitation
g	<ul style="list-style-type: none"> ▶ indice pour les données sur les séries (abondance composition) : <ol style="list-style-type: none"> 1 – Pêche Chalut+ CPUE (données de la pêche commerciale) 2 – Synoptique du BRC – série des relevés au chalut 3 – Synoptique sur la COIV – série des relevés au chalut 4 – Synoptique sur la COHG – série des relevés au chalut 5 – Historique dans le GIG – série des relevés au chalut
s	▶ sexe, 1=femelles, 2=mâles
Plages des indices	
A	▶ accumulateur selon la classe d'âge, $A \in \{60\}$
G	▶ nombre de flottes (pêches et relevés)
Λ	▶ nombre de casiers de longueur
T	▶ nombre d'années dans le modèle, $T = 88$
\mathbf{T}_g	<ul style="list-style-type: none"> ▶ ensembles d'années dans le modèle pour les indices de l'abondance des relevés tirées des séries g, indiquées ici en années réelles dans un souci de clarté (soustraire 1934 pour obtenir l'année dans le modèle t) : <ul style="list-style-type: none"> $\mathbf{T}_1 = \{1996, \dots, 2020\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019\}$ $\mathbf{T}_3 = \{2006:2008, 2010, 2012, 2016, 2018, 2020\}$ $\mathbf{T}_4 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$

Symbole	Description and units
\mathbf{T}_5	$\{1967, 1969, 1971, 1973, 1976:1977, 1984, 1994\}$
\mathbf{U}_g	<ul style="list-style-type: none"> ▶ ensembles d'années dans le modèle avec des données sur la proportion selon l'âge pour les séries g : $\mathbf{U}_1 = \{1979:1980, 1990:1996, 1998:2003, 2005, 2007, 2009:2019\}$ $\mathbf{U}_2 = \{2003, 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019\}$ $\mathbf{U}_3 = \{1996, 2006, 2010, 2012\}$ $\mathbf{U}_4 = \{1997, 2006:2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $\mathbf{U}_5 = \{1979, 1994:1995\}$
Données et paramètres fixés	
\tilde{a}_a	▶ âge après correction du biais pour tenir compte de l'âge a (used in ageing error)
ξ_a	▶ écart type pour l'âge a (utilisé dans l'erreur de détermination de l'âge)
p_{atgs}	<ul style="list-style-type: none"> ▶ proportion pondérée observée de poissons des séries g chaque année $t \in \mathbf{U}_g$ qui sont la classe d'âge a et le sexe s; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 p_{atgs} = 1$ pour chaque $t \in \mathbf{U}_g$; dans SS : ▶ p_l = proportion observée dans le casier de longueur l ▶ p_a = proportion observée dans l'âge a ▶ p_z = proportion observée selon la taille dans le casier de longueur l ▶ SBJ n'utilise que p_a
n_{tg}	▶ taille de l'échantillon précisée qui donne la p_{atgs} correspondante
\tilde{n}_{tg}	▶ taille effective de l'échantillon en fonction de \hat{p}_{atgs}
C_{tg}	▶ biomasse observée des prises (tonnes) au cours de l'année $t = 1, 2, \dots, T - 1$
τ_{tg}	▶ écart-type de C_{tgs}
d_{tg}	▶ biomasse des prises rejetées (tonnes) au cours de l'année t
δ_{tg}	▶ écart-type de d_{tg}
δ'_{tg}	▶ décalage de l'écart-type défini par l'utilisateur à ajouter à δ_{tg}
w_{as}	▶ poids moyen (kg) d'un individu de la classe d'âge a et du sexe s d'après les paramètres fixés
\bar{w}_{tg}	▶ poids corporel moyen (kg) par année (t) et par flottille (g)
ψ_{tg}	▶ écart-type de \bar{w}_{tg}
ψ'_{tg}	▶ décalage de l'écart-type défini par l'utilisateur à ajouter à ψ_{tg}
m_a	▶ proportion de femelles de la classe d'âge a qui sont matures (fixée à partir des données)
I_{tg}	▶ estimations de la biomasse (tonnes) à partir des relevés $g = 2, \dots, 5$, pour l'année $t \in \mathbf{T}_g$, en tonnes
κ_{tg}	▶ écart-type de I_{tg}
κ'_{tg}	▶ décalage de l'écart-type défini par l'utilisateur à ajouter à κ_{tg}
σ_R	▶ paramètre de l'écart-type pour l'erreur du processus de recrutement, $\sigma_R = 0.9$
ϵ_t	▶ écarts de recrutement découlant d'une erreur de processus
b_t	▶ paramètre de correction du biais de recrutement : <ul style="list-style-type: none"> ▶ varie de 1 (années riches en données) à 0 (années pauvres en données)
\hat{x}	▶ valeurs estimées des données x observées (généralisées)
Paramètres estimés	
Θ	▶ ensemble de paramètres estimés :
R_0	▶ recrutement vierge de poissons d'âge 0 (nombres de poissons, en milliers)

Symbole	Description and units
M_s	► taux de mortalité naturelle pour le sexe $s = 1, 2$ (fixé à cinq valeurs)
h	► paramètre d'inclinaison pour le recrutement de Beverton-Holt (fixé à 0,7)
q_g	► capturabilité pour les flottes ($g = 1, \dots, 5$)
β_{itg}	► paramètres normaux doubles pour les femelles ($s = 1$), où $i=1, \dots, 6$ pour les six β paramètres qui déterminent la sélectivité S_{atgs} pour l'année t and series $g=1, \dots, 5$, à l'aide des fonctions de jonction j_{1atgs} et j_{2atgs} pour les fonctions π_{1atgs} et π_{2atgs} des membres ascendants et descendants, respectivement, où γ_{1tgs} et γ_{2tgs} décrivent des exponentielles
Δ_{itg}	► décalage de la vulnérabilité pour les mâles ($s = 2$), où les indices itg sont les mêmes que pour β

États dérivés

N_{ats}	► nombre de poissons (en milliers) de la classe d'âge a (en milliers) et du sexe s au début de l'année t
B_t	► biomasse féconde (tonnes de femelles matures) au début de l'année t
B_0	► biomasse féconde vierge (tonnes de femelles matures) au début de l'année 0
R_t	► recrutement de poissons d'âge 0 (nombres de poissons, en milliers) au cours de l'année t
ρ_t	► écarts de recrutement (consignation de milliers de poissons d'âge 0) au cours de l'année t
V_{tg}	► biomasse vulnérable (tonnes de femelles ainsi que de mâles) au milieu de l'année t
B_{tg}	► biomasse morte conservée à la mi-saison (tonnes de femelles et de mâles)
F_{tg}	► taux instantané de mortalité pour la période t par pêche g ► la méthode hybride utilise l'approximation de Pope et l'équation de Baranov ► calculs facilités par les variables temporaires T_{tg} et les jonctions J_{tg}
Z_{ats}	► taux de mortalité totale (naturelle et par pêche) pour la période t et le sexe s

Composantes de la vraisemblance

$\mathcal{L}_{1g}(\Theta \{\widehat{I}_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : CPUE ou indice de l'abondance
$\mathcal{L}_{2g}(\Theta \{d_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : rejet de la biomasse
$\mathcal{L}_{3g}(\Theta \{\bar{w}_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : poids corporel moyen
$\mathcal{L}_{4g}(\Theta \{l_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : composition selon la longueur
$\mathcal{L}_{5g}(\Theta \{a_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : composition selon l'âge
$\mathcal{L}_{6g}(\Theta \{z_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : composition selon la taille généralisée
$\mathcal{L}_{7g}(\Theta \{C_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : prise initiale à l'équilibre
$\mathcal{L}_R(\Theta \{R_{tg}\})$	► composante log-vraisemblance : écarts de recrutement
$\mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta \{\phi_j\})$	► composante log-vraisemblance : a priori des paramètres
$\mathcal{L}_{P_t}(\Theta \{P_t\})$	► composante log-vraisemblance : écarts aléatoires des paramètres (s'ils varient avec le temps)
$\mathcal{L}(\Theta)$	► log-vraisemblance total

Distributions a priori et fonction objective

$\phi_j(\Theta)$	► distribution a priori du paramètre j
$\phi(\Theta)$	► distribution a priori commune pour tous les paramètres estimés
$\mathcal{F}(\Theta)$	► fonction objective à réduire au minimum

Tableau E.2. Composantes déterministes. À l'aide des données sur les prises, le poids selon l'âge et la maturité, et avec des valeurs fixées pour tous les paramètres, on calcule les conditions initiales à partir de (E.1)-(E.6), puis on calcule de manière itérative la dynamique de l'état dans le temps selon les équations principales (E.7), les fonctions de la sélectivité (E.8)-(E.14), ainsi que les états dérivés (E.15)-(E.33). Il est alors possible de calculer les observations estimées pour les indices de la biomasse du relevé et les proportions selon l'âge à l'aide de (E.36) et de (E.37). Les observations estimées de ces facteurs sont comparées aux données dans le Tableau E.3.

Composantes déterministes

Conditions initiales ($t = 0$; $s = 1, 2$)

$$N_{a0s} = 0,5R_0e^{-aM_s} ; \quad 0 \leq a \leq 3A-1 \quad (E.1)$$

$$N_{A0s} = \sum_{a=A}^{3A-1} N_{a0s} + (N_{3A-1,0s} e^{-M_{As}}) / (1 - e^{-M_{As}}) \quad (E.2)$$

$$B_0 = B_1 = \sum_{a=1}^A w_{as} m_{as} N_{a0s} ; \quad s=1 \quad (\text{female}) \quad (E.3)$$

$$L_{a0s} = \begin{cases} \check{L}_1 + (a/a') (L'_s - \check{L}_1) & ; a \leq a' \\ L_{\infty s} + (L'_s - L_{\infty s}) e^{-k_s(a-a')} & ; a' < a \leq A-1 \end{cases} \quad (E.4)$$

$$\text{where } L_{\infty s} = L'_s + (L''_s - L'_s) [1 - e^{-k_s(a''-a')}] \quad (E.5)$$

$$L_{A0s} = \frac{\sum_{a=A}^{2A} [e^{-0,2(a-A-1)}] [L_{As} + (a/A - 1)(L_{\infty s} - L_{A0s})]}{\sum_{a=A}^{2A} e^{-0,2(a-A-1)}} \quad (E.6)$$

Dynamique de l'état ($2 \leq t \leq T$; $s = 1, 2$)

$$N_{ats} = \begin{cases} cR_{0t} & ; a = 0, c = \text{proportion de femelles} \\ N_{a-1,t-1,s} e^{-Z_{a,t-1,s}} & ; 1 \leq a \leq A-1 \\ N_{A-1,t-1,s} e^{-Z_{A-1,t-1,s}} + N_{A,t-1,s} e^{-Z_{A,t-1,s}} & ; a = A \end{cases} \quad (E.7)$$

Régime de sélectivité 20 ($g = 1, \dots, 5$)

$$S_{atgs} = \pi_{1atgs} (1 - j_{1atgs}) + j_{1atgs} [(1 - j_{2atgs}) + j_{2atgs} \pi_{2atgs}] \quad (E.8)$$

$$j_{1atgs} = 1 / [1 + e^{-20(a-\beta_{1tgs})/(1+|a-\beta_{1tgs}|)}] ; \quad \beta_{1tgs} = \text{premier âge où } S_{tgs}=1 \quad (E.9)$$

$$j_{2atgs} = 1 / [1 + e^{-20(a-a_{tgs}^*)/(1+|a-a_{tgs}^*|)}] ; \quad a_{tgs}^* = \text{dernier âge où } S_{tgs}=1 \quad (E.10)$$

$$a_{tgs}^* = \beta_{1tgs} + (0,99A - \beta_{1tgs}) / (1 + \beta_{2tgs}) ; \quad \text{en supposant âge bin} = 1 \text{ ans} \quad (E.11)$$

$$\pi_{1atgs} = \left(\frac{1}{1 + e^{-\beta_{5tgs}}} \right) \left(\frac{1}{1 - (1 + e^{-\beta_{5tgs}})} \right) \left(\frac{e^{-(a-\beta_{1tgs})^2/e^{\beta_{3tgs}}} - \gamma_{1tgs}}{1 - \gamma_{1tgs}} \right) \quad (E.12)$$

$$\pi_{2atgs} = 1 + \left[\left(\frac{1}{1 + e^{-\beta_{6tgs}}} \right) - 1 \right] \left(\frac{e^{-(a-a_{tgs}^*)/e^{\beta_{4tgs}}} - 1}{\gamma_{2tgs} - 1} \right) \quad (E.13)$$

$$\gamma_{1tgs} = e^{-(1-\beta_{1tgs})^2/e^{\beta_{3tgs}}} ; \quad \gamma_{2tgs} = e^{-(A-a_{tgs}^*)^2/e^{\beta_{4tgs}}} \quad (E.14)$$

Composantes déterministes

États dérivés ($1 \leq t \leq T-1$)

$$L_{ats} = L_{a-1,t-1,s} + (L_{a-1-k,t-1,s} - L_{\infty s})(e^{-k_s} - 1); \quad a < A \quad (\text{E.15})$$

$$L_{Ats} = \frac{N_{A-1,t,s} \bar{L}_{Ats} + N_{Ats} [L_{Ats} - (L_{Ats} + L_{\infty s})(e^{-k_s} - 1)]}{N_{A-1,t,s} + N_{Ats}} \quad (\text{E.16})$$

$$\bar{L}_{ats} = L_{ats} + (L_{ats} - L_{\infty s})(e^{-0,5k_s} - 1) \quad (\text{E.17})$$

$$\alpha_{ats} = \begin{cases} \bar{L}_{ats} \nu'_s | a_{ts} \nu'_s & ; a \leq a' \\ \bar{L}_{ats} [\nu'_s + (\bar{L}_{ats} - L'_s)/(L''_s - L'_s)(\nu''_s - \nu'_s)] | & ; a' < a < a'' \\ a_{ts} \nu'_s [\nu'_s + (a_{ts} - a'_s)/(a''_s - a'_s)(\nu''_s - \nu'_s)] & ; a'' \leq a \\ \bar{L}_{ats} \nu''_s | a_{ts} \nu''_s & \end{cases} \quad (\text{E.18})$$

$$\varphi_{lats} = \begin{cases} \Phi[(\check{L}_l - \bar{L}_{ats})/\alpha_{ats}] & ; l = 1 \\ \Phi[(\check{L}_{l+1} - \bar{L}_{ats})/\alpha_{ats}] - \Phi[(\check{L}_l - \bar{L}_{ats})/\alpha_{ats}] & ; 1 < l < L \\ 1 - \Phi[(\check{L}_l - \bar{L}_{ats})/\alpha_{ats}] & ; l = L \end{cases} \quad (\text{E.19})$$

$$w_{ls} = a_s \check{L}_l^{b_s}; \quad \check{L}_l = \text{bac de taille moyenne } l \quad (\text{E.20})$$

$$f_a = \sum_{l=1}^{\Lambda} \varphi_{las} m_l o_l w_{ls}; \quad s=1, m=\text{maturité}, o=\text{oeufs/kg} \quad (\text{E.21})$$

$$Z_{ats} = M_{as} \sum_{g \in 1} (S_{atgs} F_{tg}); \quad F_{tg} = \text{taux de mortalité par pêche apicale} \quad (\text{E.22})$$

$$\mathcal{T}_{1tg} = C_{tg}/(\hat{\mathcal{B}}_{tg} + 0,1C_{tg}); \quad \mathcal{J}_{1tg} = 1/[1 + e^{30(\mathcal{T}_{1tg}-0,95)}]; \quad \mathcal{T}_{2tg} = \mathcal{J}_{1tg} \mathcal{T}_{1tg} + 0,95(1 - \mathcal{J}_{1tg}) \quad (\text{E.23})$$

$$F_{1tg} = -\log(1 - \mathcal{T}_{2tg}) \quad (\text{E.24})$$

$$\hat{C}_t = \sum_{g \in 1} \sum_{s=1}^2 \sum_{a=0}^A \frac{F_{1tg}}{Z_{ats}} w_{as} N_{ats} S_{atgs} \lambda_{ats}; \quad \lambda_{ats} = (1 - e^{-Z_{ats}})/(Z_{ats}) \quad (\text{E.25})$$

$$\vec{Z}_t = C_t/(\hat{C}_t + 0,0001); \quad Z'_{ats} = M_{as} + \vec{Z}_t(Z_{ats} - M_{as}); \quad \lambda'_{ats} = (1 - e^{-Z'_{ats}})/(Z'_{ats}) \quad (\text{E.26})$$

$$\mathcal{T}_{3tg} = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=0}^A w_{as} N_{ats} S_{atgs} \lambda'_{ats} \quad (\text{E.27})$$

$$F_{2tg} = C_{tg}/(\mathcal{T}_{3tg} + 0,0001); \quad \mathcal{J}_{2tg} = 1/[1 + e^{30(F_{2tg}-0,95F_{\max})}] \quad (\text{E.28})$$

$$F_{tg} = \mathcal{J}_{2tg} F_{2tg} + (1 - \mathcal{J}_{2tg}) F_{\max}; \quad \text{estimation actualisée de } F \text{ en utilisant la méthode hybride ci-dessus} \quad (\text{E.29})$$

$$C_{ats} = \sum_{g \in 1} \frac{F_{tg}}{Z'_{ats}} w_{as} N_{ats} S_{atgs} \lambda'_{ats} \quad (\text{E.30})$$

$$B_t = \sum_{a=0}^A N_{ats} f_a; \quad s=1, f=\text{fécondité} \quad (\text{E.31})$$

$$V_{tg} = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} N_{ats} S_{atgs}; \quad g \in \{1\}, u_{tg} = C_{tg}/V_{tg}, u_{atgs} = u_{tg} S_{atgs} \quad (\text{E.32})$$

Composantes déterministes

$$R_t = \frac{4hR_0B_{t-1}}{(1-h)B_0 + (5h-1)B_{t-1}} \left(\equiv \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} \right) \quad (\text{E.33})$$

Erreur de détermination de l'âge

$$\Phi(x|\mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{(x-\mu)/\sigma} e^{-(t^2/2)} dt \quad \text{distribution normale cumulative} \quad (\text{E.34})$$

$$\Psi_a = \begin{cases} \Phi\left(\frac{a-\tilde{a}_a}{\xi_a}\right) & ; a = 1 \\ \Phi\left(\frac{a+1-\tilde{a}_a}{\xi_a}\right) - \Phi\left(\frac{a-\tilde{a}_a}{\xi_a}\right) & ; 1 < a < A \\ 1 - \Phi\left(\frac{A-\tilde{a}_a}{\xi_a}\right) & ; a = A \end{cases} \quad (\text{E.35})$$

Observations estimées

$$\widehat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) w_{as} S_{ags} N_{ats} ; \quad t \in \mathbf{T}_g, g = 1, \dots, 5 \quad (\text{E.36})$$

$$\widehat{p}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) S_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) S_{ags} N_{ats}} ; \quad 1 \leq a \leq A, t \in \mathbf{U}_g, g=1, \dots, 5, s=1, 2 \quad (\text{E.37})$$

Tableau E.3. Composantes stochastiques. Calcul de la fonction de vraisemblance $\mathcal{L}(\Theta)$ pour les composantes stochastiques du modèle figurant dans le Tableau E.2, et fonction objective qui en résulte $f(\Theta)$ à réduire au minimum.

Composantes stochastiques

Paramètres estimés

$$\Theta = \{R_0; q_{1,\dots,5}; \mu_{1,\dots,5}, \pi_{T1,\dots,5}, \nu_{L1,\dots,5L}, \nu_{R1,\dots,5}, \pi_{F1,\dots,5}\} \quad (\text{E.38})$$

Écarts du recrutement

$$\rho_{t+1} = \log R_{t+1} - \log B_t + \log(\alpha + \beta B_t) + 0,5b_t\sigma_R^2 + \epsilon_t; \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2), \quad 1 \leq t \leq T-1 \quad (\text{E.39})$$

$$\text{where } b_t = \begin{cases} 0 & ; t \leq t_1^b \\ b_{\max} [1 - (t - t_1^b)/(t_2^b - t_1^b)] & ; t_1^b < t < t_2^b \\ b_{\max} & ; t_2^b \leq t \leq t_3^b \\ b_{\max} [1 - (t_3^b - t)/(t_4^b - t_3^b)] & ; t_3^b < t < t_4^b \\ 0 & ; t_4^b \leq t \end{cases} \quad (\text{E.40})$$

Composantes logithme-vraisemblance (\otimes actives, \triangleleft inactives)

$$\otimes \mathcal{L}_{1g}(\Theta | \{\widehat{I}_{tg}\}) = \sum_{t \in \mathbf{T}_g} \left[\frac{(\log I_{tg} - \log(q_g B_{tg}))^2}{2\kappa_{tg}^2} + \kappa'_{tg} \log \kappa_{tg} \right] \quad (\text{E.41})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{2g}(\Theta | \{d_{tg}\}) = \sum_{t=1}^T 0,5(\text{df}_g + 1) \log \left[\frac{1 + (d_{tg} - \widehat{d}_{tg})^2}{\text{df}_g \delta_{tg}^2} \right] + \delta'_{tg} \log \delta_{tg} \quad (\text{E.42})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{3g}(\Theta | \{\bar{w}_{tg}\}) = \sum_{t=1}^T 0,5(\text{df}_{\bar{w}} + 1) \log \left[\frac{1 + (\bar{w}_{tg} - \widehat{\bar{w}}_{tg})^2}{\text{df}_{\bar{w}} \psi_{tg}^2} \right] + \psi'_{tg} \log \psi_{tg} \quad (\text{E.43})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{4g}(\Theta | \{l_{tg}\}) = \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \sum_{l=1}^L n_{tgs} p_{ltgs} \log(p_{ltgs} / \widehat{p}_{ltgs}); \text{ option de composition 1} \quad (\text{E.44})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{5g}(\Theta | \{a_{tg}\}) = \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A n_{tgs} p_{atgs} \log(p_{atgs} / \widehat{p}_{atgs}); \text{ option de composition 2} \quad (\text{E.45})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{6g}(\Theta | \{z_{tg}\}) = \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \sum_{z=1}^{\Lambda} n_{tgs} p_{zLgs} \log(p_{zLgs} / \widehat{p}_{zLgs}); \text{ option de composition 3} \quad (\text{E.46})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{7g}(\Theta | \{C_{tg}\}) = \sum_{t=1}^T [\log C_{tg} - \log(\widehat{C}_{tg} + 1e-6)]^2 / 2\tau_{tg}^2 \quad (\text{E.47})$$

$$\otimes \mathcal{L}_R(\Theta | \{R_t\}) = 0,5 \sum_{t=1}^T (\widetilde{R}_t^2 / \sigma_R^2) + b_t \log \sigma_R^2 \quad (\text{E.48})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta | \{\phi_j\}) = 0,5 [(\phi_j - \mu_{\phi_j}) / \sigma_{\phi_j}]^2; \text{ distributions a priori normales pour le paramètre } j \quad (\text{E.49})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta | \{\phi_j\}) = 0,5 [(\log \phi_j - \mu_{\phi_j}) / \sigma_{\phi_j}]^2; \text{ distributions a priori log-normales pour le paramètre } j \quad (\text{E.50})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{P_j}(\Theta | \{P_{jt}\}) = (1/2\sigma_P^2) \sum_{t=1}^T \widetilde{P}_{jt}^2; \text{ pour les paramètres variant dans le temps, le cas échéant} \quad (\text{E.51})$$

Fonction objective

$$\mathcal{F}(\Theta) = \sum_{i=1}^7 \sum_{g=1}^G \omega_{ig} \mathcal{L}_{ig} + \omega_R \mathcal{L}_R + \sum_{\phi} \omega_{\phi} \mathcal{L}_{\phi} + \sum_P \omega_P \mathcal{L}_P; \omega = \text{facteurs de pondération pour chaque } \mathcal{L} \quad (\text{E.52})$$

Tableau E.4. Détails pour l'estimation des paramètres, y compris les distributions a priori avec les moyennes et les écarts-types correspondants, les limites des contraintes des paramètres et les valeurs initiales pour lancer la procédure de minimisation pour les calculs du MDP (mode de la densité a posteriori). Pour les distributions a priori uniformes, les limites paramètrent complètement l'a priori. Dans SS, une solution analytique pour q est calculée lorsque le paramètre est autorisé à « flotter ».

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne, écart-type	Limites	Valeur initiale
SBJ au large des côtes					
$\log R_0$	1	normale	8, 8	[1, 16]	8
M_1, M_2	-	fixée	-	-	{0,04 à 0,06 par 0,005}
h	-	fixée	-	-	0,7
$\log q_{1,\dots,5}$	-	analytique	-3, 6	[-15, 15]	-3
μ_1	3	normale	10,7, 2,14	[1, 40]	10,7
μ_2	3	normale	15,6, 3,12	[1, 40]	15,6
μ_3	3	normale	15,4, 3,08	[1, 40]	15,4
μ_4	3	normale	10,8, 2,16	[1, 40]	10,8
μ_5	3	normale	1,4, 3,48	[1, 40]	17,4
$\log v_{L1}$	4	normale	1,6, 0,32	[-15, 15]	1,6
$\log v_{L2}$	4	normale	3,72, 0,744	[-15, 15]	3,72
$\log v_{L3}$	4	normale	3,44, 0,688	[-15, 15]	3,44
$\log v_{L4}$	4	normale	2,08, 0,416	[-15, 15]	2,08
$\log v_{L5}$	4	normale	4,6, 0,92	[-15, 15]	4,6
$\Delta_{1,\dots,5}$	-	fixée	-	[-20, 20]	0

E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

La notation (Tableau E.1) et la configuration des composantes déterministes (Tableau E.2) sont décrites ci-après. Acronymes : SS = Stock Synthesis; AW = Awatea, FA = fréquences d'âge ou proportions; SBJ = sébaste à bouche jaune.

E.4.1. Classes d'âge

L'indice (en indice) a représente les classes d'âge, allant de 1 à l'accumulateur selon la classe d'âge, A , de 60. La classe d'âge $a = 5$, par exemple, représente les poissons âgés de 4 à 5 ans (ce qui est la convention habituelle, mais pas universelle, Caswell 2001), et par conséquent un poisson de la classe d'âge 1 est né l'année précédente. La variable N_{ats} est le nombre de poissons de la classe d'âge a et du sexe s au début de l'année t , donc le modèle est exécuté jusqu'à l'année T , qui correspond au début de l'année 2022.

E.4.2. Années

L'indice t représente les années dans le modèle, de 1 à $T = 88$, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans exploitation. L'année réelle correspondant à $t = 1$ est 1935, donc l'année dans le modèle $T = 88$ correspond à 2022. L'interprétation de l'année dépend de l'état dérivé du modèle ou de l'entrée des données :

- début de l'année : N_{ats}, B_t, R_t
- milieu de l'année : $C_{tg}, V_{tg}, F_{tg}, u_{tg}, \hat{I}_{tg}, \hat{p}_{atgs}$

E.4.3. Données de la pêche commerciale

Comme il est expliqué à l'Annexe A, les prises de la pêche commerciale ont été reconstituées jusqu'en 1918 pour cinq types de pêche – (1) la pêche au chalut; (2) la pêche du flétan à la palangre; (3) la pêche de la morue charbonnière à la trappe et à la palangre; (4) la pêche du chien de mer, de la morue-lingue et du saumon à la traîne; (5) la pêche du sébaste de la côte extérieure à la ligne et à l'hameçon – toutes, à l'exclusion de la zone 4B de la CPMP (déroit de Georgie). Dans la présente évaluation, une seule pêche a été utilisée, à savoir « Chalut+ » (comprenant les cinq pêches). La prépondérance des prises par la pêche au chalut était si importante (>99%) que les prises de toutes les pêches ont été regroupées pour n'en former qu'une seule. Compte tenu des prises négligeables les premières années, le modèle commence en 1935 et les prises antérieures à cette date n'ont pas été incluses. La série chronologique des prises est indiquée par C_{tg} et comprend les prises conservées et rejetées (observées ou reconstituées). Cet ensemble $U_{1,\dots,5}$ (Tableau E.1) donne les années pour lesquelles on dispose des données sur la détermination de l'âge provenant de la pêche commerciale. Les valeurs des proportions selon l'âge sont données par p_{atgs} avec la taille supposée de l'échantillon n_{tg} , où $g = 1$ correspond aux données de la pêche commerciale. Ces proportions sont les proportions pondérées calculées selon le système de pondération stratifiée décrit à l'Annexe D, qui ajuste l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates temporelles et spatiales.

E.4.4. Données de relevé

Les données de relevé des flottilles $g=2, \dots, 5$ ont été utilisées, comme il est décrit de manière détaillée à l'Annexe B. Pour la côte de la C.-B., les indices g indiquent les relevés suivants : $g = 2$ correspond aux relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC); $g = 3$ correspond aux relevés synoptiques menés sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV); $g = 4$ correspond aux relevés synoptiques menés sur la côte ouest de Haida Gwaii (COHG); $g = 5$ correspond aux relevés historiques effectués dans le goulet de l'île Goose (GIG). Les années pour lesquelles les données sont disponibles pour chaque relevé sont indiquées dans le Tableau E.1; T_g correspond aux années des estimations de la biomasse du relevé I_{tg} (et aux écarts-types correspondants κ_{tg}), et U_g aux années des données sur la proportion selon l'âge p_{atgs} (avec les tailles supposées des échantillons n_{tg}). Il convient de noter que la taille de l'échantillon se rapporte au nombre d'échantillons, où chacun d'entre eux comprend des spécimens, généralement ~ 30 à 350 poissons.

E.4.5. Sexe

Nous avons utilisé un modèle à deux sexes, où l'indice $s=1$ représente les femelles et $s=2$ les mâles (il convient de prendre note que ces indices sont l'inverse des codes utilisés dans la base de données GFBioSQL). Les données sur la détermination de l'âge ont été séparées en fonction du sexe, tout comme les intrants des poids selon l'âge. Les sélectivités et la mortalité naturelle ont été estimées pour chaque sexe.

E.4.6. Poids selon l'âge

On supposait que les poids selon l'âge w_{as} étaient fixes dans le temps et reposaient sur les paramètres du modèle allométrique (longueur-poids) et de croissance (âge-longueur) propres au sexe, issus des données biologiques; voir l'Annexe D pour plus de détails.

E.4.7. Maturité des femelles

La proportion des femelles de la classe d'âge a qui sont matures est m_a et est présumée fixe dans le temps; voir les précisions à l'Annexe D.

E.4.8. Conditions initiales

On suppose une situation d'équilibre sans exploitation au début de la reconstitution, car il n'existe pas de preuve de prélèvements importants avant 1935. Les conditions initiales (E.1) et (E.2) ont été obtenues en définissant $R_t = R_0$ (recrutement vierge), $N_{ats} = N_{a1s}$ (condition d'équilibre) et $u_{ats} = 0$ (pas de pêche). (E.3) a donné la biomasse féconde vierge B_0 . Les longueurs initiales ont été définies au moyen des équations de croissance de Schnute (1981) (E.4)-(E.6).

E.4.9. Dynamique de l'état

Le cœur du modèle est l'ensemble d'équations dynamiques (E.7) pour le nombre estimé N_{ats} de poissons de la classe d'âge a et du sexe s au début de l'année t . La proportion de nouvelles recrues c (femelles) dans l'équation (E.7) a été fixée à 0,5. L'équation (E.7) calcule le nombre de poissons de chaque classe d'âge (et de chaque sexe) qui survivent jusqu'à l'année suivante, où Z_{ats} représente le taux de mortalité total, qui dans le présent cas comprend la mortalité naturelle M et la mortalité par pêche F . L'accumulateur selon la classe d'âge A conserve les survivants de cette classe au cours des années suivantes.

La mortalité naturelle M_s a été fixée pour les mâles et les femelles dans la présente évaluation, sauf pour le cycle de sensibilité S02. Ce paramètre apparaît dans les équations sous la forme e^{-M_s} en tant que proportion des individus non exploités qui survivent cette année.

E.4.10. Sélectivités

Différentes sélectivités ont été modélisées pour chacune des cinq flottilles ($g = 1$ pour la pêche et $g = 2, \dots, 5$ pour les relevés) en utilisant le régime de sélectivité 20 de SS pour les femelles (les équations E.8-E.14) et l'option de sélectivité 3 pour les mâles (bien que la sélectivité des SBJ mâles ait été fixée au même niveau que celle des femelles dans la présente évaluation). Il convient de noter que le terme « log » désigne ici les logarithmes naturels. La tendance 20 décrit une sélectivité normale double pour les femelles où les paramètres sont les suivants :

1. β_{1g} – l'âge auquel la sélectivité atteint son maximum pour la première fois (généralement 1) :
 - SS : l'âge de départ (année) pour le plateau;
 - AW : l'âge de la pleine sélectivité (μ_g) pour les femelles;
2. β_{2g} – utilisé pour générer une logistique entre le sommet (β_{1g}) et l'âge maximal (A) qui détermine la largeur du plateau supérieur ($a_g^* - \beta_{1g}$), où a_g^* représente l'âge final du plateau supérieur;
3. β_{3g} – utilisé pour déterminer la largeur du membre ascendant de la courbe normale double :
 - SS : déterminer l'inclinaison du membre ascendant en intervenant sur son écart;
 - AW : log de l'écart pour le membre gauche (v_{Lg}) de la courbe de sélectivité;
4. β_{4g} – utilisé pour déterminer la largeur du membre descendant de la courbe normale double :
 - SS : utilisé pour déterminer la largeur du membre descendant de la courbe normale double;

- AW : log de l'écart pour le membre droit (v_{Rg}) de la courbe de sélectivité;
5. β_{5g} – déterminer la sélectivité initiale en générant une logistique entre 0 et 1 au premier âge;
 - où la sélectivité $S_{a=1,g} = 1/(1 + e^{-\beta_{5g}})$; toutefois,
 - utiliser -999 pour ignorer l'algorithme de sélectivité initial et diminuer la sélectivité des petits poissons en utilisant β_{3g} ;
 6. β_{6g} – déterminer la sélectivité finale en générant une logistique entre 0 et 1 à la classe d'âge finale;
 - où la sélectivité $S_{Ag} = 1/(1 + e^{-\beta_{6g}})$.

L'option 3 de la tendance 20 décrit la sélectivité des mâles comme une compensation de la sélectivité des femelles, où les paramètres sont les suivants :

1. Δ_{1g} = la compensation du sommet des mâles (Δ_g dans AW) ajoutée au premier paramètre de sélectivité, β_{1g} (μ_g dans AW);
2. Δ_{2g} = la compensation de largeur des mâles (largeur logarithmique) ajoutée au troisième paramètre de sélectivité, β_{3g} (v_{Lg} dans AW);
3. Δ_{3g} = la compensation de largeur des mâles (largeur logarithmique) ajoutée au quatrième paramètre de sélectivité, β_{4g} (v_{Rg} dans AW);
4. Δ_{4g} = la compensation du plateau des mâles ajoutée au sixième paramètre de sélectivité, β_{6g} ;
5. Δ_{5g} = la sélectivité apicale pour les mâles (généralement 1, mais peut être différente de celle des femelles).

La sélectivité en forme de dôme ne survient que dans trois conditions :

- la largeur du plateau supérieur (entre β_{1g} et a_g^*) doit être inférieure à $A - \beta_{1g}$;
- les inclinaisons du membre descendant (contrôlé par β_{4g}) ne doivent pas être trop faibles;
- la sélectivité finale (contrôlée par β_{6g}) doit être inférieure à la sélectivité maximale (généralement 1).

En règle générale, la même fonction de sélectivité est utilisée pour les mâles, sauf que certains des paramètres de sélectivité (β_{ig} pour $i \in \{1, 3, 4, 6\}$) peuvent être décalés si les données sur les FA des mâles sont suffisamment différentes de celles des femelles. En ce qui concerne le SBJ, $\Delta_{1,2,3,4}$ ont été fixés à 0, c.-à-d. que la sélectivité des mâles a été supposée être la même que celle des femelles.

Pour ce qui est du SBJ au large des côtes, deux des six a priori de la sélectivité (β_{1g} et β_{3g}) ont été estimés à l'aide d'a priori normaux, tandis que les quatre autres ont été fixés à des valeurs qui maintiennent une sélectivité maximale pour les âges supérieurs à $\beta_{1g} \vee \mu_g$ (c.-à-d. aucune sélectivité en forme de dôme). Nous avons utilisé des valeurs a priori informatives pour nous assurer que les sélectivités des relevés demeurent dans une plage appropriée, étant donné la nature éparse et contradictoire des données sur les FA des relevés. Bien que nous utilisions des valeurs a priori informatives pour les données sur les FA dans les pêches au chalut, nous aurions pu utiliser une valeur a priori uniforme, étant donné le signal fort observé dans tous les modèles pour ces données. Les moyennes a priori ont été fixées à des valeurs moyennes issues des médianes a posteriori de la méthode de MCCM des évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire précédentes, en faisant correspondre chaque relevé à l'évaluation des stocks appropriée. On a attribué à ces a priori des limites modérément serrées (CV = 20%). Les a posteriori de la méthode de MCCM de ces paramètres de sélectivité du SBJ au large des côtes varient peu entre toutes les évaluations des stocks (sauf lorsqu'on leur attribue des poids élevés) et présentent des diagnostics a posteriori acceptables.

E.4.11. États dérivés

La biomasse féconde (biomasse des femelles matures, en tonnes) B_t au début de l'année t est calculée dans (E.31) en multipliant le nombre de femelles N_{at1} par la fécondité f_a (E.21), qui est une fonction d'une matrice de la longueur selon l'âge φ_{lats} (E.19), de la courbe de maturité (m_l), de la production d'œufs (o_l) et du poids selon la longueur w_{l1} (E.20).

Le taux de mortalité par pêche F_{tg} (E.29) provient d'un processus itératif visant à ajuster au plus près les prises observées plutôt que d'éliminer les prises en procédant par soustraction. Un taux de récolte en milieu de saison est calculé en ayant recours à l'approximation de Pope (Pope 1972), qui est ensuite converti en un F instantané à l'aide de l'équation de Baranov (Baranov 1918). Le F approximatif de chaque flottille est répété itérativement plusieurs fois (généralement trois ou quatre) en utilisant la procédure de Newton-Rhaphson jusqu'à ce que sa valeur corresponde étroitement aux prises observées par la flottille. Des détails se trouvent dans Methot Jr et Wetzel (2013).

SS ne rend pas compte de la biomasse vulnérable *en tant que telle*, mais l'équation (E.32) fournit une équation d'Awatea pour V_{tg} au milieu de l'année. En supposant que C_{tg} est pris au milieu de l'année, le taux de récolte est simplement C_{tg}/V_{tg} . De plus, pour l'année t , la proportion u_{tg} de poissons de la classe d'âge a et du sexe s qui sont capturés dans la pêche g peut être calculée en multipliant les sélectivités de la pêche commerciale S_{atgs} et le rapport u_t (E.32).

E.4.12. Fonction stock-recrutement

On utilise une fonction de recrutement de Beverton-Holt, paramétrée pour l'inclinaison, h , qui est la proportion du recrutement non exploité à long terme obtenue lorsque l'on réduit l'abondance du stock à 20% du niveau vierge (Mace et Doonan 1988; Michielsens et McAllister 2004). Awatea utilise un a priori sur h de Forrest et coll. (2010), où les paramètres de forme pour une distribution bêta sont $\alpha = (1 - h)B_0/(4hR_0)$ et $\beta = (5h - 1)/4hR_0$ (Hilborn et coll. 2003; Michielsens et McAllister 2004). Cela vient de leur substitution dans l'équation de Beverton-Holt, $R_t = B_{t-1}/(\alpha + \beta B_{t-1})$, où R_0 est le recrutement vierge, R_t est le recrutement de l'année t , B_t est la biomasse féconde au début de l'année t et B_0 est la biomasse féconde vierge. Stock Synthesis propose plusieurs options de recrutement, notamment Ricker, Beverton-Holt et une fonction à trois paramètres fondée sur la survie qui convient aux espèces présentant un faible taux de fécondité (Taylor et coll. 2013); toutefois, h a été fixé à 0,7 (sauf pour un cycle de sensibilité) dans la présente évaluation, car le stock n'a jamais été gravement appauvri.

E.4.13. Ajustement aux données

Les estimations par le modèle des indices de la biomasse du relevé I_{tg} sont indiquées par \hat{I}_{tg} et calculées dans (E.36). On multiplie les nombres estimés N_{ats} par le terme de la mortalité naturelle $e^{-M_s/2}$ (qui représente la moitié de la mortalité naturelle annuelle), le terme $1 - u_{ats}/2$ (qui représente la moitié des prises de la pêche commerciale), les poids selon l'âge w_{as} (pour la conversion en biomasse) et la sélectivité S_{ags} . On multiplie alors la somme (des âges et des sexes) par le paramètre de la capturabilité q_g pour obtenir l'estimation de la biomasse du modèle \hat{I}_{tg} .

Les proportions selon l'âge estimées \hat{p}_{atgs} sont calculées dans (E.37). Pour une année et un type d'engin donnés, le produit $e^{-M_s/2}(1 - u_{ats}/2)S_{ags}N_{ats}$ donne les nombres attendus relatifs de poissons capturés pour chaque combinaison d'âge et de sexe. Pour les convertir en proportions

estimées pour chaque combinaison âge-sexe, comme $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A \widehat{p}_{atgs} = 1$, il suffit de les diviser par $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) S_{ags} N_{ats}$.

L'erreur de détermination de l'âge (EA) dans la présente évaluation des stocks a été appliquée en utilisant les intrants de type vecteur du biais et de la précision de SS. Le vecteur de biais utilisé était de 0,5 à 60,5 par incréments de 1 an pour les âges 0 à 60, ce qui, dans SS, signifie qu'aucun biais d'âge n'existe. Le vecteur de précision pour les âges 0 à 60 a été estimé comme étant l'écart-type des âges 1 à 61 calculé à partir des CV des longueurs selon l'âge : $\sigma_a = a(\sigma_{L_a}/\mu_{L_a})$, où $a = 1, \dots, 61$. En utilisant ces vecteurs, SS applique une distribution normale cumulative pour chaque âge afin de calculer la fréquence de l'âge attendu étant donné un âge moyen attribué et un écart-type (voir E.35).

« SS n'ajuste jamais les données d'entrée. La plateforme ajuste plutôt les valeurs attendues pour les données afin de prendre en compte les facteurs connus qui ont influencé la création des observations. Ainsi, l'erreur de détermination de l'âge est appliquée à une distribution modélisée des âges réels (après que la sélectivité ait pris un sous-ensemble de la population) pour créer une nouvelle distribution des âges qui comprend l'influence de l'erreur de détermination de l'âge. » [traduction]

– Richard Methot, 2021, *comm. pers.*

E.5. DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES

E.5.1. Paramètres

L'ensemble Θ indique les paramètres qui sont estimés. La procédure d'estimation est décrite dans la section sur les calculs bayésiens ci-après.

E.5.2. Écarts du recrutement

Pour le recrutement, on présume une erreur de processus log-normale, de sorte que la version stochastique de la fonction déterministe stock-recrutement (E.33) est

$$R_t = \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} e^{-0,5b_t\sigma_R^2 + \epsilon_t} \quad (\text{E.53})$$

où $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2)$, et le terme de correction en fonction du biais $-b_t\sigma_R^2/2$ term dans (E.5.2.) permet d'avoir la moyenne des écarts du recrutement égale à 0. On a alors l'équation de l'écart du recrutement (E.39) et la fonction de logarithme-vraisemblance (E.48). Dans la présente évaluation, la valeur de σ_R a été fixée à 0,9 en fonction des valeurs utilisées dans les évaluations récentes des stocks de sébastes de la C.-B. D'autres évaluations ont utilisé $\sigma_R = 0,6$ à la suite d'une évaluation du sébaste argenté (Starr et coll. 2016) dans laquelle les auteurs ont déclaré qu'il s'agissait de la valeur habituelle pour le « sébaste » marin (Mertz et Myers 1996). Un modèle d'Awatea de la fausse limande a utilisé $\sigma_R = 0,6$ (Holt et coll. 2016) en mentionnant qu'il s'agissait d'un défaut couramment utilisé pour les évaluations de poissons à nageoires (Beddington et Cooke 1983). Lors des récentes évaluations du sébaste de la C.-B., nous avons adopté $\sigma_R = 0,9$ en nous fondant sur un ajustement empirique du modèle conforme aux données sur la composition selon l'âge pour le SLM 5ABC (Edwards et coll. 2012b). Une étude menée par Thorson et coll. (2014) a examiné 154 populations de poissons et a estimé que la valeur $\sigma_R = 0,74$ (ET=0,35) dans sept ordres taxonomiques; la valeur marginale pour les Scorpaeniformes était de $\sigma_R = 0,78$ (ET=0,32), mais n'était établie qu'à partir de sept stocks.

E.5.3. Fonctions de logarithme-vraisemblance

La fonction objective $\mathcal{F}(\Theta)$ (E.52) comprend une somme pondérée de composantes de la vraisemblance individuelles, lesquelles peuvent inclure les suivantes :

- \mathcal{L}_{I_g} (E.41) – CPUE ou indice d’abondance par flottille;
- \mathcal{L}_{d_g} (E.42) – biomasse rejetée par flottille;
- $\mathcal{L}_{\bar{w}_g}$ (E.43) – poids corporel moyen par flottille;
- \mathcal{L}_{l_g} (E.44) – composition selon la longueur par flottille;
- \mathcal{L}_{a_g} (E.45) – composition selon l’âge par flottille;
- \mathcal{L}_{z_g} (E.46) – taille moyenne selon l’âge par flottille;
- \mathcal{L}_{C_g} (E.47) – prises par flottille;
- \mathcal{L}_R (E.48) – écarts de recrutement;
- \mathcal{L}_{ϕ_j} (E.49) à (E.50) – a priori des paramètres;
- \mathcal{L}_{P_j} (E.51) – écarts aléatoires des paramètres.

Consulter Methot Jr et Wetzel (2013) et Methot Jr et coll. (2020) pour obtenir plus d’options de vraisemblance et de détails.

E.6. CALCULS BAYÉSIENS

L’estimation des paramètres compare les observations estimées (fondées sur le modèle) des indices de la biomasse des relevés et les proportions selon l’âge aux données et réduit au minimum les écarts du recrutement. À cette fin, on réduit au minimum la fonction objective $f(\Theta)$ qui, comme le montre l’équation (E.52) est le négatif de la somme de la fonction de logarithme-vraisemblance total comprenant les composantes liées au logarithmes (E.41)-(E.51).

La procédure des calculs bayésiens est la suivante :

1. réduire au minimum la fonction objective $f(\Theta)$ afin de produire les estimations du mode de la densité a posteriori (MDP) pour chaque paramètre :
 - cela se fait par phases,
 - on applique une procédure de repondération;
2. générer des échantillons à partir des distributions a posteriori communes des paramètres à l’aide de la procédure de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM) en commençant les chaînes à partir des estimations du MDP.

E.6.1. Phases

On a obtenu les estimations du MDP en réduisant au minimum la fonction objective $f(\Theta)$, à partir de la version stochastique (non bayésienne) du modèle. Ces estimations ont ensuite servi de début aux chaînes pour la procédure MCCM pour l’ensemble du modèle bayésien.

Il n’est pas recommandé d’estimer simultanément tous les paramètres qui peuvent être estimés pour les modèles non linéaires complexes, et ADMB permet donc de maintenir certains des paramètres à estimer à une valeur fixe pendant la première partie du processus d’optimisation ADMB Project (2009). Certains paramètres sont estimés pendant la phase 1, d’autres pendant la phase 2, et ainsi de suite. L’ordre (s’il est estimé) généralement utilisé par l’équipe d’évaluation du sébaste hauturier de la C.-B. est le suivant :

phase 1 : recrutement vierge R_0 et capturabilités des relevés $q_{2,\dots,5}$
 (bien que l'ajustement q ici adopte une option de « flotteur », qui calcule une solution analytique);
 phase 2 : écarts du recrutement ϵ_t (fixés à 0 dans la phase 1);
 phase 3 : mortalité naturelle M_s et âge de la pleine sélectivité pour les femelles β_{1g} for $g=1, \dots, 5$;
 phase 4 : paramètres de sélectivité supplémentaires β_{ng} for $n=2, \dots, 6$ $g=1, \dots, 5$;
 phase 5 : inclinaison h .

E.6.2. Repondération

La taille des échantillons est utilisée pour calculer l'écart d'une source de données et est utile pour indiquer les différences relatives d'incertitude entre les années pour chaque source de données. Cependant, la taille de l'échantillon peut ne pas représenter la différence relative de l'écart entre les différentes sources de données (généralement l'abondance par rapport à la composition). Par conséquent, dans une évaluation intégrée des stocks, il faudrait ajuster les pondérations relatives de chaque source de données pour refléter le contenu en information de chacune, tout en conservant les différences relatives d'une année à l'autre. Pour ce faire, on peut appliquer des facteurs d'ajustement aux données sur l'abondance et la composition pour pondérer les sources de données à la hausse ou à la baisse les unes par rapport aux autres. Les évaluations des stocks de sébastes utilisant le modèle d'Awatea depuis 2011 ont adopté l'approche de repondération de Francis (2011), en ajoutant l'erreur de processus propre à la série aux CV de l'indice de l'abondance lors de la première repondération, et en repondérant itérativement la taille de l'échantillon de la fréquence d'âge (données sur la composition) par l'âge moyen lors de la première repondération et des suivantes.

E.6.2.1. Abondance

Pour les données sur l'abondance (telles que les indices des relevés et les indices des CPUE dans la pêche commerciale), Francis (2011) recommande de repondérer les coefficients de variation observés, c_0 , en ajoutant tout d'abord l'erreur de processus, $c_p \sim 0,2$ par exemple, afin d'avoir un coefficient de variation repondéré

$$c_1 = \sqrt{c_0^2 + c_p^2}. \quad (\text{E.54})$$

Les indices de l'abondance des relevés pour le SBJ présentait une erreur relative élevée, et aucune erreur supplémentaire c_p n'a donc été ajoutée à ces indices.

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 (DL, ν_i), dans laquelle $i = 2, \dots, N$ et N correspond au nombre de valeurs de CPUE U_t de $t = 1996, \dots, 2020$, 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 (SCR, 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 SCR ρ_i obtenues formaient une courbe de type logistique avec un

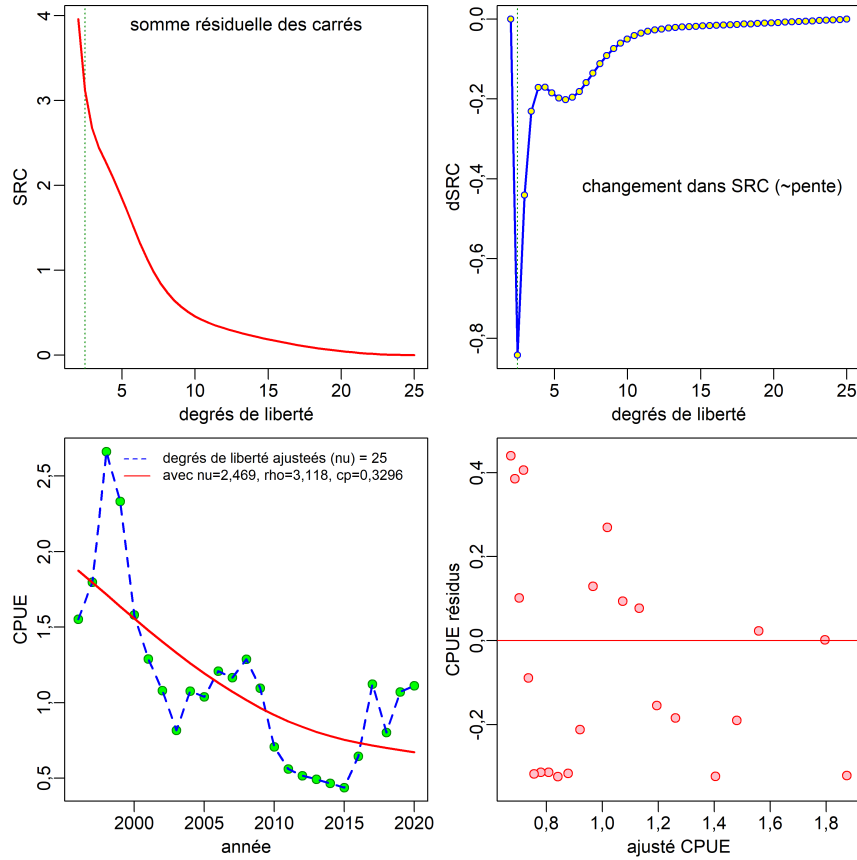


Figure E.1. Estimation de l'erreur de processus à ajouter aux données de CPUE issues de la pêche commerciale : graphique supérieur gauche – somme des carrés des résidus (SCR) obtenue à l'aide du lissage par splines à divers degrés de liberté; graphique supérieur droit – pente de la SCR (~ première dérivée), 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 2,469 (courbe pleine rouge); graphique inférieur droit – ajustement des résidus normalisés.

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 , $\nu_k = 2,449$ pour le SBJ au large des côtes, donc $\rho_k = 3,118$; on a converti cette valeur à une $c_p = 0,3296$, au moyen de l'équation suivante :

$$c_p = \sqrt{\frac{\rho_k}{N-2}} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1996}^{2020} U_t \right]^{-1}. \quad (\text{E.55})$$

Pour chaque exécution du modèle, les CV des indices de l'abondance ont été ajustés lors de la première repondération seulement en utilisant l'erreur de processus $c_p = 0,3296, 0, 0, 0$, et 0 le long de la côte de la C.-B. ($g = 1, \dots, 5$).

E.6.2.2. Composition

Les ajustements du modèle pour le SBJ utilisant la procédure de pondération de Francis (Francis 2011) ont produit des résultats d'évaluation qui n'étaient pas crédibles, les distributions a posteriori de la méthode de MCCM donnant des probabilités élevées pour des tailles initiales des stocks d'équilibre (B_0) supérieures à 100 000 tonnes métriques et des queues a posteriori qui dépassaient 1 000 000 de tonnes (généralement associées à des valeurs élevées de M). Ces estimations de la taille des stocks dépassaient largement les estimations du scénario de référence de B_0 établies pour les mêmes stocks par Edwards et coll. (2012a) et dépassaient également les estimations équivalentes de B_0 pour le sébaste à longue mâchoire, l'espèce de *Sebastes* dont la population est reconnue comme la plus importante dans les eaux de la C.-B. La raison sous-jacente de ces probabilités élevées pour une grande taille de stock de SBJ réside dans la nature peu informative des estimations de la biomasse des relevés, lesquelles présentaient peu de contraste et des erreurs relatives élevées (tableaux B.4, B.7, B.10 et B.13, annexe B). Même l'ajout d'une série de CPUE présentant un plus grand contraste et une erreur relative un peu plus faible n'a pas résolu le problème des longues queues associées aux estimations de la biomasse très importantes.

L'expérimentation de pondérations alternatives pour les données sur les fréquences d'âge a mené à la conclusion que les résultats de l'évaluation qui présentaient des résultats plus cohérents avec Edwards et coll. (2012a), et qui semblaient se situer dans une plage crédible, pouvaient être obtenus en donnant plus de poids aux données sur les fréquences d'âge des chaluts commerciaux. La procédure de Francis (2011) a été conçue pour réduire la pondération des données sur la composition afin que les séries de la biomasse des relevés et des CPUE prédominent. Cependant, cette procédure a échoué pour l'évaluation des stocks de SBJ de 2021 en raison de la nature peu informative de la série d'indices de la biomasse tirés des relevés.

Une augmentation de la pondération arbitraire des données sur les fréquences d'âge provenant de la pêche commerciale, de l'ordre de quatre à six fois les tailles des échantillons d'origine, a permis d'obtenir des estimations du modèle plus conformes aux résultats attendus. Toutefois, si ces poids accrus ont permis de résoudre le problème des queues longues pour les stocks de très grande taille, ceux-ci se sont avérés *ponctuels* et sans fondement théorique. Une autre méthode couramment utilisée a été adoptée. Cette dernière repose sur une procédure suggérée dans le manuel de SS sous le titre « Directives sur la modélisation de la dynamique des populations, pondération des données » et compare la moyenne harmonique des tailles des échantillons effectives à la moyenne arithmétique des tailles des échantillons observées :

« La taille effective de l'échantillon est calculée à partir de l'ajustement des compositions selon la longueur ou l'âge observées. L'algorithme pour l'ajustement est destiné à rendre la moyenne arithmétique de la taille de l'échantillon d'entrée égale à la moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon (McAllister et Ianelli 1997) » [traduction]

– Methot Jr et coll. (2021), *pondération des données*

Stewart et Hamel (2014) a utilisé cette méthode de la moyenne harmonique pour conclure que la taille des échantillons pour les données sur la composition est souvent de deux à quatre fois le nombre de levés par voyage. En général, un plus grand nombre d'échantillons composés de moins de spécimens est préférable à un plus petit nombre d'échantillons composés de plus de spécimens.

SS calcule les tailles des échantillons effectives (E.6.2.2.) et le progiciel dans R r4ss (Taylor et coll. 2020) fait état du rapport de la moyenne harmonique de ces tailles des échantillons

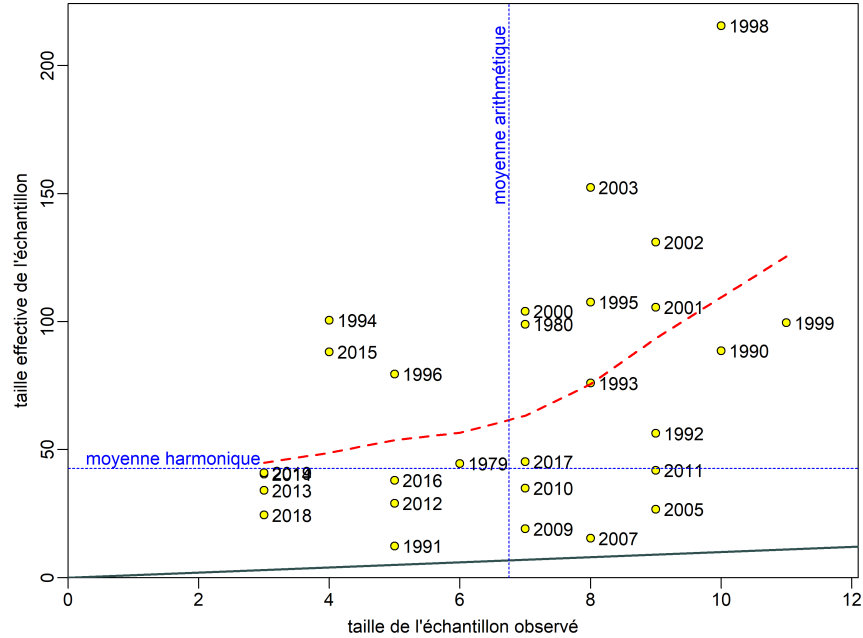


Figure E.2. FA dans la pêche chalut+ non pondérée – moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon par rapport à la moyenne arithmétique de la taille ajustée de l'échantillon. Le but de la pondération des données sur la composition est d'ajuster la moyenne arithmétique de la taille observée de l'échantillon pour qu'elle soit approximativement égale à la moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon (c.-à-d. faire passer la ligne grise pleine par l'intersection des lignes pointillées bleues).

effectives \tilde{n}_{tg} par rapport à la moyenne des tailles des échantillons d'origine n_{tg} pour chaque flottille g (Figure E.2).

Chaque exécution du modèle indiquée dans la présente évaluation des stocks a été ajustée deux fois. La première exécution a permis de procéder à un ajustement initial des données à partir duquel nous avons calculé le « rapport de la moyenne harmonique » (E.6.2.2.). La deuxième exécution du modèle a utilisé ce rapport (w_1) pour pondérer les données sur les fréquences d'âge de la pêche commerciale au chalut, ainsi que pour ajouter l'erreur de processus à la série des CPUE (voir la section E.6.2.2.). Nous n'avons utilisé que le rapport de la moyenne harmonique pour les données sur l'âge tirées de la pêche commerciale et nous avons intentionnellement pondéré à la baisse les données sur l'âge provenant des relevés ($w_{2,3,4,5}=0,25$) pour les raisons décrites à la section 8.1.1. L'ajustement MDP de cette deuxième exécution pondérée a ensuite été utilisé comme modèle initial pour la procédure de simulation par MCCM.

$$\tilde{n}_{tg} = \frac{\sum_{a=1}^A \hat{p}_{atg} (1 - \hat{p}_{atg})}{\sum_{a=1}^A (p_{atg} - \hat{p}_{atg})} \quad (\text{E.56})$$

$$w_g = \frac{\sum_t N_g / (1/\tilde{n}_{tg})}{\sum_t n_{tg} / N_g} ; \quad N_g = \text{number years with AF data in fleet } g \quad (\text{E.57})$$

E.6.3. Distributions a priori

Les distributions a priori des paramètres estimés (sans inclure les écarts du recrutement) sont décrites dans le Tableau E.4. Un a priori normal élevé $\mathcal{N}(8,8)$ a été utilisée pour R_0 ; cela a

apporté plus de stabilité au modèle que l'utilisation d'un a priori uniforme sans pour autant avoir une incidence sur le processus d'estimation. Les a priori de la sélectivité étaient normaux avec des moyennes à partir des valeurs médianes des a posteriori de la méthode de MCCM des évaluations précédentes des stocks de SLM, correspondant à chaque relevé, et avec des CV de 20%. La sélectivité est abordée plus en détail à la section E.4.10. L'inclinaison n'a pas été estimée dans ce modèle, mais elle a été fixée à $h = 0,7$. Les paramètres de capturabilité q_g ont été déterminés de façon analytique par SS (en utilisant `flotteur = 1`). La mortalité naturelle a été fixée dans les exécutions des composantes de base de 0,04 à 0,06; toutefois, une analyse de sensibilité a utilisé un a priori normal de $\mathcal{N}(0,05 \text{ et } 0,01)$ lors de l'estimation de ce paramètre.

E.6.4. Propriétés de la procédure MCCM

La procédure MCCM a utilisé l'algorithme « échantillonnage sans retour » (NUTS) (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan et coll. 2019) pour produire 4 000 itérations en analysant la charge de travail en 8 chaînes parallèles (à l'aide du progiciel `snowfall` dans R Knaus 2015) de 500 itérations chacune, en éliminant les 250 premières itérations et en conservant les 250 derniers échantillons de chaque chaîne. Nous avons ensuite fusionné les chaînes parallèles pour obtenir les 2 000 qui ont servi à l'analyse de MCCM.

E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS AUX GESTIONNAIRES

Les avis aux gestionnaires portent sur une série de points de référence. Le premier ensemble est fondé sur le rendement maximal durable (RMD) et comprend les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006, 2009), à savoir $0,4B_{\text{RMD}}$ et $0,8B_{\text{RMD}}$ (nous fournissons également B_{RMD} et u_{RMD} , lesquels désignent la biomasse féconde estimée au point d'équilibre et le taux de récolte au RMD, respectivement). Un deuxième ensemble de points de référence comprenant la biomasse féconde actuelle B_{2022} et le taux de récolte u_{2021} est utilisé pour montrer la probabilité que la taille du stock augmente à partir de la biomasse de femelles reproductrices actuelle ou diminue à partir du taux de récolte actuel. Un troisième ensemble de points de référence, $0,2B_0$ et $0,4B_0$, repose sur la biomasse féconde estimée à l'équilibre non exploitée B_0 . Voir la discussion plus approfondie dans le corps du document.

On calcule ensuite la probabilité $P(B_{2022} > 0,4B_{\text{RMD}})$ en tant que proportion des 10 000 échantillons MCCM pour lesquels $B_{2022} > 0,4B_{\text{RMD}}$ (et de même pour les autres points de référence fondés sur la biomasse). Pour les taux de récolte, la probabilité $P(u_{2021} < u_{\text{RMD}})$ est calculée de manière à ce que les indicateurs de l'état des stocks fondés sur B - et u (et les projections lorsque $t = 2023, \dots, 2032$) indiquent la probabilité de se trouver dans une « bonne » situation.

Les projections ont été établies à 11 ans, en commençant avec la biomasse pour le début de 2022. L'utilisateur de SS doit être conscient que toutes les valeurs dérivées sont pour une période de début d'année. Par conséquent, si l'année de fin dans les données est précisée comme étant 2021, les quantités dérivées comme la biomasse féconde B_t sont estimées au début de l'année 2021. SS établira par défaut une projection d'au moins un an de sorte que les prises de 2021 puissent être appliquées et que les quantités dérivées soient générées pour 2022 (prévision d'un an). Par conséquent, dans le fichier `forecast.ss`, l'utilisateur doit indiquer l'année en cours plus toutes les années de prévision supplémentaires (p. ex., une prévision sur 10 ans nécessite 11 prises précisées de 2022 à 2033). De plus, si un utilisateur requiert des prévisions générationnelles (p. ex., trois générations de SBJ = 90 ans), 91 années de prévision doivent être précisées avant toute tentative d'exécution MCCM. Dans ce document de travail,

notre projection sur 10 ans comprenait l'année en cours (début de 2022) et nous n'avons donc en réalité que 9 ans de projection.

On a utilisé une fourchette de stratégies de prises constantes, de 0 à 3 000 par incréments de 500 (ou 250) t (les prises moyennes de 2016 à 2020 étaient de 1272 t le long de la côte de la C.-B.). Pour chaque stratégie, les projections ont été établies pour chacun des 10 000 échantillons MCCM (ce qui a donné les distributions a posteriori de la future biomasse féconde). Les recrutements ont été calculés de manière aléatoire à l'aide de (E.33) (c.-à-d. à partir des écarts du recrutement log-normaux tirés de la courbe estimée du stock-recrutement), avec les valeurs de $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$ générées aléatoirement. Malheureusement, SS calcule les écarts de recrutement projetés au moment des exécutions MCCM et nous n'avons donc pas pu modifier la politique de prises après l'exécution MCCM. Dans Awatea, le passage à `mceval` peut produire une série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ précisée par l'utilisateur pour chacun des échantillons MCCM, ce qui signifie que les politiques de prises peuvent varier en fonction du nombre d'années projetées.

E.8. RÉFÉRENCES – ÉQUATIONS DU MODÈLE

- ADMB Project. 2009. [AD Model Builder: Automatic Differentiation Model Builder](#). Développé par David Fournier et disponible gratuitement sur admb-project.org.
- Baranov, F.I. 1918. "[On the question of the biological basis of fisheries: on the question of the dynamics of the fishing industry](#)", (translated from Russian by W.E. Ricker 1945). *Izvestiya Otdela Rybovodstva I Nauchno-promyslovykh Issledovaniï* 1. 81–128.
- 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.
- 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.
- DFO. 2009. [Mise à jour de l'évaluation du stock de sébastes canaris en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Rép. des Sci. 2009/019. 49 p.
- 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, 2e édition. Chapman et Hall/CRC, New York, NY.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. et Lecomte, J.B. 2018. [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.
- 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., Université de Washington.
- 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.
- Knaus, J. 2015. [snowfall: Easier cluster computing \(based on snow\)](#). Version 1.84-6.1 du package R.
- Leisch, F. 2002. [Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis](#). Dans W. Härdle et B. Rönz, eds., 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.
- McAllister, M.K. et Ianelli, J.N. 1997. [Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling – importance resampling algorithm](#). J. can. sci. halieut. aquat. 54(2). 284–300.
- Mertz, G. et Myers, R. 1996. [Influence of fecundity on recruitment variability of marine fish](#). J. can. sci. halieut. aquat. 53(7). 1618–1625.
- Methot Jr, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G. et Doering, K. 2020. [Stock Synthesis: User Manual Version 3.30.16](#). Rapp. tech., NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, September 1, 2020.
- Methot Jr, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. et Johnson, K.F. 2021. [Stock Synthesis: User Manual Version 3.30.17](#). Rapp. tech., NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, June 11, 2021.
- Methot Jr, R.D. et Wetzel, C.R. 2013. [Stock Synthesis: A biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management](#). Fish. Res. 142. 86–99.

-
- 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.
- Monnahan, C.C. 2018. [adnuts: No-U-Turn MCMC Sampling for ADMB Models](#). Version 1.1.2 du package R.
- Monnahan, C.C., Branch, T.A., Thorson, J.T., Stewart, I.J. et Szuwalski, C.S. 2019. [Overcoming long Bayesian run times in integrated fisheries stock assessments](#). ICES J. Mar. Sci. 76(6). 1477–1488.
- Monnahan, C.C. et Kristensen, K. 2018. [No-U-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the adnuts and tmbstan R packages](#). PLoS ONE 13(5). e0197,954.
- 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. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
- 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.
- Pope, J.G. 1972. [An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis](#). Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Bull. 9. 65–74.
- R Core Team. 2021. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Schnute, J.T. 1981. [A versatile growth model with statistically stable parameters](#). J. can. sci. halieut. aquat. 38(9). 1128–1140.
- 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. 2022a. Évaluation des stocks du complexe des sébastes à œil épineux et à taches noires (*Sebastes aleutianus/melanostictus*) de la Colombie-Britannique en 2020. Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. *Dans la presse*.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2022b. [Évaluation du stock de bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) de la Colombie-Britannique en 2019 et lignes directrices relatives à l'élaboration de plans de rétablissement](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/001. vii + 324 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.
- Stewart, I.J. et Hamel, O.S. 2014. [Bootstrapping of sample sizes for length- or age-composition data used in stock assessments](#). J. can. sci. halieut. aquat. 71(4). 581–588.
- Taylor, I.G., Gertseva, V., Methot Jr., R.D. et Maunder, M.N. 2013. [A stock-recruitment relationship based on pre-recruit survival, illustrated with application to spiny dogfish shark](#). Fish. Res. 142. 15–21.

-
- Taylor, I.G., Stewart, I.J., Hicks, A.C., Garrison, T.M., Punt, A.E., Wallace, J.R., Wetzel, C.R., Thorson, J.T., Takeuchi, Y., Ono, K., Monnahan, C.C., Stawitz, C.C., A'mar, Z.T., Whitten, A.R., Johnson, K.F., Emmet, R.L., Anderson, S.C., Lambert, G.I., Stachura, M.M., Cooper, A.B., Stephens, A., Klaer, N.L., McGilliard, C.R., Mosqueira, I., Iwasaki, W.M., Doering, K., Havron, A.M., Vaughan, N. et Denson, L.S. 2020. [r4ss: R Code for Stock Synthesis](#). Version 1.40.1 du package R.
- 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.
- Thorson, J.T., Johnson, K.F., Methot Jr, R.D. et Taylor, I.G. 2017. [Model-based estimates of effective sample size in stock assessment models using the Dirichlet-multinomial distribution](#). Fish. Res. 192. 84–93.

ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats pour un stock de sébaste à bouche jaune (SBJ, *Sebastes reedi*) à l'échelle de la côte qui s'étend sur la côte extérieure de la Colombie-Britannique (C.-B.) dans les zones 3CD5ABCDE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Dans l'ensemble, les résultats comprennent :

- les calculs du mode de la distribution a posteriori (MDP) pour comparer les estimations du modèle aux observations;
- des simulations au moyen de la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM) pour obtenir des distributions a posteriori pour les paramètres estimés aux fins d'un scénario de référence composite;
- des diagnostics MCCM pour les cycles (ou les exécutions) composant le scénario de référence composite;
- une gamme de cycles (ou les exécutions) de sensibilité du modèle, y compris des diagnostics MCCM.

Il est à noter que les diagnostics MCCM sont cotés en fonction des critères subjectifs suivants :

- Bon – aucune tendance dans les tracés, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation;
- Marginal – tendance du tracé interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation;
- Médiocre – tendance du tracé qui fluctue considérablement ou affiche une augmentation ou une diminution persistante, chaînes fractionnées qui diffèrent l'une de l'autre, autocorrélation importante;
- Inacceptable – tendance du tracé qui indique une augmentation ou une diminution persistante qui n'a pas été stabilisée, chaînes fractionnées qui diffèrent considérablement les unes des autres, autocorrélation persistante.

L'avis final est constitué d'un scénario de référence composite qui fournit l'orientation initiale. Une gamme de cycles de sensibilité est présentée pour montrer les effets de certaines des principales hypothèses de modélisation. Les estimations des principales quantités et les avis à l'intention des gestionnaires (tableaux de décision) sont présentés ici et dans le texte principal.

F.2. SÉBASTE À BOUCHE JAUNE À L'ÉCHELLE DE LA CÔTE (3CD5ABCDE)

Le scénario de référence pour le sébaste à bouche jaune de la Colombie-Britannique (SBJ C.-B.) a été choisi à partir des cycles de modèle 77, 71, 75, 72 et 76, et agrégé. Les décisions importantes prises lors de l'évaluation du SBJ C.-B. sont notamment les suivantes :

- établir une mortalité naturelle M fixe à cinq niveaux : 0,04, 0,045, 0,05, 0,055 et 0,06 pour un total de cinq modèles de référence avec un axe d'incertitude :
 - B1 : E77 ($M=0,04$)
 - B2 : E71 ($M=0,045$)
 - B3 : E75 ($M=0,05$)
 - B4 : E72 ($M=0,055$)
 - B5 : E76 ($M=0,06$)
- présumer deux sexes (femelles, mâles);

- fixer la dernière classe d'âge A à 60 ans et plus;
- supposer une pêche commerciale dominée par la pêche au chalut (de fond + pélagique), avec des prélèvements mineurs dans la pêche du flétan à la palangre, la pêche de la morue charbonnière au casier, la pêche de la morue-lingue à la palangre, la pêche côtière à la palangre et la pêche du saumon à la ligne traînante, regroupés dans une seule série de données sur les prises avec des données connexes sur la fréquence des âges (FA) provenant de la pêche au chalut de fond;
- utiliser une série d'indices d'abondance provenant de la pêche commerciale au chalut de fond (indices de CPUE de la pêche au chalut de fond, 1996–2020);
- utiliser quatre séries d'indices d'abondance tirées de relevés (synoptique dans le BRC, synoptique sur la COIV, synoptique sur la COHG, et historique dans le GIG), avec des données sur la fréquence des âges (FA);
- supposer une large (faible) distribution a priori normale $\mathcal{N}(8, 8)$ de $\log R_0$ pour favoriser la stabilité du modèle;
- utiliser des distributions a priori normales informées pour les deux paramètres de sélectivité (μ_g, v_{gL} , voir l'Annexe E) pour toutes les flottilles (pêches et relevés), et fixer le paramètre de décalage pour la sélectivité des mâles (Δ_g) à 0;
- estimer les écarts de recrutement de 1950 à 2012;
- appliquer une repondération de l'abondance : ajout de l'erreur de traitement du CV aux CV des indices, $c_p=0,3296$ pour la série de CPUE de la pêche commerciale et $c_p=0$ pour les relevés (voir l'Annexe E);
- appliquer une repondération de la composition : ajustement des tailles d'échantillon effectives de la FA à l'aide de la méthode du rapport de la moyenne harmonique (voir l'Annexe E) basée sur McAllister et Ianelli (1997);
- fixer l'écart-type des résidus du recrutement (σ_R) à 0,9;
- utiliser un vecteur d'erreur de détermination de l'âge fondé sur le CV des longueurs selon l'âge observées, décrit dans l'Annexe D, section D.2.3 et illustré à la Figure D.26 (panneau de gauche).

Cinq valeurs M fixes ont produit cinq cycles de modèles distincts, dont les distributions a priori respectives ont été regroupées pour former le scénario de référence composite utilisé pour fournir un avis aux gestionnaires. Le cycle central du scénario de référence (Ex75 : $M=0,05$, CPUE $c_p=0,3296$) a été utilisé comme base de référence pour comparer quatorze cycles de sensibilité.

Tous les cycles du modèle ont été repondérés (i) une fois pour l'abondance, en ajoutant une erreur de processus c_p à la CPUE commerciale (aucune erreur supplémentaire n'a été ajoutée aux indices des relevés, puisque l'erreur observée était déjà élevée), et (ii) une fois pour la composition (taille effective de l'échantillon pour les données sur la FA) en utilisant la procédure du rapport de la moyenne harmonique présentée à l'Annexe E. L'erreur de processus ajoutée à la CPUE commerciale a été fondée sur une analyse spline (Annexe E).

F.2.1. SBJ – MDP du cycle central

La procédure de modélisation détermine d'abord le meilleur ajustement (MDP) aux données en minimisant la log-vraisemblance négative. Parce que le scénario de référence composite pour le SBJ C.-B. examinait cinq modèles, seul le cycle central ($M=0,05$, CPUE $c_p=0,3296$, FA dans la pêche au chalut ajustée par le rapport de la moyenne harmonique) est présenté comme exemple pour montrer les ajustements aux données et pour présenter les diagnostics du MDP

(Tableau F.1). Chaque cycle du MDP est utilisé comme point de départ respectif pour les simulations MCCM.

Les références suivantes s'appliquent au cycle central.

- Figure F.2 – ajustements du modèle à la CPUE et aux indices de relevé pour les différentes années observées;
- Figures F.3-F.11 – ajustements du modèle (lignes=prédictions) aux données de fréquence des âges pour les femelles et les mâles (barres=observations) pour la pêche et quatre ensembles de données de relevé;
- Figures F.4-F.12 – résidus normalisés des ajustements du modèle aux données de fréquence des âges des femelles et des mâles pour la pêche et quatre ensembles de données de relevé;
- Figure F.13 – moyenne harmonique de la taille effective des échantillons par rapport à la moyenne arithmétique de la taille observée des échantillons;
- Figure F.14 – comparaison des estimations modélisées de l'âge moyen aux moyennes d'âge observées;
- Figure F.15 – sélectivité estimative des engins et courbe cumulative;
- Figure F.16 – série chronologique de la biomasse féconde et appauvrissement de la biomasse féconde;
- Figure F.17 – série chronologique du recrutement et écarts du recrutement.

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance des relevés étaient généralement satisfaisants (Figures F.2, bien que certaines valeurs des indices aient été omises entièrement (2013 BRC, 2010 COIV, 2012 COHG, 1994 GIG). L'ajustement aux indices des CPUE commerciales a affiché une tendance à la baisse de 1996 à 2010 et est demeuré relativement stable par la suite. Aucun des indices n'a été omis, principalement grâce à l'ajout d'une erreur de processus de 33 %. L'analyse du profil de probabilité a indiqué que la série des indices de CPUE était la seule série d'abondance qui fournissait des renseignements sur la taille du stock.

Seules les FA dans les pêches commerciales ont été utilisées pour estimer les recrutements. Pour ce faire, on a augmenté la pondération des données sur la FA dans les pêches commerciales en utilisant le rapport de la moyenne harmonique de la taille effective des échantillons par rapport à la moyenne arithmétique de la taille observée des échantillons. Ces valeurs étaient généralement élevées (>6), ce qui donnait une pondération élevée à ces données. Les données sur les fréquences d'âge pour les relevés ont reçu une pondération délibérément très faible (0,25). Cela visait à éliminer les effets de ces données sur les estimations du recrutement, tout en permettant d'estimer une fonction de sélectivité réaliste. Cette approche a été utilisée parce que les données sur les fréquences d'âge dans les relevés semblaient de mauvaise qualité, compte tenu des incohérences dans la force apparente des classes d'âge entre les années de relevé et entre les sexes pour la même année de relevé.

Les rapports entre la moyenne harmonique de la taille effective des échantillons et la moyenne arithmétique de la taille observée des échantillons (Figure F.13) sont de 6,3, 3,6, 3,2, 4,6, et 6,7 pour les cinq flottilles en ce qui concerne le cycle central. Les cycles composant le scénario de référence utilisent tous les rapports de la moyenne harmonique calculés pour les FA provenant de la pêche (6,22 pour E77, 6,28 pour E71, 6,32 pour E75, 6,36 pour E72, et 6,39 pour E76) et toutes les FA provenant des relevés ont été sous-pondérées en utilisant le rapport 0,25 (Tableau F.2). Les moyennes d'âge estimatives obtenues par le modèle montraient une très bonne correspondance avec les moyennes d'âge ajustées, même dans le cas des données de FA des relevés pondérées à la baisse (Figure F.14).

Les ajustements aux données commerciales de la pêche au chalut étaient excellents, le modèle suivant les classes d'âge de façon uniforme sur la période de 41 ans représentée par les données sur les fréquences d'âge dans la pêche commerciale (Figure F.3). Il y a quelques écarts importants dans différentes classes d'âge (résidus normalisés >2 (Figure F.4), mais cela n'a rien de surprenant compte tenu du grand nombre de catégories d'âge-année à ajuster (il y a $1\,680$ catégories = 28 ans multiplié par 60 âges). Les résidus par année montrent qu'il y a environ neuf à dix catégories d'âge-année dans les années 1990 qui sont supérieures à 2 et quatre qui sont supérieures à 3. Les cohortes de 1952 et 1982 affichent également quelques résidus supérieurs à 2, mais la plupart des résidus sont inférieurs à 2. Les ajustements aux FA provenant des trois relevés synoptiques et du relevé historique du GIG étaient mitigés comme cela était prévu, compte tenu de la faible pondération utilisée pour ajuster ces données (Figures F.5–F.12).

Les estimations des paramètres de sélectivité des relevés n'étaient pas très éloignées des valeurs a priori, qui différaient selon le relevé (Figure F.1). Cependant, les estimations des paramètres pour la pêche commerciale au chalut s'éloignaient fortement de la valeur a priori, indiquant la présence d'un signal fort des données. La courbe de maturité, générée à partir d'un modèle ajusté à l'externe (voir l'Annexe D), était située à droite de la fonction de sélectivité de la pêche commerciale, ce qui indique que des poissons qui ne sont pas encore matures sont récoltés dans cette pêche. Les fonctions de sélectivité des relevés étaient également situées à gauche de la fonction de maturité, ce qui indique que les relevés échantillonnent des classes d'âge immatures.

La trajectoire de la biomasse féconde (femelle) pour le cycle central se situe entre 12 000 et 40 000 tonnes et a atteint son point le plus bas en 2013 ou 2014. Elle s'est redressée depuis, le point le plus bas étant juste en dessous de $0,5B_0$ (Figure F.16).

Les estimations du recrutement montrent quatre grands épisodes en 1952, 1961, 1982 et 2006 (Figure F.17). Ces épisodes semblent bien définis dans les données, la définition ayant été grandement améliorée après la mise en place de l'erreur de détermination de l'âge fondée sur le coefficient de variation (CV) de la longueur selon l'âge (voir la section sur la sensibilité). Le modèle a estimé deux périodes prolongées d'écarts du recrutement inférieurs à la moyenne, la première entre 1970 et 1980 et la deuxième entre 1990 et 2000. Les quatre « pics » de recrutement correspondent à des recrutements environ trois fois plus élevés que le recrutement moyen à long terme.

F.2.1.1. Tableaux relatifs au MDP du cycle central

Tableau F.1. Cycle central E75 : Valeurs a priori et estimations du MDP pour les paramètres estimés.
Information a priori – distributions : 0 = uniforme, 2 = bêta, 6 = normale

Paramètre	Phase	Plage	Type	(Moyenne, écart-type)	Initiale	MDP
LN (R0)	1	(1, 16)	6	(8, 8)	8	8,062
mu (1) CHALUT+	3	(1, 40)	6	(10,7, 2,14)	10,7	11,645
varL(1) CHALUT+	4	(-15, 15)	6	(1,6, 0,32)	1,6	2,073
mu (2) BRC	3	(1, 40)	6	(15,6, 3,12)	15,6	13,599
varL (2) BRC	4	(-15, 15)	6	(3,72, 0,744)	3,72	3,915
mu (3) COIV	3	(1, 40)	6	(15,4, 3,08)	15,4	13,738
varL (3) COIV	4	(-15, 15)	6	(3,44, 0,688)	3,44	3,820
mu (4) COHG	3	(1, 40)	6	(10,8, 2,16)	10,8	10,834
varL (4) COHG	4	(-15, 15)	6	(2,08, 0,416)	2,08	2,017
mu (5) GIG	3	(1, 40)	6	(17,4, 3,48)	17,4	15,753
varL (5) GIG	4	(-15, 15)	6	(4,6, 0,92)	4,6	4,828

F.2.1.2. Figures du MDP du cycle central

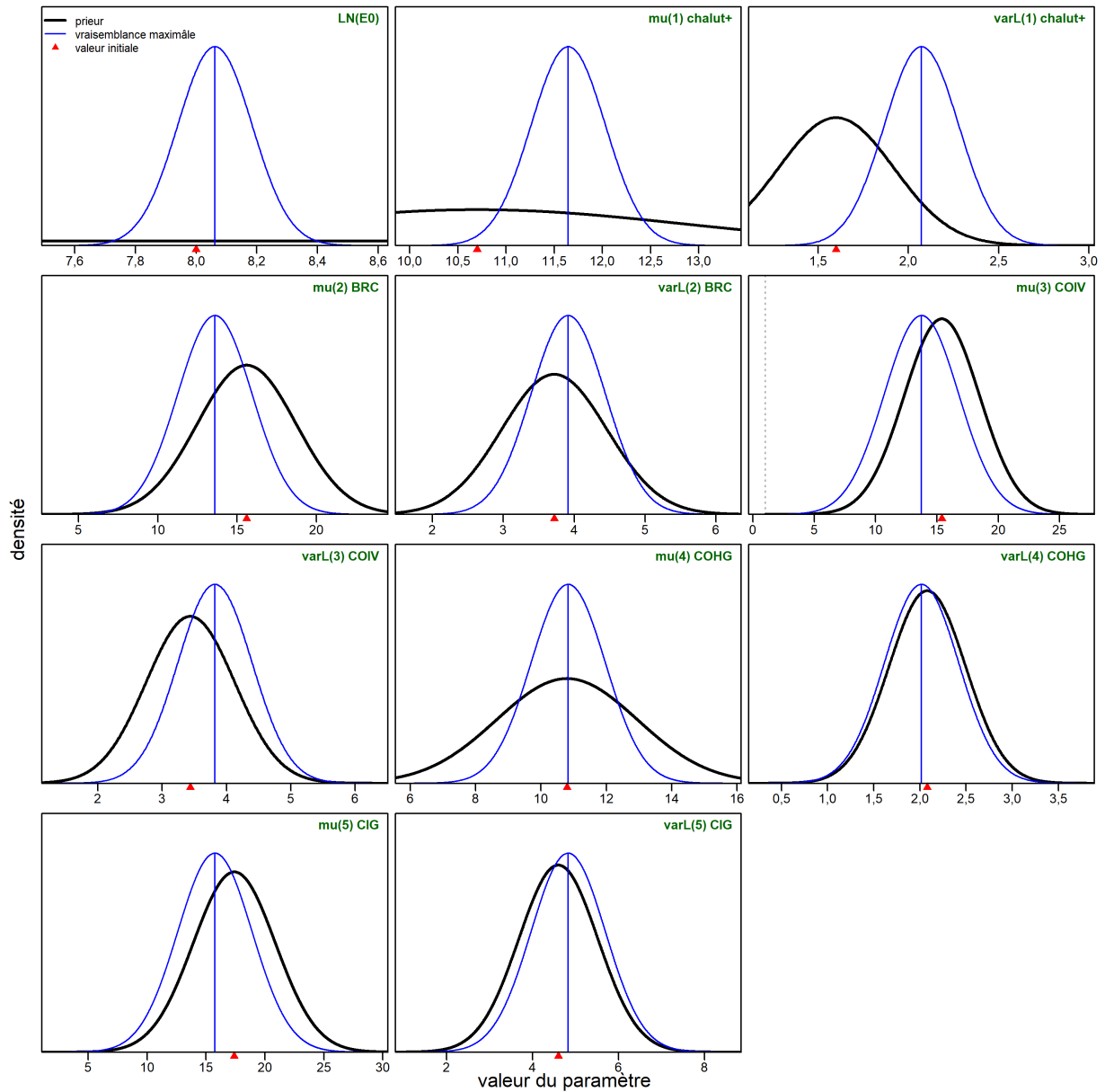


Figure F.1. Cycle central E75 : Profils de vraisemblance (courbes bleues fines) et fonctions de la densité a priori (courbes noires épaisses) des paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les estimations du maximum de vraisemblance; les triangles rouges indiquent les valeurs initiales utilisées dans le processus de minimisation.

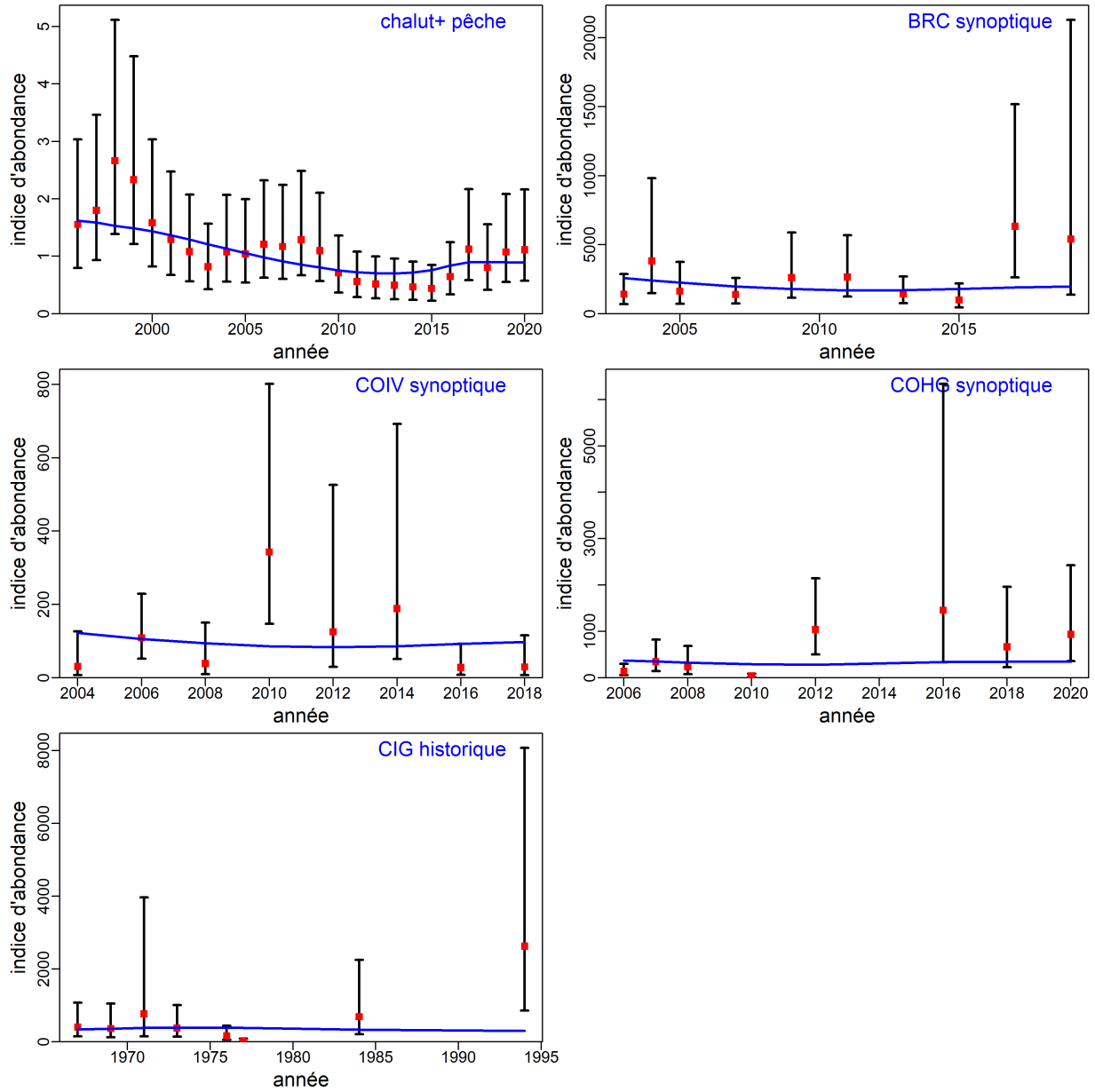


Figure F.2. Cycle central E75 : Valeurs de l'indice de relevé (points) avec intervalles de confiance à 95% (barres) et ajustements du modèle au MPD (courbes) de la série des relevés indépendants de la pêche.

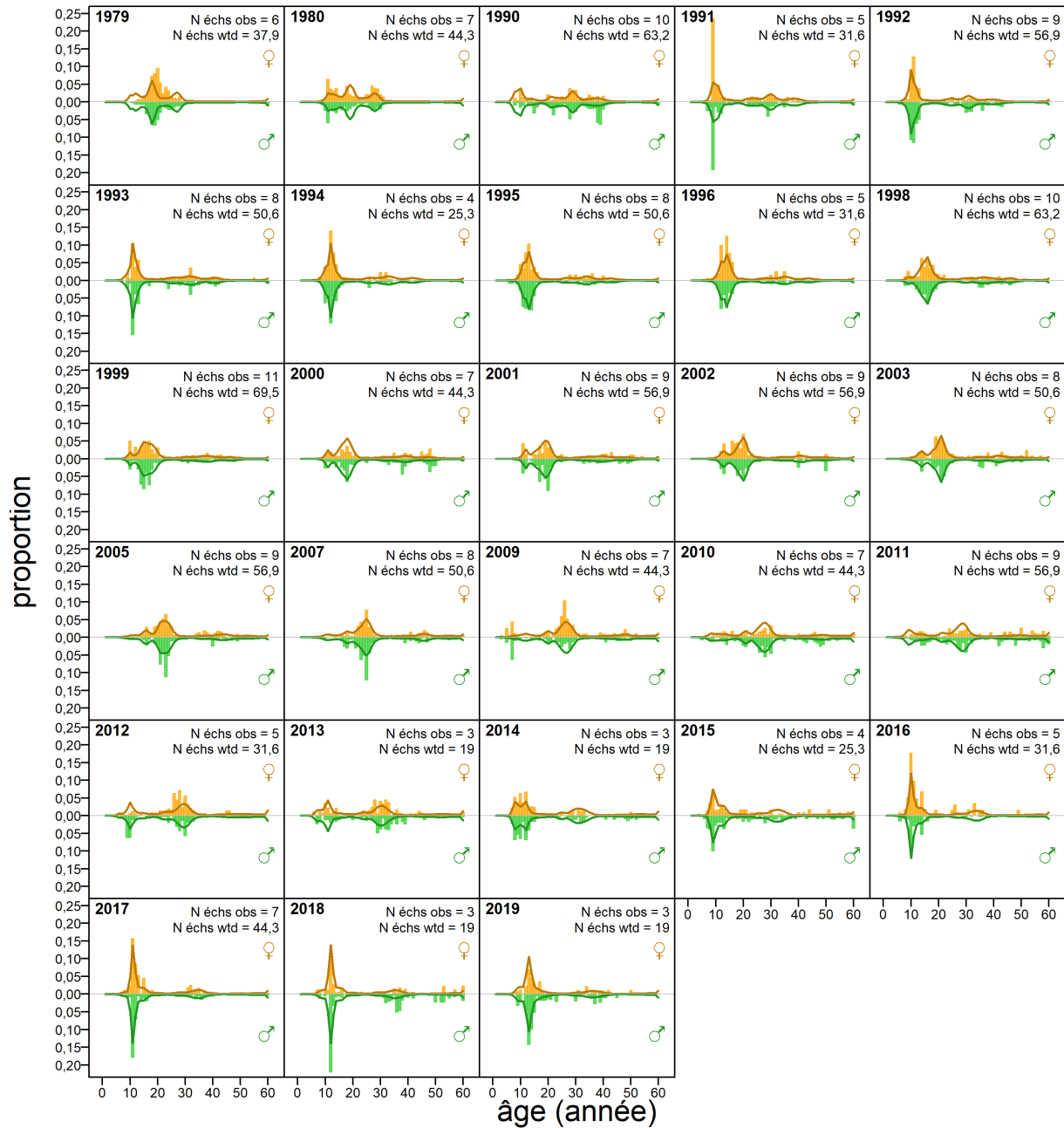


Figure F.3. Cycle central E75 : Proportions de la pêche chalut+ selon l'âge (barres = observées, lignes = prévues) pour les femelles et les mâles réunis.

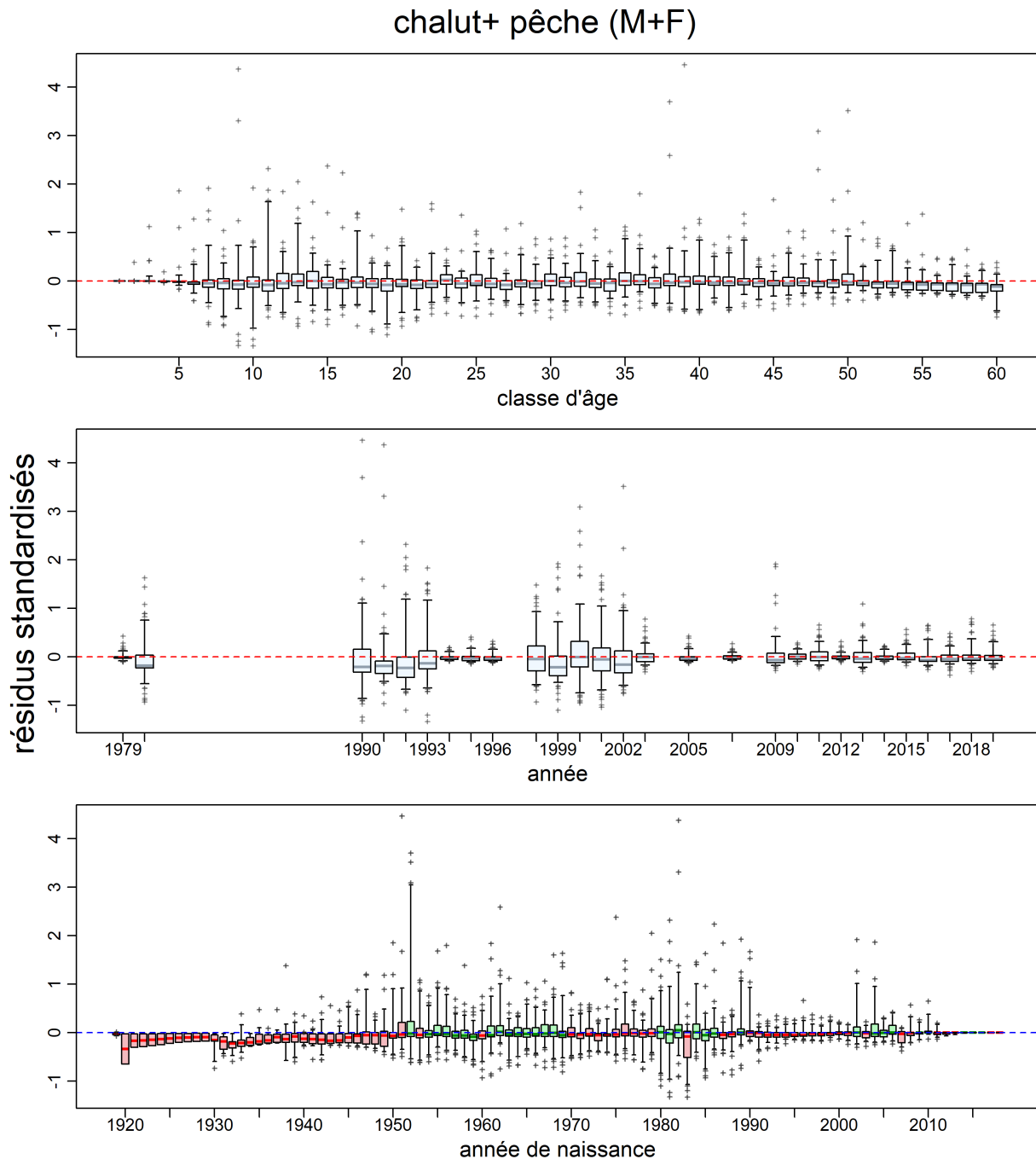


Figure F.4. Cycle central E75 : Résidus du modèle de la pêche chalut+ par rapport aux données sur la proportion selon l'âge. Les axes verticaux correspondent aux résidus normalisés. Les diagrammes de quartiles dans les trois panneaux montrent les résidus par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (en suivant une cohorte dans le temps). Les boîtes de la cohorte sont en vert si les écarts de recrutement au cours de l'année de naissance sont positifs, en rouge s'ils sont négatifs. Elles fournissent des plages de quartiles (0,25-0,75) munies d'une ligne horizontale tracée au niveau de la médiane, des moustaches verticales s'étendent jusqu'aux quantiles 0,05 et 0,95, et des valeurs aberrantes apparaissent sous forme de signes plus.

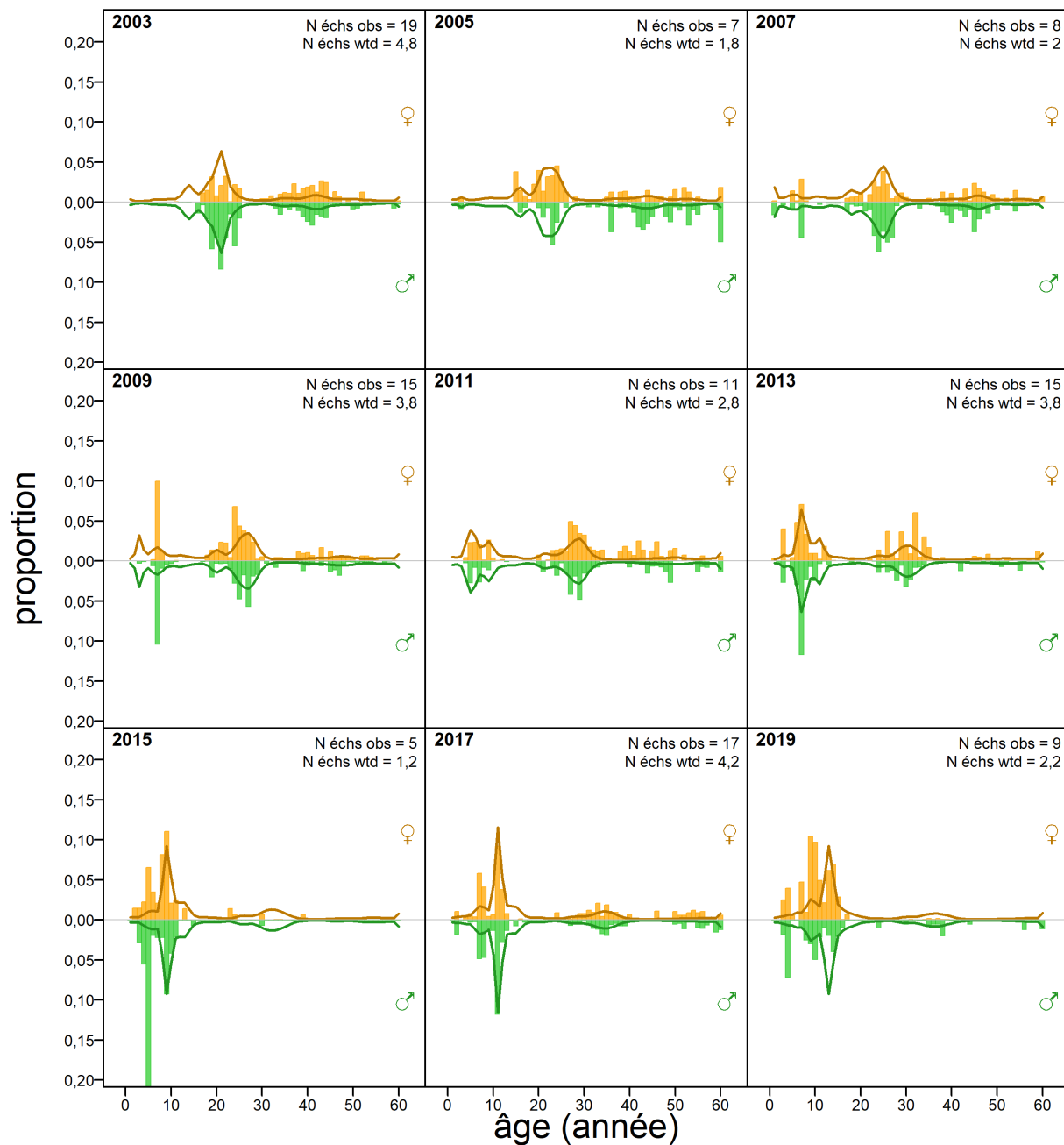


Figure F.5. Cycle central E75 : Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC) – proportions selon l'âge (barres = observées, lignes = prévues) pour les femelles et les mâles réunis.

BRC synoptique (M+F)

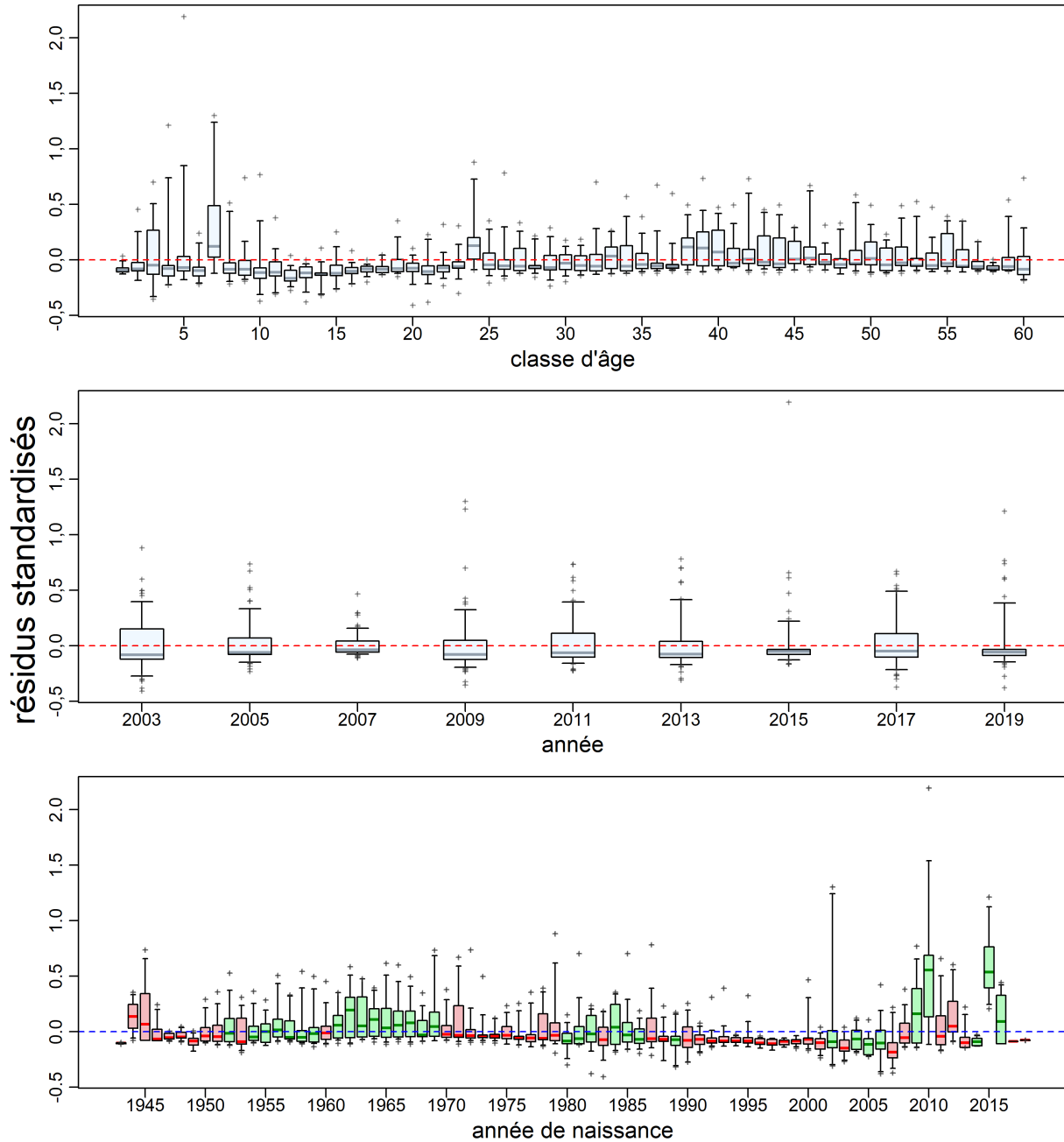


Figure F.6. Cycle central E75 : Relevé synoptique dans le BRC – résidus des ajustements du modèle aux données sur la proportion selon l'âge. Se reporter à la légende de la Fig. F.4 afin d'obtenir les détails sur le graphique.

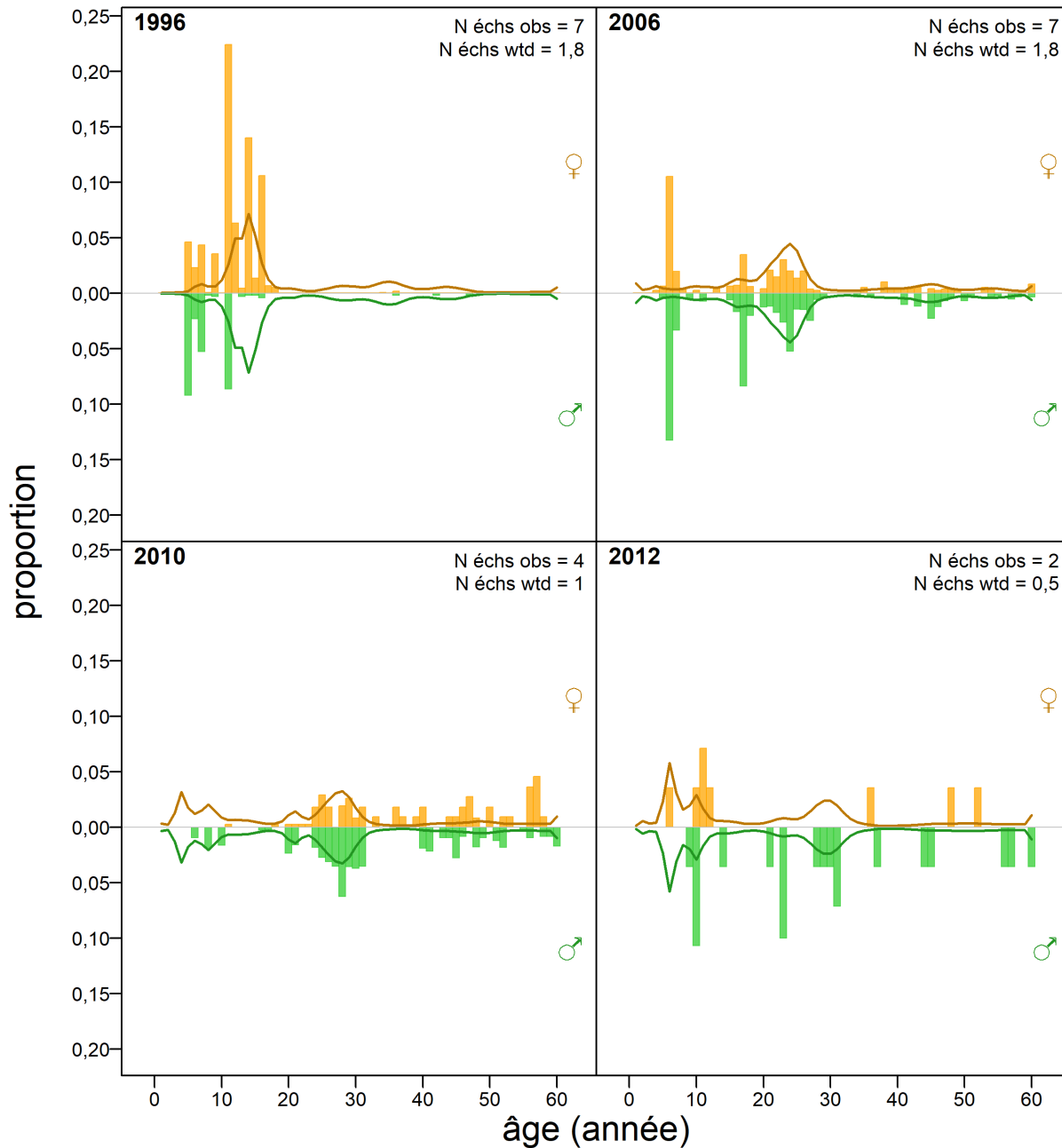


Figure F.7. Cycle central E75 : Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) – proportions selon l'âge (barres = observées, lignes = prévues) pour les femelles et les mâles réunis.

COIV synoptique (M+F)

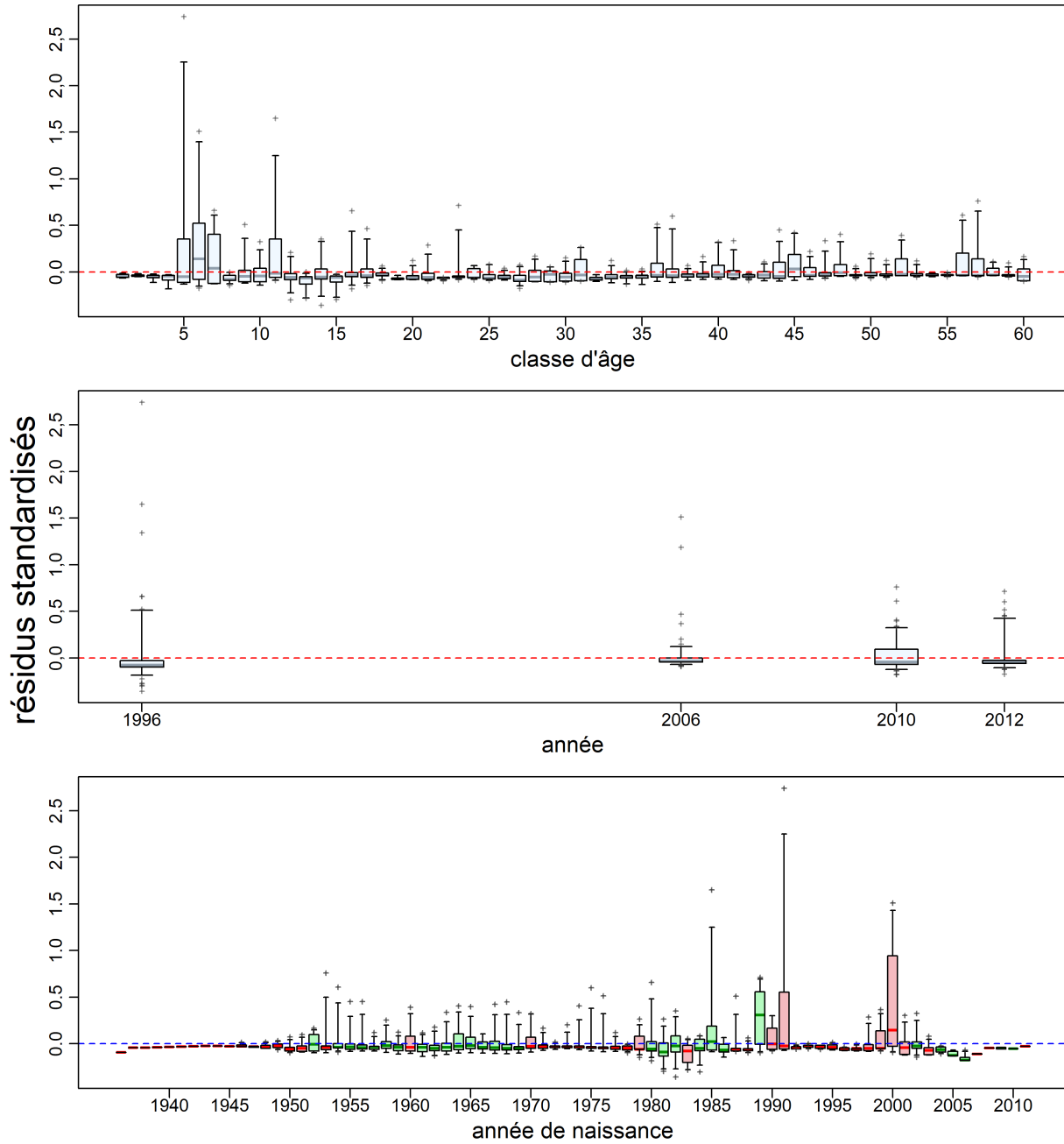


Figure F.8. Cycle central E75 : Relevé synoptique sur la COIV – résidus des ajustements du modèle aux données sur la proportion selon l'âge. Se reporter à la légende de la Fig. F.4 afin d'obtenir les détails sur le graphique.

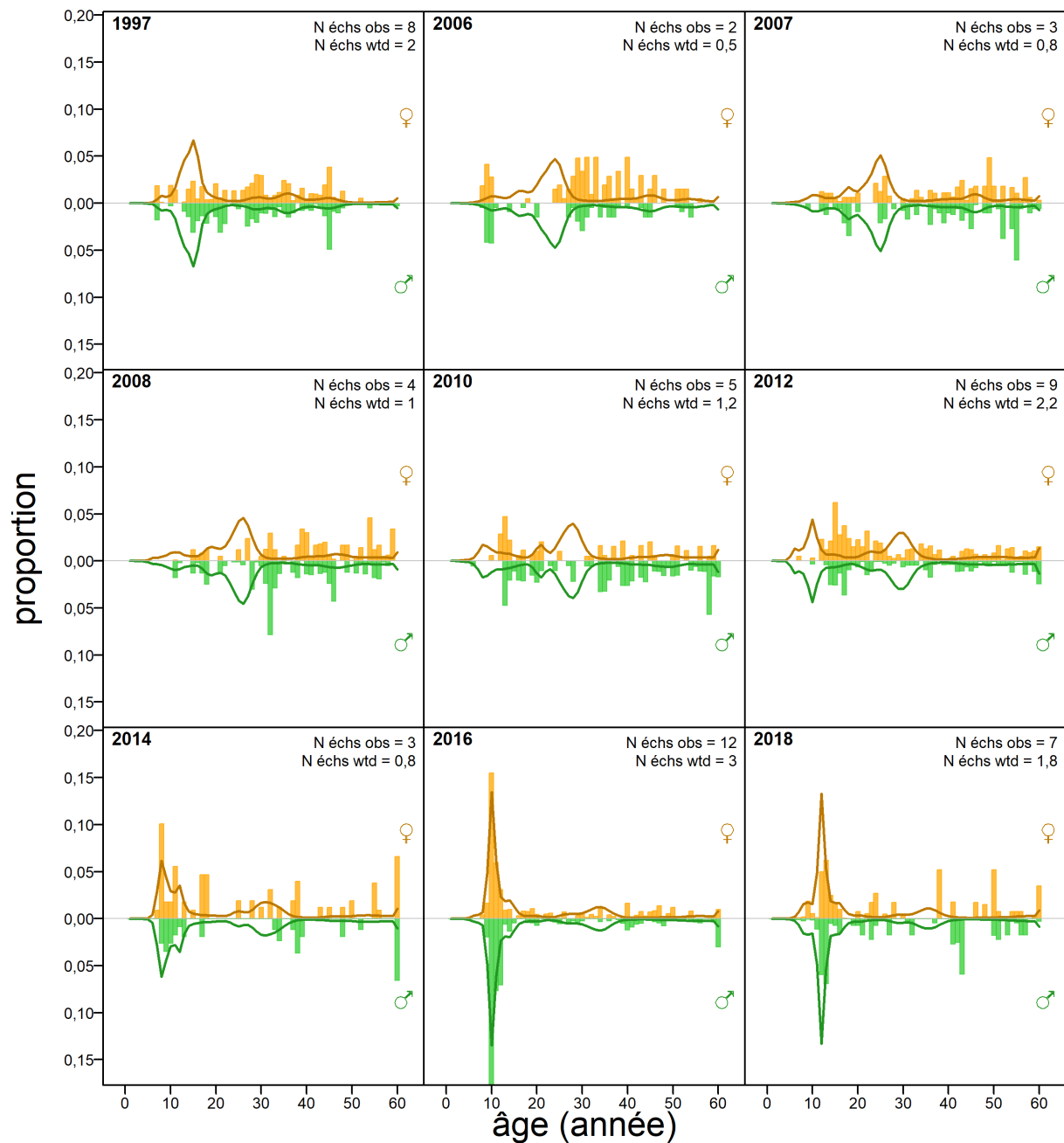


Figure F.9. Cycle central E75 : Relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) – proportions selon l'âge (barres = observées, lignes = prévues) pour les femelles et les mâles réunis.

COHG synoptique (M+F)

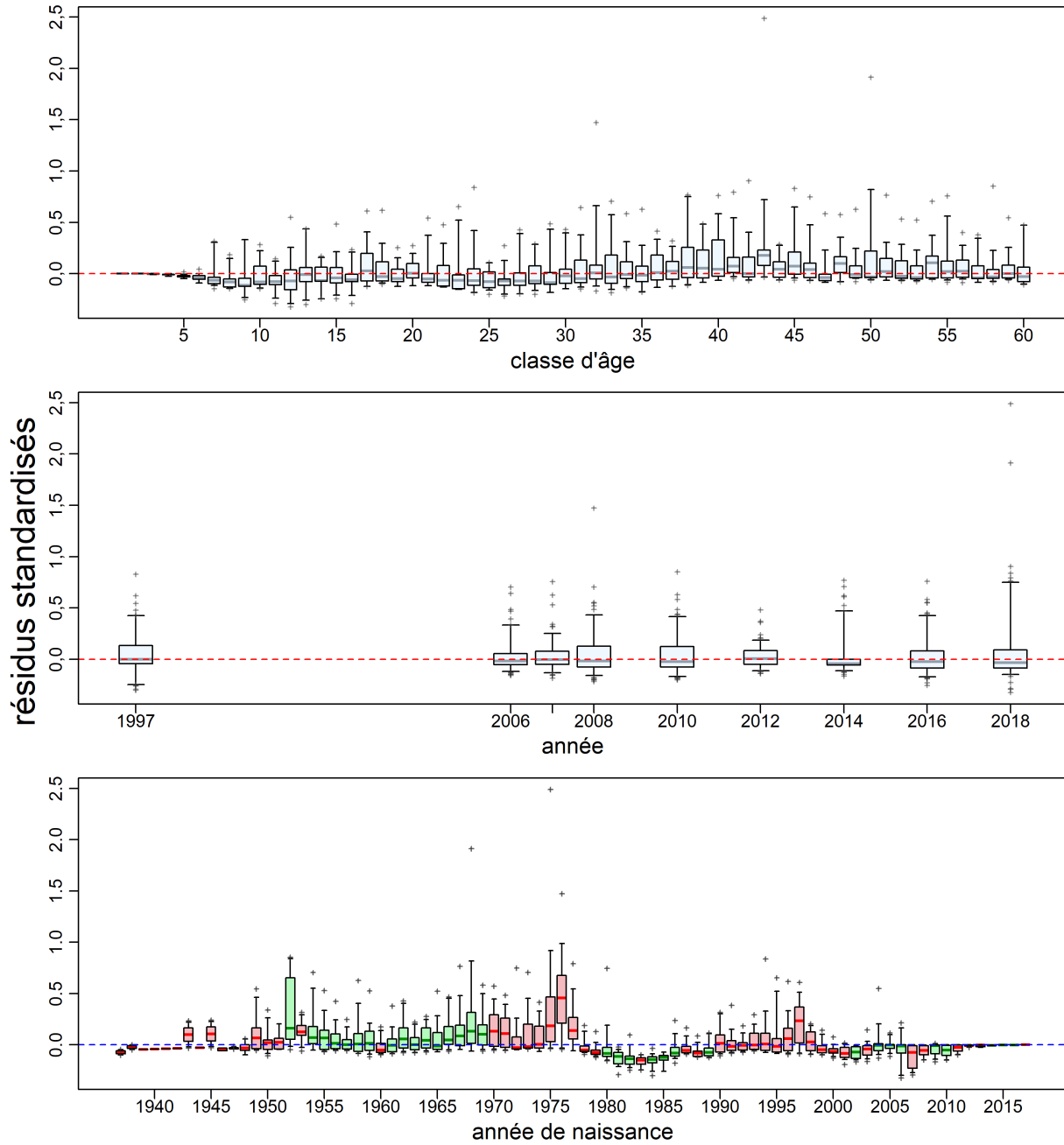


Figure F.10. Cycle central E75 : Relevé synoptique sur la COHG – résidus des ajustements du modèle aux données sur la proportion selon l'âge. Se reporter à la légende de la Fig. F.4 afin d'obtenir les détails sur le graphique.

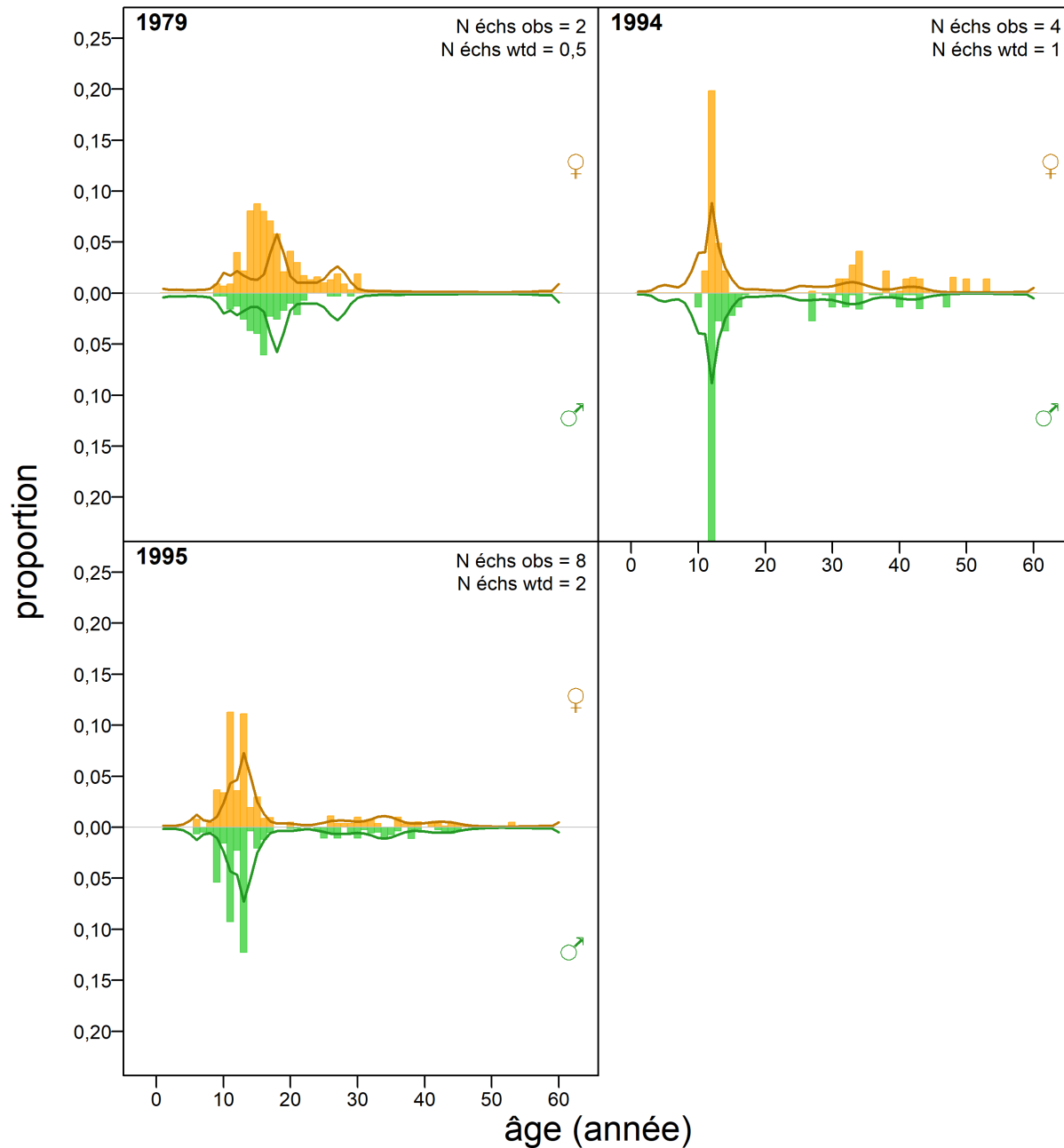


Figure F.11. Cycle central E75 : Relevé historique dans le goulet de l'île Goose (GIG) – proportions selon l'âge (barres = observées, lignes = prévues) pour les femelles et les mâles réunis.

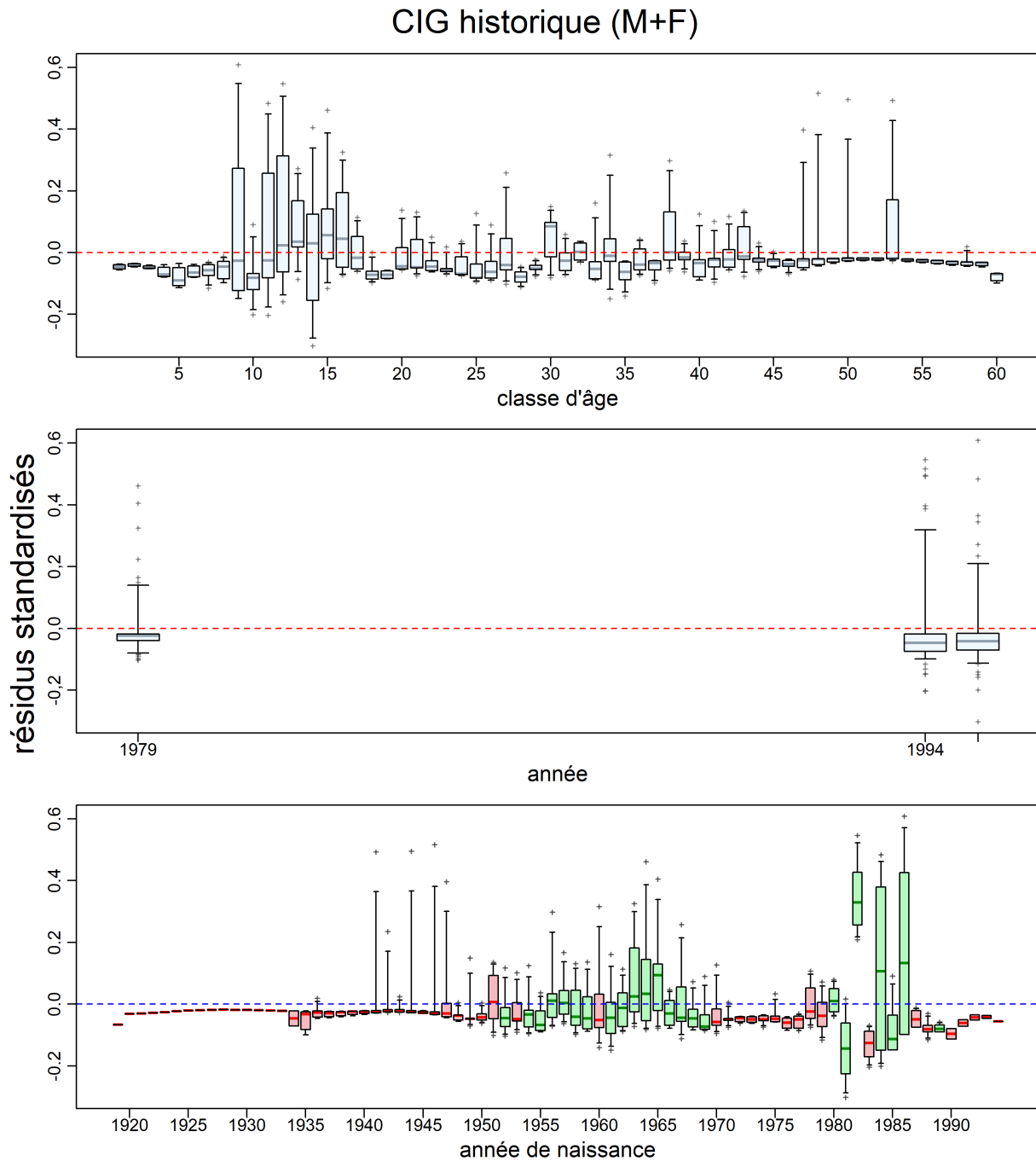


Figure F.12. Cycle central E75 : Relevé historique dans le GIG – résidus des ajustements du modèle aux données sur la proportion selon l'âge. Se reporter à la légende de la Fig. F.4 afin d'obtenir les détails sur la graphique.

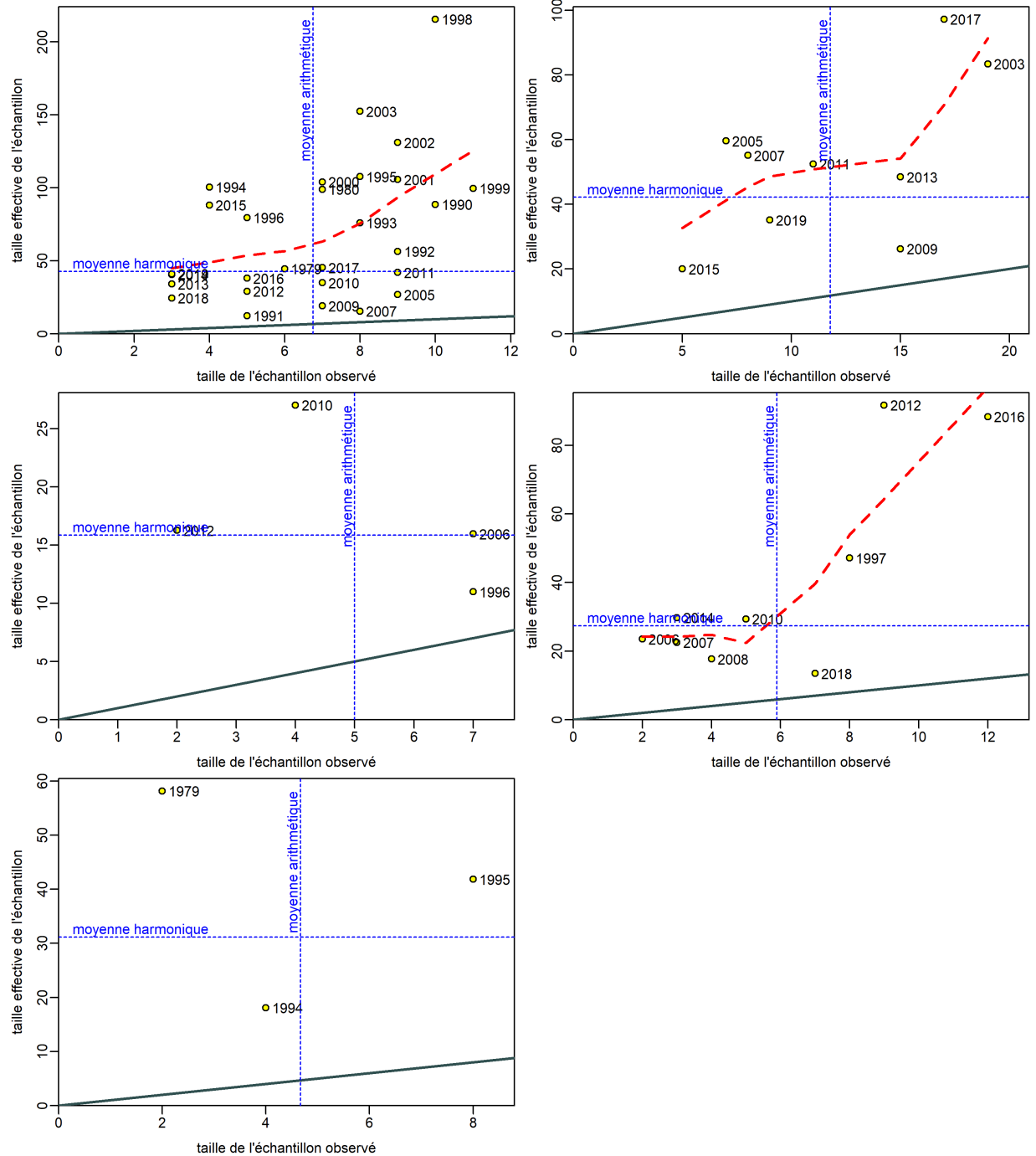


Figure F.13. Cycle central E75 : Moyenne harmonique de la taille effective de l'échantillon (ligne pointillée horizontale) par rapport à la moyenne arithmétique de la taille observée de l'échantillon (ligne pointillée verticale) pour les fréquences d'âge non pondérées. La ligne pleine montre un rapport 1:1; la courbe en pointillé rouge désigne un ajustement par régression polynomiale de premier ordre.

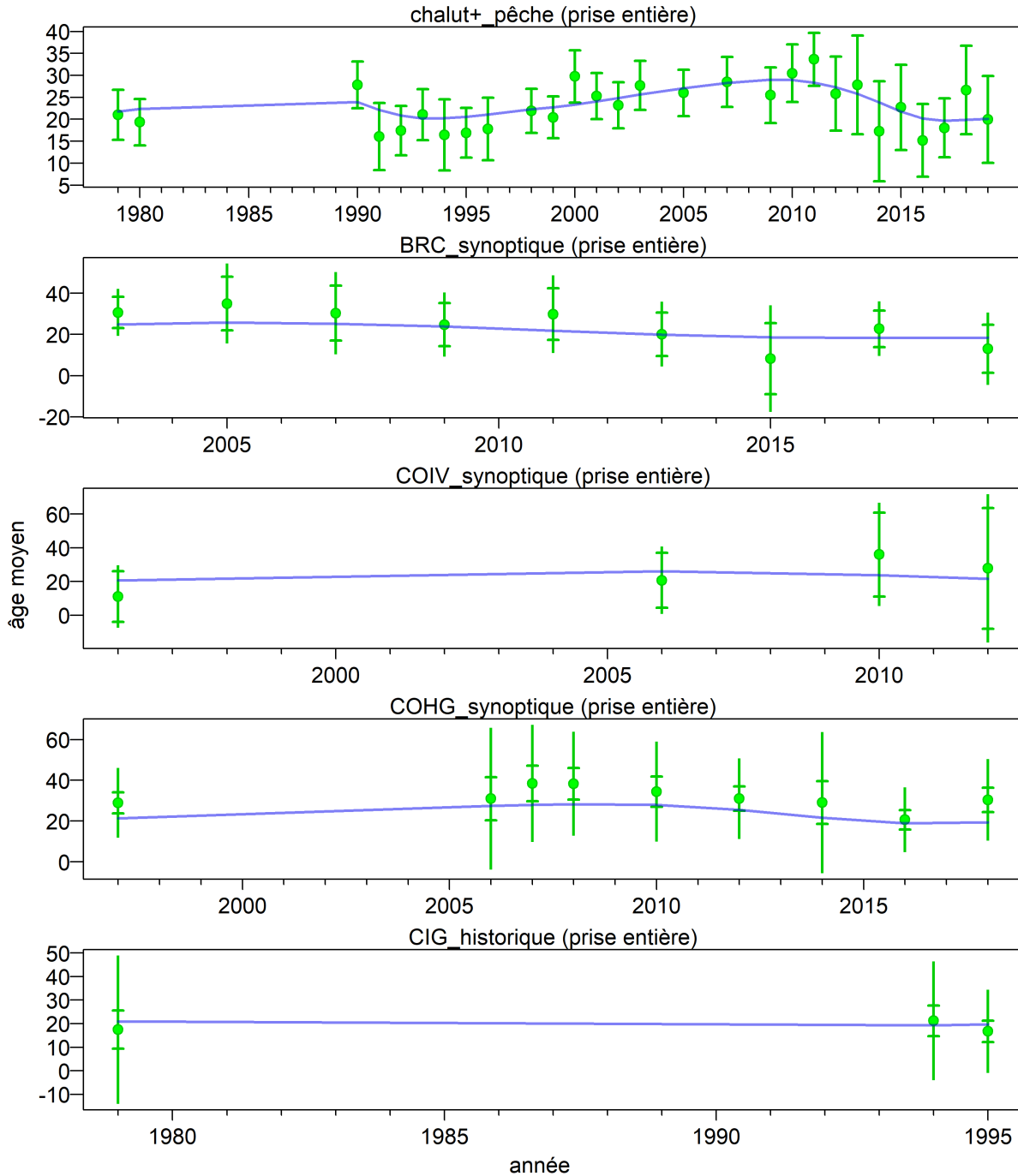


Figure F.14. Cycle central E75 : Âges moyens calculés chaque année pour les données pondérées (cercles verts pleins), où les barres verticales indiquent la plage des données et les barres transversales représentent les intervalles de confiance à ~95% associés aux tailles d'échantillon ajustées; les estimations du modèle de l'âge moyen apparaissent sous forme de lignes bleues.

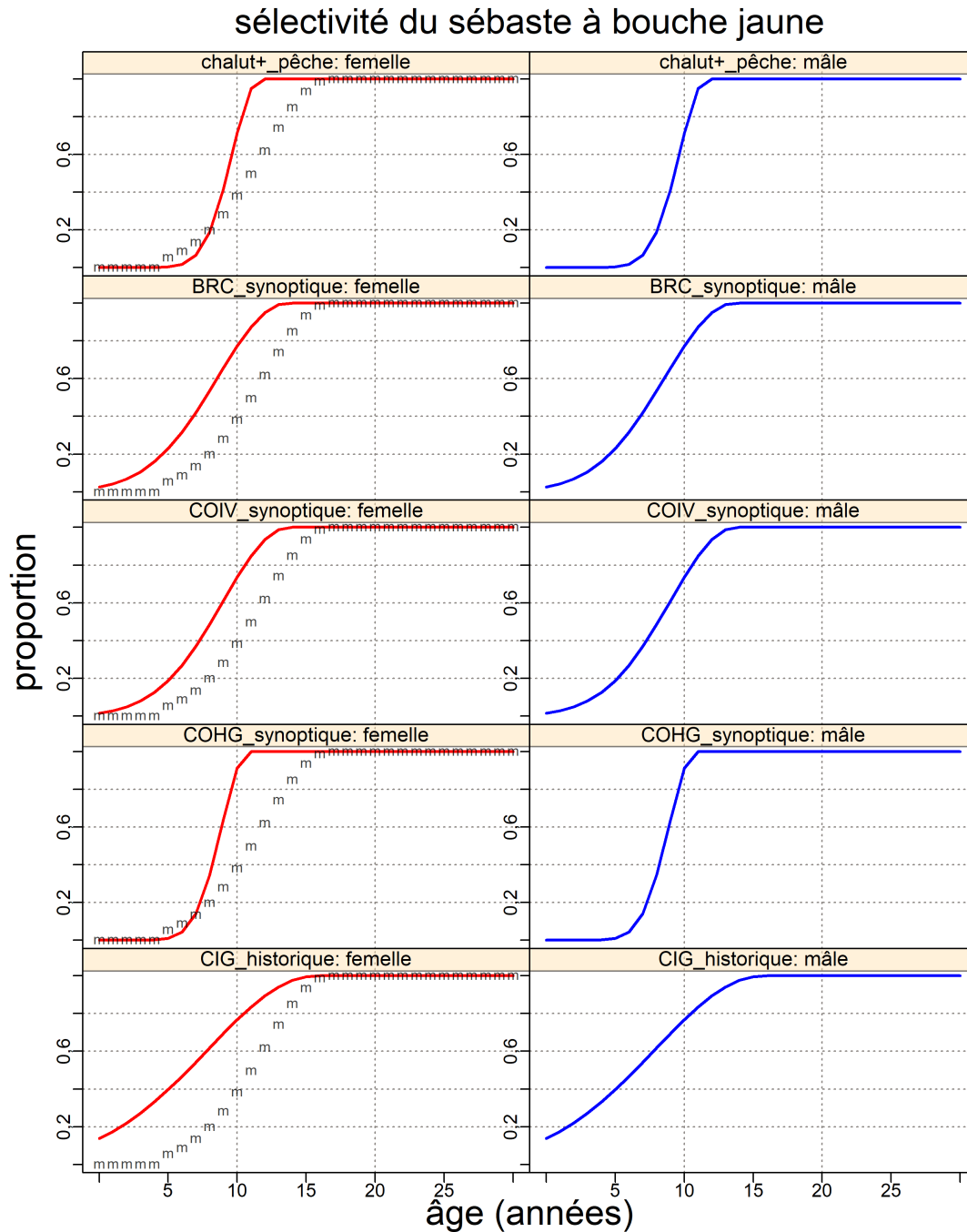


Figure F.15. Cycle central E75 : Sélectivités pour les prises de la flotte commerciale et les relevés (toutes les valeurs du MDP), où la courbe de maturité pour les femelles est formée par les lettres 'm'.

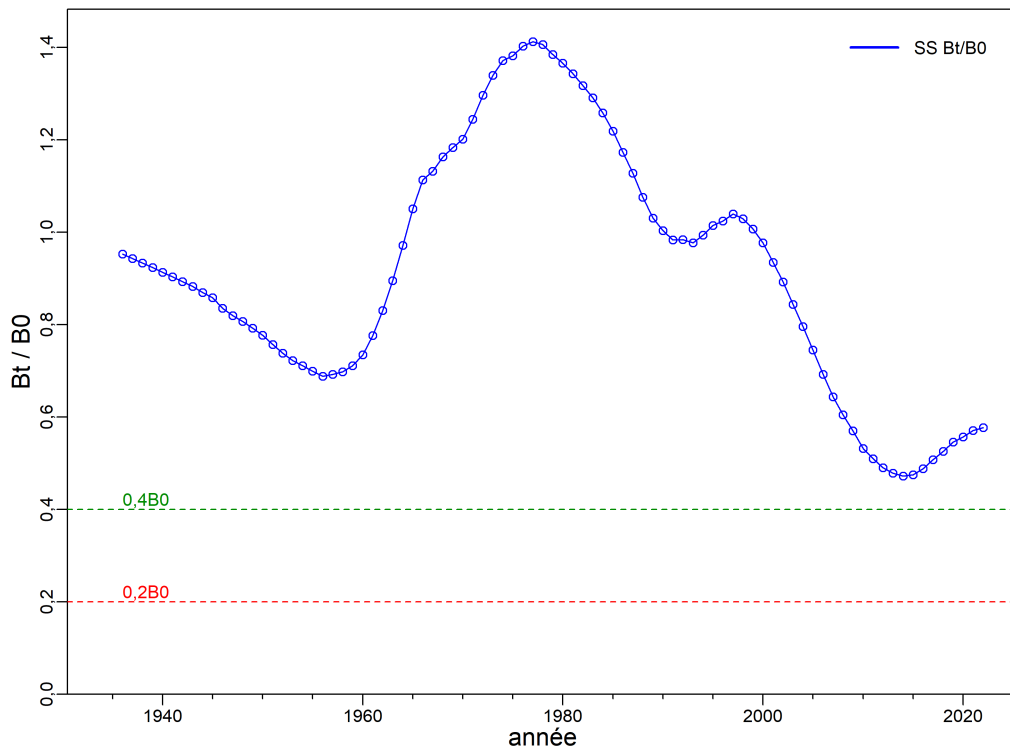
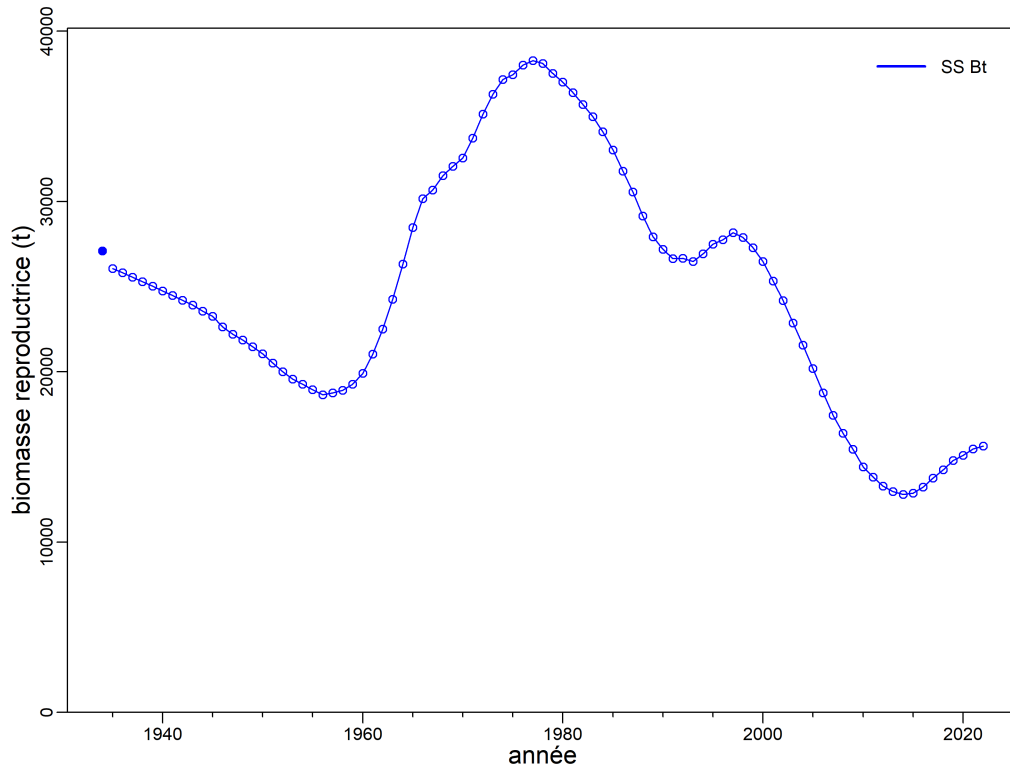


Figure F.16. Cycle central E75 : Biomasse féconde – (en haut) B_t (tonnes, femelles matures) au fil du temps; (en bas) B_t par rapport à la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée B_0 . La ligne bleue correspond à l'ajustement de la plateforme Stock Synthesis (SS) pour 2022.

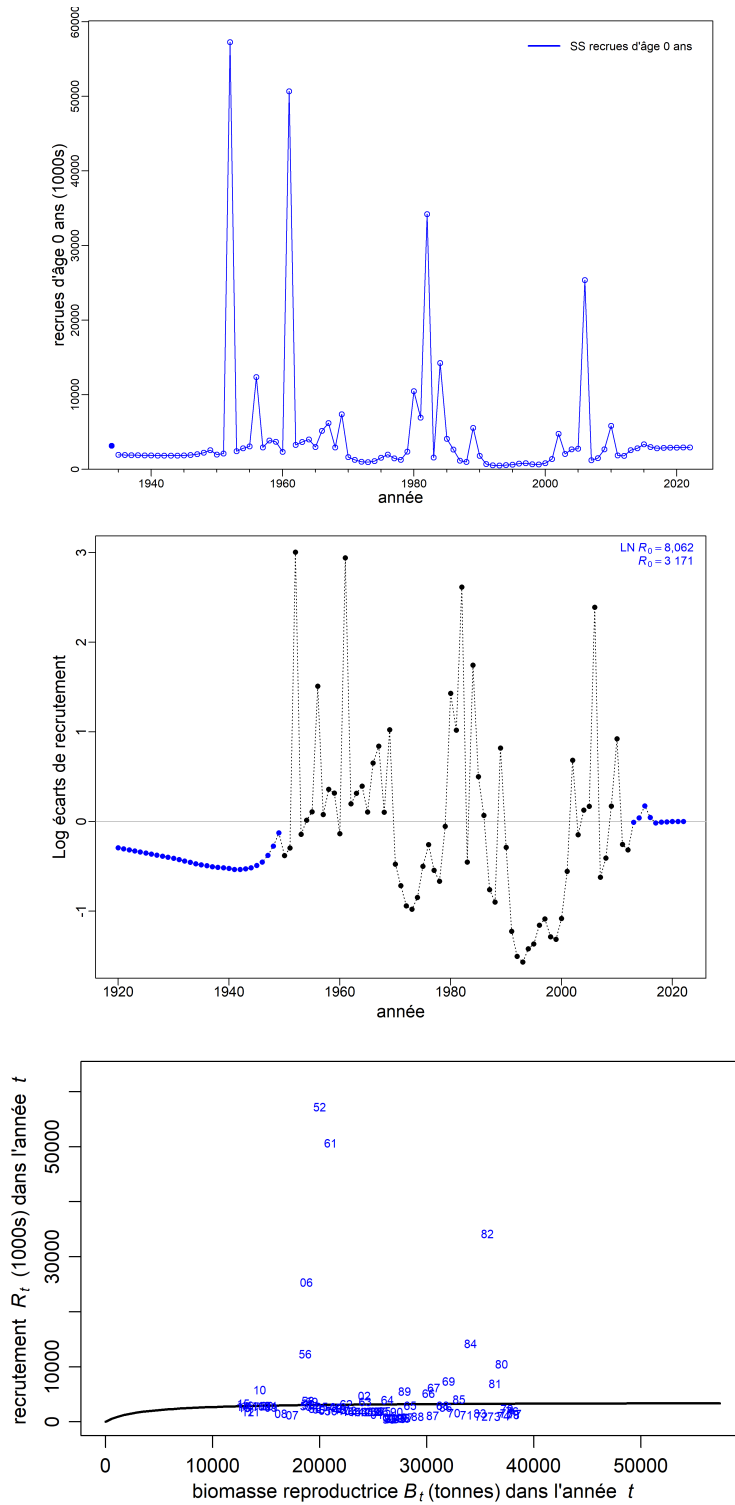


Figure F.17. Cycle central E75 : Recrutement – (en haut) milliers de poissons d'âge 0 entre 1935 et 2022; (au milieu) consignation des écarts de recrutement annuels ϵ_t , où l'écart multiplicatif corrigé en fonction du biais est $e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2}$ et $\epsilon_t \sim Normal(0, \sigma_R^2)$; (en bas) relation stock-recrutement déterministe (courbe noire) et valeurs observées (identifiées par l'année de fraie).

F.2.2. SBJ – Cycle central MCCM

Pour la procédure MCCM, on a utilisé un algorithme d'échantillonnage « sans retour » (No U-Turn Sampling; NUTS) (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan et coll. 2019) pour produire 4 000 itérations, en analysant la charge de travail en 8 chaînes parallèles (Knaus 2015) de 500 itérations chacune. Les 250 premières itérations étaient éliminées et les 250 derniers échantillons de chaque chaîne étaient conservés. Les chaînes parallèles ont ensuite été fusionnées en 2 000 échantillons, qui ont servi à l'analyse MCCM.

Les graphiques MCCM montrent :

- Figure F.18 – les tracés pour 2 000 échantillons des principaux paramètres estimés;
- Figure F.19 – les tracés diagnostiques des chaînes discontinues pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.20 – les tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.21 – les densités marginales a posteriori pour les principaux paramètres comparées à leurs fonctions de densité a priori respectives.

Les tracés obtenus par la méthode MCCM pour le cycle central ($M=0,05$) montraient des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre croissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (Figure F.18), tout comme les analyses diagnostiques qui séparaient les échantillons a posteriori en trois segments consécutifs égaux (Figure F.19) et vérifiaient l'autocorrélation des paramètres sur 60 décalages (Figure F.20). Pour la plupart des paramètres, la médiane ne s'éloignait pas beaucoup du MDP estimé (Figure F.21).

F.2.2.1. Figures relatives au cycle central

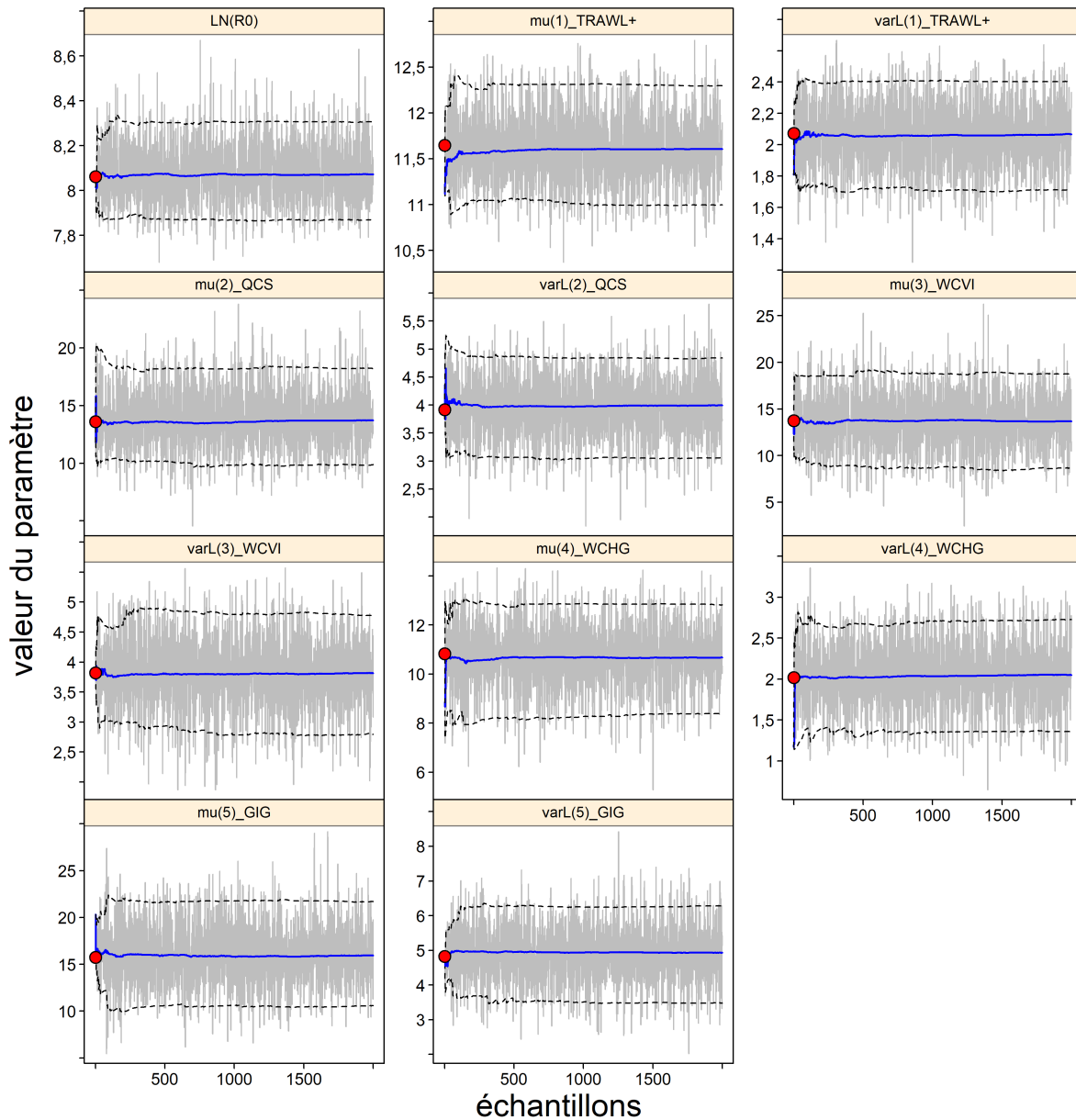


Figure F.18. Cycle central E75 : Tracés MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 2 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon), et les lignes pointillées les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les chiffres 1 à 5 en indice correspondent aux flottilles dans SS (une pêche et quatre relevés).

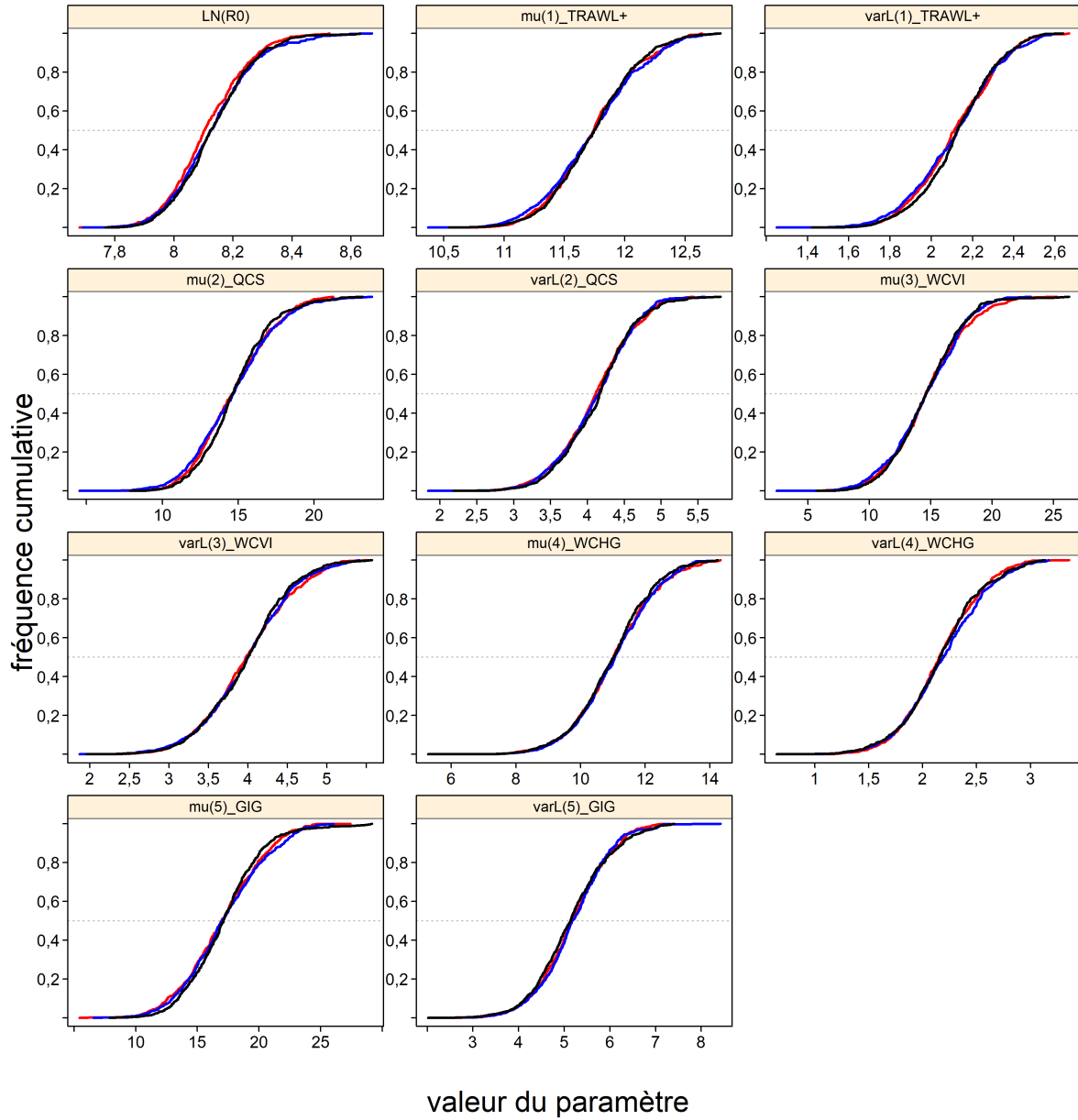


Figure F.19. Cycle central E75 : Tracé diagnostique obtenu en divisant la chaîne MCCM des 2 000 MCMC échantillons en trois segments, et en superposant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du dernier segment (noir).

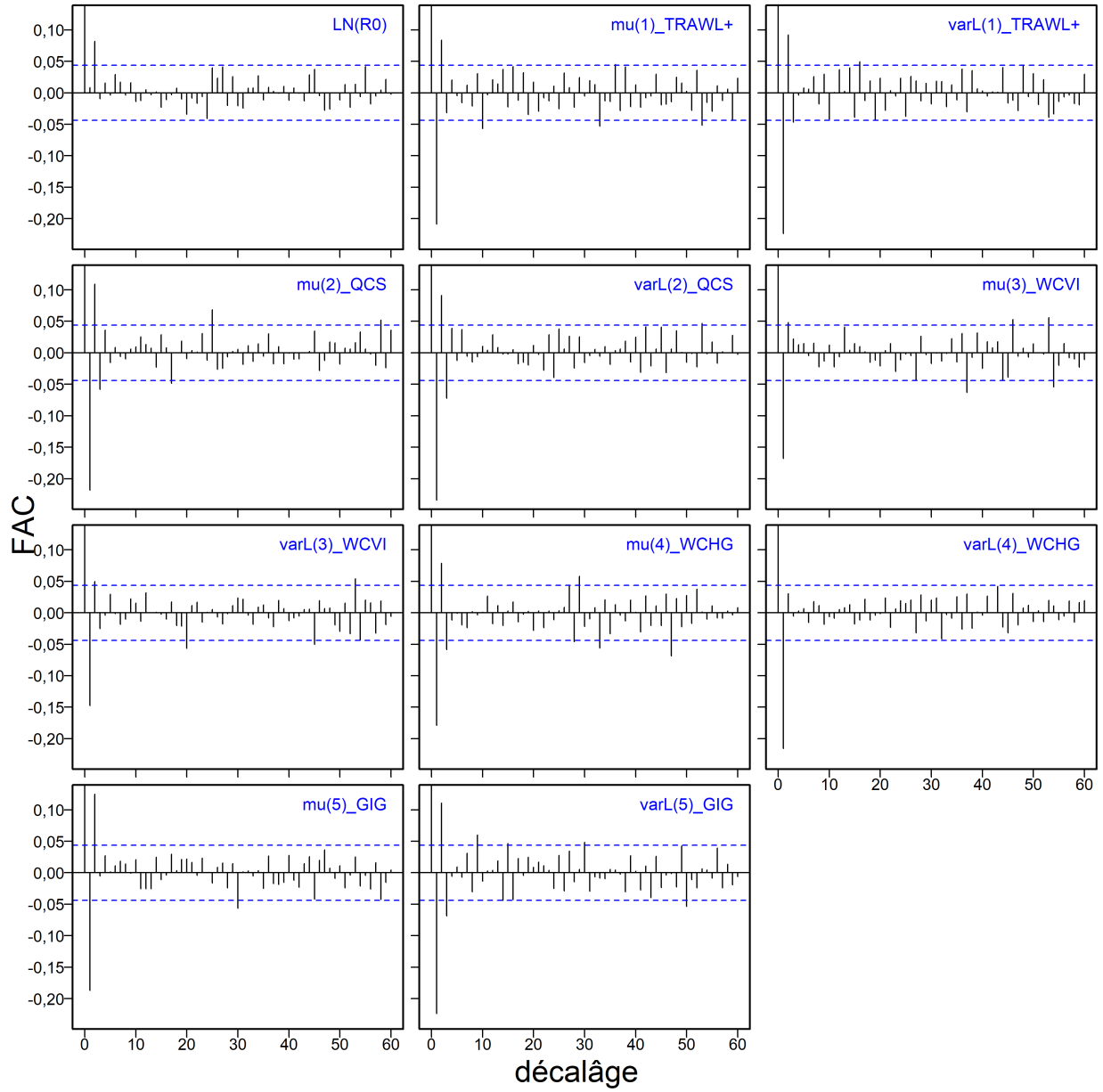


Figure F.20. Cycle central E75 : Tracés d'autocorrélation pour les paramètres estimés provenant des résultats MCCM. Les lignes bleues pointillées horizontales délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble des corrélations décalées de chaque paramètre.

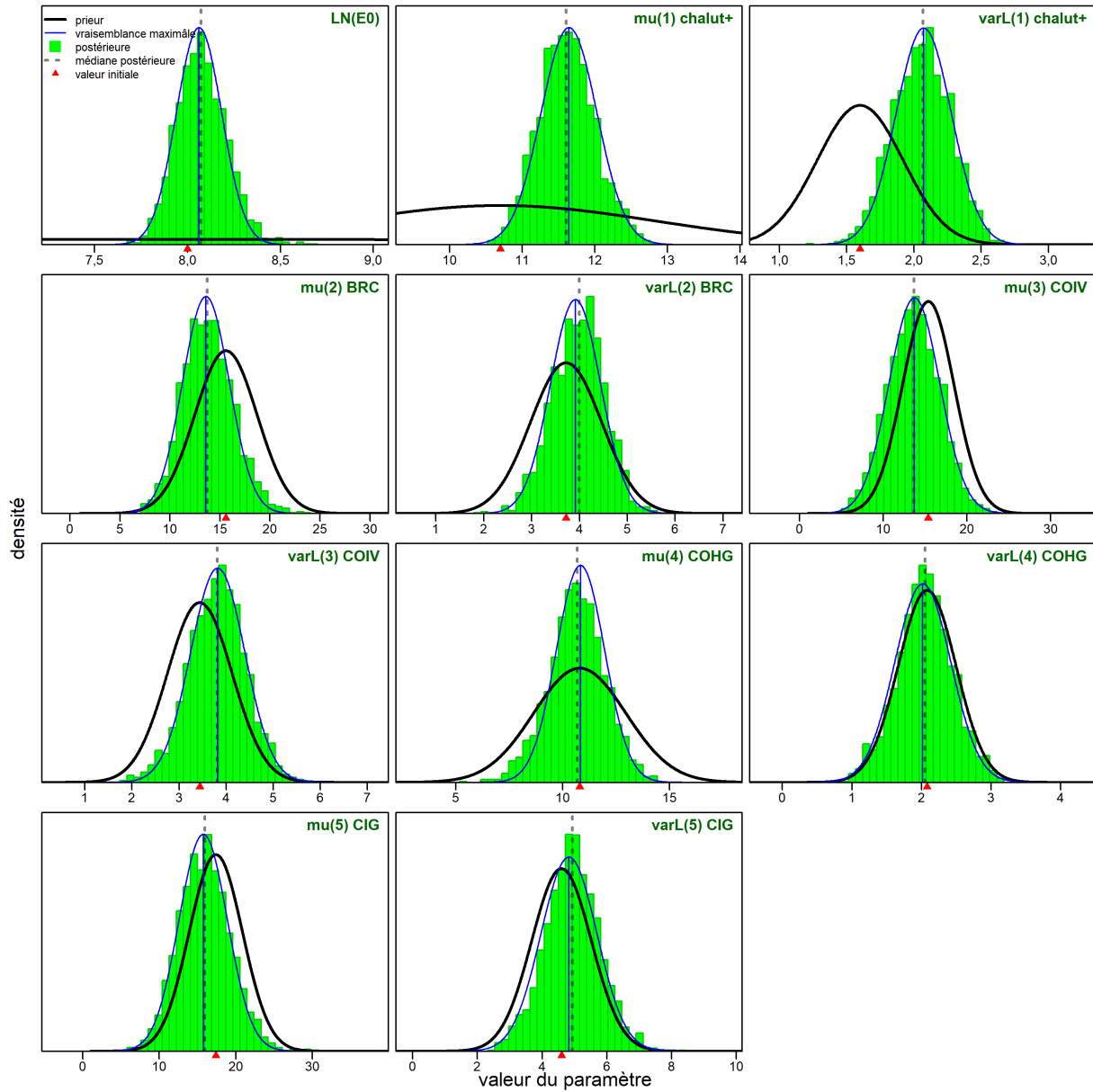


Figure F.21. Cycle central E75 : Distribution a posteriori (barres vertes verticales), profil de vraisemblance (courbe bleue fine) et fonction de densité a priori (courbe noire épaisse) pour les paramètres estimés. La ligne pointillée verticale correspond à la médiane a posteriori de la méthode MCMC; la ligne bleue verticale représente le MDP; le triangle rouge marque la valeur initiale de chaque paramètre.

F.2.3. SBJ – Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite reposait sur cinq cycles qui s'étendaient sur un axe d'incertitude (M) pour cette évaluation du stock :

- **B1** (Exé77) – fixe $M_{1,2} = 0,04$;
- **B2** (Exé71) – fixe $M_{1,2} = 0,045$;
- **B3** (Exé75) – fixe $M_{1,2} = 0,05$;
- **B4** (Exé72) – fixe $M_{1,2} = 0,055$;
- **B5** (Exé76) – fixe $M_{1,2} = 0,06$.

Pour tous les cycles composants, on a utilisé : CPUE $c_p=0,3296$, aucune erreur de processus ajoutée aux indices de relevé, intégration d'une erreur de détermination de l'âge fondée sur les CV de la longueur selon l'âge, et repondération des échantillons de FA en utilisant la méthode du rapport de la moyenne harmonique spécifique à chaque cycle. Les 2 000 échantillons MCCM provenant de chacun des cycles ci-dessus ont été regroupés pour créer une distribution composite a posteriori de 10 000 échantillons, qui a été utilisée pour estimer l'état de la population et fournir un avis aux gestionnaires.

Les estimations des médianes des paramètres du scénario de référence sont présentées dans le Tableau F.3, et les quantités dérivées à l'équilibre et associées au rendement maximal durable (RMD) et à la B_0 figurent dans le Tableau F.4. Les différences entre les cycles composant le scénario de référence sont résumées par différentes figures :

- Figure F.22 – traces MCCM de R_0 pour les 5 cycles de référence potentiels;
- Figure F.23 – trois segments de chaîne des chaînes MCCM de R_0 ;
- Figure F.24 – tracés d'autocorrélation pour les résultats MCCM de R_0 ;
- Figure F.25 – diagrammes de quantiles des estimations des paramètres provenant de 5 cycles composants de référence;
- Figure F.26 – diagrammes de quantiles des quantités dérivées sélectionnées provenant de 5 cycles composants de référence.

Dans la présente évaluation des stocks, les projections vont jusqu'à 2032. Les projections pour trois générations (90 ans), une génération ayant été déterminée comme étant de 30 ans (voir l'annexe D), n'ont pas été réalisées pour des raisons techniques associées à la nouvelle plateforme de modélisation (SS) et en raison de contraintes de temps; toutefois, l'état des stocks de sébaste à bouche jaune dans la zone saine ne justifie pas de telles projections pour le moment. Diverses trajectoires issues du modèle et l'état final des stocks pour le scénario de référence composite sont présentés dans les figures :

- Figure F.27 – estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle de 1935 à 2112;
- Figure F.28 – estimations de la biomasse féconde par rapport à B_0 (panneau du haut) et B_{RMD} (panneau du bas) selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle;
- Figure F.29 – estimations du taux de récolte u_t (panneau du haut) et de u_t/u_{RMD} (panneau du bas) selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle;
- Figure F.30 – estimations du recrutement R_t (milliers de poissons d'âge 0, panneau du haut) et des écarts du recrutement (panneau du bas) selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle;
- Figure F.31 – diagramme de phase dans le temps des médianes de B_t/B_{RMD} et u_t/u_{RMD} par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution (AP) du MPO;

- Figure F.32 – État du stock de SBJ C.-B. au début de 2022.

Les cinq cycles composants ont affiché des diagnostics MCCM acceptables pour la plupart des paramètres.

Contrairement à l'évaluation des stocks de SBJ réalisée en 2011 (Edwards et coll. 2012), nous n'avons pas été en mesure d'estimer M avec fiabilité dans la présente évaluation. L'incapacité de la plateforme SS à estimer M semblait due à l'hypothèse de distribution différente utilisée par le modèle pour s'ajuster aux données de FA. Un cycle du modèle non indiqué dans le rapport et réalisé en utilisant Awatea avec les données mises à jour jusqu'à la fin de 2020 a permis d'estimer M avec succès, et a donné des estimations MCCM de 0,057 (0,053, 0,061) et 0,056 (0,052, 0,060) pour les femelles et les mâles, respectivement. Bien que ces estimations étaient inférieures à la valeur la plus faible de la fourchette pour les M estimées à l'externe (voir l'annexe D, section D.1.4), le comportement du modèle SS lorsque $M > 0,06$ semblait instable et les diagnostics MCCM étaient inacceptables. La mortalité naturelle semblait être la composante la plus importante de l'incertitude dans cette évaluation des stocks. Par conséquent, un scénario de référence composite a été élaboré en regroupant les cycles de modèle qui couvraient une gamme plausible de valeurs de M pour ce stock tout en fournissant des ajustements et des diagnostics MCCM acceptables. Diverses autres sources d'incertitudes ont été explorées dans les cycles de sensibilité fondés sur le cycle central (Exé75).

Le scénario de référence composite, créé à partir de cinq cycles MCCM regroupés, a été utilisé pour calculer un ensemble d'estimations de paramètres (Tableau F.3) ainsi que des quantités dérivées à l'équilibre et associées à la RMD (Tableau F.4). La Figure F.25 montre les distributions de tous les paramètres estimés. Dans la plupart des cas, les cycles composants présentaient des distributions des estimations de paramètres qui se chevauchaient. Le recrutement à l'équilibre en 1935 (R_0) variait avec M , augmentant à mesure que M augmentait. Les paramètres de sélectivité différaient peu entre les cinq estimations de M .

À l'instar des distributions des paramètres, celles des quantités dérivées (Figure F.26) variaient avec M . Sans surprise, B_0 , RMD, B_{RMD} , u_{RMD} et l'état actuel du stock par rapport à B_0 augmentaient tous avec M . Le rapport B_{RMD}/B_0 est demeuré constant, mais l'incertitude autour de l'estimation médiane était plus grande. Avec des prises de 1 057 t/an en 2021, les taux de prise apparents diminuent parce que la biomasse féconde estimée (et par conséquent la biomasse vulnérable) augmente.

La trajectoire de la population du scénario composite de référence de 1935 à 2022 et la biomasse projetée jusqu'en 2032 (Figure F.27), en supposant une politique de prises constantes de 1 057 t/an, donnent des estimations médianes de la biomasse féconde B_t de 26 385, 18 001 et 17 040 tonnes en $t=1935$, 2022, et 2032, respectivement. La Figure F.28 montre que la biomasse médiane du stock demeurera au-dessus du PRS au cours des 10 prochaines années avec des prises annuelles équivalentes à celles de 2022. Les taux de récolte sont généralement restés inférieurs à u_{RMD} pendant la majeure partie de l'histoire de la pêche (Figure F.29). Le recrutement des poissons d'âge 0 montre quatre principaux épisodes de recrutement en 1952, 1962, 1982 et 2006 (Figure F.30).

Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux de récolte par la pêche modélisée dans l'espace du RMD (Figure F.31) semble indiquer que le stock se trouve nettement dans la zone saine, avec une position actuelle à $B_{2022}/B_{RMD} = 2,394$ (1,535, 3,727) et $u_{2021}/u_{RMD} = 0,508$ (0,202, 1,001). La figure de l'état du stock (Figure F.32) de l'année en cours montre la position du scénario de référence composite dans la

zone saine du MPO, et montre comment les différents cycles qui composent le scénario de référence contribuent à celui-ci. Des valeurs de M supérieures à 0,06 pousseront le stock plus loin dans la zone saine.

F.2.3.1. Tableaux du scénario de référence

Tableau F.2. Pondération des fréquences d'âge utilisés pour les cinq cycles composant le scénario de référence.

Base	Exé	Chalut	BRC	COIV	COHG	GIG
B1	E77	6,219091	0,25	0,25	0,25	0,25
B2	E71	6,277630	0,25	0,25	0,25	0,25
B3	E75	6,321921	0,25	0,25	0,25	0,25
B4	E72	6,363513	0,25	0,25	0,25	0,25
B5	E76	6,389239	0,25	0,25	0,25	0,25

Tableau F.3. Scénario de référence composite : les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 pour les paramètres du modèle regroupés (définis à l'Annexe E) tirés des estimations MCCM de cinq cycles du modèle comportant 2 000 échantillons chacun.

Paramètre	5%	25%	50%	75%	95%
$\log R_0$	7,525	7,774	8,070	8,411	8,820
μ_1 (CHALUT+)	10,98	11,34	11,60	11,88	12,28
μ_2 (BRC)	10,07	12,09	13,65	15,38	17,99
μ_3 (COIV)	8,951	11,64	13,67	15,68	18,61
μ_4 (COHG)	8,474	9,900	10,72	11,52	12,75
μ_5 (GIG)	10,67	13,61	15,85	18,21	21,68
$\log v_{L1}$ (CHALUT+)	1,703	1,917	2,063	2,203	2,394
$\log v_{L2}$ (BRC)	3,056	3,622	3,982	4,342	4,829
$\log v_{L3}$ (COIV)	2,812	3,427	3,837	4,225	4,784
$\log v_{L4}$ (COHG)	1,376	1,772	2,046	2,314	2,707
$\log v_{L5}$ (GIG)	3,463	4,358	4,934	5,518	6,352

Tableau F.4. Scénario de référence composite : les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des quantités dérivées de la simulation MCCM à partir de 10 000 échantillons regroupés provenant de 5 cycles composants. Définitions : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures), B_{2022} – biomasse féconde en 2022, u_{2021} – taux de récolte (rapport prises totales/biomasse vulnérable) au milieu de 2021, u_{max} – taux de récolte maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux de récolte maximal de 1935-2022), B_{RMD} – biomasse féconde à l'équilibre au RMD (rendement maximal durable), u_{RMD} – taux de récolte à l'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMD) sont en tonnes. À titre indicatif, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016-2020) étaient de 1 272 t.

Quantité	5%	25%	50%	75%	95%
B_0	20 898	23 707	26 386	30 528	41 314
B_{2022}	10 070	13 848	18 001	24 978	42 533
B_{2022}/B_0	0,4446	0,5708	0,6922	0,8417	1,080
u_{2021}	0,01012	0,01697	0,02357	0,03048	0,04154
u_{max}	0,02686	0,03845	0,04837	0,05730	0,06531
RMD	695,7	845,4	1 039	1 327	1 919
B_{RMD}	6 063	6 894	7 656	8 810	11 938
$0,4B_{RMD}$	2 425	2 758	3 063	3 524	4 775
$0,8B_{RMD}$	4 850	5 515	6 125	7 048	9 550
B_{2022}/B_{RMD}	1,535	1,969	2,394	2,905	3,727
B_{RMD}/B_0	0,2702	0,2847	0,2917	0,2971	0,3036
u_{RMD}	0,04063	0,04356	0,04636	0,04893	0,05117
u_{2021}/u_{RMD}	0,2019	0,3471	0,5082	0,7066	1,001

Tableau F.5. Valeurs de vraisemblance logarithmique des cycles (ou exécutions) composant le scénario de référence pour les indices de relevés, la composition selon l'âge (FA), le recrutement, et le total (les composants de vraisemblance logarithmique ne sont pas tous présentés ici)

Cycle	M	CPUE	BRC	COIV	COHG	GIG	Index	FA	Recrut.	Total
E77	0,040	-18,4	1,28	7,86	20,4	14,3	25,4	454	47,5	638
E71	0,045	-18,3	1,06	7,90	20,0	14,4	25,1	456	43,5	637
E75	0,050	-18,1	0,870	7,92	19,7	14,5	24,9	456	41,9	635
E72	0,055	-17,8	0,703	7,93	19,4	14,5	24,8	457	40,8	635
E76	0,060	-17,4	0,555	7,94	19,1	14,6	24,8	458	39,9	634

Tableau F.6. Cycles (ou exécutions) composant le scénario de référence : MDP des paramètres du modèle (délimités par « | ») et médianes MCCM (avec les limites de quantiles des 0,05 et 0,95) pour chacun des cinq cycles composants du modèle comportant chacun 2 000 échantillons.

Par.	B1 (E77)		B2 (E71)		B3 (E75)		B4 (E72)		B5 (E76)	
$\log R_0$	7,59	7,60 (7,43, 7,77)	7,83	7,83 (7,63, 8,03)	8,06	8,07 (7,87, 8,31)	8,30	8,34 (8,10, 8,66)	8,57	8,64 (8,34, 9,12)
μ_1	11,6	11,6 (11,0, 12,2)	11,6	11,6 (11,0, 12,3)	11,6	11,6 (11,0, 12,3)	11,6	11,6 (11,0, 12,3)	11,6	11,6 (11,0, 12,3)
μ_2	13,5	13,4 (10,1, 17,6)	13,5	13,5 (10,1, 18,1)	13,6	13,7 (9,88, 18,2)	13,7	13,7 (10,1, 18,1)	13,7	13,8 (10,2, 17,9)
μ_3	13,6	13,7 (9,04, 18,4)	13,7	13,6 (8,87, 18,5)	13,7	13,7 (8,65, 18,7)	13,8	13,7 (9,19, 18,6)	13,8	13,7 (8,87, 18,8)
μ_4	10,8	10,7 (8,48, 12,7)	10,8	10,7 (8,41, 12,8)	10,8	10,7 (8,39, 12,8)	10,8	10,7 (8,48, 12,8)	10,9	10,8 (8,63, 12,7)
μ_5	15,9	15,7 (10,6, 21,5)	15,7	15,8 (10,5, 21,9)	15,8	15,9 (10,6, 21,7)	15,8	15,9 (10,8, 21,7)	15,8	15,8 (10,9, 21,5)
$\log v_{L1}$	2,08	2,07 (1,70, 2,39)	2,08	2,06 (1,71, 2,40)	2,07	2,07 (1,71, 2,40)	2,07	2,06 (1,70, 2,40)	2,06	2,06 (1,70, 2,38)
$\log v_{L2}$	3,94	3,99 (3,05, 4,83)	3,92	3,97 (3,06, 4,86)	3,92	4,00 (3,06, 4,84)	3,91	3,98 (3,03, 4,80)	3,90	3,98 (3,11, 4,78)
$\log v_{L3}$	3,83	3,87 (2,79, 4,81)	3,82	3,85 (2,85, 4,82)	3,82	3,81 (2,79, 4,78)	3,82	3,82 (2,83, 4,80)	3,81	3,84 (2,80, 4,74)
$\log v_{L4}$	2,02	2,06 (1,39, 2,67)	2,02	2,06 (1,39, 2,70)	2,02	2,05 (1,36, 2,73)	2,02	2,03 (1,39, 2,73)	2,02	2,03 (1,37, 2,73)
$\log v_{L5}$	4,85	4,92 (3,45, 6,36)	4,83	4,94 (3,47, 6,39)	4,83	4,93 (3,48, 6,29)	4,83	4,95 (3,54, 6,35)	4,83	4,92 (3,42, 6,41)

Tableau F.7. Cycles (ou exécutions) composant le scénario de référence : médiane MCCM (avec les limites des quantiles 0,05 et 0,95) des quantités dérivées du modèle pour chacun des cinq cycles composants du modèle comportant 2 000 échantillons chacun.

Quantité	B1 (E77)	B2 (E71)	B3 (E75)	B4 (E72)	B5 (E76)
B_0	23 422 (19 803, 27 792)	24 560 (20 305, 29 781)	26 065 (21 402, 32 811)	28 934 (22 862, 40 191)	33 671 (25 045, 54 967)
B_{2022}	12 371 (8 582, 18 089)	14 846 (9 942, 22 439)	18 027 (11 714, 29 058)	23 006 (14 262, 41 213)	30 144 (17 377, 64 795)
B_{2022}/B_0	0,53 (0,38, 0,73)	0,61 (0,44, 0,84)	0,69 (0,50, 0,95)	0,80 (0,56, 1,1)	0,90 (0,65, 1,2)
u_{2021}	0,034 (0,024, 0,049)	0,028 (0,019, 0,041)	0,023 (0,015, 0,035)	0,018 (0,011, 0,029)	0,014 (0,0068, 0,024)
u_{\max}	0,062 (0,055, 0,069)	0,056 (0,047, 0,063)	0,048 (0,038, 0,056)	0,040 (0,029, 0,049)	0,032 (0,020, 0,043)
RMD	755 (636, 892)	883 (723, 1 073)	1 040 (849, 1 311)	1 260 (997, 1 735)	1 585 (1 180, 2 554)
B_{RMD}	6 824 (5 742, 8 061)	7 137 (5 843, 8 679)	7 593 (6 199, 9 590)	8 380 (6 616, 11 553)	9 663 (7 175, 15 600)
$0,4B_{\text{RMD}}$	2 730 (2 297, 3 225)	2 855 (2 337, 3 471)	3 037 (2 480, 3 836)	3 352 (2 647, 4 621)	3 865 (2 870, 6 240)
$0,8B_{\text{RMD}}$	5 459 (4 594, 6 449)	5 710 (4 675, 6 943)	6 074 (4 959, 7 672)	6 704 (5 293, 9 242)	7 730 (5 740, 12 480)
B_{2022}/B_{RMD}	1,8 (1,3, 2,5)	2,1 (1,5, 2,9)	2,4 (1,7, 3,3)	2,7 (2,0, 3,8)	3,1 (2,3, 4,3)
B_{RMD}/B_0	0,29 (0,28, 0,30)	0,29 (0,27, 0,30)	0,29 (0,27, 0,30)	0,29 (0,27, 0,30)	0,29 (0,26, 0,31)
u_{RMD}	0,041 (0,040, 0,041)	0,044 (0,043, 0,044)	0,046 (0,046, 0,047)	0,049 (0,049, 0,049)	0,051 (0,051, 0,051)
u_{2021}/u_{RMD}	0,85 (0,60, 1,2)	0,65 (0,44, 0,94)	0,51 (0,32, 0,76)	0,38 (0,22, 0,59)	0,27 (0,13, 0,46)

F.2.3.2. Figures relatives au scénario de référence

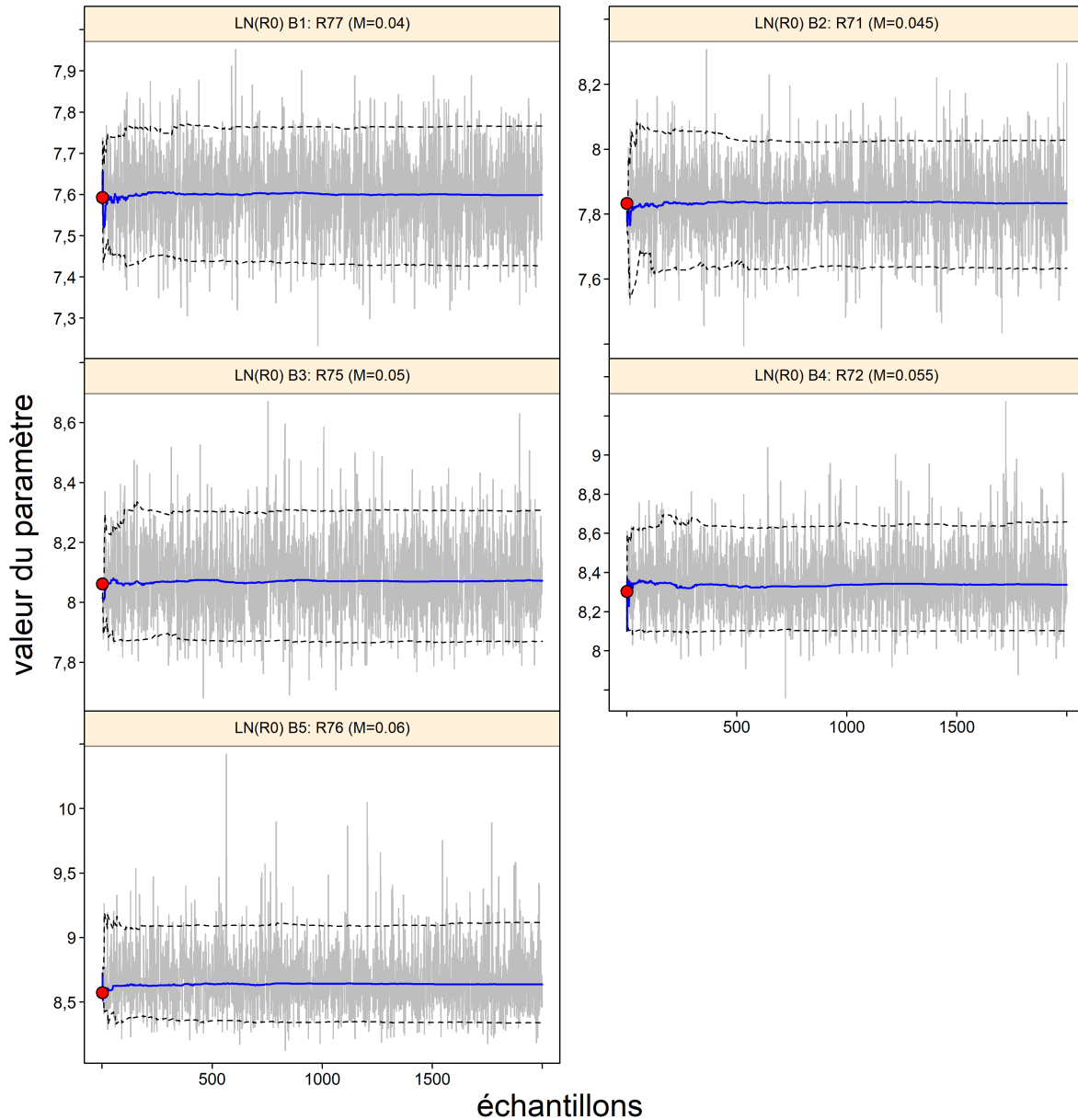


Figure F.22. Cycles du scénario de référence composite : tracés MCCM de R_0 pour les cinq cycles de référence potentiels. Les lignes grises représentent les 2 000 échantillons pour le paramètre R_0 , les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon), et les lignes pointillées les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

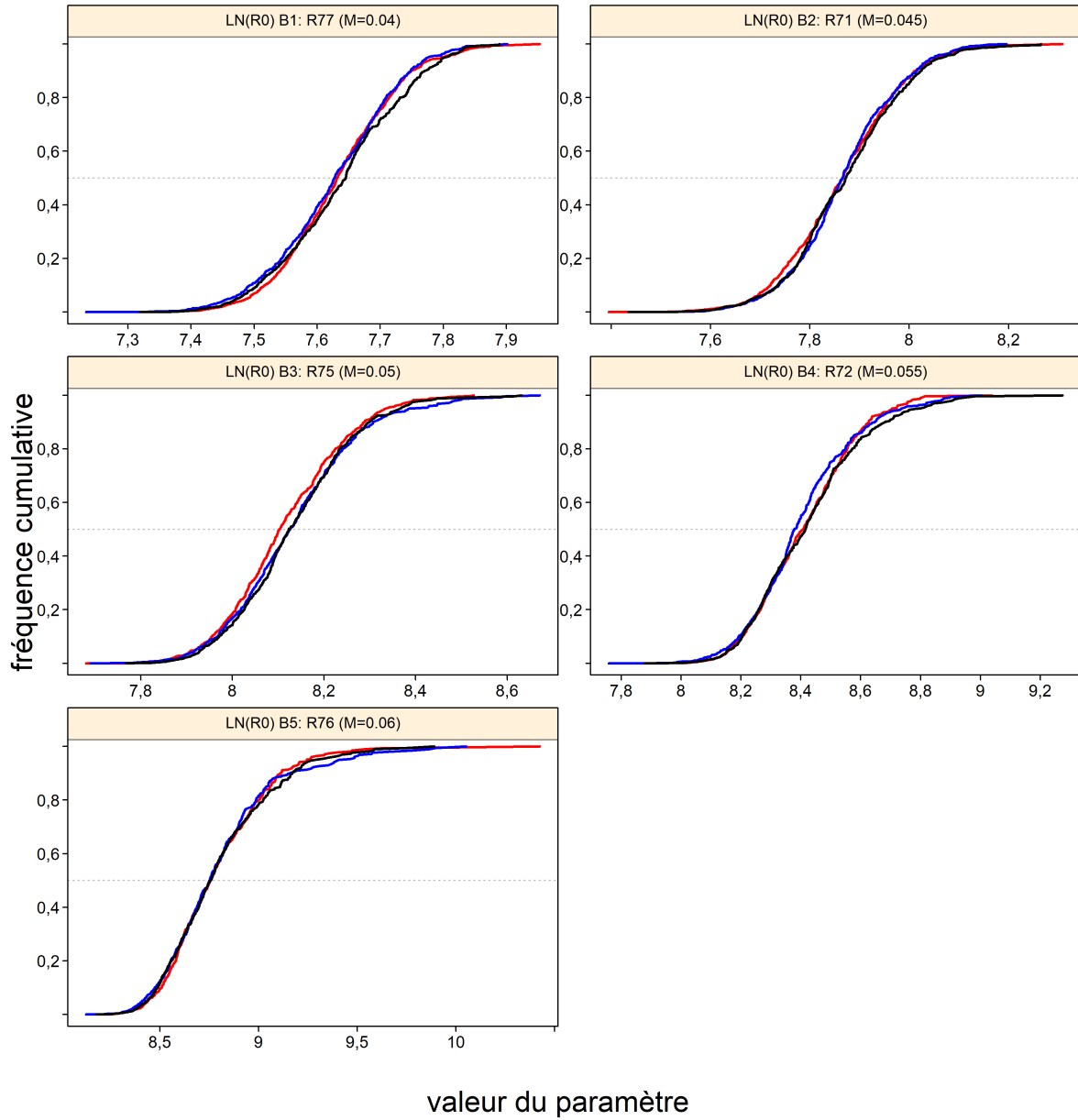


Figure F.23. Cycles du scénario de référence composite : tracés diagnostiques obtenus en divisant les chaînes MCMC de R_0 comportant 2 000 échantillons MCMC en trois segments, et en superposant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du dernier segment (noir).

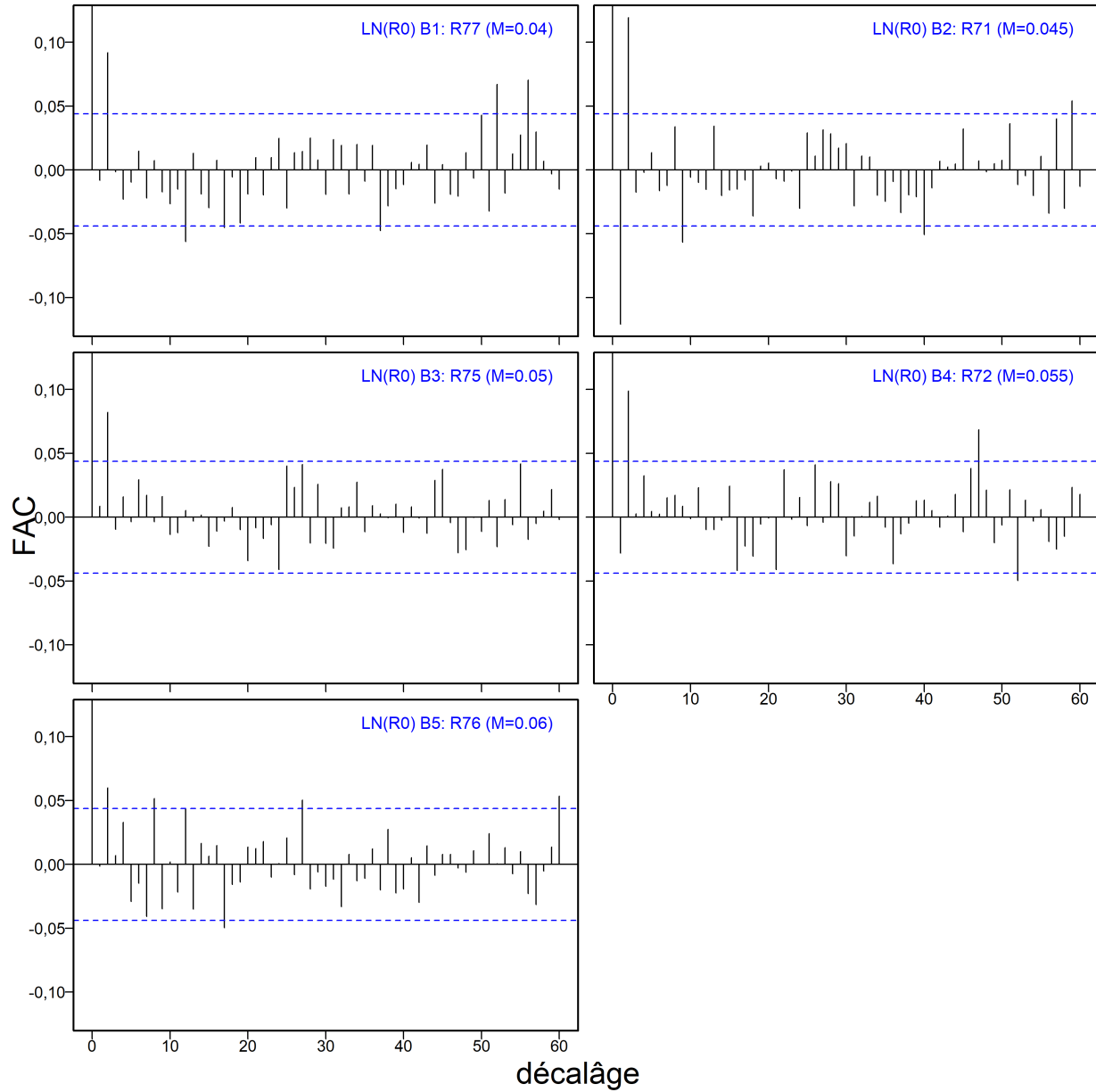


Figure F.24. Cycles du scénario de référence composite : tracés d'autocorrélation pour les paramètres R_0 provenant des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour les ensembles de corrélations décalées de chaque paramètre.

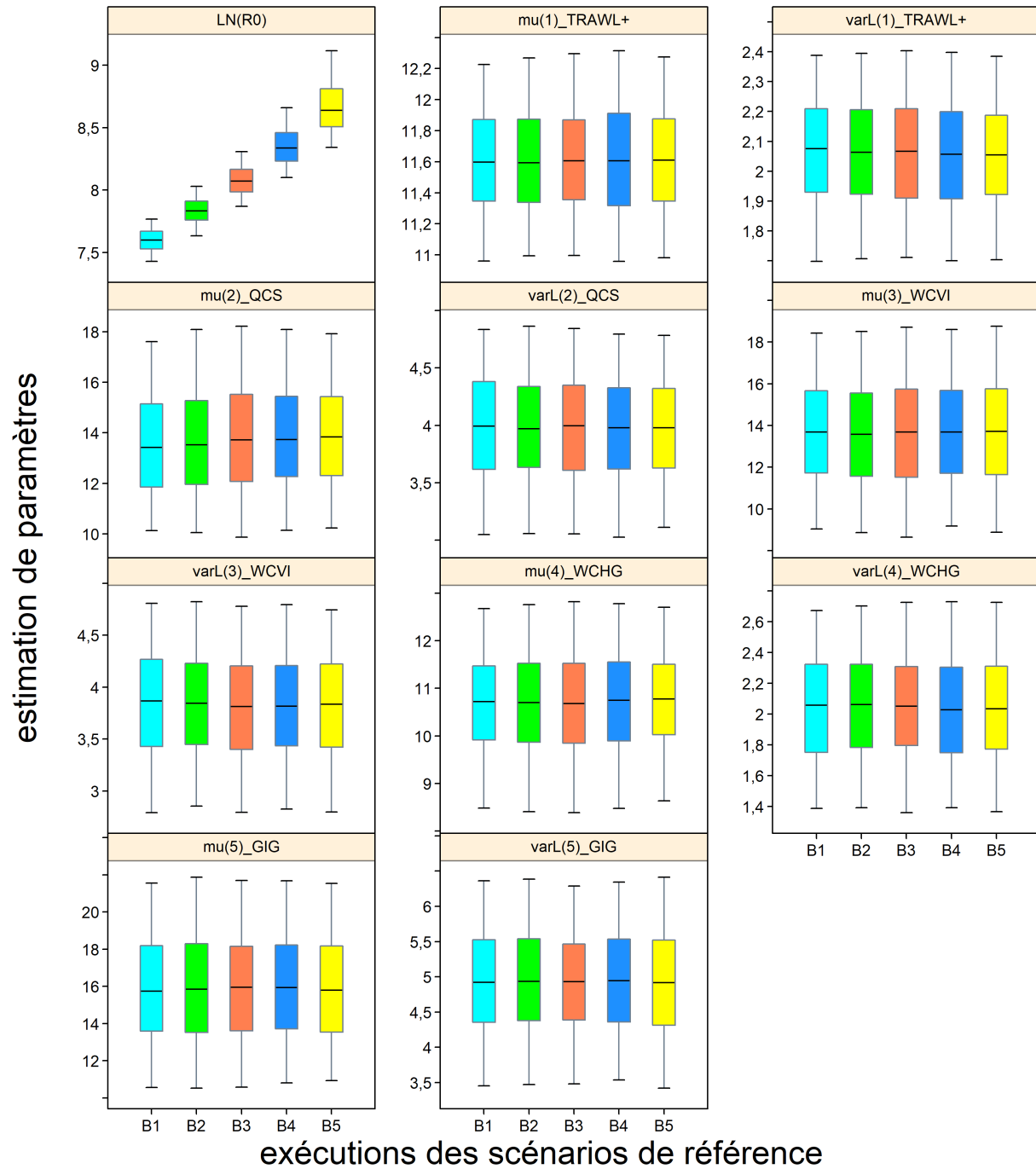


Figure F.25. Scénario de référence composite : diagramme des quantiles des estimations des paramètres de 5 cycles du scénario de référence, chaque boîte représentant les diverses valeurs de M (0,04, 0,045, 0,05, 0,055, 0,06). Les tracés en boîte délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

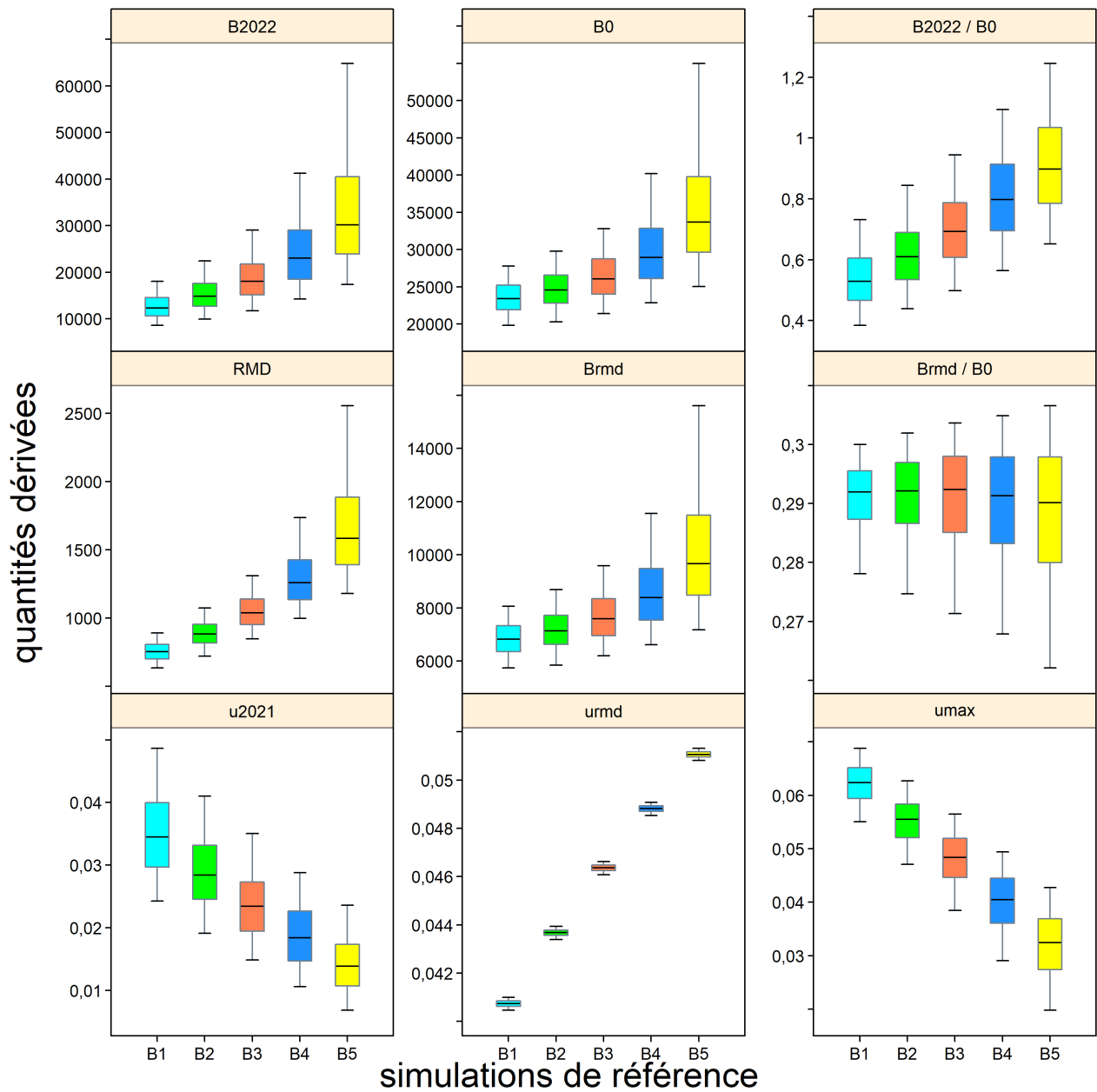


Figure F.26. Scénario de référence composite : diagramme des quantités dérivées sélectionnées (B_{2022} , B_0 , B_{2022}/B_0 , RMD , $Brmd$, $Brmd/B_0$, u_{2021} , u_{RMD} , u_{max}) de 5 cycles du scénario de référence, chaque boîte représentant les diverses valeurs de M (0,04, 0,045, 0,05, 0,055, 0,06). Les tracés en boîte délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

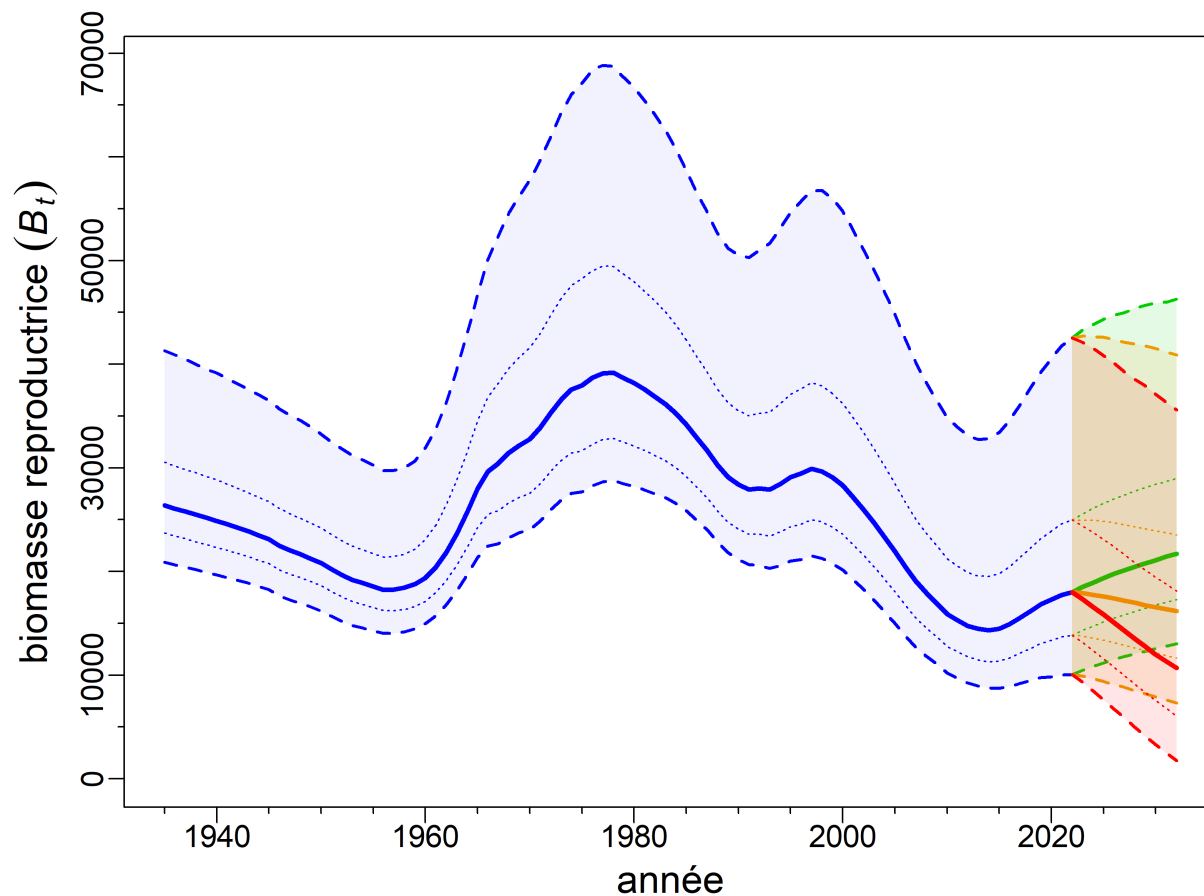


Figure F.27. Scénario de référence composite : estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle. La trajectoire de la biomasse médiane est représentée sous la forme d'une courbe pleine entourée d'une enveloppe de crédibilité à 90% (quantiles : 0,05-0,95) en bleu clair, délimitée par des lignes tiretées pour les années $t=1935:2022$; la biomasse projetée est présentée en rouge clair pour les années $t=2023:2032$. L'intervalle de crédibilité à 50% (quantiles : 0,25-0,75) est également délimité et représenté par des lignes pointillées. Les lignes tiretées horizontales montrent la médiane du PRL et du PRS.

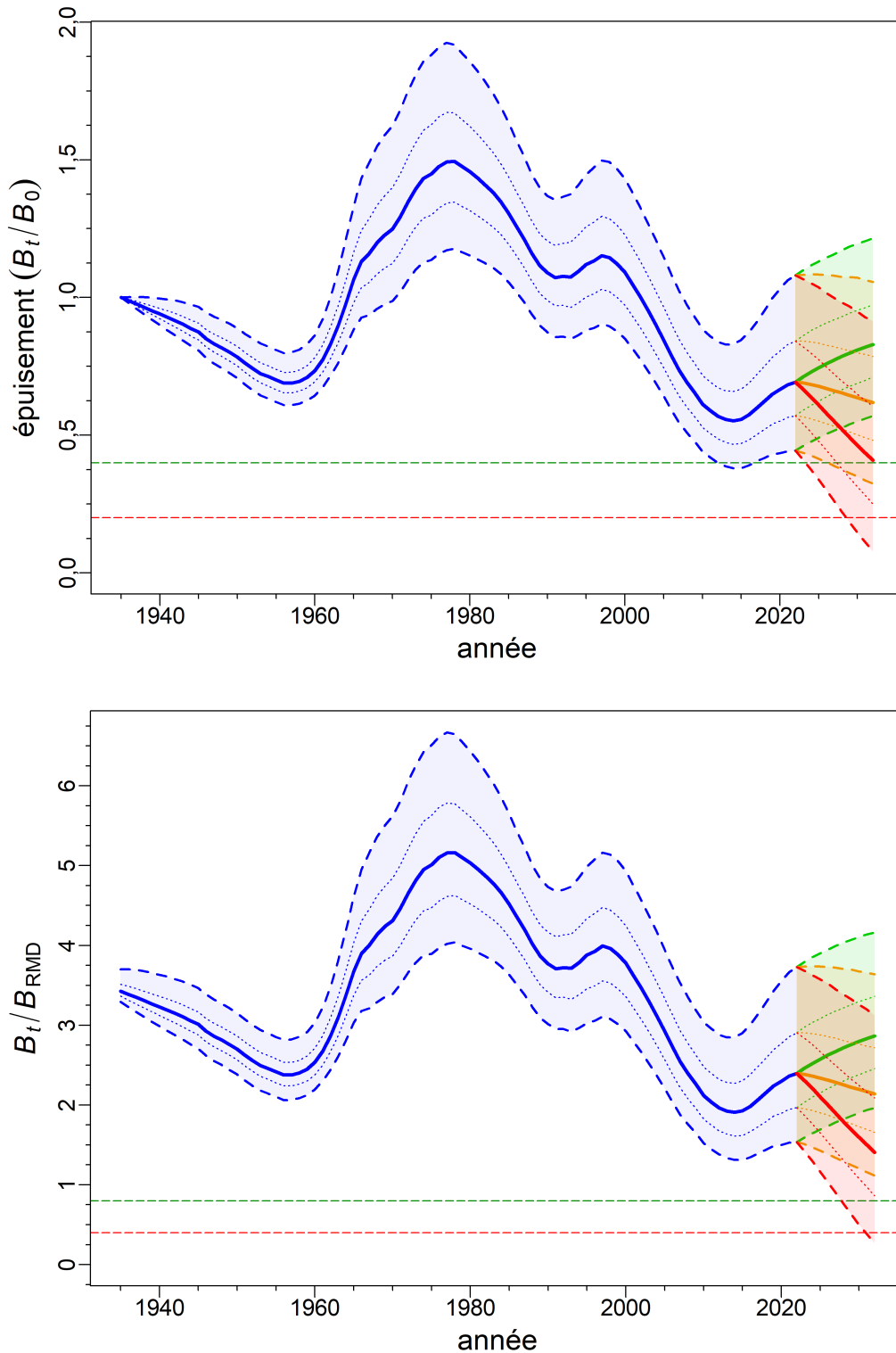


Figure F.28. Scénario de référence composite : estimations de la biomasse féconde B_t par rapport à (en haut) B_0 et (en bas) B_{RMD} selon les valeurs a posteriori regroupées du modèle. Les lignes tiretées horizontales représentent $0,2B_0$ & $0,4B_0$ (en haut) et $0,4B_{RMD}$ & $0,8B_{RMD}$ (en bas). Voir la légende de la Fig. F.27 pour la description des enveloppes.

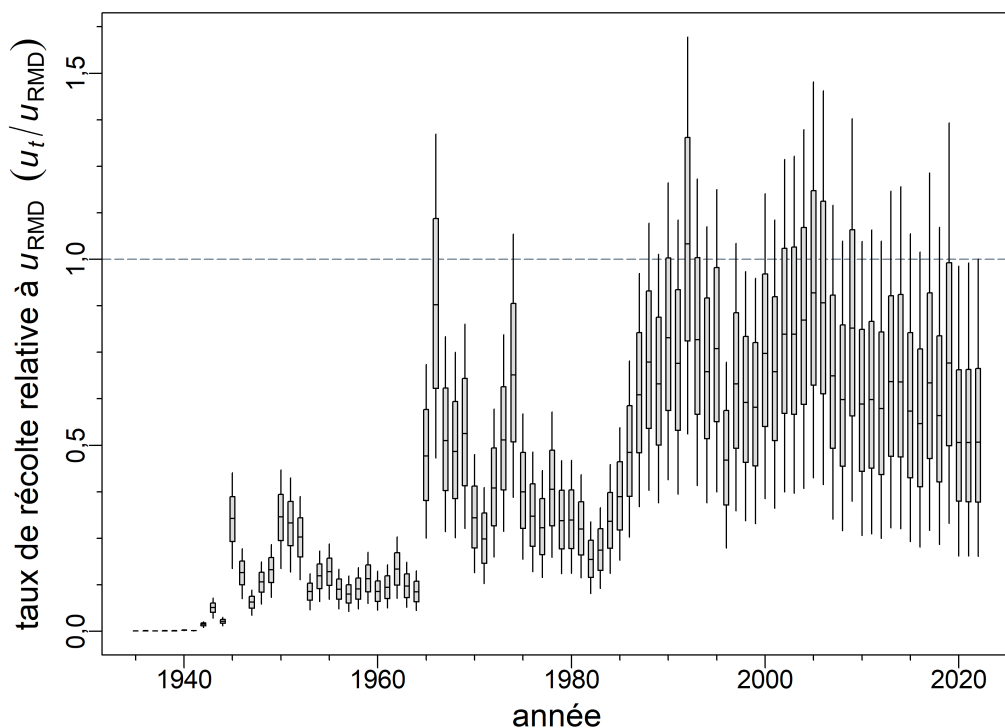
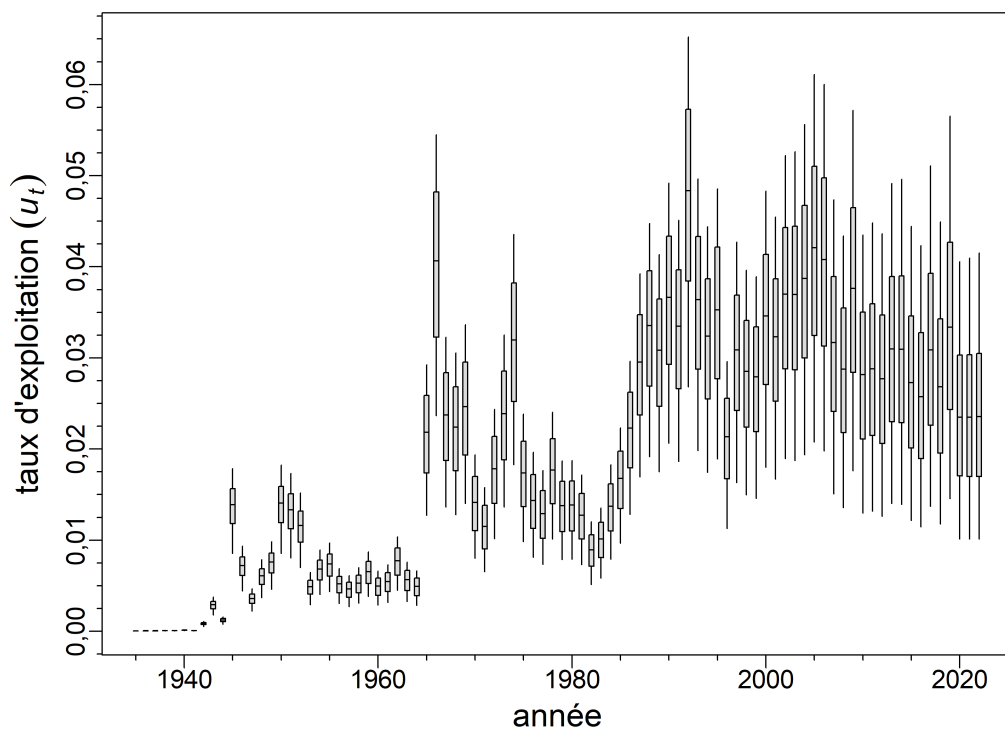


Figure F.29. Scénario de référence composite : distribution a posteriori de (en haut) la trajectoire du taux de récolte u_t et (en bas) du taux de récolte par rapport à u_{RMD} .

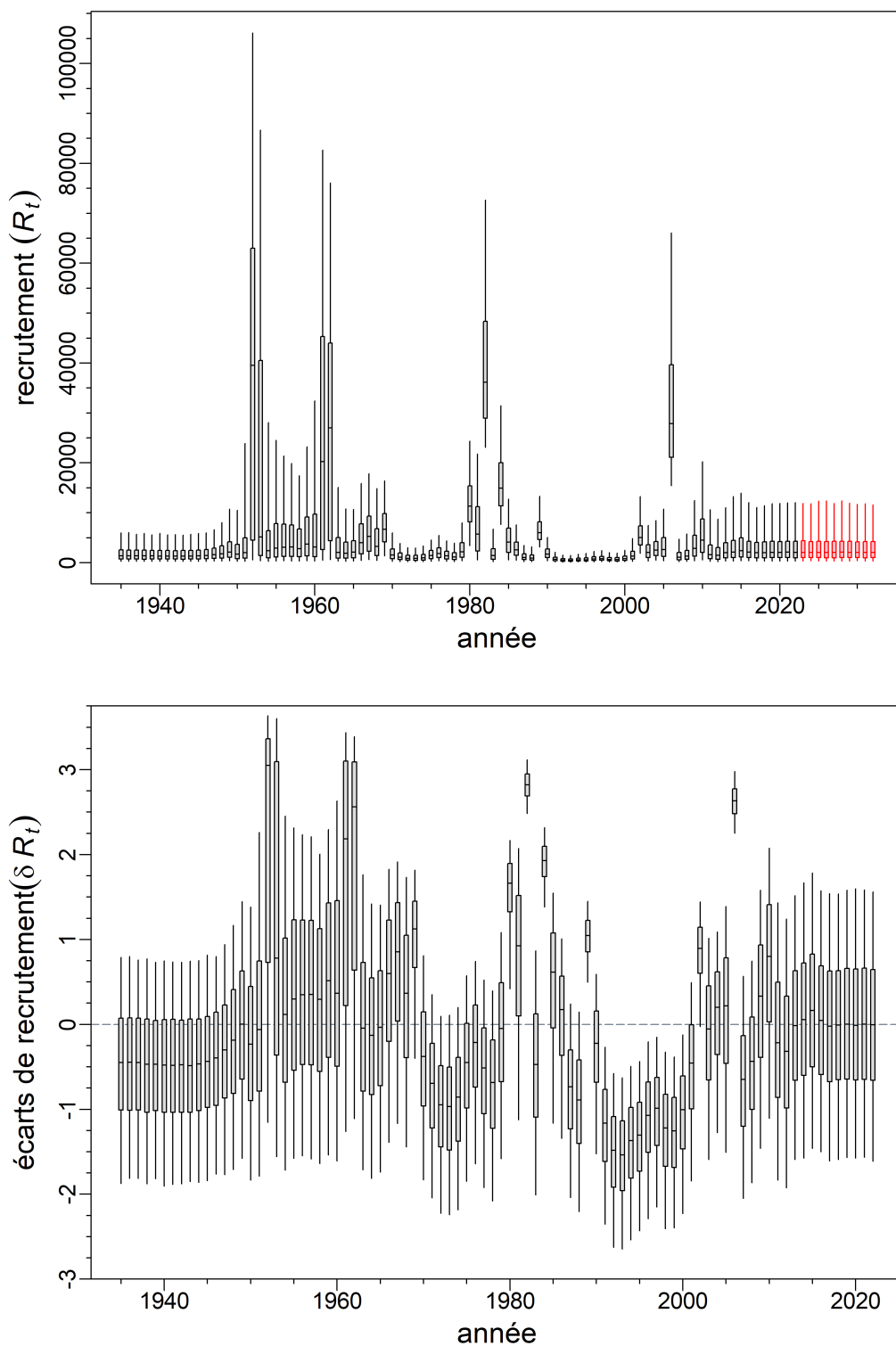


Figure F.30. Scénario de référence composite : distribution a posteriori de (en haut) la trajectoire du recrutement (milliers de poissons d'âge 0) et (en bas) la trajectoire des écarts du recrutement.

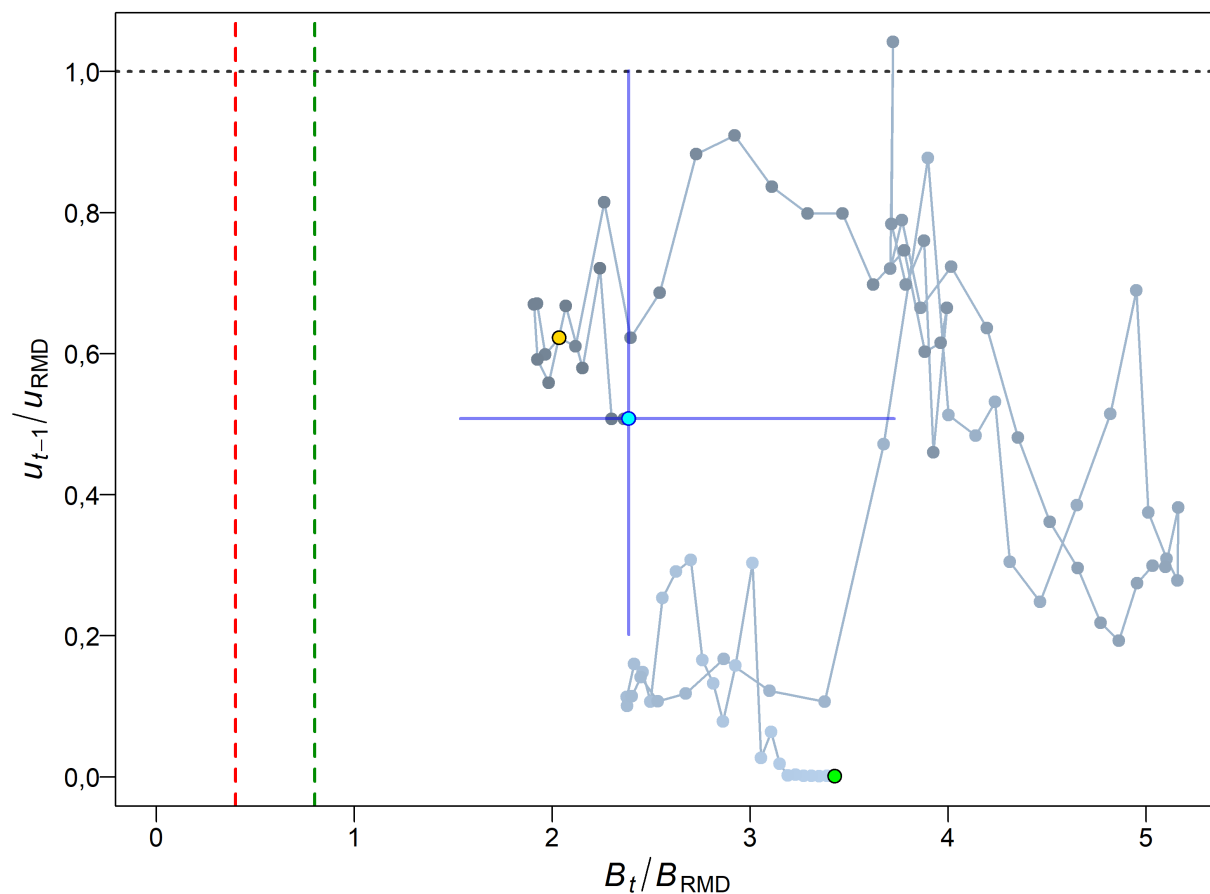


Figure F.31. Scénario de référence composite : diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports B_t/B_{RMD} (biomasse féconde de l'année t par rapport à B_{RMD}) et u_{t-1}/u_{RMD} (taux de récolte l'année $t - 1$ par rapport à u_{RMD}) pour une pêche (chalut+). Le cercle vert plein est l'année de début de l'équilibre (1935), et les lignes passent de gris clair à gris foncé à mesure que les années avancent, la dernière année (2022) étant représentée par un cercle cyan. Les lignes bleues en forme de croix représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori pour la dernière année. Les lignes tiretées rouge et verte indiquent les points de référence limite et supérieur provisoires de l'AP (0,4, $0,8B_{RMD}$), tandis que la ligne grise tiretée horizontale représente u au RMD.

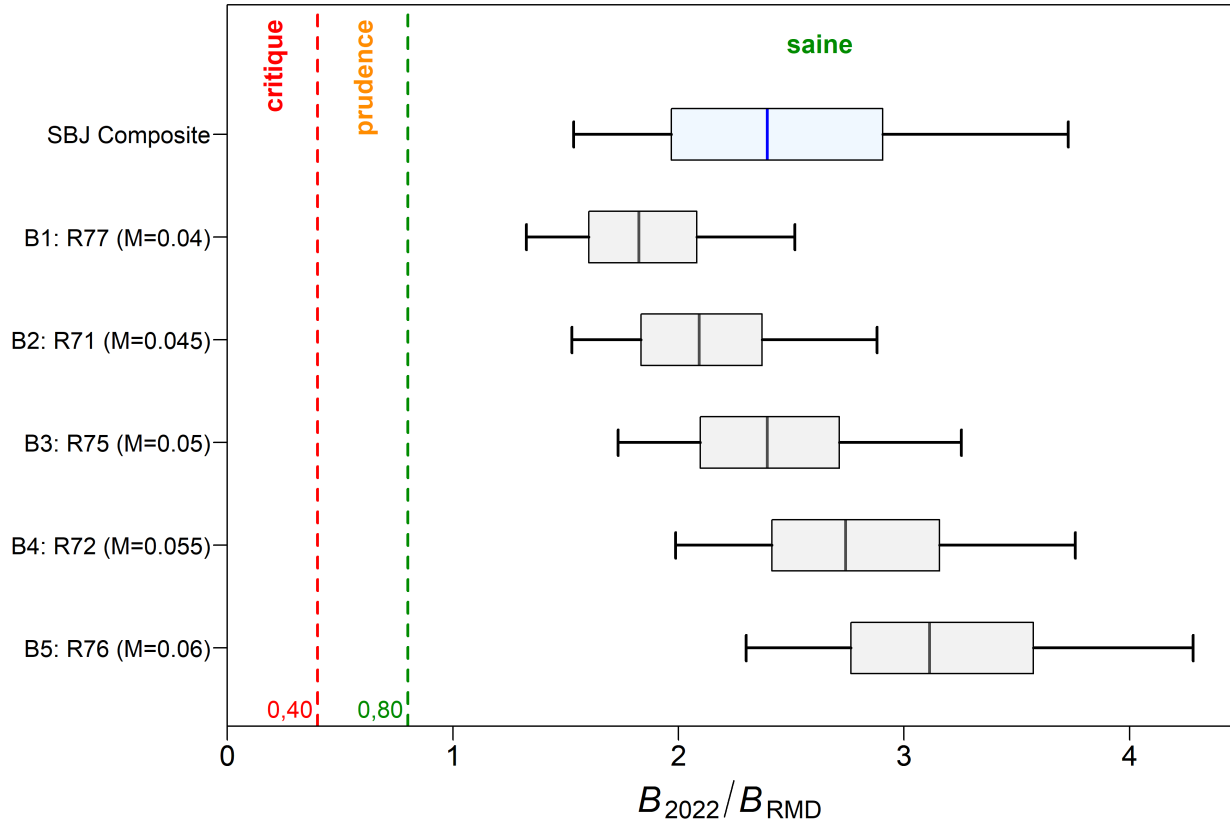


Figure F.32. Scénario de référence composite : état du stock au début de 2022 par rapport aux points de référence de l'AP établis à $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$ pour un scénario de base comportant cinq cycles de modèle. Le diagramme de quantile du haut montre la distribution composite et ceux du bas montrent les cinq cycles composants. Les diagrammes de quantile montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des distributions a posteriori de la simulation MCCM.

F.2.4. SBJ – Tableaux de décision

Tableau F.8. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le point de référence limite $0,4B_{RMD}$ présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes** (en tonnes). Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,4B_{RMD})$, c.-à-d. la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année t dépasse le point de référence limite. Les probabilités représentent la proportion (à deux décimales près) des 10 000 échantillons MCCM pour lesquels $B_t > 0,4B_{RMD}$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 250	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 500	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99
2 000	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98
2 500	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,97	0,95	0,92
3 000	1	1	1	1	>0,99	0,99	0,98	0,95	0,91	0,87	0,81

Tableau F.9. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le point de référence supérieur du stock $0,8B_{RMD}$ l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes** (en tonnes). Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,8B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 000	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 250	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
1 500	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
2 000	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,92	0,90
2 500	1	1	>0,99	>0,99	0,99	0,97	0,94	0,91	0,87	0,82	0,78
3 000	1	1	>0,99	0,99	0,97	0,93	0,88	0,82	0,76	0,70	0,64

Tableau F.10. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le point de référence B_{RMD} présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes** (en tonnes). Les valeurs sont celles de $P(B_t > B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
750	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1000	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
1250	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
1500	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,95	0,94
2000	1	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,94	0,92	0,89	0,86	0,83
2500	1	>0,99	0,99	0,98	0,96	0,92	0,88	0,83	0,78	0,74	0,69
3000	1	>0,99	0,99	0,96	0,92	0,86	0,80	0,73	0,67	0,61	0,55

Tableau F.11. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le point de référence u_{RMD} présentant l'année en cours et les projections sur les 10 prochaines années pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(u_t < u_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
0	0,95	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	0,95	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	0,95	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
1000	0,95	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,94	0,94	0,93	0,93
1250	0,95	0,87	0,86	0,85	0,84	0,83	0,82	0,81	0,80	0,79	0,78
1500	0,95	0,74	0,73	0,71	0,70	0,69	0,67	0,66	0,65	0,64	0,62
2000	0,95	0,52	0,50	0,48	0,47	0,45	0,43	0,42	0,41	0,39	0,38
2500	0,95	0,36	0,35	0,33	0,31	0,29	0,28	0,27	0,25	0,24	0,23
3000	0,95	0,25	0,23	0,22	0,20	0,19	0,18	0,16	0,15	0,14	0,13

Tableau F.12. SBJ C.-B. : tableau de décision pour les points de référence B_{2022} présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(B_t > B_{2022})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,94	0,93	0,93	0,93
500	0	0,89	0,83	0,80	0,77	0,75	0,73	0,72	0,71	0,70	0,69
750	0	0,72	0,64	0,61	0,58	0,55	0,53	0,52	0,51	0,50	0,49
1000	0	0,51	0,44	0,42	0,39	0,37	0,36	0,35	0,34	0,33	0,32
1250	0	0,34	0,29	0,28	0,26	0,24	0,23	0,22	0,21	0,20	0,20
1500	0	0,22	0,19	0,18	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,13	0,12
2000	0	0,10	0,09	0,08	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05
2500	0	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02
3000	0	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01

Tableau F.13. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le point de référence u_{2021} présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(u_t < u_{2021})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031
0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	>0,99
1000	0	1	0,99	0,91	0,80	0,71	0,64	0,59	0,55	0,51	0,48
1250	0	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02
1500	0	0	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
2000	0	0	0	0	0	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
2500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	<0,01	<0,01
3000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tableau F.14. SBJ C.-B. : tableau de décision pour un point de référence de rechange $0,2B_0$ présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1 000	1	1	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 250	1	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
1 500	1	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
2 000	1	1	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93
2 500	1	1	1	>0,99	>0,99	0,98	0,96	0,94	0,90	0,87	0,82
3 000	1	1	>0,99	>0,99	0,98	0,96	0,92	0,86	0,81	0,75	0,69

Tableau F.15. SBJ C.-B. : tableau de décision pour un point de référence alternatif $0,4B_0$ présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0,98	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
500	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
750	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
1 000	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94	0,93	0,93
1 250	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,91	0,90	0,89	0,87
1 500	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,89	0,87	0,85	0,83	0,81
2 000	0,98	0,97	0,95	0,92	0,88	0,85	0,81	0,77	0,73	0,69	0,66
2 500	0,98	0,96	0,92	0,88	0,82	0,77	0,71	0,66	0,60	0,55	0,51
3 000	0,98	0,95	0,90	0,83	0,76	0,69	0,61	0,54	0,49	0,44	0,40

Tableau F.16. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le critère de décision A2 « En voie de disparition » du COSEPAC présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de **prises constantes**. Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0,88	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99
500	0,88	0,89	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92
750	0,88	0,89	0,89	0,89	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,87	0,87
1 000	0,88	0,88	0,87	0,86	0,86	0,84	0,84	0,83	0,82	0,81	0,80
1 250	0,88	0,87	0,85	0,84	0,82	0,81	0,79	0,77	0,75	0,73	0,72
1 500	0,88	0,86	0,84	0,82	0,79	0,76	0,74	0,71	0,69	0,66	0,64
2 000	0,88	0,84	0,80	0,76	0,72	0,68	0,63	0,59	0,55	0,52	0,49
2 500	0,88	0,83	0,77	0,71	0,65	0,58	0,53	0,49	0,45	0,41	0,37
3 000	0,88	0,81	0,73	0,65	0,57	0,51	0,45	0,40	0,35	0,31	0,28

Tableau F.17. SBJ C.-B. : tableau de décision pour le critère de décision A2 « En voie de disparition » du COSEPAC présentant l'année en cours et les projections sur 10 ans pour une gamme de stratégies de prises constantes. Les valeurs sont celles de $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2016 à 2020) étaient de 1 272 t.

PC	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
0	0,48	0,53	0,56	0,59	0,63	0,66	0,68	0,71	0,73	0,75	0,77
500	0,48	0,51	0,52	0,53	0,55	0,55	0,56	0,57	0,58	0,59	0,59
750	0,48	0,50	0,50	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51
1 000	0,48	0,49	0,49	0,48	0,48	0,47	0,46	0,45	0,45	0,44	0,43
1 250	0,48	0,48	0,47	0,46	0,44	0,43	0,42	0,41	0,39	0,38	0,37
1 500	0,48	0,47	0,45	0,43	0,41	0,39	0,38	0,36	0,34	0,33	0,31
2 000	0,48	0,45	0,42	0,39	0,36	0,33	0,30	0,28	0,26	0,24	0,23
2 500	0,48	0,44	0,39	0,35	0,31	0,28	0,25	0,22	0,20	0,18	0,16
3 000	0,48	0,42	0,37	0,31	0,27	0,23	0,20	0,18	0,15	0,13	0,12

F.2.4.1. UGPF – Guide pour l'établissement des TAC

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite fournissent des avis aux gestionnaires sous forme de probabilités que la biomasse actuelle et la biomasse projetée B_t ($t = 2022, \dots, 2032$) dépassent les points de référence (ou que le taux de récolte projeté u_t tombe sous les points de référence fondés sur les prises) avec des politiques de prises constantes (PC). À noter que les années indiquées pour les points de référence fondés sur la biomasse font référence au début de l'année, tandis que les années indiquées pour les points de référence font référence aux années précédant le début (~mi-année). Les tableaux de décision dans le document (tous avec une politique de prises constantes) sont les suivants :

- Tableau F.8 – probabilité que B_t dépasse le PRL, $P(B_t > 0,4B_{RMD})$;
- Tableau F.9 – probabilité que B_t dépasse le PRS, $P(B_t > 0,8B_{RMD})$;
- Tableau F.10 – probabilité que B_t dépasse la biomasse au RMD, $P(B_t > B_{RMD})$;
- Tableau F.11 – probabilité que u_t tombe sous le taux de prises au RMD, $P(u_t < u_{RMD})$;
- Tableau F.12 – probabilité que B_t dépasse la biomasse de l'année en cours, $P(B_t > B_{2022})$;
- Tableau F.13 – probabilité que u_t tombe sous le taux de prise de l'année en cours, $P(u_t < u_{2021})$;
- Tableau F.14 – probabilité que B_t dépasse la limite « non stricte » du MPO, $P(B_t > 0,2B_0)$;
- Tableau F.15 – probabilité que B_t dépasse une biomasse « cible » non fixée par le MPO, $P(B_t > 0,4B_0)$;

Les points de référence fondés sur le RMD qui sont estimés dans un modèle d'évaluation des stocks peuvent être hautement sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité et la dynamique stock-recrutement (Forrest et coll. 2018). Pour cette raison, d'autres pays utilisent des points de référence qui sont exprimés en B_0 plutôt qu'en B_{RMD} (p. ex., N.Z. Min. Fish. 2011), parce que B_{RMD} est souvent mal estimé puisqu'il repose sur des paramètres estimatifs et une pêche constante (bien que B_0 présente plusieurs problèmes similaires). Par conséquent, les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également présentés ici. Il s'agit des valeurs utilisées en Nouvelle-Zélande, $0,2B_0$ étant la « limite non critique » en dessous de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et $0,4B_0$ étant la biomasse « cible » pour les stocks à productivité faible, c'est-à-dire une moyenne autour de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La limite « non critique » est équivalente au point de référence supérieur du stock (PRS, $0,8B_{RMD}$) dans le

Cadre pour la pêche durable du MPO, mais le Cadre pour la pêche durable ne définit pas de biomasse « cible ». En outre, des résultats comparant la biomasse projetée à B_{RMD} et à la biomasse féconde actuelle B_{2022} , et comparant le taux de prises projeté au taux de prises actuel u_{2021} ont été fournis.

L'indicateur A1 du COSEPAC est réservé aux espèces pour lesquelles les causes de déclin sont clairement réversibles, sont comprises et ont cessé. L'indicateur A2 est utilisé lorsque la réduction de la population peut ne pas être réversible, ne pas être comprise ou ne pas avoir cessé. L'analyse du potentiel de rétablissement du sébaste à bouche jaune de 2011 (Edwards et coll. 2012) a placé l'espèce dans la catégorie A2b (le « b » indiquant que la désignation initiale du COSEPAC était fondée sur un « indice d'abondance approprié pour le taxon »). Sous l'indicateur A2, une espèce est considérée comme en voie de disparition ou menacée si le déclin a été d'au moins >50% ou >30% sous le B_0 , respectivement.

Autres tableaux de projections à court terme pour le critère A2 du COSEPAC :

- Tableau F.16 – probabilité que B_t dépasse le statut « Espèce en voie de disparition » ($P(B_t > 0,5B_0)$);
- Tableau F.17 – probabilité que B_t dépasse le statut « Espèce menacée » ($P(B_t > 0,7B_0)$).

F.2.5. SBJ – Analyse de sensibilité

Fourteen analyses de sensibilité ont été effectuées (avec des simulations MCCM complètes) par rapport au cycle central (Exé75 : $M=0,05$, CPUE $c_p=0,3296$) pour vérifier la sensibilité des données sortie à d'autres hypothèses du modèle :

- **S01** (Exé78) – ajout de l'indice de 1997 à la série de relevés sur la COHG : (étiquette : “ajout de l'index COHG 1997”);
- **S02** (Exé79) – estimer M en utilisant une valeur a priori normale : $\mathcal{N}(0,05; 0,01)$ (étiquette : “estimation de M”);
- **S03** (Exé80) – omettre la série des CPUE dans la pêche commerciale (étiquette : “omettre CPUE”);
- **S04** (Exé81) – utiliser la CPUE ajustée par une distribution de Tweedie (étiquette : “CPUE de Tweedie”);
- **S05** (Exé82) – réduire l'écart-type des résidus de recrutement σ_R de 0,9 à 0,6 (étiquette : “sigmaR=0,6”);
- **S06** (Exé83) – augmenter l'écart-type des résidus de recrutement σ_R de 0,9 à 1,2 (étiquette : “sigmaR=1,2”);
- **S07** (Exé84) – réduire de 33% les prises commerciales pour 1965-1995 (étiquette: “réduction des prises 33%”);
- **S08** (Exé85) – augmenter de 50% les prises commerciales pour 1965-1995 (étiquette : “augmentation des prises 50%”);
- **S09** (Exé86) – pondérer à la hausse les échantillons de FA dans le BRC par 3,5 (étiquette: “pondérer à la hausse FA BRC”);
- **S10** (Exé87) – retarder les écarts de recrutement de 1950 à 1970 (étiquette: “débuter écartsR en 1970”);
- **S11** (Exé88) – supprimer l'erreur de détermination de l'âge fondée sur les CV de la longueur selon l'âge (étiquette : “aucune erreur d'âge”);
- **S12** (Exé91) – réduire le taux de variation de $h=0,7$ à $h=0,5$ (étiquette : “taux de variation h=0,5”);

- **S13** (Exé92) – doubler les prises de 2021 de 1 057 t à 2 114 t (étiquette: “double prises 2021”);
- **S14** (Exé93) – utiliser une erreur de détermination de l’âge fondée sur la précision de la détermination (étiquette : “erreur d’âge provenant des lecteurs”).

Tous les cycles de sensibilité ont été repondérés une fois pour : (i) l’abondance, en ajoutant une erreur de processus à la CPUE dans la pêche commerciale (sauf pour S04, parce que l’erreur était déjà élevée), et (ii) la composition, en multipliant la taille de l’échantillon de FA de la pêche au chalut au moyen d’une méthode de rapport de la moyenne harmonique (Annexe E, Tableau F.18). L’erreur de processus ajoutée à la CPUE commerciale pour toutes les sensibilités (sauf S04) était la même que celle adoptée dans le cycle central B3 (E75) (CPUE=0,3296), selon une analyse de spline (Annexe E). Aucune erreur de processus supplémentaire n’a été ajoutée aux indices des relevés puisque l’erreur observée était déjà élevée.

Tableau F.18. Pondération des fréquences d’âge utilisés pour le cycle central (B3) et 14 cycles composant le scénario de sensibilité.

Sens	Exé	Chalut	BRC	COIV	COHG	GIG
B3	E75	6,321921	0,25	0,25	0,25	0,25
S01	E78	6,325070	0,25	0,25	0,25	0,25
S02	E79	6,408812	0,25	0,25	0,25	0,25
S03	E80	10,279413	0,25	0,25	0,25	0,25
S04	E81	10,440879	0,25	0,25	0,25	0,25
S05	E82	6,449762	0,25	0,25	0,25	0,25
S06	E83	6,222421	0,25	0,25	0,25	0,25
S07	E84	6,253996	0,25	0,25	0,25	0,25
S08	E85	6,389155	0,25	0,25	0,25	0,25
S09	E86	6,321921	3,50	0,25	0,25	0,25
S10	E87	5,997195	0,25	0,25	0,25	0,25
S11	E88	5,241267	0,25	0,25	0,25	0,25
S12	E91	6,326616	0,25	0,25	0,25	0,25
S13	E92	6,358515	0,25	0,25	0,25	0,25
S14	E93	6,055056	0,25	0,25	0,25	0,25

Le « meilleur ajustement » au MDP (mode de distribution a posteriori) a servi de point de départ d’une recherche bayésienne dans les distributions a posteriori conjuguées des paramètres à l’aide de la procédure de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM). Contrairement aux évaluations antérieures du sébaste de la Colombie-Britannique, pour lesquelles une procédure de Metropolis à marche aléatoire a été utilisée, des cycles de sensibilité (comme pour les composants du scénario de référence) ont été évalués à l’aide d’un algorithme « sans retour » (No U-Turn Sampling; NUTS), afin de réduire le temps d’évaluation de plusieurs jours à quelques heures. À l’exception de S02 (estimation de M), tous les cycles de sensibilité ont convergé pour l’algorithme NUTS lorsqu’on utilisait 8 chaînes parallèles de 500 échantillons chacune en éliminant les 250 premiers de chaque chaîne. Les 8 ensembles de 250 échantillons restants ont été fusionnés de manière à obtenir 2 000 échantillons par cycle de sensibilité. Le fait d’utiliser un plus grand nombre de simulations avec un amincissement n’a pas amélioré l’ajustement à S02 (estimation de M), mais cela a toutefois permis d’éliminer l’autocorrélation.

Les différences entre les cycles de sensibilité (y compris le cycle central) sont résumées dans les tableaux des estimations des médianes des paramètres (Tableau F.19) et des médianes des quantités fondées sur le RMD (Tableau F.20). Les résultats de sensibilité sont présentés dans :

- Figure F.33 – tracés des résultats pour les chaînes des échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.34 – tracés diagnostiques des chaînes fractionnées pour les échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.35 – tracés diagnostiques de l'autocorrélation pour les échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.36 – trajectoires de la médiane de B_t (tonnes);
- Figure F.37 – trajectoires de la médiane de B_t/B_0 ;
- Figure F.38 – trajectoires de la médiane des écarts de recrutement;
- Figure F.39 – trajectoires de la médiane du recrutement R_t (en milliers de poissons d'âge 0);
- Figure F.40 – trajectoires de la médiane du taux de récolte u_t ;
- Figure F.41 – diagrammes des quantiles des paramètres sélectionnés pour les cycles de sensibilité;
- Figure F.42 – diagrammes des quantiles des quantités dérivées sélectionnées pour les cycles de sensibilité;
- Figure F.43 – diagrammes de l'état des stocks de B_{2022}/B_{RMD} .

F.2.5.1. Diagnostics de sensibilité

Les tracés diagnostiques (Figures F.33 à F.35) semblent indiquer que huit cycles de sensibilité ont présenté un bon comportement pour les MCCM, quatre étaient passables, un était médiocre et un était inacceptable avec une faible crédibilité.

- Bon – aucune tendance dans les tracés, alignement des chaînes fractionnées, aucune corrélation :
 - S01 (ajout de l'indice COHG 1997)
 - S04 (CPUE de Tweedie)
 - S06 (sigmaR=1,2)
 - S07 (réduction des prises 33%)
 - S08 (augmentation des prises 50%)
 - S12 (taux de variation h=0,5)
 - S13 (doubler prises 2021)
 - S14 (erreur d'âge provenant des lecteurs)
- Marginal – tendance du tracé interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation :
 - S03 (omettre CPUE)
 - S05 (sigmaR=0,6)
 - S09 (pondérer à la hausse FA BRC)
 - S11 (aucune erreur d'âge)
- Médiocre – tendance du tracé qui fluctue considérablement ou qui affiche une augmentation ou une diminution persistante, chaînes fractionnées qui diffèrent l'une de l'autre, autocorrélation importante :
 - S10 (débuter écartsR en 1970)
- Inacceptable – tendance du tracé qui indique une augmentation ou une diminution persistante qui n'a pas été stabilisée, chaînes fractionnées qui diffèrent considérablement l'une de l'autre, autocorrélation persistante :
 - S02 (estimation de M)

Le cycle qui a estimé M (S02) n'a peut-être pas convergé et les diagnostics inacceptables suggèrent une instabilité dans le modèle. De plus, la valeur a posteriori pour M_1 (femelles), 0,070 (0,060, 0,078), est passée largement au-dessus de la valeur a priori de $\mathcal{N}(0,05, 0,01)$. Bien qu'une valeur plus élevée de M puisse convenir pour cette espèce, elle n'a pas été soutenue par les données disponibles lors de l'utilisation de la plateforme de modélisation SS.

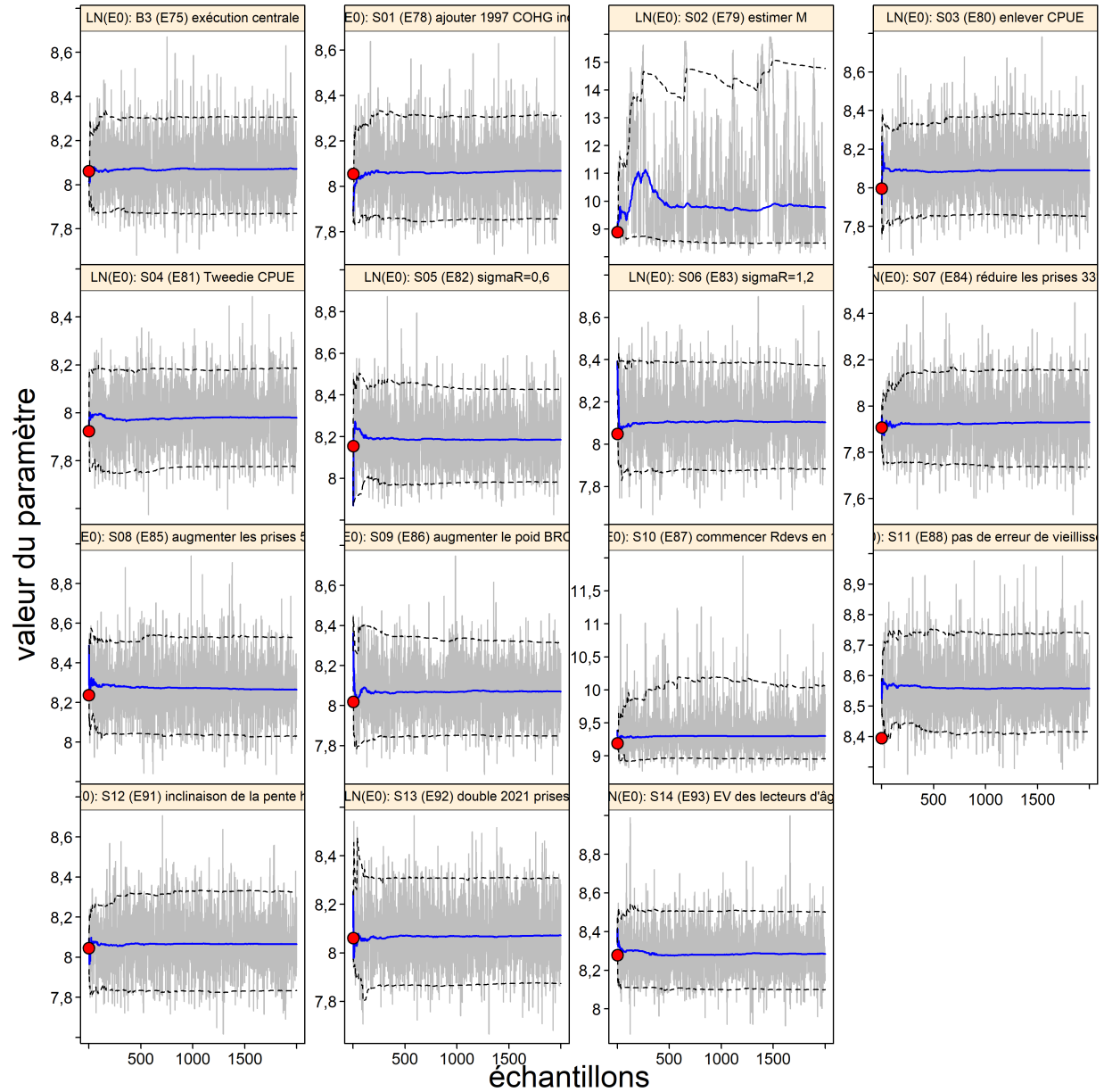


Figure F.33. Sensibilité R_0 pour le SBJ : tracés MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 2 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes bleues pleines la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes pointillées les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

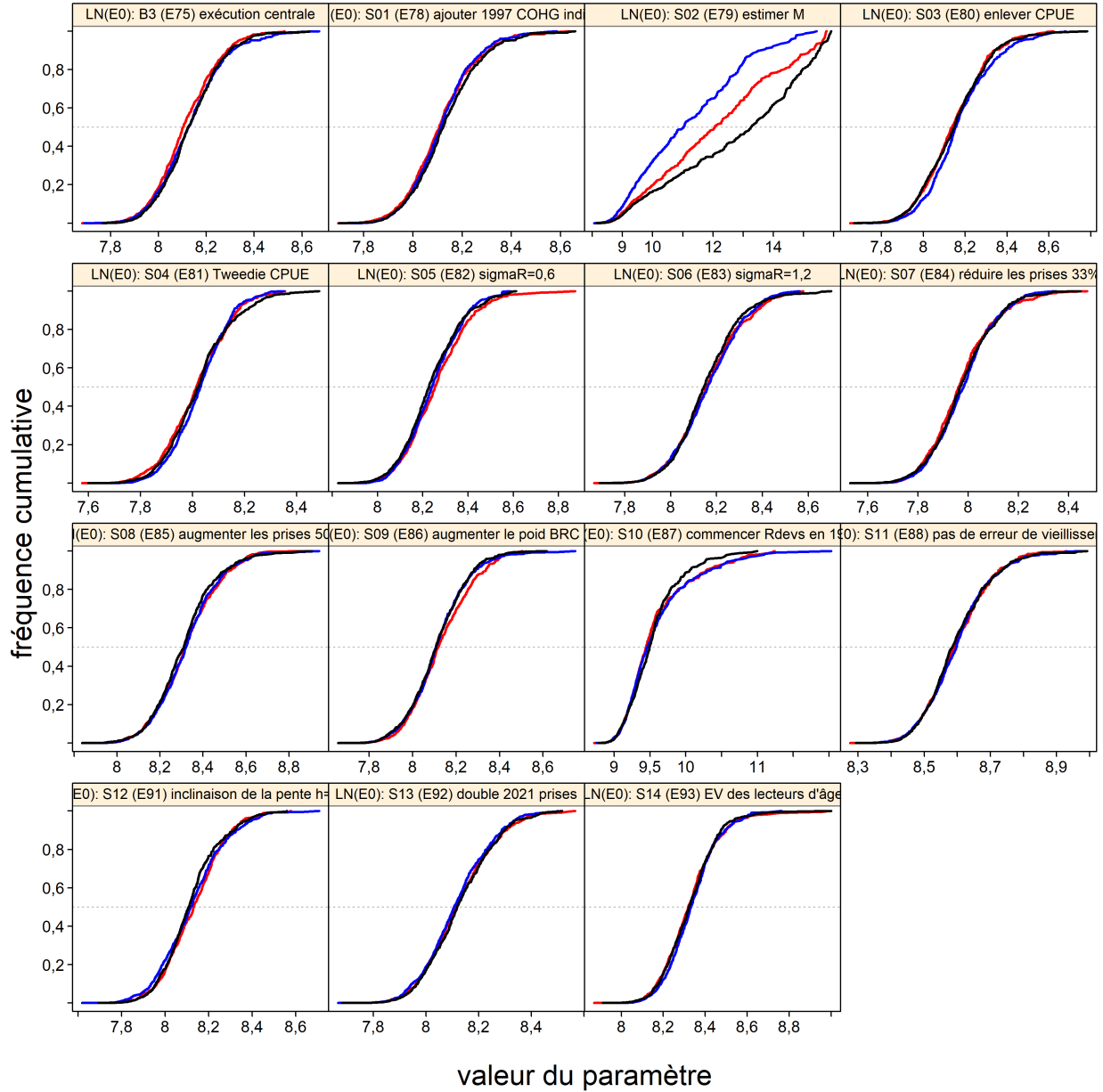


Figure F.34. Sensibilité R_0 pour le SBJ : tracés diagnostiques obtenus en divisant la chaîne MCMC de 2000 MCMC échantillons en trois segments, et en superposant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du dernier segment (noir).

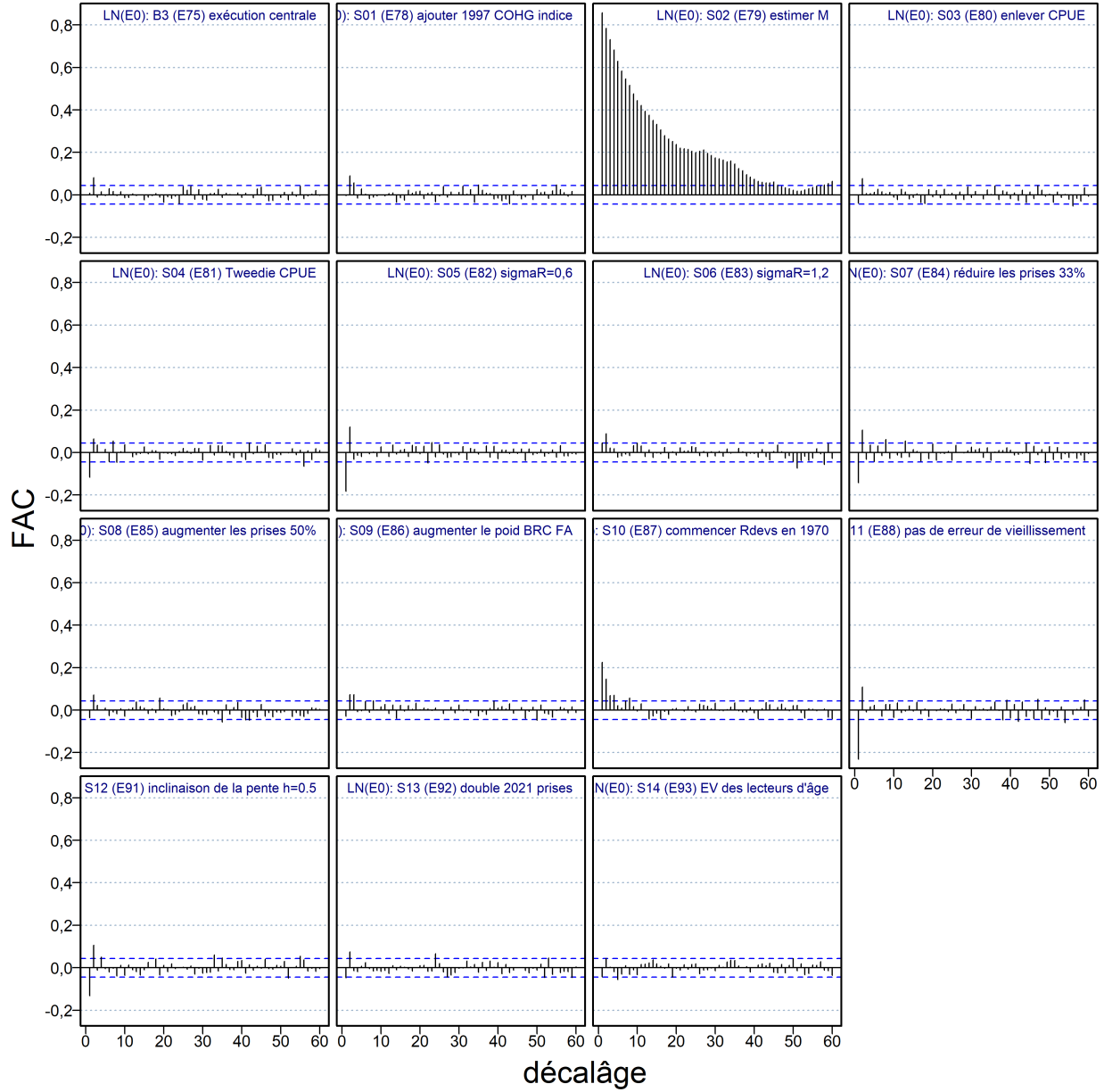


Figure F.35. Sensibilité R_0 pour le SBJ : tracés d'autocorrélation pour les paramètres estimés provenant des résultats MCCM. Les lignes bleues pointillées horizontales délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble des corrélations décalées de chaque paramètre.

F.2.5.2. Comparaison des sensibilités

Les trajectoires des médianes de B_t par rapport à B_0 (Figure F.37) indiquent que la plupart des sensibilités suivaient la trajectoire du cycle central avec une certaine variation, alors que trois scénarios s'en écartaient considérablement (S02, S10, S11). Bien que l'estimation de M (S02) ait suivi la trajectoire du cycle central, elle est demeurée constamment au-dessus de ce dernier et constituait l'un des scénarios les plus optimistes. Cependant, ce cycle n'a probablement pas convergé et ces résultats doivent être interprétés avec prudence.

Le cycle le plus pessimiste était celui sans correction de l'erreur de détermination de l'âge (EA) (S11), suivi du cycle utilisant une autre erreur de détermination de l'âge fondée sur les CV de l'âge calculés à partir des estimations de la précision des lecteurs d'otolithes (S14), ce qui indique qu'il est important de tenir compte de l'erreur de détermination de l'âge pour éliminer le biais, négatif dans les deux cas. La trajectoire du cycle des EA fondées sur les CV de l'âge (S14) se situe entre celle du cycle sans erreur d'âge (S11) et celle du cycle central (B3) pour le scénario de référence, qui utilise l'erreur de détermination de l'âge fondée sur les CV des longueurs selon l'âge.

Alors que S11 et S14 ont estimé des valeurs de B_0 plus élevées (médiane = 41 400 t et 32 150 t, respectivement) par rapport au cycle central (médiane = 26 000 t), les estimations médianes de l'état actuel des stocks relativement à B_0 étaient plus faibles (S11=0,39, S14=0,55, B3=0,69). La valeur de B_0 plus élevée laisse croire que les cycles utilisant des ajustements en fonction d'erreurs de détermination de l'âge absentes/plus faibles estimaient un stock plus productif (les valeurs médianes du RMD étaient de 62% et 24% supérieures à l'estimation du cycle central; Tableau F.20). Il est toutefois plus probable que ces modèles ont sacrifié la biomasse à l'équilibre initiale et les premiers recrutements pour obtenir le meilleur ajustement aux données. On le voit sur la Figure F.36, les deux cycles utilisant d'autres hypothèses d'erreur de détermination de l'âge (S11 et S14) commençant à des niveaux supérieurs à B3 (médiane de B_0 : S11=41 767, S14=32 151, B3=26 065; Tableau F.20), mais entre 1970 et 1980, les trois modèles ont convergé vers des niveaux semblables de la biomasse absolue après l'entrée en vigueur de la contrainte des données. Les cycles S11 et S14 ont ajusté la biomasse initiale et les premiers recrutements pour mieux les ajuster aux données, compte tenu des différentes hypothèses d'erreur de détermination de l'âge. Lorsque les trajectoires des trois modèles ont atteint 2022, elles estimaient des niveaux semblables de la biomasse médiane de femelles reproductrices : S11=16 389; S14=18 482, B3=18 027 (Tableau F.20). L'estimation la plus faible pour B_{2022} par S11 (comparativement à B3 et S14) s'explique par les faibles écarts de recrutement estimés par ce modèle à la fin des années 1990. L'utilisation (ou l'absence) de l'erreur de détermination de l'âge a montré que ce processus avait une incidence importante sur les résultats du modèle. Le modèle sans erreur de détermination de l'âge (S11) estimait des pics de recrutement largement répartis sur les années adjacentes, tandis qu'une hypothèse d'une erreur importante de détermination de l'âge (B3, cycle central) concentrait le recrutement sur une seule année. L'hypothèse d'une erreur intermédiaire de détermination de l'âge (S14) se situe entre les deux extrêmes de S11 et B3, avec les deux premiers pics de recrutement répartis moins largement entre les années que dans S11. Cette question est apparue comme un axe potentiel d'incertitude pendant la réunion d'examen régional par les pairs et devrait être explorée dans les évaluations futures. Les auteurs ont choisi l'hypothèse de l'erreur importante de détermination de l'âge parce que les événements de recrutement d'une seule année correspondaient aux tendances attendues du cycle biologique du sébaste.

Le cycle qui estimait les écarts de recrutement à partir de 1970 plutôt que de 1950 (S10) a suivi une trajectoire bien inférieure au cycle central avant de se rapprocher d'une estimation de l'état actuel (2022) du stock supérieure à celle produite par le cycle qui estimait M . La raison de ce résultat peut être observée sur la F.38, où le cycle S10 a estimé les écarts de recrutement les plus élevés de tous les cycles pendant la période basse de la fin des années 1990. Le cycle S10 a ensuite estimé des écarts de recrutement plus élevés les années suivantes comparativement à la plupart des autres cycles. Ce comportement compensatoire est responsable de l'état très optimiste des stocks estimé par ce cycle. S10 a également estimé un niveau élevé irréaliste de la biomasse de femelles reproductrices comparativement à tous les autres cycles, sauf S02 (Figure F.36).

L'abandon de la série des CPUE (S03) a produit des estimations plus élevées de l'état actuel. Ce cycle a toutefois augmenté la pondération de la fréquence d'âge dans la pêche, parce que l'incertitude dominante dans S03 était l'erreur relative élevée associée aux relevés. Le rapport de la moyenne harmonique augmentait avec la pondération des données sur les fréquences d'âge dans la pêche (Tableau F.18) parce que ces données étaient relativement plus informatives que les autres données du modèle.

Le cycle S09, qui augmentait la pondération des fréquences d'âge dans les relevés dans le bassin de la Reine-Charlotte, illustre pourquoi nous avons choisi de réduire la pondération des données disponibles sur les fréquences d'âge dans les relevés. Ce modèle a estimé un âge à la sélectivité maximale qui était inférieur de trois ans par rapport au cycle central (médiane de μ_2 dans S09 = 10,8, médian de μ_2 dans B3 = 13,7; Tableau F.19). En ajustant la fonction de sélectivité à gauche, ce modèle a estimé deux grandes classes d'âge récentes (en 2010 et en 2015) qui étaient absentes dans tous les autres cycles du modèle (Figures F.39 & F.38). Ces fortes classes d'âge ont donné une estimation très optimiste de l'état actuel des stocks (médiane = $0,75B_0$), et leur propagation donnerait probablement des projections optimistes. Bien que ces classes d'âge puissent en fait exister, il semblait peu judicieux de laisser ces quelques observations incertaines dans un seul relevé générer un degré d'optimisme aussi élevé.

Les estimations des paramètres variaient peu entre les cycles de sensibilité (Figure F.41), à l'exception de S02 (estimation de M) et de S09 (pondérer à la hausse les FA des relevés dans le BRC). Les quantités dérivées fondées sur le RMD (Figure F.42) présentaient des valeurs élevées non réalistes du RMD et de B_0 pour S02 et S10 (estimation retardée des écarts de recrutement).

L'état des stocks (B_{2022}/B_{RMD}) en ce qui concerne les sensibilités (Figure F.43) se situe toujours dans la zone saine du MPO, y compris le cycle le plus pessimiste, S11, qui n'applique aucune correction pour tenir compte des erreurs de détermination de l'âge.

Tableau F.19. SBJ C.-B. : valeurs médianes des échantillons MCCM pour les principaux paramètres estimés, comparant le cycle central aux 14 cycles de sensibilité (2 000 échantillons chacun). C =central, E = exécution ou cycle, S = sensibilité. Les chiffres en indice autres que ceux de R_0 et M indiquent les types d'engins suivants g : 1 = CPUE chalut de fond, 2 = BRC relevé synoptique, 3 = COIV relevé synoptique, 4 = COHG relevé synoptique et 5 = GIG données historiques. Cycles de sensibilité : S01 = ajout de l'indice COHG 1997, S02 = estimation de M , S03 = omettre CPUE, S04 = CPUE de Tweedie, S05 = $\sigma R=0,6$, S06 = $\sigma R=1,2$, S07 = réduction des prises 33%, S08 = augmentation des prises 50%, S09 = pondérer à la hausse FA BRC, S10 = débiter écarts R en 1970, S11 = aucune erreur d'âge, S12 = taux de variation $h=0,5$, S13 = doubler prises 2021, S14 = erreurs d'âge provenant des lecteurs

Par.	B3(E75)	S01(E78)	S02(E79)	S03(E80)	S04(E81)	S05(E82)	S06(E83)	S07(E84)	S08(E85)	S09(E86)	S10(E87)	S11(E88)	S12(E91)	S13(E92)	S14(E93)
$\log R_0$	8,073	8,067	9,767	8,090	7,979	8,186	8,104	7,929	8,265	8,070	9,302	8,558	8,066	8,072	8,284
μ_1	11,61	11,60	11,59	11,72	11,79	11,54	11,64	11,62	11,58	11,32	11,70	11,75	11,59	11,59	11,81
μ_2	13,72	13,58	13,87	13,76	13,67	13,78	13,71	13,63	13,73	10,79	14,21	13,74	13,72	13,68	13,70
μ_3	13,68	13,52	13,80	13,72	13,65	13,59	13,80	13,52	13,68	13,89	14,03	13,59	13,72	13,68	13,85
μ_4	10,68	10,74	10,71	10,75	10,74	10,76	10,68	10,73	10,77	10,59	10,83	10,69	10,74	10,73	10,75
μ_5	15,94	15,78	15,76	15,68	15,83	15,84	15,94	15,88	15,83	15,99	15,80	16,02	15,89	15,84	15,91
$\log v_{L1}$	2,067	2,063	2,038	2,152	2,172	2,038	2,072	2,061	2,055	1,956	2,063	2,197	2,061	2,062	2,180
$\log v_{L2}$	3,996	3,972	3,950	3,990	4,004	4,029	3,970	3,988	3,991	3,193	4,027	3,977	3,999	3,991	3,979
$\log v_{L3}$	3,814	3,847	3,833	3,832	3,829	3,838	3,840	3,827	3,842	3,756	3,823	3,833	3,842	3,827	3,837
$\log v_{L4}$	2,050	2,040	2,046	2,044	2,046	2,054	2,060	2,041	2,047	2,055	2,046	2,055	2,045	2,044	2,061
$\log v_{L5}$	4,929	4,908	4,927	4,935	4,954	4,910	4,898	4,983	4,965	4,939	4,882	4,906	4,919	4,941	4,916
M_1	—	—	0,07010	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
M_2	—	—	0,06822	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Tableau F.20. SBJ C.-B. : médianes des quantités dérivées par la méthode MCCM à partir des valeurs a posteriori respectives du cycle central et des 14 cycles de sensibilité (2 000 échantillons chacun). Définitions : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures), B_{2022} – biomasse féconde à la fin de 2022, u_{2022} – taux de récolte (rapport prises totales/biomasse vulnérable) au milieu de 2022, u_{max} – taux de récolte maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux de récolte maximal de 1935 à 2021), RMD – rendement maximal durable à l'équilibre, B_{RMD} – biomasse féconde à l'équilibre au RMD, u_{RMD} – taux de récolte à l'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMD) sont en tonnes. Cycles (ou exécutions) de sensibilité : S01 = ajout de l'indice COHG 1997, S02 = estimation de M, S03 = omettre CPUE, S04 = CPUE de Tweedie, S05 = $\sigma R=0,6$, S06 = $\sigma R=1,2$, S07 = réduction des prises 33%, S08 = augmentation des prises 50%, S09 = pondérer à la hausse FA BRC, S10 = débiter écartsR en 1970, S11 = aucune erreur d'âge, S12 = taux de variation $h=0,5$, S13 = doubler prises 2021, S14 = erreur d'âge provenant des lecteurs

Quantité	B3(E75)	S01(E78)	S02(E79)	S03(E80)	S04(E81)	S05(E82)	S06(E83)	S07(E84)	S08(E85)	S09(E86)	S10(E87)	S11(E88)	S12(E91)	S13(E92)	S14(E93)
B_0	26 065	25 959	76 859	26 252	23 561	29 859	26 421	22 621	31 784	26 118	93 667	41 767	26 063	26 114	32 151
B_{2022}	18 027	17 578	93 063	22 521	17 071	21 577	17 537	16 126	21 845	20 296	111 764	16 389	18 271	17 558	18 482
B_{2022}/B_0	0,693	0,682	1,21	0,869	0,730	0,720	0,665	0,713	0,694	0,780	1,19	0,391	0,697	0,676	0,577
u_{2022}	0,0234	0,0240	0,00457	0,0195	0,0249	0,0200	0,0235	0,0262	0,0194	0,0184	0,00395	0,0241	0,0234	0,0472	0,0223
u_{max}	0,0484	0,0490	0,0119	0,0444	0,0495	0,0449	0,0493	0,0450	0,0626	0,0443	0,0181	0,0501	0,0477	0,0495	0,0485
RMD	1 040	1 034	4 294	1 056	947	1 163	1 073	901	1 261	1 033	3 561	1 684	709	1 038	1 286
B_{RMD}	7 593	7 553	21 976	7 725	6 919	8 498	7 836	6 579	9 210	7 579	25 939	12 344	9 575	7 587	9 382
$0,4B_{RMD}$	3 037	3 021	8 790	3 090	2 768	3 399	3 134	2 631	3 684	3 032	10 376	4 938	3 830	3 035	3 753
$0,8B_{RMD}$	6 074	6 043	17 581	6 180	5 535	6 798	6 269	5 263	7 368	6 063	20 751	9 875	7 660	6 070	7 506
B_{2022}/B_{RMD}	2,39	2,34	4,22	2,95	2,49	2,53	2,24	2,46	2,39	2,69	4,30	1,32	1,91	2,33	1,98
B_{RMD}/B_0	0,292	0,292	0,290	0,295	0,294	0,285	0,299	0,293	0,291	0,291	0,277	0,297	0,370	0,292	0,294
u_{RMD}	0,0464	0,0464	0,0550	0,0463	0,0464	0,0463	0,0464	0,0464	0,0464	0,0462	0,0464	0,0463	0,0281	0,0464	0,0464
u_{2022}/u_{RMD}	0,505	0,517	0,0827	0,420	0,537	0,432	0,507	0,565	0,418	0,398	0,0850	0,520	0,833	1,02	0,482

Tableau F.21. Valeurs de vraisemblance logarithmique des cycles (ou exécutions) central et de sensibilité pour les indices de relevés, la composition selon l'âge (FA), le recrutement, et le total (les composants de vraisemblance logarithmique ne sont pas tous présentés ici)

Cycle de sens.	Étiquette	CPUE	BRC	COIV	COHG	GIG	Index	FA	Recrut.	Total
S00 (E75)	cycle central	-18,1	0,870	7,92	19,7	14,5	24,9	456	41,9	635
S01 (E78)	ajout de l'indice COHG 1997	-18,1	0,909	7,92	19,1	14,5	24,3	456	42,0	635
S02 (E79)	estimation de M	-17,0	0,425	7,94	18,9	14,6	24,9	457	39,3	635
S03 (E80)	omettre CPUE	0	0,659	7,94	19,2	14,3	42,2	706	51,8	912
S04 (E81)	CPUE de Tweedie	-22,5	0,957	7,95	19,7	14,5	20,7	715	52,2	900
S05 (E82)	sigmaR=0,6	-16,8	0,610	7,75	19,4	14,2	25,2	483	55,5	675
S06 (E83)	sigmaR=1,2	-18,5	0,934	8,03	19,7	14,6	24,7	442	39,6	619
S07 (E84)	réduction des prises 33%	-18,4	1,12	7,89	20,1	13,7	24,4	452	42,4	630
S08 (E85)	augmentation des prises 50%	-17,4	0,572	7,94	19,2	15,4	25,8	460	42,9	640
S09 (E86)	pondérer à la hausse FA BRC	-18,5	0,681	7,84	20,0	14,4	24,4	627	51,0	818
S10 (E87)	débuter écartsR en 1970	-8,07	-0,807	8,25	16,4	12,1	27,9	540	21,0	701
S11 (E88)	aucune erreur d'âge	-17,9	0,964	7,82	19,9	14,5	25,3	387	35,1	560
S12 (E91)	taux de variation h=0,5	-18,0	0,927	7,88	19,8	14,5	25,0	457	42,3	636
S13 (E92)	doubler prises 2021	-18,1	0,872	7,92	19,7	14,5	24,9	459	42,0	638
S14 (E93)	erreur d'âge provenant des lecteurs	-17,9	0,735	7,95	19,4	14,4	24,7	443	40,7	621

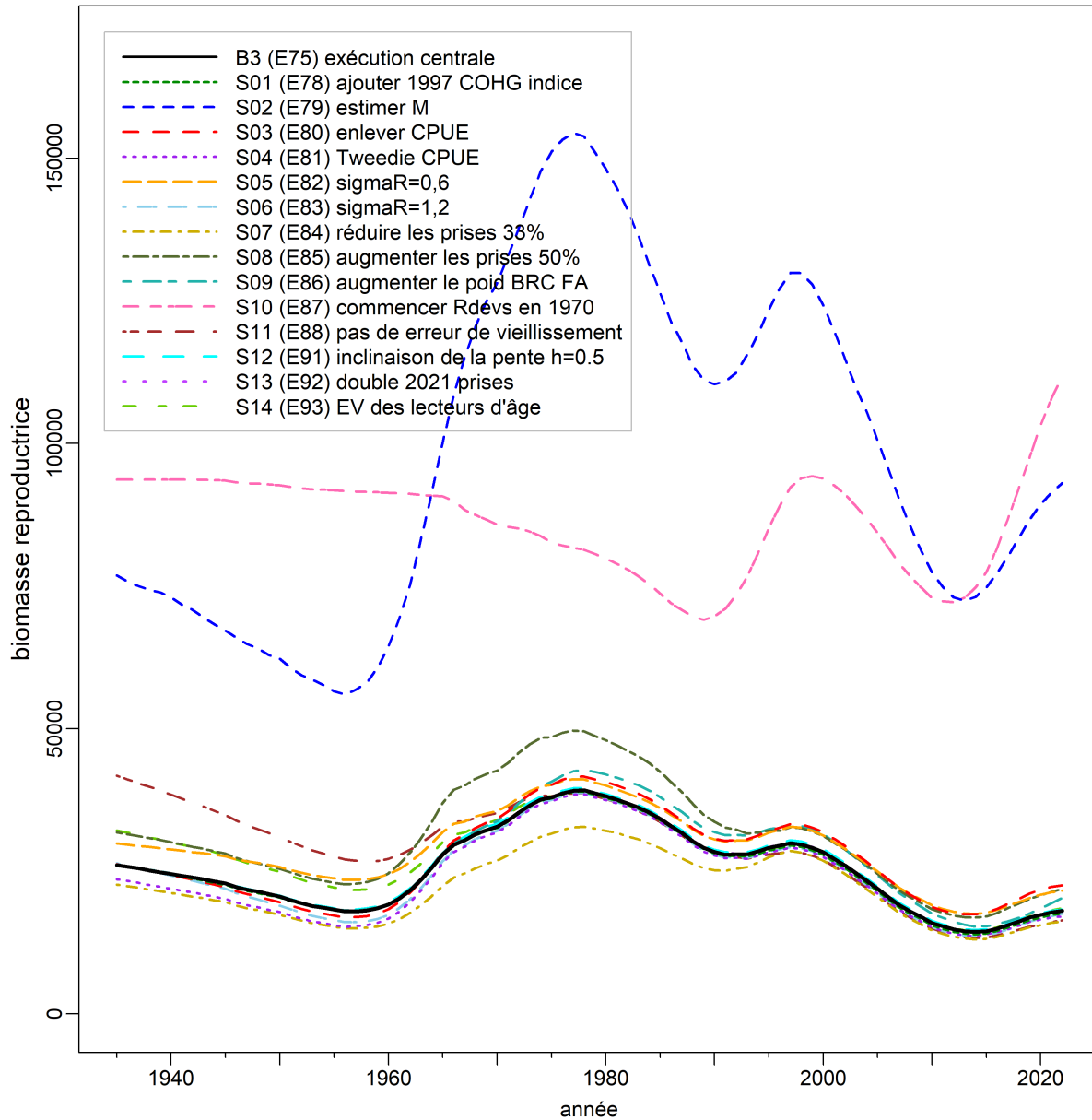


Figure F.36. Cycles de sensibilité du SBJ : trajectoires du modèle de la biomasse féconde médiane (tonnes) pour le cycle central du scénario de référence composite.

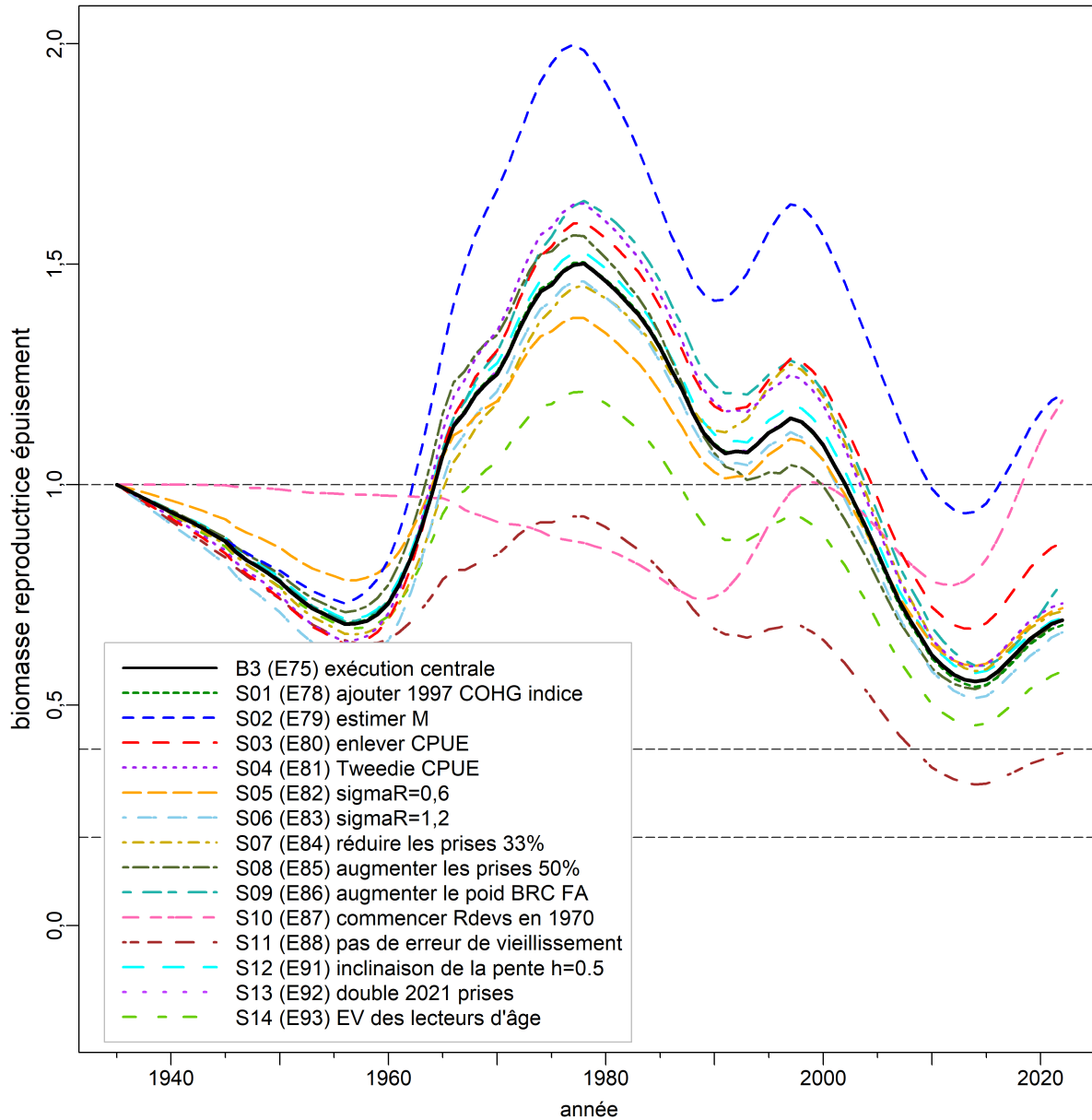


Figure F.37. Cycles de sensibilité du SBJ : trajectoires du modèle de la biomasse féconde médiane en proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre (B_t/B_0) pour le cycle central du scénario de référence et 14 cycles de sensibilité. Les lignes tiretées horizontales indiquent les points de référence utilisés par d'autres administrations : $0,2B_0$ (\sim PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible au-dessus de la B_{RMD}) et B_0 (biomasse féconde à l'équilibre).

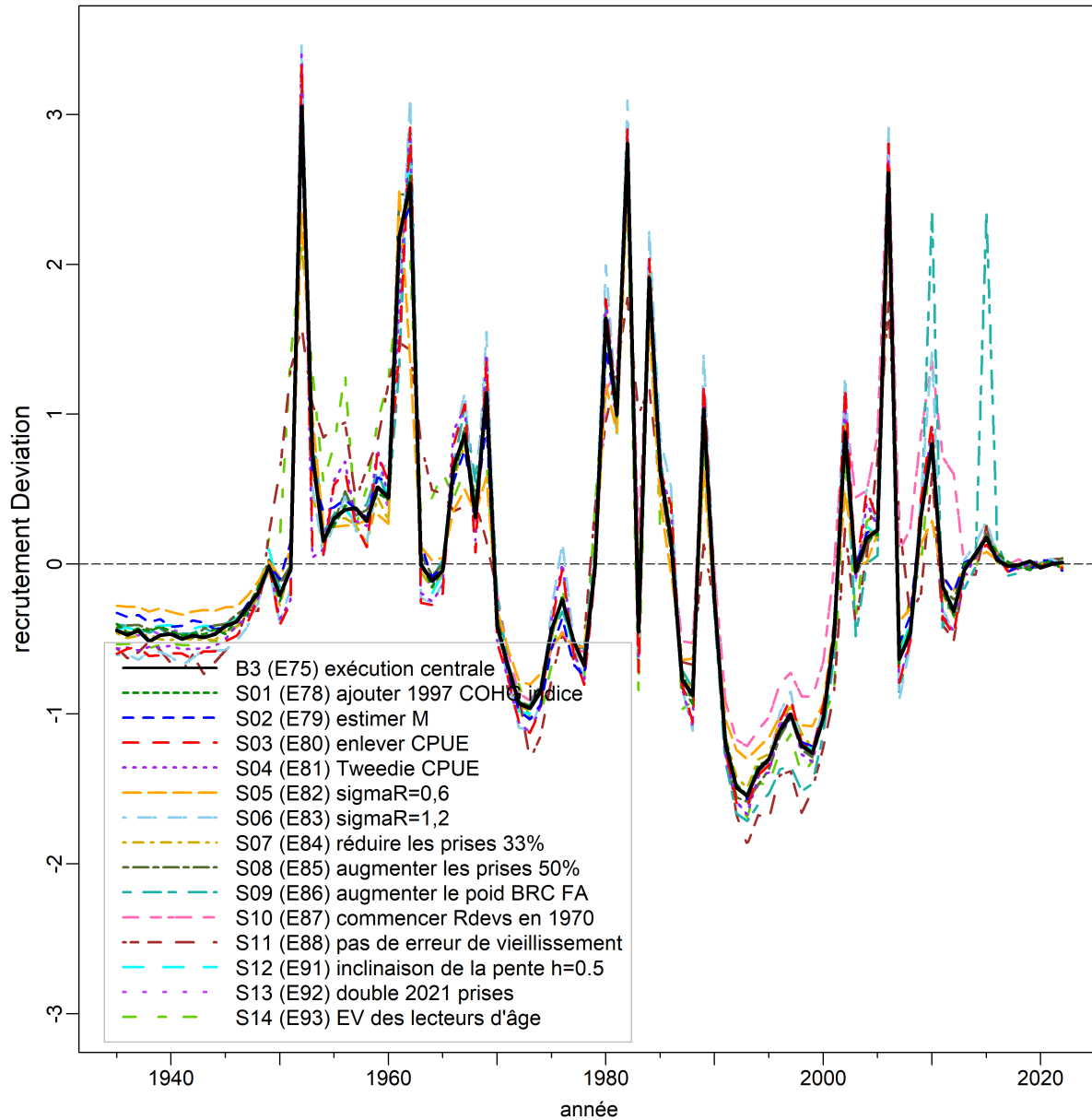


Figure F.38. Cycles de sensibilité du SBJ : trajectoires du modèle des écarts de recrutement médians pour le cycle central du scénario de référence et 14 cycles de sensibilité.

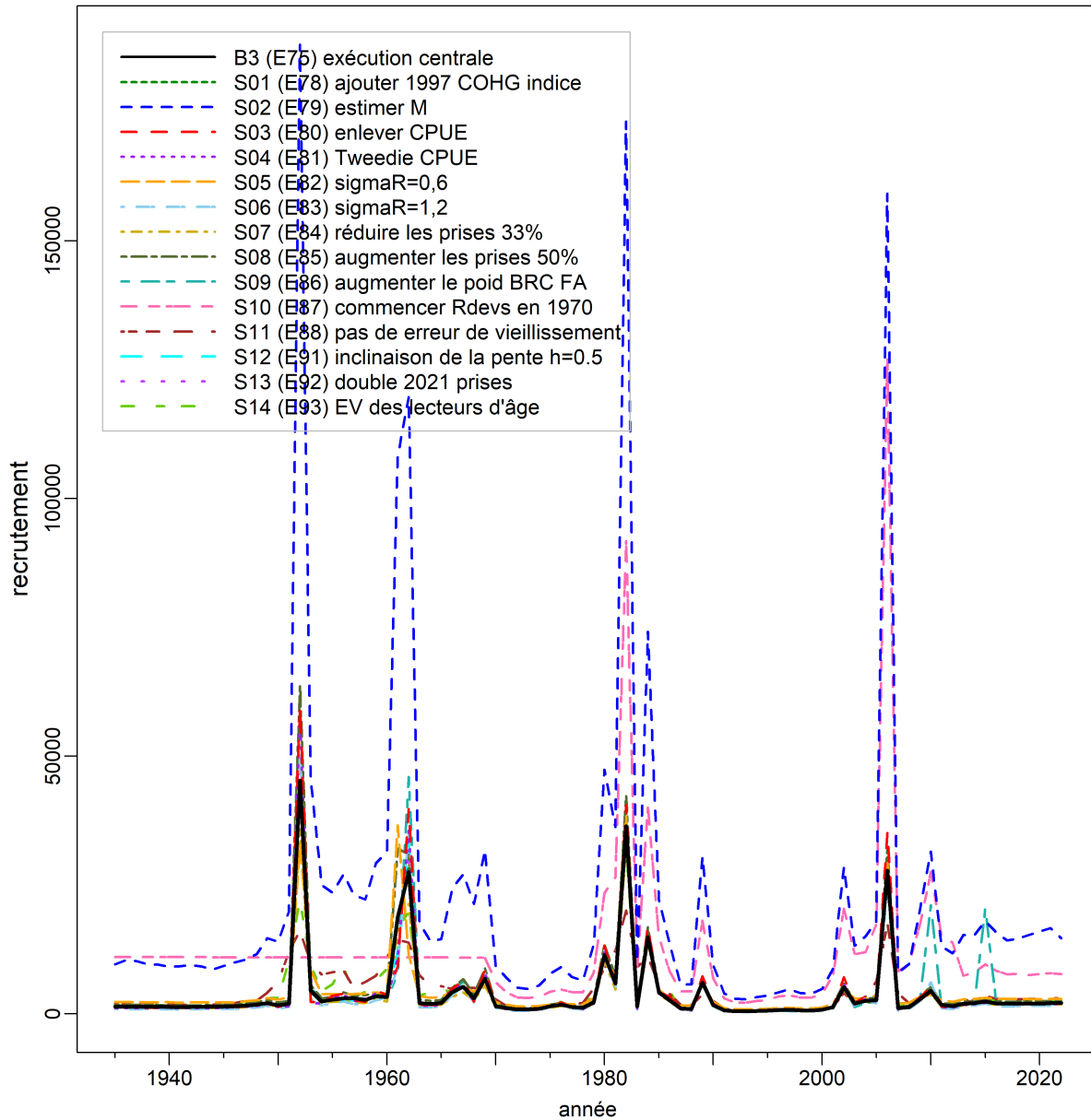


Figure F.39. Cycles de sensibilité du SBJ : trajectoires du modèle du recrutement médian des poissons d'un an (R_t , en milliers) pour le cycle central du scénario de référence et 14 cycles de sensibilité.

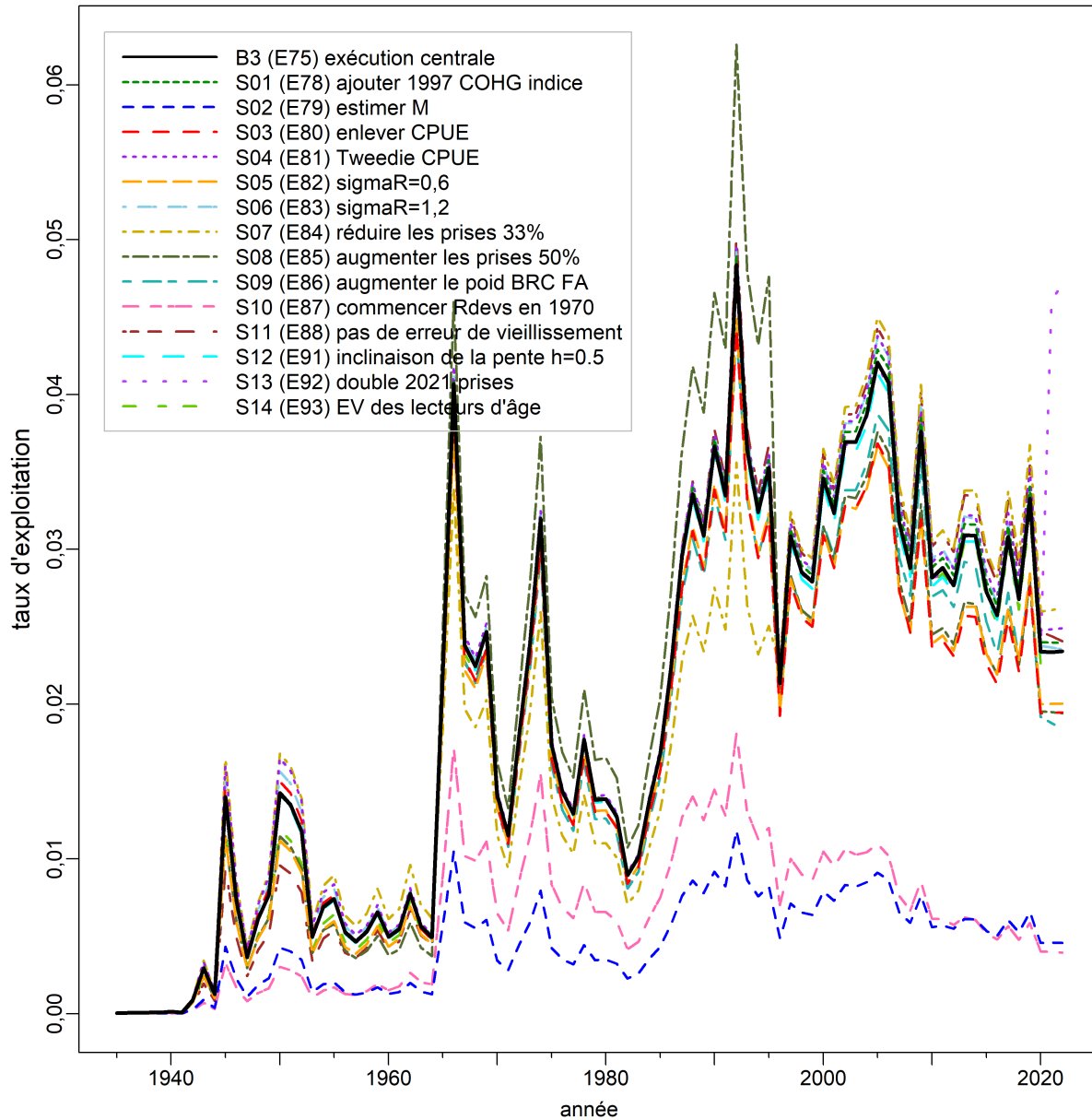


Figure F.40. Cycles de sensibilité du SBJ : trajectoires du modèle du taux de récolte médian de la biomasse vulnérable (u_t) pour le cycle central du scénario de référence et 14 cycles de sensibilité.

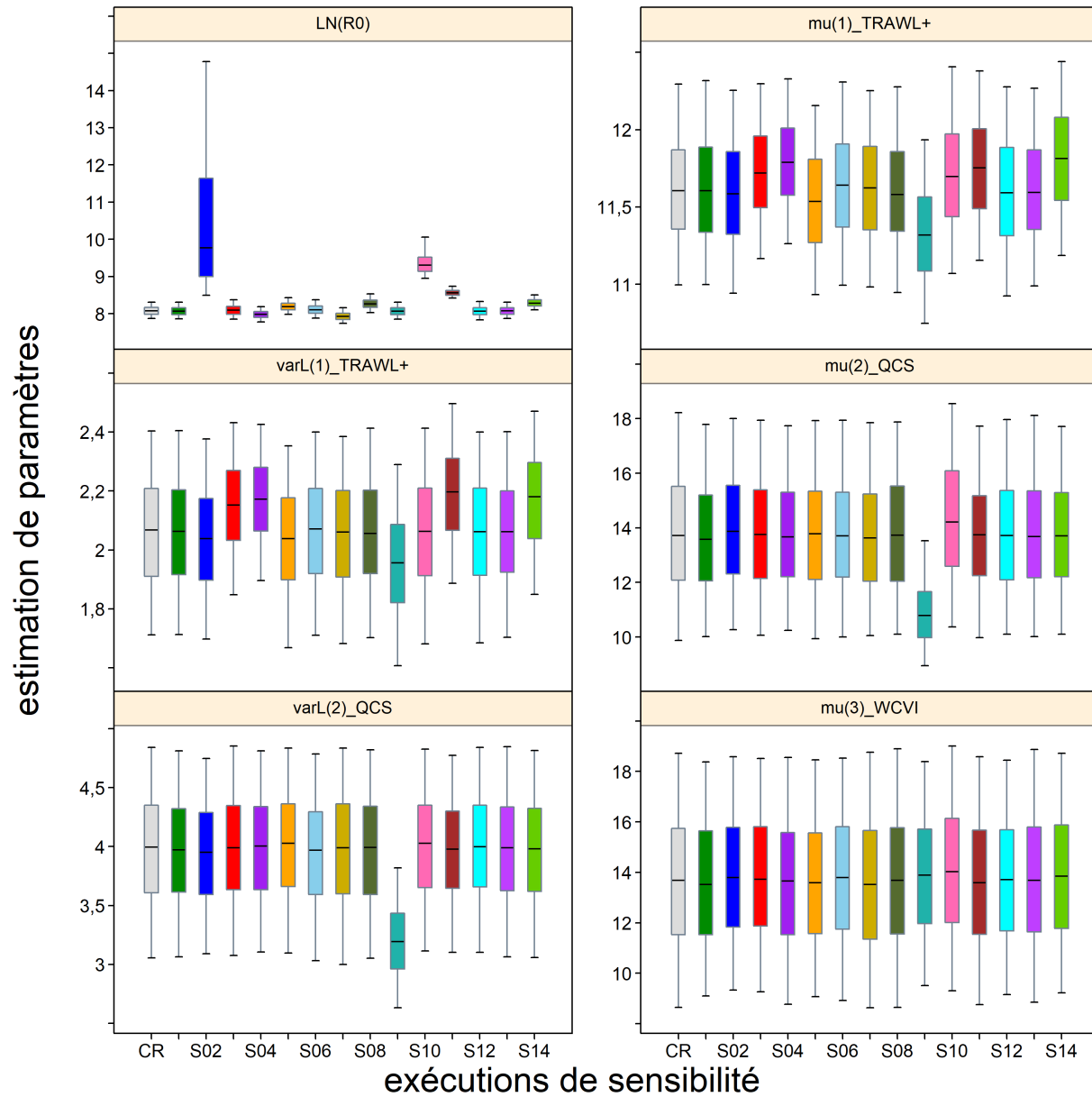


Figure F.41. Cycles de sensibilité du SBJ : diagramme des quantiles des estimations des paramètres sélectionnés ($\log R_0$, $\mu_{g=1,2,3}$, $\log v_{Lg=1,2}$) comparant le cycle central avec 14 cycles de sensibilité. Voir le texte sur les nombres des sensibilités. Les tracés en boîte délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

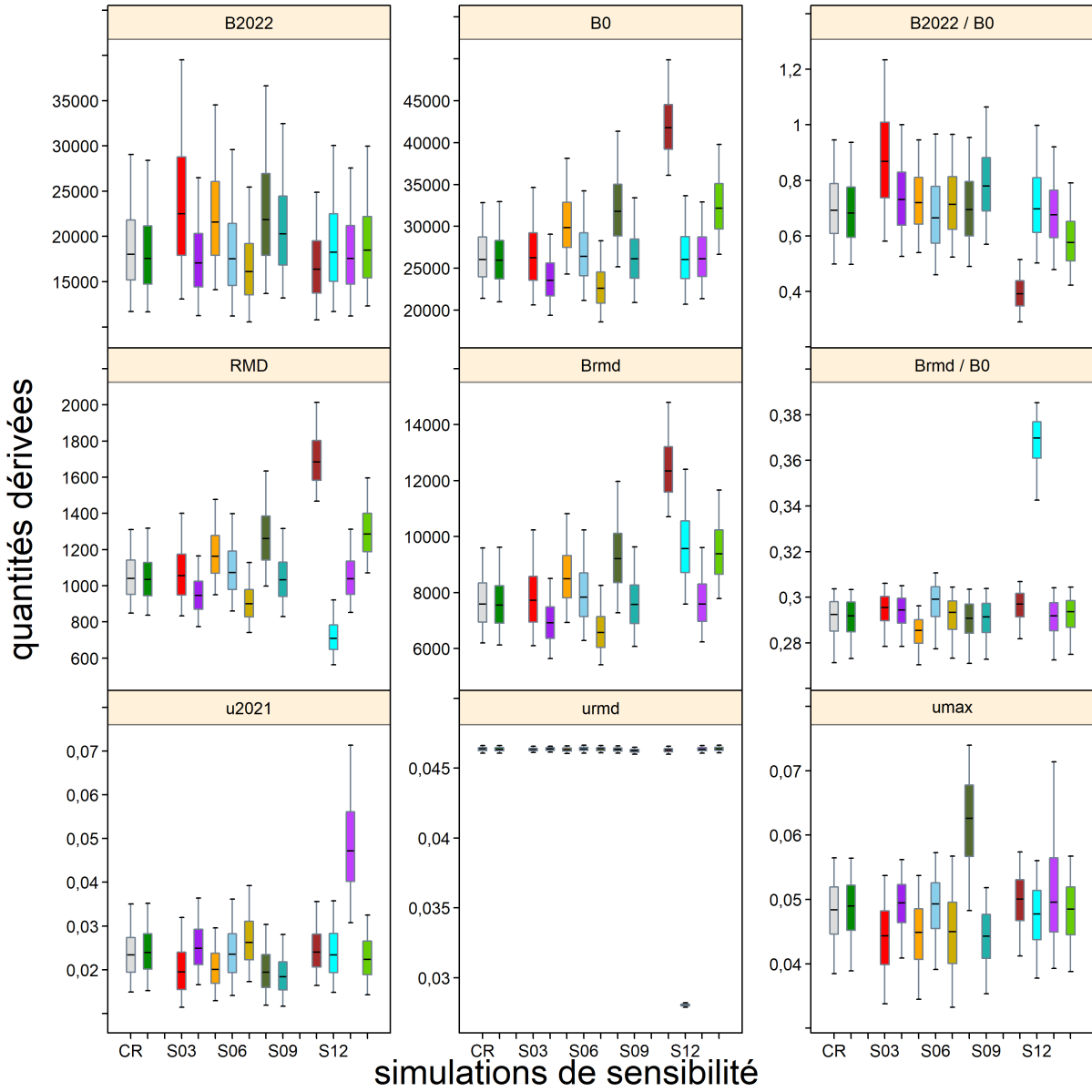


Figure F.42. Cycles de sensibilité du SBJ : diagramme des quantités dérivées sélectionnées (B_{2022} , B_0 , B_{2022}/B_0 , RMD , B_{RMD} , B_{RMD}/B_0 , u_{2021} , u_{RMD} , u_{max}) comparant le cycle central avec 12 cycles de sensibilité (S02 et S10 sont omis parce que l'ampleur de la biomasse dépasse largement celle des autres, voir le Tableau F.20). Voir le texte sur les nombres des sensibilités. Les tracés en boîte délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

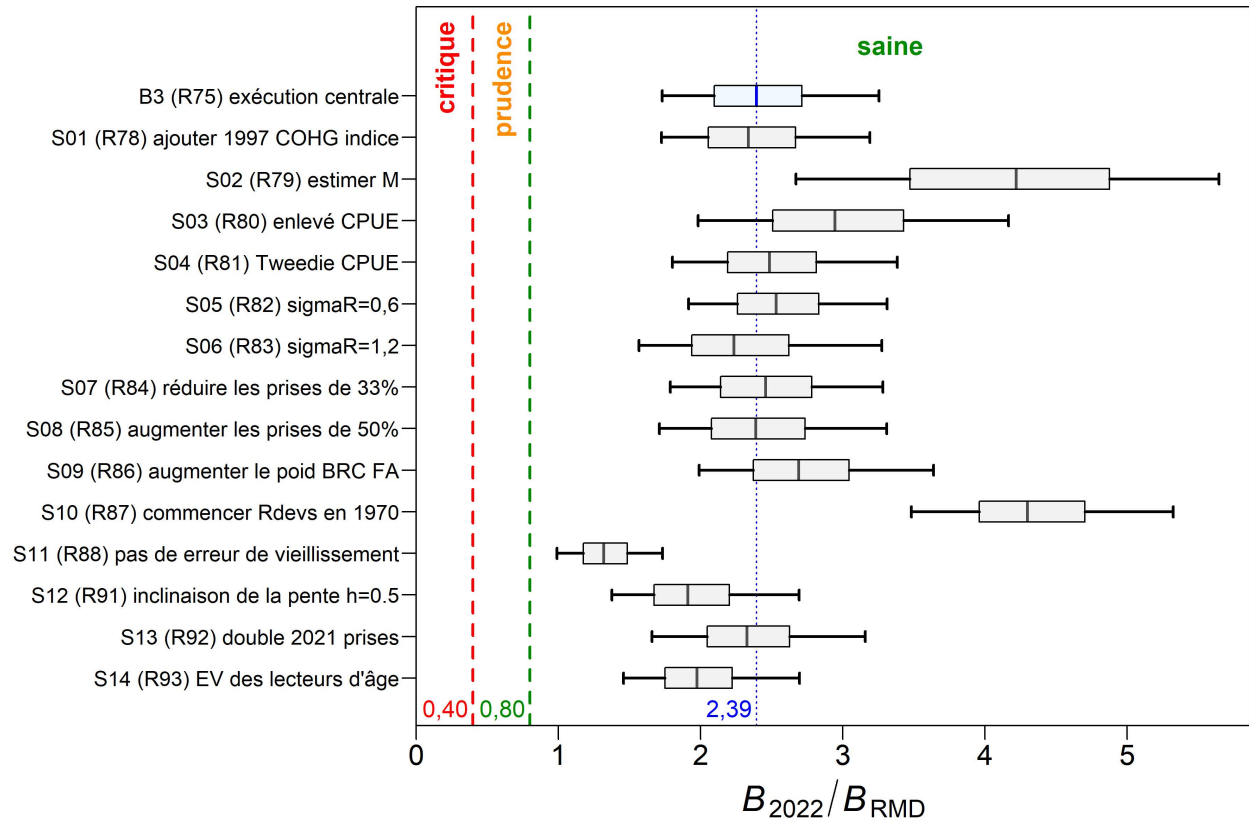


Figure F.43. Cycles de sensibilité du SBJ : état du stock au début de 2022 par rapport aux points de référence provisoires tirés de l'AP du MPO, soit $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$, pour le cycle central du scénario de référence composite (Exé75) et les 14 cycles de sensibilité. La ligne tiretée verticale montre la médiane du cycle central pour faciliter la comparaison avec les cycles de sensibilité. Les tracés en boîte montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la valeur MCCM a posteriori.

F.3. RÉFÉRENCES – RÉSULTATS DU MODÈLE

- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2012. [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.
- 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.
- Knaus, J. 2015. [snowfall: Easier cluster computing \(based on snow\)](#). Version 1.84-6.1 du package R.
- McAllister, M.K. et Ianelli, J.N. 1997. [Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling – importance resampling algorithm](#). J. can. sci. halieut. aquat. 54(2). 284–300.
- Monnahan, C.C., Branch, T.A., Thorson, J.T., Stewart, I.J. et Szuwalski, C.S. 2019. [Overcoming long Bayesian run times in integrated fisheries stock assessments](#). ICES J. Mar. Sci. 76(6). 1477–1488.
- Monnahan, C.C. et Kristensen, K. 2018. [No-U-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the admuts and tmbstan R packages](#). PLoS ONE 13(5). e0197,954.
- 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

Cette annexe présente des renseignements sur l'écosystème pertinents pour le sébaste à bouche jaune (SBJ, code '440' dans GFBioSQL) sur la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.). Certaines de ces analyses comparent une population du nord (zones 5DE de la CPMP) à une population du sud (zones 3CD5ABC de la CPMP); cependant, l'évaluation des stocks traite la population de sébaste à bouche jaune à l'échelle de la côte comme un seul stock. L'information contenue dans cette annexe pourrait être utile à d'autres organismes et appuyer l'interprétation de l'information spatiale et biologique du sébaste à bouche jaune.

G.1. RÉPARTITION SPATIALE

Les données pour les analyses spatiales du sébaste à bouche jaune ont été extraites des bases de données SQL PacHarvest¹⁶ et GFFOS¹⁷ du MPO le 25 janvier 2021. Certaines des analyses ci-après sont conçues de manière à faciliter la communication des résultats au [COSEPAC](#) (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada), quel que soit le statut évalué de l'espèce.

Le sébaste à bouche jaune est omniprésent sur la côte de la Colombie-Britannique, avec des points chauds des CPUE dans les trois goulets du bassin de la Reine-Charlotte, au large du nord-ouest de l'île de Vancouver et au large de la baie Rennell (Figure G.1). Les densités semblent faibles au large de la côte ouest de l'île de Vancouver au sud de la péninsule Brooks et dans le détroit d'Hécate. En gros, la zone d'occurrence du sébaste à bouche jaune couvre 118 185 km² (sur l'eau, à l'exclusion des données sur les monts sous-marins) si on utilise les événements de pêche historiques (1982 à 2020) pour déterminer une enveloppe convexe en forme de coque (Figure G.2). Parmi les traits de chalut de fond qui remontent des sébastes à bouche jaune, 98 % ont une profondeur de départ comprise entre 130 et 402 m (Figure G.3). Selon la région, ces limites descendent à une profondeur de 199 à 466 m au nord (5DE, Figure G.4), mais demeurent similaires, entre 127 et 391 m, au sud (3CD5ABC, Figure G.5). En utilisant la plage de profondeurs du chalutage de fond comme approximation de l'habitat benthique approprié pour le sébaste à bouche jaune, une estimation plus précise de la zone d'occurrence s'établit à 58 940 km² dans la zone économique exclusive de la Colombie-Britannique (Figure G.6). Pour estimer la « zone d'occupation », on a réparti les prises de sébaste à bouche jaune dans un quadrillage composé de cellules de 4 km² (2 km × 2 km) et additionné les cellules occupées par des sébastes à bouche jaune pour estimer une zone d'occupation de 17 920 km² le long de la côte de la Colombie-Britannique sur 25 ans (Figure G.7). Une autre représentation des prises de sébaste à bouche jaune est résumée par pêche dans les localités du MPO – chalut (Figure G.8), flétan (Figure G.9), morue charbonnière (Figure G.10), chien de mer/morue-lingue (Figure G.11) et sébaste à la ligne et à l'hameçon (Figure G.12).

¹⁶ PacHarvest (ou PacHarv) était la base de données du MPO, gérée par la Section du poisson de fond de la région du Pacifique, qui hébergeait les données des observateurs de la pêche au chalut de 1996 à 2007. Les journaux de bord des pêcheurs ont également été ajoutés à PacHarvest et tous les enregistrements (observateur et pêcheur) ont été rapprochés avec les débarquements officiels du programme de vérification à quai.

¹⁷ GFFOS est l'interface du Secteur du poisson de fond avec la plateforme de base de données actuelle du MPO pour les statistiques sur les prises, appelée « Système des opérations de pêche ». Les enregistrements des prises de poisson de fond dans les pêches à la ligne et à l'hameçon ont été transférés dans GFFOS en 2006, et ceux des pêches au chalut en 2007.

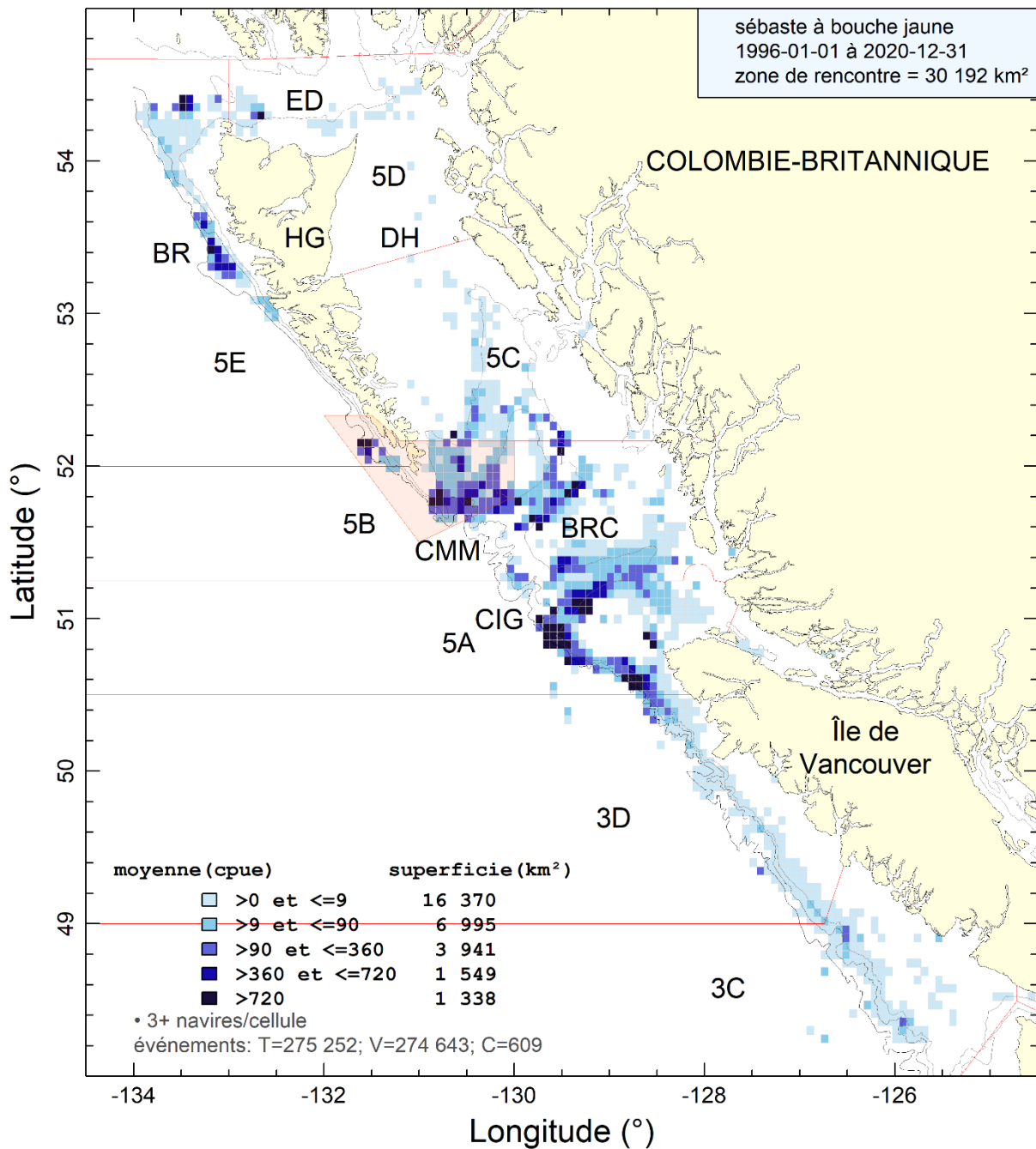


Figure G.1. Densité des CPUE du sébaste à bouche jaune dans les traits de chalut (de fond et pélagique) de 1996 à 2020. ED=Entrée Dixon, GIG=goulet de l'île Goose, HG=Haida Gwaii, DH=détroit d'Hécate, GMM=goulets de Mitchell et de l'île Moresby, BRC=bassin de la Reine-Charlotte, BR=baie Rennell. Le polygone ombré montre l'extension de la zone 5C pour la gestion du sébaste à longue mâchoire et du sébaste à bouche jaune, principalement pour représenter le goulet de l'île Moresby en tant qu'une seule zone de gestion.

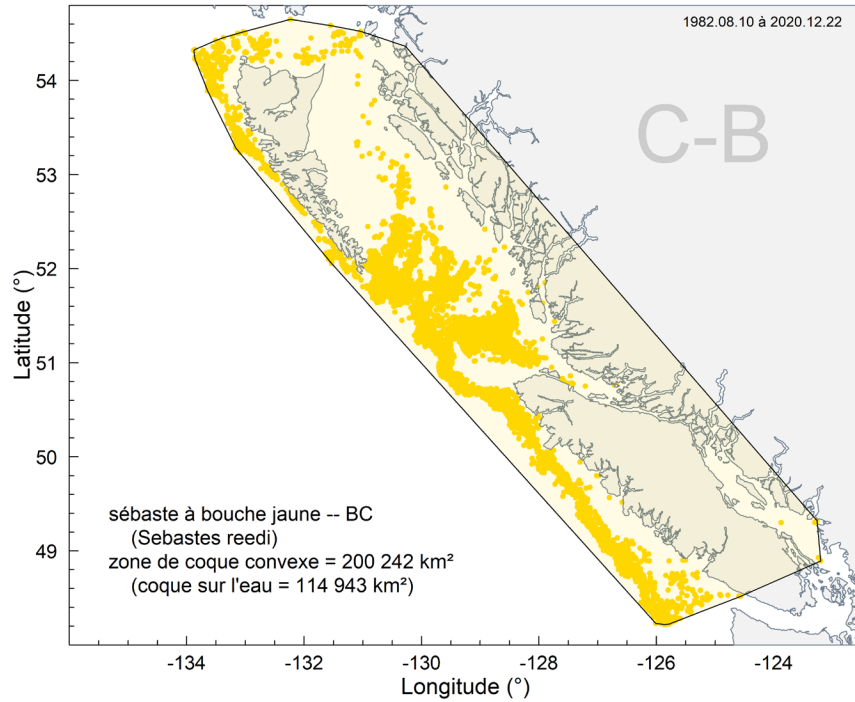


Figure G.2. Zone d'occurrence sous forme d'enveloppe convexe entourant les activités de pêche dans lesquels des sébastes à bouche jaune ont été capturés sur la côte de la Colombie-Britannique; l'ombrage dans l'enveloppe sur l'eau couvre 114 943 km².

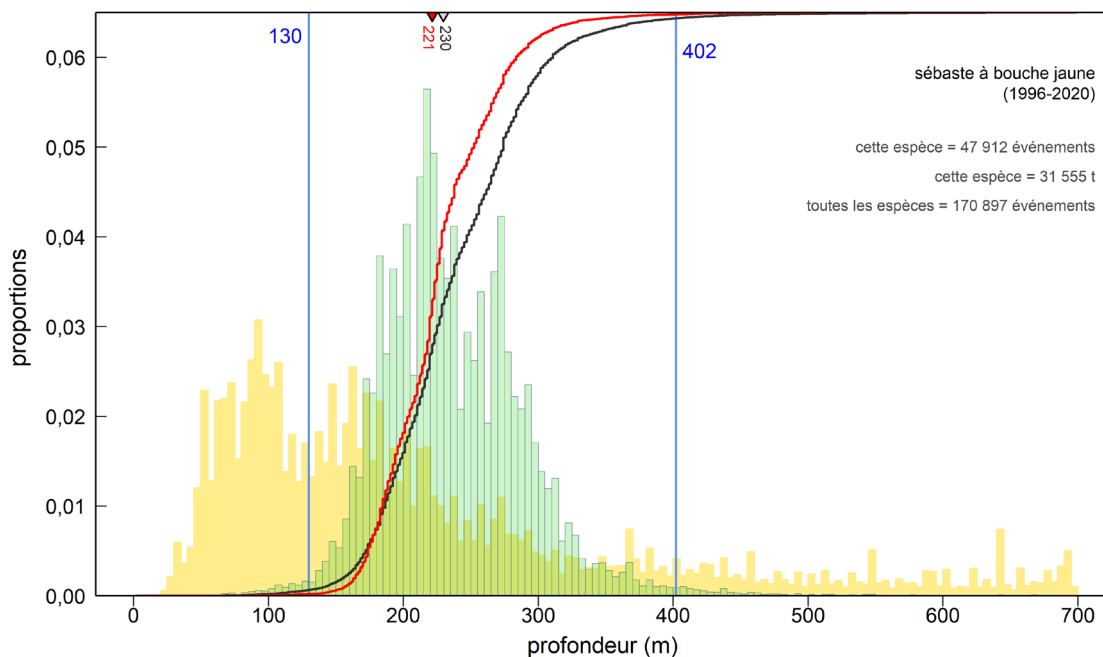


Figure G.3. Sébaste à bouche jaune sur l'ensemble de la côte – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à bouche jaune d'après les journaux de bord de la pêche commerciale (1996 à 2020 dans PacHarvest et GFFOS) dans les zones 3CD5ABCDE. Les lignes verticales pleines illustrent les quantiles 0,01 et 0,99. La courbe noire représente la fréquence cumulative des traits contenant des sébastes à bouche jaune, tandis que la courbe rouge montre les prises cumulatives de sébaste à bouche jaune selon la profondeur (échelonnée de 0 à 1). Les profondeurs médianes des rencontres de sébaste à bouche jaune (triangle gris inversé) et des prises cumulatives (triangle rouge inversé) sont indiquées le long de l'axe supérieur. L'histogramme jaune en arrière-plan indique l'effort relatif de chalutage pour toutes les espèces au large des côtes, jusqu'à 1 000 m.

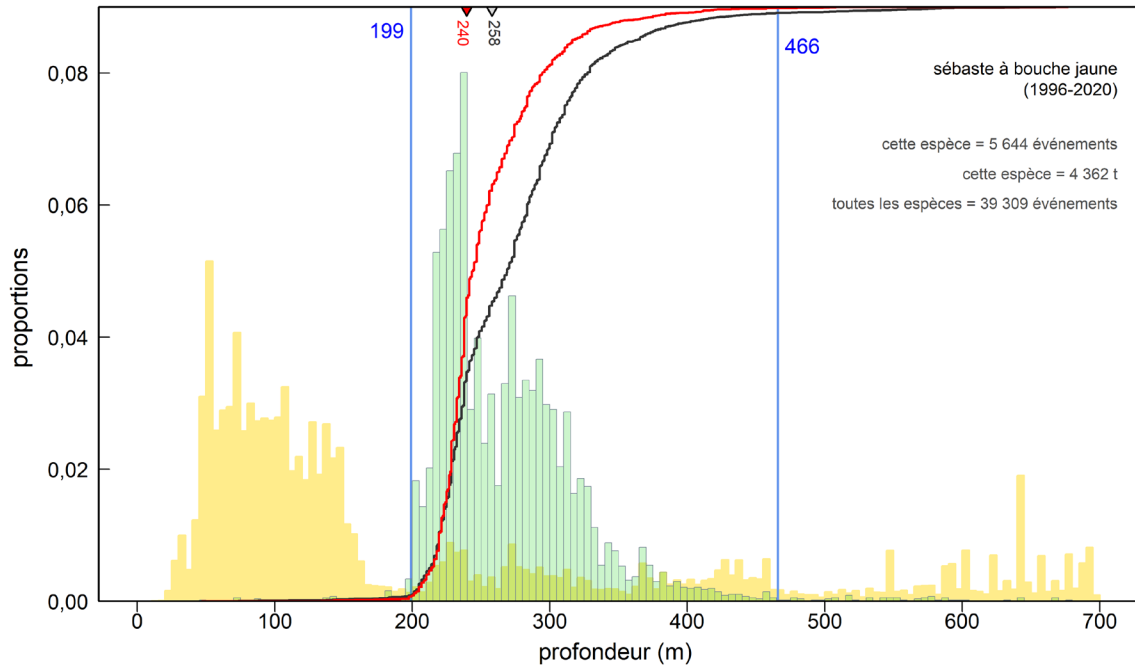


Figure G.4. Sébaste à bouche jaune dans la région nord – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à bouche jaune d’après les journaux de bord de la pêche commerciale (1996 à 2020 dans PacHarvest et GFFOS) dans les zones 5DE. Voir la légende de la Figure G.2 pour plus de précisions.

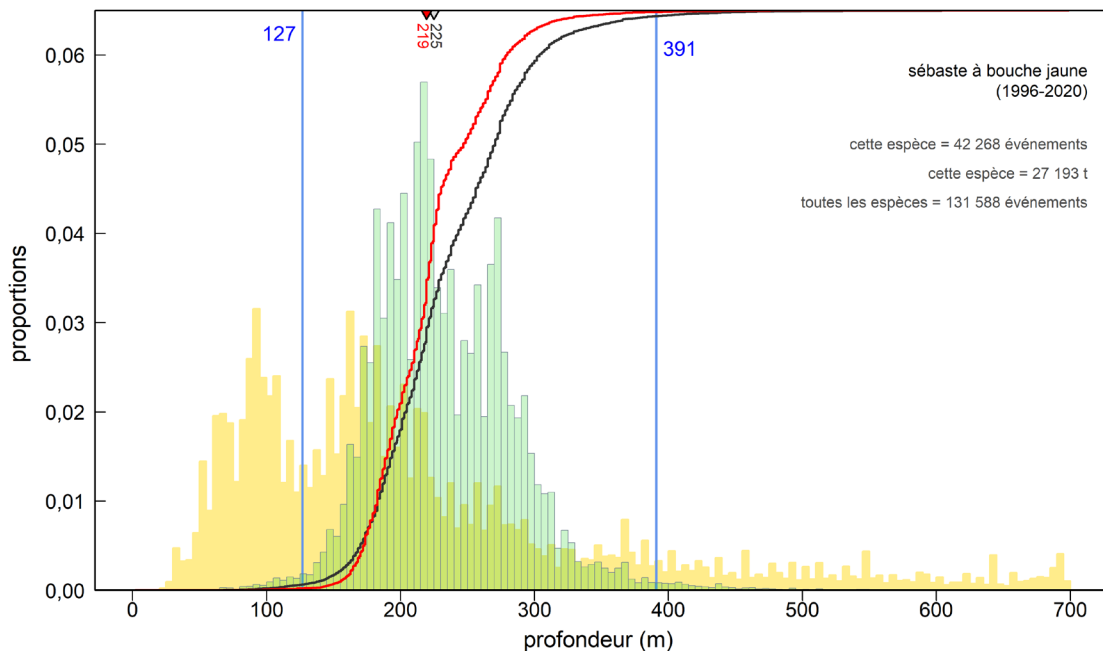


Figure G.5. Sébaste à bouche jaune dans la région sud – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à bouche jaune d’après les journaux de bord de la pêche commerciale (1996 à 2020 dans PacHarvest et GFFOS) dans les zones 3CD5ABC. Voir la légende de la Figure G.2 pour plus de précisions.

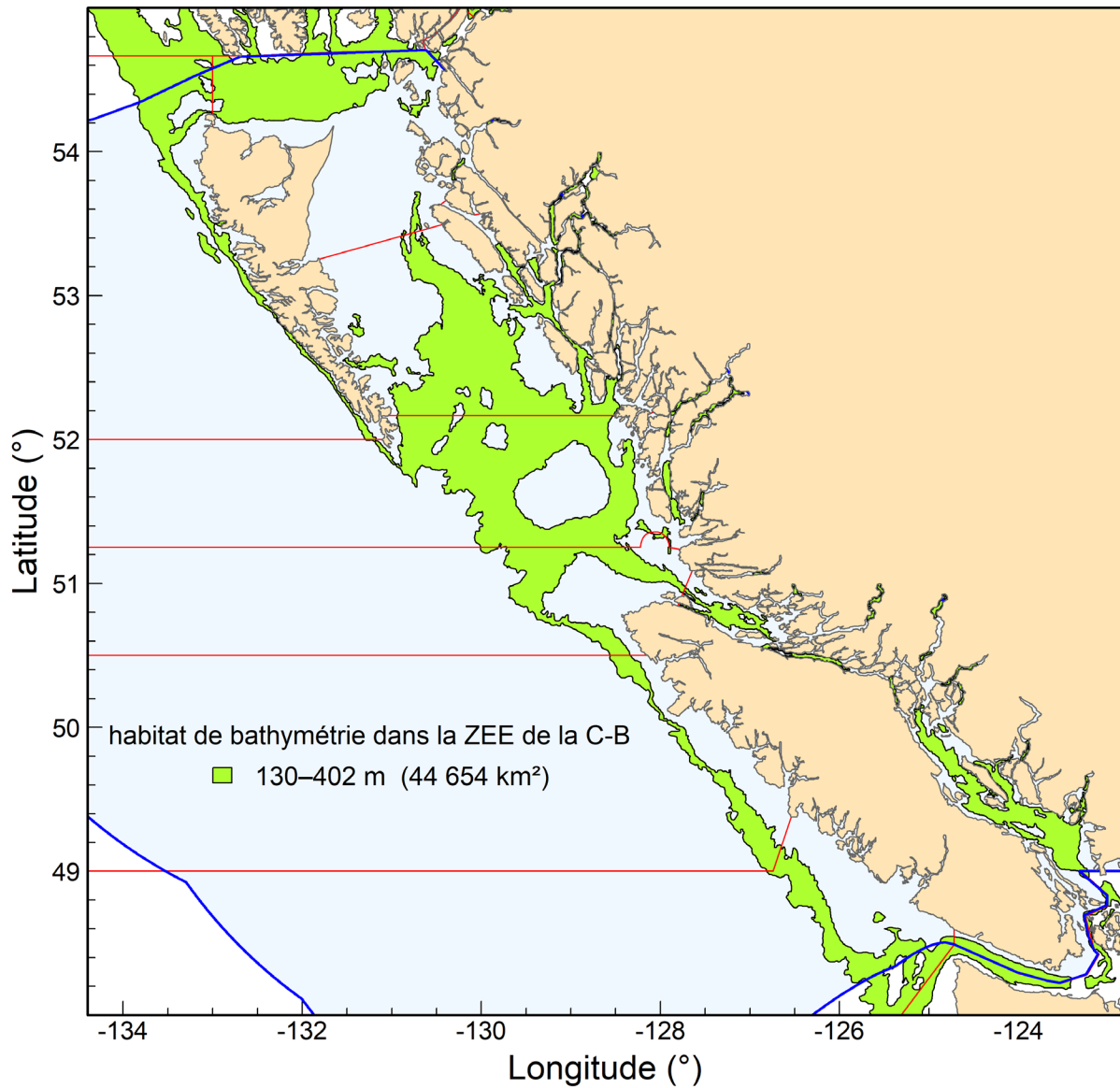


Figure G.6. La bathymétrie surlignée (en vert) de 130 à 402 m sert d'approximation de l'habitat benthique du sébaste à bouche jaune sur la côte de la Colombie-Britannique. La région surlignée en vert dans la zone économique exclusive du Canada (ZEE, surlignée en bleu) couvre 44 654 km². Les zones de la CPMP sont délimitées en rouge.

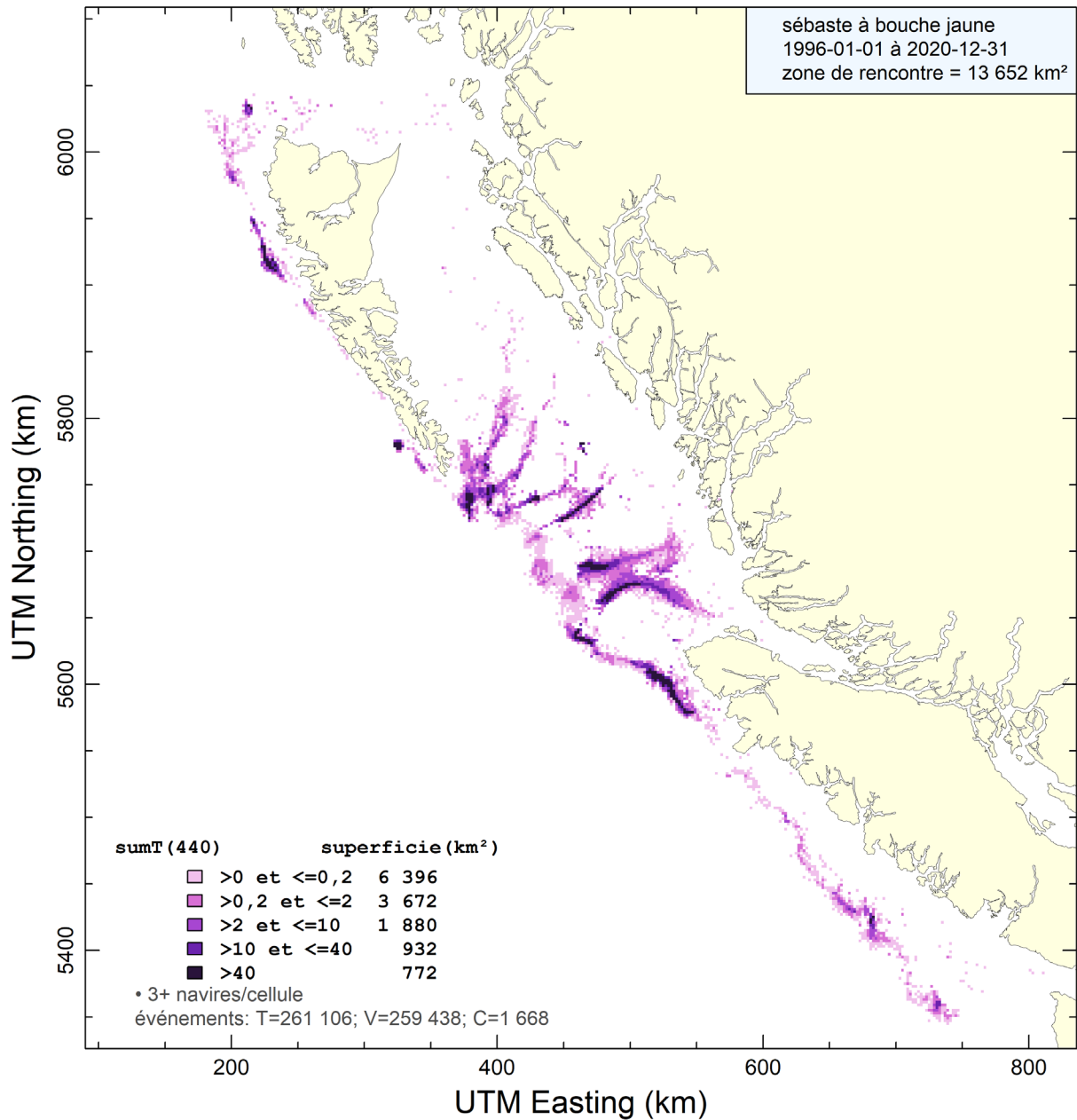


Figure G.7. Zone d'occupation déterminée par la capture de sébastes à bouche jaune au chalut de fond dans des cellules de 2 km × 2 km. Les cellules comptant moins de trois bateaux de pêche sont exclues. La zone d'occupation est estimée à 13 652 km² sur la côte de la Colombie-Britannique.

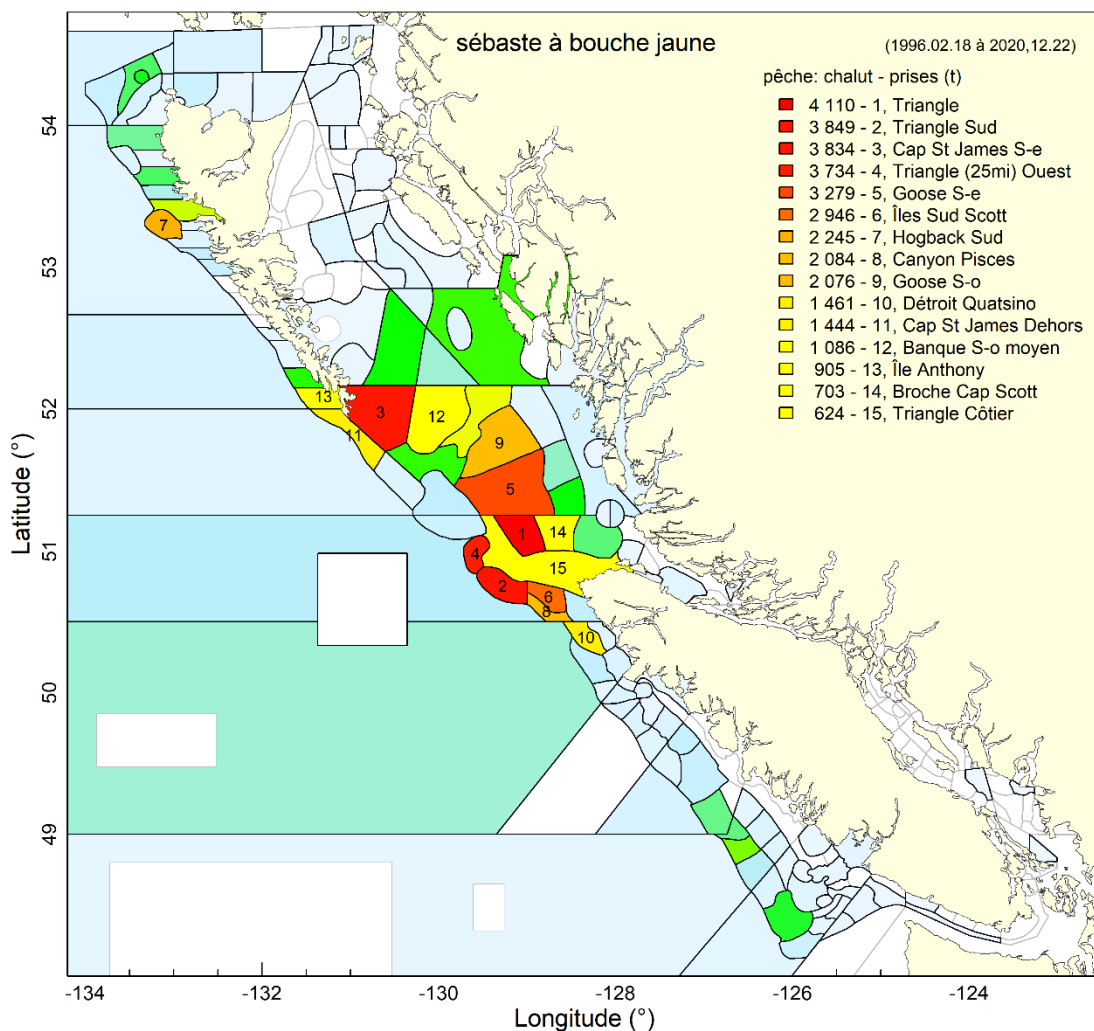


Figure G.8. Sébaste à bouche jaune dans la pêche au chalut – 15 principales localités par prises totales (en tonnes) où des sébastes à bouche jaune ont été pris dans la pêche au chalut. Toutes les localités ombrées indiquent des zones où le sébaste à bouche jaune a été observé de 1996 à 2020, allant de nombres relativement faibles en bleu pâle à des taux de prise relativement élevés en rouge à l'autre extrémité du spectre. Les prises sur les monts sous-marins sont exclues.

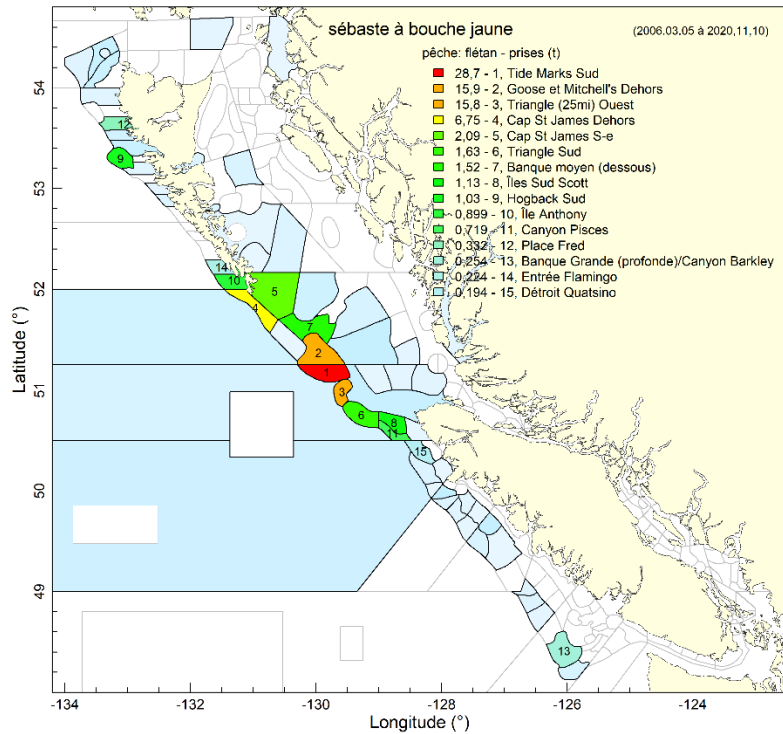


Figure G.9. Sébaste à bouche jaune dans la pêche du flétan – 15 principales localités de pêche par prises totales (en tonnes) où des sébastes à bouche jaune ont été pris dans la pêche du flétan au chalut. Voir davantage de précisions dans la légende de la Figure G.8.

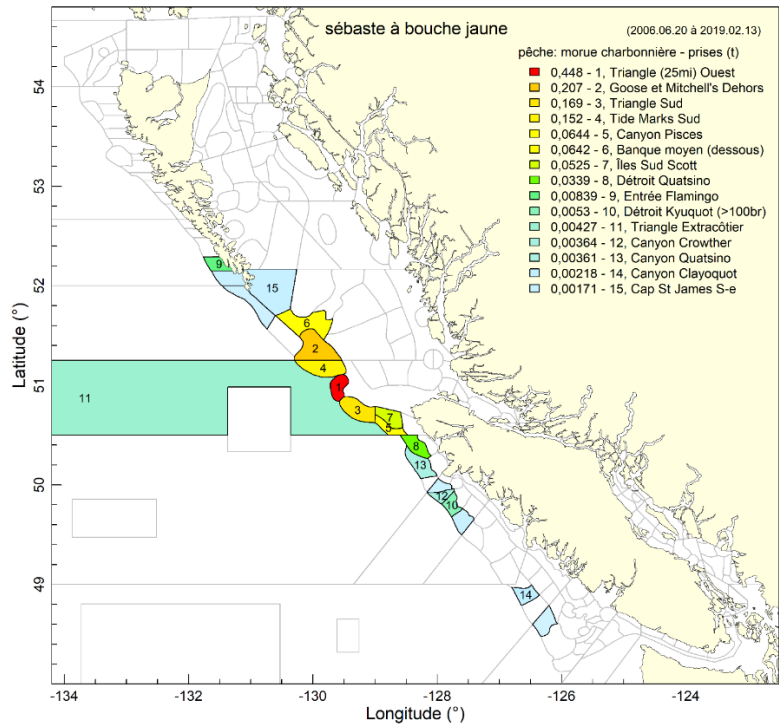


Figure G.10. Sébaste à bouche jaune dans la pêche de la morue charbonnière – 15 principales localités par prises totales (en tonnes) où des sébastes à bouche jaune ont été pris dans la pêche de la morue charbonnière. Voir la légende de la Figure G.8.pour plus de précisions.

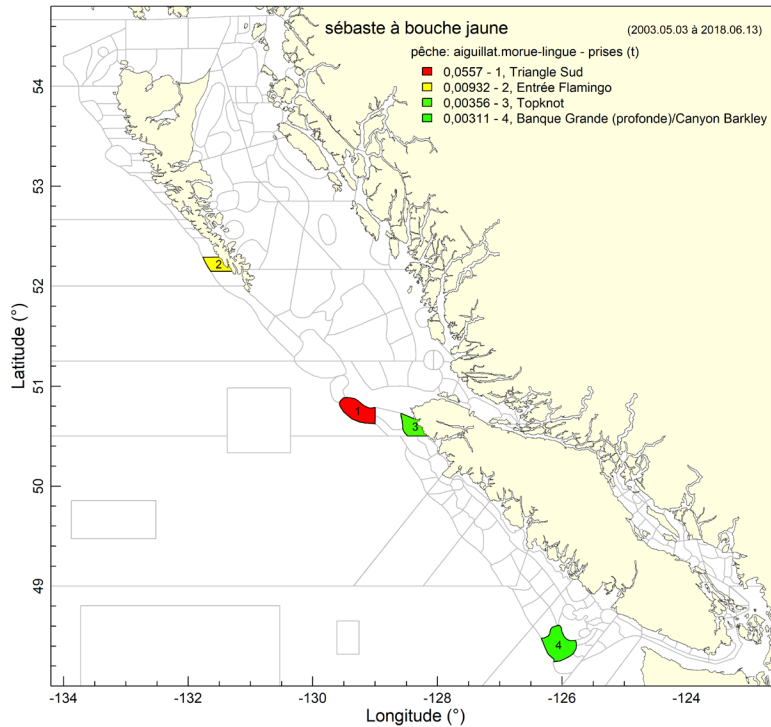


Figure G.11. Sébaste à bouche jaune dans la pêche du chien de mer/de la morue-lingue – 15 principales localités par prises totales (en tonnes) où des sébastes à bouche jaune ont été pris dans la pêche du chien de mer/de la morue-lingue (anciennement l'annexe II). Voir la légende de la Figure G.8.pour plus de précisions.

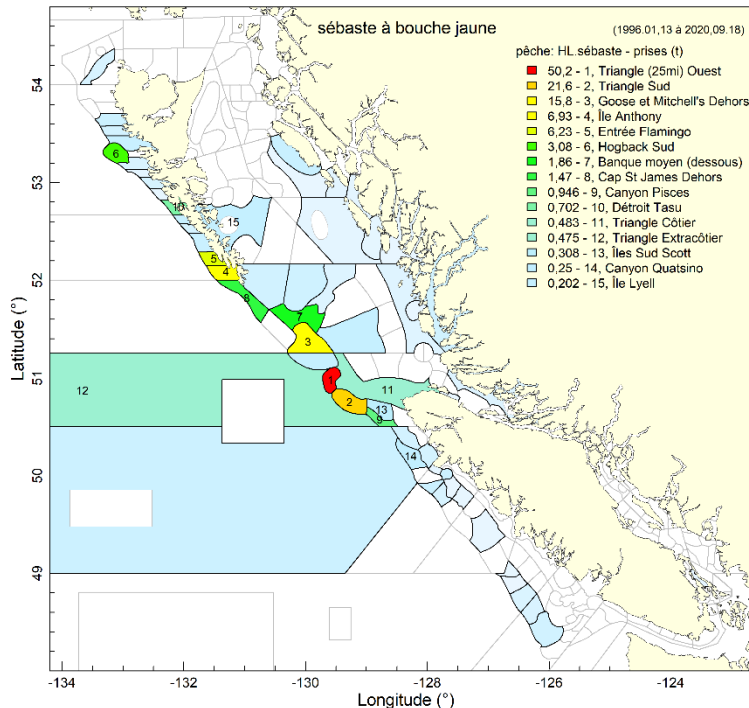


Figure G.12. Sébaste à bouche jaune dans la pêche du sébaste à la ligne et à l'hameçon – 15 principales localités par prises totales (en tonnes) où des sébastes à bouche jaune ont été pris dans la pêche du sébaste à la ligne et à l'hameçon (L et H sur la côte extérieure, anciennement ZN). Voir la légende de la Figure G.8 pour plus de précisions.

G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES

Les espèces capturées simultanément dans des traits de chalut de fond sur toute la côte qui ont remonté au moins un sébaste à bouche jaune étaient les suivantes, par région :

- Côte de la Colombie-Britannique (3CD+5ABCDE) :
23 % de sébaste à longue mâchoire, 20 % de plie à grande bouche, 9 % de sébaste à queue jaune, 6 % de sébaste à bouche jaune et 6 % de limande-sole, en poids (Tableau G.1, Figure G.13);
- Nord (5DE) :
43 % de sébaste à longue mâchoire, 15 % de sébaste à œil épineux/à taches noires, 10 % de sébaste argenté, 7 % de sébaste à bouche jaune et 6 % de sébaste à raie rouge (Tableau G.2, Figure G.14);
- Sud (3CD5ABC) : la composition des espèces était semblable à celle de toute la côte (Tableau G.3, Figure G.15).

L'autre type d'engin qui intercepte régulièrement le sébaste à bouche jaune est le chalut pélagique (les pêches à la ligne et à l'hameçon et à la trappe qui capturent des sébastes à bouche jaune sont surtout celles du flétan du Pacifique [55 %] et de la morue charbonnière [96 %]). Les prises des activités de chalutage pélagique qui ont capturé au moins un sébaste à bouche jaune étaient composées des espèces suivantes :

- Merlu du Pacifique (côte : 83 %, 5DE : 61 %, 3CD5AB : 84 %),
- Sébaste à queue jaune (côte : 6 %, 5DE : 4 %, 3CD5AB : 6 %),

-
- Veuve (côte : 5 %, 5DE : 19 %, 3CD5AB : 5 %);
 - Goberge de l'Alaska (côte : 2 %, 5DE : 9 %, 3CD5AB : 1 %),

entre autres (voir les tableaux G.1 à G.3 et les figures G.13 à G.15).

Afin d'explorer la façon dont le sébaste à bouche jaune de la côte est associé à d'autres sébastes dans les traits des chaluts de fond, 28 espèces de sébastes capturées par des chaluts de fond avec des sébastes à bouche jaune ont été regroupées par `clara` (regroupement de grandes applications) à l'aide du progiciel `cluster` dans R (Maechler *et al.* 2018). Les dix principales espèces de sébaste sur le plan des prises totales additionnées pour la période de 1996 à 2020 pour chaque pêche sont répertoriées dans le Tableau G.1.

L'analyse typologique des prises commerciales au chalut de fond (Figure G.16, voir la légende pour les abréviations des espèces) montre que le groupe principal contenant le sébaste à bouche jaune (en rouge) comprend également le sébaste à longue mâchoire et le sébastolobe à courtes épines. Ces trois espèces coexistent généralement dans les traits de chalut et le groupe se trouve surtout dans les trois principaux goulets du bassin de la Reine-Charlotte (de Moresby, de Mitchell et de l'île Goose, du nord au sud). Les autres groupes présentent des associations décroissantes avec le sébaste à bouche jaune; cependant, ils mettent en évidence des triplets d'espèces qui caractérisent les eaux de la Colombie-Britannique, du moins du point de vue de la pêche commerciale. Un groupe secondaire (en orange) représenté par le sébaste à dos épineux-le sébaste à raie rouge-le sébaste à bandes rouges se trouve dans les eaux moins profondes du détroit d'Hécate et du banc de l'île Goose. Les quatre autres groupes sont dominés par d'autres espèces de sébastes; le groupe 3 (en jaune, sébaste argenté) est présent dans la région de la côte centrale; le groupe 4 (en vert pâle, sébaste à queue jaune) occupe les régions du plateau; le groupe 5 (en vert foncé, sébastolobe à courtes épines) se trouve dans les régions plus profondes le long de la limite du talus et du plateau; et le groupe 6 (en bleu, sébaste canari) est dispersé dans des zones peu profondes, principalement au large de la côte ouest de l'île de Vancouver.

Tableau G.1. Sébaste à bouche jaune sur l'ensemble de la côte – 10 principales espèces concomitantes dans les activités de pêche du sébaste à bouche jaune selon le poids des prises (somme des prises débarquées + des rejets de 1996 à 2020), par type d'engin, dans les zones 3CD5ABCDE (Figure G.13). Les espèces de sébastes d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée (présente dans chaque trait), en bleu.

Code*	Espèce	Nom latin	Prises (tonnes)	Prises (%)	Σ Prises (%)
Engin : Chalut de fond					
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	114 749	23,2	23,2
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	98 891	20,0	43,2
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	45 201	9,15	52,4
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	31 837	6,44	58,8
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	29 538	5,98	64,8
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	29 111	5,89	70,7
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	16 392	3,32	74,0
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	15 195	3,08	77,1
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	12 893	2,61	79,7
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	10 437	2,11	81,8
Engin : Ligne et hameçon**					
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	50 719	54,8	54,8
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	12 065	13,0	67,9
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	6 410	6,93	74,8
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	6 093	6,59	81,4
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	3 823	4,13	85,5
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	3 504	3,79	89,3
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	3 087	3,34	92,6
442	Sébaste aux yeux jaunes	<i>Sebastes ruberrimus</i>	1 765	1,91	94,6
403	Sébaste boréal	<i>Sebastes borealis</i>	941	1,02	95,6
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	917	0,99	96,6
Engin : Chalut pélagique					
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	542 671	83,4	83,4
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	36 279	5,58	89,0
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	31 932	4,91	93,9
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	15 211	2,34	96,3
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	5 659	0,87	97,1
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	5 155	0,79	97,9
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	5 044	0,78	98,7
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	1 802	0,28	99,0
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	1 119	0,17	99,2
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	1 102	0,17	99,3
Engin : Trappe***					
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	5 945	96,3	96,3
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	84	1,37	97,7
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	84	1,35	99,0
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	33	0,54	99,6
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	9	0,15	99,7
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	8	0,13	99,9
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	4	0,06	99,9
403	Sébaste boréal	<i>Sebastes borealis</i>	1	0,01	99,9
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	1	0,01	99,9
97A	Pieuvre	<i>Octopoda</i>	0	0,01	99,9

*Espèces du COSEPAC en {'027', '034', '394', '410', '424', '435', '437', '440', '442', '453'}

**Sébaste à bouche jaune avec 16^{es} prises les plus élevées lors des événements de pêche à la ligne et à l'hameçon, soit 0,20 % du poids des prises.

***Le sébaste à bouche jaune ne figure pas dans les 20 principales espèces pour la pêche à la trappe.

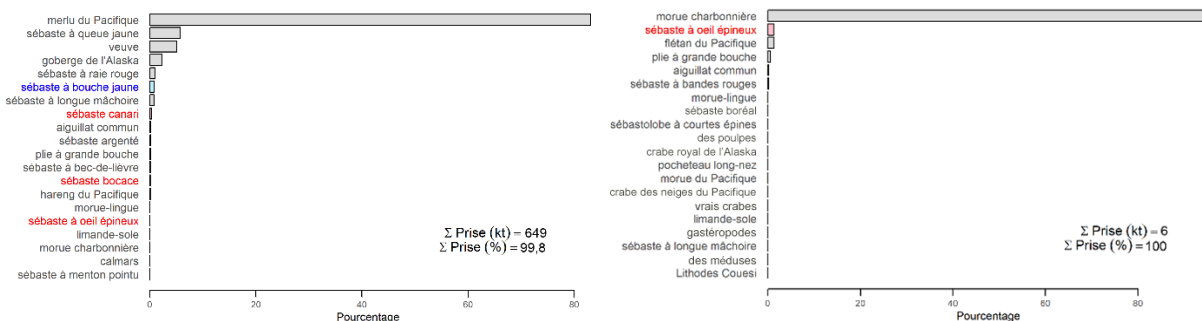
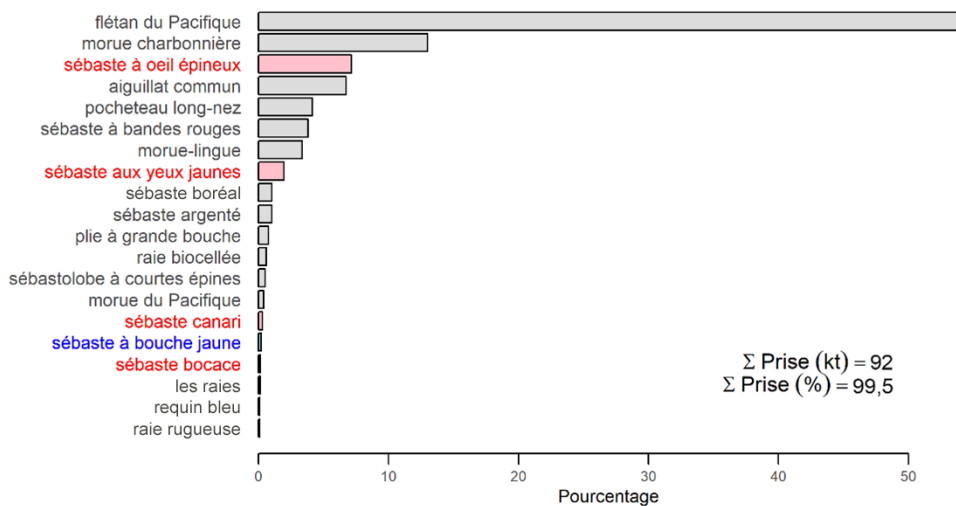
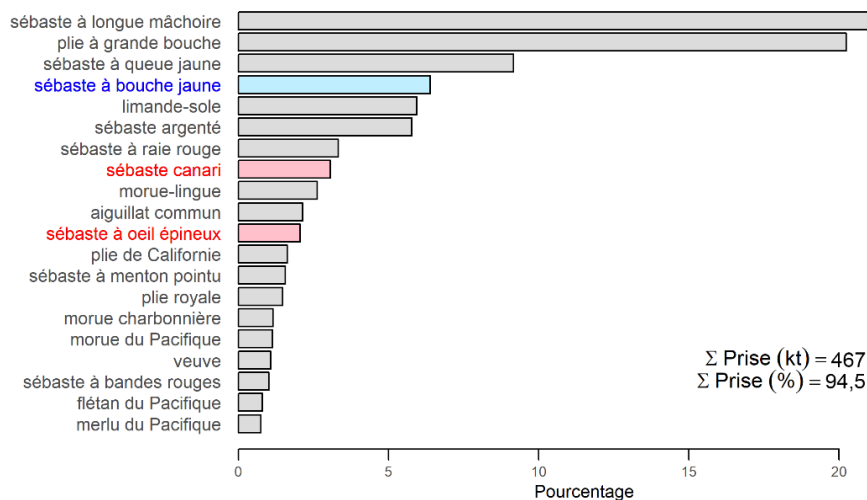


Figure G.13. Sébaste à bouche jaune sur l'ensemble de la côte – Distribution des poids des prises additionnées de février 1996 à décembre 2020 pour les espèces importantes de poissons à nageoires d'après les activités de pêche dans GFFOS (y compris PacHarv) qui ont capturé au moins un sébaste à bouche jaune dans les zones 3CD5ABCDE de la CPMP. Les quatre graphiques correspondent à divers types d'engins : chalut de fond (en haut), ligne et hameçon (au centre), chalut pélagique (en bas à gauche) et trappe (en bas à droite). Les événements de pêche ont été sélectionnés sur une plage de profondeurs de 130 à 402 m (plage des quantiles de 0,01 et 0,99, voir la Figure G.3). La cooccurrence relative est exprimée en pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises calculé pour toutes les espèces de poissons à nageoires au cours de la période spécifiée. Les espèces évaluées apparaissent en bleu; les espèces du COSEPAC apparaissent en rouge.

Tableau G.2. Sébaste à bouche jaune dans la région nord – 10 principales espèces concomitantes dans les activités de pêche du sébaste à bouche jaune selon le poids des prises (somme des prises débarquées + des rejets de 1996 à 2020), par type d'engin, dans les zones 5DE de la CPMP (Figure G.14). Les espèces de sébaste d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée (occurrence dans chaque trait), en bleu.

Code*	Espèce	Nom latin	Prises (tonnes)	Prises (%)	ΣPrises (%)
Engin : Chalut de fond					
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	25 391	42,8	42,8
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	8 938	15,1	57,9
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	5 877	9,91	67,8
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	4 336	7,31	75,1
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	3 342	5,64	80,7
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	2 604	4,39	85,1
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	2 046	3,45	88,6
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	1 383	2,33	90,9
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	952	1,61	92,5
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	710	1,20	93,7
Engin : Ligne et hameçon**					
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	16 747	58,1	58,1
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	4 807	16,7	74,7
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	3 123	10,8	85,6
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja Rhina</i>	844	2,93	88,5
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	689	2,39	90,9
403	Sébaste boréal	<i>Sebastes borealis</i>	584	2,03	92,9
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	427	1,48	94,4
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	324	1,12	95,5
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	259	0,90	96,4
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	240	0,83	97,3
Engin : Chalut pélagique					
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	2 857	60,9	60,9
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	888	18,9	79,9
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	440	9,38	89,2
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	199	4,24	93,5
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	125	2,67	96,1
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	48	1,03	97,2
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	34	0,72	97,9
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	27	0,57	98,5
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	26	0,56	99,0
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	20	0,42	99,4
Engin : Trappe					
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	4 639	96,6	96,6
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	93	1,93	98,5
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	37	0,77	99,3
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	26	0,54	99,9
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	1	0,02	99,9
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	1	0,02	99,9
403	Sébaste boréal	<i>Sebastes borealis</i>	1	0,02	99,9
ZAD	Crabes des neiges du Pacifique	<i>Chionoecetes</i>	1	0,01	99,9
VMD	Crabe royal rouge	<i>Lithodes couesi</i>	0	0,01	99,9
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	0	0,01	99,9

*Espèces du COSEPAC en {'027', '034', '394', '410', '424', '435', '437', '440', '442', '453'}

**Sébaste à bouche jaune avec 19^{es} prises les plus élevées lors des événements de pêche à la ligne et à l'hameçon, soit 0,06 % du poids des prises.

***Le sébaste à bouche jaune ne figure pas dans les 20 principales espèces pour la pêche à la trappe.

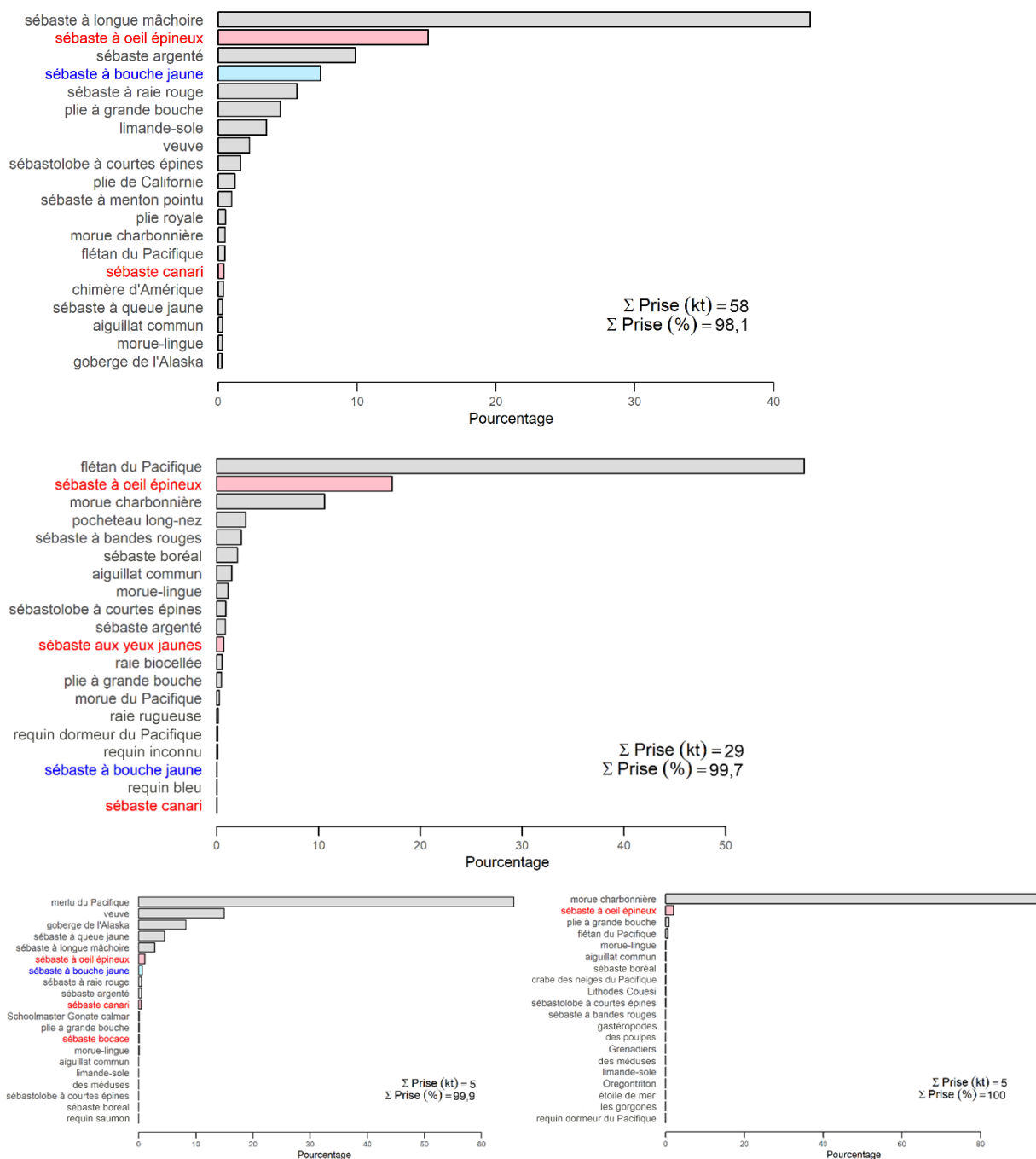


Figure G.14. Sébaste à bouche jaune dans la région nord – Distribution des poids des prises additionnés de février 1996 à décembre 2020 pour les espèces importantes de poissons à nageoires d'après les activités de pêche dans GFFOS (y compris PacHarv) qui ont capturé au moins un sébaste à bouche jaune dans les zones 5DE de la CPMP entre 199 et 466 m pour le chalut de fond (en haut), la ligne et l'hameçon (au centre), le chalut pélagique (en bas à gauche) et la trappe (en bas à droite). Voir davantage de précisions dans la légende de la Figure G.13.

Tableau G.3. Sébaste à bouche jaune dans la région sud – 10 principales espèces concomitantes dans les activités de pêche du sébaste à bouche jaune selon le poids des prises (somme des prises débarquées + des rejets de 1996 à 2020), par type d'engin, dans les zones 3CD5ABC de la CPMP (Figure G.15). Les espèces de sébaste d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée (occurrence dans chaque trait), en bleu.

Code*	Espèce	Nom latin	Prises (tonnes)	Prises (%)	ΣPrises (%)
Engin : Chalut de fond					
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	89 320	21,7	21,7
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	89 024	21,6	43,3
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	44 599	10,8	54,1
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	27 494	6,67	60,7
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	23 186	5,62	66,4
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	17 154	4,16	70,5
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	15 023	3,64	74,2
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	13 112	3,18	77,4
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	13 065	3,17	80,5
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	9 961	2,42	82,9
Engin : Ligne et hameçon**					
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	32 753	52,9	52,9
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	9 564	15,4	68,3
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	5 662	9,14	77,5
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	2 935	4,74	82,2
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	2 782	4,49	86,7
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	2 496	4,03	90,8
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	1 526	2,46	93,2
442	Sébaste aux yeux jaunes	<i>Sebastes ruberrimus</i>	1 138	1,84	95,1
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	514	0,83	95,9
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	463	0,75	96,6
Engin : Chalut pélagique					
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	536 310	84,3	84,3
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	37 287	5,86	90,2
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	31 703	4,98	95,1
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	7 067	1,11	96,3
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	5 785	0,91	97,2
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	5 143	0,81	98,0
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	4 834	0,76	98,7
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	1 891	0,30	99,0
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	1 125	0,18	99,2
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	1 073	0,17	99,4
Engin : Trappe***					
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	3 437	97,0	97,0
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	56	1,57	98,6
394	Sébaste à œil épineux/à taches noires	<i>S. aleutianus/melanostictus</i>	17	0,47	99,0
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	16	0,44	99,5
044	Chien de mer	<i>Squalus acanthias</i>	7	0,20	99,7
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	7	0,19	99,9
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	3	0,07	99,9
403	Sébaste boréal	<i>Sebastes borealis</i>	1	0,01	99,9
97A	Pieuvre	<i>Octopoda</i>	0	0,01	99,9
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	0	0,01	100,0

*Espèces du COSEPAC en {'027', '034', '394', '410', '424', '435', '437', '440', '442', '453'}

**Sébaste à bouche jaune avec 16^{es} prises les plus élevées lors des événements de pêche à la ligne et à l'hameçon, soit 0,27% du poids des prises.

***Sébaste à bouche jaune avec 15^{es} prises les plus élevées lors des événements de pêche à la trappe, représentant 0,003 % du poids des prises.

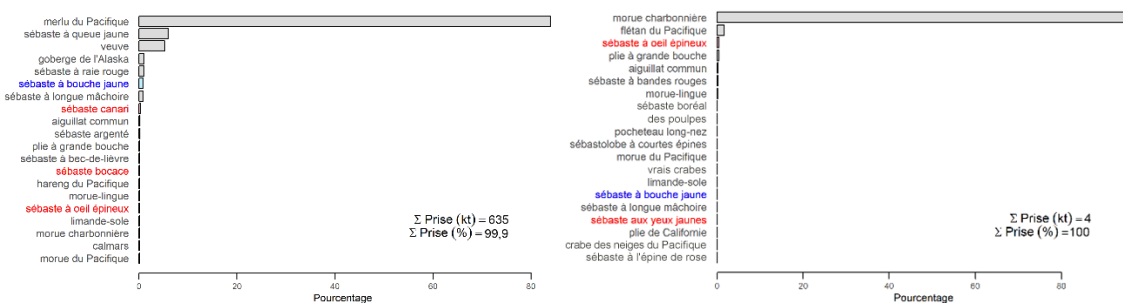
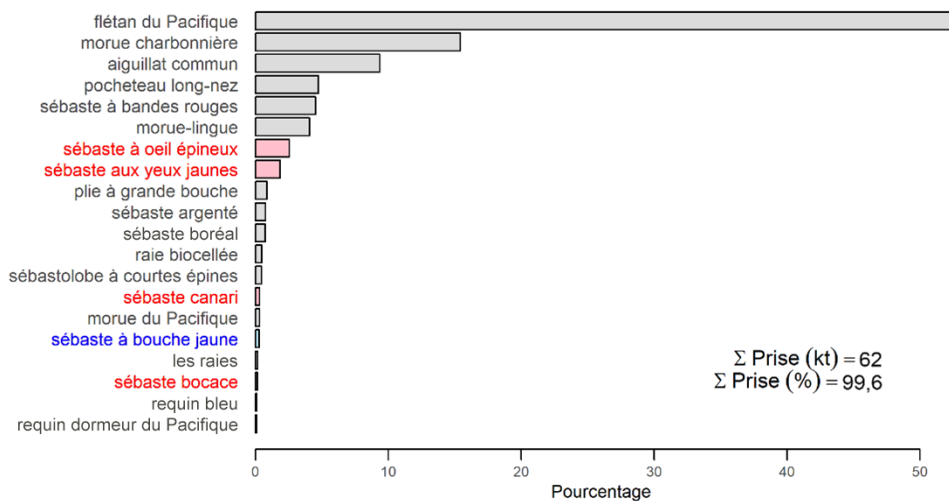
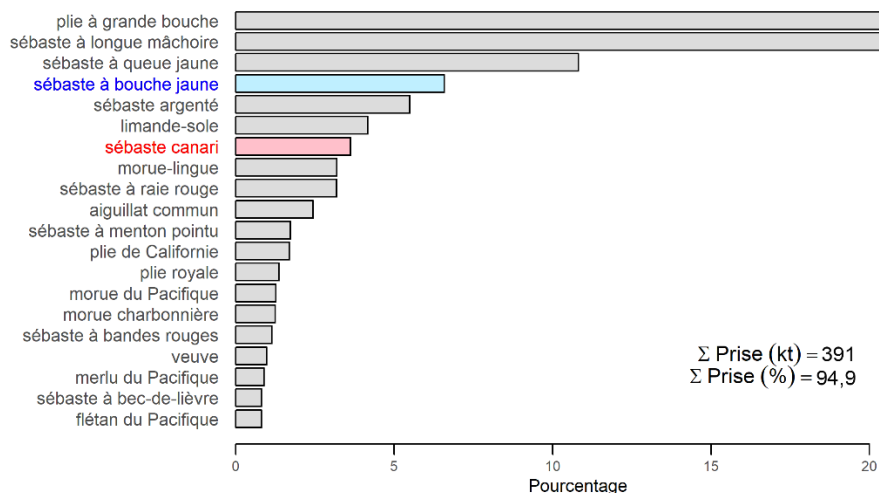


Figure G.15. Sébaste à bouche jaune dans la région sud – Distribution des poids des prises additionnés de février 1996 à décembre 2020 pour les espèces importantes de poissons à nageoires d'après les activités de pêche dans GFFOS (y compris PacHarv) qui ont capturé au moins un sébaste à bouche jaune dans les zones 3CD5ABC de la CPMP entre 127 et 391 m pour le chalut de fond (en haut), la ligne et l'hameçon (au centre), le chalut pélagique (en bas à gauche) et la trappe (en bas à droite). Voir davantage de précisions dans la légende de la Figure G.13.

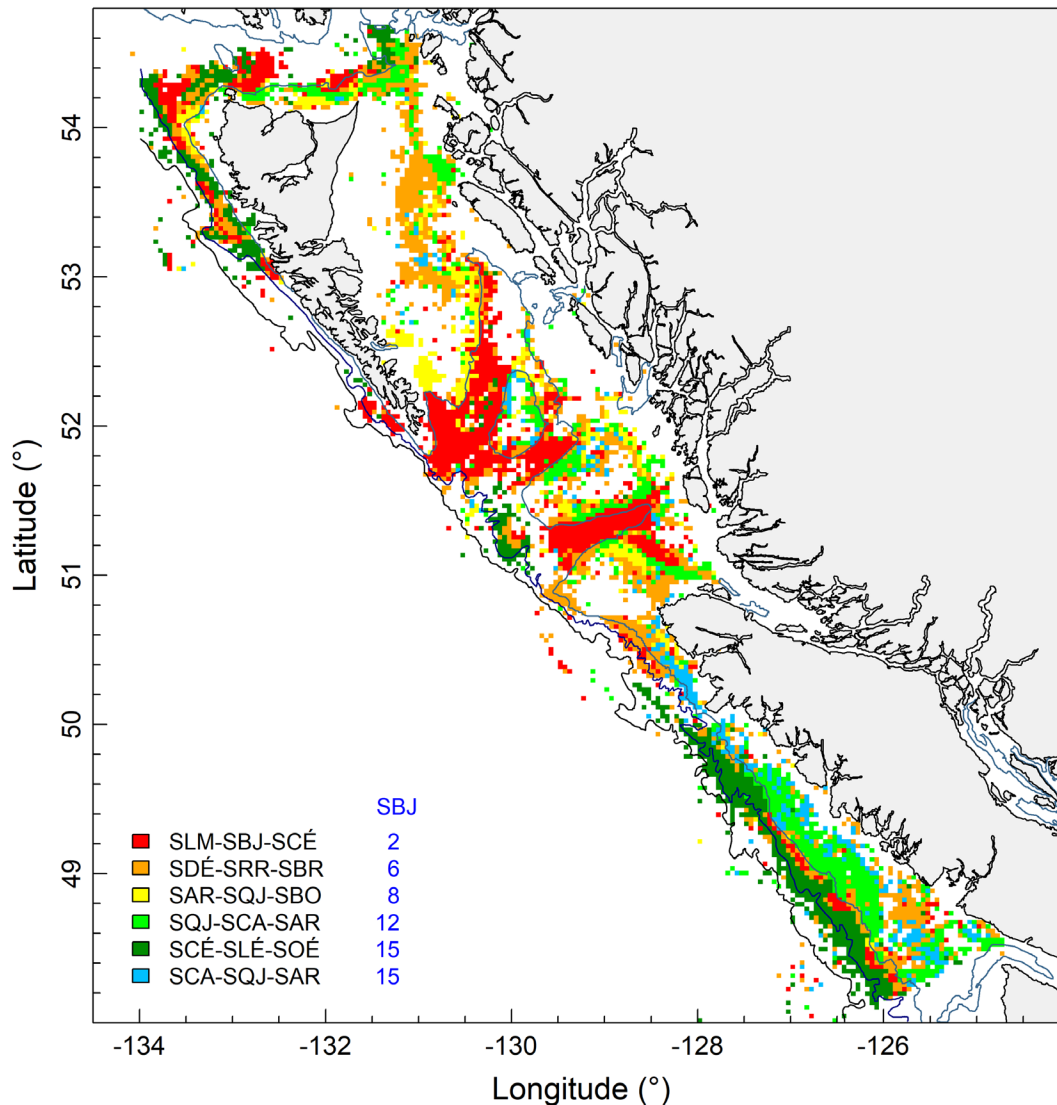


Figure G.16. Groupes de sébastes dans les traits de chalut de fond (28 espèces de 1996 à 2021) identifiés par *cLara* (regroupement de grandes applications) à l'aide du progiciel *cLuster* dans *R* (Maechler et al. 2018). Les isobathes de 200, 1 000 et 1 800 m sont représentées. La légende identifie six groupes représentés par les trois principales espèces comprenant les médoïdes; les groupes sont classés selon la contribution du sébaste à bouche jaune (SBJ) à chaque médoïde, le rang du sébaste à bouche jaune dans le médoïde étant affiché en bleu. Codes des espèces : SBO = bocaccio, SCA = sébaste canari, SLE = sébastolobe à longues épines, SLM = sébaste à longue mâchoire, SDE = sébaste à dos épineux, SBR = sébaste à bandes rouges, OETN = complexe de sébaste à œil épineux/à taches noires, SRR = sébaste à raie rouge, SA = sébaste argenté, SCE = sébastolobe à courtes épines et SQJ = sébaste à queue jaune.

G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES

Fu et ses collaborateurs (2017) ont utilisé un modèle écosystémique (OSMOSE : Object-oriented Simulator of Marine Ecosystems Exploitation) pour explorer les interactions prédateur-proie dans un écosystème déjà défini, la Zone de gestion intégrée de la côte nord du Pacifique¹⁸ (ZGICNP). L'étude a utilisé 10 populations clés et 19 taxons secondaires, dont l'un incluait le sébaste à bouche jaune dans la catégorie des sébastes du talus; le sébaste à longue mâchoire a été traité comme un taxon secondaire distinct. Le modèle OSMOSE était axé sur un groupe d'espèces pélagiques comprenant le hareng du Pacifique, la goberge de l'Alaska et la morue du Pacifique; cependant, le modèle pourrait être appliqué à d'autres groupes fonctionnels.

GFBioSQL ne signale qu'un cas d'euphausiacés dans les contenus stomacaux des sébastes à bouche jaune. En supposant que le sébaste à bouche jaune puisse occuper une niche comme le sébaste à longue mâchoire, on a trouvé 97 cas d'euphausiacés dans les contenus stomacaux de ce dernier et au moins une des catégories suivantes : invertébrés, méduses, crevettes, calmars, poisson-lanterne et hareng du Pacifique. Love et ses collaborateurs (2002) ont indiqué que le sébaste à longue mâchoire se nourrit de copépodes, de krill, de mysidacés, d'amphipodes et de poissons pélagiques; il est la proie du thon blanc et de l'otarie à fourrure.

Whipps et ses collaborateurs (2003) ont tenté de caractériser une espèce de *Mycobacterium* isolée du rein et de la rate de sébastes à bouche jaune et de sébaste à longue mâchoire; cependant, les marqueurs génétiques utilisés n'étaient pas suffisamment spécifiques pour révéler une identification positive de l'espèce. L'association la plus proche était *M. montefiorensis*, une espèce que l'on trouve à Moray Eels, en Floride.

G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX

Il y a peu d'études (voire aucune) qui établissent un lien direct entre le sébaste à bouche jaune et des effets environnementaux au moyen d'indicateurs tels que la température à la surface de la mer ou la force de la remontée d'eau. La dernière évaluation du sébaste à longue mâchoire (Haigh *et al.* 2018) a tenté de relier les indicateurs environnementaux (neuf indices climatiques et environnementaux) au recrutement du sébaste à longue mâchoire, mais aucun d'entre eux ne semblait exercer une forte influence.

G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

Il est possible d'intégrer des indicateurs environnementaux aux modèles d'évaluation des stocks. Andrew Edwards (comm. pers., SBP de Nanaimo 2021) a obtenu un financement de trois ans pour mener un projet intitulé « Incorporating environmental information into management advice by understanding historical declines of Pacific Herring and recent increases of Bocaccio » (intégration des données environnementales dans les avis de gestion grâce à la compréhension des déclinés historiques du hareng du Pacifique et les augmentations récentes du bocaccio). Il s'appuiera sur les travaux de Edwards et ses collaborateurs (2017) et de Haigh et ses collaborateurs (2018) tout en utilisant le cadre du projet d'[approche écosystémique du golfe du Saint-Laurent](#). Bien que cela n'ait pas d'incidence sur le sébaste à bouche jaune à proprement parler, son application pourrait être transférable.

Le logiciel de modélisation Stock Synthesis (SS) a une méthode rudimentaire pour inclure les effets environnementaux dans la fonction de stock-recrutement (Methot Jr. *et al.* 2021). Toutefois, les auteurs de la plateforme SS donnent les conseils suivants : « L'approche

¹⁸ Zone de gestion intégrée de la côte nord du Pacifique – comprend le bassin de la Reine-Charlotte, le détroit d'Hécate, l'entrée Dixon et la côte ouest de Haida Gwaii.

privilegiée pour inclure les effets environnementaux sur le recrutement consiste à ne pas utiliser l'effet environnemental dans le calcul direct du niveau prévu de recrutement. On utiliserait plutôt les données environnementales comme s'il s'agissait d'une observation de l'écart de recrutement dans le relevé. » [traduction]

G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME

- Edwards, A.M., Haigh, R., Tallman, R., Swain, D.P., Carruthers, T.R., Cleary, J.S., Stenson, G., and Doniol-Valcroze, T. 2017. [Proceedings of the Technical Expertise in Stock Assessment \(TESA\) National Workshop on 'Incorporating an ecosystem approach into single-species stock assessments', 21-25 November 2016, Nanaimo, British Columbia](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3213. vi + 53 p.
- Fu, C., Olsen, N., Taylor, N., Grüss, A., Batten, S., Liu, H., Verley, P., and Shin, Y.J. 2017. [Spatial and temporal dynamics of predator-prey species interactions off western Canada](#). ICES J. Mar. Sci. 74(8). 2107-2119.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., and 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., and 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., and Hornik, K. 2018. cluster: Cluster Analysis Basics and Extensions. R package version 2.0.7-1.
- Methot Jr, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L., and Johnson, K.F. 2021. [Stock Synthesis: User Manual Version 3.30.17](#). NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, June 11, 2021.
- Whipps, C.M., Watral, V.G., and Kent, M.L. 2003. [Characterization of a *Mycobacterium* sp. in rockfish, *Sebastes alutus* \(Gilbert\) and *Sebastes reedi* \(Westrheim & Tsuyuki\), using rDNA sequences](#). J. Fish Dis. 26(4). 241-245.

ANNEXE H. ANALYSE DE TRANSITION

H.1. INTRODUCTION

Les participants à la réunion d'examen régional par les pairs (ERP) qui s'est tenue les 8 et 9 septembre 2021 (MPO 2021) ont demandé plus de documentation sur la relation entre l'évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (SBJ) de 2011 (Edwards *et al.* 2012) et l'évaluation révisée des stocks, modélisée dans Stock Synthesis 3 (SS), présentée en 2021. La première évaluation des stocks a été modélisée à l'aide d'Awatea, une version modifiée de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003), les deux plateformes d'évaluation des stocks donnant des résultats qui semblaient très différents. Malheureusement, en raison des difficultés liées au travail dans le nouvel environnement de la plateforme SS, les auteurs se sont concentrés sur l'obtention de résultats crédibles pour la présente évaluation des stocks plutôt que sur le suivi d'une progression ordonnée de la plateforme précédente à la plateforme logicielle actuelle. Une fois des résultats crédibles obtenus à partir de la plateforme SS, les auteurs ont pu exploiter la plateforme Awatea en utilisant les mêmes données mises à jour que celles utilisées dans la plateforme SS. Ils ont préparé des comparaisons qui ont été présentées à la réunion d'examen régional par les pairs de septembre 2021 et qui ont aidé à comprendre la différence entre les deux modèles. La présente annexe documente ces comparaisons avec les explications qui les accompagnent.

H.2. MÉTHODES

Nous avons tenté d'ajuster rétrospectivement une version d'Awatea qui ressemblait autant que possible au cycle central (Cycle75), l'un des modèles comprenant le scénario de référence composite qui avait été accepté par la réunion d'examen régional par les pairs. Les spécifications choisies pour cette analyse ont été résumées dans le Tableau H.1, et bon nombre des hypothèses énumérées dans ce tableau concordent entre les deux modèles. Toutefois, certaines hypothèses clés étaient inévitablement différentes, compte tenu des mises en œuvre logicielles disponibles sur chaque plateforme.

La divergence la plus grave était l'hypothèse de distribution différente utilisée pour ajuster les données sur la composition de la fréquence d'âge, Awatea n'offrant que l'option de la distribution normale solide (Fournier *et al.* 1998) alors que SS utilisait l'approximation multinomiale ou l'approximation composée multinomiale de Dirichlet (Methot *et al.* 2021). Cette différence semblait cruciale, car il n'était pas possible d'utiliser des méthodes comparables pour pondérer les données sur la fréquence d'âge (Tableau H.1). Nous avons tenté de mettre en œuvre dans Awatea la procédure du « rapport de la moyenne harmonique » utilisée dans l'évaluation des stocks modélisée dans SS, avec des pondérations établies à 6,32 pour les fréquences d'âge (FA) dans la pêche commerciale et à 0,25 pour les fréquences d'âge dans les relevés. Cependant, les estimations modélisées qui en ont résulté n'étaient pas crédibles et ne sont pas présentées ici. Nous avons plutôt choisi d'utiliser la méthode de pondération moyenne selon l'âge de Francis (Francis 2011) pour le modèle Awatea, qui correspondait aux évaluations récentes des stocks de sébaste modélisées dans Awatea (p. ex. Starr et Haigh 2021; en utilisant les pondérations suivantes des fréquences d'âge : pêche commerciale – 1,84; bassin de la Reine-Charlotte – 0,70; côte ouest de l'île de Vancouver – 0,36; côte ouest de Haida Gwaii – 1,21; et goulet de l'île Goose – 3,23).

Plusieurs autres différences ont influé sur cette comparaison, mais une seule, la mise en œuvre différente de l'erreur de détermination de l'âge dans ces deux plateformes, a probablement des conséquences. C'était une fonction de la conception des deux plateformes d'évaluation des stocks, qui mettent en œuvre des approches différentes pour traiter ce problème. La conséquence de cette différence est que nous n'avons pu générer que des approches à peu

près comparables pour cette analyse. Deux autres différences résident dans la plage d'années utilisée pour préciser le paramètre $\log R_0$ et la façon dont les paramètres (q) de mise à l'échelle des CPUE et des relevés ont été traités. En ce qui concerne la plage d'années utilisée pour estimer R_0 , la plateforme SS offrait beaucoup plus de souplesse, tandis que la plateforme Awatea utilisait par défaut la série chronologique complète, une fonction qui ne peut être modifiée sans modifier aussi le codage. Cependant, bien qu'il ne soit pas possible de bien comprendre l'effet de cette différence, nous croyons qu'elle est probablement moins importante que la différence dans la distribution présumée utilisée pour ajuster les données sur la fréquence d'âge. Enfin, il ne devrait presque pas y avoir de différence entre les deux approches utilisées pour traiter les valeurs de q des relevés et des CPUE, sauf que la procédure d'estimation utilisée dans Awatea devrait introduire une plus grande variabilité dans les estimations globales du modèle. L'option de résoudre q de façon analytique n'était pas disponible dans Awatea. Enfin, la différence de pondération décrite dans le paragraphe précédent peut entraîner certaines différences dans l'estimation de la force des classes d'âge, le modèle SS ayant délibérément réduit la pondération des données sur les fréquences d'âge dans les relevés, alors que les données sur les fréquences d'âge dans les relevés ont reçu une pondération relative plus élevée dans le modèle Awatea.

H.3. COMPARAISONS DU MDP

Une comparaison entre les deux modèles des ajustements aux quatre séries de relevés (Figure H.1) et à la série des CPUE (Figure H.2) n'a révélé aucune différence marquée dans la façon dont ces deux modèles traitent ces observations. Les ajustements aux données sur les fréquences d'âge (Figure H.3, Figure H.4) ont montré une différence un peu plus grande, les ajustements de la plateforme SS étant peut-être supérieurs à ceux d'Awatea. Ces différences n'étaient pas importantes et il est peu probable qu'elles entraînent des différences importantes entre les deux plateformes. Une différence majeure était claire : l'ampleur absolue des résidus normalisés était beaucoup plus grande pour le modèle SS, avec des valeurs allant jusqu'à 4 pour la plateforme SS, contre une seule valeur supérieure à 2 pour Awatea (Figure H.4).

Les comparaisons des estimations de l'écart de recrutement (Figure H.5) et des trajectoires de la biomasse féconde (Figure H.6) ont révélé des différences nettes entre les inférences faites à partir des données par ces deux plateformes d'évaluation des stocks, SS produisant des estimations plus précises de la force des classes d'âge, surtout avant 1980. Par exemple, la plateforme SS a estimé une forte classe d'âge de poissons d'âge 0 en 1952, tandis qu'Awatea a estimé une classe d'âge plus petite de poissons d'âge 1 en 1953 et, en moyenne, des classes d'âge généralement plus fortes que SS au cours de cette première période. Cela n'est pas surprenant, étant donné qu'Awatea a estimé un $\log R_0$ plus grand et, par conséquent, une B_0 plus élevée que SS (Tableau H.2). La plateforme Awatea a estimé un recrutement moyen plus élevé que la plateforme SS (Tableau H.2), ce qui est évident sur la Figure H.6, la trajectoire de la biomasse dans Awatea commençant à un niveau beaucoup plus élevé en 1935 que le modèle SS. Cependant, les deux modèles ont convergé vers 1965, chacun affichant un fort pic vers 1980 et une trajectoire à peu près identique après le pic. Les deux modèles aboutissaient en 2022 près du même niveau de biomasse absolue. Une interprétation de ce résultat est que malgré l'incertitude entourant la taille de la biomasse initiale et sa trajectoire subséquente, cette incertitude diminue une fois que la quantité de données sur les fréquences d'âge s'améliore et que des indices de la biomasse sont disponibles pour alimenter le modèle. Avant cela, ce sont les hypothèses du modèle qui orientent l'interprétation de la biomasse.

H.4. COMPARAISONS DES RÉSULTATS MCCM

Les deux modèles avaient des diagnostics MCCM acceptables, ce qui indique que les simulations MCCM avaient convergé, avec des traces ne montrant aucune tendance globale (Figure H.7), les distributions partielles des paramètres cumulatifs avaient un chevauchement acceptable (Figure H.8), et les paramètres donnaient peu de signes d'autocorrélation (Figure H.9).

Mis à part la différence dans l'estimation de $\log R_0$, le Tableau H.2 met en évidence certaines différences dans les estimations des paramètres de sélectivité pour les cinq flottilles. Les estimations des paramètres pour μ (âge à la sélectivité maximale) pour la pêche « TRAWL+ » étaient raisonnablement semblables entre les deux plateformes, avec quelques différences relativement mineures dans le paramètre $\log v_L$ (écart-type de la sélectivité du côté gauche). Comme il s'agit de l'ensemble de données qui contient le plus de données sur la composition et qui a reçu le plus de pondération dans la reconstitution, on s'attend à ce que les estimations soient semblables. Les différences sont plus grandes dans les estimations des paramètres pour les relevés, en particulier pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, où les estimations pour μ et $\log v_L$ différaient considérablement (Tableau H.2). Toutefois, ces relevés ont reçu une pondération très faible dans la reconstitution par la plateforme SS, de sorte qu'il est moins surprenant que les modèles interprètent les données différemment, surtout que les pondérations ont été appliquées différemment dans les deux modèles.

La Figure H.10 compare les recrutements médians, montrant que la plateforme SS a estimé un recrutement très important en 1952 pour lequel la reconstitution par Awatea n'a pas produit d'équivalent. Cette différence est probablement attribuable au fait qu'Awatea a estimé une biomasse initiale plus importante que SS, de sorte qu'un recrutement important en 1952 était nécessaire dans la reconstitution de SS pour correspondre à l'historique des prises au milieu des années 1960 et aux proportions des âges plus avancés dans les données sur les fréquences d'âge, alors qu'il n'était pas nécessaire dans la reconstitution d'Awatea. Les deux plateformes ont estimé un recrutement important en 1961 qui, combiné au fort recrutement en 1952 estimé par la plateforme SS, a permis aux deux reconstitutions d'estimer des niveaux de la biomasse de pointe similaires en 1978 (Figure H.11 : biomasse médiane en 1978 dans SS=39 200 t; biomasse médiane en 1978 dans Awatea=39 700 t). Les deux trajectoires de la biomasse médiane avaient convergé en 1967 et semblaient se suivre de près depuis, jusqu'à la fin de la reconstitution en 2022, avec un chevauchement considérable entre les intervalles de crédibilité respectifs (Figure H.11). Cependant, lorsque cette même trajectoire a été fournie en tant que B_0 (Figure H.12), les reconstitutions des modèles semblaient très différentes, Awatea donnant des niveaux de biomasse relative beaucoup plus faibles que ceux estimés par SS. Cependant, la similarité entre les deux modèles concernant la biomasse absolue du milieu des années 1960 à la fin de la reconstitution corrobore les conclusions tirées des comparaisons du MDP : même si l'hypothèse sur la distribution utilisée pour ajuster les données sur la composition a produit une estimation de la biomasse initiale très différente, la correspondance des trajectoires de la biomasse à partir du milieu des années 1960 indique que les deux modèles semblent interpréter les données de la même manière à partir de ce moment. La différence entre l'état des stocks et la productivité globale (comme le montre l'estimation plus élevée du rendement maximal durable par Awatea – voir le Tableau H.2) résulte probablement des hypothèses du modèle, et non des données. Heureusement, les deux plateformes de modélisation ont indiqué que la biomasse actuelle a une probabilité élevée de se trouver au-dessus des niveaux de référence du MPO de $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$ (Tableau H.2), et ont ainsi produit des avis de gestion uniformes.

Outre les différences entre les plateformes de modélisation, l'évaluation des stocks a également permis de montrer que les hypothèses sur l'erreur de détermination de l'âge constituent une

autre source d'incertitude (Figure H.13). Selon la mesure dans laquelle les fréquences d'âge ont été ajustées pour refléter l'incertitude (c.-à-d. qu'un fort ajustement de l'erreur de détermination de l'âge produisait des événements distincts de recrutement élevé sur une seule année, tandis qu'une erreur nulle de détermination de l'âge étalait les événements de recrutement sur les cohortes adjacentes), les estimations de la biomasse initiale à l'équilibre changent, tandis que les estimations de la dernière année demeurent semblables. Cela aura des répercussions sur les points de référence, et il faudra en tenir compte dans les futures évaluations des stocks.

Tableau H.1. Spécifications pour les deux modèles : cycle central de SS (Cycle75.01) et équivalent dans Awatea (Cycle75.01).

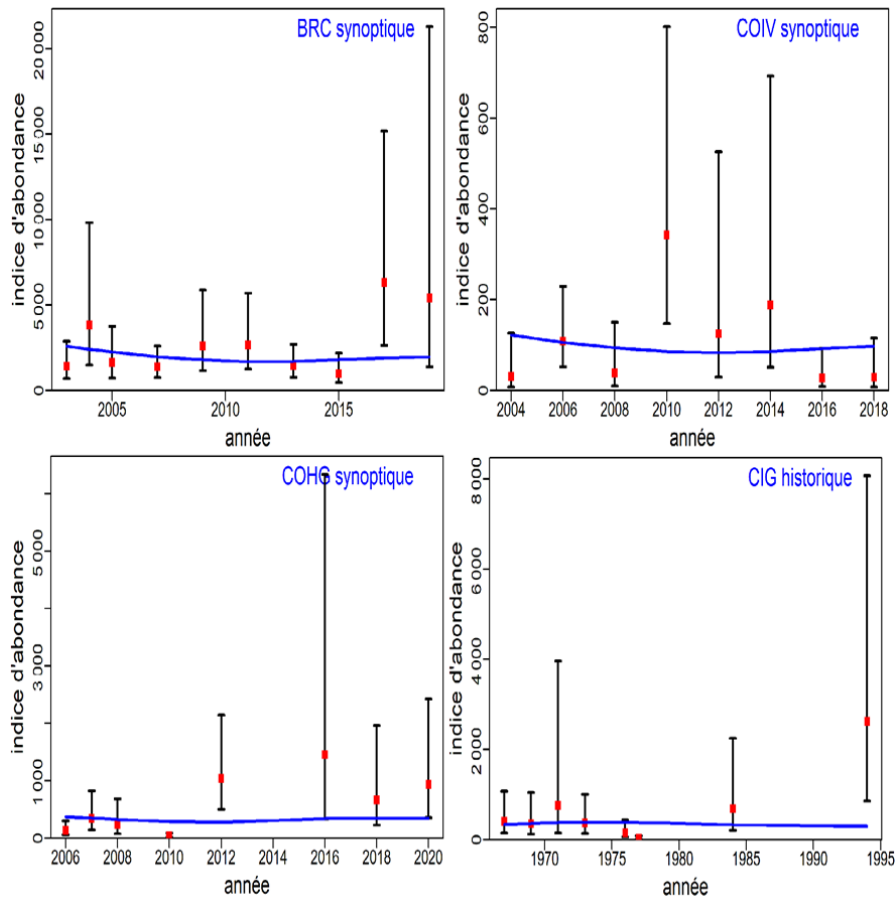
Hypothèse clé	Cycle central de SS (Cycle75.01)	Awatea (Cycle75.01)
Mortalité naturelle (M)	0,05	0,05
Taux de variation fixe (h)	0,7	0,7
Présomption de deux sexes (femelles, mâles)	X	X
Classe d'âge maximal	60	60
Une pêche commerciale dominée par le chalut (fond + pélagique), avec des prélèvements mineurs par la pêche du flétan à la palangre, la pêche de la morue charbonnière à la trappe, la pêche de la morue-lingue à la palangre et la pêche du saumon à la traîne, regroupée en une seule série de prises avec les données sur les fréquences d'âge (FA) tirées de la pêche au chalut	X	X
Une série d'indices de l'abondance dans la pêche commerciale au chalut de fond (indice des CPUE de la pêche au chalut de fond, 1996 à 2020)	X	X
Utilisé 4 séries d'indices de l'abondance dans les relevés (synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii et historique dans le goulet de l'île Goose), avec des données sur les fréquences d'âge (FA)	X	X
Valeur a priori normale élevée $N(8,8)$ sur $\log R_0$	X	X
Utilisation de valeurs antérieures normales informées pour les deux paramètres de sélectivité (μ_g , v_{gL}) pour toutes les flottes (pêche et relevés), et établissement du décalage de sélectivité mâle (Δ_g) à 0 (annexe E)	X	X
Écart estimatif de recrutement	1950 à 2012	1935 à 2020
Écart-type fixe pour les résidus du recrutement (σ_R)	0,9	0,9
Repondération appliquée à l'abondance : ajout d'une erreur de processus de CV aux CV des indices, $c_p = 0,3296$ pour la série des CPUE de la pêche commerciale et $c_p = 0$ pour les relevés (annexe E)	X	X
Repondération appliquée à la composition	méthode du rapport de la moyenne harmonique (voir l'annexe E)	méthode T8 de Francis (2011)
Vecteur d'erreur de la détermination de l'âge fondé sur les CV des longueurs observées	Annexe D.2.3	approximation
Paramètres de mise à l'échelle des relevés et des CPUE (q)	prise en compte analytique	estimation
Réduire la pondération des données sur la fréquence d'âge dans les relevés afin qu'elles soient utilisées pour estimer la sélectivité, mais sans contribuer aux estimations de la force des classes d'âge	X	pas fait

Tableau H.2. Estimations des paramètres et des paramètres dérivés selon la méthode MCCM pour les deux plateformes d'évaluation des stocks.

Paramètres	SS Cycle75.01			AW Cycle75.01		
	0,05	0,5	0,95	0,05	0,5	0,95
$\log R_0$	7,870	8,073	8,307	8,281	8,385	8,519
$\mu_1(\text{TRAWL+})$	11,0	11,6	12,3	10,7	11,4	12,2
$\log v_{L1}(\text{TRAWL+})$	1,71	2,07	2,40	1,15	1,61	2,03
$\mu_2(\text{QCS})$	9,9	13,7	18,2	10,1	14,0	19,4
$\log v_{L2}(\text{QCS})$	3,06	4,00	4,84	2,52	3,54	4,38
$\mu_3(\text{WCVI})$	8,6	13,7	18,7	13,8	17,6	20,8
$\log v_{L3}(\text{WCVI})$	2,79	3,81	4,78	2,34	3,37	4,20
$\mu_4(\text{WCHG})$	8,4	10,7	12,8	10,2	11,2	12,5
$\log v_{L4}(\text{WCHG})$	1,36	2,05	2,73	1,29	1,88	2,41
$\mu_5(\text{GIG})$	10,6	15,9	21,7	11,6	14,1	18,2
$\log v_{L5}(\text{GIG})$	3,48	4,93	6,29	2,97	4,08	5,24

Paramètres dérivés	SS Cycle75.01			AW Cycle75.01		
	0,05	0,5	0,95	0,05	0,5	0,95
B_0	21 402	26 065	32 811	35 661	39 576	45 255
B_{2022}	11 714	18 027	29 058	11 945	17 222	25 180
B_{2022}/B_0	0,481	0,664	0,904	0,333	0,438	0,565
U_{2021}	0,015	0,023	0,035	0,020	0,030	0,042
B_{RMD}	6 075	7 548	9 569	9 943	11 046	12 649
RMD	834	1 031	1 311	1 335	1 485	1 694
U_{RMD}	0,046	0,046	0,047	0,060	0,064	0,066
B_{2022}/B_{RMD}	1,732	2,394	3,255	1,186	1,570	2,013
U_{2021}/U_{RMD}	0,325	0,504	0,751	0,320	0,466	0,669
$P(B_{2022} > 0,4B_{RMD})$	-	1,0	-	-	1,0	-
$P(B_{2022} > 0,8B_{RMD})$	-	1,0	-	-	1,0	-

SS Cycle 75,01



AW Cycle 75,01

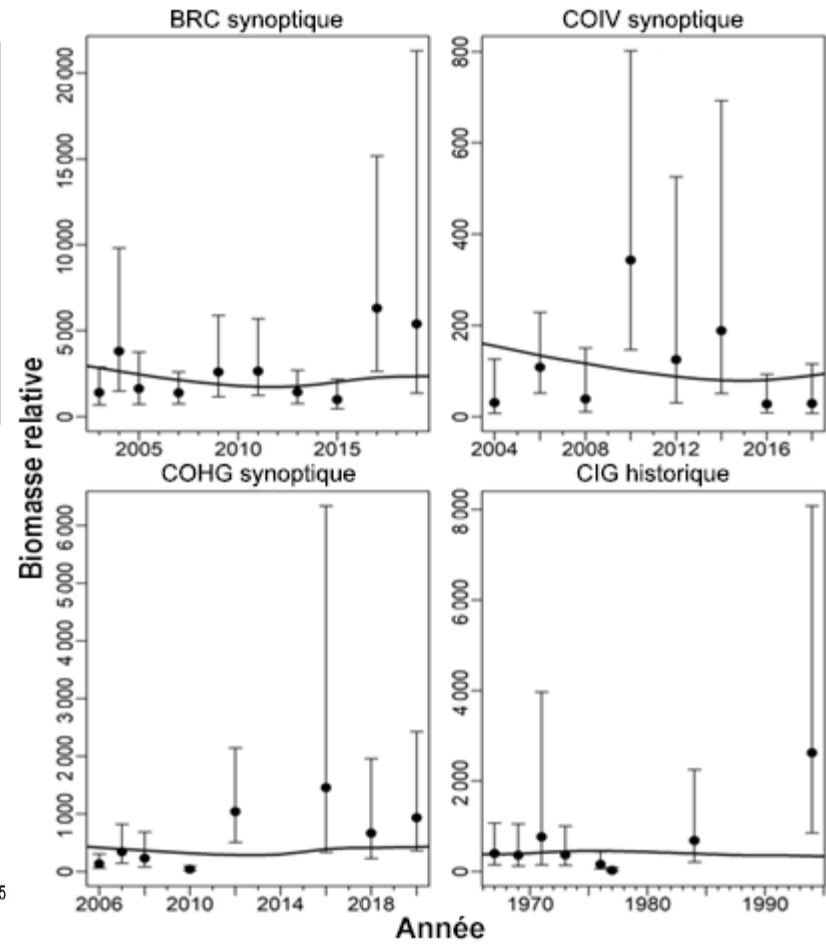


Figure H.1. Comparaison des ajustements du modèle MDP aux quatre séries de relevés. Les ajustements de la plateforme SS sont indiqués dans les deux premières colonnes à gauche et ceux d'Awatea dans les deux dernières colonnes à droite.

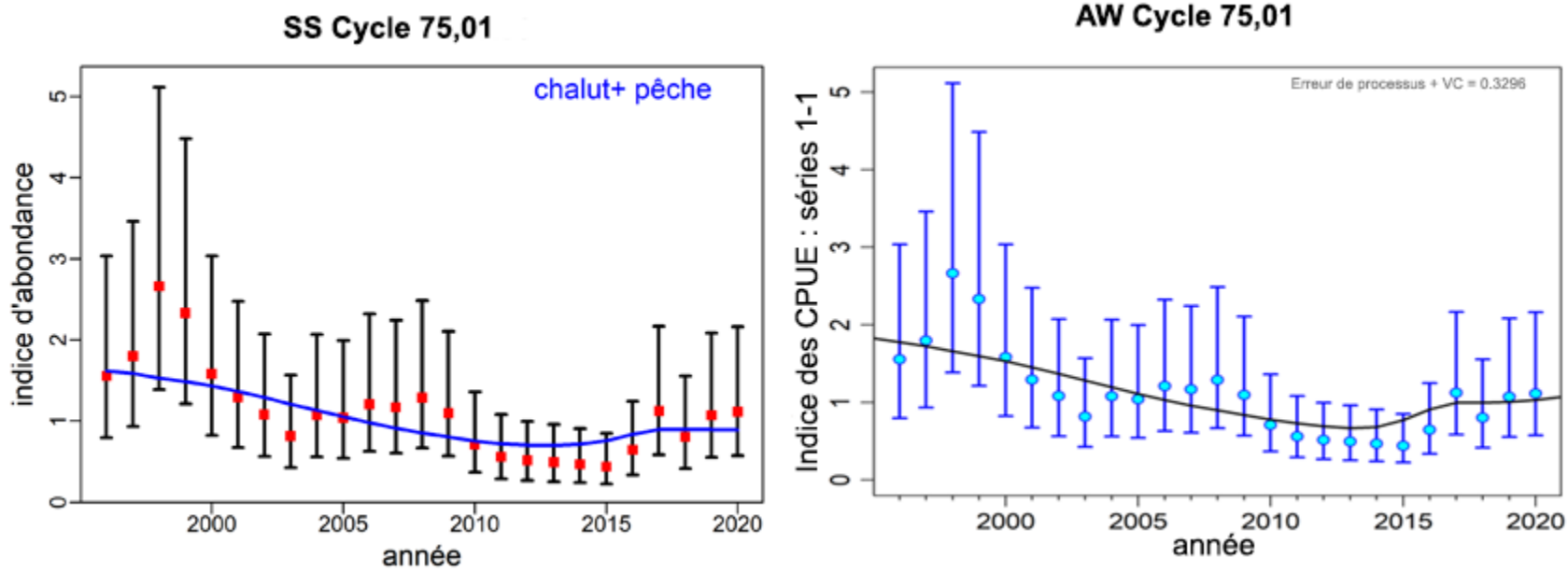


Figure H.2. Comparaison des ajustements du modèle MDP à la série des CPUE. L'ajustement de la plateforme SS est indiqué à gauche et celui d'Awatea à droite.

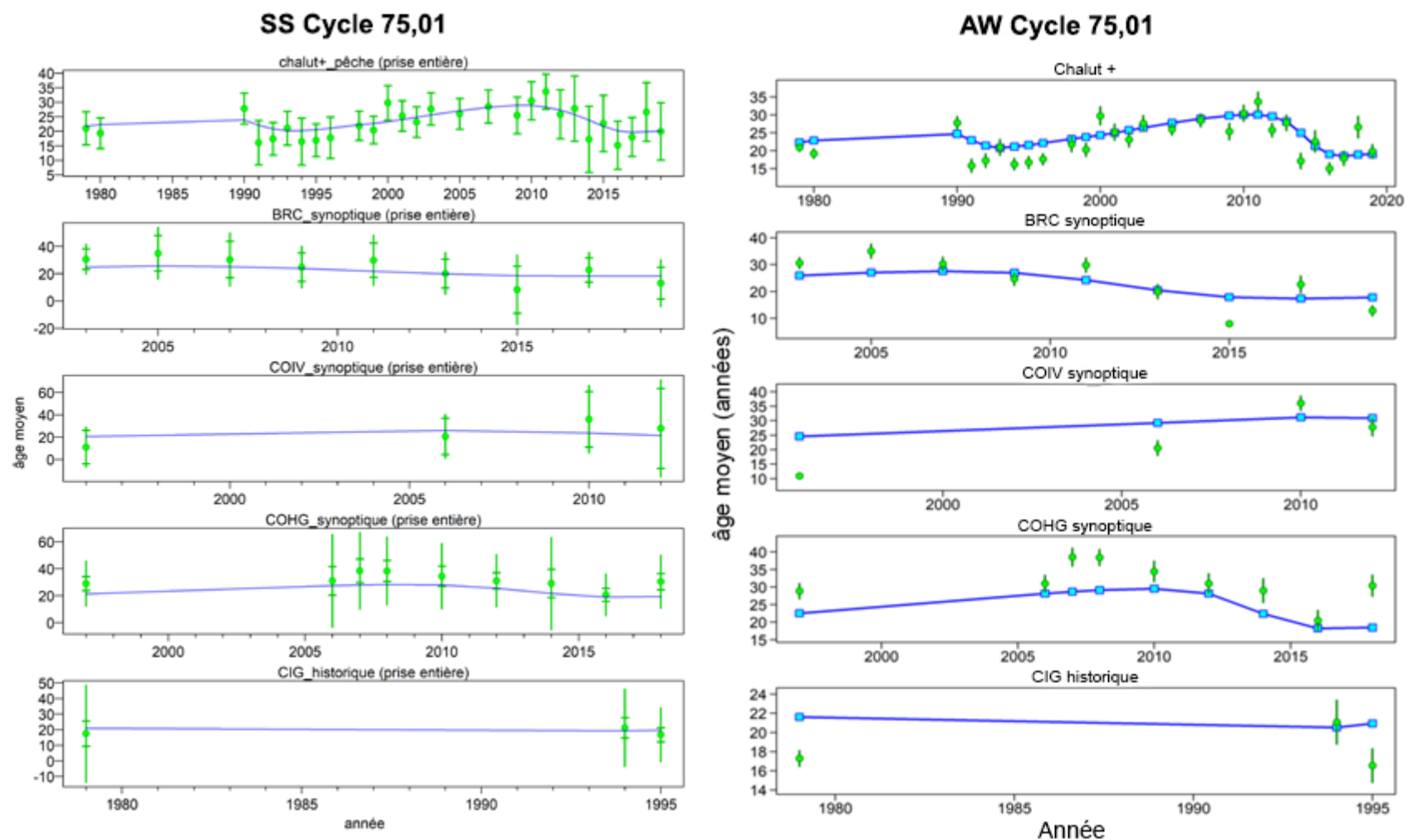


Figure H.3. Comparaison des estimations du modèle MDP de l'âge moyen selon l'année, pour chaque ensemble de données sur la fréquence d'âge, avec les estimations de la plateforme SS indiquées à gauche et celles d'Awatea à droite.

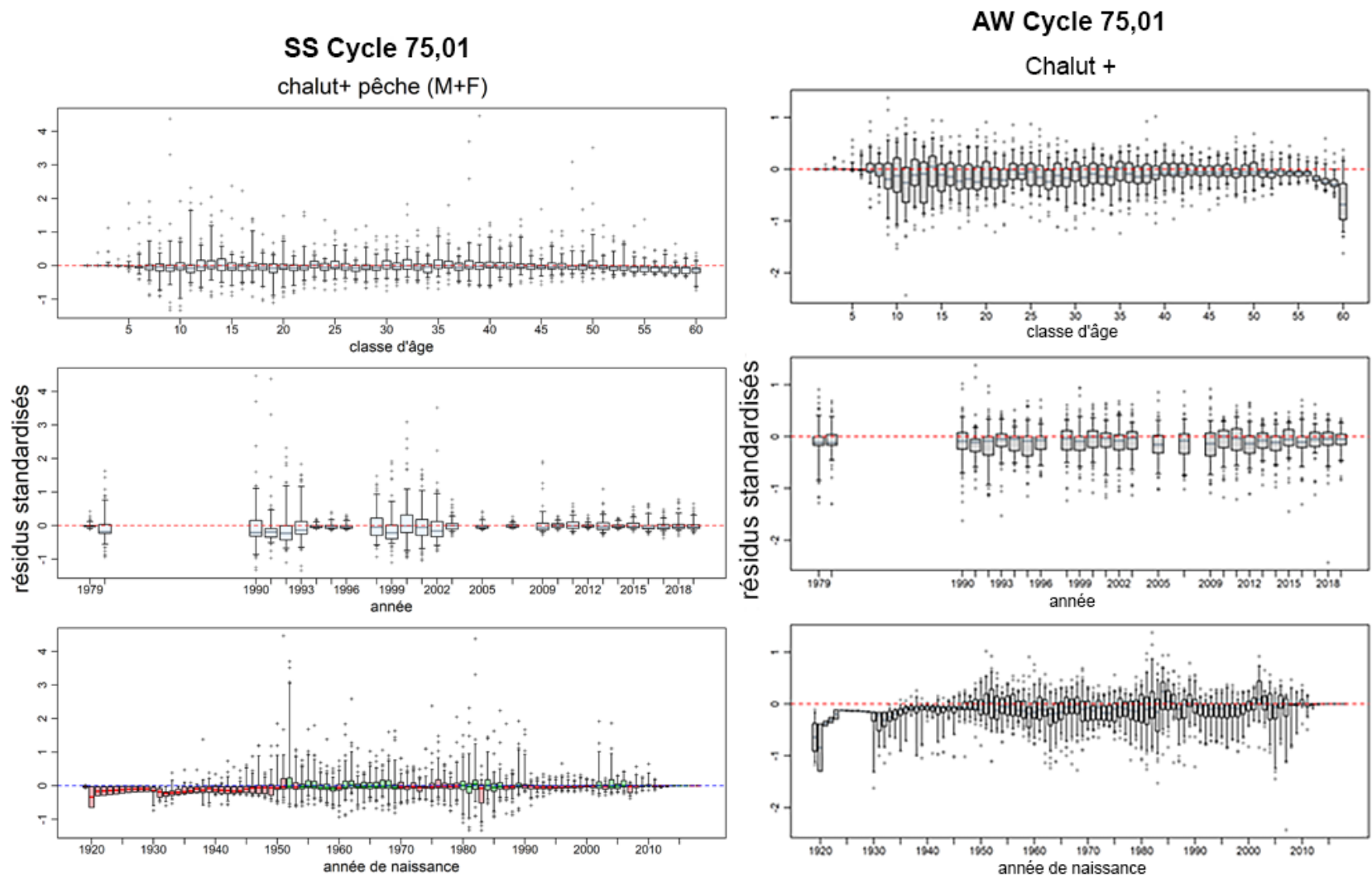


Figure H.4. Comparaison des résidus du MDP d'après les ajustements aux données sur la fréquence d'âge dans la pêche TRAWL+, avec les résidus de la plateforme SS indiqués à gauche et ceux d'Awatea à droite.

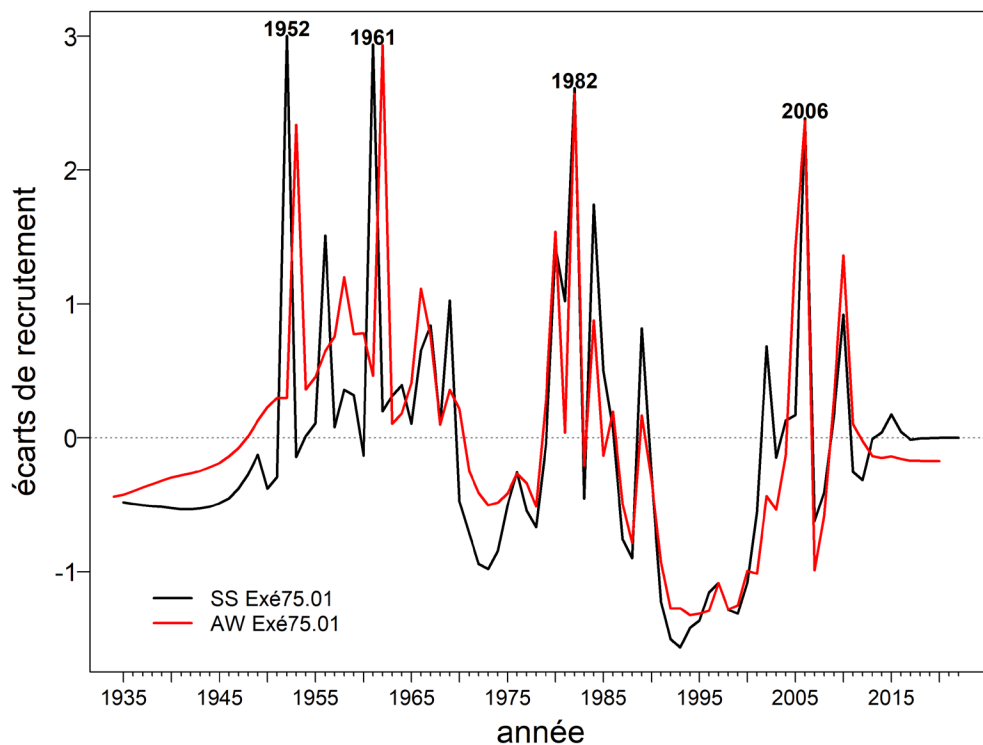


Figure H.5. Comparaison superposée des écarts de recrutement du MDP estimés par chaque modèle.

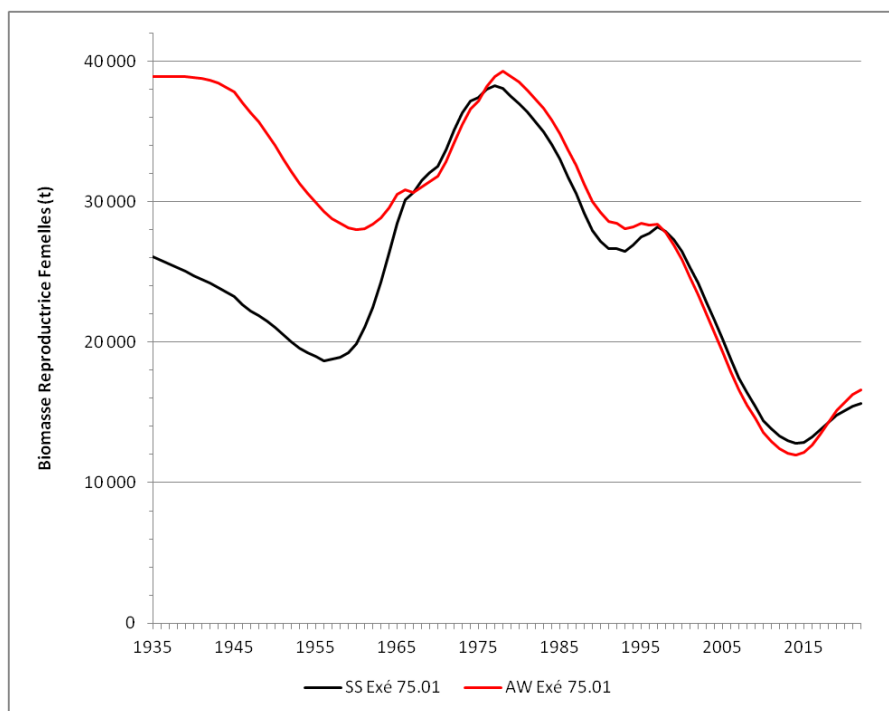


Figure H.6. Comparaison superposée des trajectoires de la biomasse reproductrice femelle en MDP estimées par chaque modèle.

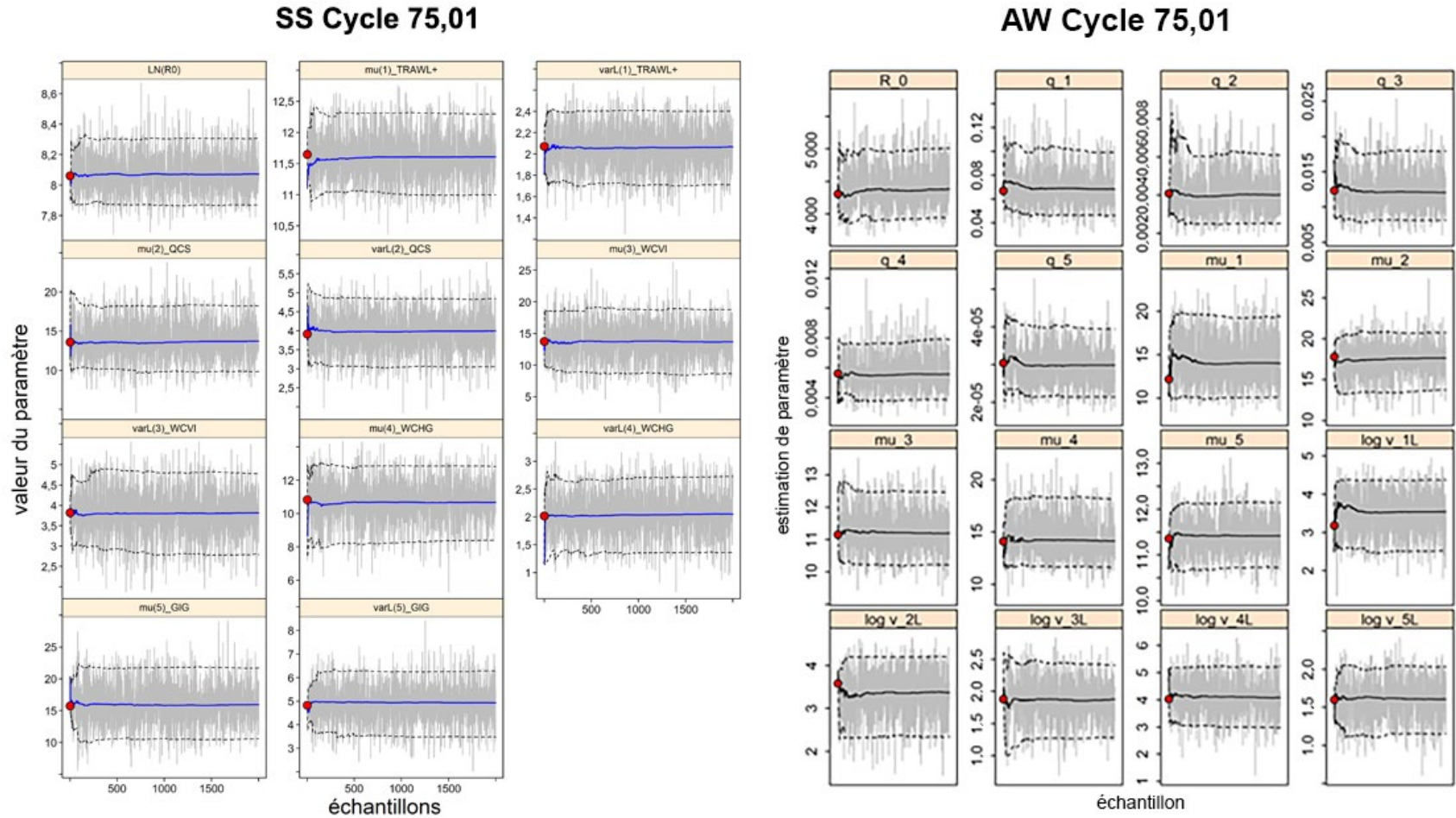


Figure H.7. Comparaison des traces MCMC pour les principaux paramètres du modèle, avec les traces SS3 indiquées à gauche et les traces Awatea à droite.

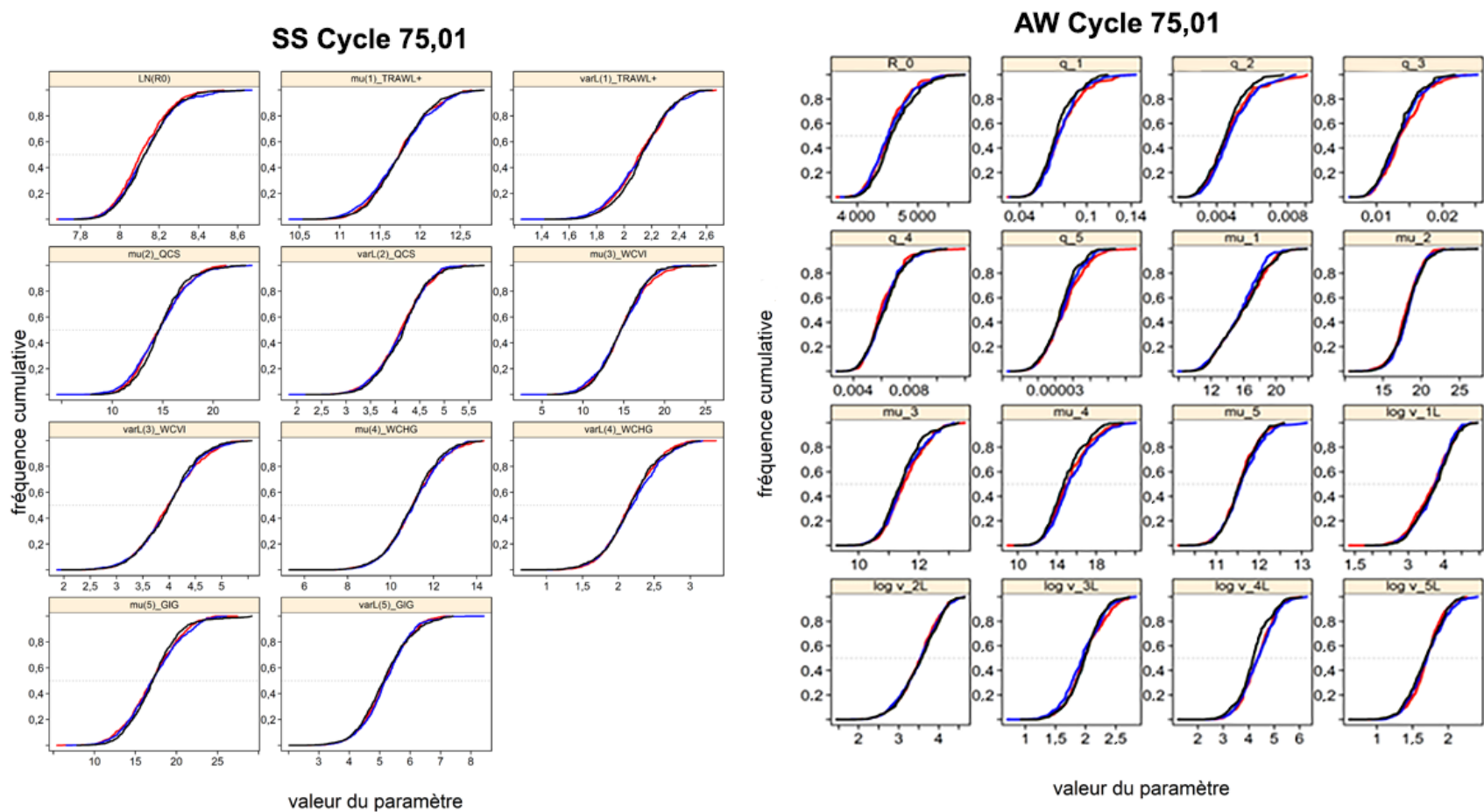


Figure H.8. Comparaison des distributions cumulatives des traces MCCM divisées en trois parties, avec le premier segment (en rouge), le deuxième segment (en bleu) et le dernier segment (en noir); les distributions cumulatives SS3 sont indiquées à gauche et les distributions cumulatives Awatea à droite.

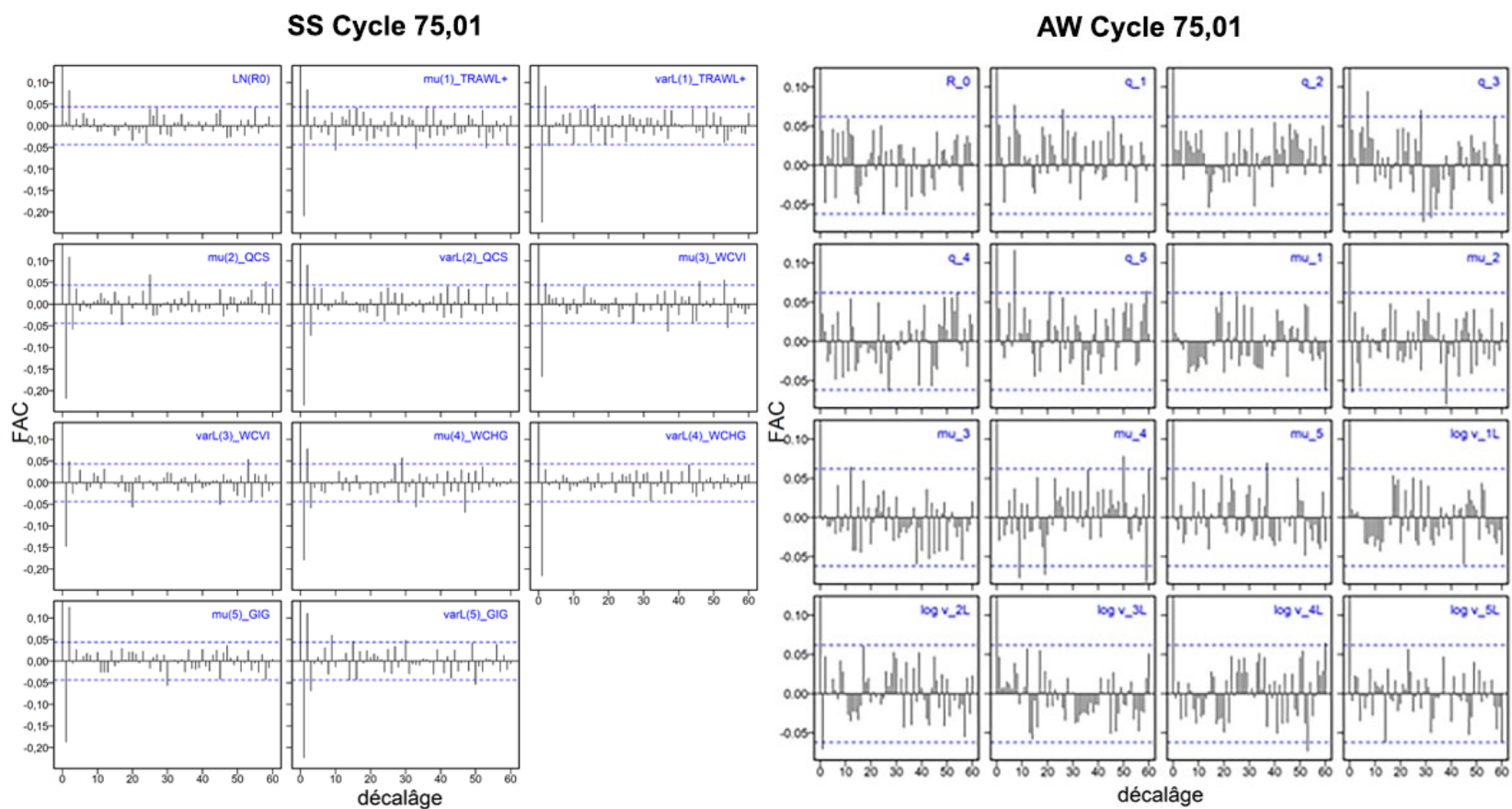


Figure H.9. Comparaison des autocorrélations des paramètres principaux des traces MCCM avec les résultats SS affichés à gauche et les résultats Awatea affichés à droite.

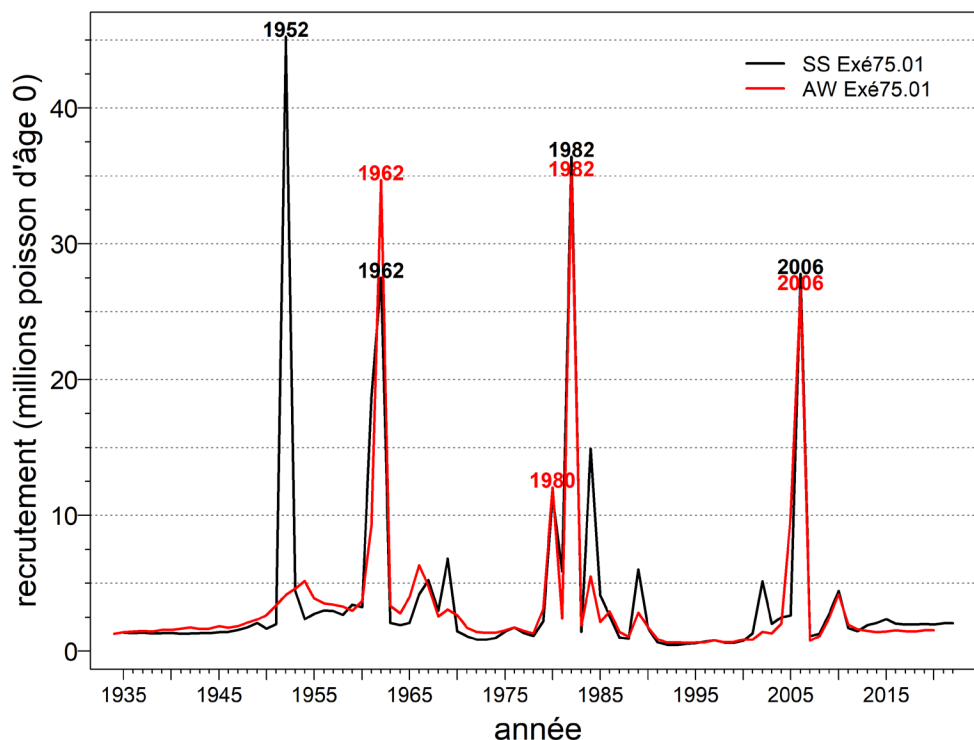


Figure H.10. Comparaison des recrutements médians MCCM estimés par chaque modèle (SS = Stock Synthesis 3, AW = Awatea).

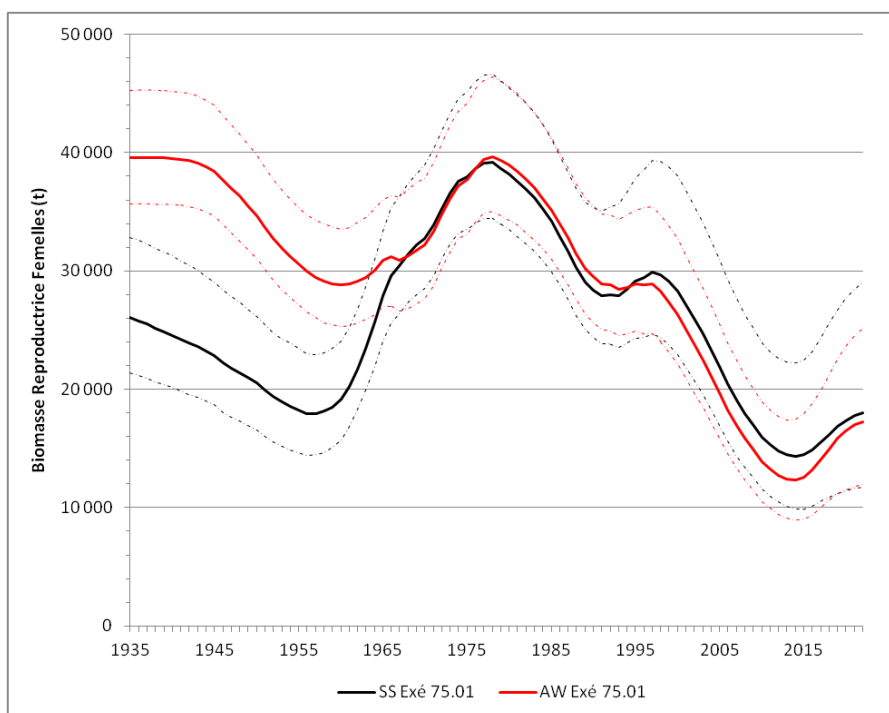


Figure H.11. Comparaison superposée des trajectoires de la biomasse de femelles reproductrices selon la méthode MCCM (en tonnes) estimées par chaque modèle; les lignes pleines représentent les médianes a posteriori respectives et les lignes tiretées noires et rouges montrent l'intervalle de crédibilité à 90 % pour chaque modèle.

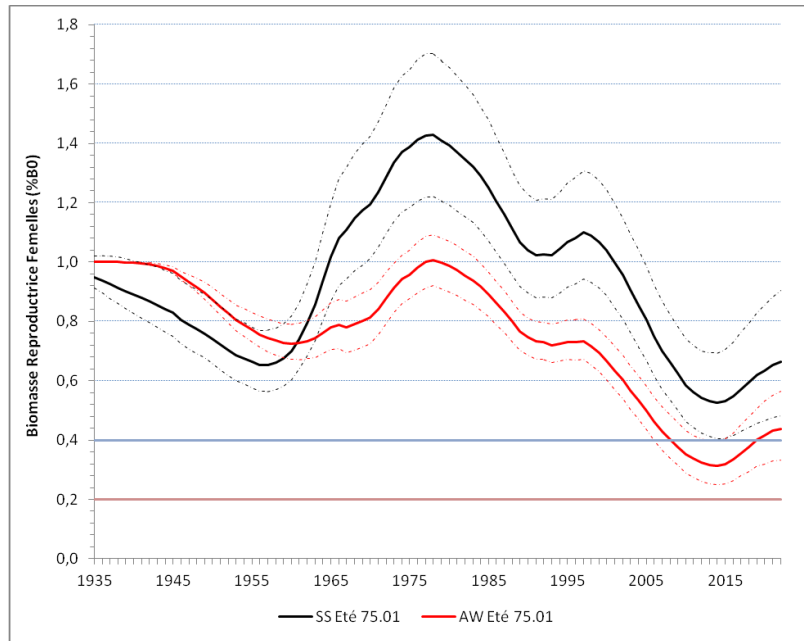


Figure H.12. Comparaison superposée des trajectoires de la biomasse de femelles reproductrices selon la méthode MCCM (par rapport à B_0) estimées par chaque modèle; les lignes pleines représentent les médianes a posteriori respectives et les lignes tiretées noires et rouges montrent l'intervalle de crédibilité à 90 % pour chaque modèle. La biomasse cible par défaut de la Nouvelle-Zélande pour les stocks à faible productivité, de $0,4B_0$ et la « limite non critique » de $0,2B_0$, sont également indiquées.

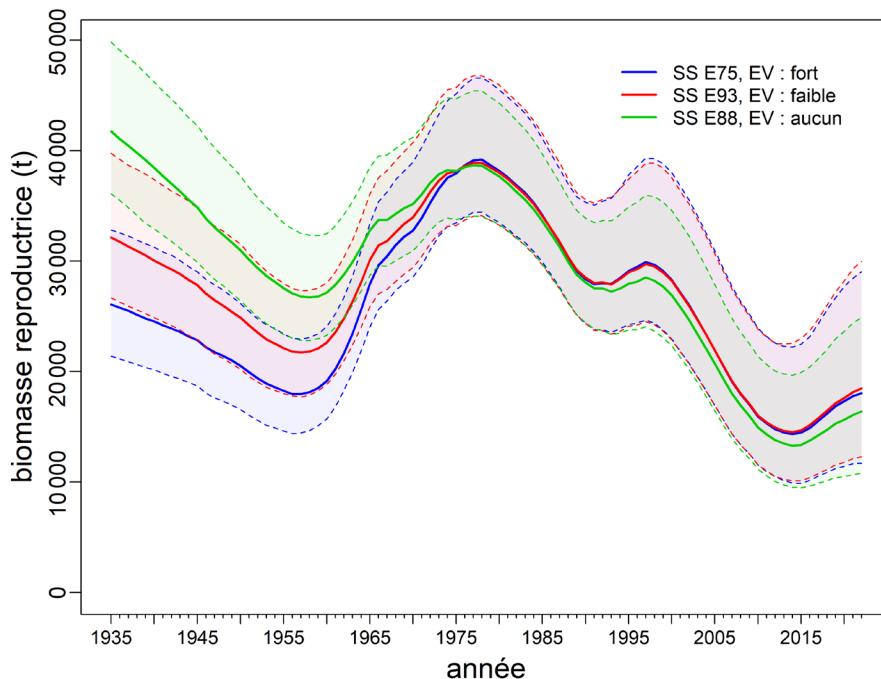


Figure H.13. Comparaison des trajectoires de la biomasse de femelles reproductrices selon la méthode MCCM à partir de trois modèles SS avec différents scénarios d'erreur de détermination de l'âge (AE) : R75 avec une AE importante fondée sur les CV de la longueur selon l'âge, R93 avec une AE faible fondée sur les CV de l'âge d'après la détermination de l'âge par les lecteurs d'âge, et R88 sans erreur de détermination de l'âge. Les lignes pleines représentent les médianes, les lignes tiretées les quantiles 0,05 et 0,95.

H.5. RÉFÉRENCES - ANALYSE DE TRANSITION

- Edwards, A.M., Haigh, R., and Starr, P.J. 2012. [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.
- Fournier, D.A, Hampton, J., and Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with applications to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55:1-12.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- 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.
- Methot Jr, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L., and Johnson, K.F. 2021. [Stock Synthesis User Manual, version 3.30.17](#). NOAA Fisheries, Seattle WA. iv + 233 p.
- MPO. 2022. [Compte rendu de l'examen par les pairs de la région du Pacifique sur l'Évaluation des stocks de sébastes à bouche jaune \(*Sebastes reedi*\) de la Colombie-Britannique en 2021 ; du 8 au 9 septembre 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu 2022/003.
- 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.