



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 2025/004

Région du Pacifique

Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) de la Colombie-Britannique en 2023

Paul J. Starr¹ et Rowan Haigh²

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

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

Avant-propos

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

Publié par :

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

[http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/
csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca](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, 2025

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#)

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-75149-8 N° cat. Fs70-5/2025-004F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Starr, P.J. et Haigh, R. 2025. Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) de la Colombie-Britannique en 2023. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/004. vii + 335 p.

Also available in English :

Starr, P.J. and Haigh, R. 2025. Pacific Ocean Perch (*Sebastes alutus*) Stock Assessment for British Columbia in 2023. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/004. vii + 303 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	VI
1. INTRODUCTION	1
1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION.....	3
1.2. AIRE DE RÉPARTITION ET RÉPARTITION.....	5
2. DONNÉES SUR LES PRISES.....	6
3. GESTION DES PÊCHES.....	8
4. DESCRIPTION DES RELEVÉS	9
5. CPUE PROVENANT DE LA PÊCHE COMMERCIALE	11
6. DONNÉES BIOLOGIQUES	11
6.1. FRÉQUENCES SELON L'ÂGE.....	11
6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE	13
6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE.....	13
6.4. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ.....	14
6.5. MORTALITÉ NATURELLE.....	15
6.6. TAUX DE VARIATION	15
7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE	15
8. RÉSULTATS DU MODÈLE	19
8.1. MODÈLE À ZONES MULTIPLES	19
8.2. MODÈLES À ZONE UNIQUE	28
8.2.1. Bassin de la Reine-Charlotte 5ABC.....	33
8.2.2. Côte ouest de l'île de Vancouver 3CD.....	34
8.2.3. Côte ouest de Haida Gwaii 5DE	35
8.3. SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ	36
8.3.1. Analyses de sensibilité au niveau MCMC.....	37
8.3.2. Simulations de sensibilité au niveau du mode de distribution a posteriori.....	43
9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES	45
9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE.....	45
9.2. ÉTAT DES STOCKS ET TABLEAUX DE DÉCISION	46
9.2.1. Tableaux de décision	47
9.2.2. Tableaux de décision (0,5R).....	50
9.3. RECONSTITUTION DES STOCKS	52
9.4. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS.....	53
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX	53
11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES	56
12. REMERCIEMENTS	58
13. RÉFÉRENCES CITÉES	59

ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES	64
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT	93
ANNEXE C. CPUE AU CHALUT COMMERCIAL	146
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES	147
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE	193
ANNEXE F. RESULTATS DU MODÈLE	222
ANNEXE G. ECOSYSTEM INFORMATION.....	317

LISTE DES PRINCIPAUX TABLEAUX

TABLEAU 1. QUANTILES DU MODÈLE DE BASE POUR LES PRINCIPAUX PARAMÈTRES DU MODÈLE ESTIMÉS.....	21
TABLEAU 2. QUANTILES DU MODÈLE DE BASE POUR LES PARAMÈTRES DU MODÈLE DÉRIVÉS	22
TABLEAU 3. PLNS POUR LES AJUSTEMENTS À SIX RELEVÉS PRIMAIRES	28
TABLEAU 4. ESTIMATIONS MÉDIANES DES PARAMÈTRES DES MODÈLES DE BASE ET À ZONE UNIQUE.....	30
TABLEAU 5. ESTIMATIONS MÉDIANES DES PARAMÈTRES DÉRIVÉS DES MODÈLES DE BASE ET À ZONE UNIQUE	32
TABLEAU 6. DES SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ ONT ÉTÉ EFFECTUÉES POUR VÉRIFIER UNE SÉRIE D'HYPOTHÈSES DE BASE	36
TABLEAU 7. RÉPARTITION PROPORTIONNELLE SELON LE MPD PAR SOUS-ZONE DU SLM.....	38
TABLEAU 8. VRAISEMBLANCES LOGARITHMIQUES NÉGATIVES POUR LES SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ SELON LE MPD	45
TABLEAU 9. ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES SÉLECTIONNÉS POUR LES SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ SELON LE MPD	45
TABLEAU 10. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE À LA POLITIQUE SUR LES PRISES (PRL) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	47
TABLEAU 11. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE À LA POLITIQUE SUR LES PRISES (PRS) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	48
TABLEAU 12. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE À LA POLITIQUE SUR LES PRISES (U_{RMD}) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	49
TABLEAU 13. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE À LA POLITIQUE SUR LES PRISES ($0.2B_0$) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	49
TABLEAU 14. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE À LA POLITIQUE SUR LES PRISES ($0.4B_0$) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	50
TABLEAU 15. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE AUX PRÉVISIONS DE FAIBLE RECRUTEMENT (PRL) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	51
TABLEAU 16. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE AUX PRÉVISIONS DE FAIBLE RECRUTEMENT (PRS) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE.....	51

TABLEAU 17. TABLEAU DE DÉCISION RELATIVE AUX PRÉVISIONS DE FAIBLE RECRUTEMENT (U_{RMD}) POUR LES PROJECTIONS DE LA SIMULATION DE RÉFÉRENCE 52

LISTE DES PRINCIPALES FIGURES

FIGURE 1. ZONES PRINCIPALES DE LA CPMP PAR RAPPORT AUX ZONES DE L'UNITÉ DE GESTION DU POISSON DE FOND POUR LE SLM 4

FIGURE 3. CAPTURES MODÉLISÉES PAR PÊCHE ET TYPE D'ENGIN, 1935–2022 7

FIGURE 4. COMPARAISON DES TRAJECTOIRES DES PRISES : ÉVALUATIONS DES STOCKS DE SLM 2012, 2017 ET 2023..... 8

FIGURE 5. DISTRIBUTIONS A POSTERIORI DES RECRUTEMENTS ANNUELS, 1935–2034 24

FIGURE 6. TRAJECTOIRE ET PROJECTIONS DE LA BIOMASSE DU STOCK REPRODUCTEUR..... 25

FIGURE 7. TRAJECTOIRE ET PROJECTIONS DE L'ÉTAT DU STOCK (B_T/B_{RMD}) 26

FIGURE 8. ÉTAT DU STOCK POUR B_{2024} ET DIAGRAMMES DE PHASE DE LA SOUS-ZONE U_{T-1}/U_{RMD} PAR RAPPORT À B_T/B_{RMD} 27

FIGURE 9. COMPARAISON DU RECRUTEMENT SELON LE MPD ENTRE LES SOUS-ZONES ET LES ZONES À STOCK UNIQUE 31

FIGURE 10. ÉTAT ACTUEL DU STOCK B_{2024}/B_{RMD} POUR LES SOUS-ZONES ET LES MODÈLES À ZONE UNIQUE 33

FIGURE 11. DISTRIBUTIONS A POSTERIORI DE LA BIOMASSE ANNUELLE DU STOCK REPRODUCTEUR DANS LES SOUS-ZONES 5ABC 34

FIGURE 12. DISTRIBUTIONS A POSTERIORI DE LA BIOMASSE ANNUELLE DU STOCK REPRODUCTEUR DANS LES SOUS-ZONES 3CD 35

FIGURE 13. DISTRIBUTIONS A POSTERIORI DE LA BIOMASSE ANNUELLE DU STOCK REPRODUCTEUR DANS LES SOUS-ZONES 5DE 36

FIGURE 14. TRAJECTOIRES MÉDIANES DU B_T POUR LE MODÈLE DE BASE ET LES SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ 41

FIGURE 15. TRAJECTOIRES MÉDIANES DU B_T/B_0 POUR LE MODÈLE DE BASE ET LES SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ 42

FIGURE 16. ÉTAT ACTUEL DU STOCK B_{2024}/B_{RMD} POUR LE MODÈLE DE BASE ET 10 SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ 43

FIGURE 17. TRAJECTOIRES SELON LE MPD DU RECRUTEMENT PRÉVU (SIMULATION DE RÉFÉRENCE COMPARÉ À LA FAIBLE PRÉVISION R) 52

RÉSUMÉ

Le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) est présent d'Honshu au Japon à la Basse-Californie, au Mexique. En Colombie-Britannique (C.-B.), l'occurrence du sébaste à longue mâchoire est presque continue, avec des ruptures apparentes dans la partie supérieure du détroit d'Hécate (probablement trop peu profonde) et au large de la côte sud-ouest de Haida Gwaii (terrain escarpé ne convenant pas au chalutage). Des points névralgiques (densité élevée de captures par unité d'effort [CPUE]) sont observés dans le goulet de l'île Moresby, aux environs de l'île Anthony, au large de la baie Rennell, au large de la côte nord-ouest de Haida Gwaii et à l'entrée Dixon près de l'île Langara.

La présente évaluation des stocks a permis d'évaluer une population de la côte de la Colombie-Britannique composée de trois sous-zones, chacune ayant des pêches distinctes, dans 5ABC (détroit de la Reine-Charlotte), 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver) et 5DE (côte ouest de Haida Gwaii). Les pêches étaient dominées par les engins de pêche au chalut (>99 %), avec des prélèvements mineurs par d'autres types d'engins (p. ex., palangre). Les prises de sébaste à longue mâchoire au chalut pélagique étaient les plus fréquentes dans la sous-zone 3CD, mais seulement après 2007. L'activité de pêche au chalut pélagique dans la sous-zone 5ABC était modérée à faible, et elle était minimale dans la sous-zone 5DE. Pour cette évaluation des stocks, les registres de pêche au chalut de fond et au chalut pélagique ont été combinés.

Pour l'évaluation, on a utilisé un modèle des prises annuelles selon l'âge ajusté à six séries de relevés au chalut indépendants de la pêche, aux estimations annuelles des prises commerciales depuis 1935 et aux données sur la composition du stock selon l'âge provenant de relevés (29 années de données tirées de cinq relevés) et de la pêche commerciale (43 années de données provenant de trois pêches). Le modèle a commencé avec un état d'équilibre présumé en 1935. Les données des indices de relevé couvrent la période de 1967 à 2022, mais ce ne sont pas toutes les années qui sont représentées.

Un modèle à deux sexes, qui a estimé M pour chaque sexe et le paramètre h du taux de variation stock-recrutement, a été mis en œuvre dans un cadre bayésien à l'aide de la procédure « No U-Turn Sampling » (NUTS) de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC). En plus de la mortalité naturelle et du taux de variation, les paramètres estimés par ce modèle comprenaient le recrutement moyen au cours de la période de 1935 à 2014, les paramètres de distribution du recrutement à l'échelle de la côte et la sélectivité pour la flotte commerciale dans la sous-zone 5ABC (partagée avec les sous-zones 3CD et 5DE) et pour les cinq relevés utilisant des données sur la fréquence selon l'âge. Les coefficients d'échelle du relevé (q) ont été déterminés de façon analytique. Des modèles à zone unique supposant trois stocks indépendants ont également été exécutés afin de les comparer aux résultats des sous-zones du modèle de la simulation de référence à zones multiples. Dix analyses de sensibilité primaires, évaluées à l'aide de la méthode MCMC, ont été effectuées par rapport à la simulation de référence afin de mettre à l'essai l'effet des autres hypothèses du modèle. Trois autres simulations de sensibilité ont été effectuées uniquement au niveau du « mode de la distribution a posteriori » parce que les résultats différaient peu de la simulation de référence.

La simulation de référence a estimé que la biomasse de la population reproductrice de sébaste à longue au début de 2024 (médiane avec les quantiles 0,05 et 0,95) était de 0,58 (0,42, 0,81) par rapport à B_0 et 2,3 (1,4, 3,9) par rapport à la B_{RMD} . Ce dernier résultat porte à croire que la population reproductrice de sébaste à longue mâchoire de 2024 était en bonne position dans la zone saine sur toute la côte et par sous-zone.

Les estimations médianes du MCMC des 10 simulations de sensibilité principales pour B_{2024}/B_0 variaient de 0,54 à 0,64 et, pour B_{2023}/B_{RMD} , elles variaient de 2,08 à 2,53, ce qui indique que les

10 simulations de sensibilité se situaient bien dans la zone saine. Ces analyses comprenaient : le paramétrage de la pondération des fréquences selon l'âge; des historiques de prises plus élevés et plus faibles avant 1996; des hypothèses d'écart-type de recrutement plus élevé et plus faible (σ_R); l'omission de l'erreur de détermination de l'âge; et l'utilisation de deux autres vecteurs d'erreur de détermination de l'âge.

La plus grande incertitude dans cette évaluation des stocks était la taille relative des trois sous-zones, un problème qui a été démontré en faisant varier le choix de la zone de référence de recrutement dans deux des simulations de sensibilité par rapport à la simulation de référence. Cette incertitude était centrée sur la taille de la sous-zone 3CD, qui variait entre 14 % et 22 % de la biomasse B_0 totale au cours des deux simulations de sensibilité et de la simulation de référence. La plus grande sous-zone 5ABC variait entre 52 % et 60 % de la biomasse B_0 totale pour les trois mêmes modèles, tandis que la biomasse de la sous-zone 5DE était relativement constante, près de 20 % de la biomasse B_0 totale pour les trois simulations. La biomasse totale de B_0 était semblable pour les deux simulations de sensibilité et la simulation de référence. Ce résultat implique que, bien que le rendement global de cette population soit raisonnablement bien compris, la sous-zone 3CD devrait être gérée avec prudence en conjonction avec les deux autres sous-zones.

L'effet des covariables environnementales n'a pas été modélisé dans cette évaluation des stocks en raison des résultats non concluants obtenus dans les évaluations précédentes des stocks (sébaste à longue mâchoire en 2017, sébaste canari en 2022). Au lieu de cela, on a fait une projection après avoir réduit arbitrairement de 50 % le recrutement moyen afin de représenter le pire scénario de recrutement pour les 10 prochaines années.

1. INTRODUCTION

La Gestion des pêches du MPO a demandé à la Direction des sciences de fournir un avis sur l'évaluation des trois stocks de sébaste à longue mâchoire (sébaste à longue mâchoire, *Sebastes alutus*) par rapport à des points de référence conformes au Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution (AP; MPO 2009), notamment les répercussions de diverses stratégies de pêche sur l'état prévu des stocks. En 2019, le [projet de loi C-68](#) a été promulgué pour modifier la *Loi sur les pêches* (maintenant les articles 6.1 à 6.3) en incluant les dispositions relatives aux stocks de poissons (DSP). Les DSP sont entrées en vigueur le 4 avril 2022 grâce à des modifications au *Règlement de pêche (dispositions générales)*. Elles ont établi des obligations contraignantes pour le ministre des Pêches et des Océans : (1) maintenir les stocks de poissons importants aux niveaux nécessaires pour promouvoir la durabilité (art. 6.1); et (2) élaborer et mettre en œuvre des plans de rétablissement pour les stocks qui ont diminué jusqu'à leur point de référence limite ou en deçà (art. 6.2). Une première liste de [30 stocks importants](#) (pour l'ensemble du Canada) a été dressée (lot 1) parmi les [62 stocks importants proposés](#). Les trois stocks de sébaste à longue mâchoire figurent sur la deuxième liste et seront probablement inclus dans le lot 2.

Le sébaste à longue mâchoire est une espèce de sébaste d'importance commerciale et de longue durée de vie que l'on trouve le long du littoral du Pacifique Nord. Son attrait commercial découle de sa couleur rouge vif et de sa longue durée de conservation lorsqu'il est bien transformé. Il s'agit également de l'une des espèces de sébaste les plus abondantes sur la côte Ouest du Canada, et il est le principal pilier de la pêche au chalut sur le plateau et le talus continental depuis des décennies. Un trait distinctif du sébaste à longue mâchoire est un bouton saillant vers l'avant de la mâchoire inférieure (Love *et al.* 2002).

Le cycle biologique du sébaste à longue mâchoire suit des tendances semblables à celles d'autres espèces de *Sebastes*, avec la libération des larves vivantes qui passent des périodes variant probablement de trois à douze mois, sous forme de larves pélagiques en nage libre avant de s'installer au fond en tant que juvéniles. La reproduction du sébaste à longue mâchoire semble suivre les modèles de migration entre la côte et le large, où les femelles se déplacent vers la côte pour l'insémination, puis migrent plus profondément vers les entrées des goulets sous-marins où elles libèrent les larves de février à mai (Love *et al.* 2002). Les larves dépendent de la remontée d'eau verticale pour les amener dans la zone pélagique supérieure afin de faciliter leur croissance et leur dispersion. Les larves peuvent passer jusqu'à un an dans la colonne d'eau avant de s'établir dans l'habitat benthique (Kendall et Lenarz 1987). L'habitat benthique des juvéniles est peu profond (100 à 200 m), comparativement aux profondeurs occupées par les sébastes à longue mâchoire adultes, et comprend des fonds rocheux rugueux ou des caractéristiques de haut relief comme des rochers, des anémones, des éponges et des coraux (Carlson et Straty 1981; Rooper *et al.* 2007).

L'âge maximal déclaré dans la documentation pour le sébaste à longue mâchoire est de 98 ans pour un spécimen des îles Aléoutiennes (Munk 2001); cependant, la base de données GFBio du MPO rapporte un spécimen de plus de 98 ans (âge de 103 ans : femelle du goulet de Moresby à 362 m en 2002). Les valeurs utilisées pour le taux de mortalité naturelle du sébaste à longue mâchoire dans d'autres évaluations des stocks publiées étaient habituellement près de 0,06 (p. ex., Schnute *et al.* 2001; Hanselman *et al.* 2007, 2009). L'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire de la sous-zone 5ABC en 2017 a estimé que la mortalité M des femelles était de 0,060 (0,055, 0,066) et la mortalité M des mâles, de 0,065 (0,060, 0,071), où les valeurs entre parenthèses représentent les quantiles de 0,05 et 0,95 des valeurs *a posteriori* du MCMC (Haigh *et al.* 2018).

Le sébaste à longue mâchoire soutient la deuxième pêche de sébaste en importance (après le sébaste à queue jaune, *S. flavidus*) en Colombie-Britannique (C.-B.), avec un total autorisé des captures (TAC) annuel de 5 192 t pour l'ensemble de la côte en 2023 et des prises annuelles moyennes de 3 306 t de 2018 à 2022. Dans les zones 5ABC, 3CD et 5DE, les TAC annuels de 2023 étaient de 3 242 t, 750 t et 1 200 t, respectivement, et les prises moyennes quinquennales étaient de 1 618 t, 840 t et 848 t, respectivement. La pêche au chalut représente 99,98 % du TAC pour l'ensemble de la côte, le reste étant attribué à la pêche à la ligne et à l'hameçon. Depuis 2006, les TAC annuels comprennent les prises des programmes de recherche sur le poisson de fond, principalement des relevés synoptiques.

Avant l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012a), le sébaste à longue mâchoire a été évalué à l'aide d'un ensemble de « zones des sébastes du talus continental » (ZSTC : 3C, 3D, 5AB, 5CD, 5ES, 5EN), dérivé des codes de localité (lieux de pêche) qui sont enregistrés dans les bases de données des prises du MPO. De plus, trois goulets principaux (sous-zones des sébastes du talus continental : Ile Goose, Mitchell et Moresby) dans le bassin de la Reine-Charlotte constituent les principaux lieux de pêche pour cette espèce et ont été analysés comme des stocks distincts. Cependant, les premières modélisations des populations de sébaste à longue mâchoire se sont concentrées sur le goulet de l'île Goose parce qu'il contenait l'ensemble le plus complet de données sur les otolithes, et les premiers relevés se sont concentrés sur cette zone. Richards et Olsen (1996) présentent un historique détaillé de la pêche au sébaste à longue mâchoire avant la mise en œuvre du programme d'observateurs de la pêche au chalut en 1996. Le modèle de prises selon l'âge utilisé pour évaluer l'état des stocks a fait état d'une erreur de processus associé au sébaste à longue mâchoire du goulet de l'île Goose (Schnute et Richards 1995) dans les recrutements avec une erreur de mesure dans l'indice d'abondance. Ce concept a été repris dans les évaluations subséquentes des stocks de sébaste à longue mâchoire (p. ex., Richards et Schnute 1998), y compris l'évaluation de 2001 (Schnute *et al.* 2001).

Après 2001, les évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire ont adopté une version modifiée du logiciel statistique Coleraine de prises selon l'âge (Hilborn *et al.* 2003) appelée « Awatea » pour évaluer trois stocks distincts – le bassin de la Reine-Charlotte dans la zone 5ABC de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP¹) (Edwards *et al.* 2012a, Haigh *et al.* 2018), la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) dans la zone 3CD de la CPMP (Edwards *et al.* 2014a) et de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) dans la zone 5DE de la CPMP (Edwards *et al.* 2014b).

Cette évaluation des stocks a adopté la plateforme logicielle Stock Synthesis 3 (SS3, version 3.30.20) de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (Methot et Wetzel, 2013; Methot *et al.* 2022; voir également l'annexe E pour plus de détails). Stock Synthesis a été utilisé dans de nombreuses évaluations des stocks aux États-Unis (É.-U.) dans la région du Pacifique, et en C.-B., il a été utilisé pour évaluer le sébaste à bouche jaune (Starr et Haigh 2022c) et le sébaste canari (Starr et Haigh 2023). La plateforme SS3 offre plus de flexibilité pour l'ajustement des données et fournit des diagnostics utiles (p. ex., analyse rétrospective) qui n'étaient pas disponibles dans la plateforme de modèle utilisée précédemment, Awatea.

Les indices des captures par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale n'ont pas été utilisés dans l'évaluation des stocks, car le sébaste à longue mâchoire demeure une espèce très ciblée par la pêche au chalut. Les pondérations de la fréquence selon l'âge ont été établies à l'aide de la procédure de Francis (2011) (section E.6.2.2).

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

1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION

La présente évaluation portait sur les zones principales modifiées de la CPMP (5ABC, 3CD, 5DE) le long de la côte de la Colombie-Britannique (figure 1). La modification a élargi la zone 5C de la CPMP aux dépens des zones 5E et 5B. Le réaménagement de la zone reposait sur des événements de pêche géolocalisés ou sur des lieux de pêche enregistrés. Les événements situés soit dans un polygone d'expansion de 5C², soit dans des localités de l'île Anthony (codes : majeur 9, mineur 34, localité 1), du bras Flamingo (majeur 9, mineur 34, localité 5), de l'est du cap St. James (codes : majeur 6, mineur 8, localité 6) ou de l'extérieur du cap St. James (majeur 6, mineur 8, localité 12) ont été attribués à 5C (majeur 7). La réattribution a augmenté la zone de stock 5ABC de la zone 5E au sud du 52°20' nord, ce qui a réduit la zone 5DE de la même façon; la zone 3CD n'a pas changé.

Les zones de la CPMP sont semblables, mais ne sont pas identiques à celles utilisées par l'Unité de gestion du poisson de fond (UGPF), qui utilise des combinaisons de [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#). La présente évaluation des stocks n'a pas utilisé les zones de gestion de l'UGPF pour la reconstitution des prises parce que les déclarations des prises de ces zones n'étaient disponibles que depuis 1996. En 1997, l'UGPF a modifié ses zones de gestion du sébaste à longue mâchoire et du sébaste à bouche jaune pour y inclure les environs du cap St. James, ce qui a prolongé la zone 5C pour inclure le cours inférieur du goulet de l'île Moresby et l'île Anthony, afin de faciliter l'exécution de la pêche du sébaste à longue mâchoire/sébaste à bouche jaune. Cette évaluation reproduit les limites du sébaste à longue mâchoire/sébaste à bouche jaune de l'UGPF en utilisant les modifications susmentionnées des zones de la CPMP et la délimitation subséquente de la zone des stocks. Cependant, ces limites modifiées n'ont pas une grande incidence sur les zones de stock de sébaste à longue mâchoire (p. ex., changements de la zone 5ABC à la zone 5ABC + île Anthony). Bien que les zones modifiées de la CPMP demeurent légèrement différentes des zones de sébaste à longue mâchoire/sébaste à bouche jaune de l'UGPF, les gestionnaires peuvent calculer au prorata toute politique de capture en utilisant les ratios de prises historiques décrits à la section A.3 de l'annexe A.

Comme les trois délimitations des stocks de sébaste à longue mâchoire ont déjà été déterminées par les gestionnaires de la durabilité du MPO, il n'était pas nécessaire de chercher une délimitation potentielle des stocks. Quoi qu'il en soit, l'annexe D présente les différences biologiques (taille, croissance, etc.) entre les trois zones.

² X=c(-131,5, -132, -131, -130, -130, -131,2), Y=c(52,33333, 52,33333, 51,5, 51,8, 52,16667, 52,16667)

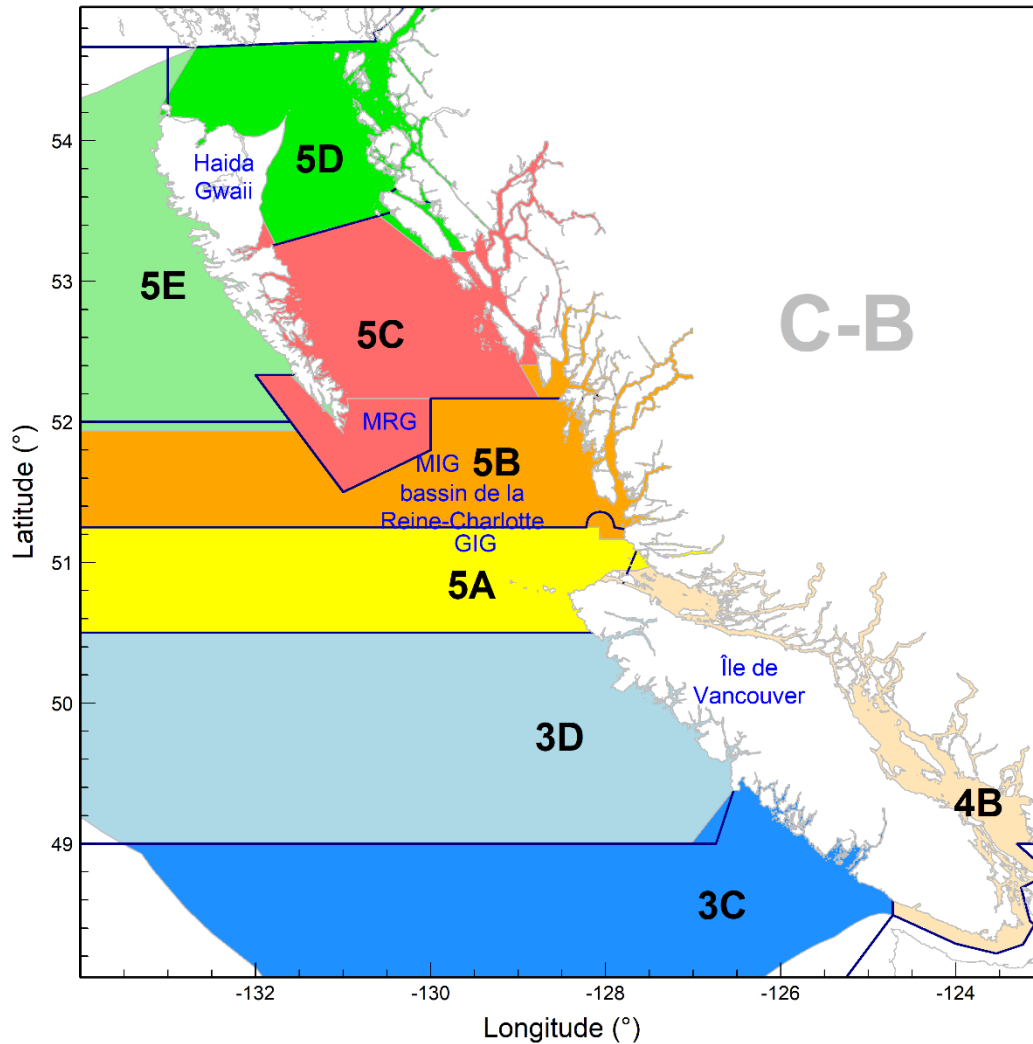


Figure 1. Comparaison entre les principales zones modifiées de la CPMP (délimitées en bleu foncé) et les zones de l'UGPF relatives au sébaste à longue mâchoire (ombragées). À titre de référence, la carte indique le goulet de l'île Moresby (MRG), le goulet de Mitchell (MIG) et le goulet de l'île Goose (GIG). Cette évaluation estime le recrutement à l'échelle de la côte, qui est réparti entre trois stocks : 5ABC, 3CD et 5DE.

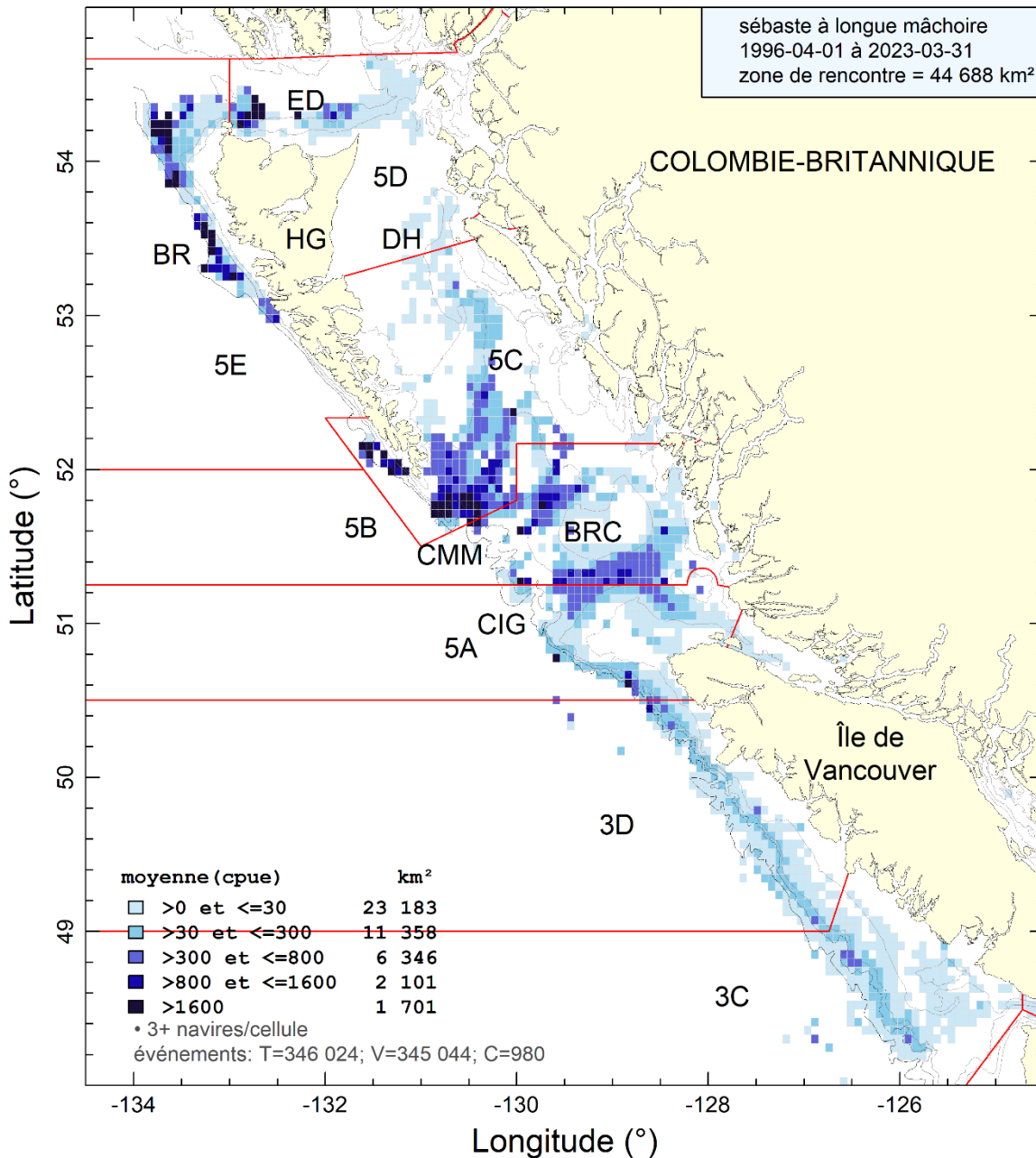


Figure 2. Densité de CPUE des sébastes à longue mâchoire provenant des traits de chalut (de fond et pélagique) de 1996 à 2023 dans les cellules de grille 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km² chacune). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 000 m sont représentées. Les cellules dans lesquelles il y avait moins de trois navires de pêche ne sont pas représentées. 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.

1.2. AIRE DE RÉPARTITION ET RÉPARTITION

L'aire de répartition du sébaste à longue mâchoire forme un arc le long du littoral du Pacifique Nord, de Honshu au Japon à la Basse-Californie au Mexique; cependant, l'espèce est plus abondante du nord des îles Kouriles en Russie jusqu'au nord de la Californie aux

États-Unis (Love *et al.* 2002). Le long de la côte de la Colombie-Britannique, l'occurrence du sébaste à longue mâchoire est presque continue, avec des ruptures apparentes dans la partie supérieure du détroit d'Hécate (probablement trop peu profonde) et au large de la côte sud-ouest de Haida Gwaii (terrain escarpé ne convenant pas au chalutage). Des points névralgiques (densité élevée de CPUE) sont observés dans le goulet de l'île Moresby, aux environs de l'île Anthony, au large de la baie Rennell, au large de la côte nord-ouest de Haida Gwaii et à l'entrée Dixon près de l'île Langara (figure 2). Le goulet de l'île Goose, le point de mire continu des évaluations des stocks, semble offrir des densités modérées lorsqu'on fait la moyenne des 28 dernières années.

La flottille de chalutiers de fond de la Colombie-Britannique a trouvé le sébaste à longue mâchoire sur une superficie estimée à 44 688 km² (figure 2 en haut à droite, selon une grille d'environ 32 km² et des positions initiales de trait dans la pêche commerciale, voir l'annexe G pour d'autres estimations de l'occupation et de l'occurrence), et la majeure partie de la population de la Colombie-Britannique a été capturée par la flottille de chalutiers entre des profondeurs de 100 m et de 528 m à l'échelle de la côte (voir l'annexe G, tableau G.1). La carte des principaux points de prises au chalut (définis comme la somme des prises) par lieu de pêche (figure G.9) indique que les trois principales localités de 1996 à 2023 étaient le « sud-est du cap St. James » (bassin de la reine-Charlotte), le « sud-est de l'île Goose » (bassin de la reine-Charlotte) et de l'« île Frederick » (COHG).

2. DONNÉES SUR LES PRISES

La présente évaluation des stocks a reconnu trois pêches commerciales au chalut : bassin de la Reine-Charlotte (5ABC), COIV (3CD) et COHG (5DE). Les prises d'autres pêches (pêche à la palangre du flétan, pêche au casier ou à la palangre de la morue charbonnière, pêche à la traîne de la morue-lingue et du chien de mer, pêche à la ligne et à l'hameçon ZN) étaient mineures (~0,015 % de 1996 à 2022), et elles ont donc été ajoutées aux prises de la pêche commerciale au chalut. On a supposé que les prises de sébaste à longue mâchoire des Premières Nations et des pêcheurs récréatifs étaient nulles ou négligeables. Avant les mesures de confinement liées à la COVID-19 en 2020, les prises de sébaste à longue mâchoire remises à l'eau consignées par un observateur (prises totales remises à l'eau de 2015 à 2019, en tonnes) et leur proportion par rapport aux prises totales au cours de ces années variaient selon la zone de la CPMP :

- 3C : 173 t (10,1 %) 3D : 477 t (16,2 %)
- 5A : 135 t (7,7 %) 5B : 14 t (0,4 %) 5C : 228 t (4,0 %)
- 5D : 1,4 t (32,3 %) 5E : 24 t (0,5 %)

Les méthodes utilisées pour reconstituer l'historique des prises pour la présente évaluation du sébaste à longue mâchoire, ainsi que l'historique complet des prises, sont présentées en détail à l'annexe A. L'information sur les espèces capturées en même temps que les prises commerciales de sébaste à longue mâchoire est présentée à l'annexe G. Les prises annuelles moyennes de sébaste à longue mâchoire pour la pêche au chalut au cours des cinq dernières années (2018–2022) étaient de 3 306 tonnes métriques (t) à l'échelle de la côte. Les prises moyennes équivalentes pour les pêches autres que le chalut étaient de 0,49 t/an (c.-à-d. négligeable). Au cours de la même période, les prises moyennes au chalut (et avec tous les engins) par zone étaient de 1 618 t/an dans la zone 5ABC, de 840 t/an dans la zone 3CD et de 848 t/an dans la zone 5DE. Les prises reconstituées de la pêche au chalut et des autres pêches sont présentées dans la figure 3 pour trois pêches (par zone). Les prises pour 2023 étaient incomplètes (à 275 t au 12 mai 2023); le modèle a donc utilisé les prises de 2022 pour 2023, ce

qui a été approuvé par le groupe de travail technique. En utilisant les prises de l'année en cours, le modèle a fourni aux gestionnaires des conseils qui ont commencé à la fin de 2023 (c.-à-d. au début de 2024).

La trajectoire des prises dans la zone 5ABC présentée dans la figure 3 était très semblable à celle utilisée dans l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire de 2017 (figure 4, panneau du haut). Cependant, la trajectoire des prises utilisée dans l'évaluation des stocks de la zone 3CD de 2012 était semblable à celle de la reconstitution de 2023, mais la trajectoire des prises de la zone 5DE de 2012 différait considérablement avec la reconstitution de 2023 pour diverses périodes (figure 4, panneau du bas), principalement pendant l'activité de la flotte étrangère (1965–1976) et les premières activités de la flotte intérieure avant l'arrivée des observateurs à bord (1977–1995). Nous remarquons que certaines des plus grandes différences étaient dues à des prises relativement petites qui sont amplifiées lorsqu'elles sont exprimées sous forme de ratios simples. Ces différences ne sont pas trop surprenantes étant donné les changements importants apportés à l'algorithme de reconstitution des prises depuis 2012 (voir l'annexe A, section A.2.2). L'annexe F et la section 8.3 traitent des simulations de sensibilité qui ont diminué et augmenté les prises de sébaste à longue mâchoire de 30 % et de 50 %, respectivement, au cours de cette période (1965–1995).

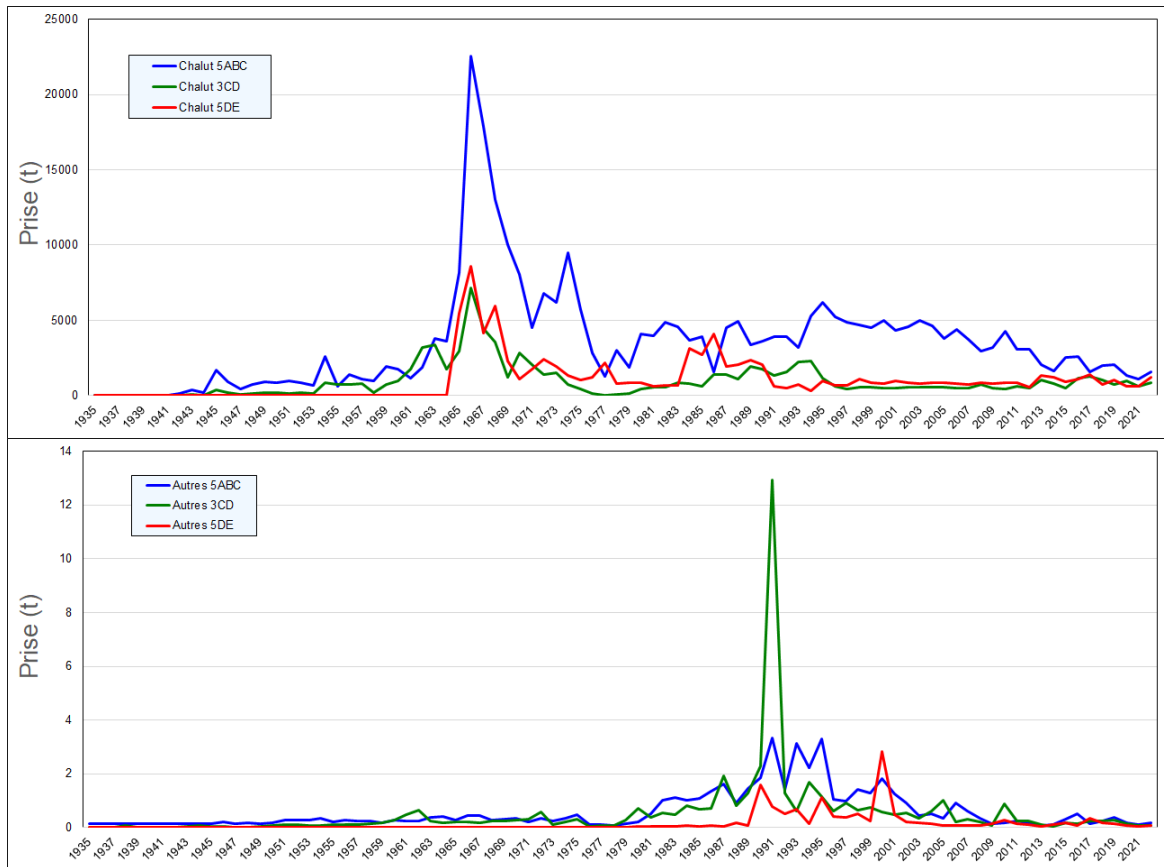


Figure 3. Diagrammes de prises par type de pêche (zone) et d'engin (haut : chalut, bas : autre) pour le sébaste à longue mâchoire de 1935 à 2022 (les engins ont été combinés pour être utilisés dans le modèle de population). Valeurs de données fournies dans le tableau A.4.

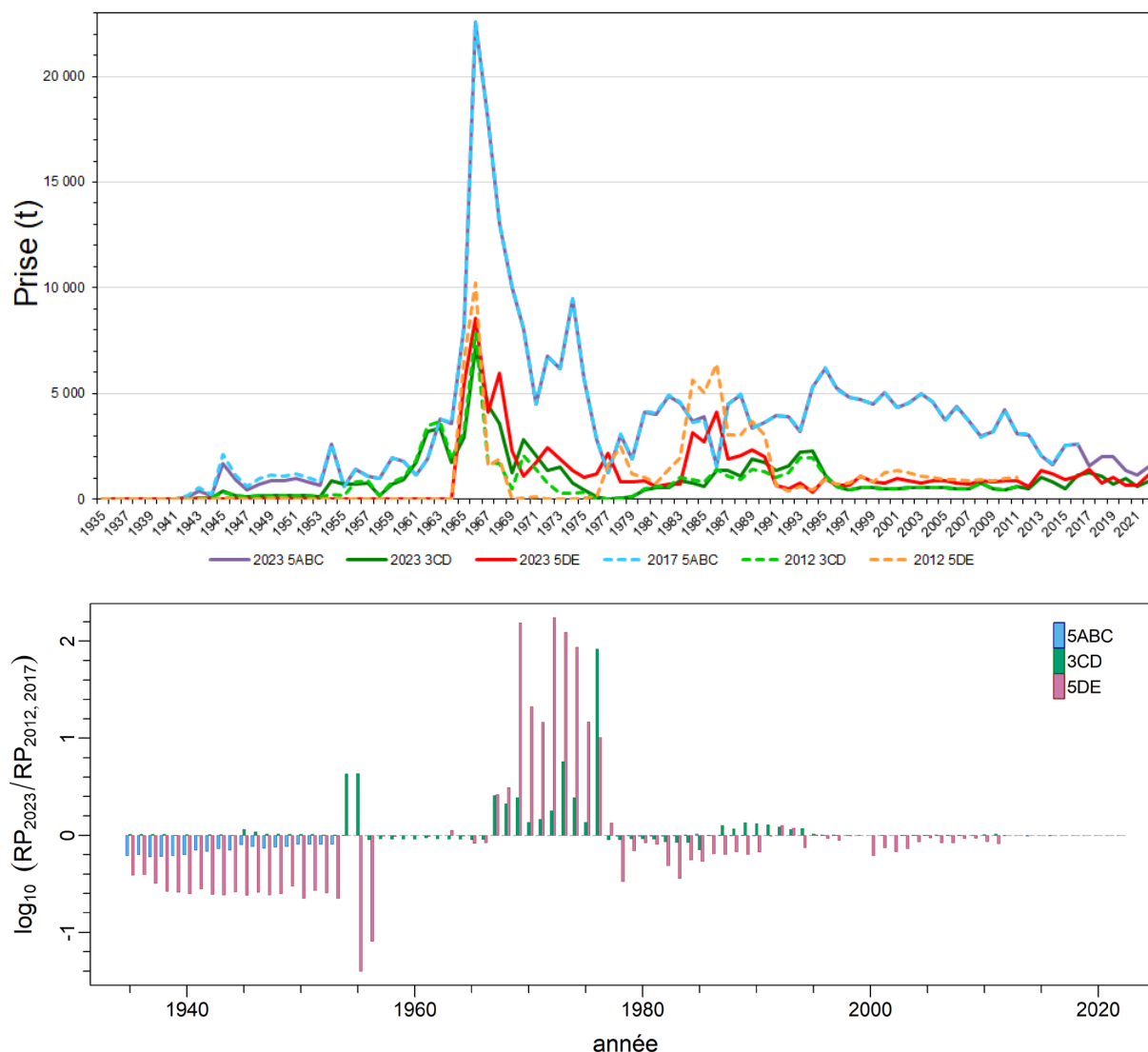


Figure 4. En haut : comparaison de la trajectoire des prises au chalut utilisée dans les évaluations de 2012 et de 2017 avec la trajectoire reconstituée des prises au chalut présentée dans la figure 3; en bas : ratio (dans l'espace \log_{10}) des prises reconstituées annuelles en 2023 par rapport aux reconstitutions précédentes (en 2012 ou 2017).

3. GESTION DES PÊCHES

Le début de l'historique de la flotte de chalutiers de la Colombie-Britannique est analysé par Forrester et Smith (1972). La pêche au chalut des sébastes du talus ou du plateau continental existe en Colombie-Britannique depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont pêché le sébaste à longue mâchoire dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant une vingtaine d'années. Elles venaient principalement des États-Unis (de 1959 à 1980), de l'URSS (de 1965 à 1968) et du Japon (de 1966 à 1976). Les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de biomasse de sébaste (y compris le sébaste à longue mâchoire), particulièrement dans le détroit de la Reine-Charlotte (5ABC). L'effort canadien s'est intensifié au milieu des années 1980, mais les prises n'ont jamais atteint les niveaux des navires étrangers combinés.

Avant 1977, aucun quota n'avait été fixé pour les espèces de sébastes du plateau/talus continental. Depuis, l'Unité de gestion des poissons de fond (UGPF) du MPO a imposé une combinaison de quotas par espèce ou par zone, des fermetures spatiales ou temporelles et des limites par sortie pour les principales espèces. Des quotas ont été introduits pour la première fois pour le sébaste à longue mâchoire (et le sébaste à bouche jaune [*Sebastes reedii*]) en 1979 pour la zone 5AB de l'UGPF (annexe A). Le 18 avril 1997 (un mois après l'entrée en vigueur du programme de quota individuel de bateau [QIB]), les limites des zones 5AB, 5CD et 5E de l'UGPF ont été rajustées afin de prolonger la zone 5CD vers le sud-ouest autour du cap St. James pour ces deux espèces seulement (Barry Ackerman, UGPF, comm. pers., 2010).

Dans les années 1980, on a tenté de procéder à une surexploitation expérimentale des stocks de sébaste à longue mâchoire dans deux régions le long de la côte de la Colombie-Britannique (Leaman et Stanley 1993; Leaman 1998). Les objectifs des expériences comprenaient : (i) des estimations de la biomasse des relevés au chalut de vérification sur le terrain; (ii) l'estimation de la mortalité par pêche; (iii) la validation des techniques de vieillissement en introduisant une anomalie négative importante dans la composition par âge; (iv) l'exploration des relations entre les stocks et le recrutement; et (v) l'invitation à l'industrie de participer à la recherche et à la gestion. Veuillez consulter l'annexe A pour obtenir plus de détails.

À la suite de l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012a), la direction a mis en œuvre une mesure de conservation : une réduction du TAC de 258 t par année sur une période de trois ans (pour une réduction totale de 774 t) dans les zones 5AB et 5CD. En 2017, l'évaluation du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC a montré que la biomasse reproductrice médiane était proche de la B_{RMD} , et qu'elle était là depuis la dernière décennie, avec des réductions relativement constantes sous l' U_{RMD} . La biomasse reproductrice a été estimée au-dessus du point de référence limite (PRL = 0,4 B_{RMD}) avec une probabilité de 0,99 et au-dessus du point de référence supérieur du stock (PRS = 0,8 B_{RMD}) avec une probabilité de 0,74. La probabilité d'être dans les trois zones du MPO, zone critique, zone de prudence et zone saine, était de 0,01, 0,25 et 0,74, respectivement.

En 2023, le sébaste à longue mâchoire avait un TAC annuel de 5 192 t pour l'ensemble de la côte, lequel a été réparti entre quatre sous-unités de gestion : 3CD = 750 t, 5AB = 1 687 t, 5C = 1 555 t et 5DE = 1 200 t (annexe A). La pêche ZN dans les eaux extérieures a reçu une allocation de 1 t à l'échelle de la côte.

4. DESCRIPTION DES RELEVÉS

On a utilisé six ensembles d'indices provenant de relevés indépendants de la pêche pour suivre l'évolution de la biomasse de cette population à l'échelle de la côte (annexe B) :

1. **Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-charlotte** – Un relevé synoptique à stratification aléatoire (instantané de l'ensemble des espèces) au chalut couvrant tout le bassin de la Reine-Charlotte et ciblant de nombreuses espèces de poissons. Ce relevé a été effectué à onze reprises entre 2003 et 2021, au moyen de trois navires commerciaux différents (tableau B.5), mais avec une conception semblable; on a notamment utilisé le même filet.
2. **Relevé synoptique au large de la COIV** – Un relevé synoptique à stratification aléatoire au chalut effectué au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Ce relevé a été répété 10 fois de 2004 à 2022 à bord du navire de la Garde côtière canadienne (NGCC) *W.E. Ricker* jusqu'en 2016, et a été effectué en 2018 et en 2021 à l'aide du bateau de pêche commerciale *Nordic Pearl* après la mise hors service du *W.E. Ricker*. Le dixième relevé a été effectué en 2022 par le nouveau NGCC *Sir John Franklin*. 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. La conception des activités de ce relevé est uniforme; on a donc utilisé le même filet pour toutes ces activités, qui ciblent diverses espèces de poissons.

3. **Relevé synoptique au large de la COHG** – Un relevé synoptique à stratification aléatoire au chalut couvrant la côte ouest de l’île Graham à Haida Gwaii et la partie ouest de l’entrée Dixon. Ce relevé a été effectué à 10 reprises entre 2006 et 2022, au moyen de quatre navires commerciaux (tableau B.11). La conception des activités de relevé était uniforme; on a notamment utilisé le même filet et on a ciblé une grande variété d’espèces de poissons. Un relevé aléatoire stratifié au chalut de la COHG effectué en 1997 a également été inclus dans cette série parce qu’il a capturé des sébastes à longue mâchoire en nombre suffisant dans le cadre d’un plan très semblable au relevé synoptique subséquent. En 2020, pendant la pandémie de COVID-19, ce relevé a été effectué sans membre du personnel du MPO à bord, mais les données de ce relevé ont été incluses dans cette évaluation des stocks. Les données du relevé de 2014 n’ont pas été incluses dans la série parce que moins de la moitié des traits ont été réalisés en entier.
4. **Relevé du goulet de l’île Goose** – une série composée de huit indices s’étendant de 1967 à 1994 dans le goulet de l’île Goose (voir l’annexe B.3 et l’annexe C d’Edwards *et al.* 2012a). La plupart de ces relevés ont été réalisés au moyen du NGCC *G.B. Reed*, mais deux navires commerciaux (NP *Eastward Ho* et NP *Ocean Selector*) ont été utilisés en 1984 et en 1994, respectivement. Afin d’assurer la comparabilité de tous les relevés, on a seulement utilisé les traits réalisés dans le goulet de l’île Goose.
5. **Relevé triennal du NMFS** – ce relevé, effectué tous les trois ans par le National Marine Fisheries Service des États-Unis, a été effectué sept fois dans les eaux canadiennes entre 1980 et 2001 (tableau B.3), s’étendant sur des distances variables le long de la côte ouest de l’île de Vancouver, mais ne s’étendant jamais plus au nord que 49°42’³. Le relevé reposait sur un plan en transects, répétant les transects à des intervalles de 25 milles marins avec une position de départ aléatoire en Californie. Les emplacements des traits étaient choisis au hasard le long des transects. Initialement, la profondeur du relevé s’arrêtait à 366 m (200 brasses), mais elle a été étendue à 500 m en 1995. Dix navires ont été utilisés pour effectuer ce relevé dans les eaux canadiennes, mais nous ne connaissons pas leurs noms. Les limites des strates ont changé entre les relevés de 1983 et 1989, mais les premiers relevés ont été ajustés pour produire un indice de relevé cohérent.
6. **Relevé historique de la COIV** – une série composite de quatre relevés jugés comparables ont été effectués par le navire de recherche *G.B. Reed* au large de la côte ouest de l’île de Vancouver de 1967 à 1970 (voir l’annexe B.4 et l’annexe C.5 d’Edwards *et al.* 2014a).
7. **Relevé synoptique du DH** – un relevé synoptique aléatoire stratifié au chalut couvrant le détroit d’Hécate, commençant là où le relevé du bassin de la reine-Charlotte se termine (à sa limite nord) et ciblant une vaste gamme d’espèces de poissons à nageoires. Ce relevé a été effectué à neuf reprises entre 2005 et 2021, à l’aide d’une conception semblable; on a notamment utilisé le même filet. Quatre navires (tableau B.14) ont effectué ce relevé, notamment des navires commerciaux en 2005, en 2017 et en 2019. Le navire de recherche *W.E. Ricker* a été utilisé cinq fois de 2007 à 2015 jusqu’à ce qu’il soit mis hors service. Le navire de recherche de remplacement *Sir John Franklin* a effectué ce relevé en 2021. Le relevé synoptique du détroit d’Hécate (DH) n’a pas été utilisé dans la simulation de référence parce que l’occurrence du sébaste à longue mâchoire dans ce relevé a été jugée trop sporadique pour fournir une série d’indices fiables. Le relevé synoptique du DH a été

³ Il s’agit approximativement de la latitude de la pointe sud de l’île Nootka.

attribué à la zone 5DE dans une simulation de sensibilité parce que la plupart des traits qui ont attrapé des sébastes à longue mâchoire provenaient des sections ouest de l'entrée Dixon (voir les figures B.51 à B.59).

Le relevé au chalut de fond sur l'assemblage plurispécifique dans le détroit d'Hécate (DH) et les deux relevés au chalut à crevettes (COIV et bassin de la reine-Charlotte) ont été omis de cette évaluation des stocks, suivant le raisonnement présenté dans Haigh *et al.* (2018). Soit la présence du sébaste à longue mâchoire dans ces relevés était sporadique, soit la couverture des relevés, spatiale ou en profondeur, était incomplète, ce qui rendait ces relevés médiocres pour fournir une série fiable d'abondance pour cette 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 de la COIV et du bassin de la reine-Charlotte en raison de la couverture tronquée des profondeurs, qui se termine à 160 m pour le relevé de la crevette de la COIV et à 231 m pour le relevé du bassin de la Reine-Charlotte. Les deux relevés de la crevette ont limité la couverture spatiale, le relevé de la COIV se limitant au centre latitudinal de la COIV et le relevé du bassin de la Reine-Charlotte ne couvrant que l'extrémité côtière (cap) du goulet de l'île Goose.

On a examiné deux relevés à la palangre sur fond dur (RPFDP, à l'extérieur de la zone 4B de la CPMP) pour les inclure dans l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire. Il s'agit de relevés de recherche à la palangre à conception aléatoire, stratifiés en profondeur, effectués avec des bateaux de pêche commerciale affrétés, qui utilisent des engins de pêche à la palangre et des méthodes de pêche normalisés et alternent chaque année entre les parties nord et sud de la Colombie-Britannique. Ces relevés se veulent complémentaires aux relevés synoptiques au chalut en couvrant l'habitat qui n'est pas disponible pour les engins de pêche au chalut (Doherty *et al.* 2019) et ont été effectués huit fois dans le Nord (2006–2021) et sept fois dans le Sud (2007–2020). Cependant, ces séries de relevés à la palangre ont rarement capturé des sébastes à longue mâchoire (une ou deux séries positives sur 194 chaque année, où au moins un sébaste a été capturé).

Dans les modèles, on a utilisé les indices de relevés concernant la biomasse relative à titre de données, ainsi que l'erreur relative associée à chaque indice. Aucune erreur de processus n'a été ajoutée aux erreurs relatives du relevé parce que les erreurs d'observation donnaient suffisamment de latitude pour que le modèle s'adapte de façon logique, et on a jugé nécessaire de maximiser le contenu en information de ces relevés parce qu'ils étaient la principale source d'information sur la biomasse dans le modèle.

5. CPUE PROVENANT DE LA PÊCHE COMMERCIALE

Les données sur les captures par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale n'ont pas été utilisées dans cette évaluation des stocks parce que : (i) le sébaste à longue mâchoire est une espèce très ciblée; (ii) les indices relatifs du relevé ont fourni un signal suffisant sur l'abondance; et (iii) une série d'indices de CPUE basées sur la pêche pourrait être contaminée par les réactions des pêcheurs aux considérations économiques.

6. DONNÉES BIOLOGIQUES

6.1. FRÉQUENCES SELON L'ÂGE

Pour les stocks de sébaste à longue mâchoire, on a combiné les fréquences selon l'âge de la pêche au chalut (de fond, pélagique, inconnu); les données sur la pêche à la crevette au chalut ont été rejetées. Aucune donnée sur l'âge n'était disponible pour la pêche à la ligne et à

l'hameçon. L'ensemble de données sur la fréquence selon l'âge des poissons récoltés au chalut commercial s'étendait des années 1977 à 2019, mais a diminué pour les années 1993 et 1996 pour la zone 3CD et 1981, 1983, 2010 à 2012 et 2019 pour la zone 5DE parce que ces années n'étaient représentées que par un échantillon chacune ou comptaient moins de 75 spécimens dont l'âge avait été établi (annexe D). Le reste de l'ensemble de données sur la fréquence selon l'âge des poissons récoltés au chalut comprenait 43 ans dans la sous-zone 5ABC, 27 ans dans la sous-zone 3CD et 33 ans dans la sous-zone 5DE. Il convient de souligner que les échantillons prélevés à l'origine dans la zone 5DE ont été réattribués à la zone 5ABC s'ils se trouvaient dans les localités du bras Flamingo ou de l'île Anthony immédiatement au nord-ouest du cap St. James.

Seuls les otolithes analysés au moyen de la méthode par « cassure et brûlage » ont été inclus dans les échantillons d'âge dans la présente évaluation, car on sait que la méthode de détermination de l'âge fondée sur les observations à la surface qui a été employée précédemment est biaisée, surtout à mesure que l'âge des individus augmente (Stanley 1987). Cependant, la détermination de l'âge fondée sur les observations à la surface est actuellement la méthode privilégiée par le laboratoire de détermination de l'âge pour déterminer l'âge des très jeunes sébastes (3 ans ou moins) (MPO 2022a). Les données sur la fréquence selon l'âge provenant de la pêche commerciale ont été résumées pour chaque trimestre et pondérées selon le poids des prises de sébastes à longue mâchoire pêchés lors de la sortie d'échantillonnage. Les échantillons trimestriels totaux ont été mis à l'échelle de l'année entière au moyen du poids des prises commerciales de sébaste à longue mâchoire débarquées par trimestre. Voir l'annexe D (section D.2.1) pour des renseignements détaillés.

Les données sur la fréquence selon l'âge des sébastes à longue mâchoire comprenaient des échantillons triés et non triés pour les raisons indiquées dans Starr et Haigh (2021a). Les échantillons triés sont généralement obtenus plus tôt dans la série chronologique que les échantillons non triés. Par conséquent, le fait d'éliminer les échantillons triés se traduit par une perte de renseignements concernant l'importance du recrutement au début de la série. Il s'agit également d'une espèce pour laquelle il y a relativement peu de rejets, ce qui réduit au minimum la différence entre les deux types d'échantillons.

Les longueurs et les âges des sébastes à longue mâchoire capturés par les chaluts pélagiques semblaient être plus grands ou plus vieux que ceux capturés par les chaluts de fond (annexe D, section D.3.2); cependant, les fréquences selon l'âge échantillonnées par les chaluts de fond et les chaluts pélagiques ont été combinées parce qu'il n'y avait pas suffisamment de données pour soutenir les flottes pélagiques propres à la zone dans le modèle d'évaluation. Par conséquent, on a exécuté le modèle en supposant une sélectivité commune pour les deux types de chaluts. On a donc combiné les fréquences selon l'âge et les données sur les prises en une pêche au chalut par zone. Une simulation de sensibilité a été ajoutée pour les flottes pélagiques pour 3CD et 5ABC (voir la section 8.3.2).

Les données sur l'âge du sébaste à longue mâchoire provenant d'activités de relevé couvrent la période de 1984 à 2022. Les tendances de la cohorte d'âge sont généralement moins évidentes dans les données de relevés que dans les données des pêches commerciales. Le stock de sébaste à longue mâchoire à l'échelle de la côte est couvert par six relevés, mais seulement cinq relevés avaient une fréquence selon l'âge utilisable : relevé synoptique du bassin de la reine-Charlotte (fréquence selon l'âge 11 ans), relevé synoptique de la COIV (fréquence selon l'âge 11 ans), relevé synoptique de la COHG (fréquence selon l'âge 10 ans), relevé historique du goulet de l'île Goose (fréquence selon l'âge 3 ans) et relevé triennal du NMFS (fréquence selon l'âge 5 ans). Le relevé synoptique du détroit d'Hécate, bien qu'il ait été inclus comme simulation de sensibilité pour le modèle à l'échelle de la côte, contenait trop peu de données sur la fréquence selon l'âge pour être utilisables dans le modèle.

6.2. ERREUR DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

La prise en compte des erreurs de détermination de l'âge dans les évaluations des stocks aide à déterminer les événements de recrutement épisodiques. La figure D.19 (annexe D) indique que les âges du sébaste à longue mâchoire déterminés par les lecteurs primaires sont reproduits de façon assez uniforme par les lecteurs secondaires. Les écarts plus importants deviennent plus extrêmes à un âge plus avancé. Le modèle de population pour le sébaste à longue mâchoire a utilisé un vecteur d'erreur de détermination de l'âge (AE) basé sur le lissage des écarts-types calculés à partir du coefficient de variation (CV) des longueurs observées selon l'âge (figure D.20). Ce vecteur d'erreur de détermination de l'âge a été utilisé avec un bon effet dans les évaluations précédentes des stocks de sébaste (Starr et Haigh, 2022c, 2023) parce que cette mesure est généralement mieux représentée à tous les âges que celle utilisant des CV de lecteurs d'âge. Cependant, la sensibilité à laquelle le vecteur d'AE est choisi peut être très faible (Starr et Haigh 2023), au moins pour les écarts-types qui augmentent avec l'âge. D'autres vecteurs d'erreur de détermination de l'âge représentant des CV lissés de lecteur d'âge ou des CV constants ont été utilisés dans les simulations de sensibilité pour le modèle à l'échelle de la côte (voir la section 8.3.1).

6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les paramètres de la croissance et de la fonction allométrique ont été estimés à partir des données sur la longueur selon l'âge et la longueur selon le poids des sébastes à longue mâchoire, respectivement, à l'aide d'échantillons biologiques prélevés lors des sorties de recherche ou de relevés effectués entre 1953 et 2022 (section D.1.1, annexe D). Bien que les données sur la longueur et le poids puissent être utilisées à partir des années précédentes, les données sur l'âge sont généralement limitées aux dates postérieures à 1977, date à laquelle le protocole de cassure et brûlage a été mis en œuvre. Les ajustements paramétriques ont utilisé l'estimation de vraisemblance maximale (EVM) standard.

Les données des relevés de recherche sont préférables aux données des pêches commerciales lorsqu'on estime les paramètres allométriques et les paramètres de croissance parce que les relevés saisissent généralement un plus vaste éventail de tailles et d'âges en raison de l'utilisation de mailles plus petites du cul de chalut du filet de chalutage. Les données de la pêche commerciale manquent d'information sur les petits poissons 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. Selon les données de recherche seules, il y a habituellement suffisamment d'otolithes dont l'âge a été déterminé pour cette espèce pour qu'il ne soit pas nécessaire d'inclure des données commerciales. L'évaluation des stocks suppose que le sébaste à longue mâchoire possède un ensemble de paramètres biologiques invariables dans le temps qui existent indépendamment de l'engin utilisé pour recueillir les données.

Les paramètres de la fonction allométrique étaient semblables pour les femelles et les mâles à l'échelle de la côte : $(\log \alpha, \beta) = \text{♀} (-11,54, 3,10)$, $\text{♂} (-11,55, 3,11)$. Les paramètres estimés par zone étaient semblables.

Les ajustements des paramètres de la fonction de croissance ont montré que les femelles étaient plus grandes que les mâles à l'échelle de la côte (L_{∞} : ♀=43,9 cm, ♂=40,7 cm). De plus, en ce qui concerne le L_{∞} , les estimations pour les femelles étaient très semblables parmi les trois stocks; les estimations pour les mâles affichaient une diminution légère, mais constante, du nord (zone 5DE) au sud (zone 3CD), et les estimations pour l'ensemble de la côte étaient très semblables à celles pour la zone 5ABC (section D.3.3).

6.4. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ

En Colombie-Britannique, de nombreuses espèces de sébastes se reproduisent en hiver ou au début du printemps, période non couverte par les relevés de recherche (qui ont lieu de mai à septembre). Bien qu'il soit préférable d'utiliser les données de recherche pour estimer les fonctions biologiques, l'analyse de la maturité nécessite l'utilisation de données commerciales et de données de recherche/relevé combinées pour couvrir correctement tous les stades, en particulier le frai.

L'étape de la maturité a été déterminée 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). On a considéré que les poissons classés dans les stades 1 ou 2 étaient immatures, tandis que ceux classés dans les stades 3 à 7 étaient matures. Chez le sébaste à longue mâchoire, les femelles matures (stade 3) commencent à apparaître en juillet et étaient les plus abondantes pendant les mois de novembre et de décembre, les femelles fécondées apparaissant de janvier à mars, suivies des poissons porteurs d'embryons, de février à avril (figure D.7).

Les ogives de maturité (courbes de fréquences cumulées) ont été établies à l'aide de données représentant les femelles par stade et les femelles dont l'âge a été déterminé (selon la méthode par cassure et brûlage), regroupées à partir des sorties de recherche et de pêche commerciale, afin de déterminer les proportions observées à maturité à chaque âge. 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 l'âge à la maturité (section D.1.3 de l'). Bien que l'adaptation aux données empiriques semble médiocre (figure D.8), le modèle à deux paramètres a été conçu pour forcer la maturité à 100 % à un âge plus précoce que celui indiqué par les observations de données qui approchent l'unité, mais qui ne l'atteignent jamais. L'âge utilisé dans l'ajustement de la fonction exclut les âges supérieurs à 30 afin d'éviter les proportions pouvant avoir une influence causée par des valeurs fallacieuses (en raison du manque de données). L'ogive de maturité utilisée dans le modèle principal a attribué des proportions matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis est passée à la fonction monotonique ajustée pour les âges 5 à 30, toutes forcées à 1,0 (pleinement matures) de l'âge 16 à 60 (pour la population de toute la côte, tableau D.6). La stratégie utilisée est conforme aux évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique menées précédemment, dans lesquelles on a reconnu que les jeunes individus n'étaient pas bien échantillonnés et que ceux qui avaient fait l'objet d'un bon échantillonnage avaient tendance à être plus nombreux et probablement plus matures que prévu (p. ex., Stanley *et al.* 2009). On a estimé que les femelles d'un âge de plus de 9,5 étaient matures dans au moins 50 % des cas.

On a supposé que la fécondité était proportionnelle au poids corporel des femelles (approximativement le cube de la 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. Un autre problème qui a une incidence sur le taux de reproduction est le fait que certaines espèces ne fraient pas tous les ans (Rideout et Tomkiewicz 2011). Conrath (2017) a relevé des taux variables d'omission du frai chez trois espèces de sébastes des eaux profondes. On ne sait pas si le sébaste à longue mâchoire fraie tous les ans.

6.5. MORTALITÉ NATURELLE

À l'aide des estimateurs de la mortalité naturelle de Hoenig (1983) et de Gertseva (NOAA, comm. pers. 2018, voir Starr et Haigh 2021a), le tableau D.7 calcule l'estimation de M associée à la partie supérieure de la distribution selon l'âge du sébaste à longue mâchoire (figure D.9). Pour les individus d'âge 50 et plus (par échelons de 10 ans), les estimations de M s'échelonnent de 0,045 à 0,108. La M utilisée précédemment dans la simulation de référence était $N(0,06, 0,018)^4$, en adoptant un CV de 30 %. La moyenne a priori a été éclairée par les évaluations antérieures des stocks de sébaste à longue mâchoire en Colombie-Britannique (Edwards *et al.* 2012a; Haigh *et al.* 2018) et aux États-Unis (Hanselman *et al.* 2012; Hulson *et al.* 2021; Spencer et Ianelli 2022), et était la valeur estimée par l'estimateur de Gertseva/Hamel à l'âge 90.

6.6. TAUX DE VARIATION

On a utilisé une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (équation E.33) pour générer les estimations du recrutement moyen chaque année, à partir de la biomasse de femelles reproductrices. On a laissé les valeurs du recrutement s'écarter de cette moyenne (équations E.39 et E.40) afin d'améliorer l'ajustement du modèle aux données. On a paramétré la fonction de Beverton-Holt au moyen d'un paramètre du taux de variation (h) précisant la proportion du recrutement maximal qui était disponible à $0,2 B_0$, où B_0 représente la biomasse reproductrice (femelles matures) à l'équilibre sans pêche. Ce paramètre a déjà été estimé dans les évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire en Colombie-Britannique, mais il semble avoir été fixé dans de nombreuses évaluations des stocks aux États-Unis (p. ex., $h = 0,5$ pour les sébastes à longue mâchoire au large de la côte nord-ouest contiguë des États-Unis, Wetzel *et al.* 2017). Le paramètre h a été estimé dans cette évaluation des stocks, limité par une valeur a priori établie pour le sébaste de la côte ouest par Forrest *et al.* (2010) après avoir supprimé tous les renseignements pour le sébaste à longue mâchoire du bassin de la reine-charlotte (Edwards *et al.* 2012a). Cette valeur a priori a pris la forme d'une distribution bêta avec l'équivalent d'une moyenne de 0,674 et d'un écart-type de 0,168.

Bien que certaines recherches indiquent que le taux de variation pourrait changer au fil du temps (Miller et Brooks 2021), nous n'avons aucune raison de formuler une telle hypothèse. Nous remarquons également que les reconstitutions des stocks présentées à la section 8 indiquent qu'aucun de ces stocks n'a été réduit à un niveau où le recrutement aurait été entravé. Par conséquent, il est peu probable que les changements de h au fil du temps aient eu une incidence sur l'évaluation de ce stock.

7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

On a utilisé un modèle stochastique pour les deux sexes, structuré selon l'âge, pour reconstruire la trajectoire de la population de sébaste à longue mâchoire de 1935 à la fin de 2023 en utilisant la plateforme de modèle Stock Synthesis 3 de la NOAA (Methot et Wetzel 2013). On a fait le suivi des âges de 1 à 60, où 60 représente une catégorie regroupant aussi les âges plus avancés. 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 relevés et les pêches commerciales (collectivement appelées « flottilles » dans SS3) a été déterminée par une fonction de sélectivité flexible, paramétrée dans SS3 à l'aide de six paramètres β (décrits à l'annexe E). Pour la présente évaluation, seuls trois paramètres β ont été estimés : β_1 ,

⁴ Dans SS3, les valeurs a priori des modèles comprennent une distribution (N = normale), une moyenne et un écart-type.

l'équivalent du paramètre μ dans Awatea (âge auquel la sélectivité atteint d'abord la sélectivité maximale), β_3 , l'équivalent du paramètre $\log v_L$ dans Awatea (variance qui détermine la largeur du membre ascendant d'une courbe normale double) et Δ_1 , l'équivalent de Δ dans Awatea (paramètre de compensation des mâles pour μ). Le paramètre β_4 de droite ($\log v_R$ du membre descendant) a été fixé à une valeur importante (500) pour atteindre une sélectivité maximale pour toutes les flottilles afin d'éviter la création d'une population cryptique. Les trois autres paramètres β ont été fixés ($\beta_2=0$, $\beta_{5,6}=-999$, voir l'annexe E, section E.4.10 pour plus de détails).

Dans la présente évaluation, nous n'avons pas utilisé la distribution Dirichlet-multinomiale (D-M), mise en œuvre dans SS3 comme méthode fondée sur un modèle pour estimer la taille effective de l'échantillon (Thorson *et al.* 2017), pour la simulation de référence et la plupart des sensibilités. On a constaté que les ajustements du modèle à l'aide de la distribution D-M étaient sensibles à l'ampleur de la taille des échantillons placés sur les données sur la FA (voir les détails à l'annexe E.6.2.3). En revanche, l'utilisation de la méthode de repondération en fonction de l'âge moyen de Francis (2011) n'a révélé aucune sensibilité de ce genre, et le modèle semblable estimé correspond aux deux options de taille d'échantillon contrastantes présentées. L'utilisation de la méthode de repondération de la moyenne harmonique de McAllister-Ianelli (1997) n'a pas été envisagée.

Les données sur l'abondance (six relevés, sans indice de CPUE de la pêche commerciale) n'ont pas été repondérées dans cette évaluation des stocks, car les erreurs d'observation ont fourni une plage suffisante pour que le modèle s'adapte de façon crédible. En général, l'ajout des erreurs de processus permet de réduire la pondération des données sur l'abondance.

La procédure de modélisation a déterminé le meilleur ajustement (mode de la distribution a posteriori ou de la densité a posteriori maximale [DPM], qui est synonyme d'estimation de vraisemblance maximale [EVM], mais qui comprend une composante de vraisemblance des valeurs a priori), à l'ensemble non pondéré de données sur l'abondance et la composition en réduisant au minimum la log-vraisemblance négative. Chaque simulation de la DPM a servi de point de départ pour les simulations selon la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC). Chaque simulation a été évaluée à l'aide d'un algorithme « No U-Turn Sampling » (NUTS) (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan *et al.* 2019). Comme il est décrit dans l'évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune (Starr et Haigh 2022c), la procédure NUTS réduit le temps d'évaluation de quelques jours à quelques heures parce qu'elle utilise un algorithme de recherche plus efficace que celui à marche aléatoire de Metropolis. Pour la simulation de référence de la présente évaluation, 20 000 itérations NUTS ont été évaluées en analysant la charge de travail en huit chaînes parallèles (à l'aide du progiciel « snowfall » en R, Knaus 2015) de 5 000 itérations chacune, en éliminant les 2 500 premières itérations et en conservant les 2 500 derniers échantillons de chaque chaîne. Les chaînes parallèles ont ensuite été fusionnées pour un total de 20 000 itérations, qui ont été sauvegardées dans le fichier binaire .psv. La phase -meca1 est ensuite passée en boucle à travers les itérations enregistrées et extraites de l'ensemble des 10 échantillons pour produire 2 000 échantillons a posteriori à utiliser dans l'analyse.

Voici les principales hypothèses et données d'entrée pour la simulation de référence du modèle d'évaluation des stocks :

- la délimitation de trois stocks par zone, correspondant aux limites⁵ des zones 5ABC, 3CD et 5DE de la CPMP (figure 1), avec un recrutement partagé sur toute la côte;

⁵ On a modifié la sous-zone 5C de la CPMP pour inclure une partie de la zone 5^E, au sud de 52°20' (île Anthony), et le goulet de l'île Moresby, de la zone 5B, pour tenir compte de la gestion du sébaste

- l'utilisation des paramètres sexospécifiques (femelles, mâles);
- les indices d'abondance des séries de relevés utilisés par année (y) :
 - trois relevés synoptiques au chalut de fond :
 - BRC = bassin de la Reine-Charlotte (11 années, de 2003 à 2021),
 - COIV = côte ouest de l'île de Vancouver (10 années, de 2004 à 2022),
 - COHG = côte ouest de Haida Gwaii (10 années, de 1997 à 2022);
 - trois relevés historiques au chalut de fond :
 - GIG = goulet de l'île Goose (8 années, de 1967 à 1994);
 - NMFS = relevé triennal du National Marine Fisheries Service des États-Unis (7 années, de 1980 à 2001);
 - COIV = côte ouest de l'île de Vancouver (4 années, de 1967 à 1970);
- données utilisées sur les proportions selon l'âge (aussi appelées « fréquences selon l'âge » ou « FA ») par année (y), pour huit flottes :
 - prises de la pêche commerciale au chalut dans la zone 5ABC (43 années, de 1977 à 2019);
 - prises de la pêche commerciale au chalut dans la zone 3CD (27 années, de 1980 à 2019);
 - prises de la pêche commerciale au chalut dans la zone 5DE (33 années, de 1978 à 2017);
 - relevé synoptique du BRC (11 années, de 2003 à 2021);
 - relevé synoptique de la COIV (11 années, de 1996 à 2022);
 - relevé synoptique de la COHG (10 années, de 1997 à 2022);
 - relevé historique du GIG (3 années, de 1984 à 1995);
 - relevé triennal du NMFS (5 années, de 1989 à 2001);
- fixer l'âge maximal $A = 60$ (âge commun pour les âges ≥ 60);
- utilisation d'un vecteur d'erreur de détermination de l'âge associé aux écarts-types lissés dérivés des coefficients de variation (CV) des longueurs selon l'âge observées;
- utilisation de la méthode de repondération de l'âge moyen de Francis (2011) pour rajuster la taille des échantillons dans les données sur la composition (fréquence selon l'âge);
- utilisation d'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 n'étaient pas estimées en tant que paramètres actifs (Methot *et al.* 2022);
- fixation de l'écart-type des résidus de recrutement (σ_R) à 0,9.

Voici les paramètres estimés pour la simulation de référence du modèle d'évaluation des stocks :

- recrutement à l'équilibre non exploité de poissons d'âge 0, $\text{LN}(R_0)$;
- taux de mortalité naturelle (M) par sexe pour représenter tous les âges au fil du temps;
- paramètre du taux de variation (h) pour la fonction de recrutement de Beverton-Holt;
- les paramètres de sélectivité ($\beta_1 \equiv \mu$, $\beta_3 \equiv \log v_L$, $\Delta_1 \equiv \Delta$) pour la pêche commerciale dans la zone 5ABC (les pêches dans les zones 3CD et 5DE ont adopté la sélectivité de la

à longue mâchoire (et du sébaste à bouche jaune) seulement. L'effet net sur la zone 5ABC est l'inclusion de l'île Anthony au détriment de la zone 5DE.

zone 5ABC) et pour chacune des séries de relevés (le relevé historique de la COIV a adopté la sélectivité historique du GIG);

- les principaux écarts de recrutement de 1935 à 2014 (utilisant des écarts simples sans la contrainte à somme nulle) et les écarts de recrutement tardif (2015–2023);
- Rdist_area(1) et Rdist_area(2) : proportion de recrutement (dans l'espace logarithmique naturel) attribuée aux zones 1 (5ABC) et 2 (3CD) par rapport à la zone fixe 3 (5DE).

Quatre modèles de référence ont été exécutés (avec échantillonnage selon la MCMC) pour comparer un modèle à zones multiples (B1, R21v3a) avec trois modèles à zone unique : 5ABC (A1 : R24v1a), 3CD (A2 : R25v1a), et 5DE (A3 : R26v1a). Les trois simulations de référence à zone unique ont été échantillonnées à l'aide du même protocole que celui utilisé pour B1. Les données sur la FA ont été ajustées à l'aide de la distribution multinomiale, et les tailles des échantillons de la FA ont été repondérées à l'aide de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).

Dix simulations de sensibilité primaires ont été effectuées (avec échantillonnage selon la MCMC) par rapport à la simulation de référence pour l'évaluation d'un stock (B1) pour analyser la sensibilité des résultats aux principales hypothèses de rechange du modèle. La première sensibilité (à l'aide de la méthode D-M) a été échantillonnée à la même intensité que les simulations de référence, mais les autres sensibilités (multinomiales, repondération de Francis) ont été moins échantillonnées (10 000 itérations de NUTS sur 8 chaînes, 1 250 échantillons de rodage par chaîne, 1 250 échantillons enregistrés par chaîne, et les chaînes fusionnées dont on a éliminé 1 échantillon sur 5).

- S01 (R17v18a) – utiliser le paramétrage Dirichlet-multinomiale (étiquette : « paramétrage D-M »)
- S02 (R27v1a) – fixer le paramètre de distribution du recrutement pour la zone 5ABC (étiquette : « Rdist 5ABC fixe »)
- S03 (R28v1a) – fixer le paramètre de distribution du recrutement pour la zone 3CD (étiquette : « Rdist 3CD fixe »)
- S04 (R29v1a) – supprimer l'erreur de détermination de l'âge (étiquette : « AE1 aucune erreur de détermination de l'âge »)
- S05 (R30v1a) – utiliser l'erreur de détermination de l'âge des CV des lecteurs d'âge (étiquette : « AE5 CV des lecteurs d'âge »)
- S06 (R31v1a) – utiliser une erreur de détermination de l'âge CASAL (étiquette : « AE6 CASAL CV = 0,1 »)
- S07 (R32v1a) – réduire de 30 % les prises commerciales (1965 à 1995) (étiquette : « réduire les prises de 30 % »)
- S08 (R33v1a) – augmenter de 50 % les prises commerciales (1965 à 1995) (étiquette : « augmenter les prises de 50 % »)
- S09 (R34v1a) – réduire σ_R à 0,6 (étiquette : « sigmaR=0,6 »)
- S10 (R35v1a) – augmenter σ_R à 1,2 (étiquette : « sigmaR=1,2 »)

Trois autres simulations de sensibilité secondaire ont été réalisées au niveau du mode de distribution a posteriori (MDP) seulement :

-
- S11 (R22v2) – ajouter des pêches au chalut pélagique dans les zones 3CD et 5ABC (étiquette : « ajouter la pêche au chalut pélagique dans 3CD 5ABC »)
 - S12 (R36v2) ajouter le relevé synoptique du DH à la zone 5DE (étiquette « ajouter le relevé synoptique du DH »)
 - S13 (R37v1) utiliser des proportions empiriques d'individus matures (étiquette : « proportions empiriques d'individus matures »)

Ces dernières simulations ont été faites parce qu'elles représentaient des problèmes ou des questions potentiels concernant cette évaluation des stocks, en fonction des préoccupations qui ont été soulevées lors d'examens antérieurs de l'évaluation des stocks. Elles n'ont pas été poursuivies plus loin que ces exécutions du MDP parce qu'on a estimé que les résultats les mieux adaptés étaient suffisants pour régler les problèmes soulevés.

Le « mandat » de cette évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire comprenait la tâche « 7. Examiner les effets environnementaux, y compris les changements climatiques, sur l'évaluation des stocks, étant entendu que leur intégration à ce stade est préliminaire. » Dans l'évaluation des stocks de sébaste canari de 2022 (Starr et Haigh 2023), on a tenté d'intégrer une série d'indices environnementaux (oscillation décennale du Pacifique en hiver); cependant, on a constaté que son influence sur les résultats du modèle dépendait entièrement de la pondération relative attribuée à la série (par l'ajout d'une erreur de processus). Cette simulation n'a pas été répétée pour le sébaste à longue mâchoire. Au lieu de cela, la force de recrutement dans les prévisions a été réduite de 50 % pour la simulation de référence comme scénario de la pire éventualité (voir la section 9.2.2).

8. RÉSULTATS DU MODÈLE

8.1. MODÈLE À ZONES MULTIPLES

La mortalité naturelle (M) et le taux de variation (h) ont été estimés sans difficulté, la corrélation entre ces deux paramètres étant faible ($\rho = 0,15$). Cela a éliminé l'exigence utilisée dans certaines évaluations de stocks antérieures où des simulations multiples utilisant des valeurs M fixes étaient nécessaires pour créer un scénario de référence composite qui couvrirait une plage plausible de valeurs pour ce paramètre. L'estimation du MDP (dans le tableau F.1) pour la mortalité naturelle des femelles ($M = 0,046$) est passée en dessous de la valeur moyenne *a priori* ($M = 0,06$), tout comme le MDP des mâles ($M = 0,053$). Cependant, les valeurs médianes de la valeur *a posteriori* (tableau 1) ont dépassé les valeurs du MDP : $M_1 = 0,053$ (0,044, 0,061) et $M_2 = 0,059$ (0,051, 0,069), exprimé en tant que médiane avec les quantiles 0,05, 0,95 entre parenthèses. On a estimé que le taux de variation était plus élevé à 0,75 (0,47, 0,94) que la moyenne *a priori* ($h = 0,67$), mais plus faible que le MDP ($h = 0,82$).

Le paramètre de sélectivité de l'âge à la pleine sélectivité (β_{1g} ou μ_g) pour la pêche au chalut, tous représentés par la pêche au chalut dans la zone 5ABC : 11,3 (10,9, 11,7) était inférieur à celui des relevés synoptiques (tableau 1), ce qui était surprenant étant donné que ces derniers utilisent des maillages plus petits, mais l'examen des distributions selon l'âge montre qu'il y avait un plus grand nombre de sébastes à longue mâchoire plus vieux dans les FA des relevés que dans les FA des observations de la pêche commerciale, en tenant compte du passage à droite dans la sélectivité des relevés. Les valeurs estimées de μ_g pour les relevés historiques ont été estimées comme étant assez faibles : goulet de l'île Goose à 8,5 (5,4, 12,9) et NMFS à 5,2 (2,8, 9,8), ce qui était attribuable à l'absence de sébaste à longue mâchoire plus vieux dans les distributions selon l'âge.

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance des relevés étaient généralement satisfaisants (figure F.2), bien que divers indices aient été entièrement omis (p. ex., 2004 et 2010 dans le relevé synoptique de la COIV; 2010 dans le relevé synoptique de la COHG; 1973, 1977 et 1994 dans le relevé historique du goulet de l'île Goose; 1980 et 1983 dans le relevé triennal du NMFS; 1968 et 1969 dans le relevé historique de la COIV).

Les données sur la fréquence d'âge dans la pêche commerciale au chalut étaient bonnes, le modèle suivant les classes d'âge de façon uniforme sur la période de 43 ans représentée par les données sur la fréquence d'âge dans la pêche commerciale dans la zone 5ABC (figure F.4). Les résidus normalisés étaient généralement inférieurs à 2 pour la plupart des classes d'âge (figure F.5), bien que certains résidus positifs aient dépassé ce seuil. Les concordances avec les données sur la FA de la pêche commerciale dans la zone 3CD étaient généralement moins bonnes que pour la FA dans la zone 5ABC (figure F.6), avec un important résidu supérieur à 6 pour les femelles et supérieur à 12 pour les mâles (figure F.7). Ce manque d'adéquation avec les données sur la FA dans la zone 3CD a entraîné une plus grande incertitude dans l'évaluation des stocks de la zone 3CD que pour les deux autres stocks de sébaste à longue mâchoire. Les correspondances avec les données commerciales sur la FA dans la zone 5DE étaient généralement assez bonnes (figure F.8), la plupart des résidus étant inférieurs à 1 et seulement quelques-uns dépassant le seuil de 2 (figure F.9). Bien que les ajustements de la FA des pêches commerciales dans les zones 3CD et 5DE montrent une tendance de petits résidus négatifs pour les individus d'âge 8 ou 9 ou moins, ce n'est pas le cas pour les résidus de la FA dans la zone 5ABC. Cela peut être le résultat de l'utilisation de la fonction de sélectivité dans la zone 5ABC pour s'adapter aux données sur l'âge dans les zones 3CD et 5DE, mais semble être corrigé une fois que les classes d'âge sont pleinement recrutées pour la pêche. Les résidus négatifs impliquent une surestimation de la taille des classes d'âge plus jeunes, ce qui peut avoir des répercussions sur les prévisions à long terme.

Les concordances avec les FA des trois relevés synoptiques étaient généralement bonnes, la plupart des résidus étant inférieurs à 2 (figures F.10 à F.15). Il n'y avait pas de tendances constantes dans les résidus de ces trois relevés, le relevé du bassin de la reine-Charlotte montrant une vague de résidus négatifs d'âge 10 à 25 environ, tandis que les relevés de la COIV et de la COHG correspondaient assez bien à ces classes d'âge (comparer la figure F.11 aux figures F.13 et F.15). En général, les correspondances avec les données sur la FA des relevés n'étaient pas aussi bonnes qu'avec les données sur la FA de la pêche commerciale, une observation qui concorde avec d'autres évaluations récentes des stocks de *Sebastes* (p. ex., Starr et Haigh 2022a,b,c). Les correspondances avec les deux ensembles de données historiques sur la FA (relevé du goulet de l'île Goose : figures F.16 et F.17; relevé triennal du NMFS : F.18 et F.19) étaient généralement mauvaises, ce qui tient compte de la provenance incertaine de ces données qui ont été utilisées principalement pour estimer les fonctions de sélectivité appropriées pour ces relevés.

Les âges moyens semblaient être bien suivis pour les données de la pêche commerciale et généralement bien suivis pour les données de relevé, à l'exception de quelques années (figure F.20), ce qui porte à croire que la procédure de repondération a généré des pondérations appropriées. L'ogive de maturité des femelles, générée à partir d'un modèle adapté de l'extérieur (voir l'annexe D), était située à gauche des ajustements de la sélectivité de la pêche commerciale pour les individus d'âge 7 à 15, ce qui indique que des sébastes à longue mâchoire immatures étaient récoltés par la pêche commerciale (figure F.21). En outre, la fonction de sélectivité du relevé du bassin de la Reine-Charlotte se situe presque parfaitement au-dessus de la fonction de maturité, et la sélectivité du relevé de la COIV se situe à droite de la fonction de maturité des femelles. Ces deux fonctions de sélectivité tiennent compte de la prévalence des sébastes à longue mâchoire plus âgés (principalement entre les âges 30 et 50)

dans les données sur la distribution selon l'âge de ces deux relevés (voir les figures F.10 et F.12), particulièrement au cours des premières années des relevés.

Les diagnostics du MCMC pour la simulation de référence étaient bons, avec des traces stables pour tous les principaux paramètres (figure F.25) et seulement un peu d'effilochage parmi les chaînes de huit sous-zones dans quelques-uns des paramètres principaux (p. ex., μ_5)_{WCVI}; figure F.26). Les paramètres de $R_{dist_area}(1)$ et $R_{dist_area}(2)$ se sont bien comportés, ce qui indique que le modèle a été en mesure de séparer de façon fiable les stocks des trois sous-zones (figure F.26). Il n'y avait aucun signe d'autocorrélation dans aucun des paramètres avancés (figure F.27).

On a utilisé la simulation de référence du modèle pour calculer un ensemble d'estimations de paramètres (tableau 1) et de quantités à l'équilibre dérivées, ainsi que celles associées au RMD (tableau 2), toutes fondées sur les distributions des valeurs a posteriori de la MCMC. Le recrutement de poissons d'âge 0 a été dominé par l'énorme recrutement de la classe d'âge de 1952, qui a soutenu les premières pêches des flottes étrangères à la fin des années 1960 et dans les années 1970 (figure 5). Les trois stocks ont affiché un recrutement supérieur à la moyenne en 2006, en 2008 et en 2013. L'une des caractéristiques de l'évaluation des stocks à zones multiples est que les stocks des zones 3CD et 5DE « empruntent » les données de recrutement de l'ensemble de données plus long de la zone 5ABC. Par conséquent, ces deux stocks montrent un bon recrutement dans la classe d'âge de 1952, même si les AF de ces stocks ne remontent pas aussi loin. La figure 7 indique que la biomasse médiane du stock reproducteur demeurera au-dessus du PRS dans chacune des sous-zones du stock au cours des 10 prochaines années à des prises annuelles égales à toutes les prises utilisées dans les projections des prises. Les taux d'exploitation (prises) sont demeurés largement inférieurs à u_{RMD} pendant une grande partie de l'histoire de la pêche (figure F.32).

Un diagramme de phase de l'évolution dans le temps de la biomasse reproductrice et du taux d'exploitation par les pêches modélisées dans l'espace du RMD (figure 8) porte à croire que le stock se trouve fermement dans la zone saine, avec une position actuelle à $B_{2024}/B_{RMD} = 2,33$ (1,41, 3,88) et $u_{2023}/u_{RMD} = 0,31$ (0,14, 0,72). La figure de l'état des stocks de l'année en cours (figure 8) montre la position de la simulation de référence dans la zone saine du MPO.

*Tableau 1. Quantiles de la distribution a posteriori fondée sur 2 000 échantillons selon la MCMC pour les principaux paramètres estimés du modèle pour l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire dans la simulation de référence. Les paramètres de sélectivité sont exprimés en termes compatibles avec *Awatea*; équivalents SS : $\mu_g = \beta_{1g}$, $\log v_{Lg} = \beta_{3g}$, $\Delta_g = \Delta_{1g}$ (voir l'annexe E).*

Paramètre	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
$\log R_0$	9,448	9,680	9,845	10,01	10,26
Rdist area 1 (5ABC)	0,8684	1,049	1,173	1,299	1,486
Rdist area 2 (3CD)	-0,09547	-0,04481	-0,008557	0,0276	0,08419
M_1 (femelles)	0,04365	0,04847	0,05229	0,05575	0,06146
M_2 (mâles)	0,0505	0,05572	0,05939	0,06306	0,06902
BH (<i>h</i>)	0,4736	0,6379	0,7544	0,8482	0,9431
μ_1 (CHALUT)	10,93	11,17	11,33	11,49	11,72
$\log v_{L1}$ (CHALUT)	1,996	2,112	2,193	2,265	2,374
Δ_1 (CHALUT)	-0,3206	-0,1700	-0,05945	0,05119	0,2221
μ_4 (BRC)	13,50	15,69	17,74	20,32	24,91
$\log v_{L4}$ (BRC)	3,561	3,987	4,315	4,671	5,172
Δ_4 (BRC)	-1,188	-0,4484	-0,003651	0,4669	1,138
μ_5 (COIV)	17,00	18,84	20,49	22,35	25,74
$\log v_{L5}$ (COIV)	4,290	4,544	4,741	4,935	5,259
Δ_5 (COIV)	-0,8162	-0,2012	0,2744	0,7112	1,403

Paramètre	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
μ_6 (COHG)	11,08	11,80	12,29	12,89	13,81
$\log v_{L6}$ (COHG)	1,597	1,988	2,235	2,484	2,816
Δ_6 (COHG)	-0,7172	-0,2951	-0,01605	0,2739	0,6846
μ_7 (GIG)	5,398	7,072	8,473	10,16	12,91
$\log v_{L7}$ (GIG)	1,801	2,544	3,034	3,523	4,135
Δ_7 (GIG)	-1,682	-0,9182	-0,3249	0,3004	1,150
μ_8 (NMFS)	2,820	4,180	5,222	6,774	9,789
$\log v_{L8}$ (NMFS)	1,748	2,408	2,955	3,535	4,348
Δ_8 (NMFS)	-1,666	-0,8098	-0,2313	0,3689	1,240

Tableau 2. Quantiles de paramètres dérivés des 2 000 échantillons⁶ de la valeur a posteriori de la simulation de référence à l'échelle de la côte et par sous-zone selon la MCMC. Définitions : B_0 – biomasse du stock reproducteur en situation d'équilibre sans pêche; B_{2024} – biomasse du stock reproducteur au début de 2024; u_{2023} – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2023; u_{max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux d'exploitation maximal de 1935 à 2023); B_{RMD} – biomasse du stock reproducteur en situation d'équilibre au RMD (rendement maximal durable); u_{RMD} – taux d'exploitation en situation d'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de la biomasse (et du RMD) sont exprimées en tonnes. Les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient de 3 306 t à l'échelle de la côte, de 1 618 t dans la zone 5ABC, 840 t dans la zone 3CD et 848 t dans la zone 5DE.

Zone	Quantité	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
Côte	B_0	84 811	96 679	106 054	117 619	140 309
	B_{2024}	44 390	53 822	61 965	71 222	90 825
	B_{2024} / B_0	0,4239	0,5114	0,5816	0,6621	0,8116
	u_{2023}	0,01892	0,02389	0,02749	0,03166	0,03813
	u_{max}	0,1051	0,1162	0,1231	0,1300	0,1380
	RMD	3 090	4 073	4 865	5 795	7 262
	B_{RMD}	16 692	22 127	26 798	32 466	42 658
	0,4 B_{RMD}	6 677	8 851	10 719	12 986	17 063
	0,8 B_{RMD}	13 353	17 702	21 438	25 973	34 126
	B_{2024} / B_{RMD}	1,409	1,894	2,326	2,859	3,872
	B_{RMD} / B_0	0,1605	0,2143	0,2544	0,2975	0,3636
	u_{RMD}	0,04189	0,06605	0,09016	0,1167	0,1672
	u_{2023} / u_{RMD}	0,1442	0,2218	0,3074	0,4304	0,7210
	5ABC	B_0	47 759	57 364	65 469	74 842
B_{2024}		21 853	27 195	32 243	38 669	52 341
B_{2024} / B_0		0,328	0,420	0,495	0,594	0,770
u_{2023}		0,015	0,021	0,025	0,029	0,037
u_{max}		0,089	0,100	0,108	0,115	0,125
RMD		1 803	2 418	2 993	3 618	4 744
B_{RMD}		9 681	13 364	16 311	20 390	27 164
0,4 B_{RMD}		3 872	5 346	6 524	8 156	10 866
0,8 B_{RMD}		7 745	10 691	13 049	16 312	21 731
B_{2024} / B_{RMD}		1,101	1,574	1,994	2,522	3,537
B_{RMD} / B_0		0,161	0,214	0,254	0,298	0,364
u_{RMD}		0,029	0,046	0,064	0,083	0,118
u_{2023} / u_{RMD}		0,176	0,281	0,394	0,563	0,925
3CD		B_0	13 298	17 039	20 370	23 856

⁶ En tout, 35 échantillons selon la MCMC ont donné des quantités anormales (non finies) fondées sur le RMD et sur la récolte.

B_0 et B_{2024} étaient disponibles pour les 2 000 échantillons.

Zone	Quantité	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
	<i>B</i> ₂₀₂₄	7 700	11 088	14 105	17 904	24 562
	<i>B</i> ₂₀₂₄ / <i>B</i> ₀	0,356	0,540	0,710	0,922	1,316
	<i>u</i> ₂₀₂₃	0,018	0,024	0,031	0,039	0,055
	<i>u</i> _{max}	0,168	0,190	0,202	0,214	0,234
	RMD	514	740	918	1 131	1 482
	<i>B</i> _{RMD}	2 829	4 028	5 048	6 290	8 652
	0,4 <i>B</i> _{RMD}	1 132	1 611	2 019	2 516	3 461
	0,8 <i>B</i> _{RMD}	2 264	3 222	4 039	5 032	6 922
	<i>B</i> ₂₀₂₄ / <i>B</i> _{RMD}	1,291	2,078	2,806	3,817	5,843
	<i>B</i> _{RMD} / <i>B</i> ₀	0,161	0,214	0,254	0,298	0,364
	<i>u</i> _{RMD}	0,051	0,080	0,112	0,152	0,228
	<i>u</i> ₂₀₂₃ / <i>u</i> _{RMD}	0,106	0,185	0,274	0,407	0,777
5DE	<i>B</i> ₀	13 238	17 157	20 513	23 831	30 002
	<i>B</i> ₂₀₂₄	9 819	12 305	14 491	17 157	22 138
	<i>B</i> ₂₀₂₄ / <i>B</i> ₀	0,426	0,583	0,715	0,899	1,263
	<i>u</i> ₂₀₂₃	0,028	0,036	0,042	0,049	0,061
	<i>u</i> _{max}	0,238	0,267	0,289	0,311	0,350
	RMD	518	749	921	1 138	1 483
	<i>B</i> _{RMD}	2 860	4 056	5 123	6 334	8 676
	0,4 <i>B</i> _{RMD}	1 144	1 623	2 049	2 534	3 470
	0,8 <i>B</i> _{RMD}	2 288	3 245	4 098	5 067	6 941
	<i>B</i> ₂₀₂₄ / <i>B</i> _{RMD}	1,482	2,198	2,876	3,819	5,661
	<i>B</i> _{RMD} / <i>B</i> ₀	0,161	0,214	0,254	0,298	0,364
	<i>u</i> _{RMD}	0,072	0,113	0,156	0,214	0,325
	<i>u</i> ₂₀₂₃ / <i>u</i> _{RMD}	0,110	0,187	0,268	0,389	0,666

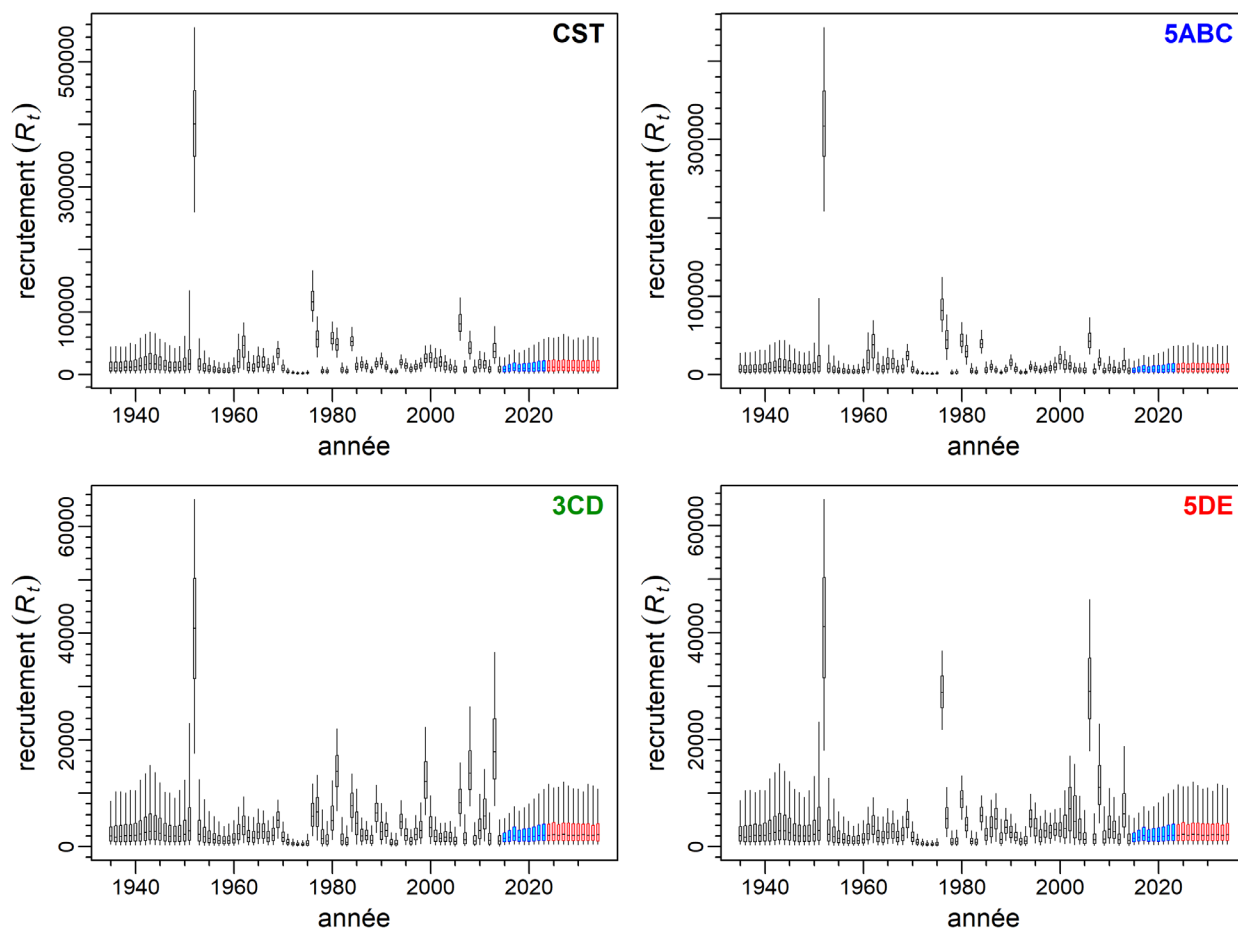


Figure 5. Trajectoire et projection du recrutement (1 000 poissons d'âge 0) pour le modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte (en haut à gauche) et les trois sous-zones : 5ABC (en haut à droite), 3CD (en bas à gauche) et 5DE (en bas à droite). Les cases noires indiquent la période de recrutement principale (1935–2014), les cases bleues indiquent la période de recrutement tardive (2015–2023) et les cases rouges indiquent la période de prévision (2024–2034), en supposant des prises de 3 306, de 1 618, de 800 et de 848 t/an, respectivement. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

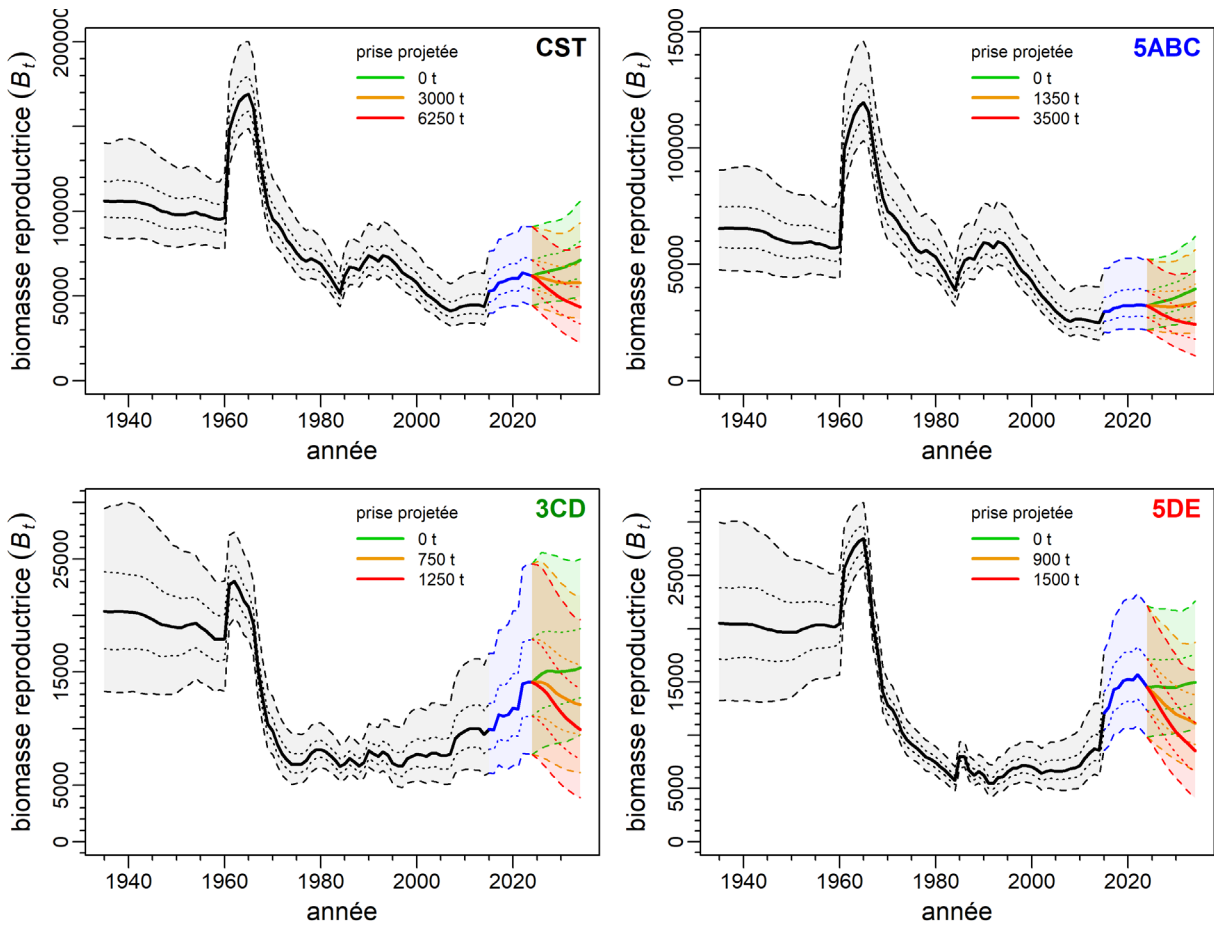


Figure 6. Estimations de la biomasse reproductrice B_t (en tonnes) à partir du modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte (en haut à gauche) et des trois sous-zones : 5ABC (en haut à droite), 3CD (en bas à gauche) et 5DE (en bas à droite). La trajectoire médiane de la biomasse apparaît comme une courbe pleine entourée d'une enveloppe de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05–0,95) en noir (période de recrutement principale) et en bleu (période de recrutement tardif), et délimitée par des lignes tiretées pour les années $t=1935-2024$; la biomasse projetée (2025–2034) est indiquée pour trois politiques de prises : aucune prise (vert), prises moyennes (orange) et prises importantes (rouge). L'intervalle de crédibilité à 50 % (quantiles : 0,25–0,75) est aussi délimité (par les lignes pointillées).

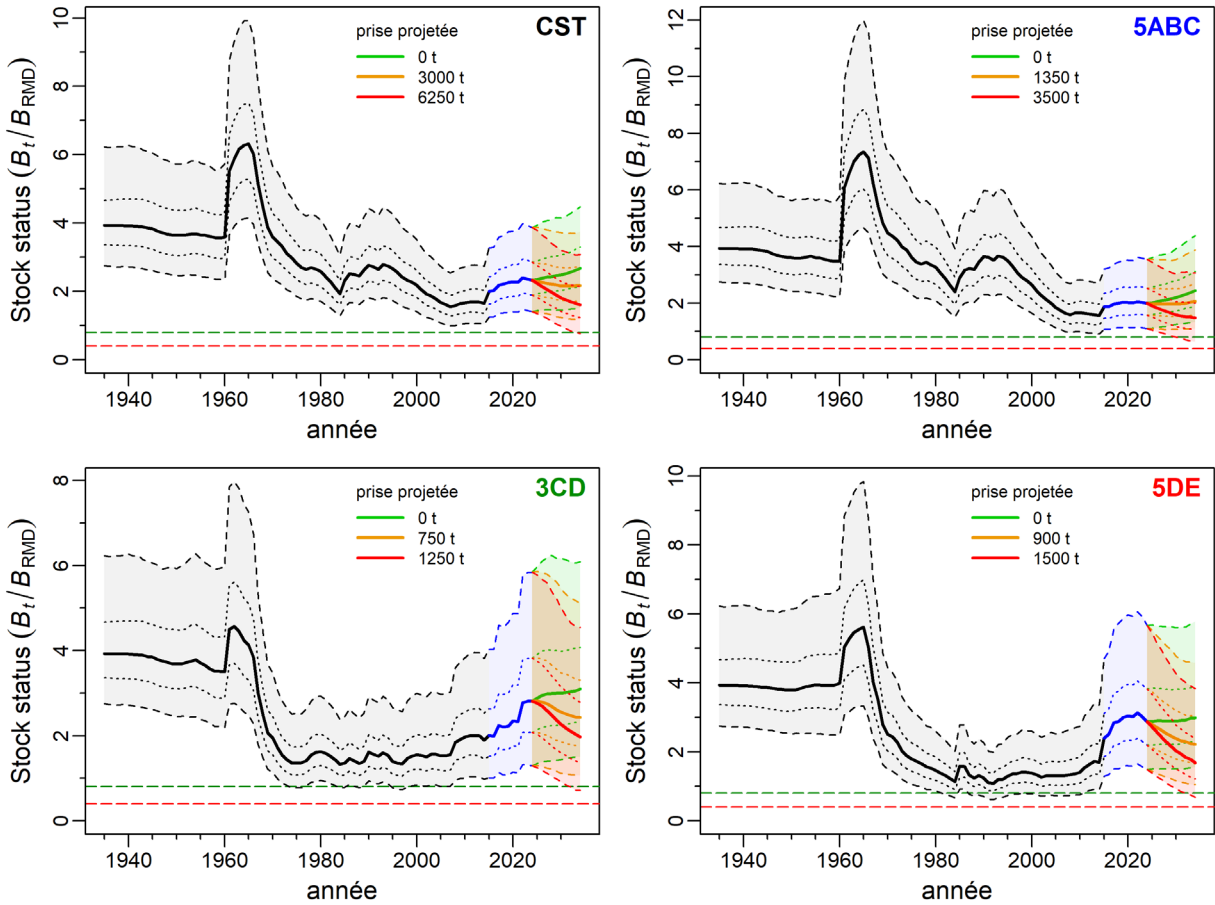


Figure 7. Estimations de la biomasse reproductrice B_t par rapport à la B_{RMD} à partir du modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte (en haut à gauche) et des trois sous-zones : 5ABC (en haut à droite), 3CD (en bas à gauche) et 5DE (en bas à droite). Voir les détails dans la légende de la figure 6. Les lignes tiretées horizontales indiquent le PRL = 0,4 B_{RMD} et le PRS = 0,8 B_{RMD} .

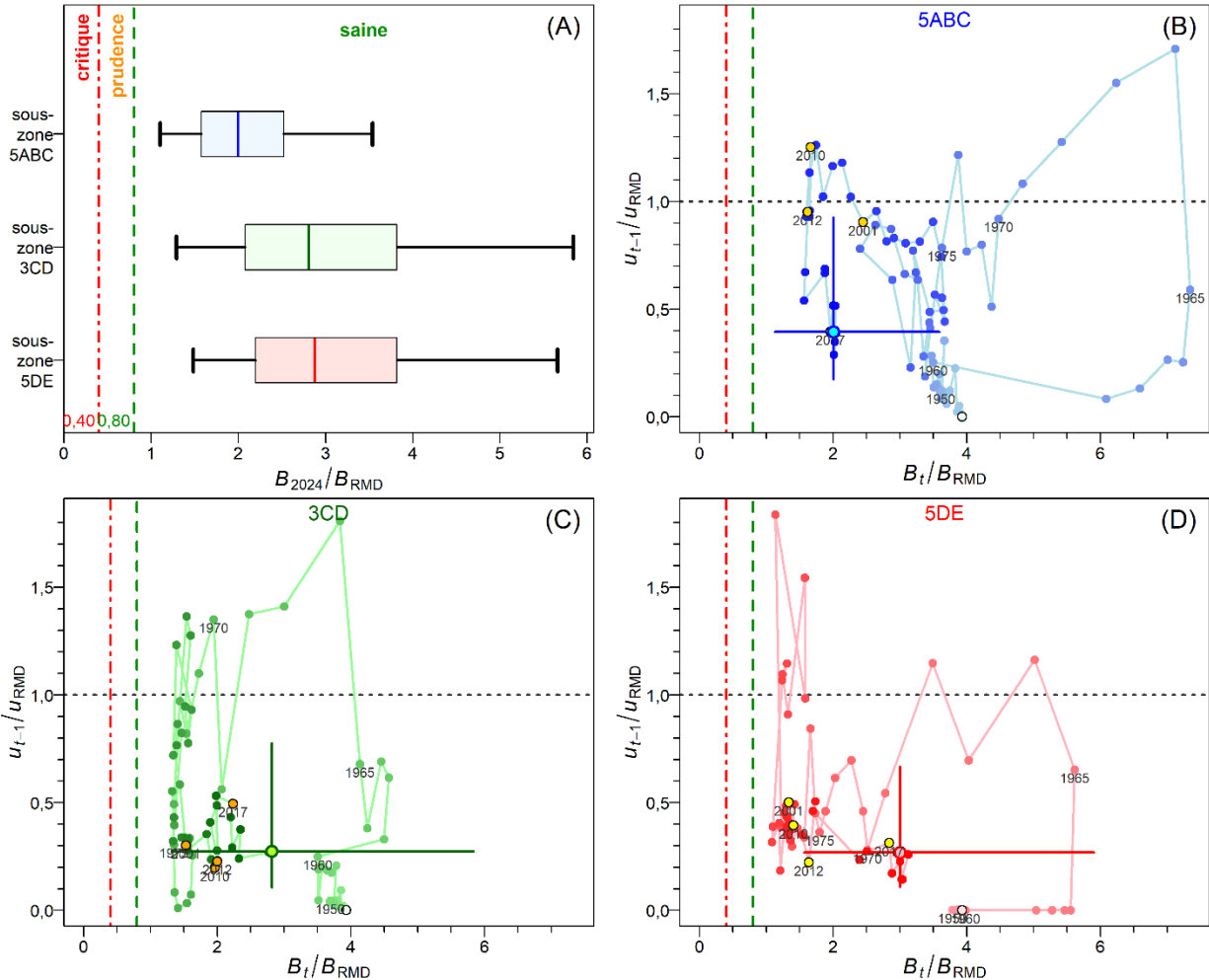


Figure 8. (A) État au début de 2024 du stock de sébaste à longue mâchoire du modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte et de ses trois sous-zones par rapport aux points de référence provisoires de l'AP du MPO de $0,4 B_{RMD}$ et de $0,8 B_{RMD}$. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori obtenues selon la MCMC. (B) Diagramme de phase dans le temps pour la sous-zone 5ABC montrant les médianes des rapports B_t/B_{RMD} (la biomasse reproductrice au début de l'année t par rapport à la B_{RMD}) et la pression de pêche par rapport à u_{RMD} (u_{t-1}/u_{RMD} , où le taux d'exploitation se produit au milieu de l'année $t-1$) à partir du modèle à zones multiples⁷. Le cercle blanc rempli est l'année de début à l'équilibre (1935) pour le modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte. Les années passent ensuite des nuances pâles aux nuances foncées et la dernière année ($t = 2024$) est représentée par un cercle ombragé; les lignes transversales représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori pour la dernière année. Les années d'évaluation précédentes pour le sébaste à longue mâchoire (2001, 2010, 2012 et 2017) sont indiquées par des cercles jaunes/or. Les lignes tiretées verticales rouges et vertes indiquent le PRL provisoire selon l'approche de précaution = $0,4 B_{RMD}$ et le PRS = $0,8 B_{RMD}$, et la ligne pointillée horizontale grise indique u_{RMD} . (C) Identique au panneau B, mais pour la sous-zone 3CD. (D) Identique au panneau B, mais pour la sous-zone 5DE.

⁷ 35 échantillons selon la MCMC ont produit des quantités anormales (pas un nombre) fondées sur le RMD.

8.2. MODÈLES À ZONE UNIQUE

Les modèles à zone unique ont été adaptés aux données propres aux zones 5ABC (bassin de la Reine-Charlotte, BRC), 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver, COIV) et 5DE (côte ouest de Haida Gwaii, COHG et entrée Dixon), en utilisant les mêmes hypothèses que celles du modèle à zones multiples (p. ex., ajustement multinomial des fréquences selon l'âge et repondération de l'âge moyen de Francis). Cela a été fait pour fournir un lien direct vers les modèles à zone unique qui ont été utilisés pour évaluer ces zones de stock dans les itérations précédentes de l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire de la Colombie-Britannique (5ABC : Haigh *et al.* 2018; 3CD : Edwards *et al.* 2014a; 5DE : Edwards *et al.* 2014b) et pour valider et comparer les résultats avec ceux des sous-zones du modèle à zones multiples décrit à la section 8.1.

Les ajustements des données de relevés pour les modèles à zone unique étaient, comme on pouvait s'y attendre, meilleurs que les ajustements des mêmes données de relevés par le modèle à zones multiples (tableau 3). On s'y attendait parce que le modèle à zones multiples est adapté à tous les relevés simultanément, alors qu'il y aurait moins de conflits de données avec les modèles moins complexes. Cependant, il est rassurant de constater que le modèle à zones multiples a été en mesure d'obtenir des ajustements très semblables aux données de relevés, tout comme les modèles à zone unique. Il n'est pas possible de comparer les ajustements avec les données sur la FA entre ces modèles en raison des pondérations différentielles de Francis.

Tableau 3. Des logs-vraisemblances négatives pour les ajustements aux six relevés primaires (décrits à l'annexe B) pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et pour chacune des simulations de référence à zone unique.

Relevé	Modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte	zone unique 5ABC	zone unique 3CD	zone unique 5DE
Relevé synoptique dans le BRC	-13,690	-13,839	–	–
Relevé synoptique au large de la COIV	1,345	–	-0,709	–
Relevé synoptique au large de la COHG	-2,832	–	–	-3,228
Relevé historique du GIG	-4,312	-3,929	–	–
Relevé triennal du NMFS	6,772	–	6,636	–
Relevé historique de la COIV	5,475	–	5,421	–

Les estimations du modèle à zone unique pour les paramètres avancés étaient semblables à celles des modèles à zones multiples équivalents dans la plupart des cas, mais tenaient compte de différences dans la quantité de données disponibles pour chacun des trois modèles à zone unique. Sans surprise, les estimations des paramètres du modèle à zone unique pour 5ABC ressemblaient le plus aux estimations du modèle à zones multiples 5ABC parce que la majorité des données sur la FA provenaient de la zone de stock 5ABC et dominaient par conséquent le processus d'ajustement du modèle. La mortalité naturelle (M) était généralement proche de 0,05 chez les femelles et près de 0,06 chez les mâles pour tous les modèles, bien que le modèle à zone unique 3CD ait estimé une M légèrement plus élevée et que les estimations de

M dans le modèle à zone unique 5DE aient été légèrement inférieures aux estimations du modèle à zones multiples (tableau 4).

Le paramètre du taux de variation (h) différait le plus parmi les paramètres des quatre modèles, tenant compte des différences de recrutement par rapport aux reproducteurs dans les modèles à zone unique. Le modèle à zones multiples a utilisé une seule fonction de sélectivité pour les trois pêches commerciales au chalut; il n'est donc pas surprenant que les modèles 3CD et 5DE à zone unique diffèrent des estimations des paramètres de sélectivité à zones multiples, tandis que les paramètres de sélectivité du modèle 5ABC à zone unique étaient assez proches des estimations des modèle à zones multiples. Les résidus de FA étaient plus importants pour l'ajustement des données de FA de la pêche commerciale dans la zone 3CD par le modèle à zones multiples comparativement à l'ajustement du modèle à zone unique 3CD (comparer la figure F.7 à la figure F.43), ce qui indique que la sélectivité partagée utilisée par le modèle à zones multiples n'a pas été optimisée pour les données sur la FA de la zone 3CD. L'ajustement du modèle à zones multiples 5DE aux données sur la FA de la pêche commerciale au chalut ne montrait pas autant de gros résidus que l'ajustement du modèle à zone unique (comparer la figure F.9 à la figure F.48).

Tableau 4. Estimations médianes des principaux paramètres du modèle à zones multiples de la simulation de référence comparées aux estimations des paramètres équivalents de chacun des modèles à zone unique.

Paramètre	Simulation de référence à zones multiples	zone unique 5ABC	zone unique 3CD	zone unique 5DE
$LN(R_0)$	9,845	9,372	8,464	8,327
Rdist_area(1)	1,173	–	–	–
Rdist_area(2)	-0,00856	–	–	–
M_1 (femelles)	0,0523	0,0532	0,0591	0,0509
M_2 (mâles)	0,0594	0,0594	0,0648	0,0633
h	0,754	0,714	0,601	0,837
μ (chalut)	11,330	11,140	11,770	10,170
v_L (chalut)	2,193	2,121	2,717	0,887
Δ (chalut)	-0,0595	-0,059	-0,0250	-0,0259
μ (BRC)	17,740	16,560	–	–
v_L (BRC)	4,315	4,159	–	–
Δ (BRC)	-0,00365	0,053	–	–
μ (COIV)	20,490	–	19,140	–
v_L (COIV)	4,741	–	4,620	–
Δ (COIV)	0,274	–	0,2638	–
μ (COHG)	12,290	–	–	12,410
v_L (COHG)	2,235	–	–	2,255
Δ (COHG)	-0,0161	–	–	-0,106
μ (GIG)	8,473	8,530	–	–
v_L (GIG)	3,034	3,076	–	–
Δ (GIG)	-0,325	-0,295	–	–
μ (NMFS)	5,222	–	5,241	–
v_L (NMFS)	2,955	–	2,981	–
Δ (NMFS)	-0,231	–	-0,210	–

Une comparaison des trajectoires de recrutement des quatre modèles illustre la différence entre les sous-zones du modèle à zones multiples et chacun des modèles à zone unique correspondants (figure 9). Sans surprise, la série de recrutement du modèle à zone unique 5ABC était presque identique à la série équivalente à zones multiples (panneau supérieur gauche, figure 9). La série 3CD ne contenait presque pas d'information sur la FA avant 1975, de sorte que les recrutements relatifs varient légèrement par rapport à la moyenne dans la première partie de la série pour le modèle 3CD à zone unique, tandis que le modèle à zones multiples a essentiellement « emprunté » de l'information sur le recrutement aux autres zones (panneau supérieur droit, figure 9). Il y a plus d'information sur la FA dans l'ensemble de données de la zone 5DE sur la FA qui semblait raisonnablement conforme à l'information sur la FA du modèle de la zone 5ABC, même si elle montrait une forte hausse du recrutement en 1952 et une autre en 1976, qui ont également été observées dans les données sur la FA de la zone 5ABC (panneau du bas, figure 9). Cette constance dans l'information sur le recrutement tirée des données sur la FA donne de la crédibilité à l'approche à zones multiples adoptée pour cette évaluation des stocks.

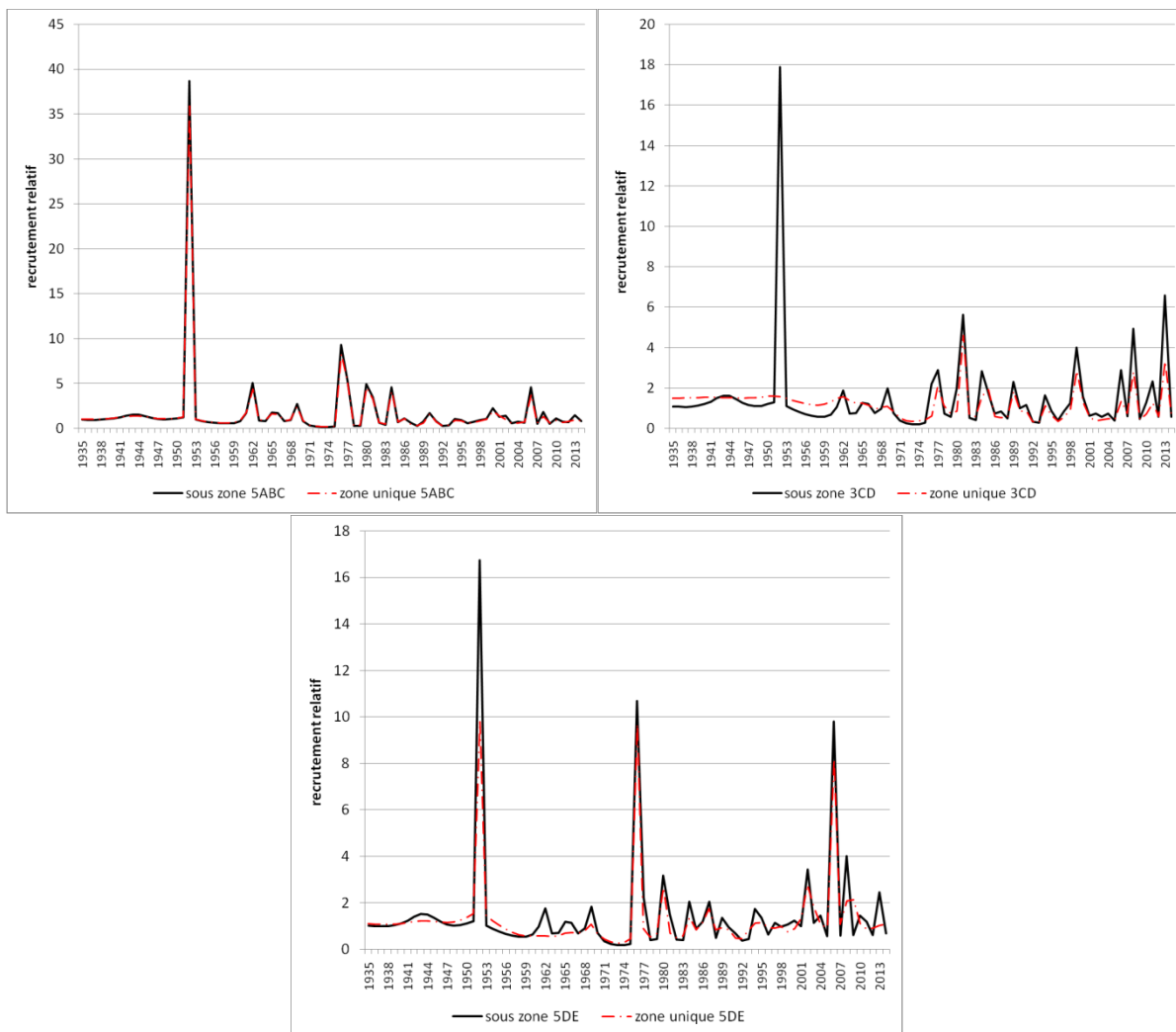


Figure 9. Comparaison de la trajectoire principale du MDP de recrutement pour chaque sous-zone du modèle à zones multiples à l'échelle de la côte à la trajectoire de recrutement du MDP provenant du modèle à zone unique correspondant (5ABC : en haut à gauche; 3CD : en haut à droite; 5DE : en bas). Chaque trajectoire de recrutement a été normalisée en divisant le recrutement annuel par la moyenne géométrique du recrutement pour la période de 1935 à 2014.

Les différences dans les données disponibles pour chaque secteur ont entraîné des différences dans les résultats des évaluations des stocks entre le modèle à zones multiples et le modèle à zone unique correspondant, la plus grande différence étant observée pour la zone 3CD (tableau 5). Les estimations par le modèle à zones multiples de la taille des stocks (B_0) et de l'épuisement des stocks (B_{2024}/B_0) pour les zones 5ABC et 5DE sont semblables aux estimations équivalentes des modèles à zone unique. Les estimations médianes de la B_0 de la zone 5ABC des deux modèles sont près de 65 000 t, et les estimations de la taille des stocks actuels par rapport à la B_0 sont tout juste inférieures à 0,5 pour les deux modèles (tableau 5). L'équivalence pour la zone 5DE est moins convaincante, les deux modèles estimant la taille actuelle du stock par rapport à la B_0 à un peu plus de 0,7, mais le modèle de la zone 5DE à un seul stock estimait que la B_0 et la B_{2024} étaient plus grandes que celles du modèle à zones multiples. Cela est probablement dû au fait que le modèle 5DE à zone unique (également vrai pour le modèle 3CD à zone unique) devait estimer une B_0 plus grande afin de tenir compte des prélèvements considérables qui ont eu lieu à la fin des années 1960 et au début des

années 1970, mais seulement en utilisant le recrutement déterministe, tandis que le modèle de la zone 5ABC estimait une classe d'âge très importante au début des années 1950 pour tenir compte des prélèvements importants. Ces estimations plus élevées de la biomasse ont entraîné des rendements légèrement plus élevés. Par exemple, l'estimation du RMD dans la zone 5DE était supérieure de près de 300 t (une augmentation de 30 %) à l'estimation des sous-zones du modèle 5DE à zones multiples. Les estimations de la taille et de l'état des stocks par le modèle à zone unique 3CD sont probablement moins fiables que les estimations des sous-zones de 3CD parce qu'elles sont touchées par le manque de données dans la zone 3CD et la nature contradictoire de certaines de ces données. Les ajustements avec les relevés triennaux de la COIV et du NMFS n'étaient pas très bons, étant donné la grande variation interannuelle observée dans ces relevés (voir les figures F.2 et F.41). L'ajustement des données sur la FA de la zone 3CD avait également tendance à avoir des résidus plus importants que celui des deux autres modèles, même pour le modèle à zone unique. Pour ces raisons, le modèle 3CD à zones multiples devrait être privilégié par rapport au modèle à zone unique.

Tableau 5. Estimations des paramètres médians dérivées du modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte (simulation de référence) comparées aux estimations des paramètres équivalents dérivées de chacune des sous-zones du modèle à zones multiples et des zones principales des modèles à zone unique.

Quantité dérivée	Modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte	sous-zone 5ABC	sous-zone 3CD	sous-zone 5DE	zone unique 5ABC	zone unique 3CD	zone unique 5DE
B_0	106 054	65 469	20 370	20 513	64 999	22 310	24 619
B_{2024}	61 965	32 243	14 105	14 491	30 556	9 743	17 146
B_{2024} / B_0	0,582	0,495	0,710	0,715	0,473	0,441	0,707
F_{2023}	0,0279	0,0252	0,0313	0,0430	0,0272	0,0429	0,0271
U_{2023}	0,0275	0,0249	0,0308	0,0421	0,0269	0,0420	0,0267
RMD	4 865	2 993	918	921	2 912	931	1 198
B_{RMD}	26 798	16 311	5 048	5 123	17 239	6 621	5 223
B_{2024} / B_{RMD}	2,326	1,994	2,806	2,876	1,813	1,547	3,370
B_{RMD} / B_0	0,254	0,254	0,254	0,254	0,267	0,305	0,213
F_{RMD}	0,0945	0,0657	0,1185	0,1700	0,0873	0,0699	0,1205
U_{RMD}	0,0902	0,0636	0,1117	0,1563	0,0836	0,0675	0,1135
U_{2023} / U_{RMD}	0,307	0,394	0,274	0,268	0,326	0,614	0,232

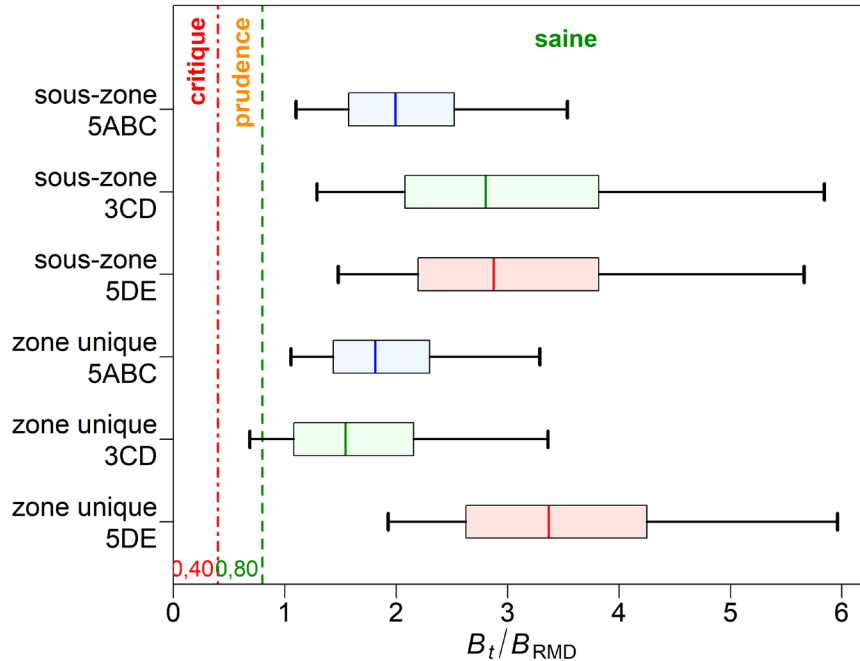


Figure 10. État du stock au début de 2024 en comparant les trois sous-zones du modèle à zones multiples et les trois modèles à zone unique aux points de référence provisoires de l'AP du MPO de $0,4 B_{RMD}$ et de $0,8 B_{RMD}$. Les diagrammes de quartile montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la MCMC.

8.2.1. Bassin de la Reine-Charlotte 5ABC

Les diagnostics des MCMC (figures F.52 et F.53) étaient bons pour ce modèle (A1 : R24v1a), avec des caractéristiques semblables à celles observées pour le modèle à zones multiples présenté à la section F.2.1.2. Les représentations de tous les paramètres principaux étaient stables et il n'y avait que peu d'effilochage parmi les huit chaînes de MCMC dans quelques-uns des paramètres principaux. Il n'y avait aucun signe d'autocorrélation dans aucun des paramètres principaux.

Les ajustements des deux relevés attribués à cette zone de stock étaient bons, ressemblant beaucoup aux ajustements observés pour la sous-zone 5ABC dans le modèle à zones multiples (figure F.37, tableau 3). Les ajustements apportés aux données sur la FA (figure F.38) étaient très semblables à ceux observés pour le modèle de la sous-zone 5ABC. Le graphique de l'épuisement (B_t/B_0) montre que le stock a dégringolé sous $0,4 B_0$, passant d'environ 2 000 à environ 2 015 (figure F.39, panneau de gauche); cependant, l'évaluation du stock de la simulation de référence du modèle à zone unique 5ABC a indiqué que ce stock n'est jamais entré dans la zone de prudence au niveau de 5 % (figure 11, panneau de droite).

Une analyse rétrospective a montré que la reconstitution de la biomasse reproductrice dans la zone 5ABC n'a pas beaucoup changé après le retrait séquentiel de 13 années de données remontant à 2010 (figure F.41). De même, le retrait des données n'a pas modifié de façon importante l'ajustement de la série d'indices des relevés synoptiques du BRC. Cette analyse rétrospective n'a révélé aucun problème sous-jacent dans le modèle de la zone 5ABC, tous les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

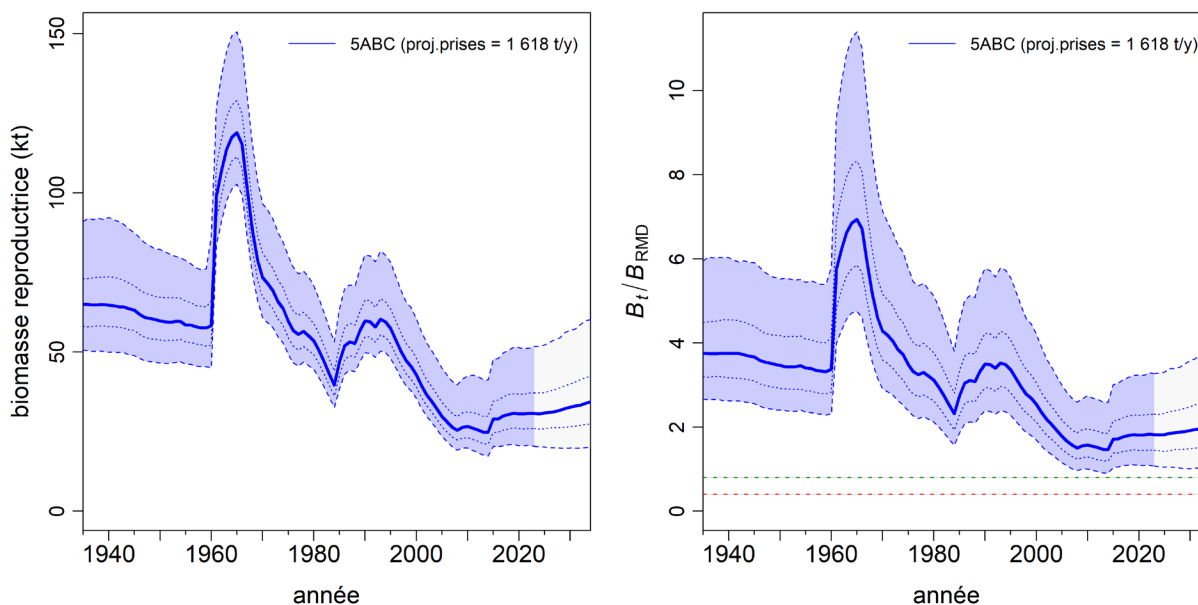


Figure 11. Trajectoire de la biomasse reproductrice pour le modèle à zone unique 5ABC (à gauche) et rapport B_t/B_{RMD} de l'état du stock 5ABC (à droite). La période de prévision (2024–2034) suppose des prises de 1 618 t/an (moyenne sur 5 ans, 2018–2022). Les enveloppes de crédibilité délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

8.2.2. Côte ouest de l'île de Vancouver 3CD

Les diagnostics des MCMC (figures F.52 et F.53) sont bons pour ce modèle (A2 : R25v1a), mais pas aussi bons que ceux observés pour le modèle à zones multiples présenté à la section F.2.1.2. Les représentations de tous les paramètres principaux sont stables, mais il y a plus d'effilochage parmi les huit chaînes de MCMC dans plusieurs des paramètres principaux. Il n'y avait aucun signe d'autocorrélation dans aucun des paramètres principaux.

Les ajustements des deux relevés attribués à cette zone étaient raisonnables (bien que trois des indices étaient manquants), et l'ajustement du relevé de la COIV s'est amélioré par rapport à l'ajustement équivalent de la sous-zone 3CD dans le modèle à zones multiples (figure F.42, tableau 3). Les ajustements aux données sur la FA (figure F.43) sont bien meilleurs que ceux observés pour le modèle de la sous-zone 3CD, les résidus normalisés aberrants étant considérablement réduits par rapport aux ajustements équivalents de la sous-zone 3CD. Le graphique de l'épuisement (B_t/B_0) montre le stock dans la zone comprise entre 0,2 et 0,4 B_0 de la fin des années 1960 jusqu'à 2015 environ (figure F.44, panneau de gauche); l'évaluation du stock de la simulation de référence du modèle à zone unique 3CD indiquait une certaine probabilité (probablement inférieure à 10 %) que ce stock se trouvait dans la zone de prudence du début des années 1970 jusqu'à aujourd'hui (figure 12, panneau de droite).

Une analyse rétrospective a montré que la reconstitution de la biomasse reproductrice dans la zone 3CD n'a pas beaucoup changé après le retrait séquentiel de 13 années de données remontant à 2010 (figure F.46). Il y a eu une forte augmentation de la biomasse en 2014 et en 2015, en raison d'une importante valeur de l'indice observée en 2014 (figure F.46). Cette analyse rétrospective n'a révélé aucun problème sous-jacent dans le modèle 3CD, tous les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

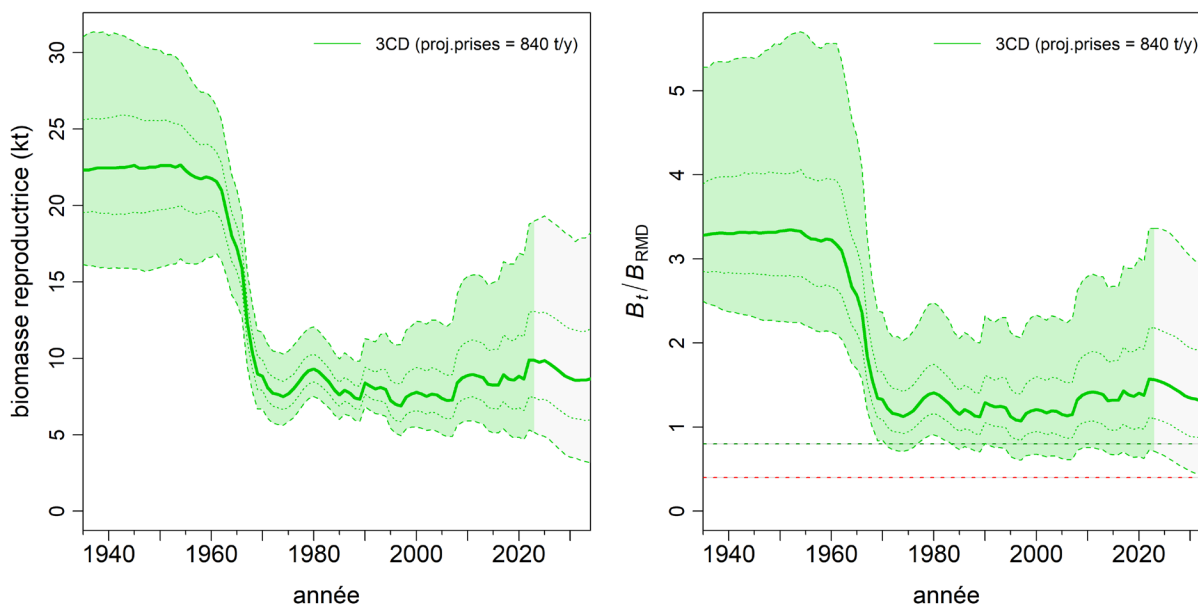


Figure 12. Trajectoire de la biomasse reproductrice pour le modèle à zone unique 3CD (à gauche) et le rapport d'état du stock 3CD B_t/B_{RMD} (à droite). La période de prévision (2024–2034) suppose des prises de 840 t/an (moyenne sur 5 ans, 2018–2022). Les enveloppes de crédibilité délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

8.2.3. Côte ouest de Haida Gwaii 5DE

Les diagnostics des MCMC (figures F.52 et F.53) étaient bons pour ce modèle (A3 : R26v1a), mais pas aussi bons que ceux observés pour le modèle à zones multiples présenté à la section F.2.1.2. Les représentations de tous les paramètres principaux étaient stables, mais il y avait plus d'effilochage entre les huit chaînes de MCMC dans bon nombre des paramètres principaux. Il n'y avait aucun signe d'autocorrélation dans aucun des paramètres avancés.

Les ajustements du relevé de la COHG étaient bons, l'ajustement s'étant amélioré par rapport à l'ajustement équivalent par la sous-zone 5DE dans le modèle à zones multiples (figure F.47, tableau 3). Les ajustements apportés aux données sur la FA (figure F.48) étaient à peu près les mêmes que ceux observés pour le modèle de la sous-zone 5DE, avec peu de résidus normalisés aberrants. Le graphique de l'épuisement (B_t/B_0) montrait que le stock s'en allait encore plus bas dans la zone comprise entre 0,2 et 0,4 B_0 que dans le modèle à zone unique 3CD (au cours de la période allant de la fin des années 1960 jusqu'à 2015 environ) (figure F.49, panneau de gauche); l'évaluation du stock du modèle à zone unique 5DE indiquait une faible probabilité (probablement inférieure à 5 %) que ce stock se trouvait dans la zone de prudence du milieu des années 1980 jusqu'au milieu des années 1990 (figure 13, panneau de droite).

Une analyse rétrospective montre que la reconstitution de la biomasse reproductrice dans la zone 5DE est passée de pessimiste au cours des premières années (2010–2015) à une perspective de plus en plus optimiste, les années successives de valeurs d'indice plus élevées du relevé de la COHG ayant été ajoutées au modèle (figure F.51). Cette analyse rétrospective n'a révélé aucun problème sous-jacent dans le modèle de la zone 5DE, les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

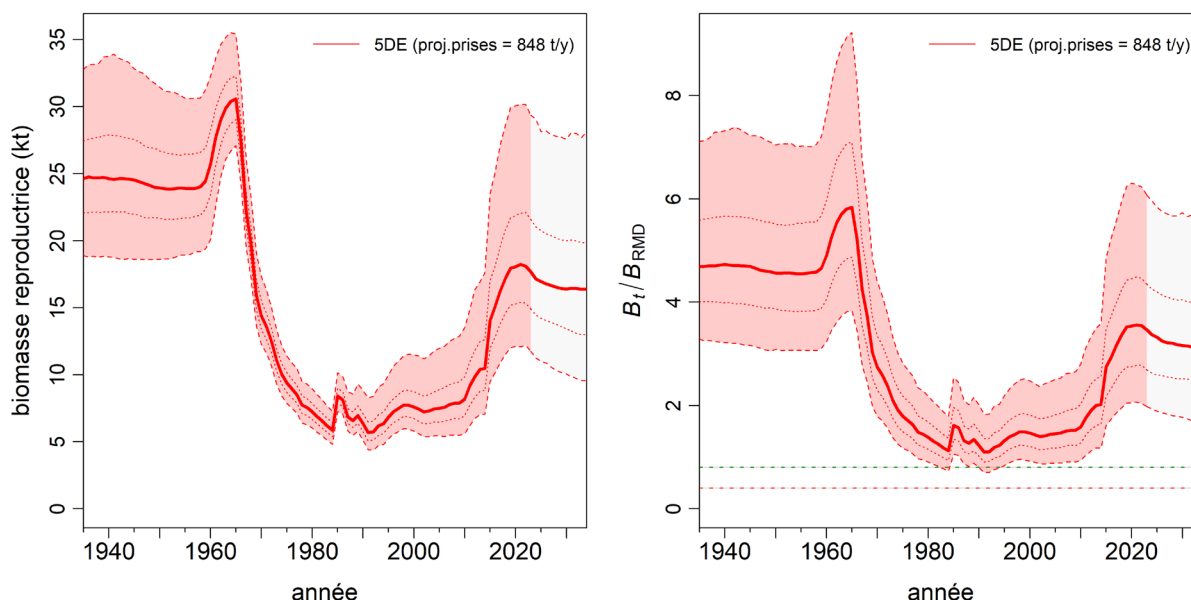


Figure 13. Trajectoire de la biomasse reproductrice pour le modèle à zone unique 5DE (à gauche) et rapport B_t/B_{RMD} de l'état du stock pour cette zone (à droite). La période de prévision (2024–2034) suppose des prises de 848 t/an (moyenne sur 5 ans, 2018–2022). Les enveloppes de crédibilité délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

8.3. SIMULATIONS DE SENSIBILITÉ

Tableau 6. Simulations de sensibilité utilisées pour mettre à l'essai un éventail d'hypothèses de la simulation de référence. Dix simulations de sensibilité primaires ont été effectuées à l'aide de la MCMC pour générer 2 000 échantillons qui ont été utilisés pour générer des distributions a posteriori pour tous les paramètres estimés. Trois simulations de sensibilité supplémentaires ont été effectuées sur la DPM uniquement.

Sens	Simulation	Éval	Description
S01	17v18a	MCMC	paramétrage Dirichlet-multinomial utilisé dans SS3 pour les données sur la FA
S02	27v1a	MCMC	zone de distribution de recrutement fixe 1 (5ABC) pour l'affectation du recrutement aux zones
S03	28v1a	MCMC	zone de distribution de recrutement fixe 2 (3CD) pour l'affectation du recrutement aux zones
S04	29v1a	MCMC	aucune erreur de détermination de l'âge appliquée
S05	30v1a	MCMC	erreur de détermination de l'âge appliquée dérivée des CV des lecteurs d'âge
S06	31v1a	MCMC	erreur de détermination de l'âge appliquée en utilisant un CV constant de 10 %
S07	32v1a	MCMC	réduction de 30 % des prises de la pêche commerciale (1965–1995; pêche étrangère et pêche canadienne sans observateur)
S08	33v1a	MCMC	augmentation de 50 % des prises de la pêche commerciale (1965–1995; pêche étrangère et pêche canadienne sans observateur)
S09	34v1a	MCMC	sigmaR réduit (σ_R) de 0,9 à 0,6
S10	35v1a	MCMC	augmentation du sigmaR (σ_R) de 0,9 à 1,2
S11	22v2	DPM	des prises séparées au chalut de fond et dans les eaux intermédiaires dans les zones 3CD et 5ABC, avec une sélectivité partagée fondée sur les données combinées sur la FA (3CD+5ABC)
S12	36v2	DPM	ajout du relevé synoptique du détroit d'Hécate à l'ensemble de données de 5DE
S13	37v1	DPM	proportions empiriques d'individus matures utilisées plutôt que l'ajustement du modèle

8.3.1. Analyses de sensibilité au niveau MCMC

Dix analyses de sensibilité primaires ont été effectuées (avec des simulations complètes de MCMC, voir le tableau 6) par rapport à la simulation de référence (Run21v3a) pour analyser la sensibilité des résultats aux hypothèses de recharge du modèle. Les différences entre les simulations de sensibilité (y compris la simulation de référence) sont résumées dans les tableaux des estimations de la médiane des paramètres (tableau F.28) et des quantités du paramètre médian dérivé (tableau F.29).

Les diagnostics MCMC ont été évalués à l'aide des critères subjectifs suivants :

- Bon – aucune tendance dans les graphiques et aucune pointe dans le log (R_0), alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation;
- Passable – tendance dans les graphiques interrompue temporairement, pointes occasionnelles dans le log (R_0), chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation;
- Médiocre – tendance dans les graphiques qui fluctue considérablement ou affiche une augmentation ou une diminution persistante, chaînes fractionnées qui diffèrent les unes des autres, autocorrélation importante;
- Inacceptable – tendance dans les graphiques 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.

Les graphiques de diagnostic (figures F.58, F.59 et F.60) portent à croire que neuf simulations de sensibilité présentent un bon comportement MCMC et seulement une, un comportement passable. Aucun ne se trouvait dans la catégorie « médiocre » ou « inacceptable ». Une mesure du nombre d'échantillons ayant un paramètre estimé dépassant $\text{LN}(R_0)=11$ est fournie comme mesure de la propension d'une simulation à explorer des excursions à R_0 élevé.

- Bon – aucune tendance dans les graphiques, et aucune pointe soudaine dans le log (R_0), alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation
 - S01 (paramétrage DM), excursions =28
 - S03 (Rdist pour 3CD fixe), excursions =1
 - S04 (AE1 sans erreur de détermination de l'âge), excursions =290
 - S05 (AE5 CV du lecteur d'âge), excursions =0
 - S06 (AE6 CASAL CV=0,1), excursions =0
 - S07 (réduction des prises de 30 %), excursions =0
 - S08 (augmentation des prises de 50 %), excursions =31
 - S09 (sigmaR=0,6), excursions =0
 - S10 (sigmaR=1,2), excursions =3
- Passable – tendance dans les graphiques interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation
 - S02 (Rdist pour 5ABC fixe), excursions =2

En comparant les médianes de la biomasse reproductrice des femelles (figure 14), trois niveaux de sensibilité ont constamment estimé un stock permanent plus important pour toutes les années par rapport à la simulation de référence : S08 (augmentation des prises), S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) et S01 (paramétrage D-M). On a estimé un stock moins productif lorsque les prises ont été réduites (S07). Le reste des niveaux de sensibilité variait peu par rapport à la simulation de référence.

Les trajectoires des médianes de B_t par rapport à B_0 (épuisement du stock, figure 15) indiquent que tous les modèles de sensibilité ont suivi une trajectoire semblable à celle de la simulation de référence, avec quelques variations. L'épuisement médian de la dernière année (tableau F.29) variait d'un minimum de 0,543 pour le modèle S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) à un maximum de 0,644 pour le modèle S01 (paramétrage D-M). Comparativement au modèle S01, qui devait à l'origine être la simulation de référence, la méthode de Francis a donné un épuisement plus élevé (une B_{2024}/B_0 plus faible) et une B_0/B_{RMD} plus faible, ce qui implique une productivité globale plus faible.

La mise en œuvre du modèle à zones multiples par la plateforme SS3 a nécessité de fixer la distribution relative du recrutement pour l'une des zones, puis de permettre au modèle d'estimer un paramètre de distribution du recrutement pour les deux zones restantes par rapport à la zone de référence. Pour la simulation de référence, la zone 5DE a été choisie arbitrairement comme zone de référence; par conséquent, les paramètres R_{dist} area pour la simulation de référence ont été appliqués aux zones 5ABC et 3CD. Les simulations de sensibilité des modèles S02 et S03 ont exploré le réglage des zones de référence à 5ABC (S02) et à 3CD (S03), respectivement. En ce qui concerne le rendement global du modèle, les valeurs de S02 et S03 ont produit des estimations des principaux paramètres (tableau F.28) et des quantités dérivées (tableau F.29) qui concordaient avec la simulation de référence. De plus, les concordances avec les données de relevé étaient semblables pour les trois simulations, sauf pour le relevé synoptique de la COIV, qui a obtenu un meilleur ajustement lorsque 5ABC (S02) était la zone de référence (tableau F.30). Bien que le rendement global du modèle semble être relativement insensible au choix de la zone de référence, la distribution relative des trois sous-zones était sensible à ce choix. Le tableau 7 montre comment les distributions entre les trois zones du sébaste à longue mâchoire différaient selon le choix de la zone de référence, la simulation de référence et le modèle S03 revenant à des proportions semblables parmi les estimations de la B_0 , tandis que S02 a estimé une proportion plus faible attribuée à 3CD par rapport aux autres modèles. Il convient de mentionner que la somme des modèles indépendants à zone unique doit être interprétée avec prudence, parce que ces modèles, contrairement aux trois modèles à zones multiples, estiment différents paramètres de mortalité naturelle et de taux de variation. Par conséquent, la productivité dans ces trois modèles ne se limite pas à la taille des stocks, contrairement aux modèles à zones multiples qui partagent les paramètres de productivité estimés sous-jacents.

Tableau 7. Distribution du MDP proportionnel par sous-zone de sébaste à longue mâchoire pour la simulation de référence, avec l'ajout des trois modèles à zone unique et des simulations de sensibilité S02 et S03.

Simulation	B_0			B_{2024}		
	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE
Référence	0,598	0,200	0,202	0,533	0,225	0,241
à zone unique	0,560	0,221	0,220	0,543	0,168	0,289
S02	0,639	0,142	0,219	0,602	0,128	0,269
S03	0,593	0,193	0,214	0,521	0,185	0,294

Trois des simulations de sensibilité ont traité des problèmes d'erreur de détermination de l'âge : Le modèle S04 a complètement éliminé l'erreur de détermination de l'âge; le modèle S05 a utilisé un autre vecteur d'erreur de détermination de l'âge basé sur l'erreur entre les lectures appariées du même otolithe; et le modèle S06 a mis en place un terme d'erreur constant de 10 % pour chaque âge. Ces autres vecteurs d'erreur de détermination de l'âge sont présentés simultanément à la figure D.20. Les simulations de sensibilité utilisant les autres vecteurs

d'erreur de détermination de l'âge (S05 et S06) ont donné des simulations de modèle presque identiques à la simulation de référence lorsqu'elles ont été représentées en pourcentage de B_0 (figure 15). Lorsqu'elle est représentée sous forme de biomasse absolue (figure 14), la sensibilité du modèle S06 est légèrement inférieure à celle de la simulation de référence, tandis que la sensibilité du modèle S05 est tout juste supérieure à la simulation de référence. Les estimations pour M et h de ces simulations étaient également proches de celles faites par la simulation de référence, ce qui laisse entendre que ces simulations produiraient des niveaux semblables de productivité globale. La sensibilité du modèle S04, qui a complètement éliminé l'erreur de détermination de l'âge, était légèrement moins optimiste en termes de pourcentage de la B_0 (médiane de la $B_{2024}/B_0 = 0,54$ au lieu de $0,58$ pour la simulation de référence, tableau F.29), mais on a estimé que la biomasse globale était considérablement plus importante en termes de B_t absolue (figure 14) que la simulation de référence (la médiane S04 $B_0 \sim 1,6 B_0$, voir le tableau F.29). Ce résultat, plus les estimations plus élevées pour M de cette simulation (tableau F.28), fait de cette sensibilité un scénario peu probable pour la prestation de conseils. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données des relevés, le modèle S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) a généralement donné des correspondances plus faibles aux données des relevés que la simulation de référence, tandis que le modèle S05 (CV du lecteur d'âge) a donné des correspondances semblables à la simulation de référence, et que le modèle S06 (CV constant=0,1) a donné des correspondances légèrement meilleures à la série de relevé que la simulation de référence (tableau F.30).

Les deux simulations de sensibilité qui ont rajusté (1965–1995) les prises des premières années à la baisse (S07) et à la hausse (S08) ont donné des résultats prévisibles, S07 revenant à une B_0 inférieure à la simulation de référence, tandis que le modèle S08 a produit un stock beaucoup plus important. Ce résultat est compatible avec l'augmentation et la réduction des prises d'entrée. En pourcentage de la B_0 , le modèle S07 a produit des résultats plus optimistes que la simulation de référence (surtout après 1990 environ), tandis que le modèle S08 a toujours été à peu près identique à la simulation de référence. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, les deux modèles ont montré des résultats variables, le modèle S07 (réduction des prises de 30 %) revenant généralement à des concordances semblables avec les données de relevé comparativement à la simulation de référence, tandis que le modèle S08 (augmentation des prises de 50 %) a donné des concordances moins bonnes aux données de relevé comparativement à la simulation de référence (tableau F.30). Il est intéressant de souligner que le modèle S07 correspond mieux au relevé historique du goulet de l'île Goose que n'importe laquelle des simulations du tableau F.30, ce qui porte à croire que les premières prises historiques sont surestimées.

Les deux simulations de sensibilité qui ont fait varier le paramètre σ_R (écart-type de l'erreur du processus de recrutement) ont donné des résultats semblables à ceux de la simulation de référence. S09 ($\sigma_R=0,6$) et S10 ($\sigma_R=1,2$) ont produit des estimations de M , h , B_0 et B_{2024}/B_0 qui étaient proches de celles de la simulation de référence. Cela signifie que cette évaluation des stocks n'était pas très sensible à ce paramètre présumé. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, les deux modèles correspondent aux données de relevé ainsi qu'à la simulation de référence, à part une meilleure correspondance au relevé de la COHG selon le modèle S10 (tableau F.30).

La plateforme SS3 calcule⁸ un autre σ_R en fonction de la variance estimée des écarts de recrutement. Cette valeur était de 1,05 pour la période de recrutement principale de la

⁸ Code R : `require(r4ss); replist=SS_output(dir=".");`
(voir aussi [Chantel Wetzel, comm. pers. 2015](#)).

simulation de référence, ce qui correspond bien à l'hypothèse faite par la simulation de référence ($\sigma_R=0,9$).

La simulation de sensibilité qui a utilisé la procédure Dirichlet-multinomial pour pondérer les données sur la FA (S01) a donné de bons diagnostics selon la MCMC, mais elle était généralement plus optimiste que la simulation de référence, estimant une taille de stock plus importante par rapport à la B_0 (médiane de la $B_{2024}/B_0 = 0,64$ au lieu de 0,58 pour la simulation de référence, tableau F.29). Les estimations médianes de la mortalité naturelle étaient plus élevées pour S01 comparativement à la simulation de référence : M_1 (femelles)=0,058 c. 0,052 et M_2 (mâles)=0,065 c. 0,059 (tableau F.28). Les paramètres dérivés ont montré une plus grande variation, le modèle S01 estimant une B_0 supérieure de 22 % à celle de la simulation de référence et un stock reproducteur actuel (B_{2024}) supérieur de 35 % à celui de la simulation de référence. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, le modèle S01 (modèle D-M) correspond aux données de relevé ainsi qu'à la simulation de référence, à part une bien meilleure correspondance au relevé de la COHG (tableau F.30).

L'état des stocks (B_{2024}/B_{RMD}) pour les 10 sensibilités établies au moyen de la MCMC se situait dans la zone saine du MPO dans tous les cas, bien au-dessus du PRS, même au niveau de 5 % (Figure 16).

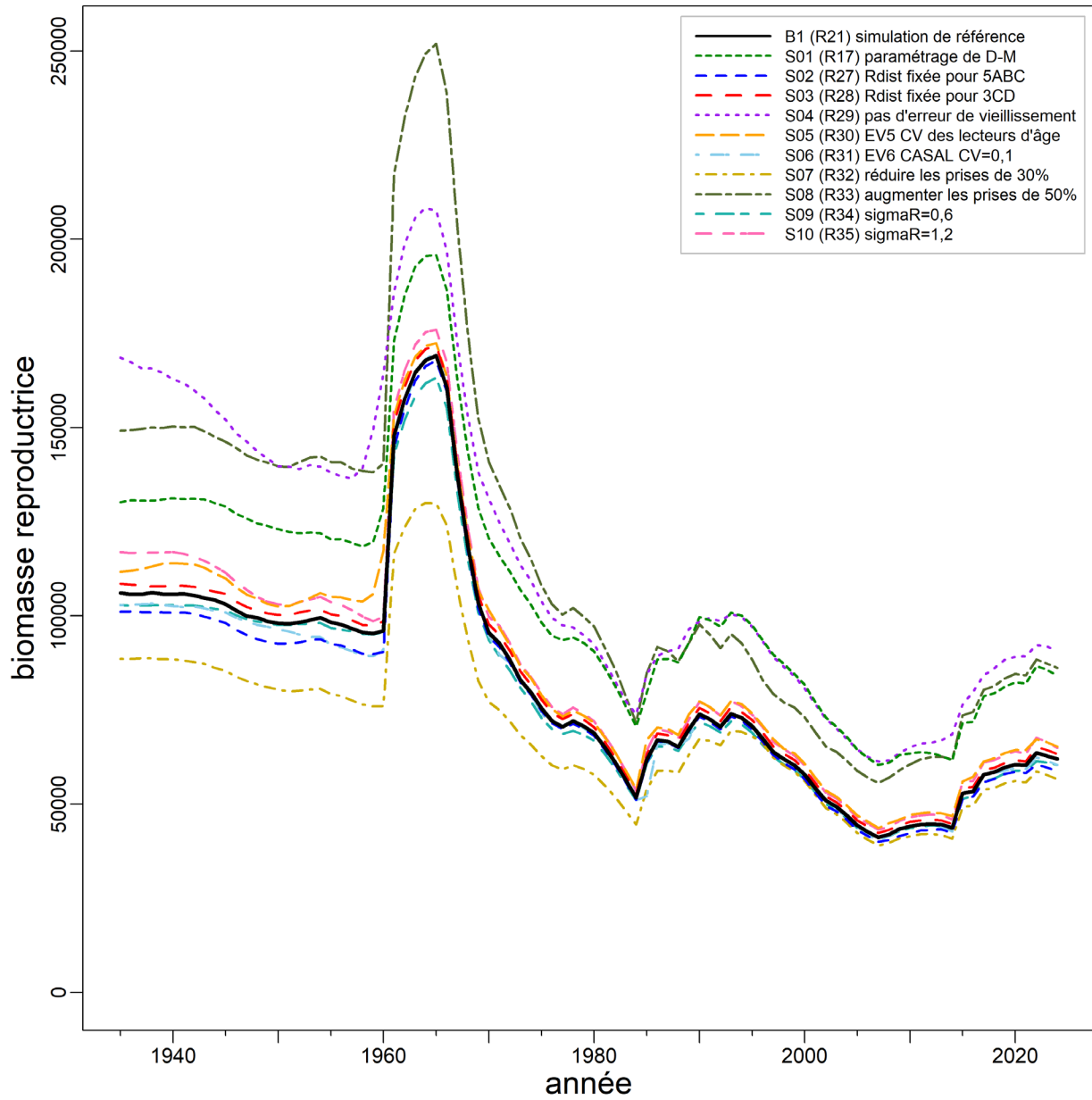


Figure 14. Trajectoires médianes de la biomasse reproductrice femelle (B_t) pour le modèle de base de la simulation de référence et dix simulations de sensibilité (voir la légende en haut à droite).

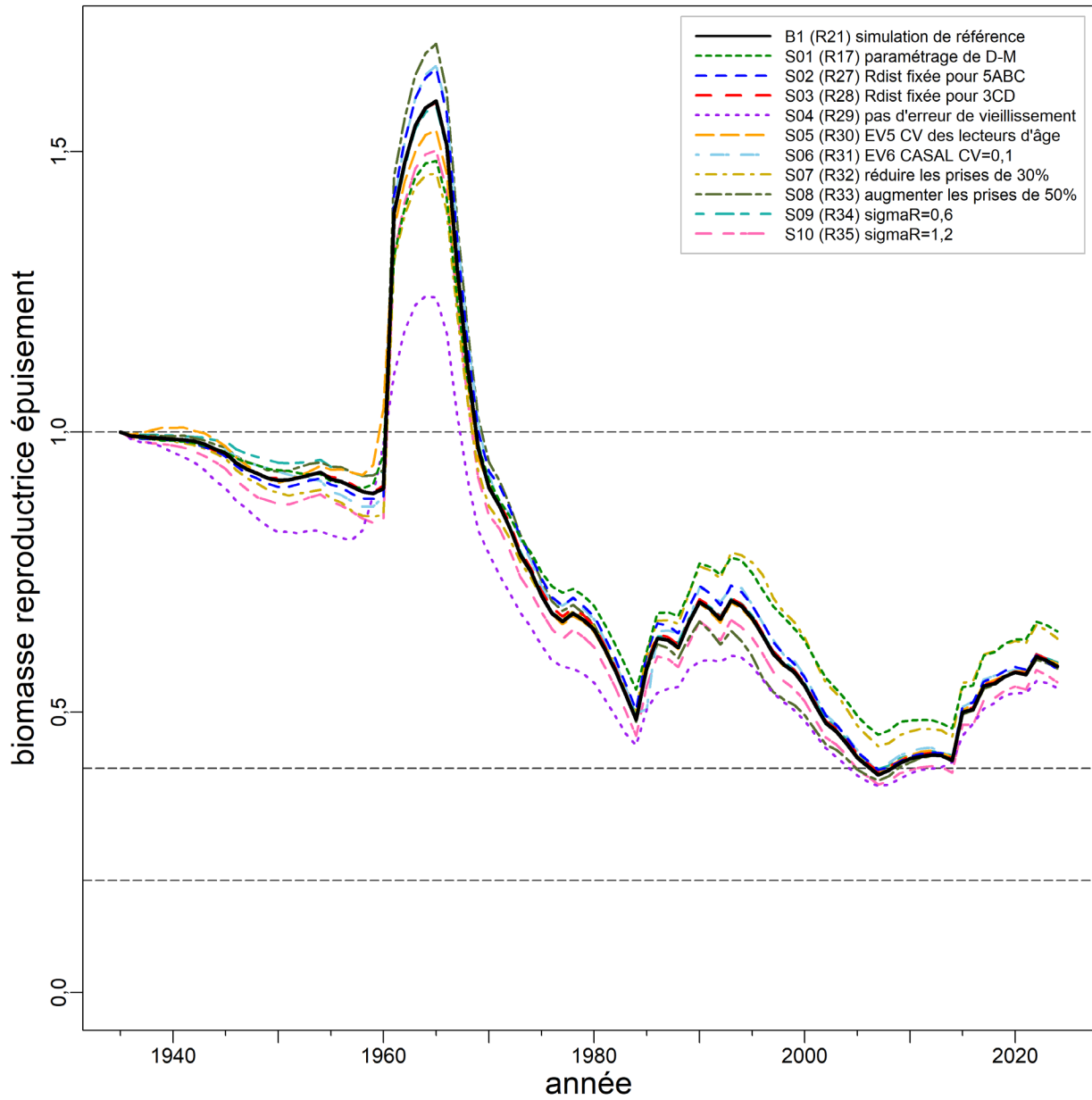


Figure 15. Trajectoires médianes de la biomasse reproductrice femelle en tant que proportion de la biomasse d'équilibre sans pêche (B_t/B_0) pour le modèle de base de la simulation de référence et dix simulations de sensibilité (voir la légende en haut à droite). Les lignes horizontales tirées montrent d'autres points de référence utilisés par d'autres administrations : $0,2 B_0$ (\sim PRS du MPO), $0,4 B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à la B_{RMD}) et B_0 (biomasse reproductrice initiale à l'équilibre).

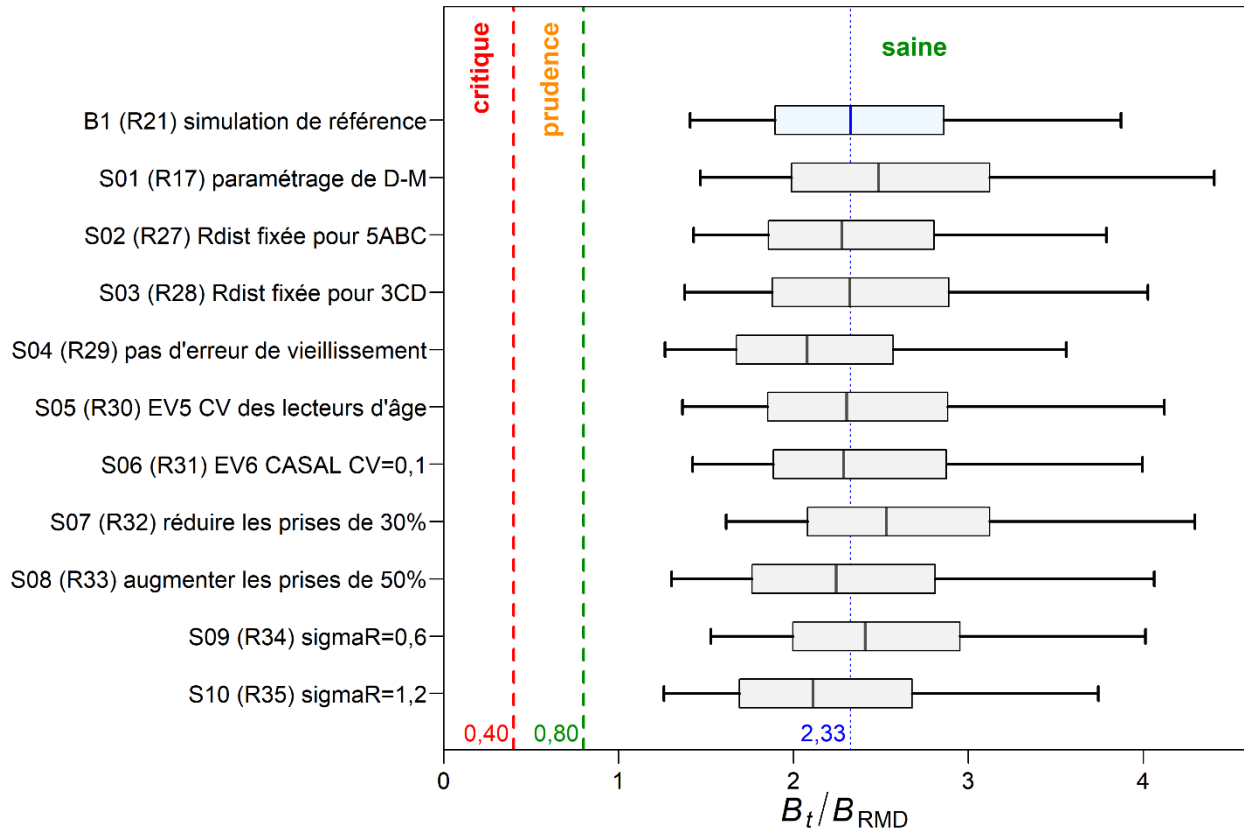


Figure 16. État des stocks de sébaste à longue mâchoire au début de 2024 par rapport aux points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution du MPO de $0,4 B_{RMD}$ et de $0,8 B_{RMD}$ pour la simulation de référence et les dix simulations de sensibilité (voir la notation de l'axe des 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 selon la MCMC.

8.3.2. Simulations de sensibilité au niveau du mode de distribution a posteriori

Trois autres simulations de sensibilité ont été effectuées et n'ont pas été incluses dans l'ensemble des simulations de sensibilité du MCMC (tableau 6, section 8.3) parce qu'il s'agissait soit de variantes proches de la simulation de référence (B1, Run21), qui devraient produire des diagnostics selon la MCMC similaires, ou parce qu'une prolongation de la MCMC semblait inutile. Ces simulations sont décrites dans la section 7 et comprennent :

- S11 (R22v2) ajoute la pêche au chalut pélagique pour les zones 3CD et 5ABC et estime une sélectivité partagée fondée sur les données combinées sur la FA (étiquette : « ajouter la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD 5ABC »);
- S12 (R36v2) ajoute le relevé synoptique du détroit d'Hécate aux données de la zone 5DE (étiquette : « ajouter le relevé synoptique du DH »);
- S13 (R37v1) utilise des proportions empiriques d'individus matures (étiquette : « proportions empiriques d'individus matures »).

La simulation du modèle S11 a mis en œuvre une pêche distincte pour le chalut pélagique dans les sous-zones 3CD et 5ABC. La sous-zone 5DE a été omise parce qu'on savait que la pêche au chalut pélagique était de faible envergure dans cette zone. Cette mise en œuvre a nécessité de solides hypothèses, car les données sur les prises selon l'âge au chalut pélagique étaient

rare et n'étaient pas fiables avant 1996. Par conséquent, on a supposé que les prises au chalut pélagique étaient nulles avant 1996, la pêche au chalut pélagique n'ayant commencé qu'en 1996, lorsque les données sur les prises sont devenues fiables. Il n'y avait pas suffisamment de données sur la FA de la pêche au chalut pélagique pour avoir des ensembles de données distincts pour les zones 3CD et 5ABC, ce qui fait que les données disponibles ont été combinées en un seul ensemble de données sur la FA couvrant six ans de 2007 à 2018. Les ajustements de ces données étaient médiocres, avec de fortes tendances résiduelles négatives de 10 ans au milieu de la vingtaine (non illustrées).

Le modèle S12 a ajouté la série de relevés synoptiques du DH à l'ensemble de données et a supposé que ce relevé surveillait la population de la sous-zone 5DE. Cela s'explique par le fait que la grande majorité des prises de sébaste à longue mâchoire dans le cadre de ce relevé ont été effectuées dans la partie ouest de l'entrée Dixon, directement au-dessus de la côte nord de l'île Graham (voir les figures B.51 à B.59 à l'annexe B). Malheureusement, il n'y avait pas suffisamment de données sur la FA des sébastes à longue mâchoire provenant de ce relevé pour estimer de façon fiable une fonction de sélectivité, de sorte que le modèle a adapté les indices de relevé en utilisant la fonction de sélectivité estimée pour le relevé synoptique de la COHG voisine.

Ni l'un ni l'autre de ces modèles de simulation de sensibilité n'a amélioré de beaucoup les concordances avec les données de relevé par rapport aux concordances obtenues par la simulation de référence (tableau 8). La correspondance aux relevés de la COHG et de la COIV s'est détériorée pour le modèle S12 par rapport à celle obtenue par la simulation de référence. Les ajustements restants étaient les mêmes pour les modèles S11 et S12.

Le tableau 9 montre qu'aucune de ces simulations de sensibilité ne s'est déplacée très loin des estimations de la simulation de référence. Les modèles S11 et S12 présentaient tous deux des estimations de paramètres avancés pour M , h , $LN(R_0)$, et des similarités entre les principaux paramètres de sélectivité et la simulation de référence (tableau 9). Il y a eu quelques changements mineurs dans les estimations pour la B_0 et la B_{2024} , avec une baisse de 5 % de la B_0 de la zone 3CD et une baisse de 13 % de la B_{2024} de la zone 3CD pour le modèle S11, qui est la sous-zone où la pêche au chalut pélagique est la plus active. Mais les différences étaient minimales, et il est difficile de conclure que la combinaison de la BT et des pêches au chalut pélagique avait généré un biais dans cette évaluation des stocks, compte tenu des données qui sont actuellement disponibles. De même, le modèle S12 a démontré que l'effet de l'ajout du relevé du DH à l'ensemble de données était faible parce qu'il ne modifiait aucune des estimations des paramètres et qu'il pouvait être à l'origine d'une légère réduction de la taille relative de la biomasse actuelle dans la zone 5DE, avec le rapport avec la B_0 diminuant rapidement de 0,635 dans la simulation de référence à 0,600 dans le modèle S12 (tableau 9).

Le modèle S13 a été ajouté à la réunion d'examen régional par les pairs après que l'un des participants a fait remarquer le mauvais ajustement des proportions empiriques d'individus matures. On craignait que cette mauvaise concordance ne fausse le modèle global ajusté aux données. Il a été suggéré d'utiliser simplement la maturité empirique au lieu de la courbe de fréquences combinées ajustée de la maturité. Les ajustements obtenus des paramètres principaux étaient identiques à ceux de la simulation de référence, et les quantités dérivées montraient de faibles réductions de la biomasse reproductrice (tableau 9).

Tableau 8. Valeurs de log-vraisemblance négative pour les deux simulations de sensibilité qui n'ont été prises qu'au niveau du MDP. Voir le texte pour les descriptions des simulations.

Simulation	BRC	COIV	COHG	GIG	NMFS	Historique COIV	Extrêmement importante
Simulation de référence	-13,690	1,345	-2,832	-4,312	6,772	5,475	–
S11	-13,717	1,539	-2,895	-4,305	6,996	5,478	–
S12	-13,713	1,207	-1,521	-4,307	6,777	5,479	-1,225
S13	-13,690	1,345	-2,832	-4,311	6,772	5,475	–

Tableau 9. Estimations choisies de paramètres dérivés et principaux du MDP pour les trois simulations de sensibilité qui n'ont été faites qu'au niveau du MDP. Voir le texte pour les descriptions des simulations.

Simulation de référence	Simulation			
	S11	S12	S13	
Paramètres principaux				
M_{femelle}	0,046	0,046	0,046	0,046
$M_{\text{mâle}}$	0,053	0,053	0,053	0,053
h	0,821	0,818	0,817	0,821
$\text{LN}(R_0)$	1,099	1,121	1,107	1,099
μ_{CF}	11,334	11,398	11,329	11,344
$v_{\text{L}_{\text{CF}}}$	2,199	2,291	2,197	2,199
Δ_{CF}	-0,057	-0,055	-0,056	-0,057
μ_{CP}	–	14,541	–	–
$v_{\text{L}_{\text{CP}}}$	–	2,45	–	–
Δ_{CP}	–	0,896	–	–
Paramètres dérivés (B arrondie à la centaine près)				
Côte B_0	93 600	92 200	93 400	91 400
Côte B_{2024}	49 700	47 500	48 500	47 800
Côte B_{2024}/B_0	0,531	0,515	0,519	0,523
5ABC B_0	56 000	55 900	55 800	54 700
5ABC B_{2024}	26 500	26 300	26 300	25 600
5ABC B_{2024}/B_0	0,474	0,470	0,472	0,467
3CD B_0	18 700	17 800	18 700	18 300
3CD B_{2024}	11 200	9 700	10 800	10 800
3CD B_{2024}/B_0	0,597	0,545	0,581	0,593
5DE B_0	18 900	18 400	18 900	18 500
5DE B_{2024}	12 000	11 500	11 400	11 500
5DE B_{2024}/B_0	0,635	0,626	0,600	0,620

9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE

Le [Cadre pour la pêche durable](#) (MPO 2009) a établi des points de référence provisoires qui intégraient l'approche de précaution et qui visent à orienter la gestion et à évaluer la durabilité des pêches. Ces points de référence sont le point de référence limite (PRL), de $0,4 B_{\text{RMD}}$, et le point de référence supérieur du stock (PRS), de $0,8 B_{\text{RMD}}$, qui ont été adoptés lors d'évaluations antérieures des stocks de sébaste (Edwards *et al.* 2012 a,b, 2014 a,b; MPO 2015, 2022c; Haigh *et al.* 2018; Starr *et al.* 2016; Starr et Haigh, 2017, 2021a,b, 2022 a,b, 2023) et ont été utilisés ici. 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.

La zone représentant les biomasses inférieures à $0,4 B_{\text{RMD}}$ est appelée « zone critique » dans le Cadre pour la pêche durable (CPD), celle représentant les biomasses comprises entre $0,4 B_{\text{RMD}}$ et $0,8 B_{\text{RMD}}$, la « zone de prudence », et celle représentant les biomasses supérieures au PRS

($0,8 B_{\text{RMD}}$), la « zone saine ». De façon générale, l'état du stock est évalué comme la probabilité que la biomasse reproductrice femelle lors de l'année t soit supérieure aux points de référence, c'est-à-dire $P(B_t > 0,4 B_{\text{RMD}})$ et $P(B_t > 0,8 B_{\text{RMD}})$. Le CPD prévoit également que, dans la zone saine, un taux d'exploitation de référence (TER, soit la mortalité instantanée par pêche, F_t , ou le taux d'exploitation annuel, u_t) doit être égal ou inférieur au taux associé au RMD dans des conditions d'équilibre (p. ex., u_{RMD}), c.-à-d., $P(u_t < u_{\text{RMD}})$. En outre, le taux d'exploitation doit être réduit proportionnellement lorsque le stock est réputé être dans la zone de prudence, et fixé à zéro lorsqu'il est dans la zone critique.

Le terme « état du stock » doit être interprété comme « état apparent du stock au moment de l'évaluation pour l'année se terminant en 2023 (c'est-à-dire au début de 2024) » parce que l'on a calculé la valeur comme le ratio de deux valeurs estimatives de la biomasse (B_{2024}/B_{RMD}) selon un modèle particulier en utilisant les données disponibles jusqu'en 2023. De plus, l'estimation de la B_{RMD} dépend de l'évaluation de la productivité du stock à l'aide d'un modèle et de la répartition des prises entre les différentes pêches (s'il y en a plus qu'une). Par conséquent, les comparaisons de l'état du stock entre divers scénarios du modèle peuvent être trompeuses parce que les valeurs de la B_{RMD} ne sont pas les mêmes d'un modèle à l'autre.

Les points de référence fondés sur le RMD qui sont estimés au moyen d'un modèle d'évaluation du stock peuvent être sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle et la dynamique de la relation stock-recrutement (Forrest *et al.* 2018). C'est pourquoi d'autres administrations utilisent des points de référence exprimés par B_0 plutôt que par B_{RMD} (Edwards *et al.* 2012a; ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011). Ces points de référence, par exemple, sont les valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande, $0,2 B_0$ étant la « limite non critique » en dessous de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et $0,4 B_0$ 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 essentiellement équivalente au point de référence supérieur du stock (PRS, $0,8 B_{\text{RMD}}$) dans le CPD du MPO, mais le CPD ne définit pas de biomasse « cible ». La Nouvelle-Zélande définit également une autre limite à $0,1 B_0$, appelée « limite ferme », en dessous de laquelle la pêche devrait être fermée (ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011). Cette limite est très semblable au PRL du CPD ($0,4 B_{\text{RMD}}$). Des résultats sont aussi fournis, comparant la biomasse reproductrice projetée à B_{RMD} et à la biomasse reproductrice actuelle B_{2024} , et le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel u_{2023} (annexe F).

9.2. ÉTAT DES STOCKS ET TABLEAUX DE DÉCISION

Dans la présente évaluation des stocks, les projections s'étendent jusqu'à la fin de 2033 (début de 2034). Les projections jusqu'à trois générations (75 ans), où il a été déterminé qu'une génération correspond à 25 ans (annexe D, section D.1.6), n'ont pas été calculées parce que l'état des stocks de sébaste à longue mâchoire (dans la zone saine) ne justifiait pas de telles projections.

Le modèle de simulation de référence a estimé la probabilité d'être dans la zone saine, $P(B_{2024} > 0,8 B_{\text{RMD}})$ à 0,996 pour la sous-zone 5ABC, à 0,993 pour la sous-zone 3CD et à 0,999 pour la sous-zone 5DE. La probabilité d'être dans la zone de prudence était de 0,004 pour la sous-zone 5ABC, de 0,007 pour la sous-zone 3CD et de 0,001 pour la sous-zone 5DE. La probabilité d'être dans la zone critique était inférieure à 0,001 pour toutes les sous-zones. La probabilité que le taux d'exploitation soit inférieur à celui au RMD, $P(u_{2023} < u_{\text{RMD}})$, était de 0,954 pour la sous-zone 5ABC, de 0,976 pour la sous-zone 3CD et de 0,998 pour la sous-zone 5DE.

Les tableaux de décision pour la simulation de référence du sébaste à longue mâchoire présentent des avis aux gestionnaires sur les probabilités que la biomasse projetée B_t ($t = 2025$,

..., 2034) dépassera les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté, u_t [$t = 2024, \dots, 2033$], sera inférieur aux points de référence fondés sur les prises) avec des politiques de prises constantes (tableau 10). C'est-à-dire que le tableau présente les probabilités que la B_t projetée à l'aide de la simulation de référence dépasse le PRL et le PRS ou soit inférieur au taux d'exploitation au RMD. Tous les tableaux de décision (y compris ceux des autres points de référence) pour la simulation de référence se trouvent à l'annexe F (tableaux F8 à F17).

En supposant des prises de 1 750 tonnes (un niveau proche de la moyenne récente sur 5 ans) dans la zone 5ABC chaque année pendant les 10 prochaines années, le tableau 10 montre qu'un gestionnaire serait certain à plus de 99 % que la B_{2029} et la B_{2034} seront supérieures au PRL de $0,4 B_{RMD}$; à plus de 99 % que la B_{2029} et la B_{2034} seront supérieures au PRS de $0,8 B_{RMD}$; et à plus de 99 % que le u_{2028} et le u_{2033} seront inférieures au u_{RMD} pour la simulation de référence. De façon générale, ce sont les gestionnaires qui doivent choisir les niveaux de prises et les taux d'exploitation de prédilection, selon leurs niveaux de risque de prédilection. Par exemple, il peut être souhaitable d'être certain à 95 % que B_{2034} 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, toutes les politiques de prises satisfont à la contrainte du PRL dans le tableau 10. En supposant que u_{RMD} est un taux d'exploitation cible dans la zone 5ABC, toutes les politiques autorisant des prises maximales de 2 150 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 2 500 t/an.

Même si on a intégré l'incertitude dans l'évaluation et ses projections en adoptant une démarche bayésienne pour estimer les paramètres, les résultats obtenus dépendent fortement de la structure du modèle présumé, des valeurs a priori informatives et des hypothèses relatives aux données (en particulier celles relatives au recrutement moyen) utilisées pour les projections.

9.2.1. Tableaux de décision

Tableau 10. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence limite ($PRL=0,4 B_{RMD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence (B1) appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 965 échantillons⁹ générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure au PRL. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : CST=3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 150	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 550	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	875	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99

⁹ 35 échantillons selon la méthode MCMC ont produit des quantités anormales (pas un nombre) fondées sur le RMD.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
	1 125	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99

Tableau 11. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence supérieur du stock ($PRS=0,8 B_{RMD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence (B1) appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 965 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure au PRS. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : CST=3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 750	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	2 150	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
	2 550	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96
	3 500	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,90	0,89
3CD	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	750	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
	875	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	1 000	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 125	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95
	1 250	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94	0,93
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,96	0,95	0,94	0,92

Tableau 12. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le taux d'exploitation de référence ($TER=UR_{MD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence (B1) appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs sont la probabilité (proportion des 1965 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que le taux d'exploitation au milieu de l'année t soit inférieur au taux d'exploitation de référence (TER). À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : $CST=3\ 306\ t$, $5ABC = 1\ 618\ t$, $3CD = 840\ t$ et $5DE = 848\ t$.

zone	CC(t/a)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 000	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
	1 750	0,93	0,93	0,92	0,92	0,92	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91
	2 150	0,86	0,85	0,85	0,84	0,83	0,83	0,82	0,82	0,82	0,81	0,81
	2 550	0,78	0,77	0,75	0,74	0,73	0,72	0,70	0,70	0,70	0,69	0,69
	3 500	0,59	0,55	0,53	0,50	0,47	0,44	0,43	0,41	0,41	0,40	0,40
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>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
	875	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95	0,94	0,94
	1 000	0,96	0,96	0,95	0,94	0,94	0,93	0,92	0,91	0,91	0,90	0,90
	1 125	0,94	0,93	0,92	0,91	0,91	0,90	0,88	0,88	0,87	0,86	0,84
	1 250	0,92	0,91	0,89	0,88	0,87	0,86	0,83	0,82	0,80	0,79	0,78
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
	1 050	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,96
	1 200	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,93
	1 350	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,89	0,87
	1 500	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,91	0,89	0,87	0,85	0,83	0,80

Tableau 13. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de substitution ($>0,2\ B_0$) fondé sur la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (B_0) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence (B1) appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 965 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure à la $0,2\ B_0$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : $CST=3\ 306\ t$, $5ABC = 1\ 618\ t$, $3CD = 840\ t$ et $5DE = 848\ t$.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 150	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
	2 550	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,94	0,93
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	875	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98
	1 125	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,96	0,94

Tableau 14. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de substitution ($>0,4 B_0$) fondé sur la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (B_0) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence (B1) appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 965 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure à la $0,4 B_0$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : CST=3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,81	0,82	0,85	0,86	0,88	0,89	0,9	0,92	0,94	0,95	0,96
	1 000	0,81	0,8	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,82	0,84	0,85	0,86
	1 350	0,81	0,79	0,79	0,79	0,79	0,77	0,77	0,78	0,79	0,79	0,81
	1 750	0,81	0,79	0,77	0,76	0,74	0,73	0,72	0,72	0,73	0,73	0,73
	2 150	0,81	0,78	0,76	0,73	0,71	0,68	0,66	0,66	0,65	0,66	0,66
	2 550	0,81	0,77	0,74	0,70	0,67	0,63	0,61	0,60	0,59	0,59	0,59
	3 500	0,81	0,75	0,69	0,63	0,57	0,51	0,48	0,46	0,43	0,42	0,42
3CD	0	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97
	500	0,92	0,92	0,92	0,92	0,91	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
	750	0,92	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,87	0,85	0,85	0,84	0,84
	875	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,86	0,84	0,83	0,82	0,81	0,80
	1 000	0,92	0,91	0,90	0,88	0,87	0,84	0,82	0,81	0,79	0,77	0,76
	1 125	0,92	0,91	0,89	0,88	0,85	0,82	0,80	0,78	0,75	0,74	0,72
	1 250	0,92	0,90	0,88	0,87	0,84	0,80	0,78	0,75	0,72	0,70	0,67
5DE	0	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98
	700	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,87
	900	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,89	0,87	0,86	0,84	0,83	0,82
	1 050	0,97	0,96	0,94	0,92	0,90	0,87	0,85	0,82	0,8	0,77	0,75
	1 200	0,97	0,95	0,93	0,91	0,88	0,85	0,82	0,79	0,75	0,72	0,69
	1 350	0,97	0,95	0,92	0,90	0,86	0,82	0,78	0,73	0,69	0,66	0,62
	1 500	0,97	0,95	0,92	0,89	0,84	0,79	0,74	0,68	0,64	0,59	0,56

9.2.2. Tableaux de décision (0,5R)

Dans l'évaluation des stocks de sébaste canari de 2022 (Starr et Haigh 2023), on a tenté d'intégrer une série d'indices environnementaux (oscillation décennale hivernale du Pacifique) pour prévoir les effets de cette série sur le recrutement prévu. Cependant, on a constaté que l'influence de cette série sur le recrutement dépendait de la pondération relative attribuée à la série (par l'ajout d'une erreur de processus). Cette analyse n'a pas été répétée pour le sébaste à longue mâchoire parce qu'elle n'était pas concluante et que l'objectivité avait été perdue. Au lieu de cela, pour simuler les effets des mauvaises conditions environnementales, l'importance du recrutement a été réduite arbitrairement de moitié par rapport à la prévision de la simulation de référence. Cela a été fait pour deux raisons. La première était que la plateforme SS3 ne fournissait pas une procédure simple par laquelle le recrutement pouvait être réduit à un niveau précis (p. ex., la moyenne du recrutement de 2005 à 2014), ce qui exigeait une approche plus pragmatique. La deuxième était qu'on estimait qu'une forte réduction du recrutement représentait le « pire scénario » à court terme qui ne nécessitait pas d'analyse intermédiaire supplémentaire difficile à justifier.

Les tableaux de décision présentés ci-dessous (tableau 15 à tableau 17, voir l'annexe F pour un ensemble complet) ont été générés à partir de l'évaluation des stocks du scénario de référence (B1), puis projetés dans l'avenir à partir de 2015, avec une réduction moyenne du recrutement de 50 % par rapport aux projections de la section 9.2.1. SS3 remplace les « écarts de recrutement tardif » et les écarts de recrutement prévus estimés pendant la phase de reconstitution du modèle par des écarts aléatoires tirés d'une distribution log-normale avec une moyenne de $0,5 R_0$ et un écart-type de 0,9 (voir la figure 17).

Ces tableaux de décision montrent un certain effet de la réduction du recrutement. Bien qu'il n'y ait pratiquement aucune incidence sur la réponse au niveau de référence de $0,4 B_{RMD}$

(tableau 15), il y a une certaine réduction des probabilités prédites dans le tableau 16 ($0,8 B_{RMD}$) aux niveaux de prises les plus élevés dans les trois sous-zones. Le tableau 17 indique que le taux d'exploitation (u_i) demeurera inférieur au u_{RMD} avec une probabilité relative élevée, sauf pour la zone 5ABC au milieu des années 1990. L'ensemble complet des tableaux de l'annexe F montre des probabilités qui concordent avec les observations ci-dessus; les niveaux de référence plus élevés sont plus difficiles à atteindre lorsque le recrutement est réduit.

Bien que la réduction du recrutement prévu ne constitue pas un test définitif, il indique que, en cas d'échec grave et continu du recrutement, l'état des stocks de sébaste à longue mâchoire diminuera avec des niveaux de prises élevés. Toutefois, un tel résultat semble extrême; par conséquent, les scénarios présentés dans ces tableaux sont peu susceptibles de se produire.

Tableau 15. Prévion de faible recrutement : tableau de décision pour le point de référence limite ($PRL=0,4 B_{RMD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 972 échantillons¹⁰ générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure au PRL. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : CST=3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,96	0,93
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,95

Tableau 16. Prévions de faible recrutement : tableau de décision pour le point de référence supérieur du stock ($PRS=0,8 B_{RMD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs représentent la probabilité (sur 1 972 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que la biomasse reproductrice femelle au début d'une année t soit supérieure au PRS. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : CST=3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	CC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	3 500	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,92	0,87	0,81	0,75	0,69	0,63
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,94	0,92
	1 250	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,94	0,92	0,89	0,86	0,81	0,77
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95
	1 500	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,91	0,86	0,80	0,74

¹⁰ 28 échantillons MCMC ont produit des quantités anormales (non définies) fondées sur le RMD.

Tableau 17. Prévisions de faible recrutement : tableau de décision pour le taux d'exploitation de référence ($TER=U_{RMD}$) pour les projections sur 1 à 10 ans pour une gamme de politiques de prises constantes (en tonnes) en utilisant la simulation de référence appliquée à chaque sous-zone de l'évaluation des stocks de l'ensemble de la côte. Les valeurs sont la probabilité (proportion des 1972 échantillons générés au moyen de la méthode de MCMC) que le taux d'exploitation au milieu de l'année t soit inférieur au taux d'exploitation de référence (TER). À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient les suivantes : $CST=3\ 306\ t$, $5ABC = 1\ 618\ t$, $3CD = 840\ t$ et $5DE = 848\ t$.

zone	CC(t/a)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 350	1	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93
	3 500	1	0,52	0,47	0,42	0,38	0,34	0,30	0,27	0,24	0,21	0,18
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	750	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,92
	1 250	1	0,89	0,87	0,84	0,81	0,77	0,74	0,70	0,66	0,62	0,58
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 500	1	0,95	0,94	0,92	0,90	0,87	0,83	0,78	0,73	0,67	0,61

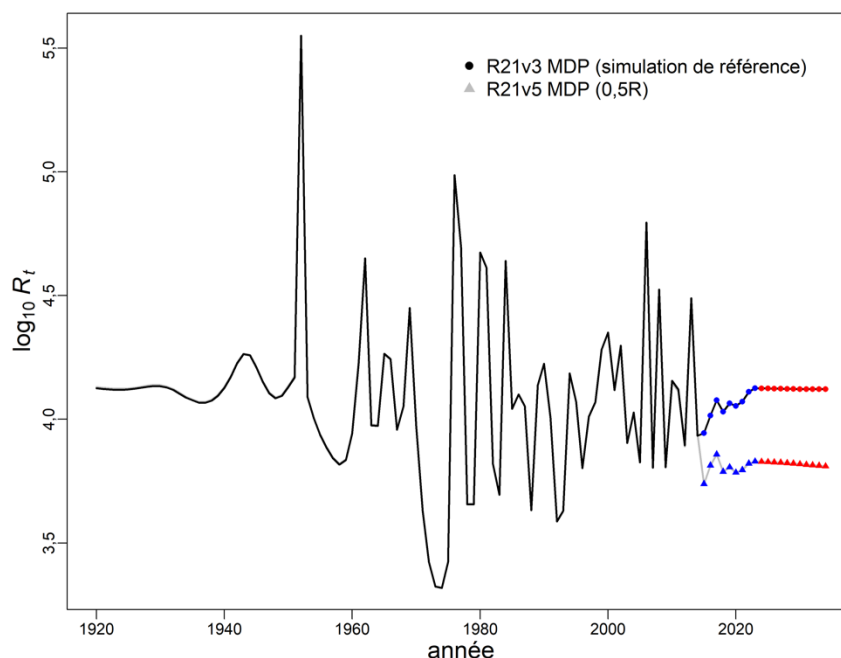


Figure 17. Faible recrutement : Trajectoires du MDP du recrutement prévu (dans l'espace \log_{10}) en comparant la simulation de référence (R21v3) à la simulation du recrutement prévu de 50 % (R21v5). Les symboles bleus sont utilisés pour le recrutement tardif (2015–2023), les symboles rouges sont utilisés pour le recrutement prévu (2024–2034).

9.3. RECONSTITUTION DES STOCKS

Un plan de reconstitution n'était pas nécessaire parce que les stocks de sébaste à longue mâchoire ont été évalués comme étant dans la zone saine au début de 2024, et on prévoyait qu'ils demeureraient dans la zone saine jusqu'au début de 2034 à des niveaux de prises allant jusqu'à 3 500 t/an dans la zone 5ABC ($P>0,89$), à 1 250 t/an dans la zone 3CD ($P>0,93$) et à 1 500 t/an ($P>0,92$) (tableau 11) selon l'hypothèse du recrutement moyen calculé pour la période de 1935 à 2014.

9.4. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS

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). Trois des relevés synoptiques au chalut existants, les relevés du BRC, de la COIV et de la COHG, devraient être en mesure de signaler une réduction importante de l'abondance des stocks. La prochaine évaluation complète des stocks devrait être prévue au plus tôt en 2032, compte tenu de l'état sain évalué actuellement et des taux d'exploitation qui sont inférieurs au u_{RMD} . Le recrutement récent semble avoir été bon et la classe d'âge de 2013 pourrait avoir été assez bonne, si le signal dans les séries de recrutement de la sous-zone 5ABC était fiable. Quelle que soit la date à laquelle une nouvelle évaluation des stocks sera amorcée, il faut prévoir un délai d'au moins 6 à 12 mois pour permettre la lecture des nouvelles structures de détermination de l'âge qui seront nécessaires à l'interprétation de la trajectoire de la population. L'avis relatif aux années intermédiaires est expressément inclus dans les tableaux de décision présentés. Les gestionnaires peuvent choisir une autre ligne que celle correspondant à l'année et à la limite de prises qui les intéressent si l'abondance du stock semble avoir changé ou s'ils souhaitent avoir une plus grande certitude que la biomasse du stock restera supérieure aux points de référence. Au cours des années intermédiaires, la tendance de l'abondance peut être suivie avec les relevés indépendants de la pêche utilisés dans la présente évaluation des stocks. Les rapports de synthèse sur le poisson de fond (Anderson *et al.* 2019; DFO 2022b) résument ces tendances et peuvent être utilisés comme outil de suivi.

10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

Comme les évaluations d'autres stocks de sébaste de la Colombie-Britannique, la présente évaluation a décrit un stock à faible productivité et à croissance lente. Heureusement, cette évaluation a permis d'obtenir des estimations crédibles pour la mortalité M , tant pour les mâles que pour les femelles, ce qui signifie qu'il n'était pas nécessaire de constituer un stock composite synthétique complexe pour couvrir une gamme appropriée de valeurs pour ce paramètre. Bien que les estimations de la mortalité M pour les femelles soient toujours inférieures à celles des mâles (voir le tableau F.4), les différences étaient relativement mineures par rapport à celles observées pour le sébaste canari (voir Starr et Haigh 2023), et il y avait un chevauchement considérable des distributions a posteriori de la mortalité M des mâles et celle des femelles (voir le tableau F.4, figure F.28). Les différences entre les sexes en matière de mortalité M semblaient être expliquées adéquatement dans ce modèle par l'estimation d'un petit changement négatif dans les paramètres de sélectivité du Δ (voir le tableau F.4 et le tableau F.28).

La plus grande incertitude dans cette évaluation des stocks est la taille relative des stocks des trois sous-zones dans le modèle à zones multiples. Le Tableau 7 démontre que cette incertitude est largement centrée sur la taille du stock de la sous-zone 3CD, les estimations variant selon le choix des hypothèses sous-jacentes arbitraires. Comme il est expliqué à la section 8.3.1, la simulation de référence établit la sous-zone de référence à 5DE (la plus au nord), en calculant la proportion du recrutement moyen à l'échelle de la côte dans les deux autres zones par rapport à la proportion moyenne dans 5DE. Deux simulations de sensibilité (S02 : fixer la distribution de recrutement dans 5ABC et S03 : fixer la distribution du recrutement dans 3CD) a été effectuée pour évaluer la sensibilité de cette évaluation des stocks au choix de l'hypothèse de la sous-zone de référence. Même si les trois simulations (référence, S02, S03) s'accordent sur la taille totale des trois stocks sous-jacents, la répartition du recrutement varie d'une simulation à l'autre, un résultat qui peut être lié à la quantité de données disponibles dans

chaque sous-zone (Tableau 7). La simulation de référence et le modèle S03, qui utilisent respectivement 5DE et 3CD comme zones de référence, ont chacun alloué environ 20 % du recrutement à ces petits stocks, laissant les 60 % restant environ à la sous-zone 5ABC. Par ailleurs, la simulation S02, qui a utilisé 5ABC comme zone de référence, a attribué moins de 15 % du recrutement à 3CD, 22 % à 5DE et le reste à 5ABC. C'est la seule simulation qui a réduit la taille de 3CD, parce que même les modèles à zone unique, si on les additionne, attribuaient plus de 20 % de la taille totale des stocks à 3CD. Cette dernière comparaison n'est pas la même que celle des trois modèles à zones multiples, parce que les trois modèles à zone unique diffèrent en ce qui a trait à l'estimation de la mortalité M et du taux de variation, tandis que les modèles à zones multiples partagent ces paramètres et permettent donc une comparaison directe. L'estimation du modèle à zone unique dans 3CD de B_0 peut également être biaisée à un niveau élevé afin de tenir compte des prises importantes d'avant 1978 dans l'hypothèse du recrutement déterministe. Il n'est pas possible de résoudre ce problème, compte tenu de l'état actuel des données. Le choix de la zone de référence dans la simulation de référence était arbitraire, et les auteurs ne voulaient pas changer ce choix, une fois que cette question est devenue évidente au cours de l'évaluation des stocks. Il est probablement préférable de poursuivre la simulation de référence choisie, mais de traiter l'évaluation et les prévisions pour 3CD avec prudence.

Les efforts des flottilles étrangères de 1965 à 1976 le long de la côte de la Colombie-Britannique ciblaient le sébaste hauturier (principalement le sébaste à longue mâchoire), mais l'ampleur des prélèvements de sébaste à longue mâchoire par les flottilles étrangères demeure incertaine parce que la déclaration n'était pas aussi rigoureuse à l'époque qu'aujourd'hui, même pour le total des prises de sébaste; l'incertitude liée aux prises par espèce était également grande. Une autre source d'incertitude dans les séries sur les prises réalisées par le passé vient des débarquements nationaux du milieu des années 1980 à 1995 (avant la couverture par des observateurs en mer); certains pêcheurs pourraient avoir mal déclaré les espèces de sébastes moins importantes pour contourner les restrictions de quotas concernant les espèces plus recherchées comme le sébaste à longue mâchoire (Starr and Haigh 2022a), ce qui entraîne une incertitude dans l'allocation des prises par espèce de sébaste. Les simulations de sensibilité des prises (S07 : -30 %; 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 2024 (tableau F.29). Cependant, S08 (+50 %) a entraîné une augmentation de la taille absolue des stocks (figure 14), ce qui indiquerait une productivité supérieure à celle estimée par l'exécution de référence du modèle, tandis que S07 (-30 %) a montré une diminution de la taille des stocks, ce qui indique une possible diminution de la productivité.

À la suite de la récente évaluation des stocks de sébaste canari (Starr et Haigh 2023), trois simulations de sensibilité ont été effectuées, en plus de la simulation de référence, pour aborder la question du biais potentiel entrant dans les prévisions du modèle en fonction des hypothèses d'erreur de détermination de l'âge. Dans ces analyses, l'erreur de détermination de l'âge a été introduite dans le modèle à l'aide d'une fonction lissée plutôt que de l'information très variable fondée sur les observations individuelles à chaque âge. La figure D.20 présente les fonctions lissées ainsi que les observations sous-jacentes propres à l'âge.

- La simulation de référence (B1) a utilisé la série AE3 qui résultait d'une fonction de lissage (figure D.20) des écarts-types (ET) dérivés des CV de la longueur selon l'âge. Cette fonction chevauchait la série AE5 (voir la puce suivante) jusqu'à l'âge 20, puis a continué d'augmenter jusqu'à l'âge 60 (figure D.20).
- La simulation de sensibilité S05 a mis en œuvre la série AE5 (ET lissé dérivé des CV d'erreurs du lecteur) qui s'est éloignée de la série AE3 après l'âge 20, mais qui a continué

d'augmenter plus lentement que la série AE3, atteignant un ajustement relatif inférieur à celui de la série AE3 à l'âge 60. Cette simulation a généré une trajectoire de biomasse semblable à la simulation de référence, légèrement supérieure à la simulation de référence pour la B_0 et la B_{2024} (figure 14), mais atteignant la même estimation médiane pour la B_{2024}/B_0 que pour la B1 (tableau F.29).

- La simulation de sensibilité S06 a mis en œuvre une erreur constante de 10 % à tous les âges (série AE6), ce qui a donné lieu à une série qui a augmenté plus rapidement que l'AE3 (figure D.20). Cette simulation a de nouveau donné une trajectoire de biomasse semblable à la simulation de référence, mais légèrement inférieure, pour la B_0 et la B_{2024} (figure 14), mais atteignant de nouveau la même estimation médiane pour la B_{2024}/B_0 que pour la B1 (tableau F.29).
- La simulation de sensibilité S04 a entièrement laissé tomber l'erreur de détermination de l'âge. Cette simulation divergeait de la simulation de référence, la B_0 étant estimée à environ 60 % de plus que la simulation de référence et la B_{2024} à environ 45 % de plus que la simulation de référence, bien que la médiane B_{2024}/B_0 n'ait chuté qu'à 0,54 comparativement à 0,58 pour la B1 (tableau F.29).

Bien que le modèle S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) ait divergé de la simulation de référence en ce sens qu'il a estimé une taille de stock beaucoup plus grande, les simulations qui ont appliqué l'erreur de détermination de l'âge ont toutes produit des estimations semblables pour la B_{2024}/B_0 . Par conséquent, nous avons conclu que, bien que l'erreur de détermination de l'âge devait être incluse dans l'évaluation, les résultats du modèle n'étaient pas sensibles à la procédure appliquée. Nous remarquons également que même la simulation ne contenant « aucune erreur de détermination de l'âge » n'a pas modifié de façon importante l'avis sur l'état des stocks. Ce résultat était très semblable aux conclusions de l'évaluation des stocks de sébaste canari (Starr et Haigh 2023).

L'augmentation (S10) ou la réduction (S09) de l'écart-type des résidus de recrutement (σ_R) a eu une incidence marginale sur l'estimation de B_0 , où l'estimation médiane a augmenté de 10 % pour S10 et diminué de 4 % pour S09. Cependant, les estimations de la B_{2024}/B_0 étaient semblables à celles de la simulation de référence, l'estimation médiane étant de 0,58 pour S09 et de 0,55 pour S10 comparativement à 0,58 pour la simulation de référence (tableau F.29). Ces résultats indiquent que cette évaluation des stocks n'était pas sensible à cette hypothèse du modèle. De plus, comme il est indiqué à la section 8.3.1, le calcul empirique de l'écart-type des écarts de recrutement était de 1,05, ce qui est proche de la valeur présumée de 0,9 utilisée dans la simulation de référence.

La mise en œuvre de la procédure Dirichlet-multinomiale (D-M) pour la pondération des données de fréquence selon l'âge a été le choix initial pour la présente évaluation des stocks, étant donné que l'utilisation de cette procédure a bien fonctionné pour évaluer le sébaste canari en 2022 (Starr et Haigh 2023). Cependant, les analyses exploratoires qui ont utilisé des pondérations d'échantillon plus importantes ont entraîné une baisse considérable de la taille estimée des stocks de sébaste à longue mâchoire (-38 %) lorsqu'on a utilisé la procédure D-M, mais presque aucun changement n'a été apporté à la taille des stocks lorsqu'on a utilisé la procédure de Francis (2011) (voir la discussion à la section E.6.2.3). Par conséquent, la procédure D-M a été reléguée à une simulation de sensibilité (S01) et ne devrait pas être utilisée pour des avis de gestion.

Deux simulations (S11 et S12) ont été effectuées seulement au niveau du MDP pour vérifier la sensibilité de l'évaluation des stocks à deux hypothèses formulées au moment de choisir les données d'entrée utilisées dans la simulation de référence (B1), soit : le regroupement des pêches au chalut de fond et au chalut pélagique en une seule pêche (S11) et l'exclusion du

relevé synoptique du détroit d'Hécate (S12). Comme il est présenté à la section 8.3.2, ces choix semblent avoir eu peu d'incidence sur les avis découlant de la simulation de référence, corroborant ainsi les choix de données faits pour la simulation de référence.

L'évaluation des stocks de sébaste canari de 2022 a suggéré, en fonction de la série chronologique des écarts de recrutement, qu'il y avait eu une période (1935–1995) de recrutement inférieur à la moyenne suivie d'une période de recrutement supérieur à la moyenne, ce qui pourrait être interprété comme un « changement de régime » (Starr et Haigh 2023). Il y a peu de suggestions à cet égard dans la série chronologique des écarts de recrutement du sébaste à longue mâchoire de cette évaluation des stocks (voir le panneau du haut à la figure F.24), ce qui donne peu d'incitation à explorer des scénarios environnementaux possibles pour ce stock. Par conséquent, une seule projection effectuée après une réduction arbitraire du recrutement moyen de 50 % a été présentée comme un « pire scénario » possible en ce qui concerne le recrutement au cours des 10 prochaines années jusqu'en 2034 (voir la section 9.2.2).

Les tableaux de décision donnent des orientations 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 relative aux paramètres était expressément traitée au moyen d'une approche bayésienne, mais elle correspondait seulement au modèle utilisé et aux pondérations appliquées aux différentes données.

11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

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

1. Poursuivre la série de relevés au chalut indépendants de la pêche qui sont effectués le long de la côte britanno-colombienne. Cela comprend l'obtention d'échantillons de la composition selon l'âge et la longueur, afin de pouvoir estimer les courbes cumulatives de la sélectivité du relevé.
2. Soutenir ou améliorer la collecte de structures supplémentaires de détermination de l'âge, en particulier à partir de la pêche commerciale au chalut de fond et au chalut pélagique. L'absence d'échantillonnage biologique dans les pêches commerciales après 2019 était une grave lacune dans cette évaluation des stocks.
3. Si l'on dispose de suffisamment de données biologiques sur la pêche au chalut pélagique, envisager d'ajouter la pêche au chalut pélagique comme pêche distincte.
4. Envisager d'utiliser des taux de récolte constants s'il faut prévoir au-delà de 10 ans.
5. Explorer les changements dans la sélectivité au fil du temps et l'incidence que cela pourrait avoir sur les écarts de recrutement.
6. Si on utilise le modèle à zones multiples de SS3, il faut envisager de fixer la zone 5ABC comme zone de référence pour l'attribution du recrutement à l'échelle de la côte. Dans cette évaluation, la zone 5DE a été fixée (arbitrairement).
7. Explorer les options pour inclure l'information environnementale dans une évaluation des stocks de *Sebastes*. Premièrement, il faut déterminer un plus large éventail de covariables environnementales et évaluer l'effet potentiel de chaque série sur le recrutement des poissons. Ensuite, les covariables candidates devraient être évaluées pour un éventail d'espèces, et non pas seulement dans le cadre d'une évaluation des stocks d'une seule

espèce. Il est assez clair que cette approche pourrait créer un document source qui pourrait être cité en référence dans les évaluations futures des stocks. Si une série d'indices pertinents pour une espèce est identifiée, alors l'évaluation des stocks aura une base plus défendable à partir de laquelle inclure la série.

8. Envisager d'utiliser un modèle à sexe unique (combiné) dans la prochaine évaluation du sébaste à longue mâchoire. Il s'agirait d'une sensibilité pour vérifier si des biais éventuels ont été introduits par l'utilisation de données sexospécifiques.
9. Explorer d'autres analyses des données sur la composition selon l'âge (p. ex., techniques de normalisation) qui pourraient produire des estimations modélisées de l'incertitude de l'échantillonnage plutôt que des hypothèses de pondération ponctuelles.
10. Estimer la croissance par cohorte afin d'explorer les réponses possibles à la dépendance à la densité (c.-à-d. que les grandes cohortes affichent une croissance plus lente, possiblement en raison de la compétition pour les ressources).
11. Effectuer des recherches sur la répartition spatiale des stades du cycle de vie. Nous remarquons que cette recommandation dépasse la portée d'une évaluation des stocks.
12. Poursuivre la collaboration sur la génétique du sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la Colombie-Britannique en conjonction avec la recherche de Wes Larson en Alaska.
13. Envisager l'utilisation d'une fonction de maturité plus souple dans les évaluations futures afin que la fonction corresponde davantage aux maturités observées. Pour le sébaste à longue mâchoire, évaluer si le parasite (*Sarcotaces*) a un effet sur la maturité. Pour ce faire, il faudrait comprendre la prévalence de ce parasite dans la population de sébaste à longue mâchoire.
14. Estimer q (capturabilité du relevé) dans la prochaine évaluation des stocks (même s'il ne s'agit que d'une sensibilité) plutôt que de la traiter comme un paramètre nuisible.
15. Il n'est pas possible, compte tenu de l'ensemble de données existant, de vérifier directement si des échantillons selon l'âge ont été sélectionnés de façon aléatoire à partir d'un trait ou d'une sortie. Le mieux que l'on puisse faire serait d'évaluer le caractère aléatoire entre les fréquences selon la longueur associées aux échantillons de fréquence selon l'âge et les échantillons de fréquence de longueur totale obtenus de la pêche commerciale. Cela devrait se faire par année de pêche et par zone de stock (3CD, 5ABC, 5DE). Nous remarquons que les fréquences de longueur totale par année et par zone de stock ne sont pas bien connues parce qu'aucun programme d'échantillonnage complet de la pêche au chalut du sébaste en Colombie-Britannique n'a été mis en œuvre avant 2023.
16. Explorer les méthodes de normalisation qui pourraient être utilisées pour combler les manques de données sur la FA (selon l'année et l'âge).
17. Explorer les prises accessoires d'espèces d'intérêt pour le COSEPAC par des pêches ciblant le sébaste à longue mâchoire.

12. REMERCIEMENTS

Les principaux scientifiques à l'origine de la plateforme d'évaluation des stocks Stock Synthesis 3 (SS3) ont apporté leur aide et leur soutien lors de l'exécution des modèles de sébaste à longue mâchoire. Les auteurs remercient en particulier Richard Methot (NOAA¹¹), Ian Taylor (NWFSC¹², NOAA) et Chantel Wetzel (NWFSC, NOAA). Les auteurs remercient également Adam Langley¹³ et Vladlena Gertseva (NWFSC, NOAA), qui leur ont tous deux fait part de leurs approches pour la mise en place de données pour des modèles à zones multiples dans SS3. Allan Hicks (CIFP¹⁴), Kendra Holt (ISM¹⁵, MPO), Chris Grandin (SBP¹⁶, MPO), Bruce Turriss (CGRCS¹⁷), Brian Mose (RCSI¹⁸, Cholut), Deirdre Finn (CPD¹⁹, MPO) et Lindsay Richardson-Deranger (UGPF²⁰, MPO) ont fourni des conseils supplémentaires. Comme toujours, le personnel du [laboratoire de sclérochronologie](#) de la SBP s'est empressé de traiter les demandes concernant des otolithes de sébaste à longue mâchoire. Les examens écrits par les pairs de Daniel Duplisea (IML²¹, MPO) et Peter Hulson (NWFSC, NOAA) ont fourni une orientation et une discussion utiles pendant la réunion d'examen régional par les pairs. Ben Davis (CPANO²², MPO) a animé la réunion d'examen régional par les pairs à titre de président, et Yvonne Muirhead-Vert a agi à titre de rapporteuse. Les commentaires supplémentaires d'autres participants à l'examen régional par les pairs ont grandement contribué au processus.

¹¹ [National Oceanic and Atmospheric Administration](#), département du Commerce, États-Unis

¹² [Northwest Fisheries Science Center](#), Seattle WA

¹³ Consultant en évaluation des pêches, Nelson NZ

¹⁴ [Commission internationale du flétan du Pacifique](#), Seattle WA

¹⁵ [Institut des sciences de la mer](#), Sidney (Colombie-Britannique)

¹⁶ Station biologique du Pacifique, Nanaimo, Colombie-Britannique

¹⁷ Canadian Groundfish Research and Conservation Society, New Westminster, Colombie-Britannique

¹⁸ [Regroupement commercial du secteur industriel](#), Colombie-Britannique

¹⁹ [Cadre pour la pêche durable](#), Vancouver BC

²⁰ [Unité de gestion du poisson de fond](#), Vancouver (C.-B.)

²¹ [Institut Maurice-Lamontagne](#), Mont-Joli (Québec)

²² [Centre des pêches de l'Atlantique nord-ouest](#), St. John's, Terre-Neuve-et-Labrador

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.
- Carlson, H.R. and Straty, R.R. 1981. Habitat and nursery grounds of Pacific rockfish, *Sebastes* spp., in rocky coastal areas of southeastern Alaska. *Marine Fisheries Review* 43(7). 13–19.
- Conrath, C.L. 2017. [Maturity, spawning omission, and reproductive complexity of deepwater rockfish](#). *Trans. Am. Fish. Soc.* 145. 495–507.
- 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.
- Doherty, B., Benson, A. and Cox, S. 2019. [Data summary and review of the PHMA hard bottom onlignline survey in British Columbia after the first 10 years \(2006-2016\)](#). *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3276. ix + 75 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. and Haigh, R. 2012a. [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.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2012b. [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 west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014b. [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.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. and Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 67. 1611–1634.
- Forrest, R.E., Holt, K.R. and Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs](#). *Fish. Res.* 206. 259–286.
- 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.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 68(6): 1124–1138.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., and Lecomte, J.-B. 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.

-
- Hanselman, D., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Shotwell, S.A. and Ianelli, J.N. 2007. Gulf of Alaska Pacific ocean perch. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 563–622. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Hanselman, D., Shotwell, S.A., Heifetz, J., Fujioka, J.T. and Ianelli, J.N. 2009. Assessment of Pacific ocean perch in the Gulf of Alaska. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 743–816. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Hanselman, D.H., Shotwell, S.K., Hulson, P.J.F., Heifetz, J. and Ianelli, J.N. 2012. Assessment of the Pacific ocean perch stock in the Gulf of Alaska. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 563–592. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- 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. Technical Report, University of Washington.
- Hoenig, J.M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. *Fish. Bull.* 82(1): 898–903.
- Hulson, P.J.F., Williams, B.C., Fissel, B.E., Ferriss, B.E., Hall, M., Yasumiishi, E.M. and Jones, D.T. 2021. Assessment of the Pacific ocean perch stock in the Gulf of Alaska. In North Pacific Groundfish Stock Assessment and Fishery Evaluation Reports for 2021 Fisheries, Chapter 9, 89 p. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Kendall Jr., A.W. and Lenarz, W.H. 1987. Status of early life history studies of northeast Pacific rockfishes. 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. 99–128.
- Knaus, J. 2015. snowfall: Easier cluster computing (based on snow). R package ver. 1.84-6.1.
- Leaman, B.M. 1998. Experimental rockfish management and implications for rockfish harvest refugia. In M. Yoklavich, ed., Marine Harvest Refugia For West Coast Rockfish: A Workshop, p. 17–26. NOAA-TM-NMFS-SWFSC-255.
- 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.
- 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, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. and Johnson, K.F. 2022. Stock Synthesis: User Manual, version 3.30.20. Technical report, NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, September 30, 2022.
- Methot, 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.
-

-
- Miller, T.J. and Brooks, E.N. 2021. [Steepness is a slippery slope](#). *Fish Fish.* 22(3). 634–645.
- 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 admuts and tmbstan R packages](#). *PLoS ONE* 13(5). e0197,954.
- 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.
- 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. 2022a. [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.
- MPO. 2022b. [Une synthèse des données pour les poissons de fond de la Colombie-Britannique : mise à jour des données de 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/020.
- MPO. 2022c. [Mise à jour de l'évaluation du stock de bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) 2019 pour la Colombie-Britannique en 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/001.
- Munk, K.M. 2001. Maximum ages of groundfishes in waters off Alaska and British Columbia and considerations of age determination. *Alaska Fish. Res. Bull.* 8. 12–21.
- New Zealand Ministry of Fisheries. 2011. Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard. Ministry of Fisheries, New Zealand.
- Richards, L.J. and Olsen, N. 1996. Slope rockfish assessment for the west coast of Canada in 1996 and recommended yield options for 1997. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2134. iv + 91 p.
- Richards, L.J. and Schnute, J.T. 1998. [Model complexity and catch-age analysis](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55(4). 949–957.
- Rideout, R.M. and Tomkiewicz, J. 2011. [Skipped spawning in fishes: More common than you might think](#). *Mar. Coast. Fish.* 3. 176–189.
- Rooper, C.N., Boldt, J.L. and Zimmermann, M. 2007. [An assessment of juvenile Pacific Ocean perch \(*Sebastes alutus*\) habitat use in a deepwater nursery](#). *Estuar. Coast. Shelf Sci.* 75(3). 371–380.
- Schnute, J.T. and Richards, L.J. 1995. [The influence of error on population estimates from catch-age models](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 52. 2063–2077.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A. and Starr, P.J. 2001. [Pacific Ocean Perch assessment for the west coast of Canada in 2001](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/138. iv + 90 p.
-

-
- Spencer, P.D. and Ianelli, J.N. 2022. Assessment of the Pacific ocean perch stock in the Bering Sea/Aleutian Islands. *In* North Pacific Groundfish Stock Assessment and Fishery Evaluation Reports for 2022 Fisheries, Chapter 12, 87 p. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- 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. 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., 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., 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.
- 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. 2022a. [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. 2022b. [Évaluation des stocks de sébaste à œil épineux/à taches noires \(*Sebastes aleutianus/melanostictus*\) en Colombie-Britannique en 2020](#). Secr. can. des avis sci. du MPO, Doc. de rech. 2022/020. vii + 433 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2022c. [Évaluation des stocks de sébaste à bouche jaune \(*Sebastes reedi*\) de la Colombie-Britannique en 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/010. viii + 319 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.
- 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.
- Wetzel, C.R., Cronin-Fine, L. and Johnson, K.F. 2017. Status of Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*) along the US west coast in 2017. PFMC archive, 7700 Ambassador Place NE, Suite 200, Portland, OR 97220.
-

ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

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

[Traduction]

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

Le début de l'historique de la flottille de chalutiers de la Colombie-Britannique est analysé par Forrester et Smith (1972). La pêche au chalut des sébastes du talus continental existe en Colombie-Britannique depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont pêché le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant une vingtaine d'années. Elles venaient principalement des États-Unis (de 1950 à 1975), de l'URSS (de 1965 à 1972) et du Japon (de 1966 à 1977). Les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de biomasse de sébaste (y compris le sébaste à longue mâchoire), particulièrement dans le détroit de la Reine-Charlotte (5ABC). L'effort canadien s'est intensifié en 1965, mais les prises n'ont jamais atteint les niveaux des navires étrangers combinés.

Avant 1977, aucun quota n'avait été fixé pour les espèces de sébastes du talus continental. Depuis, l'Unité de gestion des poissons de fond (UGPF) de Pêches et Océans Canada (MPO) a imposé une combinaison de quotas par espèce ou par zone, des fermetures spatiales ou temporelles et des limites par sortie pour les principales espèces. Des quotas ont été introduits pour la première fois pour le sébaste à longue mâchoire (et le sébaste à bouche jaune [*Sebastes reedii*]) en 1979 pour la zone 5AB de l'UGPF (tableau A.1 et tableau A.2). Le 18 avril 1997 (un mois après l'entrée en vigueur du programme de quota individuel de bateau [QIB]), les limites des zones 5AB, 5CD et 5E de l'UGPF ont été rajustées afin de prolonger la zone 5CD vers le sud-ouest autour du cap St. James (voir la section A.2.3.8) pour ces deux espèces seulement (Barry Ackerman, UGPF, comm. pers.).

Dans les années 1980, on a tenté de procéder à une surexploitation expérimentale des stocks de sébaste à longue mâchoire dans deux régions le long de la côte de la Colombie-Britannique (Leaman et Stanley 1993; Leaman 1998). Les objectifs des expériences comprenaient : (i) des estimations de la biomasse des relevés au chalut de vérification sur le terrain; (ii) l'estimation de la mortalité par pêche; (iii) la validation des techniques de vieillissement en introduisant une anomalie négative importante dans la composition par âge; (iv) l'exploration des relations entre les stocks et le recrutement; et (v) la participation de l'industrie à la recherche et à la gestion.

La première expérience a eu lieu au large de la COIV, où une surpêche spécifique a été établie (total autorisé des captures [TAC] = 500 t) de 1980 à 1984 avant de revenir à un niveau jugé durable de 300 t (Stocker 1981). L'expérience n'a connu aucun problème de mise en œuvre, et les déclarations de l'industrie ont été jugées acceptables. Le total autorisé des captures (TAC) de la zone 3C a ensuite été réduit à 100 t en 1986 et est resté bas jusqu'en 1993.

La deuxième expérience de surpêche a eu lieu dans la région de l'île Langara de la zone 5E de la CPMP au large de la côte nord-ouest de Haida Gwaii. Cette expérience différait de celle menée sur la COIV en ce sens que les quotas ont été entièrement supprimés en 1983 pour permettre cinq années de pêche sans restriction suivies de cinq années de pêche sévèrement limitée. Cependant, une fermeture prévue en 1988 n'a pas été appliquée, car les pêcheurs et la région étaient devenus dépendants des niveaux de prises élevés (Leaman 1998). Certains pêcheurs ont soutenu qu'il y avait peu ou pas de preuve de surexploitation et qu'il était impossible de contrôler les déclarations erronées des prises. Des pêcheurs, des politiciens et des gestionnaires du MPO ont négocié des prolongations de la pêche, mais la pêche au chalut a fini par être interdite dans la région de l'île Langara en 1993.

En 1996, un programme d'observateurs à bord a été lancé, plaçant des observateurs à bord de tous les chalutiers hauturiers (option B). En 1997, un système de quota individuel de bateau (QIB) a été mis en place afin d'allouer à chaque navire enregistré des droits échangeables pour une part du TAC par espèce. En 2001, le MPO a réduit le TAC de sébaste à longue mâchoire de la zone 5CD de 300 t pour la recherche comme paiement pour la Charte sur la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate (sur trois saisons), et en 2006, le MPO a de nouveau réduit le TAC de sébaste à longue mâchoire de la zone 5CD de 700 t pour utilisation dans d'éventuels programmes de recherche (tableau A.2). À la suite de l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012), la direction a mis en œuvre une réduction du TAC par mesure de conservation de 258 t par année sur une période de trois ans (pour une réduction totale de 774 t) dans les zones 5AB et 5CD.

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 Colombie-Britannique. Ces mesures ont été élaborées conjointement par l'industrie et des organisations non gouvernementales de l'environnement (Wallace *et al.* 2015), notamment en limitant l'empreinte des activités de chalutage du poisson de fond, en établissant une limite combinée de conservation des prises accessoires pour les coraux et les éponges et en établissant un protocole à suivre pour les chaluts individuels lorsque les prises combinées de corail et d'éponge dépassaient 20 kg. Ces mesures ont été intégrées dans le [Plan de gestion intégrée des pêches](#) aux poissons de fond du MPO pour la région du Pacifique (21 février 2023, version 3.0 [la version française est un résumé, voir la version anglaise pour le plan complet]). Elles ont également été appliquées à tous les chalutiers de la Colombie-Britannique.

Tableau A.1. TAC annuel (en tonnes par année) pour le sébaste à longue mâchoire capturé dans les eaux de la Colombie-Britannique : l'année peut être l'année civile (1993–1996) ou l'année de pêche (1997 et après). Voir le tableau A.2 pour plus de détails sur les allocations sectorielles et de recherche, ainsi que sur les mesures de gestion.

Année	Début	Fin	3C	3D	3CD	5AB	5C	5CD	5DE	5E	Côte	Remarques*
1979	01-01-1979	12-31-1979	50	—	—	2 000	—	—	—	600	2 650	—
1980	01-01-1980	12-31-1980	600	—	—	2 200	—	—	—	800	3 600	a
1981	01-01-1981	12-31-1981	500	—	—	1 500	—	1 800	—	800	4 600	—
1982	01-01-1982	12-31-1982	500	250	—	1 000	—	2 000	—	800	4 550	—
1983	01-01-1983	12-31-1983	500	250	—	1 000	—	2 000	—	—	3 750	b
1984	01-01-1984	12-31-1984	500	250	—	800	—	2 000	—	—	3 550	c
1985	01-01-1985	12-31-1985	300	350	—	850	—	2 000	—	—	3 500	—
1986	01-01-1986	12-31-1986	100	350	—	500	—	2 000	—	—	2 950	d
1987	01-01-1987	12-31-1987	100	350	—	500	—	2 000	—	—	2 950	—
1988	01-01-1988	12-31-1988	100	350	—	700	—	3 000	—	—	4 150	—
1989	01-01-1989	12-31-1989	150	400	—	850	—	3 000	—	400	4 800	e
1990	01-01-1990	12-31-1990	150	400	—	850	—	2 450	—	400	4 250	—
1991	01-01-1991	12-31-1991	0	400	—	850	—	2 150	—	400	3 800	—
1992	01-01-1992	12-31-1992	0	400	—	850	—	2 400	—	400	4 050	—
1993	01-01-1993	12-31-1993	150	400	—	850	—	2 400	—	400	4 200	f,g
1994	01-15-1994	12-31-1994	1 173	207	—	2 177	—	1 107	—	253	4 917	h,i
1995	01-01-1995	12-31-1995	548	72	—	1 892	—	1 178	—	544	4 234	j
1996	02-06-1996	03-31-1997	491	164	—	1 500	—	4 003	—	726	6 884	k,l
1997	04-01-1997	03-31-1998	431	230	—	2 358	—	2 818	—	644	6 481	m,n,o
1998	04-01-1998	03-31-1999	300	230	—	2 070	—	2 817	—	730	6 147	—
1999	04-01-1999	03-31-2000	300	230	—	2 070	—	2 817	—	730	6 147	—
2000	04-01-2000	03-31-2001	300	230	—	2 070	—	2 818	—	730	6 148	p
2001	04-01-2001	03-31-2002	300	230	—	2 070	—	2 818	—	730	6 148	q,r
2002	04-01-2002	03-31-2003	300	230	—	2 070	—	2 518	—	730	5 848	s
2003	04-01-2003	03-31-2004	300	230	—	2 070	—	2 818	—	730	6 148	—
2004	04-01-2004	03-31-2005	300	230	—	2 070	—	2 818	—	730	6 148	—
2005	04-01-2005	03-31-2006	300	230	—	2 070	—	2 818	—	730	6 148	—
2006	04-01-2006	03-31-2007	300	230	—	2 070	—	2 118	—	730	5 448	t,u,v

Année	Début	Fin	3C	3D	3CD	5AB	5C	5CD	5DE	5E	Côte	Remarques*
2007	03-10-2007	03-31-2008	300	230	—	2 070	—	2 118	—	730	5 448	—
2008	03-08-2008	02-20-2009	300	230	—	2 070	—	2 118	—	730	5 448	—
2009	02-21-2009	02-20-2010	300	230	—	2 070	—	2 118	—	730	5 448	—
2010	02-21-2010	02-20-2011	300	230	—	2 070	—	2 118	—	730	5 448	—
2011	02-21-2011	02-20-2013	300	230	—	1 942	—	1 987	—	730	5 189	w
2012	02-21-2011	02-20-2013	300	230	—	1 814	—	1 856	—	730	4 930	x
2013	02-21-2013	02-20-2014	—	—	750	1 664	1 555	—	1 200	—	5 169	y,z,A,B,C
2014	02-21-2014	02-20-2015	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	D
2015	02-21-2015	02-20-2016	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	E,F
2016	02-21-2016	02-20-2017	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	G
2017	02-21-2017	02-20-2018	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	H
2018	02-21-2018	02-20-2019	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	I
2019	02-21-2019	02-20-2020	—	—	750	1 687	1 544	—	1 200	—	5 192	J
2020	02-21-2020	02-20-2021	—	—	750	1 687	1 555	—	1 200	—	5 192	K
2021	02-21-2021	02-20-2022	—	—	750	1 687	1 555	—	1 200	—	5 192	L
2022	02-21-2022	02-20-2023	—	—	750	1 687	1 555	—	1 200	—	5 192	M
2023	02-21-2023	02-20-2024	—	—	750	1 687	1 555	—	1 200	—	5 192	N

Tableau A.2. Codes des notes sur les mesures de gestion et les rajustements de quota qui apparaissent dans le tableau A.1. Abréviations qui figurent sous « Commentaires » : Regr = regroupement, MPO = ministère des Pêches et des Océans, PVQ = Programme de vérification à quai, CCPFC = Conseil consultatif sur le poisson de fond pêché au chalut, PAL = pêche à la ligne et à l'hameçon, PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches, QIB = quota individuel de bateau, PM = plafond de mortalité, CPMP = Commission des pêches maritimes du Pacifique, TAC = Total autorisé des captures, CHA = Chalut. Pour plus de détails, recherchez les Plans de gestion intégrée des pêches archivés de la région du Pacifique dans le [Réseau des bibliothèques scientifiques fédérales](#) du MPO. Codes d'espèces de sébaste : SLM = sébaste à longue mâchoire; STC = sébaste du talus continental (hauturier); SN = sébaste noir; SCA = sébaste canari; SBAJ = sébaste à bandes jaunes; SCU = sébaste cuivré; SLE = sébastolobe à longues épines; AS = autres sébastes; 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; SVV = veuve; SBJ = sébaste à bouche jaune; SQJ = sébaste à queue jaune.

* année	commentaire
a 1980	SLM : Début de la surexploitation expérimentale du stock de SLM du sud-ouest de l'île de Vancouver.
b 1983	SLM : Début de la récolte expérimentale illimitée du stock de SLM de l'île Langara (5EN).
c 1984	SLM : Fin de la surexploitation expérimentale du stock de SLM du sud-ouest de l'île de Vancouver.
d 1986	STC : Quota de sébaste du talus (SLM, SBJ, SOE) à l'échelle de la côte = 5 000 t.
e 1989	SLM : En 1989, les quotas de sébaste comprenant le sébaste à longue mâchoire, le sébaste à bouche jaune, le sébaste canari et le sébaste argenté seront gérés pour l'ensemble de la côte.
f 1993	SLM : Arrêt de la pêche expérimentale du stock de SLM de l'île Langara.
g 1993	SLM : Fermeture de la pêche du SLM dans la zone 5EN de la CPMP (île Langara).
h 1994	CHA : Mise en place du PVQ pour la flottille de chalutiers.
i 1994	SLM : Afin de réduire les rejets en mer et de simplifier le régime de pêche, le regroupement des sébastes a été mis en œuvre. Au moyen de consultations avec le CCPFC, les regroupements suivants ont été déterminés : Regr 1 = SLM, SBJ, SOE, SCA, SA, SQJ ; Regr 2 = SRR, SVV; Regr 3 = SB, SCE, SLE; Regr 4 = AS.
j 1995	SLM : Les regroupements de chalut établis en 1994 ont changé : Regr 1 = SCA, SA, SQJ, SVV, SOE; Regr 2 = SLM, SBJ, SRR; Regr 3 = SB, SCE, SLE; Regr 4 = AS.
k 1996	CHA : Lancement d'un programme de présence d'observateurs à bord de tous les navires pour la flottille des chalutiers extracôtiers.
l 1996	SLM : Le regroupement des sébastes se poursuivra de façon limitée en 1996 : Regr 1 = SQJ, SVV; Regr 2 = SCA, SA; Regr 3 = SLM, SBJ; Regr 4 = SOE, SB; Regr 5 = SRR, SMP; Regr 6 = AS incluant SCE, SLE
m 1997	CHA : Lancement du système de QIB pour les espèces ciblées par le TAC qui sont pêchées au chalut (1er avril 1997).
n 1997	SLM : Ajustement permanent des limites – Les sébastes à longue mâchoire et les sébastes à bouche jaune capturés dans la sous-zone 102-3 et dans les parties des sous-zones 142-1, 130-3 et 130-2 qui se trouvent au sud et à l'est d'une ligne droite commençant à 52° 20'00"N 131°36'00"O jusqu'à 52° 20'00"N 132° 00'00"O jusqu'à 51° 30'00"N 131°00'00"O et vers l'est et le nord d'une ligne droite commençant à 51° 30'00"N 131° 00'00"O jusqu'à 51° 39'20"N 130° 30'30"O seront déduits du QIB de la zone 5CD du navire pour ces deux espèces.
o 1997	PAL : Toutes les PAL du sébaste, à l'exception du sébaste aux yeux jaunes, doivent être gérés suivant les regroupements de sébastes suivants : Regr 1= SDE, SCU; Regr 2= SBAJ, ST; Regr 3= SCA, SA; Regr 4= SOE, SB, SCE, SLE; Regr 5= SLM, SBJ, SRR; Regr 6= SQJ, SN, SVV; Regr 7= AS, à l'exception du sébaste aux yeux jaunes.
p 2000	TOUS : On a entamé des discussions officielles en 2000 entre les secteurs des pêches à la ligne et à l'hameçon (ZN) du sébaste et du flétan, et de la pêche au chalut afin d'établir la répartition individuelle des prises de sébastes entre les secteurs

* année	commentaire
	pour remplacer la répartition de 92:8. Des ententes de répartition ont été conclues pour les espèces de sébastes non ciblées par le TAC. Les répartitions convenues de ces espèces seront mises en œuvre à l'avenir lorsque des TAC seront établis pour ces espèces, le cas échéant.
q 2001	TOUS : Une entente conclue au sein de l'industrie commerciale du poisson de fond a permis d'établir l'allocation des espèces de sébaste entre les secteurs commerciaux de pêche au chalut du poisson de fond et de pêche à la ligne et A l'hameçon du poisson de fond.
r 2001	SLM : Réduction du TAC (3 ans) pour le SLM – Le MPO a réduit le TAC de SLM de la zone 5CD de 300 tonnes pour la recherche, à titre de paiement pour la Charte sur la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate pour chacune des trois prochaines saisons de pêche.
s 2002	CHA : Zones fermées afin de préserver quatre récifs d'éponges du groupe des Hexactinellides (siliceuses).
t 2006	TOUS : Mise en place d'un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) pour toutes les pêches ciblant le poisson de fond.
u 2006	PAL : Mise en œuvre de la surveillance électronique en mer et de la surveillance à quai pour toutes les activités de pêches à la ligne et à l'hameçon ciblant le poisson de fond.
v 2006	SLM : Réduction du TAC pour le SLM – Le MPO a réduit le TAC pour le SLM de la zone 5CD de 700 tonnes afin de l'utiliser dans d'éventuels programmes de recherche.
w 2011	SLM : Ajustement du TAC (3 ans) pour le SLM – la réduction combinée du TAC du SLM de la zone 5ABCD à 3 413 t sera réalisée sur une période de trois ans par une réduction annuelle de 258 t. Le niveau de prises prévu sera de 68 % du TAC.
x 2012	CHA : Gel de l'empreinte dans la zone où les activités de pêche au chalut de fond ciblant les sébastes peuvent avoir lieu (tous les navires régis par un permis valide de pêche commerciale au chalut de poissons de fond de catégorie T, qui ont sélectionné l'option A figurant dans le PGIP).
y 2013	CHA : Pour appuyer la recherche sur le poisson de fond, l'industrie de la pêche au chalut du poisson de fond a accepté les compensations du TAC de la pêche au chalut pour tenir compte de la mortalité inévitable durant les relevés plurispécifique sur le poisson de fond menés conjointement par le MPO et l'industrie en 2013.
z 2013	SLM : De nouveaux groupes de zones d'espèces ont été créés pour le sébaste à longue mâchoire pour les zones 3CD, 5AB, 5C et 5DE.
A 2013	SLM : La réduction combinée des TAC de 3 413 mégatonnes doit être réalisée sur une période de trois ans au moyen d'une réduction annuelle de 258 mégatonnes. 2013-2014 est la troisième année de cette période de trois ans. Le niveau de prises prévu est de 68 % du TAC. Le TAC fait l'objet d'un examen annuel.
B 2013	SLM : Le sébaste à longue mâchoire dans la sous-zone 127-1 et la partie de la sous-zone 127-2 située au nord et à l'ouest de 50° 06'00"N sera déduit du sébaste à longue mâchoire du QIB du bateau dans la zone 5A/B.
C 2013	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 22,6 t
D 2014	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5DE = 49,4 t
E 2015	TOUS : À partir de 2015, on a déterminé l'attribution des prises pour les activités de recherche afin de tenir compte de la mortalité associée aux prises provenant de relevés, qui sera couverte par les TAC.
F 2015	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 16,4 t, 5C = 0,6 t, Total = 17 t
G 2016	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 3CD = 15,3 t, 5DE = 41,8 t, Total = 57,1 t
H 2017	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 17,1 t, 5C = 0,8 t, Total = 17,9 t
I 2018	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 3CD = 32 t, 5DE = 41,8 t, Total = 73,8 t
J 2019	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 20,8 t, 5C = 1,0 t, Total = 21,8 t

*	année	commentaire
K	2020	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 3CD = 12,8 t, 5E = 87,1 t, Total = 99,9 t
L	2021	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 19,4 t, 5CD = 1,5 t, Total = 20,8 t
M	2022	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 3CD = 9,8 t, 5E = 106,5 t, Total = 116,3 t
N	2023	SLM : Allocations de recherche (chalut) : 5AB = 21,8 t, 5CD = 1,5 t, Total = 23,3 t

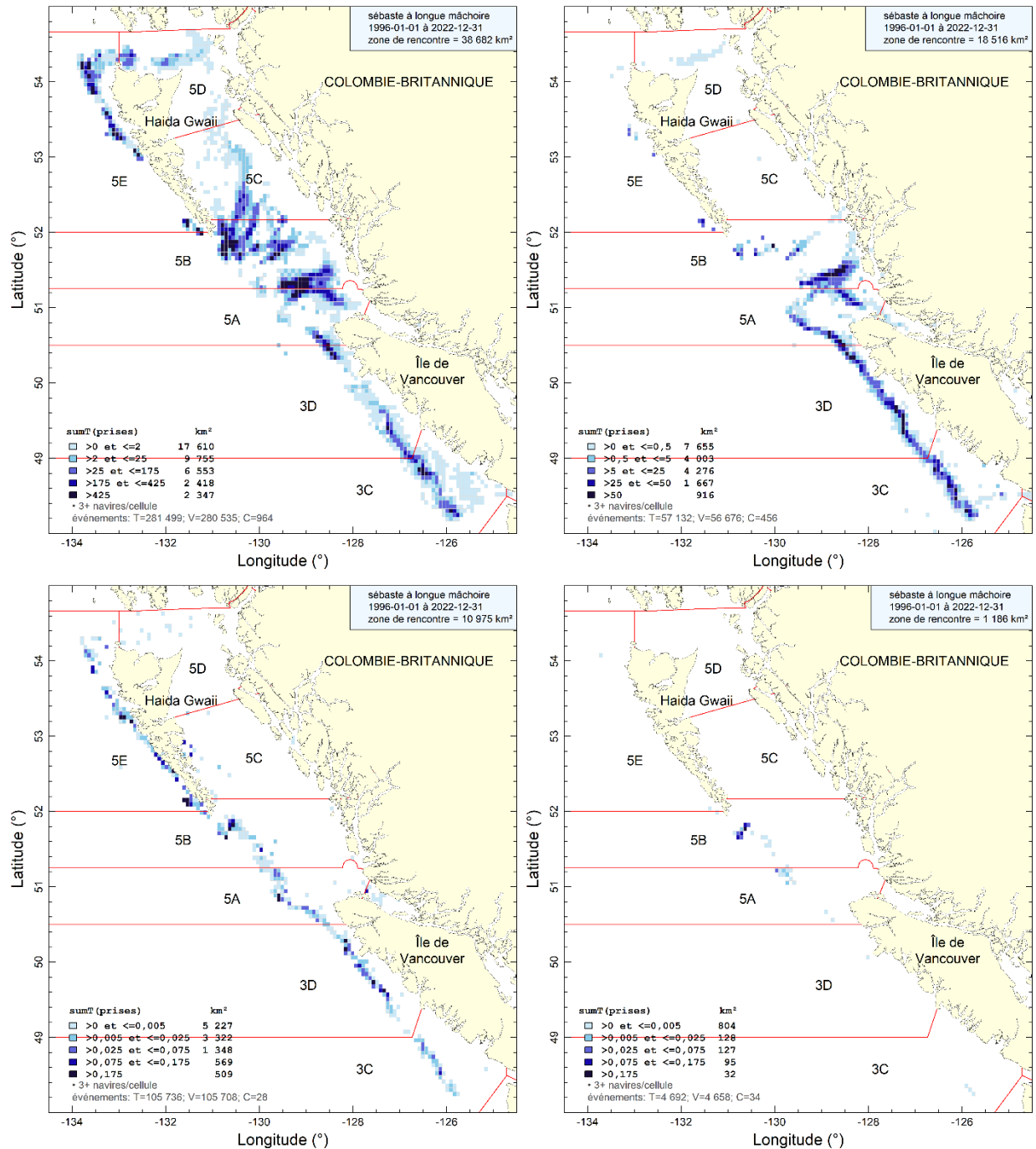


Figure A.1. Répartition spatiale des prises cumulées de sébaste à longue mâchoire (en tonnes) par chalut de fond (en haut à gauche), chalut pélagique (en haut à droite), pêche à la ligne et à l'hameçon (en bas à gauche) et pêche au casier (en bas à droite) de 1996 à 2022 dans les cellules de grille de 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km²). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 200 m sont représentées. Les cellules contenant moins de 3 bateaux de pêche ne sont pas affichées (T = total des événements, V = événements visualisés, C = événements cachés). Les échelles de capture diffèrent d'un panneau à l'autre pour mettre en évidence les points chauds.

A.2. RECONSTITUTION DES PRISES

Dans le cadre de la présente évaluation, on a reconstitué les prises de sébaste à large mâchoire jusqu'en 1918, mais on a considéré que la pêche a débuté en 1935 (figure A.2). Elle s'est ensuite intensifiée durant la Deuxième Guerre mondiale. Avant cela, les prises au chalut de sébastes à large mâchoire étaient négligeables (~1 tonne/an), et les prises des flottes autres que les chalutiers étaient à l'état de traces. De 1950 à 1975, les navires américains capturaient généralement davantage de sébastes que les navires canadiens. De plus, du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, des flottilles étrangères (russes et japonaises) ont pêché de grandes quantités de sébastes, essentiellement des sébastes à longue mâchoire. Ces prises importantes ont d'abord été signalées par divers auteurs (Westrheim *et al.* 1972; Gunderson *et al.* 1977; Leaman et Stanley 1993). Cependant, Ketchen (1980a,b) a réexaminé les prises des flottilles étrangères, surtout parce que dans les données statistiques de l'URSS, les sébastes étaient tous nommés « perches », tandis que les Japonais utilisaient le terme « sébaste à longue mâchoire », sans distinction. Dans le cadre de la reconstitution des prises, toutes les prises étrangères historiques (débarquements annuels de sébaste) ont fait l'objet de suivis séparés des débarquements canadiens, converties en sébastes à longue mâchoire capturés par des flottes étrangères (section A.2.2), et ajoutées aux débarquements totaux de sébastes à longue mâchoire pendant le processus de reconstitution.

A.2.1. Sources de données

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

- PacHarv3 : bordereaux de vente (1982–1995) – Pêche à la ligne et l'hameçon seulement;
- GFCatch (1954–1995) – Pêches au chalut et au casier;
- Tableau de données fusionné de PacHarvHL (1986–2006) – flétan, traîne de l'annexe II, sébaste (ZN);
- Journaux de bord PacHarvSab1e (1995–2005) – Pêche de la morue charbonnière au casier et à la palangre;
- PacHarvest : observateur de la pêche au chalut (1996–2007) – principalement au chalut de fond;
- GFFOS : Sous-ensemble de données sur le poisson de fond issu du Système d'exploitation des pêches (2006 jusqu'à maintenant) – Toutes les pêches et tous les relevés modernes.
- GFBioSQL : Prises issues de la pêche à la merluche menée conjointement et des relevés de recherche (1947 jusqu'à maintenant) – Pêches réalisées avec différents types d'engins. GFBioSQL est une base de données gérée par le système SQL Server correspondant à la base de donnée GFBio, qui est gérée par le système Oracle.

Toutes les sources de données sauf PacHarv3 ont été remplacées par la base de données GFFOS à partir de 2007 parce que cette dernière a été conçue pour consigner tous les débarquements et les rejets canadiens sur la côte Ouest provenant de la pêche commerciale et des activités de recherche. La déclaration a changé dans le GFFOS pour tenir compte des « secteurs » de pêche qui étaient différents pour certaines des pêches; principalement,

l'annexe II est devenue « aiguillat commun » et « morue-lingue », tandis que la pêche à ligne et à l'hameçon ZN est devenue « Sébaste des eaux intérieures » (eaux entre l'île de Vancouver et la partie continentale de la Colombie-Britannique) et « Sébaste des eaux extérieures » (eaux extracôtières à l'exclusion des eaux intérieures).

Avant l'arrivée des bases de données modernes sur les prises, les débarquements historiques de sébastes regroupés – soit le total de sébastes (TS), soit les sébastes autres que le sébaste à longue mâchoire (AS) – étaient déclarés par huit sources différentes (voir le document de Haigh et Yamanaka 2011). La première source historique de débarquements de sébastes provient du Bureau fédéral de la statistique (1918 à 1950). Ketchen (1976) fournit la majeure partie des débarquements au chalut au milieu de la période (1950-1975).

L'objectif de la procédure est d'estimer les prises reconstituées d'une espèce de sébaste (nom générique : RRF) à partir des rapports RRF/AS ou RRF/TS pour déterminer les débarquements, puis d'ajouter les rejets estimés à partir du rapport RRF/TAR (où TAR est l'espèce cible débarquée par la pêche) afin de reconstituer les prises totales (ou la mortalité totale, pour utiliser le terme de l'UGPF) de l'espèce RRF.

A.2.2. Renseignements détaillés sur la reconstitution

A.2.2.1. Définition des termes utilisés

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

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

- T = Pêche au chalut (de fond et pélagique) du poisson de fond
- H = Pêche à la palangre du flétan
- S = Pêche au casier ou à la palangre de la morue charbonnière
- DL = Pêche à la traîne/palangre du chien de mer et de la morue-lingue (appelée à l'origine « annexe II »)
- ZN = Pêche à la ligne et à l'hameçon du sébaste (zone appelée « ZN » de 1986 à 2006 et « Sébaste – eaux extérieures » et « Sébaste – eaux intérieures » à partir de 2007).

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

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

SLM : Sébaste à longue mâchoire

RRF : Prises reconstituées d'espèces de sébaste – dans ce cas, sébaste à longue mâchoire

TAR : Espèces cibles des prises au débarquement, utilisées pour le calcul des rejets

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

gamma : moyenne des ratios annuels des prises débarquées, $\sum_i RRF_i^L / ORF_i^L$, groupées par zone principale de la CPMP et pêche. Pour le sébaste à longue

mâchoire, on a établi que les années de référence étaient 1998 à 2020 pour la pêche au chalut et pour les quatre autres pêches.

delta : moyenne des rapports annuels de prises remises à l'eau par rapport aux prises débarquées, $\sum_i RRF_i^D / TAR_i^L$, regroupées par zone principale de la CPMP et par pêche, calculée à partir des années de référence $i = 1997$ à 2006 pour la pêche au chalut et 2000 à 2004 pour toutes les autres pêches. Les registres des observateurs ont été utilisés pour recueillir des données sur les prises remises à l'eau.

A.2.2.2. Résultats de la reconstitution

Étant donné que le modèle de population lié à la présente évaluation du stock utilise des années civiles, on doit également utiliser des estimations relatives aux années civiles.

Le sébaste à longue mâchoire demeure l'une des rares espèces pour laquelle des débarquements de chaluts canadiens et américains remontant jusqu'en 1954 ont été signalés (Ketchen 1976). Les prises de sébastes à longue mâchoire par des flottes étrangères (principalement russes et japonaises) ont été examinées attentivement et estimées par Ketchen (1980a,b). Ces débarquements déclarés (au pays et à l'étranger) ont été utilisés dans les évaluations des stocks de 2010 et de 2017 (Edwards *et al.* 2013a,b; Haigh *et al.* 2018), et la pratique a été maintenue dans cette évaluation des stocks. Divers groupes de travail techniques ont souligné que le sébaste à longue mâchoire a été déclaré comme autre espèce de sébaste moins désirable, de 1985 (début des limites restrictives par sortie) à 1994 (début du PVQ) pour éviter les restrictions de quotas pendant cette période, un problème qui touche toutes les évaluations des stocks de sébaste.

Les débarquements ont été reconstitués avant 1954 pour la pêche au chalut, avant 1987 pour la pêche à la ligne et à l'hameçon, et avant 2001 pour les pêches autres que la pêche au chalut à l'aide de rapports gamma (tableau A.3). Ces ratios ont été utilisés pour convertir les débarquements historiques de TS en SLM. Les ratios ont été calculés à partir d'une période relativement moderne (voir la section A.2.4); par conséquent, une mise en garde évidente à cette procédure est que les ratios dérivés d'une pêche moderne ne correspondent probablement pas aux ratios de prises pendant les périodes d'exploitation intensive (p. ex., l'activité historique de la flottille étrangère) ou des régimes de réglementation qui n'utilisent pas de QIB (quotas individuels de bateau). Par conséquent, on a utilisé des ensembles d'années où le ratio gamma ne fluctue pas énormément pour tenter de réduire au minimum les erreurs de processus supplémentaires.

Après l'estimation des débarquements de sébaste à longue mâchoire, les prises non conservées (remises à l'eau ou rejets) ont été estimées et ajoutées au cours des années déterminées par la pêche : T = 1954–1995, H = 1918–2005 et S/DL = 1950–2005 et ZN = 1986–2005. Les prises non conservées ont été estimées à l'aide des rapports delta des sébastes à longue mâchoire rejetés par une pêche par rapport aux cibles de débarquement (TAR) propres à la pêche : T = sébaste à longue mâchoire, H = flétan du Pacifique, S = morue charbonnière, DL = aiguillat commun + morue-lingue, ZN = sébaste à longue mâchoire (tableau A.3).

Les prises annuelles actuelles de sébastes à longue mâchoire par pêche au chalut et celles des pêches utilisant d'autres engins figurent dans le tableau A.4 et la figure A.2. Les prises combinées de la flottille ont été utilisées dans les modèles de population, comme indiqué dans la figure A.4. La reconstitution des prises utilisée pour le sébaste à longue mâchoire a été faite le 12 mai 2023. Les prises de 2023 ont été établies à égalité avec les prises de 2022.

Tableau A.3. Rapports « gamma » (SLM/TS) et « delta » (rejets) calculés pour chaque pêche et zone de la CPMP utilisée dans la reconstitution des prises de SLM.

CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/ Morue- lingue	PAL Sébaste
gamma (proportion SLM/TS)					
3C	0,13043	0,00138	0,00029	0,00033	0,00022
3D	0,07213	0,00109	0,00015	0,00011	0,00045
5A	0,15150	0,00049	0,00008	0	0,00009
5B	0,43886	0,00078	0,00008	0	0,00005
5C	0,53440	0,00044	0,00018	0,00086	0,00063
5D	0,07824	0,00004	0	0	0,00004
5E	0,38337	0,00023	0,00000	0,00024	0,00047
delta (taux de rejets)					
3C	0,03484	0	0,00008	0	0
3D	0,03032	0	0,00054	0	0
5A	0,01240	0,00003	0,00010	0	0
5B	0,01778	0,00005	0,00067	0	0
5C	0,01284	0,00003	0,00002	0	0
5D	0,00711	0	0	0	0
5E	0,00200	0,00000	0,00002	0	0

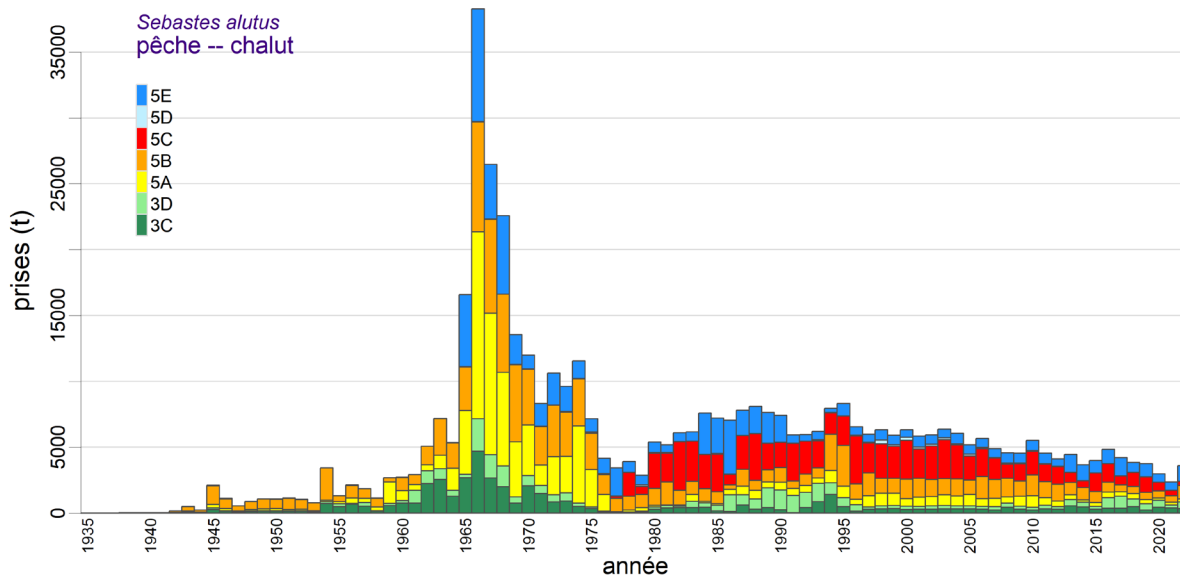


Figure A.2. Prises totales de sébastes à longue mâchoire (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant de la pêche au **chalut** menée dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

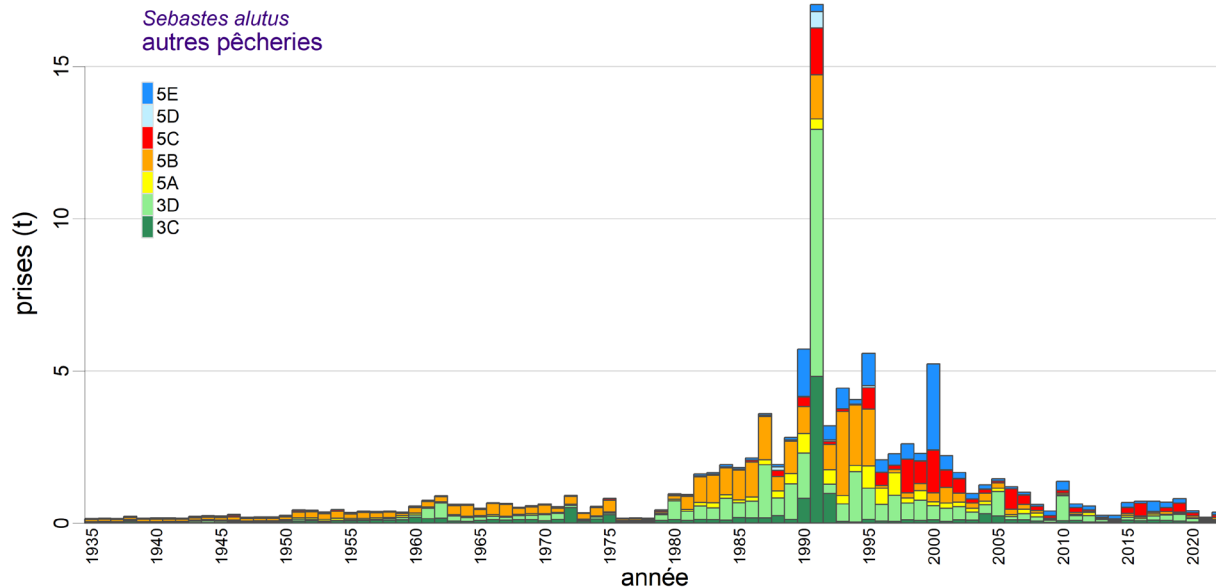


Figure A.3. Prises totales de sébastes à longue mâchoire (prises débarquées et remises à l'eau) reconstituées (en tonnes) provenant des autres pêches menées dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP.

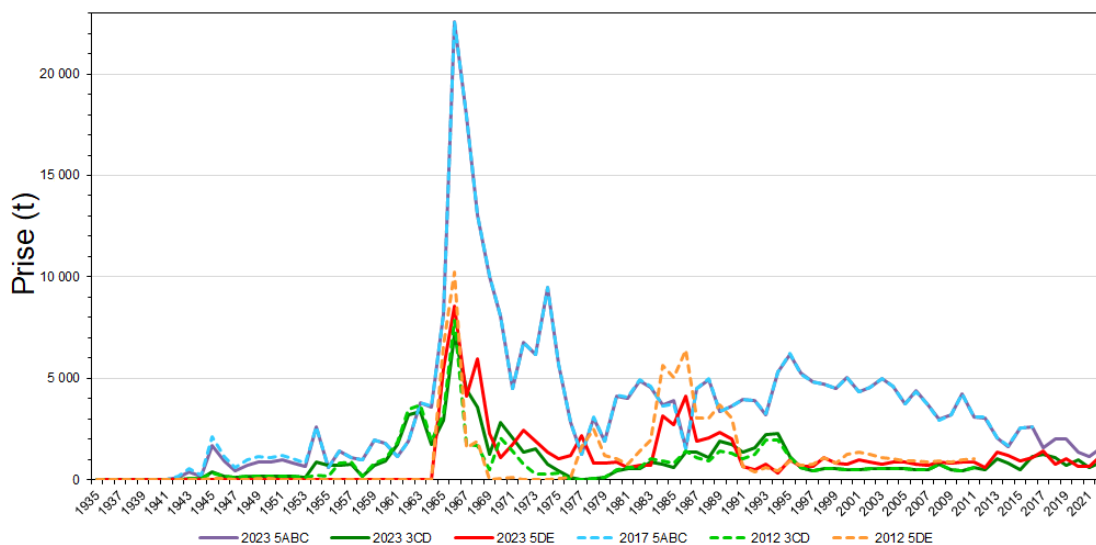


Figure A.4. Diagramme des prises reconstituées par pêche pour le sébaste à longue mâchoire de 1935 à 2022 utilisées dans le modèle de population de 2023 (lignes pleines) et dans les évaluations précédentes (lignes pointillées, zones 5ABC en 2017, 3CD et 5DE en 2012). Les valeurs de données sont fournies dans le tableau A.4. Les prises pour 2023 ont été établies aux valeurs de 2022.

Tableau A.4. Prises reconstituées de sébaste à longue mâchoire (en tonnes, prises débarquées + remises à l'eau) dans trois zones de la CPMP (5ABC, 3CD, 5DE) pour les pêches au chalut (de fond et pélagique) et autres qu'au chalut (pêches du flétan, de la morue charbonnière et de l'aiguillat commun/morue-lingue, et pêches à la ligne et à l'hameçon du sébaste). Les trois dernières colonnes montrent les prises utilisées dans le modèle de population. Les prises par sous-zone pour 2023 ont été établies aux valeurs de 2022.

Année	CHALUT			AUTRE			TOTAL		
	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE
1918	4,12	0,398	1,13	0,188	0,038	0,017	4,31	0,436	1,15
1919	0,593	0,748	0,151	0,147	0,071	0,010	0,740	0,818	0,161
1920	0,804	0,435	0,214	0,180	0,041	0,012	0,984	0,476	0,226
1921	0,054	0,262	0,010	0,202	0,025	0,012	0,255	0,286	0,023
1922	0,047	0,552	0,004	0,164	0,052	0,010	0,211	0,604	0,014
1923	0,101	0,260	0,023	0,145	0,025	0,009	0,246	0,285	0,032
1924	0,226	0,252	0,058	0,133	0,024	0,008	0,359	0,276	0,067
1925	0,325	0,166	0,087	0,121	0,016	0,008	0,446	0,121	0,095
1926	0,697	0,297	0,187	0,147	0,028	0,010	0,844	0,325	0,197
1927	1,06	0,416	0,285	0,134	0,039	0,010	1,19	0,455	0,295
1928	0,778	0,385	0,208	0,153	0,036	0,010	0,930	0,422	0,218
1929	1,13	0,328	0,307	0,132	0,031	0,010	1,27	0,359	0,316
1930	0,615	0,239	0,165	0,112	0,023	0,008	0,726	0,261	0,173
1931	0,115	0,244	0,028	0,118	0,023	0,007	0,233	0,267	0,035
1932	0,137	0,142	0,018	0,115	0,012	0,007	0,252	0,154	0,025
1933	0,017	0,087	0,003	0,115	0,008	0,007	0,132	0,095	0,010
1934	0,625	0,196	0,024	0,122	0,008	0,008	0,747	0,204	0,031
1935	4,84	0,934	0,212	0,130	0,010	0,009	4,97	0,944	0,221
1936	6,38	1,28	0,315	0,130	0,020	0,009	6,51	1,30	0,325
1937	4,98	1,01	0,086	0,134	0,005	0,008	5,11	1,01	0,095
1938	7,19	2,19	0,073	0,140	0,074	0,009	7,33	2,27	0,082
1939	8,03	2,08	0,152	0,153	0,004	0,009	8,18	2,08	0,162
1940	17,2	3,65	0,243	0,154	0,002	0,010	17,3	3,65	0,253
1941	11,1	2,64	0,865	0,149	0,008	0,011	11,3	2,65	0,875
1942	124	27,3	1,55	0,130	0,021	0,009	124	27,3	1,56
1943	397	86,0	4,58	0,153	0,055	0,013	397	86,1	4,59
1944	176	44,1	3,69	0,151	0,073	0,014	176	44,2	3,70
1945	1 707	389	16,2	0,159	0,057	0,017	1 708	389	16,2
1946	900	188	12,2	0,206	0,050	0,023	901	188	12,3
1947	448	91,4	4,23	0,160	0,016	0,011	448	91,5	4,24
1948	728	148	6,94	0,164	0,024	0,013	728	148	6,95
1949	888	180	10,3	0,157	0,033	0,013	888	180	10,3
1950	878	181	11,7	0,174	0,067	0,011	878	181	11,7
1951	958	165	7,72	0,292	0,116	0,024	958	165	7,75
1952	842	182	8,60	0,290	0,113	0,019	843	182	8,62
1953	661	112	2,63	0,282	0,063	0,014	662	112	2,65
1954	2 585	855	---	0,346	0,084	0,015	2 586	855	0,015
1955	602	707	0,914	0,223	0,105	0,012	602	707	0,926
1956	1 411	732	0,076	0,284	0,100	0,011	1 411	733	0,087
1957	1 066	782	1,84	0,249	0,121	0,012	1 067	782	1,86
1958	957	173	5,48	0,248	0,138	0,010	957	173	5,49
1959	1 954	727	---	0,167	0,182	0,009	1 954	727	0,009
1960	1 776	952	---	0,285	0,263	0,011	1 776	952	0,011
1961	1 167	1 732	0,457	0,247	0,487	0,009	1 167	1 733	0,466
1962	1 882	3 195	---	0,238	0,654	0,009	1 882	3 196	0,009
1963	3 807	3 371	1,57	0,372	0,231	0,012	3 807	3 371	1,59
1964	3 602	1 727	5,63	0,421	0,184	0,007	3 602	1 727	5,64
1965	8 186	2 934	5 452	0,273	0,202	0,009	8 186	2 934	5 452
1966	22 550	7 153	8 570	0,442	0,219	0,007	22 551	7 153	8 570
1967	17 904	4 428	4 131	0,441	0,193	0,007	17 904	4 428	4 131
1968	13 049	3 571	5 950	0,263	0,245	0,006	13 049	3 571	5 950
1969	10 038	1 226	2 279	0,314	0,248	0,007	10 038	1 227	2 279
1970	8 067	2 835	1 076	0,355	0,270	0,006	8 067	2 836	1 076
1971	4 501	2 080	1 748	0,217	0,310	0,006	4 501	2 081	1 748
1972	6 791	1 385	2 443	0,335	0,571	0,007	6 791	1 386	2 443
1973	6 163	1 522	1 926	0,230	0,102	0,005	6 163	1 523	1 926
1974	9 459	739	1 343	0,340	0,204	0,004	9 459	739	1 343
1975	5 689	457	1 016	0,479	0,322	0,007	5 690	457	1 016
1976	2 829	124	1 199	0,097	0,059	0,006	2 830	124	1 199

Année	CHALUT			AUTRE			TOTAL		
	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE
1977	1 256	16,7	2 158	0,099	0,071	0,005	1 256	16,8	2 158
1978	3 027	57,9	824	0,092	0,062	0,010	3 027	57,9	824
1979	1 881	129	843	0,136	0,273	0,025	1 882	129	843
1980	4 097	444	857	0,209	0,726	0,028	4 097	445	857
1981	3 987	566	619	0,527	0,385	0,027	3 988	566	620
1982	4 876	528	688	1,00	0,551	0,059	4 877	529	688
1983	4 565	884	706	1,11	0,492	0,054	4 566	884	706
1984	3 670	775	3 145	1,03	0,811	0,082	3 671	776	3 146
1985	3 890	597	2 721	1,10	0,668	0,054	3 891	598	2 721
1986	1 554	1 381	4 113	1,34	0,718	0,076	1 555	1 382	4 113
1987	4 500	1 381	1 921	1,62	1,92	0,060	4 502	1 383	1 921
1988	4 951	1 068	2 074	0,910	0,815	0,192	4 952	1 069	2 074
1989	3 377	1 910	2 348	1,45	1,29	0,078	3 378	1 911	2 348
1990	3 624	1 746	2 036	1,85	2,29	1,58	3 626	1 749	2 038
1991	3 937	1 349	642	3,33	12,9	0,775	3 940	1 362	643
1992	3 891	1 560	509	1,40	1,28	0,517	3 892	1 561	509
1993	3 222	2 248	739	3,12	0,630	0,675	3 226	2 249	740
1994	5 315	2 293	338	2,21	1,69	0,159	5 318	2 295	338
1995	6 202	1 152	960	3,29	1,15	1,13	6 205	1 153	961
1996	5 249	625	682	1,06	0,603	0,411	5 250	626	683
1997	4 851	459	678	0,979	0,912	0,380	4 852	460	679
1998	4 706	541	1 071	1,43	0,658	0,515	4 708	542	1 072
1999	4 516	555	838	1,28	0,750	0,253	4 517	556	838
2000	5 016	511	784	1,83	0,564	2,84	5 018	512	787
2001	4 352	501	998	1,26	0,486	0,476	4 353	502	999
2002	4 545	543	855	0,922	0,531	0,201	4 546	543	855
2003	5 004	569	783	0,434	0,351	0,182	5 004	569	783
2004	4 626	549	880	0,498	0,600	0,153	4 626	550	880
2005	3 765	546	881	0,351	1,03	0,079	3 766	547	881
2006	4 377	509	771	0,902	0,216	0,078	4 378	509	771
2007	3 714	467	713	0,621	0,300	0,092	3 714	468	713
2008	2 969	742	853	0,343	0,198	0,062	2 970	742	853
2009	3 214	513	813	0,153	0,085	0,156	3 215	513	813
2010	4 248	426	858	0,187	0,887	0,295	4 248	427	858
2011	3 095	598	852	0,260	0,240	0,131	3 096	598	853
2012	3 045	483	581	0,188	0,244	0,121	3 045	484	581
2013	2 073	1 020	1 362	0,085	0,110	0,060	2 073	1 020	1 362
2014	1 642	814	1 194	0,096	0,042	0,119	1 642	814	1 194
2015	2 544	504	936	0,318	0,191	0,164	2 545	505	936
2016	2 593	1 155	1 101	0,502	0,144	0,066	2 593	1 156	1 101
2017	1 552	1 264	1 391	0,143	0,235	0,340	1 552	1 264	1 391
2018	2 024	1 066	755	0,243	0,258	0,184	2 024	1 066	755
2019	2 033	711	1 009	0,368	0,283	0,145	2 034	711	1 010
2020	1 364	970	639	0,193	0,142	0,065	1 364	970	639
2021	1 118	606	636	0,098	0,067	0,026	1 118	606	636
2022	1 551	849	1 200	0,188	0,076	0,091	1 551	849	1 200
2023	1 551	849	1 200	0,188	0,076	0,091	1 551	849	1 200

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

Les évaluations des stocks depuis Haigh et Yamanaka (2011) ont apporté des changements permanents à l'algorithme de reconstitution des prises ou des choix propres au stock évalué. Un historique des changements figure dans le tableau A.5, avec la colonne finale indiquant les changements qui ont été adoptés pour l'évaluation du sébaste à longue mâchoire en 2023.

Tableau A.5. Résumé des modifications apportées à l'algorithme de reconstitution des prises depuis sa création en 2011. La dernière colonne indique les changements qui ont été adoptés pour l'évaluation actuelle des stocks à l'aide d'un crochet. Acronymes : OM=observateurs en mer, BOR=Bocaccio (sébaste), SE=surveillance électronique, GFBio=base de données sur la biologie du poisson de fond, GFFOS=base de données du Système des opérations de la pêche du poisson de fond, GFM=tableau de données fusionnées du poisson de fond, FID=code de pêche, PAL=hameçon et ligne, LIN=morue-lingue, PH3=base de données PacHarv3, SLM=sébaste à longue mâchoire, SRR=sébaste à raie rouge, RRF=sébaste de référence, SBF=morue charbonnière, SCE=sébastolobe à courtes épines, CHA=chalut, SVV=veuve, SQJ=sébaste à queue jaune, SYJ=sébaste aux yeux jaunes.

Année	Stock	Changement depuis Haigh et Yamanaka (2011)	SLM23
2012	SLM	abandonner l'utilisation des données sur le chalut et le casier de la base de données des bordereaux de vente PacHarv3	✓
2012	SLM	utiliser les données de PacHarv3 pour les pêches à la ligne et à l'hameçon	✓
2012	SLM	ajout des prélèvements japonais de sébaste déclarés à Ketchen (1980a)	✓
2014	SQJ	sélectionner des zones précises de la côte pour calculer les rapports gamma et delta	–
2015	SCE	utiliser le tableau des prises fusionnées « GF_MERGED_CATCH » dans GFFOS	✓
2015	SYJ	utiliser des valeurs gamma et delta stratifiées selon la profondeur	–
2015	SYJ	supprimer les données des monts sous-marins	✓
2015	SYJ	exclure les prises des flottes étrangères extracôtières	–
2015	SYJ	exclure les prises de la pêche expérimentale de l'île Langara	–
2018	SRR	utiliser des moyennes géométriques plutôt qu'arithmétiques pour calculer les rapports gamma et delta	✓
2018	SRR	calculer les débarquements de RRF par années avec des prises vérifiables par : OM (CHA=1996+) ou SE (PAL=2006+, CHA=2020+)	–
2018	SRR	calculer les débarquements de RRF par années avec des prises déclarées mais non vérifiées (avant les OM/la SE)	✓
2018	SRR	préciser les années par pêche pour l'ajout de rejets	✓
2019	SVV	attribuer aux pêches des prises étrangères précisées par GFBio selon le type d'engin	✓
2019	BOR	utiliser les années de référence propres à la pêche pour calculer les rapports gamma	✓
2019	BOR	rapprocher les données du GFM et de PH3 par code de pêche : FID 1 = GFM, FID 2-4 = GFM+PH3, FID 5 = max(GFM,PH3)	✓
2019	BOR	mettre à l'échelle les débarquements de SBF et de LIN pour calculer les débarquements des FID 3 et 4 afin d'améliorer les rapports delta	✓
2019	BOR	réaffecter les débarquements de PH3 de 1952 à 1995 aux pêches reconstituées (FID 1-5)	✓
2023	SLM	réaffecter les prises du goulet de l'île Moresby 5B et du bras Flamingo/de l'île Anthony 5E à 5C	✓

A.2.3.1. Sébaste à longue mâchoire (2012)

Dans deux évaluations précédentes des stocks de sébastes à longue mâchoire dans les zones 3CD et 5DE (Edwards *et al.* 2013a,b), les auteurs ont documenté deux écarts par rapport à l'algorithme de reconstitution des prises introduit par Haigh et Yamanaka (2011). Le premier est que les données de la pêche au chalut et au casier provenant de la base de données des bordereaux de vente PacHarv3 ne sont plus utilisées parce que les prises étaient parfois consignées par grandes zones statistiques qui ne pouvaient pas être clairement mises en correspondance avec les zones de la CPMP. En théorie, les mêmes données devraient avoir été consignées dans les bases de données PacHarv3 et GFCatch (Rutherford 1999), mais des incohérences relatives aux zones ont entraîné une exagération des prises lorsque certaines grandes zones statistiques couvraient plusieurs zones de la CPMP. De ce fait, on a utilisé seulement la base de données GFCatch pour les prises consignées provenant des pêches au chalut et au casier menées de 1954 à 1995, plutôt que d'essayer de faire correspondre les bases de données GFCatch et PacHarv3. La distinction est devenue quelque peu futile, car les

évaluations 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). On utilise encore les données sur les pêches à la ligne de la base de données PacHarv3, car elles ne figurent pas dans d'autres bases de données.

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

A.2.3.2. Sébaste à queue jaune (2014)

Dans le cadre de l'évaluation du sébaste à queue jaune (MPO 2015), on a sélectionné des zones extracôtières qui illustraient l'incidence des activités de flottilles étrangères sur cette espèce pour calculer les rapports gamma (RRF/ORF) et delta (RRF/TAR). Cette option n'a pas été utilisée pour la reconstitution des prises de sébastes à longue mâchoire.

A.2.3.3. Sébastolobe à courtes épines (2015)

L'évaluation du sébastolobe à courtes épines (Starr et Haigh 2017) a été la première évaluation dans le cadre de laquelle on a utilisé le tableau des prises combinées (GF_MERGED_CATCH dans la base de données GFFOS). Les évaluations précédentes ont nécessité le regroupement de prises provenant de six bases de données distinctes : GFBioSQL (recherche, prises pélagiques issues de la pêche à la merluche, pêche pélagique étrangère), GFCatch (chalut et casier), GFFOS (toutes les pêches), PacHarvest (chalut), PacHarvHL (hameçon et ligne) et PacHarvSable (casier et palangre). Consultez la Section A.2.1 pour de plus amples renseignements.

A.2.3.4. Sébaste aux yeux jaunes – eaux extérieures (2015)

L'évaluation du sébaste aux yeux jaunes (SYJ) (Yamanaka *et al.* 2018) a introduit le concept des rapports gamma et delta stratifiés selon la profondeur pour un sébaste côtier (eau peu profonde, espèces vivant près des récifs); cependant, cette fonctionnalité n'a pas été utilisée pour le sébaste hauturier jusqu'à maintenant.

Également dans l'évaluation du SYJ, les prises de sébaste des monts sous-marins ont été retirées (mises en œuvre dans toutes les reconstitutions subséquentes), ainsi qu'une option d'exclusion des prises de sébaste de la flottille étrangère et de la pêche expérimentale du sébaste à longue mâchoire de l'île Langara. La dernière option est probablement appropriée pour les espèces de sébastes hauturiers, qui n'ont pas fait l'objet des activités de flottilles étrangères hauturières par le passé ni d'expériences menées dans les eaux extracôtières.

A.2.3.5. Sébaste à raie rouge (2018)

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

Une autre nouveauté de l'évaluation de 2018 est qu'on a été en mesure d'estimer les valeurs de RRF (au moyen des rapports gamma) pour les débarquements après 1996, dans le cas où il fallait remplacer les débarquements observés par des estimations. Pour le sébaste à longue mâchoire, on a utilisé les débarquements observés par pêche à partir de 1996 pour la pêche au

chalut et de 2006 pour les autres pêches. Avant ces années, on a estimé les débarquements au moyen des rapports gamma.

Une autre caractéristique introduite lors de l'évaluation de 2018 est la capacité de préciser les années relatives aux régimes concernant les rejets selon la pêche, et ce, lorsque des rapports de rejets devaient être appliqués. Dans les évaluations antérieures, on a dû fixer ces années à la période de 1954 à 1995 pour la pêche au chalut et à la période de 1986 à 2005 pour les autres pêches. Pour le sébaste à longue mâchoire, on a fixé les régimes concernant les rejets comme suit : T = 1954 à 1995; H = 1918 à 2005; S/DL = 1950 à 2005 et ZN = 1986 à 2005. Comme dans les évaluations antérieures, on a présumé que les rejets étaient nuls lors des années précédant la période de rejet et que les rejets ont été consignés dans les bases de données lors des années suivant cette période.

A.2.3.6. Veuve (2019)

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

- les engins de chalutage de fond et pélagiques affectés à la pêche T,
- les engins de pêche à la palangre affectés à la pêche H,
- les engins combinés de casiers et de lignes et pièges assignés à la pêche S;
- les engins de PAL affectés à la pêche ZN.

On a assigné ces prises seulement si l'utilisateur a choisi de se servir des prises étrangères pour la reconstitution (voir la section A.2.3.3). Ces prises étrangères ont été pêchées longtemps après la période d'activité des flottilles étrangères, soit entre 1965 et la mise en place d'une zone économique exclusive en 1977. Les prises étrangères de sébaste à longue mâchoire figurent principalement dans la base de données GFBio entre 1987 et 1990 (603 t).

A.2.3.7. Bocaccio (2019)

Dans l'évaluation du bocaccio (BOR) (Starr et Haigh 2022a), les auteurs se sont appuyés sur les conseils du groupe de travail technique, qui a déterminé des années de référence précises pour le calcul du rapport gamma : 1990 à 2000 pour le chalut (afin de capturer les années avant que des plafonds de mortalité décroissants soient imposés à la flottille de chalutiers pour le BOR) et 2007 à 2011 pour les pêches autres que celle au chalut (afin de capturer les années après l'application d'une forme quelconque de programme d'observation comme la surveillance électronique aux flottilles de pêche à l'hameçon et à la ligne). L'algorithme de reconstitution des prises a été codé précédemment afin de permettre l'application d'un seul ensemble d'années de référence à toutes les pêches. On a donc changé l'algorithme pour qu'un utilisateur puisse maintenant établir des années de référence distinctes pour chaque pêche.

Lorsque le tableau des prises combinées (GF_MERGED_CATCH [ci-après nommé « GFM »] dans la base de données GFFOS) a été introduit (section A.2.3.3), on a retiré les prises de toutes les bases de données autres que PacHarv3 (ci-après nommée « PH3 ») pour éviter de compter des prises deux fois. Dans l'évaluation du BOR, on a réévalué les deux sources de données sur les prises restantes en comparant les données ORF, et on a modifié la façon dont l'algorithme

de reconstitution des prises combinait les sources de données pour les catégories RRF débarqués, RRF rejetés, AS débarqués, SLM débarqués et TS débarqués, selon ce qui suit :

- les prises tirées de GFM sont les seules données requises pour la pêche no 1 (pêche au chalut), comme on l'avait présumé avant;
- les prises tirées de GFM et de PH3 semblent se compléter pour les pêches nos 2 (pêche du flétan), 3 (pêche de la morue charbonnière) et 4 (pêche de l'aiguillat commun et de la morue-lingue), et les prises ont été ajoutées aux années antérieures à 2005 (la surveillance électronique a commencé en 2006, donc toutes les prises de ces pêches ont été consignées dans la base de données GFFOS après cette année);
- les prises tirées de GFM et de PH3 semblent être redondantes pour la pêche no 5 (pêches aux lignes du sébaste), on a donc utilisé les prises maximales pour chaque année donnée.

Une autre nouveauté dans l'évaluation du bocaccio est l'introduction des débarquements historiques provenant des pêches au chalut de la morue charbonnière (SBF) et de la morue-lingue (LIN) de 1950 à 1975 (Ketchen 1976), qui ont été utilisés pour calculer les rejets historiques pour les pêches nos 3 et 4 pendant cette période. On n'a pas pu utiliser ces débarquements de façon directe parce qu'ils provenaient de la flottille de pêche au chalut. Par conséquent, on a calculé une estimation du rapport entre les débarquements de SBF et de LIN provenant des pêches nos 3 et 4, respectivement, et les débarquements de SBF et de LIN provenant de la pêche no 1 (chalut) à partir des données de GFM. On a choisi les rapports annuels SBF_3/SBF_1 et LIN_4/LIN_1 de 1996 à 2011 pour calculer une moyenne géométrique; les rapports à partir de 2012 ont commencé à diverger de ceux de la période choisie. La procédure a produit des rapports moyens : $SBF_3/SBF_1 = 10,235$ et $LIN_4/LIN_1 = 0,351$, qui ont été utilisés pour évaluer les débarquements de la pêche au chalut de 1950 à 1975 de SBF et de LIN, respectivement. On a calculé les rejets de RRF à partir de ces débarquements estimés, au moyen des rapports de λ (voir la section A.2.2.1).

Un autre écart a été la réaffectation des enregistrements de PH3 aux reconstitutions des prises de diverses pêches en fonction des données de 1952 à 1995 (voir l'évaluation des stocks de bocaccios de 2019 par Starr et Haigh 2022a, section A.2.3.7).

A.2.3.8. Sébaste à longue mâchoire (2023)

Dans l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire de 2023, la reconstitution des prises (et d'autres fonctions biologiques) a été mise à jour pour permettre un transfert plus complet des prises du goulet de l'île Moresby dans la zone 5B de la CPMP et du bras Flamingo et de l'île Anthony dans le sud de la zone 5E jusqu'à la zone 5C, dont les limites ont été étendues autour du cap St. James en 1996 pour le sébaste à longue mâchoire et le sébaste à bouche jaune. Cette réallocation a déjà été réalisée (mais pas mise en œuvre dans les reconstitutions des prises) en déterminant si les coordonnées géographiques des traits se trouvaient dans un prolongement du polygone de la zone 5C (figure A.5). Cependant, les données sur les prises antérieures à 1996 ne contenaient généralement pas de renseignements précis sur les coordonnées, et une mise à jour de l'extrait des données historiques comprenait des zones de pêche secondaires de la CPMP et des localités de pêche afin de mieux caractériser l'identificateur de zone principale de la CPMP. Des combinaisons de ces trois zones ont été utilisées pour réattribuer des activités de pêche dans la zone 5C lorsqu'aucune coordonnée géographique n'était fournie :

- 5B – sud-est du cap St. James principale 6, secondaire 8, localité 6
- 5B – à l'extérieur du cap St. James principale 6, secondaire 8, localité 12

- 5E – île Anthony principale 9, secondaire 34, localité 1
- 5E – bras Flamingo principale 9, secondaire 34, localité 5

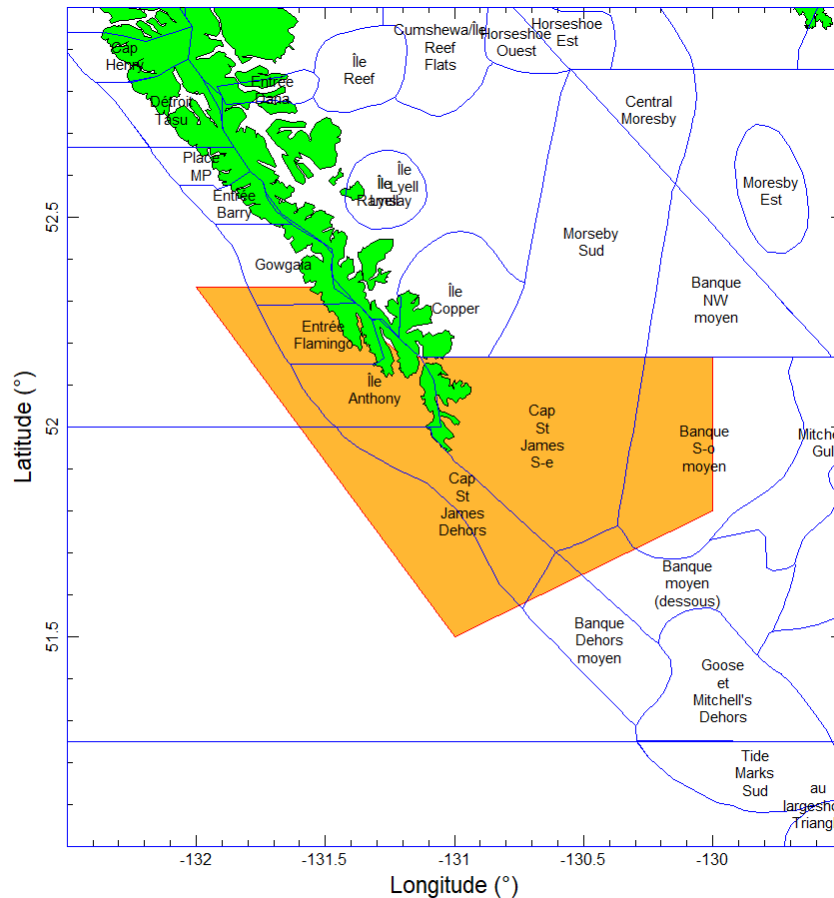


Figure A.5. Le prolongement de la zone 5C de la CPMP autour du cap St. James servait à gérer le sébaste à longue mâchoire et le sébaste à bouche jaune depuis 1996.

A.2.4. Décisions particulières prises en 2023

Pendant la reconstitution des prises de sébaste à longue mâchoire, les rapports gammas annuels de la pêche au chalut ont connu des fluctuations modérées de 1996 à 2022 (figure A.6). Les rapports gammas annuels pour les autres pêches étaient de façon prévisible faibles et montraient des pics occasionnels (figure A.7), mais les moyennes géométriques courantes étaient assez stables. D’après ces chiffres, les années de référence choisies pour calculer une moyenne géométrique gamma par pêche étaient 1998 à 2020 pour toutes les pêches. La décision de retrancher deux ans de chaque extrémité était partiellement arbitraire : les pêcheurs se familiarisaient avec un nouveau programme d’observateurs en mer (1996) et le système de QIB (1997) au début, puis ils faisaient face aux conséquences de la pandémie de COVID à la fin (2021–2022).

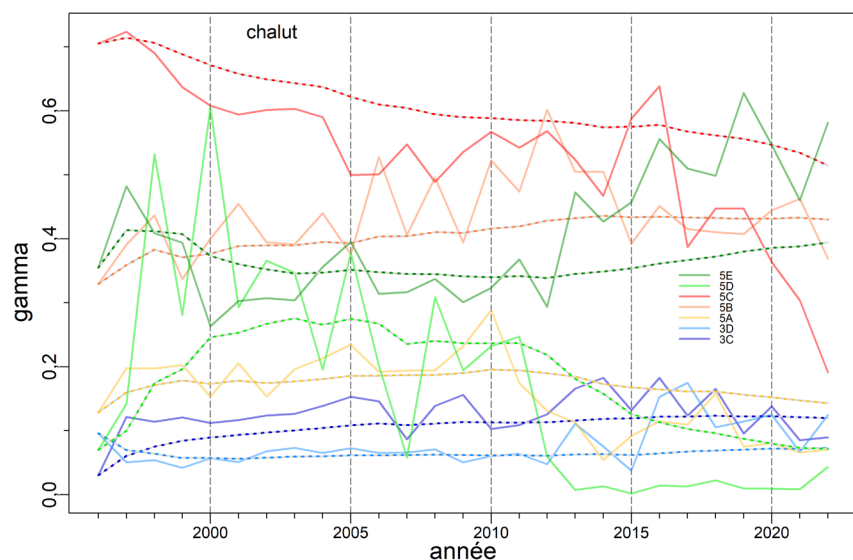


Figure A.6. Rapports gamma annuels (SLM/TS) pour la pêche commerciale au chalut du poisson de fond (lignes pleines). Les lignes pointillées tracent la moyenne géométrique courante. Les lignes tiretées verticales délimitent les intervalles de cinq ans.

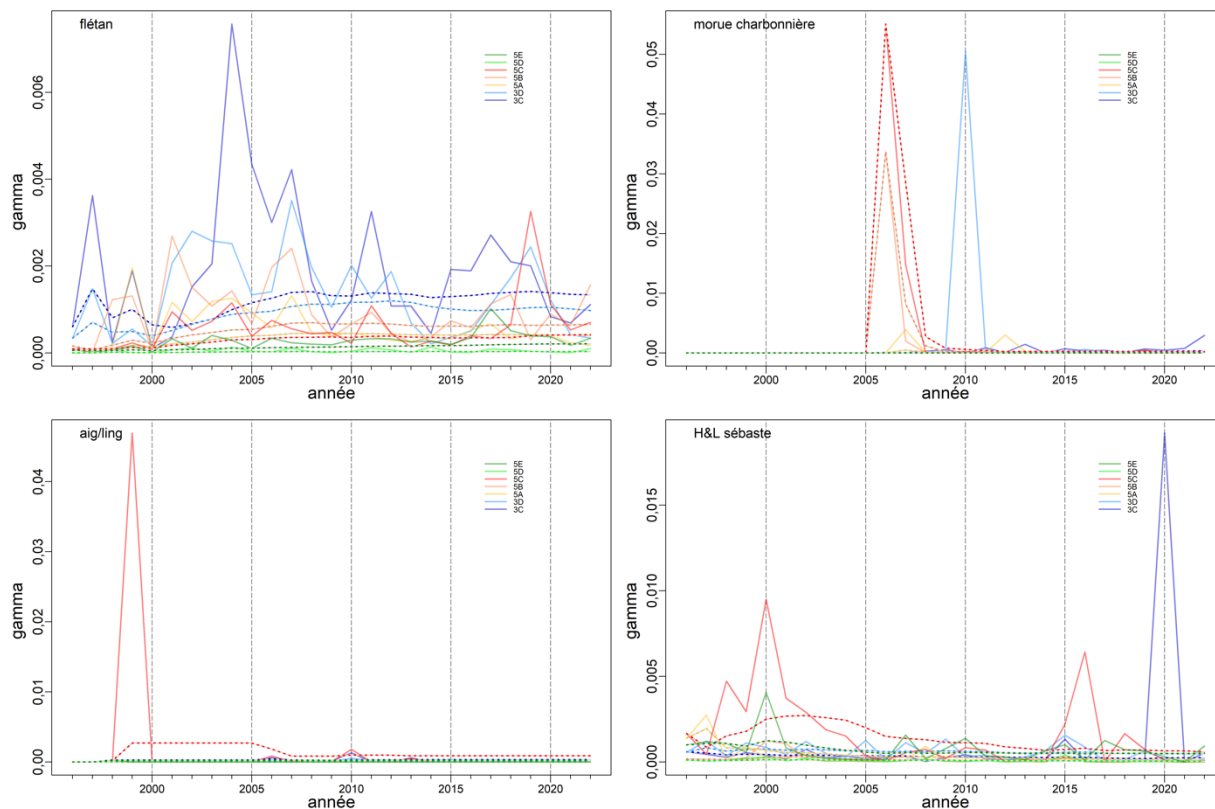


Figure A.7. Rapports gamma annuels (SLM/TS) pour les quatre pêches commerciales de poisson de fond qui n'utilisent pas le chalut.

A.2.5. Mises en garde

Les données sur les prises disponibles avant 1996 (première année du programme d'observateur en mer) présentent des difficultés d'utilisation dans un modèle d'évaluation des stocks sans une certaine forme d'interprétation, tant pour ce qui est de la déclaration erronée (c.-à-d. la déclaration des prises d'une espèce comme étant une autre) que de la mauvaise identification des espèces. Il y a aussi la possibilité de rejets en mer en raison de prises supérieures à ce qui était permis pour la conservation. On a signalé que des pêcheurs avaient mal consigné l'emplacement de leurs prises, mais ce problème n'est pas important pour l'évaluation d'un stock à l'échelle de la côte. En outre, d'autres pays, principalement les États-Unis, l'Union soviétique et le Japon, menaient d'importantes activités de pêche du sébaste dans les eaux de la Colombie-Britannique de 1965 à 1976. Ces pays avaient tendance à déclarer leurs prises sous la forme de groupe d'espèces, combinant habituellement les sébastes en une seule catégorie. Ces pêches ont cessé après la déclaration de la zone économique exclusive de 200 milles marins par le Canada en 1977.

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

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

Bon nombre de ces problèmes ont été éliminés par l'introduction des mesures suivantes :

- des programmes d'observateurs – observateurs en mer (OM) à compter de 1996 pour la flottille des chalutiers extracôtiers, la surveillance électronique (SE) à compter de 2006 pour les flottilles de pêches à la ligne et à l'hameçon, et la SE remplaçant les OM dans la flotte de chalutiers à compter de 2020 pendant la pandémie de COVID;
- la surveillance à quai [observateur];
- des quotas individuels de bateau négociables (QIB à partir de 1997) qui confèrent la propriété de la ressource au secteur de la pêche.

La procédure ne permet pas de reconstituer les prises par type d'engin (p. ex. chalut de fond par rapport au chalut pélagique, casier par rapport à la palangre). Il est possible d'ajouter cette dimension, mais cela signifierait qu'il faudrait séparer les prises dans le temps en utilisant des rapports observés dans la pêche moderne qui ne représenteraient probablement pas avec précision l'activité historique par type d'engin (voir la section A.2.2 pour des mises en garde semblables concernant l'utilisation de rapports de prises modernes pour reconstituer les prises d'une espèce à partir des prises totales de sébastes). Dans la présente évaluation, les prises de sébaste à longue mâchoire au chalut de fond et au chalut pélagique ont été combinées, même si les données biologiques (annexe D) par engin montraient des différences de sélectivité. Pour les deux zones (3CD, 5ABC) où il y avait des prises notables de la flottille pélagique (figure A.9), les données sur la fréquence selon l'âge pour les chaluts pélagiques étaient

insuffisantes pour estimer la sélectivité de chaque flottille pélagique (figure D.18). Une fois les données filtrées pour au moins deux échantillons et au moins 75 spécimens (sexes combinés), la sélectivité dans la zone 3CD dépendrait des observations de trois ans et celle dans la zone 5ABC dépendrait des observations d'une année. Pour utiliser les données sur la FA dans une sensibilité mineure (au niveau du MDP seulement), elles ont été combinées pour produire six années de données, et une sélectivité conjointe a été estimée pour les deux pêches pélagiques.

Le tableau A.6 et la figure A.9 indiquent les prises déclarées à l'échelle de la côte (débarquements et prises non conservées) par type d'engin. Il est à noter que la reconstitution des prises répartit les prises d'un RRF de zones inconnues à des zones de la CPMP proportionnellement aux prises connues dans les zones de la CPMP afin de représenter tous les prélèvements potentiels de biomasse des eaux de la Colombie-Britannique. Par conséquent, les prises déclarées par zone sont souvent inférieures aux prises reconstituées par zone.

Les prises de 2023 étaient incomplètes et celles de 2022 ont été utilisées sur les conseils de l'industrie, ce qui a été accepté par le Groupe de travail technique.

Tableau A.6. Prises déclarées (en tonnes) par type d'engin, secteur et pêche pour le sébaste à longue mâchoire de la côte de la Colombie-Britannique à partir du moment où les activités de la flottille de chalutage ont été surveillées par des observateurs en mer. CF = chalut de fond, CP = chalut pélagique, PAL = pêche à la ligne, CPF = chalut de poisson de fond, ZN = permis de pêche à l'hameçon et à la ligne, SE = PAL du sébaste dans les eaux extérieures, H = pêche à la palangre du flétan, S = pêche à la morue charbonnière au casier, HS = pêche du flétan et de la morue charbonnière, DL = pêche du chien de mer et de la morue-lingue.

Année	Engin				Secteur						Pêche				
	CF	CP	PAL	Casier	CPF	ZN	SE	H	HS	S	T	H	S	DL	PAL
1996	6 318	174	0,900	—	6 492	0,898	—	0,002	—	—	6 492	0,002	—	—	0,898
1997	5 892	41,0	1,15	—	5 933	1,13	—	0,021	—	—	5 933	0,021	—	—	1,13
1998	6 284	32,2	1,35	—	6 317	1,28	—	0,075	—	—	6 317	0,075	—	0,001	1,28
1999	5 740	168	1,56	—	5 908	0,882	—	0,098	—	—	5 908	0,098	—	0,583	0,882
2000	6 103	204	3,99	—	6 305	3,99	—	—	—	—	6 305	—	—	—	3,99
2001	5 604	161	1,37	0,001	5 765	0,894	—	0,478	—	0,001	5 765	0,478	0,001	—	0,894
2002	5 578	361	0,766	0,001	5 939	0,322	—	0,405	—	0,038	5 939	0,405	0,038	0,003	0,322
2003	6 182	146	0,319	—	6 328	0,082	—	0,211	—	0,026	6 328	0,211	0,026	—	0,082
2004	5 976	58,7	0,748	0,009	6 034	0,000	—	0,696	—	0,059	6 034	0,696	0,059	0,002	0,000
2005	5 145	30,5	0,446	—	5 176	0,068	—	0,377	—	—	5 176	0,377	—	—	0,068
2006	5 155	424	0,519	0,557	5 578	0,005	—	0,328	0,175	0,568	5 578	0,503	0,568	—	0,005
2007	4 395	411	0,609	0,246	4 805	—	0,022	0,362	0,222	0,248	4 805	0,584	0,248	0,001	0,022
2008	3 635	867	0,507	—	4 502	—	0,145	0,208	0,150	—	4 502	0,358	—	0,004	0,145
2009	4 342	163	0,288	0,001	4 505	—	0,100	0,094	0,085	0,006	4 505	0,179	0,006	0,004	0,100
2010	5 250	237	1,25	—	5 487	—	0,277	0,106	0,155	0,694	5 487	0,261	0,694	0,020	0,277
2011	4 218	298	0,500	—	4 516	—	0,072	0,223	0,163	0,041	4 516	0,386	0,041	0,001	0,072
2012	3 739	290	0,415	0,053	4 029	—	0,043	0,113	0,255	0,056	4 029	0,368	0,056	0,001	0,043
2013	3 816	497	0,171	—	4 312	—	0,014	0,051	0,095	0,012	4 312	0,145	0,012	—	0,014
2014	3 290	330	0,210	—	3 620	—	0,062	0,100	0,048	—	3 620	0,148	—	—	0,062
2015	3 800	163	0,342	—	3 963	—	0,160	0,088	0,081	0,009	3 963	0,170	0,009	0,003	0,160
2016	4 404	363	0,646	—	4 767	—	0,390	0,100	0,148	0,008	4 767	0,248	0,008	—	0,390
2017	3 695	486	0,628	0,000	4 181	—	0,127	0,216	0,285	0,000	4 181	0,501	0,000	—	0,127
2018	3 202	523	0,519	0,001	3 725	—	0,142	0,129	0,245	0,003	3 725	0,374	0,003	—	0,142
2019	3 210	520	0,673	0,007	3 730	—	0,087	0,325	0,251	0,017	3 730	0,576	0,017	—	0,087
2020	2 085	765	0,321	—	2 850	—	0,003	0,083	0,233	0,002	2 850	0,317	0,002	—	0,003
2021	2 012	328	0,127	0,003	2 340	—	0,002	0,080	0,041	0,007	2 340	0,121	0,007	—	0,002
2022	3 025	423	0,253	0,005	3 449	—	0,021	0,126	0,101	0,010	3 449	0,224	0,013	—	0,021

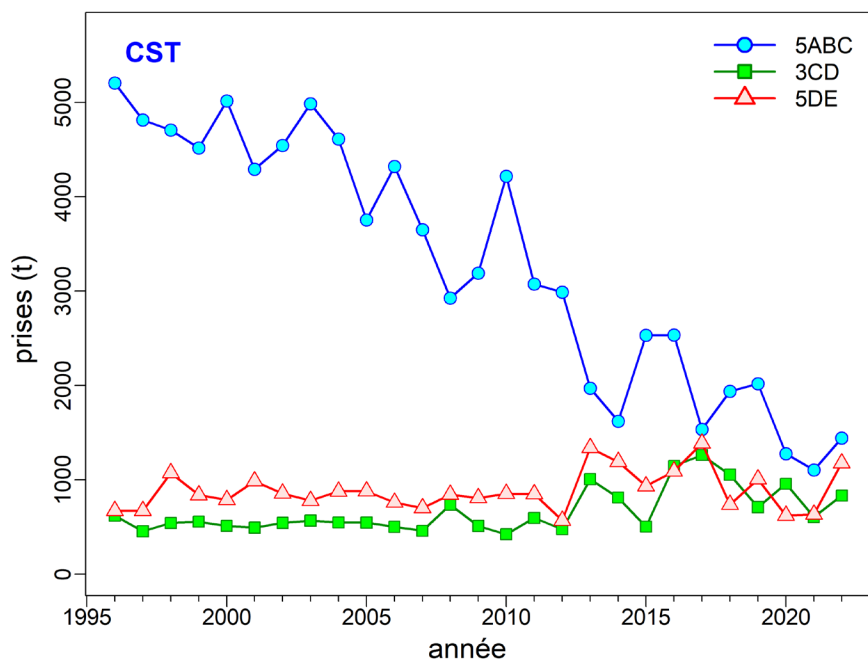


Figure A.8. Prises de sébaste à longue mâchoire déclarées (débarquements + remises à l'eau) par zone de gestion du poisson de fond depuis la mise en œuvre du programme d'observateurs en mer de la pêche au chalut en 1996.

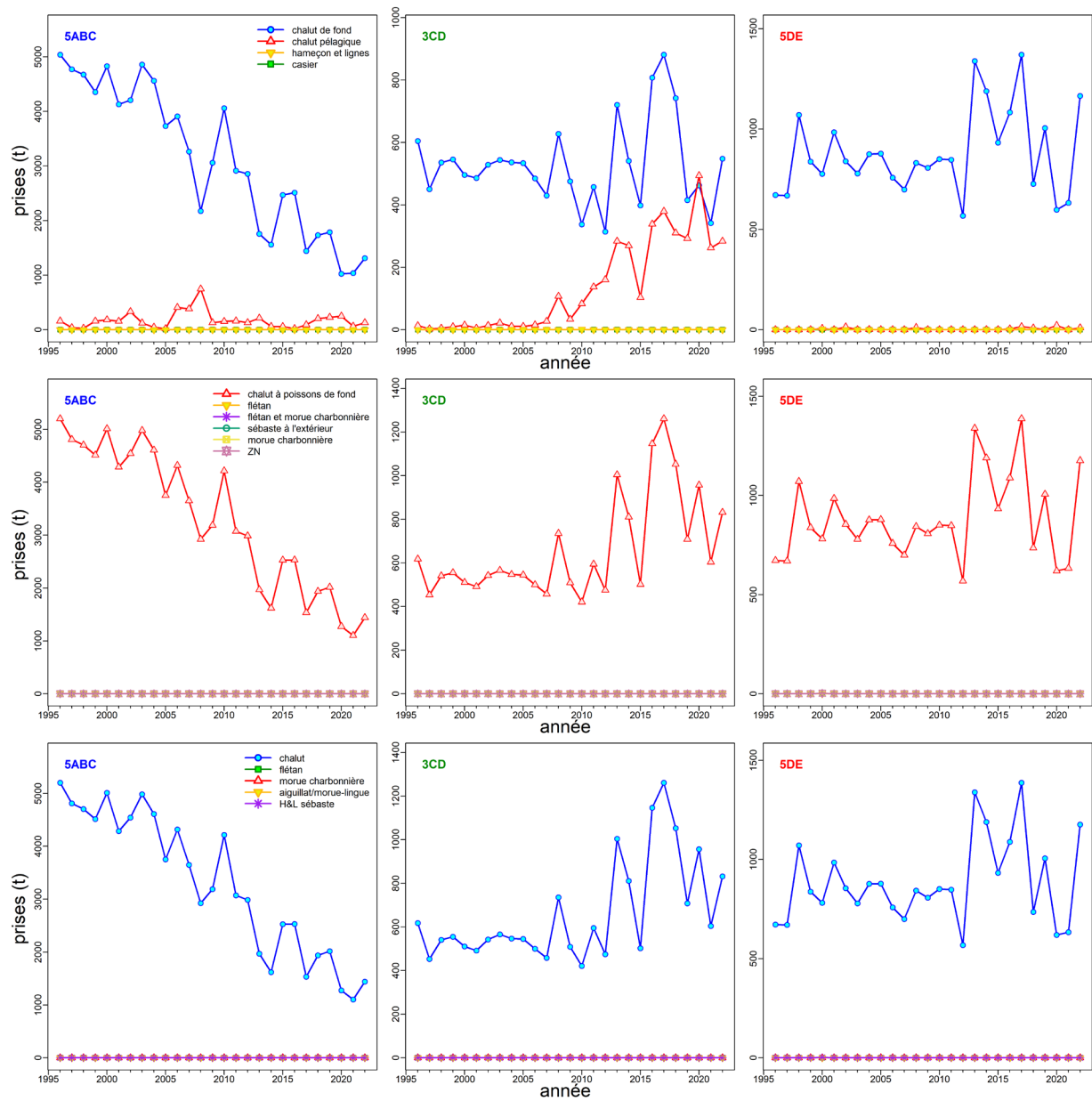


Figure A.9. Prises de sébaste à longue mâchoire déclarées (débarquements + remises à l'eau) par engin (rangée du haut), par secteur (rangée du milieu) et par pêche (rangée du bas) depuis la mise en œuvre du programme d'observateurs en mer de la pêche au chalut en 1996.

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

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

Étant donné que cette évaluation porte sur trois stocks à l'échelle de la côte et que l'UGPF émet quatre TAC propre aux zones, une politique de prises pour le stock à l'échelle de la côte pourrait être attribuée aux zones de la CPMP en utilisant les ratios de prises proportionnels moyens sur 5 ans dans le tableau A.7. Par exemple, une politique de prises de 5 000 tonnes par année de sébaste à longue mâchoire serait répartie comme suit :

- 3CD = 1 293 t/an = $(0,1161 + 0,1424) * 5\ 000$ t/an
- 5AB = 1 368 t/an = $(0,0800 + 0,1936) * 5\ 000$ t/an
- 5C = 1 027 t/an = $0,2053 * 5\ 000$ t/an
- 5DE = 1 313 t/an = $(0,0008 + 0,2617) * 5\ 000$ t/an

Tableau A.7. Les prises de sébaste à longue mâchoire de la pêche combinée dans les zones des SGPP des cinq dernières années des statistiques complètes sur les prises. Les proportions annuelles de prises par zone sont indiquées dans les lignes correspondant à une année. Les moyennes géométriques des proportions annuelles (normalisées) sur cinq ans par zone sont indiquées à la dernière ligne.

Année	3C	3D	5A	5B	5C	5D	5E	C.-B.
Prises (t)								
2018	484	582	400	558	1 067	1,27	753	4 850
2019	232	478	311	549	1 174	3,13	1 006	4 207
2020	438	532	168	534	662	1,98	637	3 845
2021	375	232	211	489	418	3,23	633	3 754
2022	341	508	223	1 014	314	3,33	1 197	2 973
Proportion								
2018	0,0998	0,1199	0,0824	0,1150	0,2199	0,0003	0,1553	1
2019	0,0552	0,1137	0,0739	0,1305	0,2791	0,0007	0,2393	1
2020	0,1140	0,1383	0,0437	0,1389	0,1722	0,0005	0,1657	1
2021	0,0998	0,0617	0,0561	0,1302	0,1114	0,0009	0,1686	1
2022	0,1146	0,1709	0,0750	0,3412	0,1055	0,0011	0,4025	1
Moyenne géométrique	0,0936	0,1148	0,0645	0,1561	0,1655	0,0006	0,2110	0,8060
Valeurs normalisées	0,1161	0,1424	0,0800	0,1936	0,2053	0,0008	0,2617	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.

-
- DFO. 2023. [Pacific Region Integrated Fisheries Management Plan – Groundfish](#): Effective February 21, 2023. Federal Science Libraries Network.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2013a. [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. 2013b. [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. 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 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., 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.
- 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. 1998. Experimental rockfish management and implications for rockfish harvest refugia. In M. Yoklavich, ed., Marine Harvest Refugia For West Coast Rockfish: A Workshop, p. 17–26. NOAA-TM-NMFS-SWFSC-255
- 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.
- 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. 2021. [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 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.
- Stocker, M. 1981. [Groundfish stock assessments off the west coast of Canada in 1981 and recommended total allowable catches for 1982](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1626. xxx + 282 p.
- MPO. 2015. [Évaluation du stock de sébastes à queue jaune \(*Sebastes flavidus*\) pour le littoral de la Colombie-Britannique, au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/010.
- 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 la dérivation des indices d'abondance relative du sébaste à longue mâchoire à partir des relevés au chalut de fond suivants :

- un ensemble de relevés historiques menés dans le goulet de l'île Goose du bassin de la Reine-Charlotte (section B.3);
- un ensemble de relevés historiques effectués au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (section B.4);
- le relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) mené au large de la moitié inférieure de l'île de Vancouver (section B.5);
- le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (section B.6);
- le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) (section B.7);
- le relevé synoptique mené sur la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) (section B.8);
- le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate (DH) (section B.9).

Seuls les relevés utilisés dans l'évaluation des stocks de sébastes à longue mâchoire sont présentés dans la présente annexe. On a omis le relevé plurispécifique mené dans le détroit d'Hécate et les relevés ciblant la crevette menés au large de la COIV et dans le bassin de la Reine-Charlotte parce que la présence du sébaste à longue mâchoire dans ces relevés était sporadique ou que la couverture, par superficie ou profondeur, était incomplète. Ces relevés étaient donc peu appropriés pour fournir une série fiable sur l'abondance de l'espèce. Les évaluations des stocks de sébastes, à commencer par le sébaste à queue jaune (MPO 2015), ont explicitement omis d'utiliser les deux relevés de crevettes en raison de la couverture des profondeurs tronquée, qui se termine à 160 m pour le relevé de la crevette de la COIV, et la couverture spatiale restreinte du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte ainsi que sa couverture des profondeurs tronquée, qui se termine à 231 m. La Commission internationale du flétan du Pacifique (CIFP) et les relevés à l'hameçon et à la ligne sur fond dur du MPO n'ont pas été pris en compte parce que cette espèce n'est pas vulnérable à ce type d'engin (Anderson *et al.* 2019; Doherty *et al.* 2019), ce qui montre que l'on s'attend à ce que ces relevés ne fournissent pas d'indices fiables de l'abondance du sébaste à longue mâchoire. Bien que la présence du sébaste à longue mâchoire dans le relevé synoptique du détroit d'Hécate ait été jugée trop sporadique pour être utilisée dans le modèle de base, ce relevé a été documenté dans la présente annexe parce qu'il a été utilisé dans une simulation de sensibilité (Run36v2) comme une série d'indices pour le stock 5DE.

B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

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

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

où C_{yij} = captures (kg) par trait j , strate i , année y ;
 E_{yij} = effort (h) par trait j , strate i , année y ;
 n_{yi} = nombre de traits dans la strate i , 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 nette moyenne (km).

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

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

où C_{yij} = poids des prises (kg) par trait j , strate i , année y ;
 D_{yij} = distance parcourue (km) par trait j , strate i , année y ;
 w_{yij} = ouverture nette (km) par trait j , strate i , année y ;
 n_{yi} = nombre de traits dans la strate i , 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 , année y ;
 A_i = superficie (km²) de la strate i ;
 B_{yi} = biomasse (kg) pour la strate i , année y ;
 m = nombre de strates.

La variance de l'estimation de la biomasse du relevé V_y (kg²) est calculée de la façon 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 , année y ;
 V_{yi} = variance de l'estimation de la biomasse (kg²) pour la strate i , année y .

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

équ. B.6
$$CV_y = \frac{\sqrt{V_y}}{B_y}.$$

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

Cet ensemble de relevés, utilisé dans cette évaluation des stocks pour représenter la population de sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC, est décrit à l'annexe C d'Edwards *et al.* (2012). Seuls les traits effectués dans la section de l'île Goose du bassin de la Reine-Charlotte ont été utilisés pour générer une série d'indices de biomasse, car il s'agissait de la seule zone faisant l'objet de relevés constants de ce genre. Deux premiers relevés, effectués en 1965 et 1966 par le navire de la Garde côtière canadienne (NGCC) *G.B. Reed*, n'ont pas été inclus en raison de leur conception exploratoire. Le *G.B. Reed* a effectué six relevés subséquents en 1967, 1969, 1971, 1973, 1976 et 1977, couvrant chacun le goulet de l'île Goose de façon constante avec un plan à stations fixes et qui ont été jugés appropriés pour être inclus dans la série. Un relevé de 1984 a été effectué par deux navires : le *G.B. Reed* et le navire de pêche (NP) *Eastward Ho*, ces relevés couvrant à la fois l'île Goose et le goulet de Mitchell (ce dernier se trouvant immédiatement au nord du goulet de l'île Goose) et les deux navires utilisant un plan à stations fixes. Les traits des deux navires ont été mis en commun pour être inclus dans le relevé (voir l'analyse dans Edwards *et al.* 2012). Deux autres relevés ont été effectués dans le goulet de l'île Goose en 1994 et en 1995. Le relevé de 1994 a été effectué par un navire commercial (NP *Ocean Selector*) à l'aide d'un plan à stations fixes qui imitait les anciens relevés du *G.B. Reed*. Le relevé de 1995, qui ciblait le sébaste à longue mâchoire et qui a été effectué par deux navires (*Ocean Selector* et le NP *Frosti*), n'a pas été utilisé en raison de son plan aléatoire plutôt que d'un plan à stations fixes. Un relevé effectué en 1979 par le NP *Southward Ho* n'a pas non plus été utilisé parce qu'il utilisait un plan de relevé considérablement différent de celui des relevés du *G.B. Reed* (Edwards *et al.* 2012).

B.4. RELEVÉS HISTORIQUES AU CHALUT DU *G.B. REED* DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

Cet ensemble de relevés, utilisé dans la présente évaluation des stocks pour représenter la population de sébaste à longue mâchoire de 3CD, est décrit à la section C.5 de l'annexe C d'Edwards *et al.* (2014b). Parmi les relevés décrits dans ce document, ceux de 1965 et 1966 du *G.B. Reed* n'ont pas été jugés comparables aux autres séries du *G.B. Reed* en raison de la nature exploratoire de ces deux relevés (et de l'absence de traits sur la COIV du relevé de 1966). Sur les cinq autres relevés examinés, quatre couvrant la période de 1967 à 1970 ont été jugés comparables, étant donné qu'ils ont été effectués dans le même secteur par le même navire sur des périodes raisonnablement comparables. Le cinquième relevé, effectué en septembre 1972, n'a pas été considéré comme comparable parce que le moment de ce relevé coïncidait avec une période durant laquelle, selon ce que l'on pensait, le sébaste à longue mâchoire s'éloignait de la zone et qui différait des quatre autres relevés.

B.5. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS

Bien que ce relevé a été décrit à la section C.3 de l'annexe C dans Edwards *et al.* (2014b), il y a eu des changements dans l'analyse des données de ce relevé entre temps. Plus précisément, les « coups de filet » (traits qui n'ont capturé ni poissons ni d'invertébrés) ont été retirés de la

procédure d'estimation sur les conseils d'un scientifique de la NOAA qui connaissait très bien le relevé et ses données (MPO 2015).

B.5.1. Sélection des données

Mark Wilkins (NMFS, comm. pers. 2008) a fourni les données trait par trait du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis couvrant la région de Vancouver de la Commission internationale des pêcheries du Pacifique Nord (CIPPN) pour les sept années où le relevé a été effectué dans les eaux de la Colombie-Britannique (tableau B.1; 1980 : figure B.1; 1983 : figure B.2; 1989 : figure B.3; 1992 : figure B.4; 1995 : figure B.5; 1998 : figure B.6; 2001 : figure B.7). Le NMFS a assigné les traits à des strates, mais la taille et la définition de celles-ci ont changé durant la période du relevé (tableau B.2). La base de données des relevés du NMFS indiquait également dans quel pays les traits avaient été effectués. Ces renseignements ont été représentés et vérifiés par rapport à la frontière maritime acceptée entre le Canada et les États-Unis. Tous les traits semblaient correctement situés par rapport au pays, d'après leur position initiale (figure B.1 à figure B.7). Les désignations du NMFS ont été acceptées pour les traits situés près de la frontière maritime.

Tableau B.1. Nombre de traits par strate et par année de relevé pour le relevé triennal du NMFS. Les strates en surbrillance grise et marquées d'un astérisque ont été exclues de l'analyse, car elles ont fait l'objet d'une couverture incomplète au cours des sept années du relevé ou étaient situées à l'extérieur de la région de Vancouver de la CIPPN (tableau B.2).

No de la strate	1980		1983		1989		1992		1995		1998		2001	
	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis	Can.	États-Unis
10	—	17	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
11	48	—	—	39	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
12	—	—	38	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
17N	—	—	—	—	—	8	—	9	—	8	—	8	—	8
17S*	—	—	—	—	—	27	—	27	—	25	—	26	—	25
18N*	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—
18S	—	—	—	—	—	32	—	23	—	12	—	20	—	14
19N	—	—	—	—	58	—	53	—	55	—	48	—	33	—
19S	—	—	—	—	—	4	—	6	—	3	—	3	—	3
27N	—	—	—	—	—	2	—	1	—	2	—	2	—	2
27S*	—	—	—	—	—	5	—	2	—	3	—	4	—	5
28N*	—	—	—	—	1	—	1	—	2	—	1	—	—	—
28S	—	—	—	—	—	6	—	9	—	7	—	6	—	7
29N	—	—	—	—	7	—	6	—	7	—	6	—	3	—
29S	—	—	—	—	—	3	—	2	—	3	—	3	—	3
30	—	4	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
31	7	—	—	11	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
32	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
37N*	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	1	—	1
37S*	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	1	—	1
38N*	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—
38S*	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	—	—	3
39*	—	—	—	—	—	—	—	—	6	—	4	—	2	—
50	—	5	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
51	4	—	—	10	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
52	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total	59	26	47	70	67	87	61	79	71	68	59	74	38	72

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

pour chacune des sous-régions de Vancouver au Canada et aux États-Unis, à l'aide d'estimations appropriées de la superficie pour chaque strate et année (tableau B.2). Les strates qui n'ont pas fait l'objet d'un relevé uniforme au cours des sept années de relevé ont été retirées de l'analyse (tableau B.1; tableau B.2), ce qui permet aux données restantes de fournir une couverture comparable chaque année (tableau B.3).

Les définitions des strates utilisées en 1980 et en 1983 étaient différentes de celles utilisées dans les relevés subséquents, en particulier dans les eaux canadiennes (tableau B.3). Par conséquent, les indices canadiens de 1980 et de 1983 ont été ajustés en fonction du rapport entre la superficie totale des strates de ces années et celle des strates de l'année 1989 et des années suivantes ($9\,166\text{ km}^2 / 7\,399\text{ km}^2 = 1,24$). Il était donc possible de comparer la couverture des deux premiers relevés à celle des relevés réalisés à partir de 1989. De même, on a diminué légèrement les indices américains des relevés de 1980 et de 1983 ($4\,699\text{ km}^2 / 4\,738\text{ km}^2 = 0,99$) en utilisant cette méthode. La densité des traits était beaucoup plus élevée dans les eaux américaines de la région de Vancouver, mais le nombre total de traits était à peu près le même pour chaque pays (tableau B.3). En effet, la taille de la zone échantillonnée totale dans la région de Vancouver de la CIPPN était environ deux fois plus grande dans les eaux canadiennes que dans les eaux américaines (tableau B.3). Il convient de souligner que la limite nord de la zone de relevé variait d'une année à l'autre (voir la figure B.1 à la figure B.7), mais on a compensé cette différence en utilisant une zone de relevé constante pour toutes les années et en supposant que les taux de prise dans les zones non échantillonnées étaient les mêmes que dans la zone échantillonnée.

Tableau B.2. Définitions des strates par année utilisées dans le relevé triennal du NMFS pour séparer les résultats du relevé par pays et par zone de la CIPPN. Les strates en surbrillance grise et marquées d'un astérisque sont celles qui ont été exclues de l'analyse finale, car elles ont fait l'objet d'une couverture incomplète au cours des sept années du relevé ou étaient situées à l'extérieur de la région de Vancouver de la CIPPN.

Année	No de la strate	Superficie (km ²)	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Plage de profondeurs
1980	10	3 537	47°30'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1980	11	6 572	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1980	30	443	47°30'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	184 à 219 m
1980	31	325	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	184 à 219 m
1980	50	758	47°30'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	220 à 366 m
1980	51	503	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	220 à 366 m
1983	10	1 307	47°30'	47°55'	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1983	11	2 230	47°55'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1983	12	6 572	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1983	30	66	47°30'	47°55'	États-Unis	Vancouver	184 à 219 m
1983	31	377	47°55'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	184 à 219 m
1983	32	325	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	184 à 219 m
1983	50	127	47°30'	47°55'	États-Unis	Vancouver	220 à 366 m
1983	51	631	47°55'	Frontière canado-américaine	États-Unis	Vancouver	220 à 366 m

Année	No de la strate	Superficie (km ²)	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Plage de profondeurs
1983	52	503	Frontière canado-américaine	49°15'	Can.	Vancouver	220 à 366 m
1989 et après	17N	1 033	47°30'	47°50'	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	17S*	3 378	46°30'	47°30'	États-Unis	Columbia	55 à 183 m
1989 et après	18N*	159	47°50'	48°20'	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	18S	2 123	47°50'	48°20'	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	19N	8 224	48°20'	49°40'	Can.	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	19S	363	48°20'	49°40'	États-Unis	Vancouver	55 à 183 m
1989 et après	27N	125	47°30'	47°50'	États-Unis	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	27S*	412	46°30'	47°30'	États-Unis	Columbia	184 à 366 m
1989 et après	28N*	88	47°50'	48°20'	Can.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	28S	787	47°50'	48°20'	États-Unis	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	29N	942	48°20'	49°40'	Can.	Vancouver	184 à 366 m
1989 et après	29S	270	48°20'	49°40'	États-Unis	Vancouver	184 à 366 m
1995 et après	37N*	102	47°30'	47°50'	États-Unis	Vancouver	367 à 500 m
1995 et après	37S*	218	46°30'	47°30'	États-Unis	Columbia	367 à 500 m
1995 et après	38N*	66	47°50'	48°20'	Can.	Vancouver	367 à 500 m
1995 et après	38S*	175	47°50'	48°20'	États-Unis	Vancouver	367 à 500 m

Tableau B.3. Nombre de traits utilisables effectués et superficie échantillonnée dans la région de Vancouver de la CIPPN, séparée par la frontière internationale entre le Canada et les États-Unis. Les strates 18N, 28N, 37, 38 et 39 (tableau B.2) ont été éliminées de cette analyse, car elles n'ont pas fait l'objet d'un relevé constant. Toutes les strates présentes dans la région de Columbia de la CIPPN (17S et 27S; tableau B.2) ont été retirées. Ce tableau présente 33 coups de filet infructueux, de façon séparée.

Année	Traits : eaux canadiennes			Traits : eaux américaines			Tous les traits			Couverture (km ²)		
	Traits utilisables	Coups de filet infructueux	Total	Traits utilisables	Coups de filet infructueux	Total	Traits utilisables	Coups de filet infructueux	Total	Eaux canadiennes	Eaux américaines	Total
1980	48	11	59	23	3	26	71	14	85	7 399	4 738	12 137
1983	39	8	47	65	5	70	104	13	117	7 399	4 738	12 137
1989	63	2	65	54	1	55	117	3	120	9 166	4 699	13 865
1992	59	–	59	47	3	50	106	3	109	9 166	4 699	13 865
1995	62	–	62	35	–	35	97	–	97	9 166	4 699	13 865
1998	54	–	54	42	–	42	96	–	96	9 166	4 699	13 865
2001	36	–	36	37	–	37	73	–	73	9 166	4 699	13 865
Total	361	21	382	303	12	315	664	33	697	–	–	–

Après le retrait des strates ayant fait l'objet d'une couverture irrégulière qui figurent dans le tableau B.2, il restait 697 traits pour les sept années de relevé (tableau B.3). On a déterminé que 33 traits supplémentaires étaient des « coups de filet infructueux » (tableau B.3) après qu'un examinateur de la NOAA ayant participé à l'évaluation du stock de sébaste à queue jaune

(MPO 2015) a signalé que des traits du premier relevé triennal avaient été désignés comme tels, car ceux-ci ne comprenaient aucun poisson ni aucun invertébré. Il a donc recommandé le retrait des traits en question de la procédure d'estimation.

B.5.2. Méthodes

Les données ont été analysées à l'aide des équations de la section B.1. Lors du calcul de la variance pour ce relevé, on a supposé que la variance et la CPUE dans n'importe quelle strate étaient égales, même pour les strates qui étaient divisées par la frontière canado-américaine.

La biomasse totale (B_{y_i}) dans une strate chevauchant cette frontière a été séparée entre les deux pays ($B_{y_{ic}}$) selon le rapport entre la superficie relative de la strate au sein de chaque pays :

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

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

La variance de $V_{y_{ic}}$ pour cette partie de la strate i à l'intérieur du pays c a été calculée comme étant proportionnelle au ratio du carré de la superficie dans chaque pays c par rapport à la superficie totale de la strate i . Cette hypothèse a fait en sorte que les CV dans chaque strate de pays étaient les mêmes que le CV dans l'ensemble de la strate :

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

La variance partielle de $V_{y_{ic}}$ pour le pays c a été utilisée dans Eq. B.5 au lieu de la variance totale dans la strate V_{y_i} pour calculer la variance de la biomasse totale dans les eaux canadiennes ou américaines. On a calculé les CV comme dans l'équation Eq. B.6.

Les estimations de la biomasse Eq. B.4 et les erreurs-types connexes ont été ajustées en fonction d'une zone constante couverte à l'aide des rapports de la zone relevée fournis dans le tableau B.3. Cela a été nécessaire pour rajuster les estimations de la biomasse canadienne pour 1980 et 1983 afin de tenir compte de la plus petite zone relevée au cours de ces années par rapport aux relevés suivants. On a donc multiplié les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes pour 1980 et 1983 par le rapport 1,24 (9 166 km² / 7 399 km²) pour que la couverture de ces années soit équivalente à celle des activités de relevé effectuées à partir de 1989.

On a analysé les estimations de la biomasse selon la méthode bootstrap au moyen de 1,000 tirages aléatoires avec remplacement afin d'obtenir des intervalles de confiance à 95 % avec correction du biais (Efron 1982) pour chaque année et pour les deux régions (portion canadienne de la région de Vancouver et portion américaine de celle-ci), d'après la distribution des estimations de la biomasse et à l'aide des équations ci-dessus.

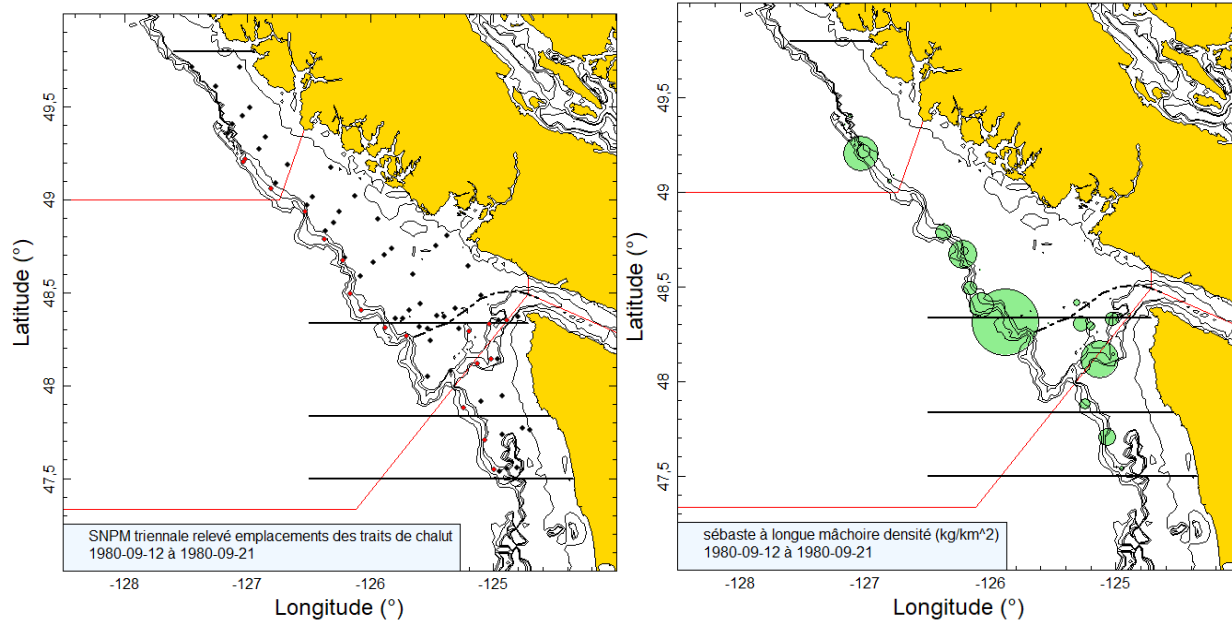


Figure B.1. Image de gauche : Représentation de l'emplacement des traits dans la région de Vancouver de la CIPPN pour le relevé triennal de 1980 du NMFS, mené dans les eaux américaines et canadiennes. Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la plage de profondeur : noir = 55 à 183 m; rouge = 184 à 366 m. La ligne pointillée indique la position approximative de la frontière maritime entre le Canada et les États-Unis. Les lignes horizontales sont les limites de la strate : 47°30', 47°50', 48°20' et 49°50'. Les traits situés au sud de la ligne 47° 30' n'ont pas été inclus dans l'analyse. [panneau de gauche] : Les coups de filet infructueux (tableau B.3) ont été exclus; [panneau de droite] : La taille des cercles dans la représentation de la densité a été ajustée pour toutes les années (1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998 et 2001); le plus grand cercle (39 918 kg/km²) datait de 1980 (eaux canadiennes). Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones 3B, 3C et 3D de la CPMP. Les lignes isobathes désignent 50 m, 200 m, 300 m, 400 m, 500 m. Les dates de relevé indiquent la période au cours de laquelle les traits de relevé ont été effectués.

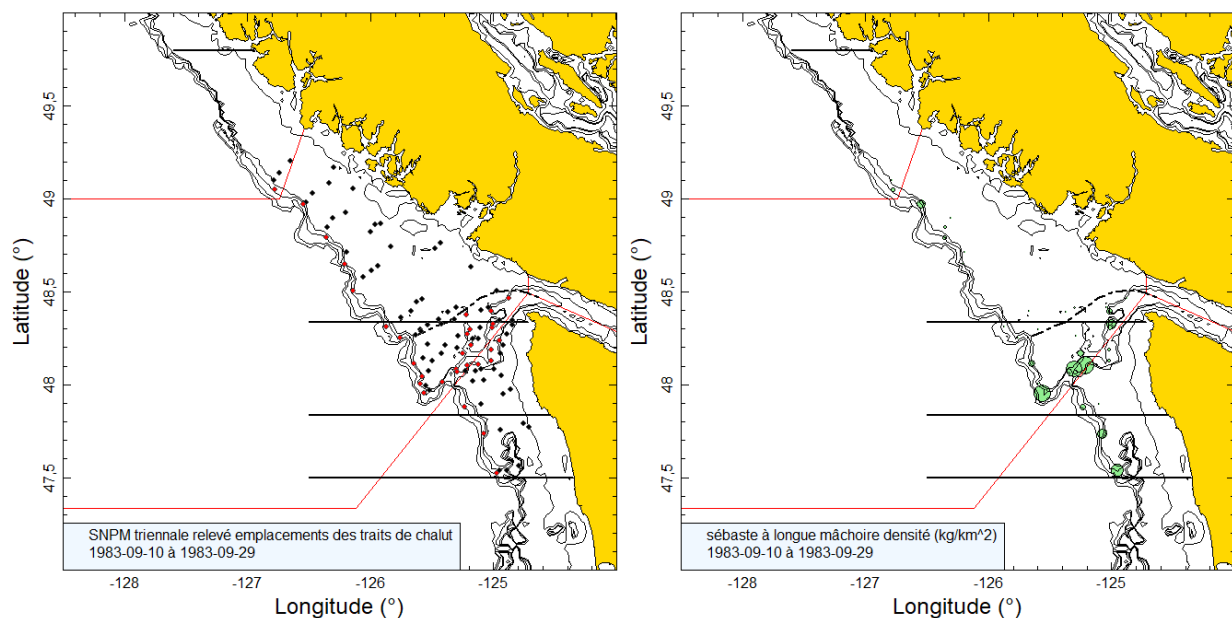


Figure B.2. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1983, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

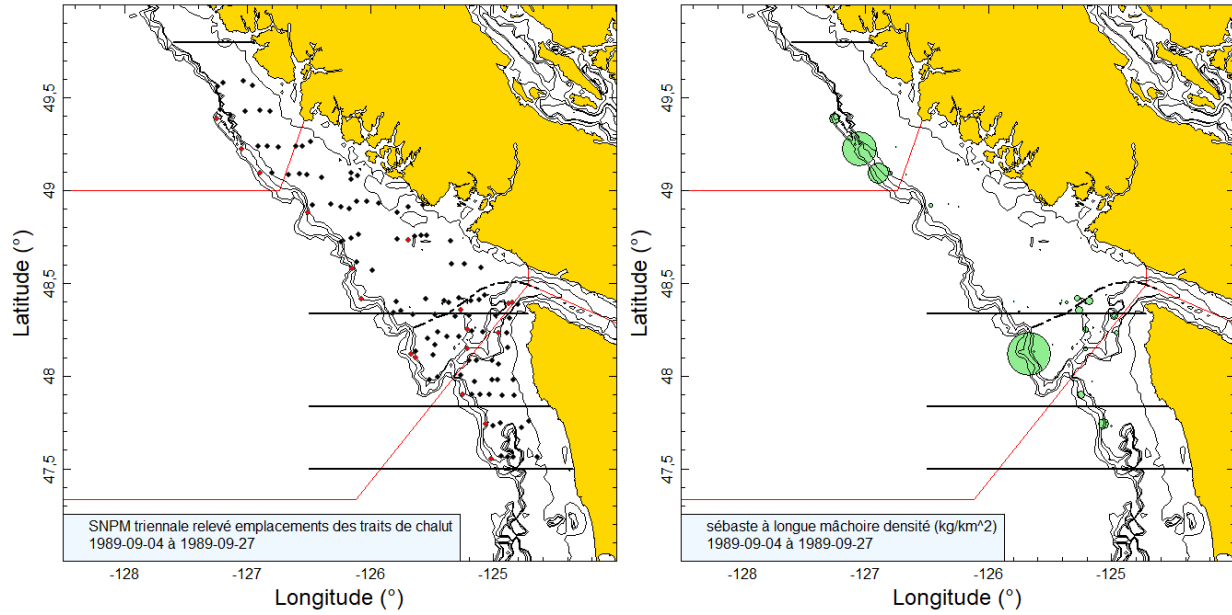


Figure B.3. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1989, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

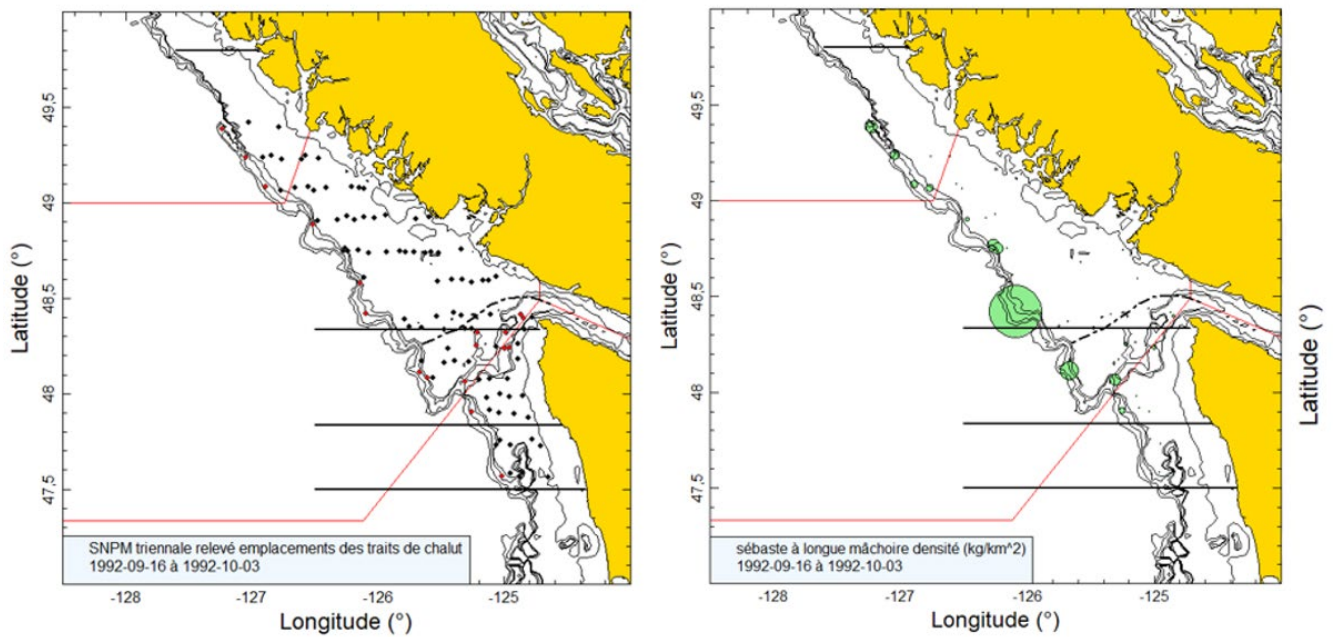


Figure B.4. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1992, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

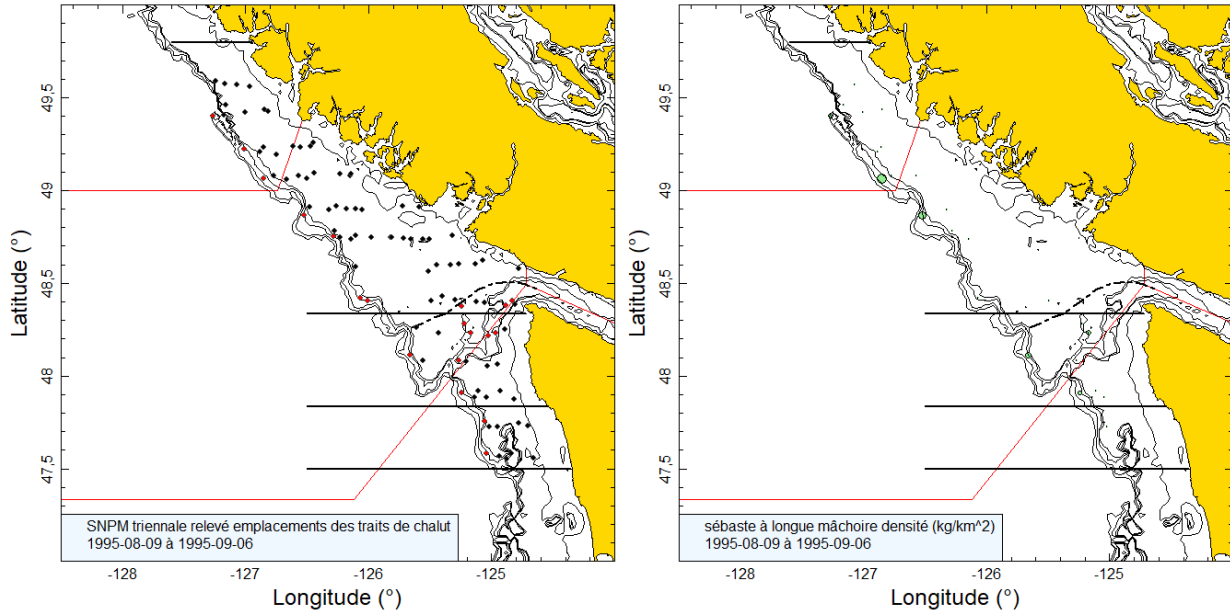


Figure B.5. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1995, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

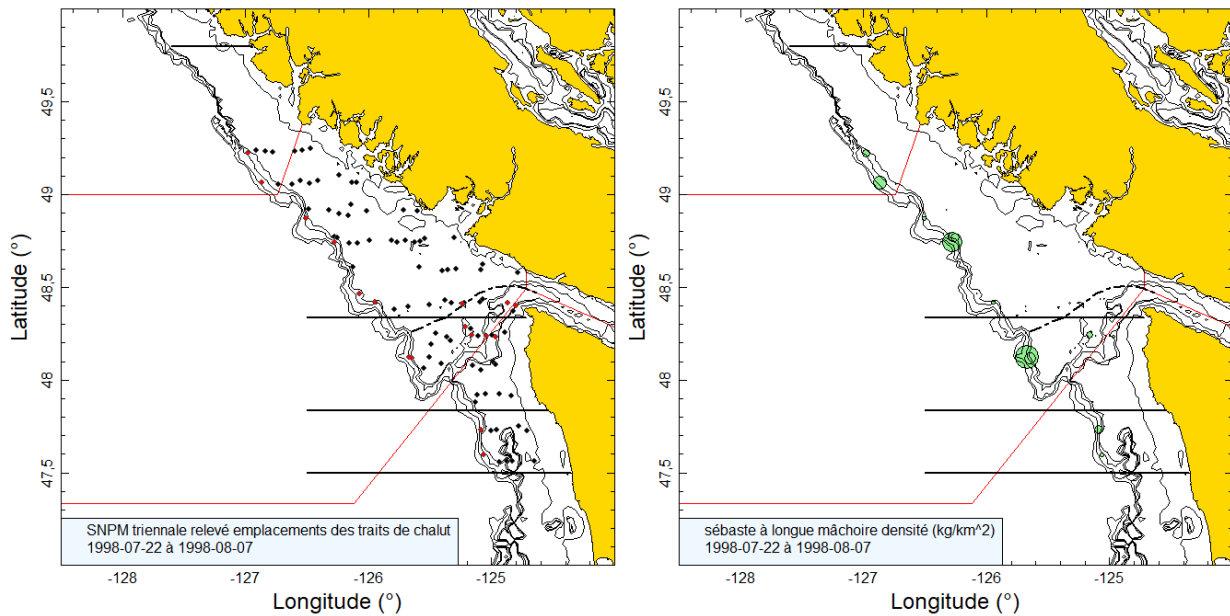


Figure B.6. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1998, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

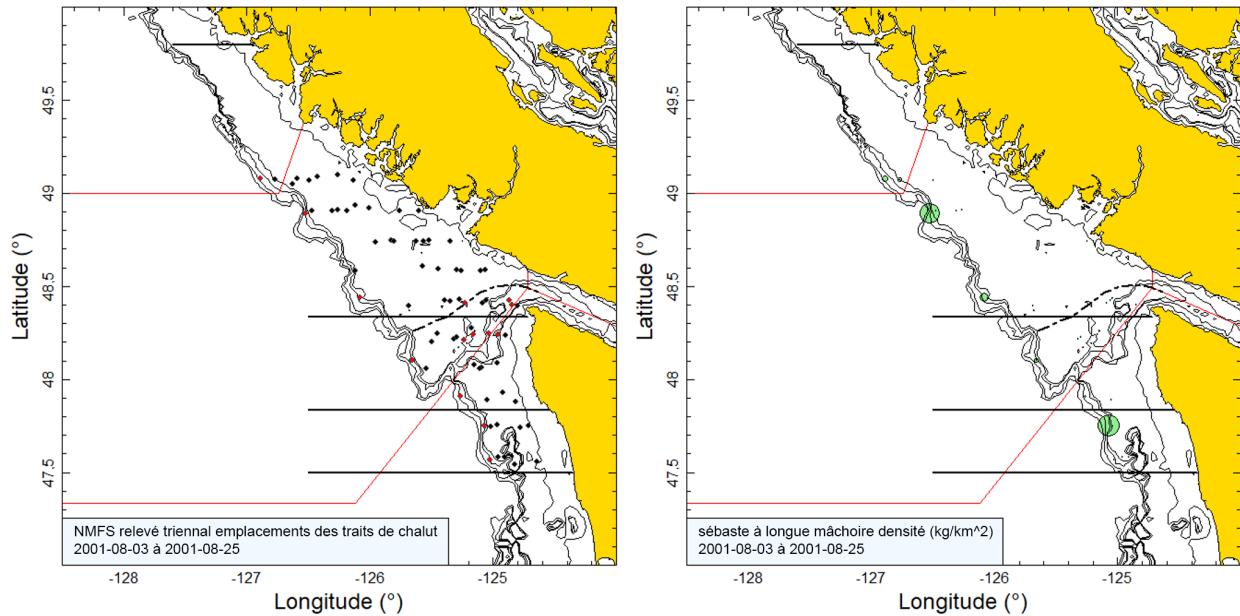
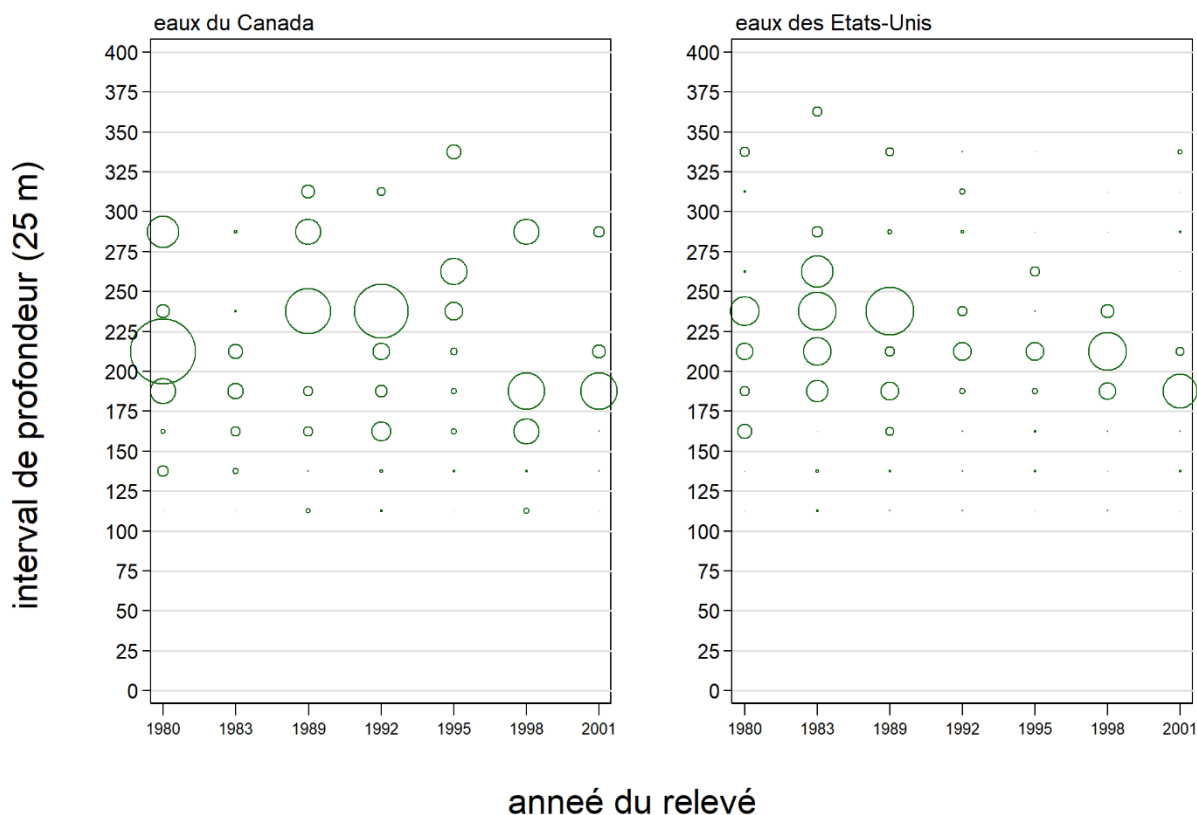


Figure B.7. Emplacements des traits et représentations de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 2001, qui a été mené dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la figure B.1).

B.5.3. Résultats

La présence du sébaste à longue mâchoire dans cette étude était généralement constante dans les sept relevés, le poids médian des prises de sébastes à longue mâchoire des traits s'établissant à 4,54 kg alors qu'il y avait 27 traits (d'après les 230 traits estimés qui ont capturés des sébastes à longue mâchoire dans la zone totale) qui ont capturé plus de 100 kg de sébaste à longue mâchoire. Deux des 230 traits ont capturé plus de 1 000 kg de sébaste à longue mâchoire. Le poids total des prises de sébaste à longue mâchoire parmi les traits estimés dépassait 1 000 kg de sébaste à longue mâchoire dans six des sept relevés, avec un total de 700 kg seulement pour le relevé de 1995. Les trois premières années de relevé (1980, 1983 et 1989) ont totalisé plus de 2 000 kg de sébaste à longue mâchoire parmi les traits estimés. La figure B.8 montre que cette espèce a été principalement capturée entre 150 et 300 m (les quantiles à 10 et 90 % de [bottom_depth] étaient respectivement de 129 m et 271 m), l'observation la plus profonde étant à 357 m, ce qui indique que ce relevé couvrait toute la plage de profondeur pour cette espèce.



maximum taille du cercle=1466 kg

Figure B.8. La répartition du poids des prises de sébaste à longue mâchoire pour chaque année de relevé est résumée en intervalles de 25 m pour tous les traits valides (tableau B.3) dans les eaux canadiennes et américaines de la région de Vancouver de la CIPPN. Les prises sont représentées au milieu de l'intervalle.

Les estimations de la biomasse variaient entre les sept relevés, les estimations de la biomasse des eaux canadiennes les plus importantes ayant été effectuées en 1980 et en 1989. Toutes les estimations du relevé ont été associées à d'importantes erreurs relatives, allant de 0,34 (en 1983) à 0,74 (en 1992) dans les eaux canadiennes et de 0,37 (en 1983) à 0,76 (en 1989) dans les eaux américaines (figure B.9; tableau B.4). Il en résulte une série avec peu de tendance apparente au cours de la période de 22 ans couverte par ces relevés, surtout compte tenu des larges barres d'erreur associées à ce relevé. Il convient de souligner que les estimations calculées selon la méthode bootstrap pour l'erreur relative ne comportent aucune incertitude quant à l'accroissement du rapport nécessaire pour qu'on puisse comparer les estimations des relevés de 1980 et de 1983 à celles des relevés à partir de 1989. Il est donc probable que l'incertitude réelle pour cette série soit encore plus élevée que celle présentée ici.

SNPM triennale relevé: sébaste à longue mâchoire

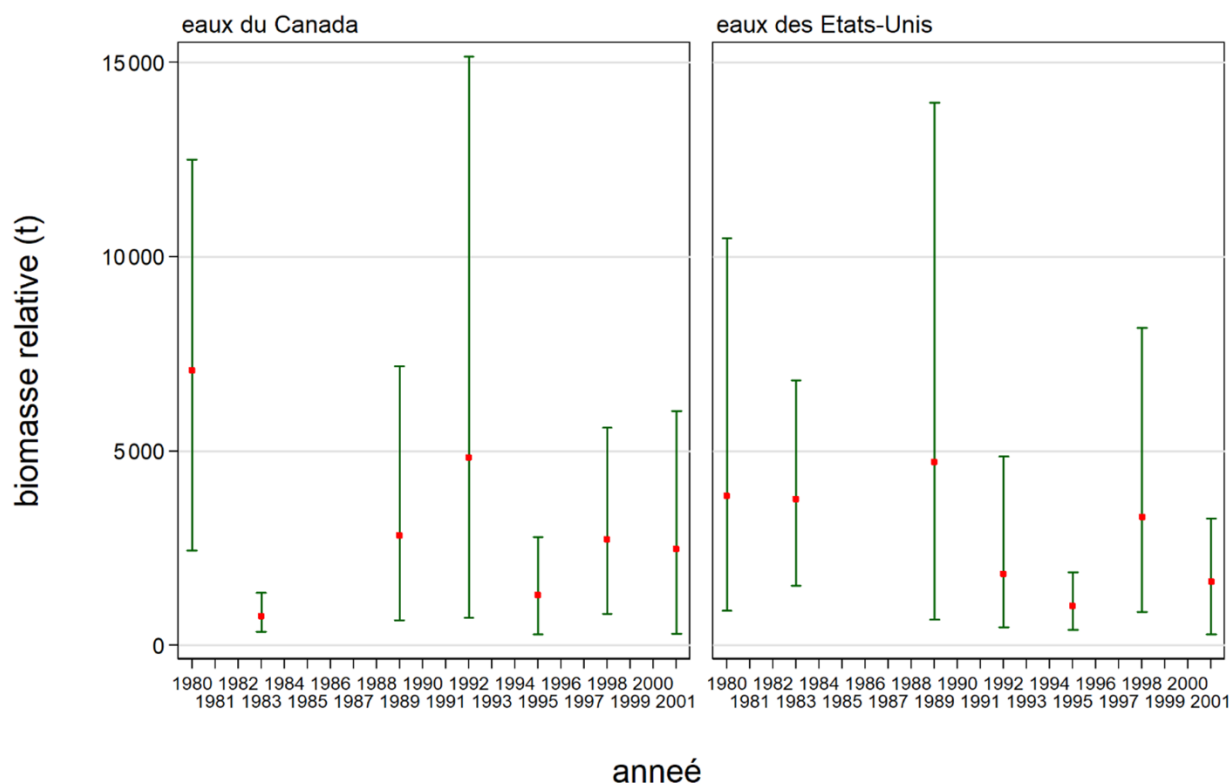


Figure B.9. Estimations de la biomasse de sébastes à longue mâchoire capturés dans la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes seulement, eaux américaines seulement) et barres d'erreur de 95 % estimées à partir de 1,000 tirages aléatoires avec remplacement analysés selon la méthode bootstrap.

Tableau B.4. Deux séries d'estimations de la biomasse de sébastes à longue mâchoire capturés dans la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes; eaux américaines) et intervalles de confiance à 95 % fondés sur la distribution de la biomasse analysée selon la méthode bootstrap. Les estimations réalisées selon cette méthode étaient fondées sur 1,000 tirages aléatoires avec remplacement.

Série d'estimations	Année	Biomasse				CV bootstrap	CV analytique (Eq. B.6)
		Biomasse (Eq. B.4)	Biomasse bootstrap moyenne	Biomasse à la limite inférieure	Biomasse à la limite supérieure		
Portion canadienne de la région de Vancouver	1980	7 072	7 175	2 436	12 495	0,359	0,391
	1983	758	749	348	1 361	0,340	0,345
	1989	2 829	2 844	653	7 186	0,549	0,567
	1992	4 834	4 888	707	15 150	0,740	0,747
	1995	1 303	1 289	293	2 787	0,487	0,497
	1998	2 724	2 676	816	5 607	0,440	0,445
2001	2 481	2 458	300	6 036	0,660	0,684	
Portion américaine de la région de Vancouver	1980	3 843	3 874	892	10 471	0,585	0,618
	1983	3 758	3 702	1 535	6 818	0,370	0,376
	1989	4 726	4 773	658	13 966	0,757	0,735
	1992	1 832	1 665	469	4 858	0,612	0,594
	1995	1 015	1 003	395	1 889	0,371	0,360
	1998	3 304	3 280	859	8 168	0,558	0,550
2001	1 635	1 485	278	3 261	0,527	0,583	



Figure B.10. Proportion de traits avec sébaste à longue mâchoire par année pour la région de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes et américaines).

La proportion de traits qui contenaient du sébaste à longue mâchoire variait entre 22 % et 41 % dans les eaux canadiennes, tandis que l'aire de répartition était plus grande dans les eaux américaines (de 24 % à 48 %) (figure B.10). La moyenne globale était de 32 % dans les eaux canadiennes et de 38 % dans les eaux américaines. L'incidence des sébastes à longue mâchoire dans les eaux canadiennes pour ce relevé est quelque peu inférieure à celle du relevé synoptique effectué après 2004 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, ce dernier relevé ayant une incidence moyenne de 37 % (fourchette : 32 à 43 %) de traits contenant du sébaste à longue mâchoire.

Les sept indices du relevé triennal de la portion canadienne de la région de Vancouver couvrant la période de 1980 à 2001 ont été utilisés comme des indices d'abondance dans le modèle d'évaluation des stocks pour représenter la population de sébastes à longue mâchoire de 3CD (décrit à l'annexe F).

B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE

B.6.1. Sélection des données

Ce relevé a été exécuté à onze reprises lors de la période de 2003 à 2021 dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), situé entre l'extrémité supérieure de l'île de Vancouver et la partie sud de l'île Moresby et s'étendant dans la partie inférieure du détroit d'Hécate, entre l'île Moresby et le continent. Il était divisé entre deux grandes strates de superficie correspondant

approximativement aux régions de la CPMP 5A et 5B, et comprenait aussi une partie de la zone 5C (toutes les positions initiales des traits valides sont représentées par année de relevé sur la figure B.11 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; et 330–500 m (table B.5).

Tableau B.5. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et par strate de profondeur pour le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2021. La superficie de chaque strate du relevé de 2021 et le navire affrété ayant réalisé le relevé sont également présentés, par année de relevé.

Année	Navire	Strates de profondeur – Sud				Strates de profondeur – Nord				Total des traits ¹
		50–125	125–200	200–330	330–500	50–125	125–200	200–330	330–500	
2003	<i>Viking Storm</i>	29	56	29	6	5	38	46	19	228
2004	<i>Viking Storm</i>	42	48	30	8	20	38	37	6	229
2005	<i>Viking Storm</i>	29	60	28	8	8	43	37	8	221
2007	<i>Viking Storm</i>	33	61	24	7	19	56	48	7	255
2009	<i>Viking Storm</i>	34	60	27	8	10	43	42	6	230
2011	<i>Nordic Pearl</i>	38	67	23	8	10	51	43	8	248
2013	<i>Nordic Pearl</i>	32	65	29	10	9	45	41	5	236
2015	<i>Frosti</i>	30	65	26	4	12	49	44	8	238
2017	<i>Nordic Pearl</i>	36	57	28	8	12	51	40	7	239
2019	<i>Nordic Pearl</i>	35	62	26	9	15	52	35	8	242
2021	<i>Nordic Pearl</i>	24	53	28	3	5	40	37	3	193
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) pour le relevé synoptique de 2021

Tableau B.6. Nombre de valeurs manquantes concernant l'écartement des panneaux, par année, pour le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 2003 et 2021, ainsi que le nombre d'observations disponibles sur l'écartement des panneaux et la valeur moyenne connexe pour chaque année du relevé.

Année	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec valeurs d'écartement des panneaux ²	Écartement moyen des
			panneaux (m) utilisé pour les traits sans valeur d'écartement ²
2003	13	236	72,1
2004	8	267	72,8
2005	1	258	74,5
2007	5	262	71,8
2009	2	248	71,3
2011	30	242	67,0
2013	42	226	69,5
2015	0	249	70,5
2017	1	264	64,7
2019	8	264	62,9
2021	8	202	65,5
Total	118	2 718	69,4

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

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Eq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébastes à longue mâchoire pour l'écartement moyen des panneaux pour le trait et 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'Eq. B.3. On a utilisé une valeur calculée ([vitesse du navire] X [durée du trait]) pour cette variable si la valeur du champ [distance parcourue] était manquante, mais on a seulement utilisé cette valeur calculée à deux reprises pour les onze années du relevé au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [doorspread] ont été calculées à l'aide de la valeur

moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé (118 valeurs pour toutes les années, tableau B.6).

B.6.2. Résultats

Un examen des graphiques spatiaux fournis dans la figure B.11 à la figure B.21 montre que des sébastes à longue mâchoire ont été capturés dans chacun des trois goulets : île Goose, Mitchell et île Moresby (p. ex. figure B.11, figure B.15). On a trouvé des sébastes à longue mâchoire dans la plupart des traits de 150 m à 350 m (figure B.22). Les estimations de la biomasse relative des sébastes à longue mâchoire variaient de 10 400 à 22 100 t, l'erreur relative variant de 11 % à 27 % (tableau B.7, figure B.23) et sans tendance globale de la biomasse. L'erreur relative est généralement faible pour cette espèce, six des onze années de relevé étant inférieures à 0,2. Ce résultat signifie que ce relevé est informatif pour cette espèce. Un examen des représentations de la densité montre que cette espèce est largement dispersée sur le plateau, avec des prises dans plus de la moitié des traits et s'étendant constamment vers chacun des trois goulets.

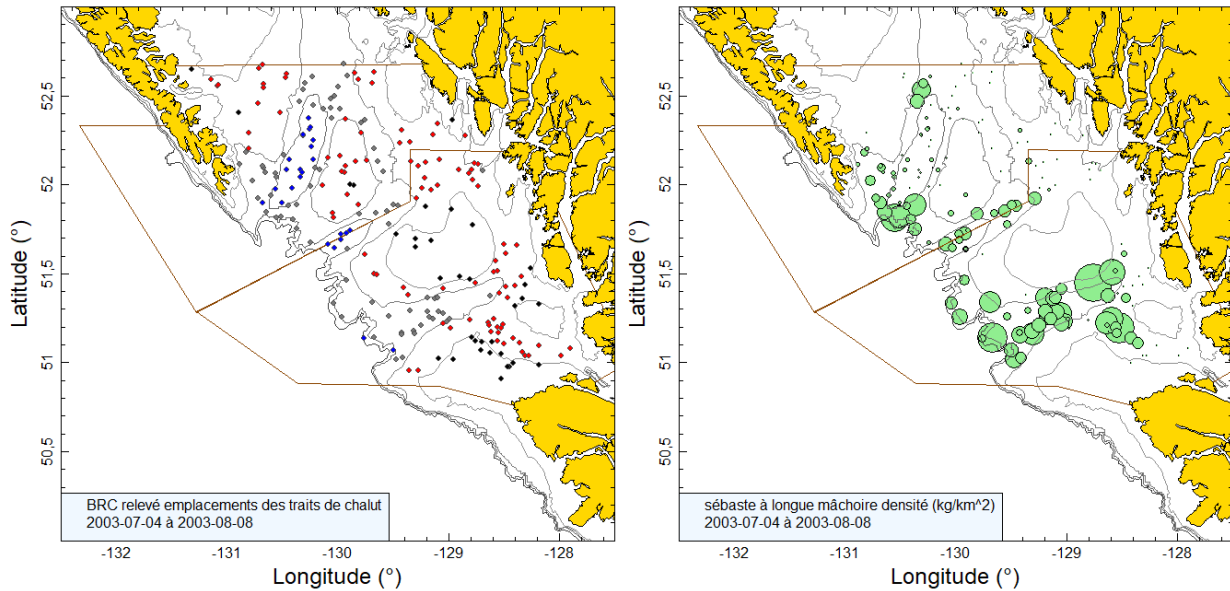


Figure B.11. Emplacements de traits valides (strate de 50 à 125 m : noir; strate de 126 à 200 m : rouge; strate de 201 à 330 m : gris; strate de 331 à 500 m : bleu) et représentations de la densité pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte de 2003. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2003 à 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019, 2021); le plus grand cercle (34 852 kg/km²) datait de 2004. Les limites séparent les strates de superficie nord et sud.

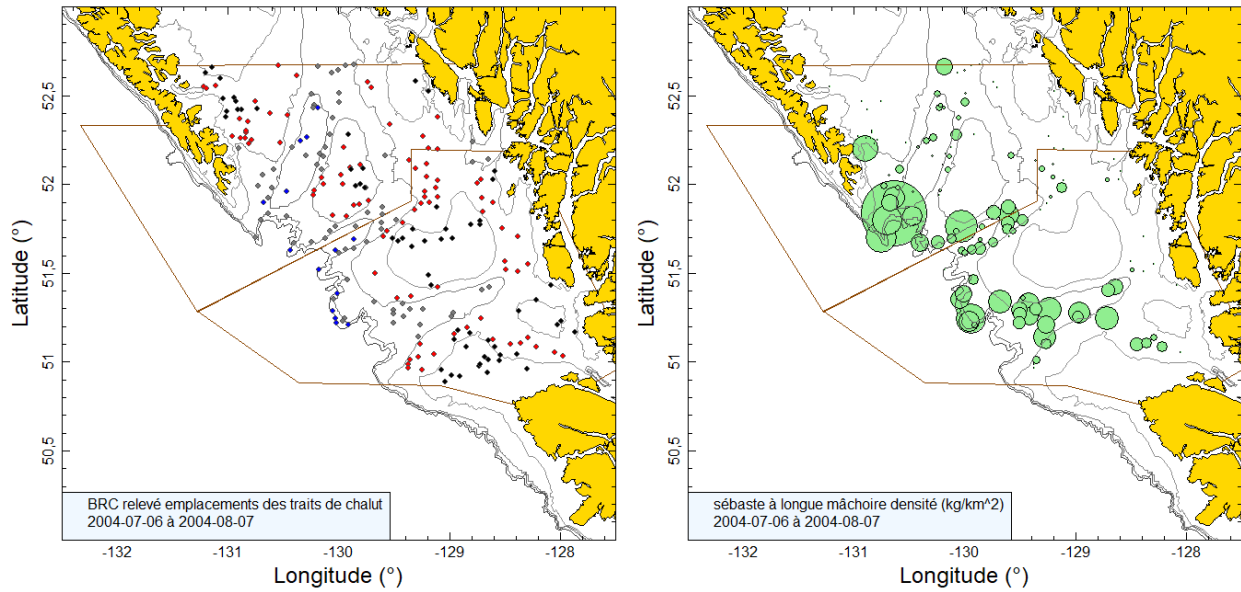


Figure B.12. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2004 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

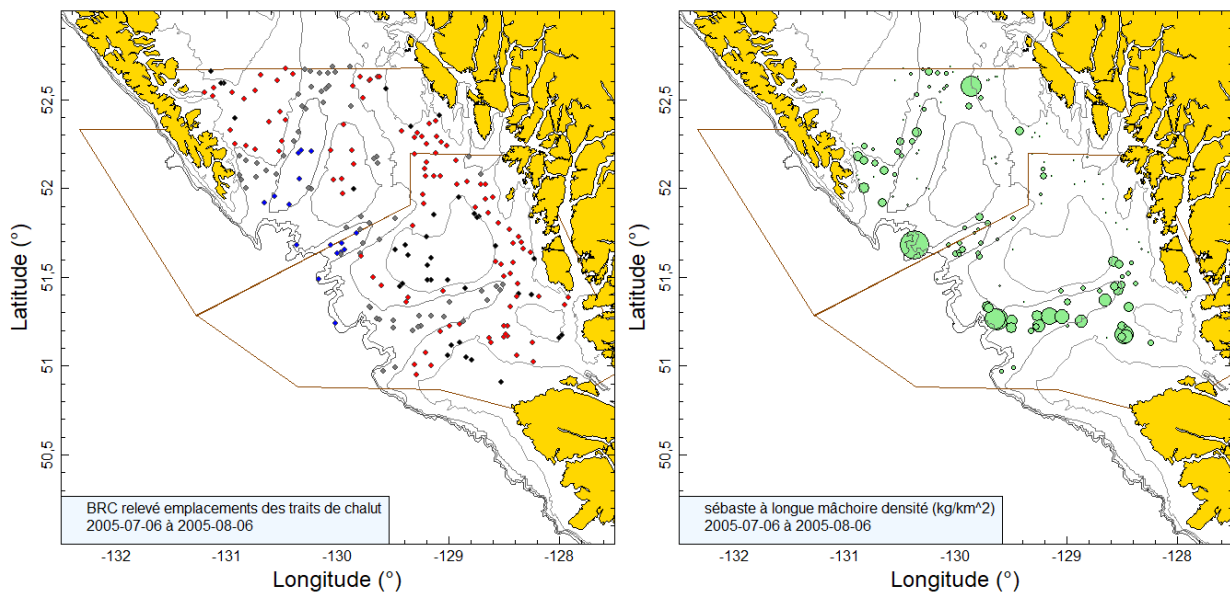


Figure B.13. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2005 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

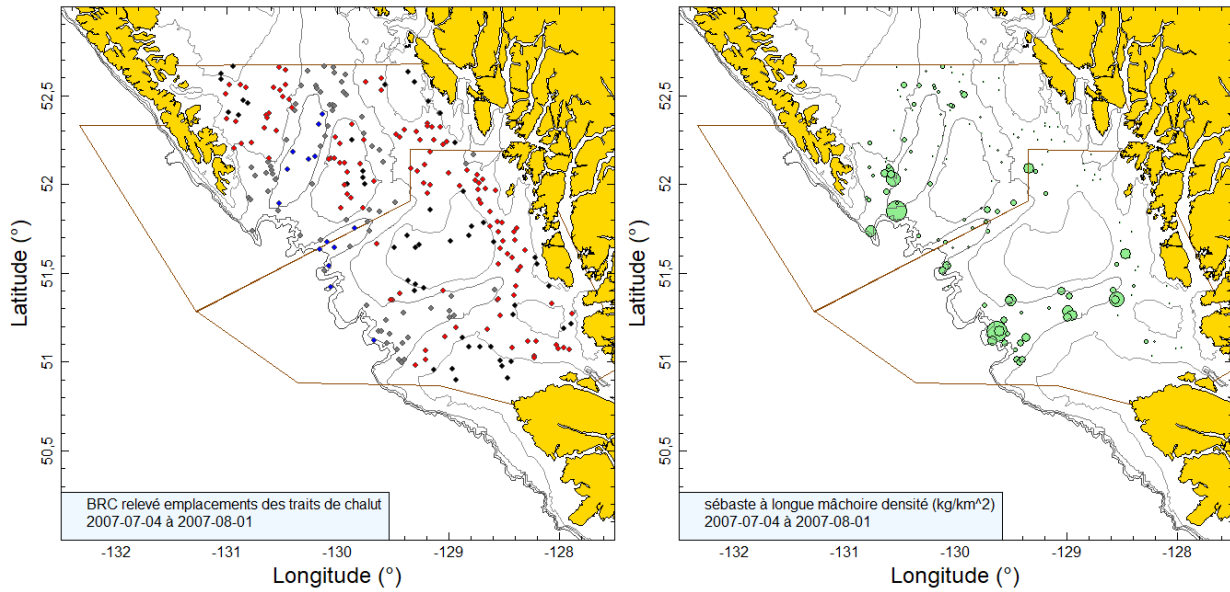


Figure B.14. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2007 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

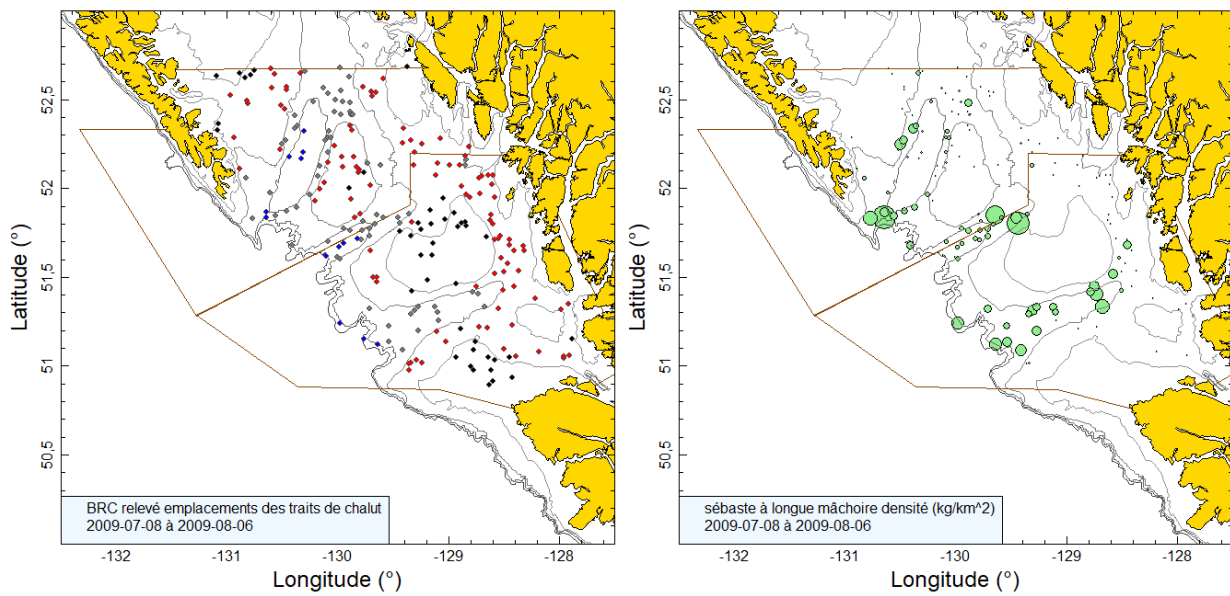


Figure B.15. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2009 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

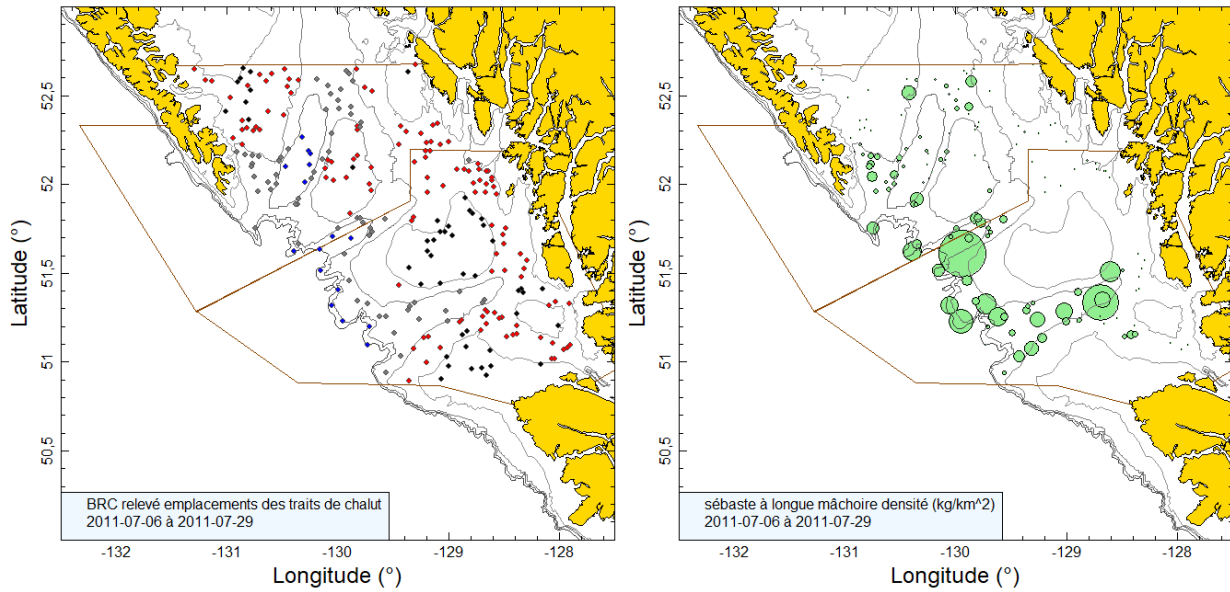


Figure B.16. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2011 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

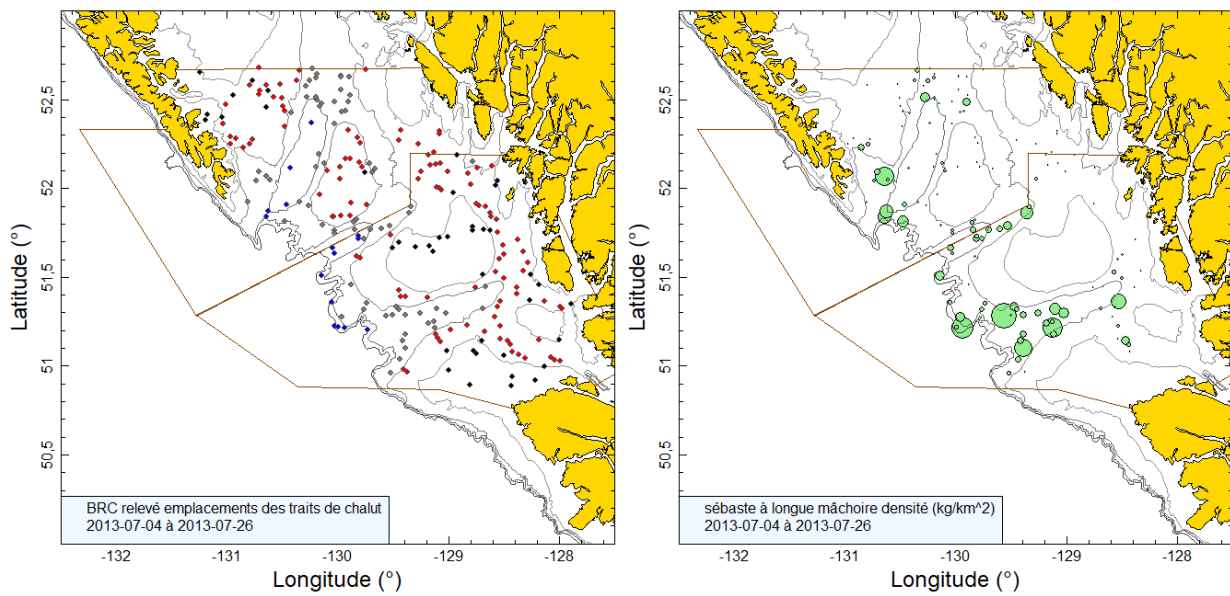


Figure B.17. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2013 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

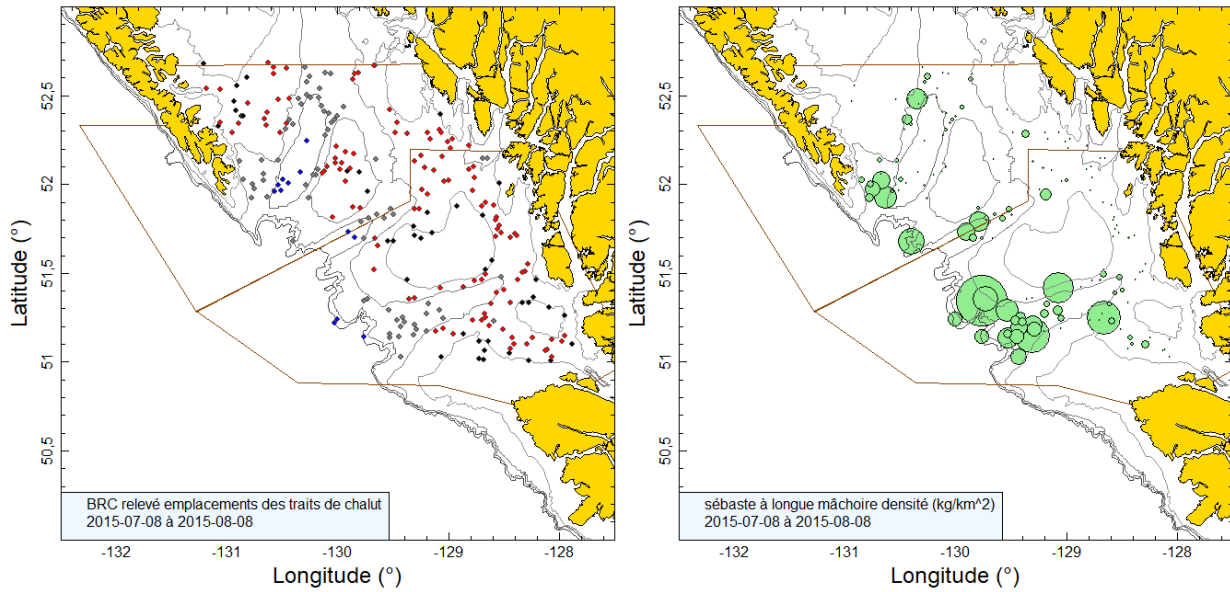


Figure B.18. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2015 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

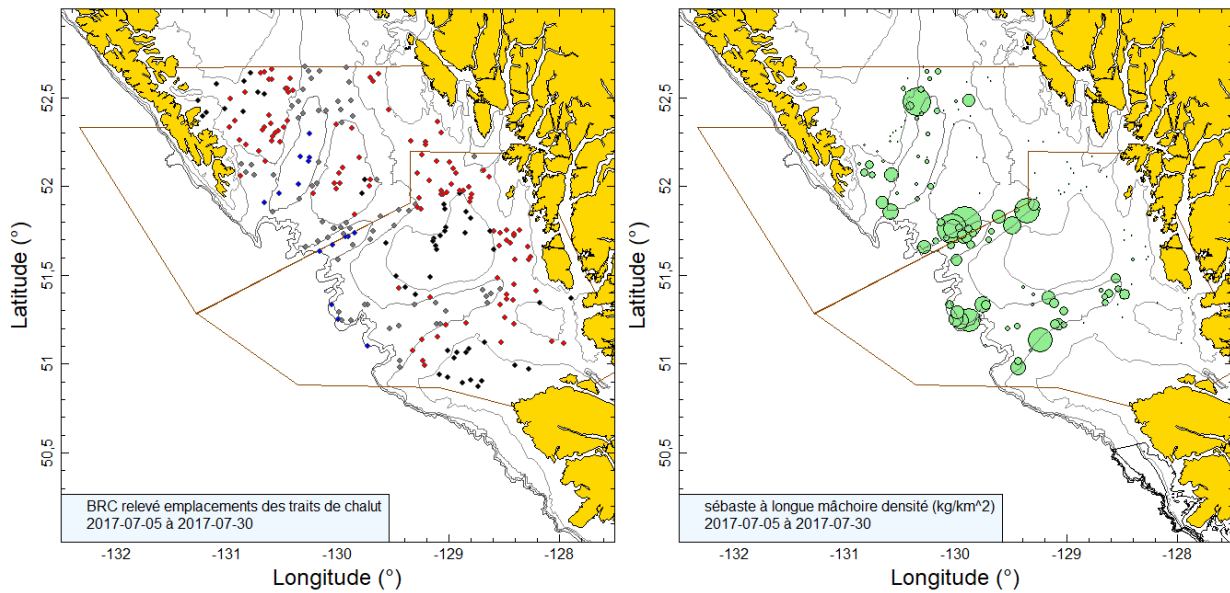


Figure B.19. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2017 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

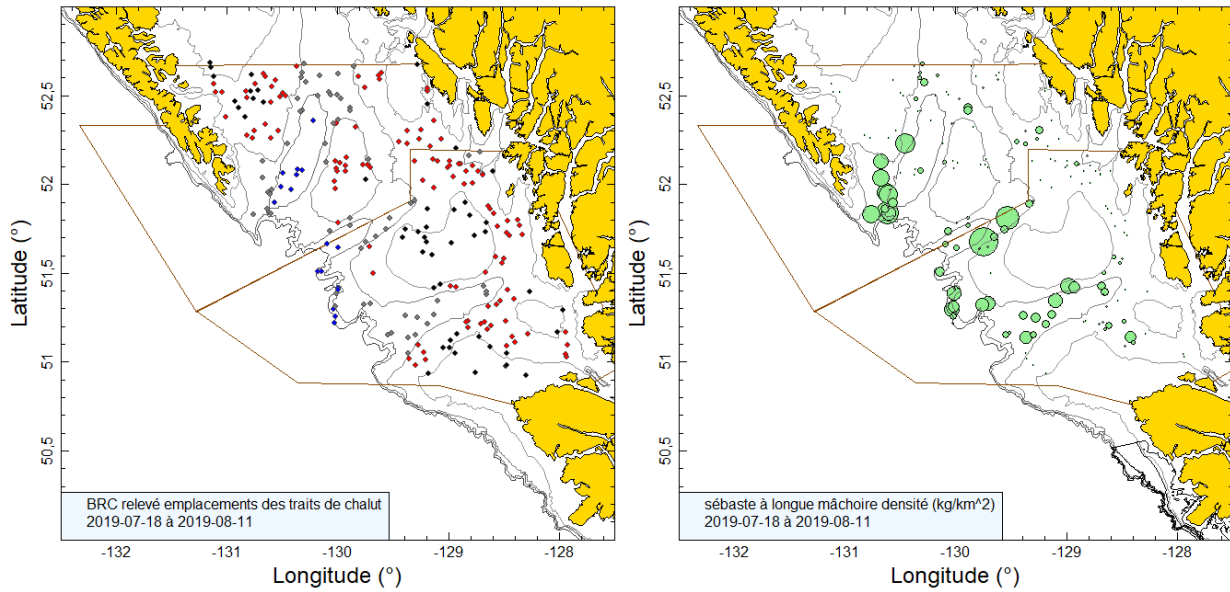


Figure B.20. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2019 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

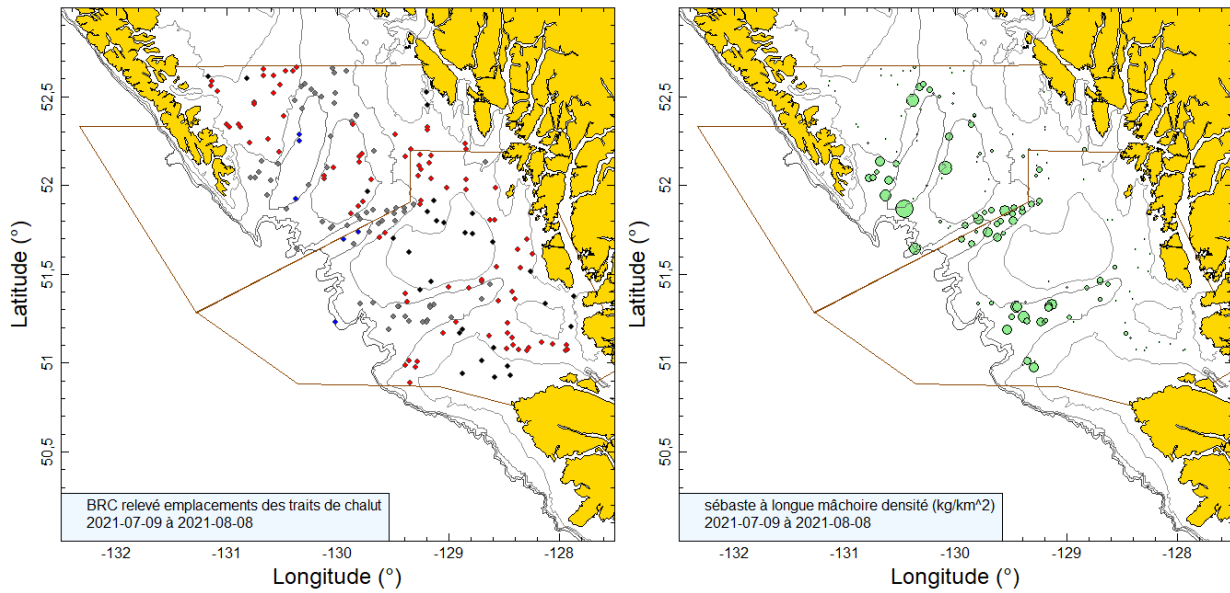


Figure B.21. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2021 effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la figure B.11).

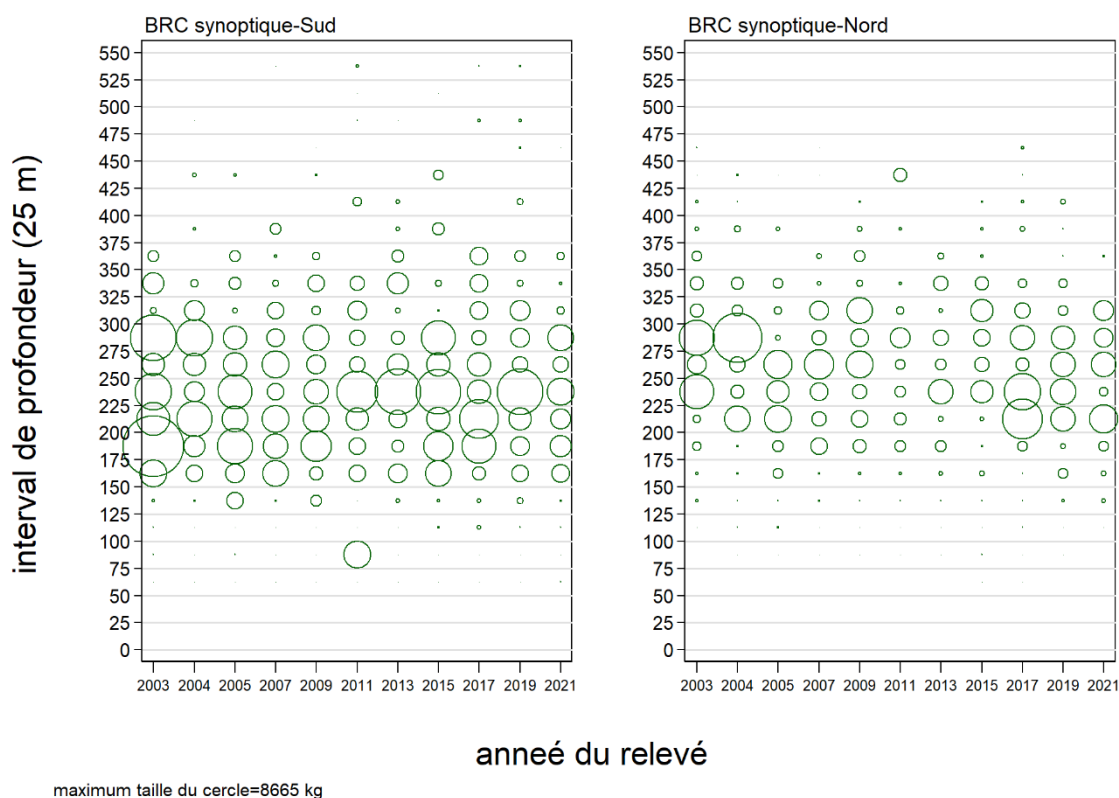


Figure B.22. Distribution des prises de sébastes à longue mâchoire (en kilogrammes) observées dans les traits utilisés pour l'estimation de la biomasse, qui proviennent de deux strates de superficie principales du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte (tableau B.5), par année de relevé, selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 8 665 kg observée dans l'intervalle de 175 à 200 m de la strate sud en 2003. Les quantiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution de la profondeur initiale des traits ciblant le sébaste à longue mâchoire sont de 113 m et de 437 m, respectivement.

Tableau B.7. Estimations de la biomasse du sébaste à longue mâchoire provenant du relevé synoptique au chalut mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2021. 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 (en t) (Eq. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Eq. B.6)
2003	22 061	22 010	17 161	30 081	0,140	0,142
2004	16 572	16 609	10 663	26 189	0,237	0,226
2005	14 000	14 029	9 567	20 681	0,206	0,200
2007	10 359	10 334	7 593	14 130	0,159	0,163
2009	12 405	12 411	7 900	20 513	0,245	0,236
2011	12 312	12 413	7 067	20 195	0,275	0,267
2013	11 021	11 043	7 503	15 645	0,186	0,189
2015	14 350	14 324	9 116	22 196	0,235	0,234
2017	16 595	16 614	12 185	22 938	0,167	0,169
2019	15 111	15 032	10 886	21 346	0,170	0,166
2021	12 811	12 770	10 511	16 141	0,110	0,109

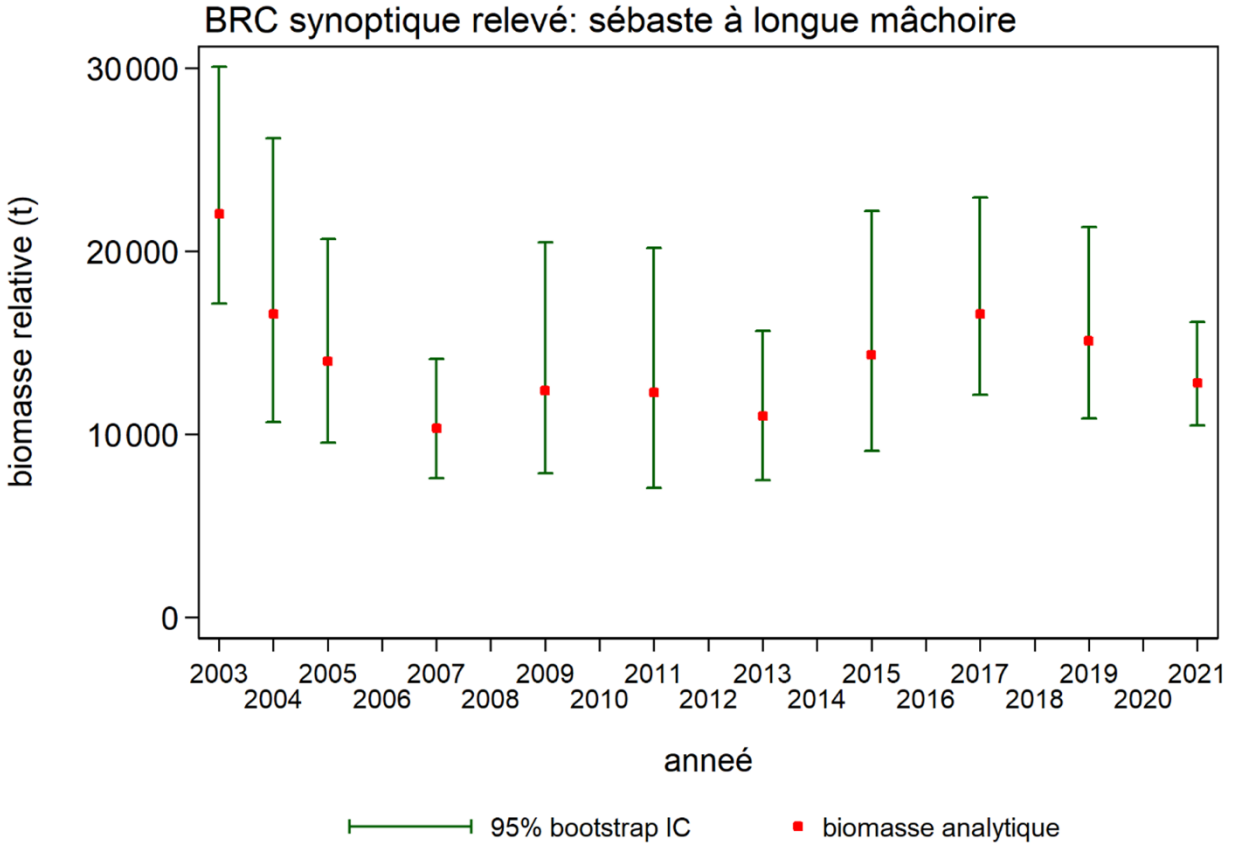


Figure B.23. Graphique des estimations la biomasse de sébaste à longue mâchoire (valeurs fournies dans tableau B.7) du relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2021. Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

En moyenne, des sébastes à longue mâchoire ont été capturés dans 64 % des traits dans les deux strates de superficie, allant de 45 % à 69 % des traits dans les strates sud et de 63 % à 86 % des traits dans les strates nord (figure B.24). Dans l'ensemble, 1 625 des 2 559 traits de relevé valides (63,5 %) contenaient des sébastes à longue mâchoire. Le poids médian des prises pour les traits positifs utilisé dans l'estimation de la biomasse était de 22,6 kg/trait pour les onze relevés, et le poids maximal des prises était de 3,961 kg, valeur associée à un trait du relevé de 2004.

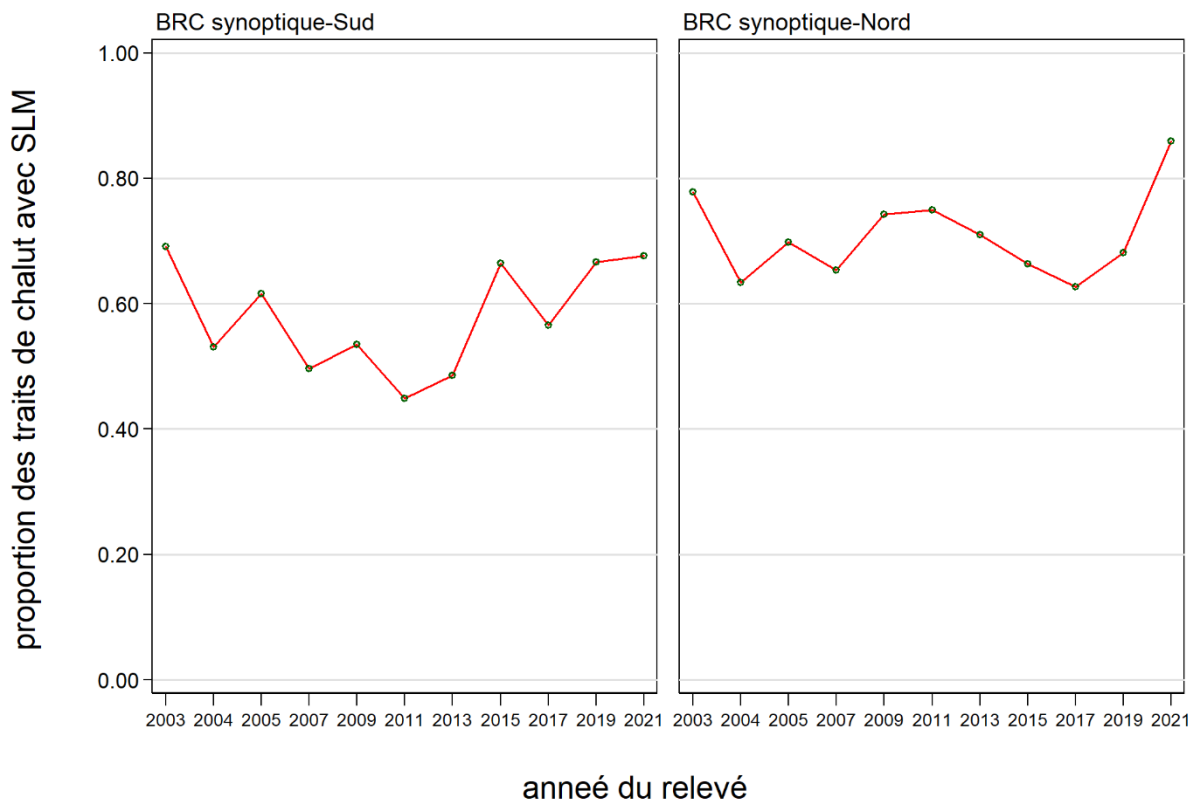


Figure B.24. Proportion de traits qui contenaient des sébastes à longue mâchoire, par strate et par année, selon le relevé synoptique mené dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2021.

B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

B.7.1. 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 NGCC *W.E. Ricker*. Toutefois, en raison de la mise hors service du *W.E. Ricker* en 2017, deux relevés subséquents effectués en 2018 et en 2021 ont été réalisés par le bateau de pêche *Nordic Pearl*. Le relevé de 2020 a été reporté à 2021 en raison des restrictions imposées au déploiement des navires du gouvernement par la politique canadienne relative à l'épidémie de COVID-19 en cours. Un dixième relevé a été effectué par le NGCC *Sir John Franklin*, nouvellement mis en service en 2022, ce qui met ce relevé sur la bonne voie par rapport au calendrier d'avant la COVID-19. Ce relevé comprend une seule strate de superficie, séparée en quatre strates de profondeur : 50–125 m; 125–200 m; 200–330 m; et 330–500 m (tableau B.8). Pour chaque relevé, environ 150 zones de 2 km² ont été choisies au hasard parmi les quatre strates de profondeur (Olsen *et al.* 2008).

Un autre relevé, effectué au large de la côte ouest de l'île de Vancouver par le bateau de pêche *Caledonian* en 1996, a été envisagé pour inclusion dans cette série pour l'évaluation des stocks de sébastes à longue mâchoire dans la zone 3CD de 2012 (Edwards *et al.* 2014b). Toutefois, cet indice de relevé n'a pas été accepté dans cette série en raison de la différence importante

entre le moment de ce relevé (septembre) et celui des relevés synoptiques (fin du printemps). On était d'avis que cette différence entraînerait une disponibilité variable pour cette espèce entre les relevés et qu'il y aurait donc une différence de comparabilité entre ce relevé et les relevés synoptiques restants.

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire, de l'écartement moyen des panneaux pour ce trait et de la distance parcourue (éq. B.3). La distance parcourue a été fournie sous la forme d'un champ de données, déterminé directement à partir des renseignements sur la trajectoire du navire recueillis pendant le trait. Il ne manquait que deux valeurs dans ce champ (pour les années 2004 et 2010), qu'on a calculées en multipliant la vitesse du navire par la durée pendant laquelle le filet a été tiré. Il manquait un grand nombre de valeurs pour le champ de l'écartement des panneaux dans les cinq premiers relevés, qu'on a calculées à l'aide de l'écartement moyen pour l'année du relevé ou d'une valeur par défaut de 64,0 m pour les trois années sans données sur l'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'appareil de mesure du filet, calculée sur l'ensemble des années pour lesquelles on dispose d'estimations sur ce paramètre.

Tableau B.8. Désignation des strates et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année où le relevé synoptique a été mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. La superficie de chaque strate en 2018 et les dates de début et de fin relatives à chaque relevé sont également présentées.

Année de relevé	Intervalle de profondeurs de la strate				Total des traits ¹	Traits inutilisables	Début date;	Fin date;
	50 à 125 m	125 à 200 m	200 à 330 m	330 à 500 m				
2004	34	34	13	7	88	18	26-mai-2004	09-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	08-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
2021	60	57	31	21	169	6	16-mai-2021	08-juin-2021
2022	50	45	23	8	126	11	19-mai-2022	11-juin-2022
Superficie (km ²)	5 716	3 768	708	572	10 764 ²	-	-	-

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6 ² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2021

Tableau B.9. Nombre de traits de relevé valides avec et sans la mesure de l'écartement des panneaux, par année de relevé, pour le relevé synoptique mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les valeurs moyennes de l'écartement des panneaux des traits pour lesquels on dispose de mesures sont fournies.

Année de relevé	Nombre de traits		Écartement moyen (m)
	Sans mesure de l'écartement	Avec mesures de l'écartement	
2004	88	0	-
2006	96	69	64,3
2008	58	107	64,5
2010	136	0	-
2012	151	0	-
2014	14	139	64,3
2016	0	147	65,5
2018	0	202	64,3
2021	2	174	61,7
2022	0	136	59,3
Tous les relevés	545	974	63,3

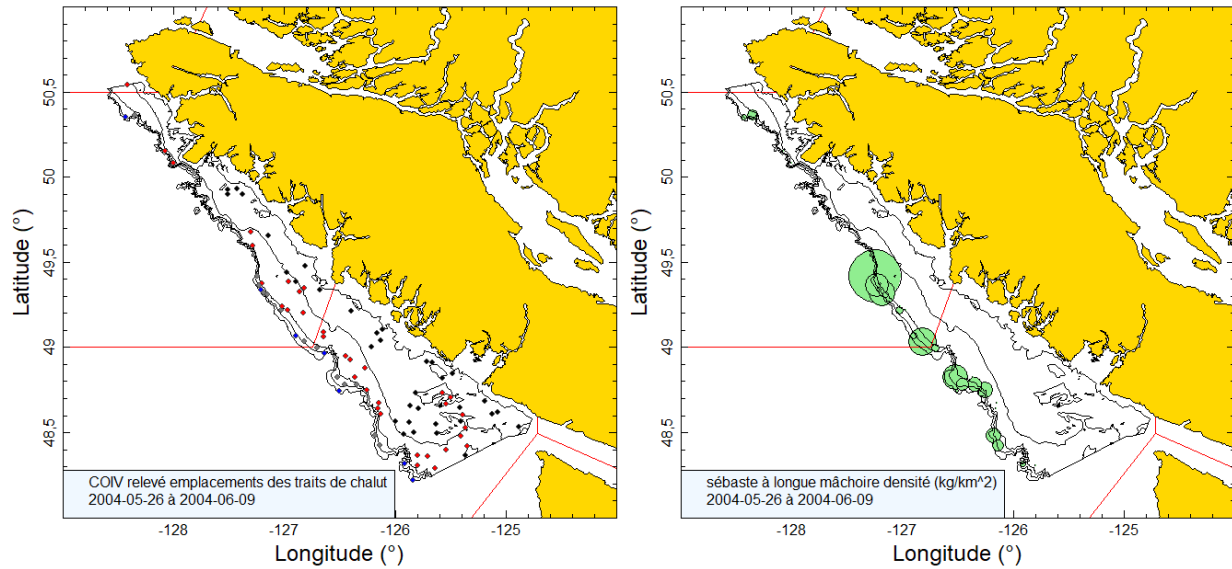


Figure B.25. Emplacements de traits valides (strate de 50 à 125 m : noir; strate de 126 à 200 m : rouge; strate de 201 à 330 m : gris; strate de 331 à 500 m : bleu) et représentations de la densité pour le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018, 2021, 2022); le plus grand cercle (43 434 kg/km²) datait de 2010. Les lignes pleines rouges indiquent les limites des zones de la CPMP 3C, 3D et 5A.

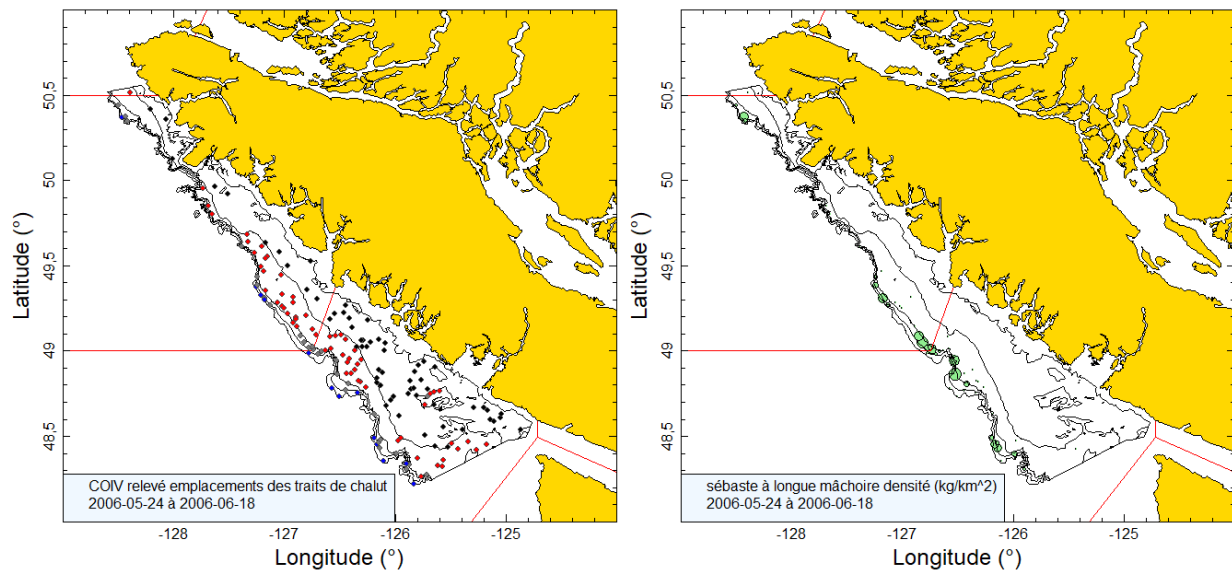


Figure B.26. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2006 (voir la légende de la figure B.25).

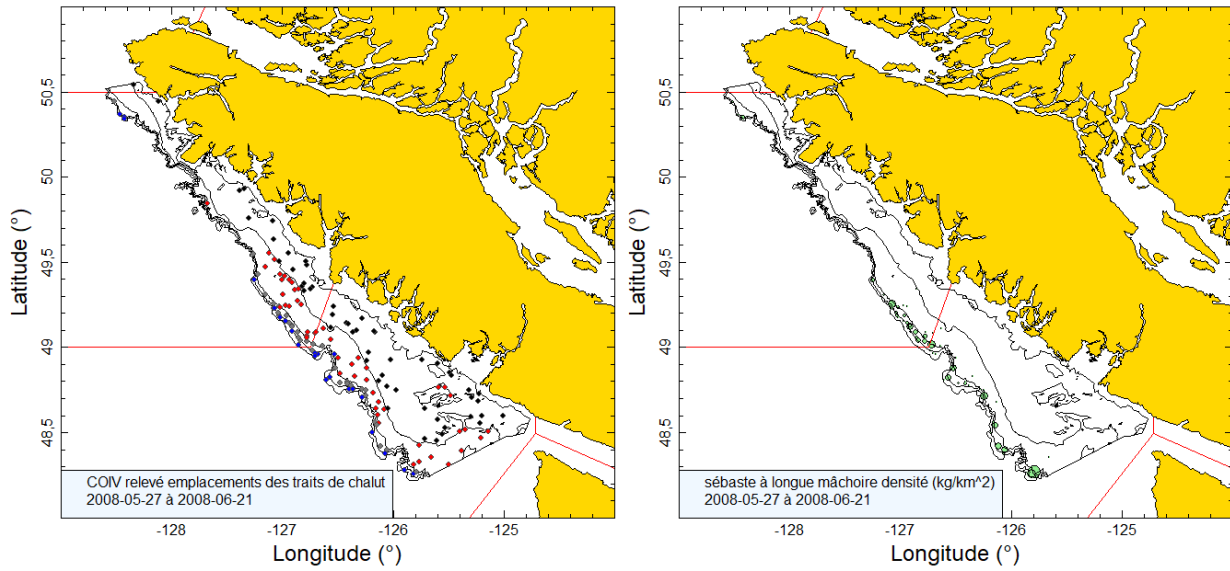


Figure B.27. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2008 (voir la légende de la figure B.25).

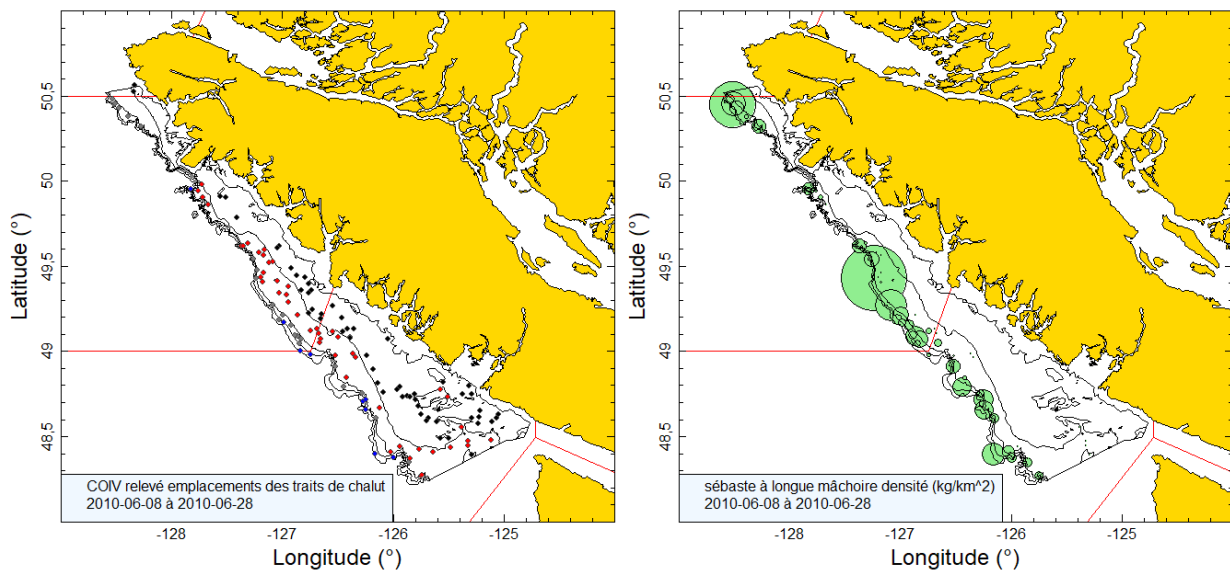


Figure B.28. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2010 (voir la légende de la figure B.25).

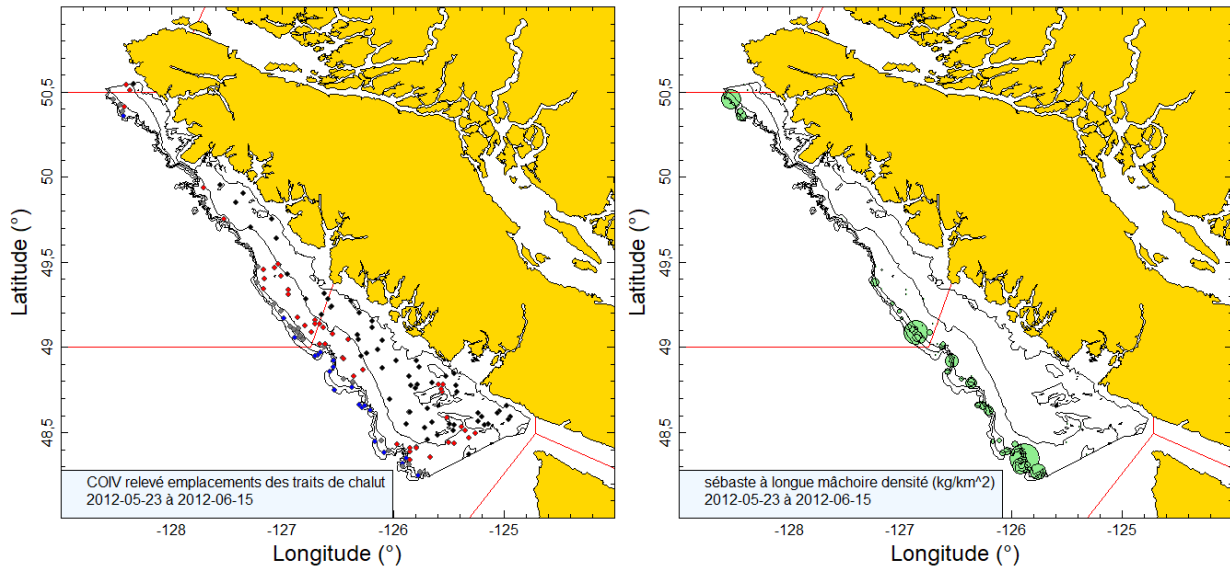


Figure B.29. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2012 (voir la légende de la figure B.25).

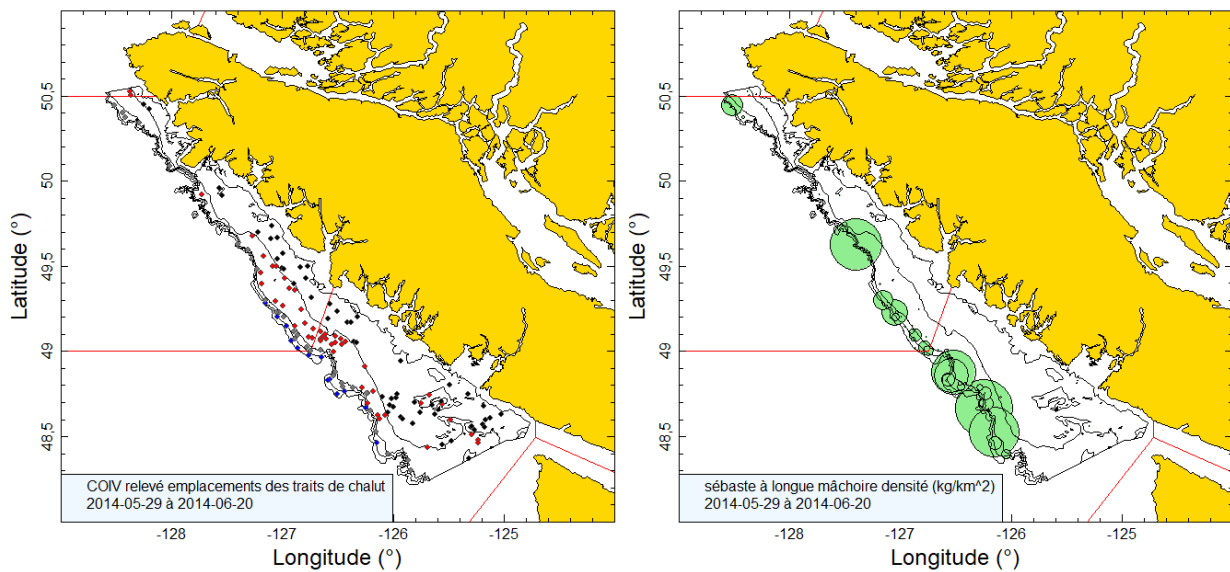


Figure B.30. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2014 (voir la légende de la figure B.25).

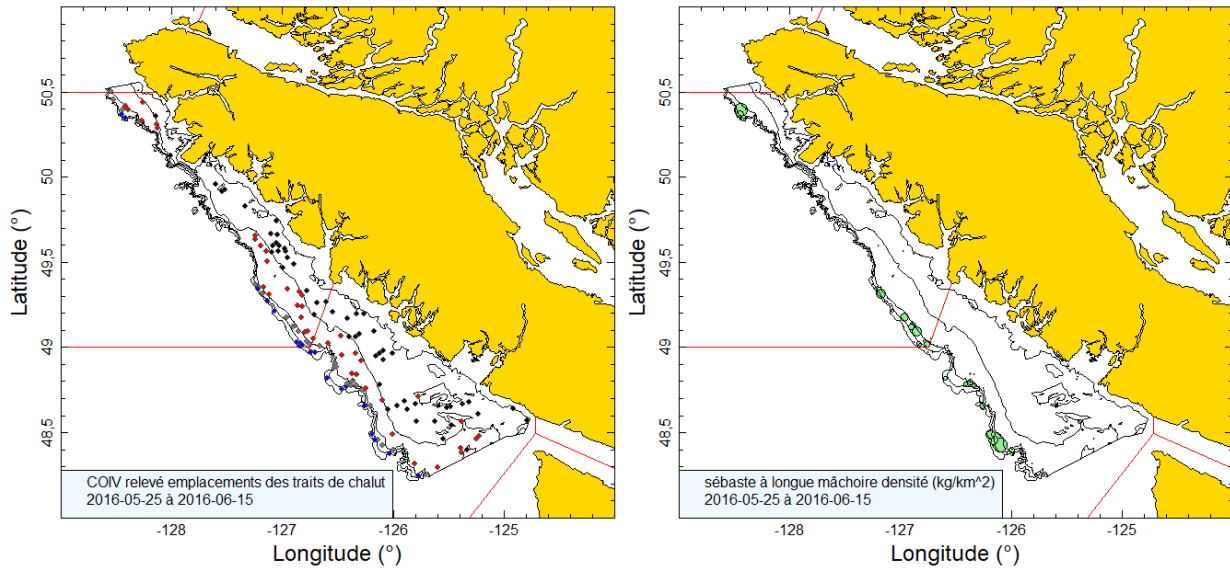


Figure B.31. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2016 (voir la légende de la figure B.25).

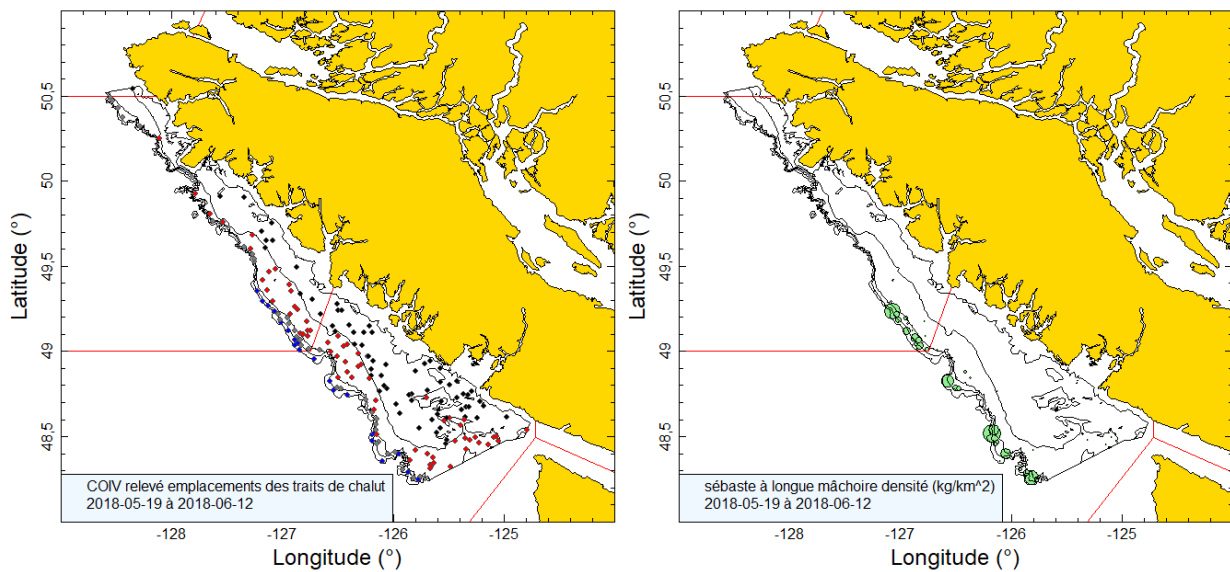


Figure B.32. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2018 (voir la légende de la figure B.25).

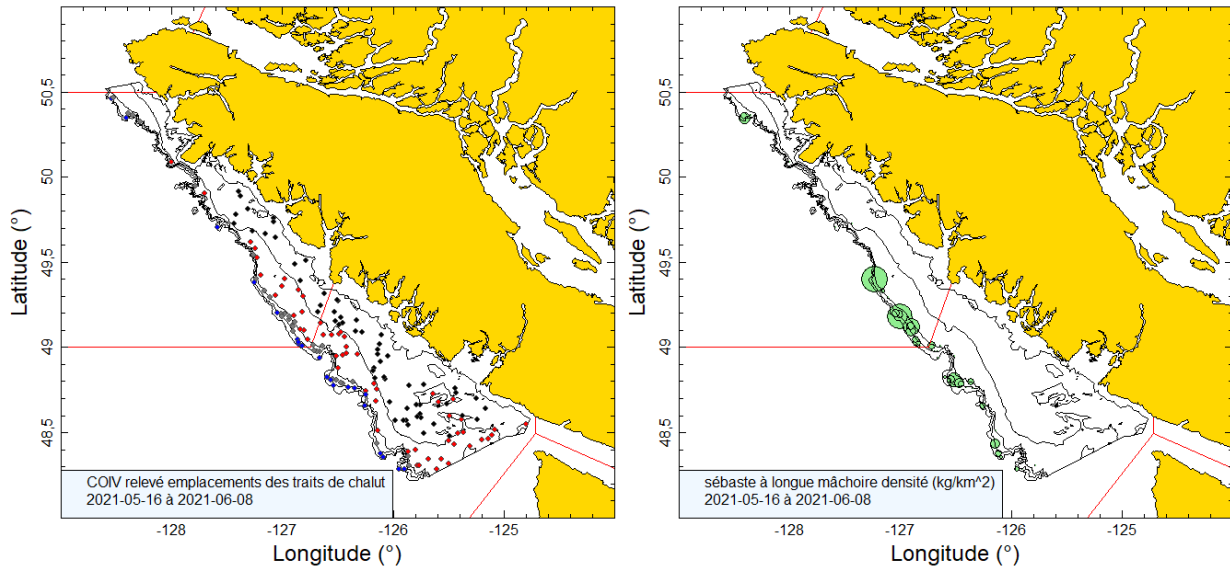


Figure B.33. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2021 (voir la légende de la figure B.25).

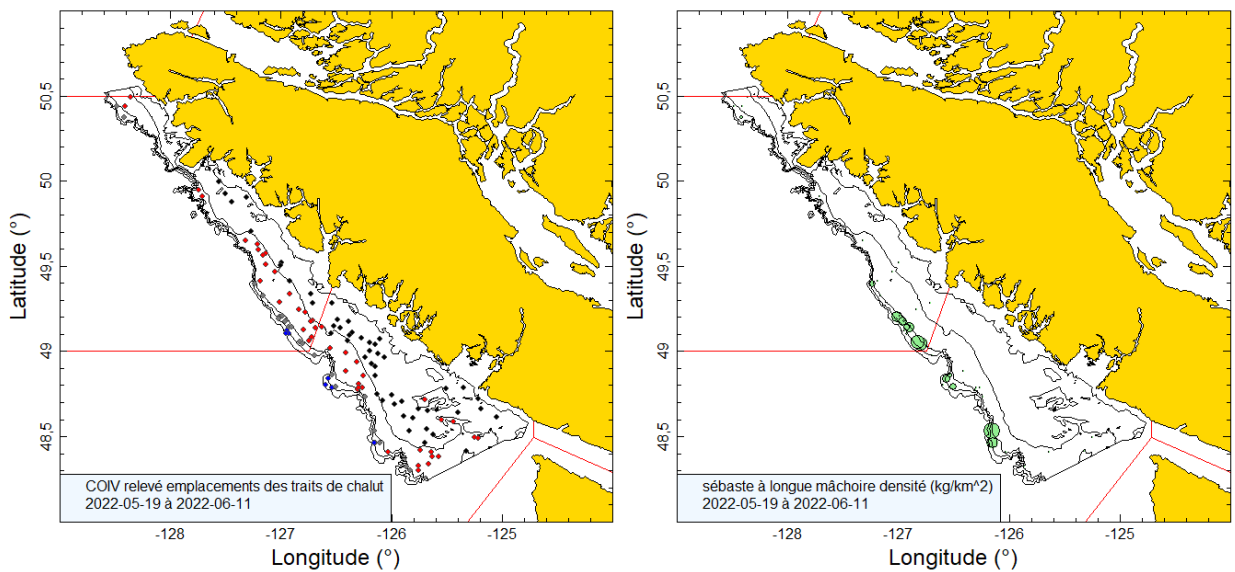


Figure B.34. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2022 (voir la légende de la figure B.25).

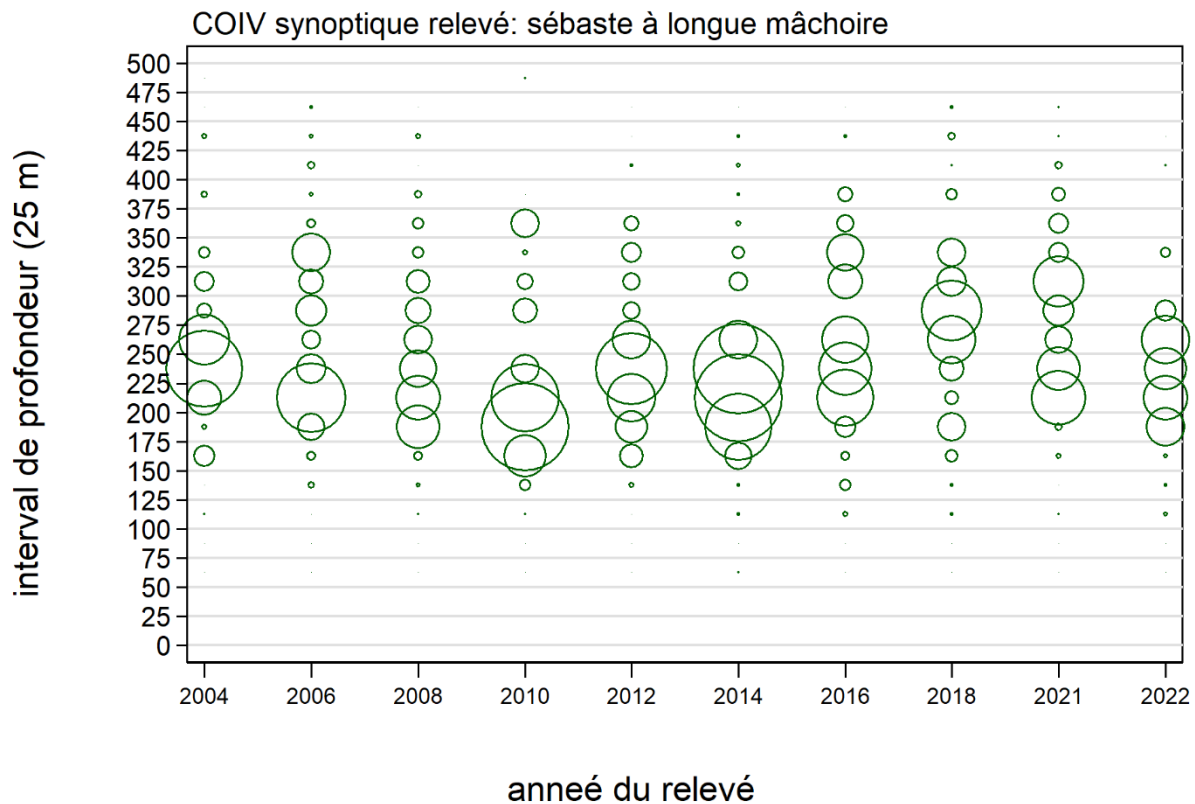


Figure B.35. Distribution des prises de sébaste à longue mâchoire (en kilogrammes) observées par année de relevé, selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeurs, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 6 960 kg observée dans l'intervalle de 225 à 250 m de profondeur en 2014. Les centiles de 1 % et de 99 % représentant la distribution de la profondeur initiale des traits ciblant le sébaste à longue mâchoire sont de 108 m et de 453 m, respectivement.

B.7.2. Résultats

Les sébastes à longue mâchoire ont été prélevés principalement le long du bord du plateau continental, en commençant près de la frontière américaine jusqu'à la section la plus au nord du relevé, bien au-dessus de la péninsule Brooks, près du sommet de l'île de Vancouver (figure B.25 à figure B.33). La répartition semblait prédominer dans les deux tiers inférieurs de l'île de Vancouver, les traits ayant la plus forte densité étant effectués dans la partie centrale de la côte. Les sébastes à longue mâchoire ont principalement été prélevés dans une grande plage de profondeur, d'environ 150 à 400 m (centiles 5 à 95 = 131 à 400 m) (figure B.35). Les indices de biomasse relative pour le sébaste à longue mâchoire tirés de ce relevé au chalut étaient raisonnables, mais variables, allant de 1 400 à 5 200 t, avec des erreurs relatives variables, qui allaient de 0,18 à 0,39 (figure B.36; tableau B.10). Il y a peu de preuves d'une tendance dans les indices de la biomasse, compte tenu des erreurs relatives élevées au cours des années où les estimations de la biomasse sont élevées.

La proportion de traits capturant du sébaste à longue mâchoire variait entre 32 % et 43 % au cours des dix relevés et la valeur moyenne était de 37 % (figure B.37). Cinq cent quarante-trois des 1 469 traits utilisables (37 %) de ce relevé contenaient du sébaste à longue mâchoire, avec

un poids médian de prises pour les traits positifs de 27 kg/trait. Un trait a pris plus de 4 000 kg de sébaste à longue mâchoire en 2010.

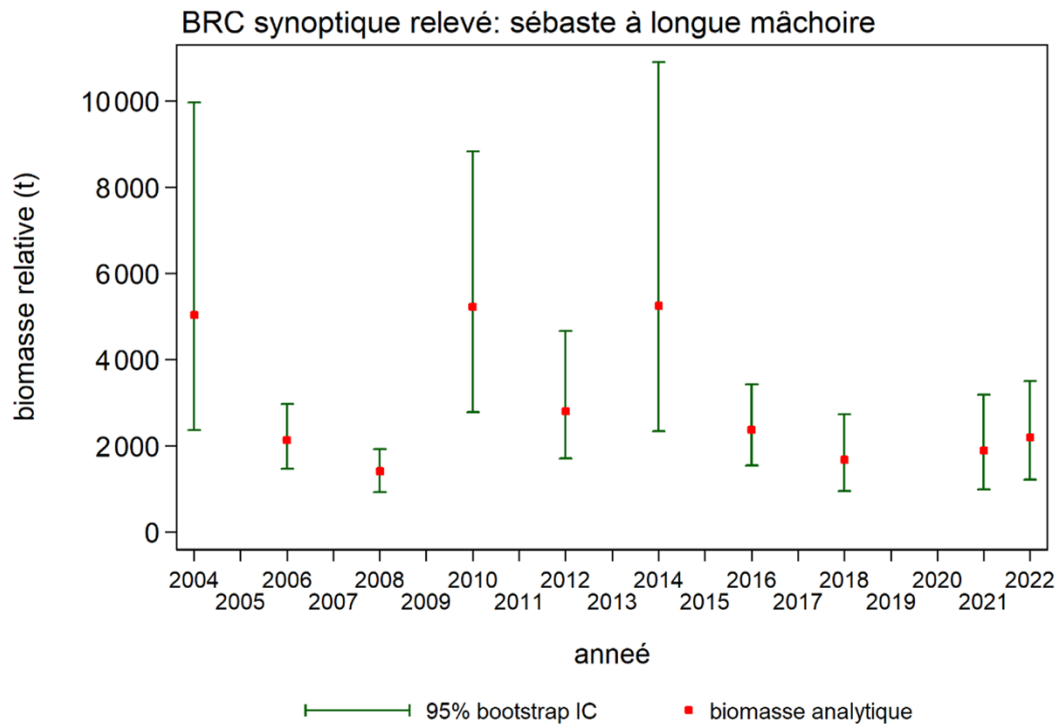


Figure B.36. Graphique des estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire des relevés synoptiques au chalut de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2022 (tableau B.10). Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

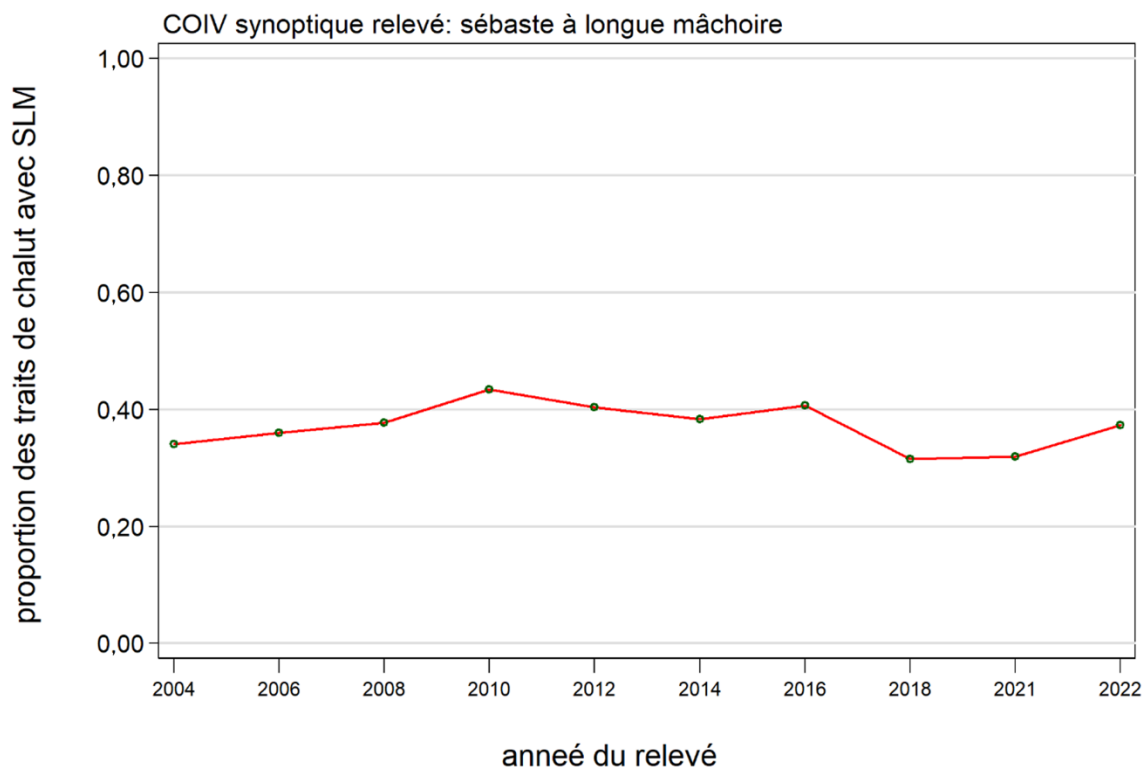


Figure B.37. Proportion de traits comportant des sébastes à longue mâchoire, par strate et par année, réalisés dans le cadre du relevé synoptique au chalut mené au large de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2022.

Tableau B.10. Estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire d'après le relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver pour les années de relevé 2004 à 2022. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction de biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (éq. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (éq. B.6)
2004	5 031	5 072	2 362	9 964	0,379	0,369
2006	2 132	2 133	1 463	2 975	0,178	0,181
2008	1 407	1 409	931	1 922	0,185	0,187
2010	5 223	5 228	2 785	8 832	0,298	0,296
2012	2 804	2 821	1 712	4 656	0,260	0,263
2014	5 248	5 240	2 339	10 898	0,390	0,385
2016	2 366	2 354	1 548	3 419	0,197	0,199
2018	1 681	1 675	950	2 727	0,273	0,276
2021	1 887	1 855	986	3 190	0,291	0,299
2022	2 199	2 169	1 219	3 495	0,265	0,268

B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT MENÉ AU LARGE DE LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAI

B.8.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué à dix reprises pendant la période de 2006 à 2022 au large de la côte ouest de Haida Gwaii. Cela comprend un relevé effectué en 2014 qui n'a pas effectué un nombre suffisant de traits pour qu'il soit considéré comme comparable aux autres relevés et qui

est par conséquent omis dans le table B.11. Un relevé antérieur, effectué en 1997, utilisant également un plan aléatoire stratifié semblable au plan de relevé synoptique actuel, ainsi qu'un filet de chalut à quatre coutures Atlantic Western II (Workman *et al.* 1998), a été inclus dans cette série chronologique en raison de sa conception semblable et d'une incidence comparable des sébastes à longue mâchoire (ce relevé a également été utilisé dans l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5DE de 2012; voir Edwards *et al.* 2014a). Le plan du relevé synoptique comprend une seule strate de superficie qui s'étend de 53° N jusqu'à la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska et de l'est jusqu'à 133° O (Olsen *et al.* 2008), stratifié en quatre strates de profondeur : 180–330 m; 330–500 m; 500–800 m; et 800–1 300 m (tableau B.11). Les traits sont attribués à une strate en fonction de la moyenne des profondeurs de début et de fin de chaque trait. Le relevé synoptique de 2006 a utilisé une stratification de profondeur différente (150 à 200 m, 200 à 330 m, 330 à 500 m, 500 à 800 m et 800 à 1 300 m) et a été restructuré pour se conformer à la stratification adoptée à partir de 2007. Les traits effectués au sud de 53°N ont été omis. Les graphiques des emplacements de tous les traits valides par année et par strate sont présentés dans la figure B.39 (2006), la figure B.40 (2007), la figure B.41 (2008), la figure B.42 (2010), la figure B.43 (2012), la figure B.44 (2016), la figure B.45 (2018), la figure B.46 (2020) et la figure B.47 (2022). Il convient de souligner que l'étendue des limites des strates de profondeur pour ce relevé diffère 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.* 2014b) en raison de la différence considérable dans la topographie du fond marin de la zone faisant l'objet du relevé. La strate la plus profonde (800 à 1 300 m) a été omise de la présente analyse en raison de la mauvaise couverture en 2007.

Une valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Eq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire, de l'écartement moyen des panneaux pour ce 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 a été utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Eq. B.3. On a utilisé une valeur calculée ([vitesse du navire] X [durée du trait]) pour cette variable si la valeur du champ [distance parcourue] était manquante, mais il n'y a eu aucun cas où on a dû le faire pour les huit années du relevé au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [doorspread] ont été calculées à l'aide de la valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé (108 valeurs pour toutes les années, tableau B.12).

Tableau B.11. Désignation des strates, nom du navire affrété utilisé et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année où l'ensemble des activités du relevé synoptique ont été menées au large de la côte ouest de Haida Gwaii. Les dates des premier et dernier traits de chaque année de relevé sont également indiquées.

Année de relevé	Navire	Strate de profondeur				Total des traits ¹	Traits inutilisables	Date du premier trait	Date du dernier trait
		180 à 330 m	330 à 500 m	500 à 800 m	800 à 1 300 m				
1997	<i>Ocean Selector</i>	39	57	6	3	102 ²	2	07-sept.-1997	21-sept.-1997
2006	<i>Viking Storm</i>	53	27	16	11	96	16	30-août-2006	22-sept.-2006
2007	<i>Nemesis</i>	66	32	8	–	106	10	14-sept.-2007	12-oct.-2007
2008	<i>Frosti</i>	70	31	8	8	109	10	28-août-2008	18-sept.-2008
2010	<i>Viking Storm</i>	78	28	11	6	117	8	28-août-2010	16-sept.-2010
2012	<i>Nordic Pearl</i>	73	28	9	16	110	15	27-août-2012	16-sept.-2012
2016	<i>Frosti</i>	66	27	5	10	98	12	28-août-2016	24-sept.-2016
2018	<i>Nordic Pearl</i>	66	30	10	11	106	13	05-sept.-2018	20-sept.-2018
2020	<i>Nordic Pearl</i>	65	26	3	2	94	16	29-août-2020	18-sept.-2020
2022	<i>Nordic Pearl</i>	66	27	8	6	101	17	21-août-2020	14-sept.-2020
Superficie (km ²)	–	1 036	980	900	2 232	5 148 ³	–	–	–

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

² Exclusion de deux traits au sud du 53°N; ³ Superficie totale en 2022 (km²)

Tableau B.12. Nombre de traits valides avec mesures de l'écartement des panneaux, valeurs moyennes de l'écartement des panneaux (en m) de ces traits pour chaque année de relevé et nombre de traits valides sans mesure de l'écartement des panneaux. Les mesures d'écartement des panneaux de 2006 n'ont pas été utilisées en raison d'une fiabilité inconnue, et aucun instrument de mensuration nette n'a été utilisé lors du relevé de 1997.

Année	Traits avec mesures de l'écartement	Traits sans mesure de l'écartement	Écartement moyen (m)
1997	s.o.	s.o.	s.o.
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	131	0	67,0
2020	107	5	67,5
2022	124	0	64,2
Total/moyenne	1 017	108	71,9 ¹

¹ Moyenne de 2007 à 2022 : toutes les observations

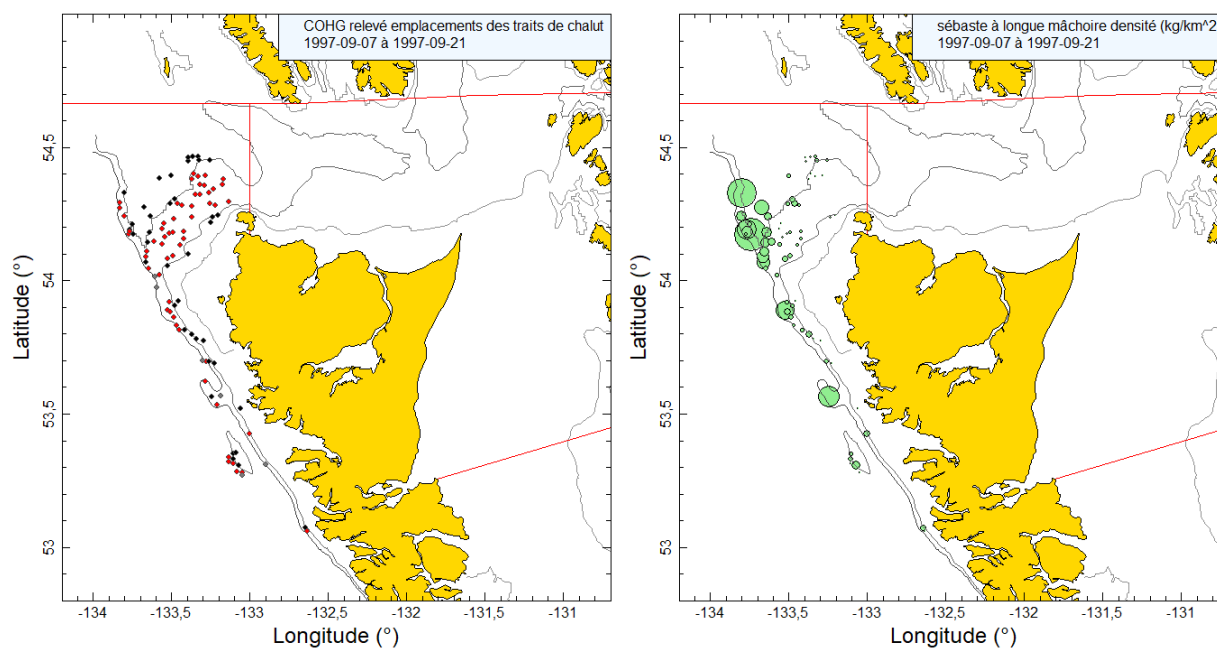


Figure B.38. Emplacements de traits valides par strate (180 à 330 m : noir; 330 à 500 m : rouge; 500 à 800 m : gris; 800 à 1 300 m : bleu) et représentations de la densité pour le relevé du Ocean Selector de 1997. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (1977 à 2022); le plus grand cercle (108,603 kg/km²) datait de 2018. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique 5E et 5D. Les lignes isobathes indiquent 100, 300 et 500 m.

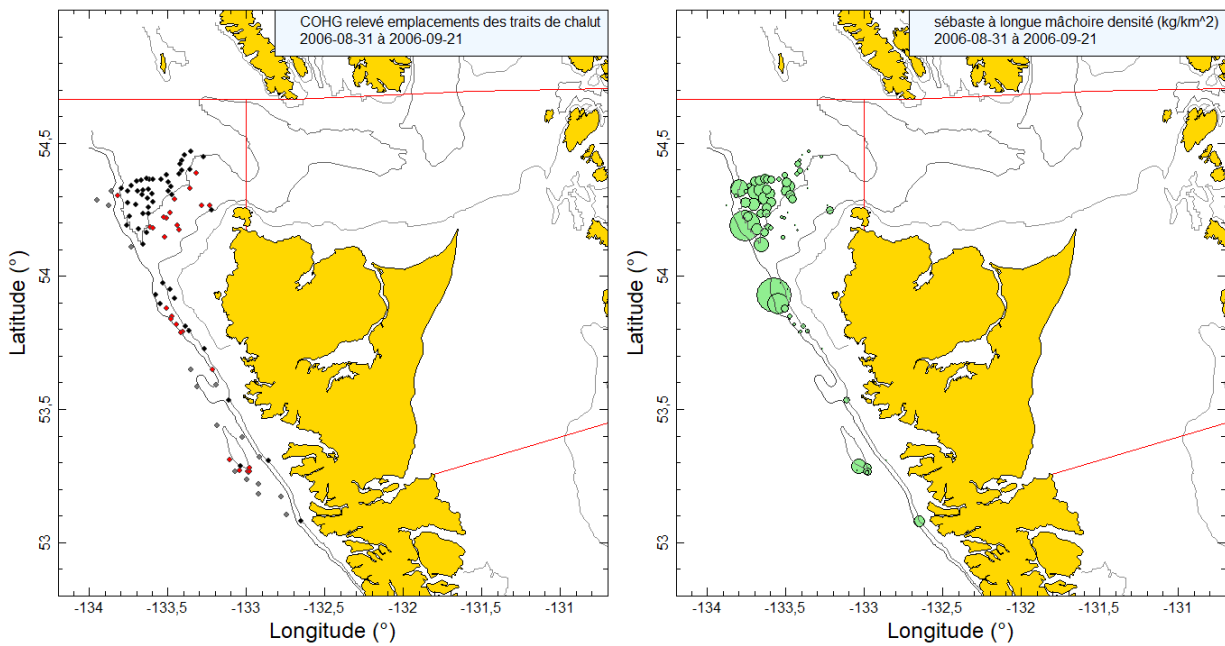


Figure B.39. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2006 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la figure B.38).

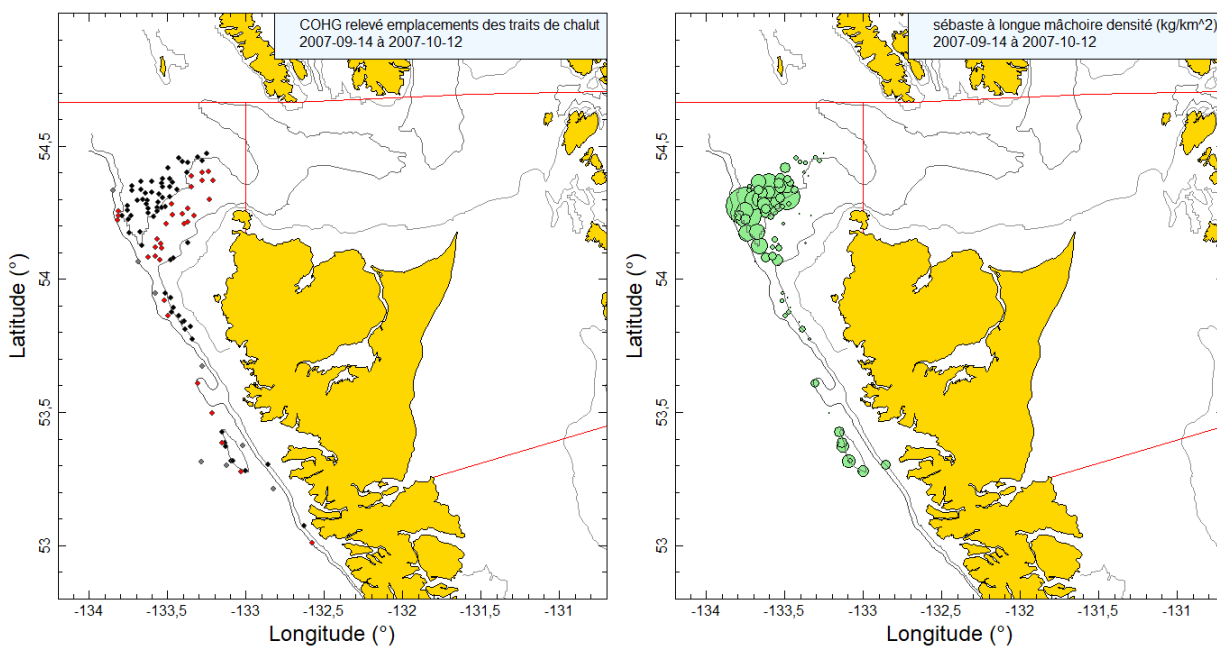


Figure B.40. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2007 mené à bord du Nemesis (voir la légende de la figure B.38).

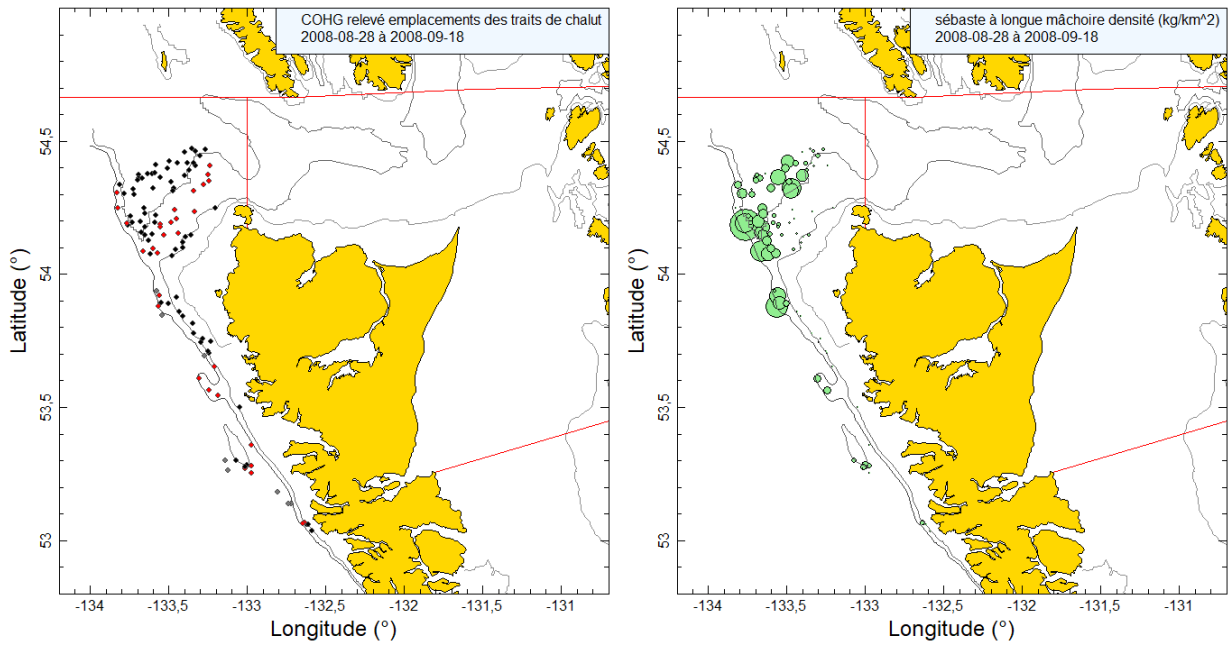


Figure B.41. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2008 mené à bord du Frosti (voir la légende de la figure B.38).

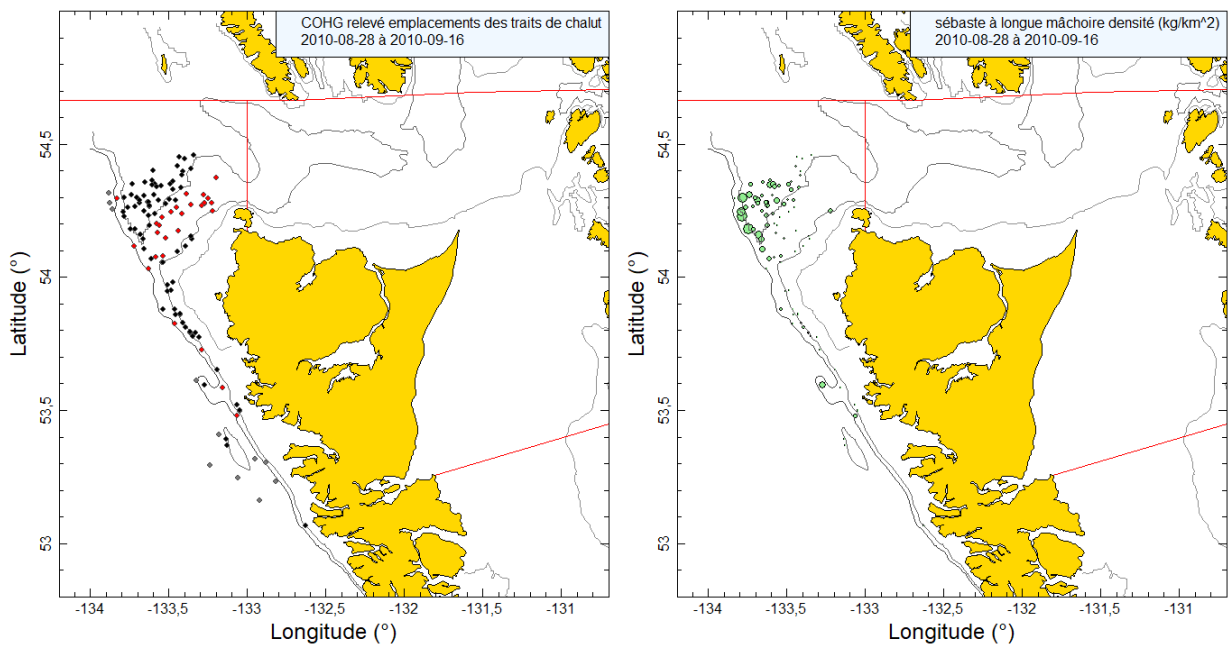


Figure B.42. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2010 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la figure B.38).

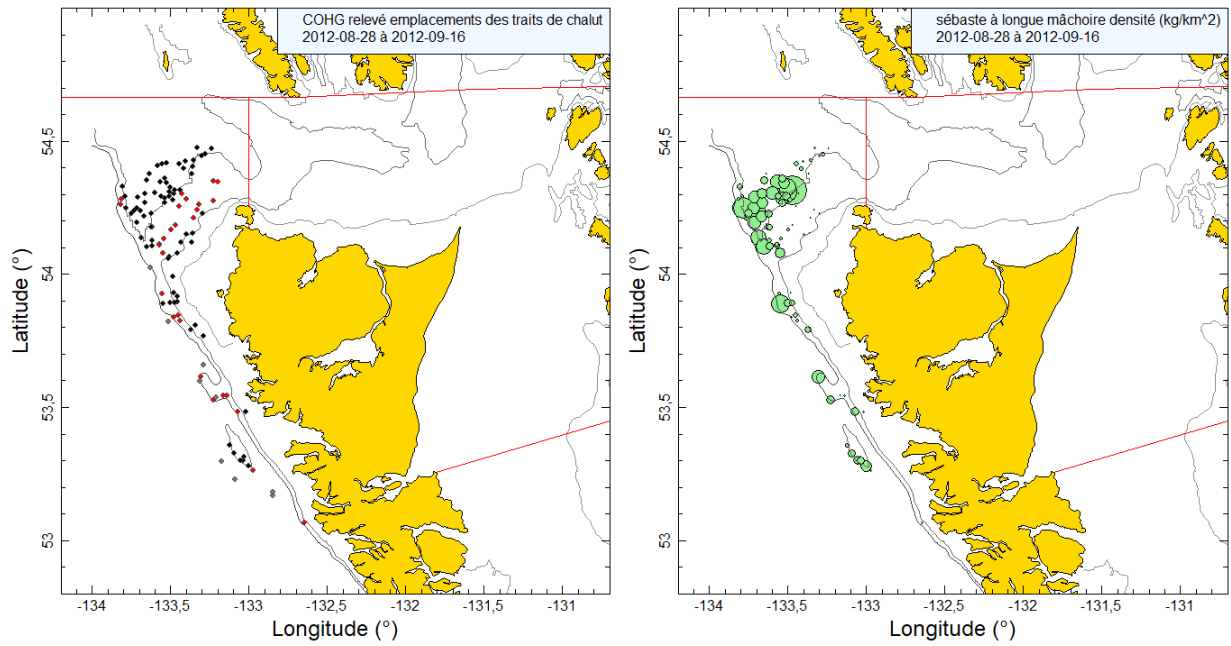


Figure B.43. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2012 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la figure B.38).

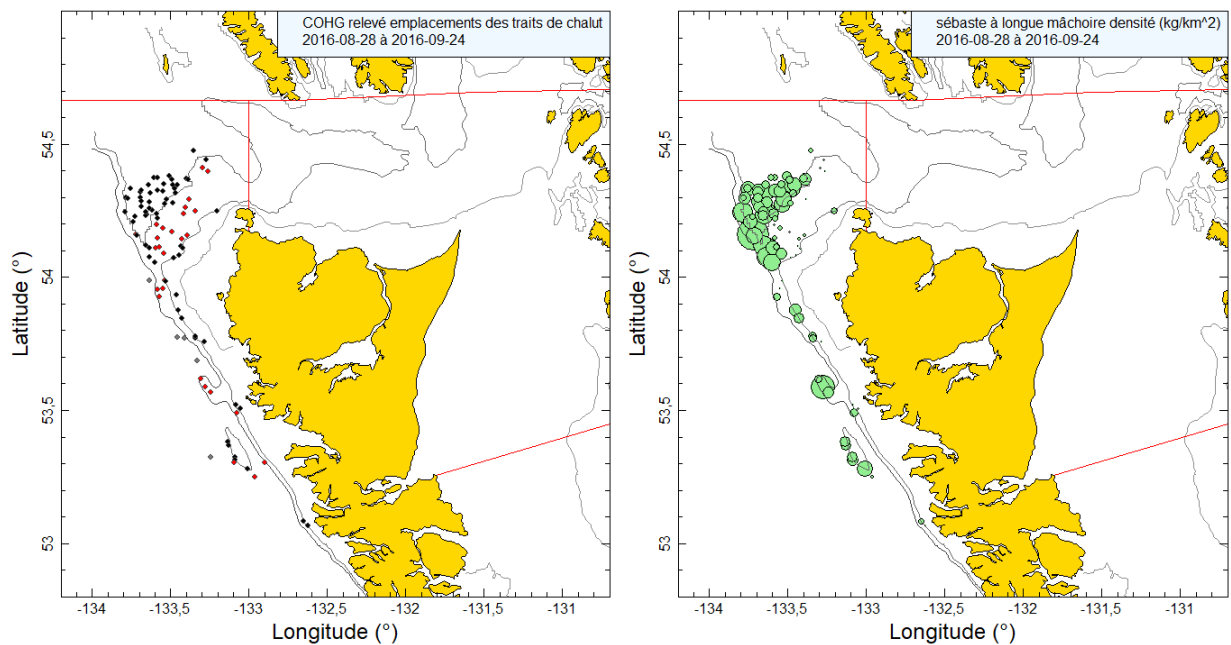


Figure B.44. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2016 mené à bord du Frosti (voir la légende de la figure B.38).

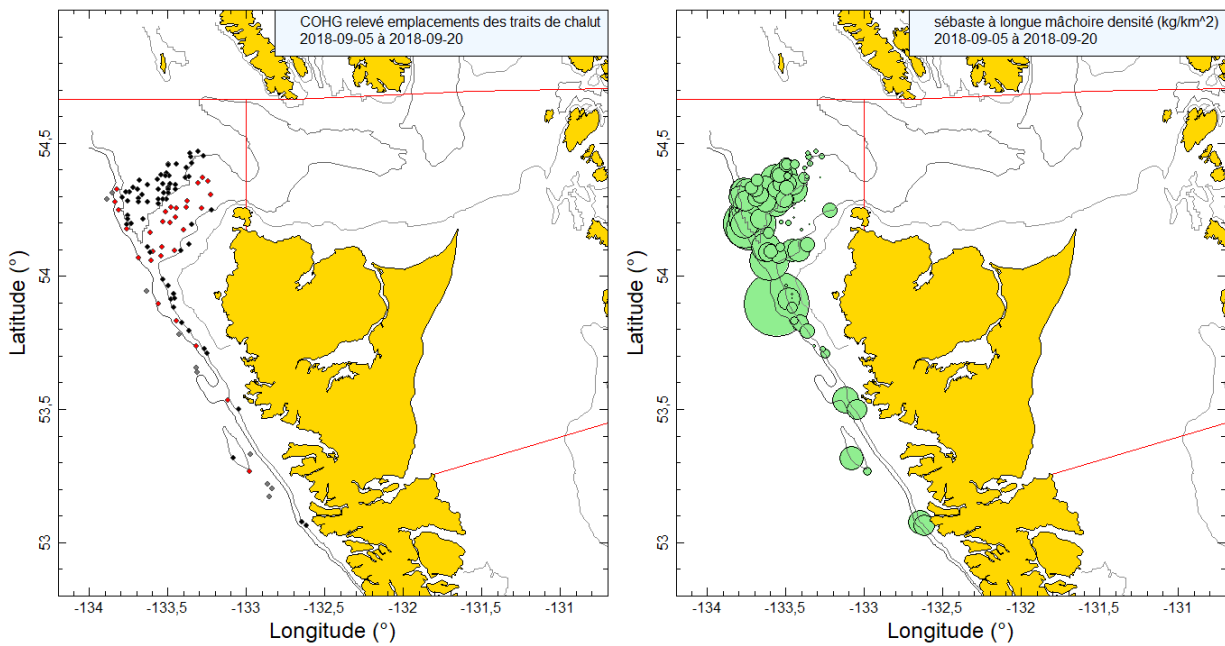


Figure B.45. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2018 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la figure B.38).

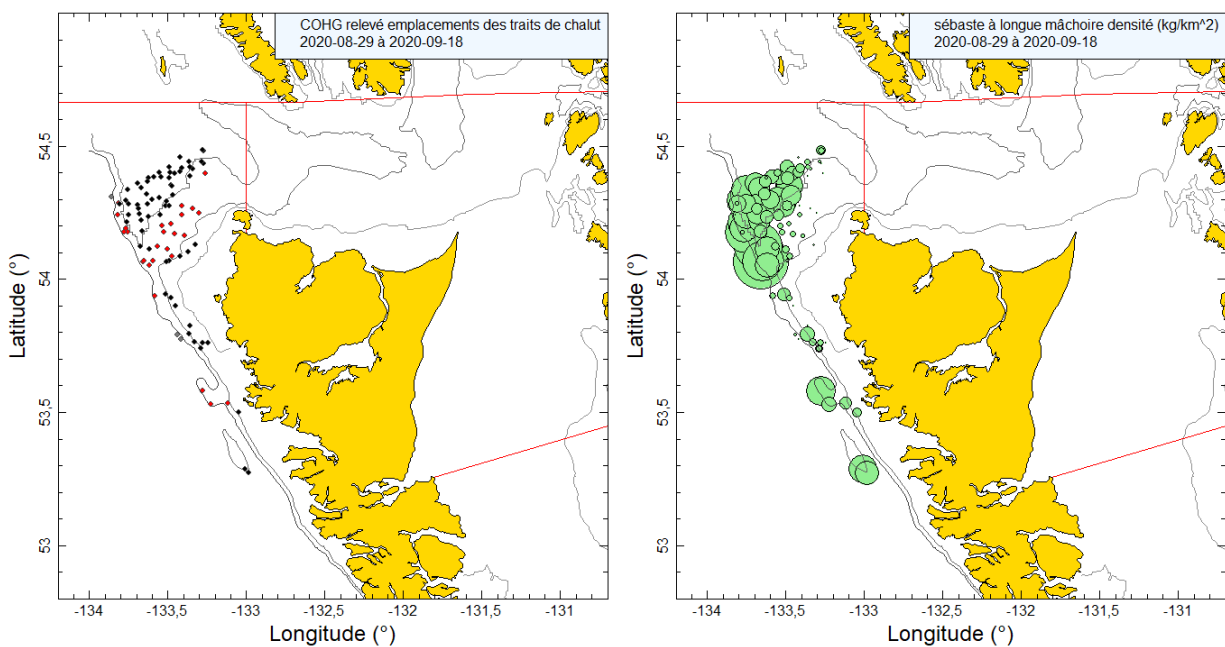


Figure B.46. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2020 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la figure B.38).

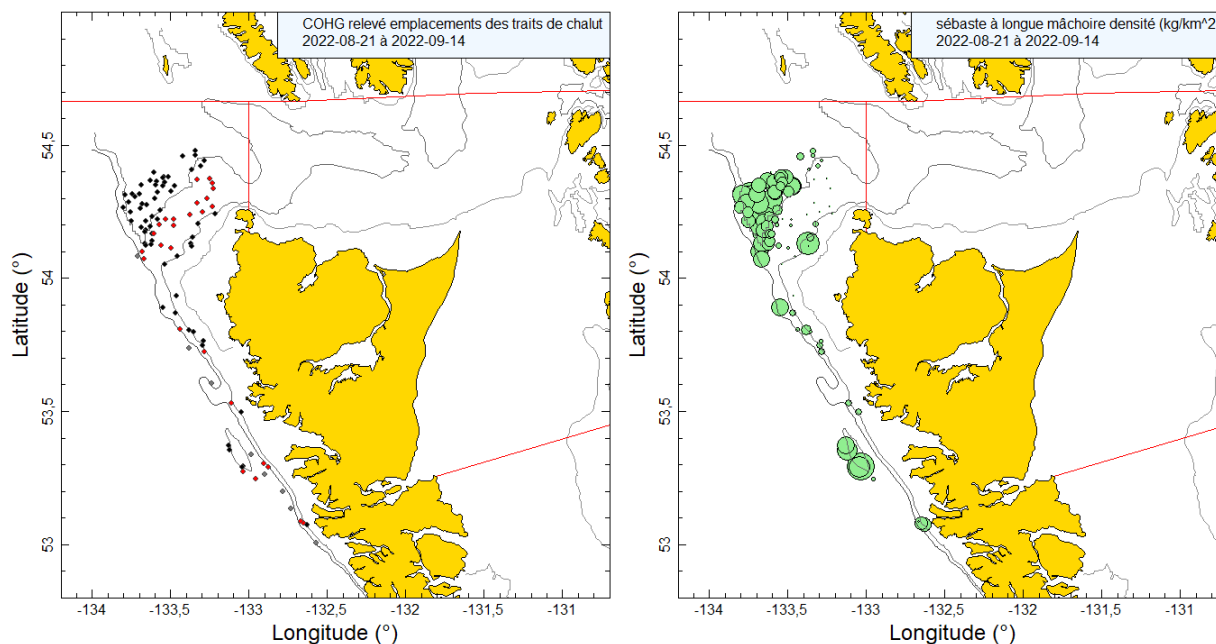


Figure B.47. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2022 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la figure B.38).

B.8.2. Résultats

Ces dix relevés ont pris des sébastes à longue mâchoire de façon constante dans une zone au nord-ouest de Langara entre les isobathes de 200 à 400 m et également le long de la côte ouest de l'île Graham dans la même plage de profondeur (figure B.38 à figure B.47). Cette espèce est bien représentée dans ce relevé, étant donné les densités élevées observées dans presque tous les relevés, qui sont supérieures à celles observées dans les relevés synoptiques du bassin de la Reine-Charlotte et de la COIV (en les comparant avec les densités indiquées dans les légendes pour la figure B.12 et la figure B.26). Dans ce relevé, les sébastes à longue mâchoire ont principalement été capturés sur une plage de profondeur raisonnablement large entre 200 m et 400 m (quantiles de 5 à 95 % de la profondeur de trait de départ = 215 à 421 m) (Figure B.48).

Les niveaux estimés de biomasse de sébastes à longue mâchoire provenant de ces relevés au chalut augmentent, passant d'environ 7 000 t au début du relevé à entre 15 000 et 20 000 t à la fin de la série de relevés en 2018-2022 (figure B.49; tableau B.13). Les erreurs relatives estimées (ER) pour ces relevés sont également relativement précises, allant de 0,11 en 2022 à 0,30 en 1997, et tous les relevés synoptiques débutant en 2006 ont des ER proches de 0,2 ou inférieures à 0,2 (Table B.13).

L'incidence de cette espèce dans ce relevé est élevée, la proportion de traits qui ont capturé des sébastes à longue mâchoire s'établissant en moyenne à 81 % (844 traits valides sur 1039) et variant de 67 % à 97 % des traits valides au cours des dix années du relevé (figure B.50). Le poids médian des prises de sébastes à longue mâchoire pour les traits positifs utilisés dans l'estimation de la biomasse était de 339 kg/trait, tandis que le poids moyen des prises était de 810 kg/trait. Le poids maximal des prises pour les traits estimés pour les dix relevés était de 13 280 kg pour un seul trait en 2018, et il y a eu 15 traits au cours de l'historique du relevé où le poids des prises de sébastes à longue mâchoire dépassait 5 000 kg. Trois autres traits ont dépassé 11 000 kg en 2022, mais ces traits ont été jugés inutilisables pour l'estimation de la biomasse.

Tableau B.13. Estimations de la biomasse du sébaste à longue mâchoire tirées des dix années du relevé mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii, qui ont été utilisées dans l'évaluation du stock. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Eq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Eq. B.6)
1997	6 615	6 636	3 384	11 280	0,303	0,300
2006	7 634	7 608	5 188	11 113	0,198	0,196
2007	7 067	7 040	5 262	10 158	0,175	0,174
2008	7 046	7 025	4 428	10 382	0,218	0,219
2010	3 512	3 545	2 598	4 566	0,144	0,141
2012	6 634	6 660	4 584	9 032	0,166	0,164
2016	11 812	11 689	8 364	17 392	0,189	0,196
2018	18 914	19 078	12 495	28 439	0,213	0,217
2020	21 190	21 322	13 924	32 622	0,215	0,212
2022	15 446	15 461	12 455	19 481	0,112	0,110

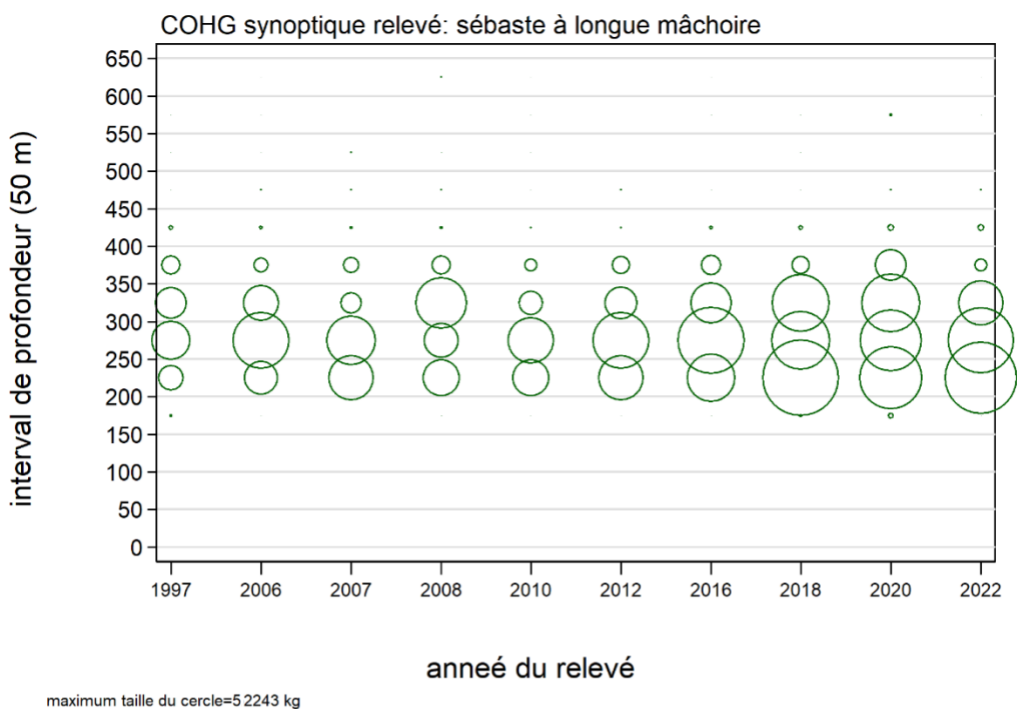


Figure B.48. Distribution des prises de sébaste à longue mâchoire (en kilogrammes) observées par année de relevé et selon des intervalles de profondeurs de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeur, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 52 243 kg observée dans l'intervalle de 200 à 250 m en 2050. Profondeurs minimales et maximales observées pour le sébaste à longue mâchoire : 157 m et 558 m, respectivement.

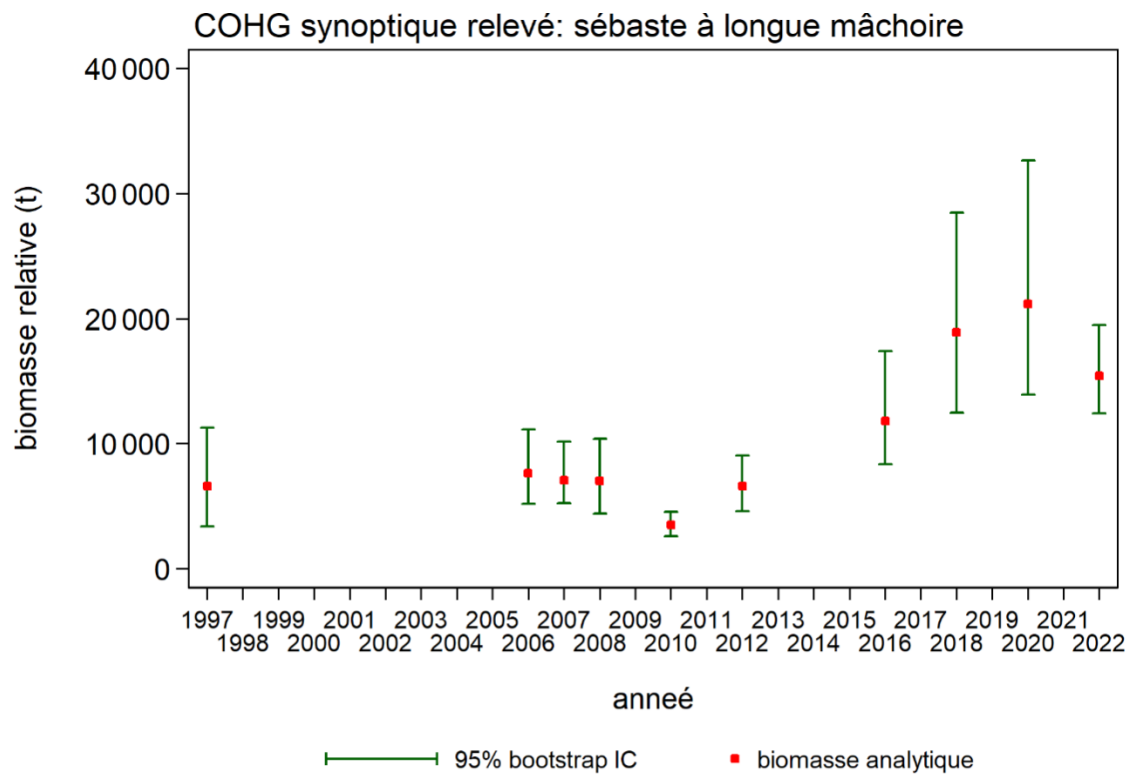


Figure B.49. Estimations de la biomasse du sébaste à longue mâchoire des relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii de 1997 à 2022 (tableau B.13). Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

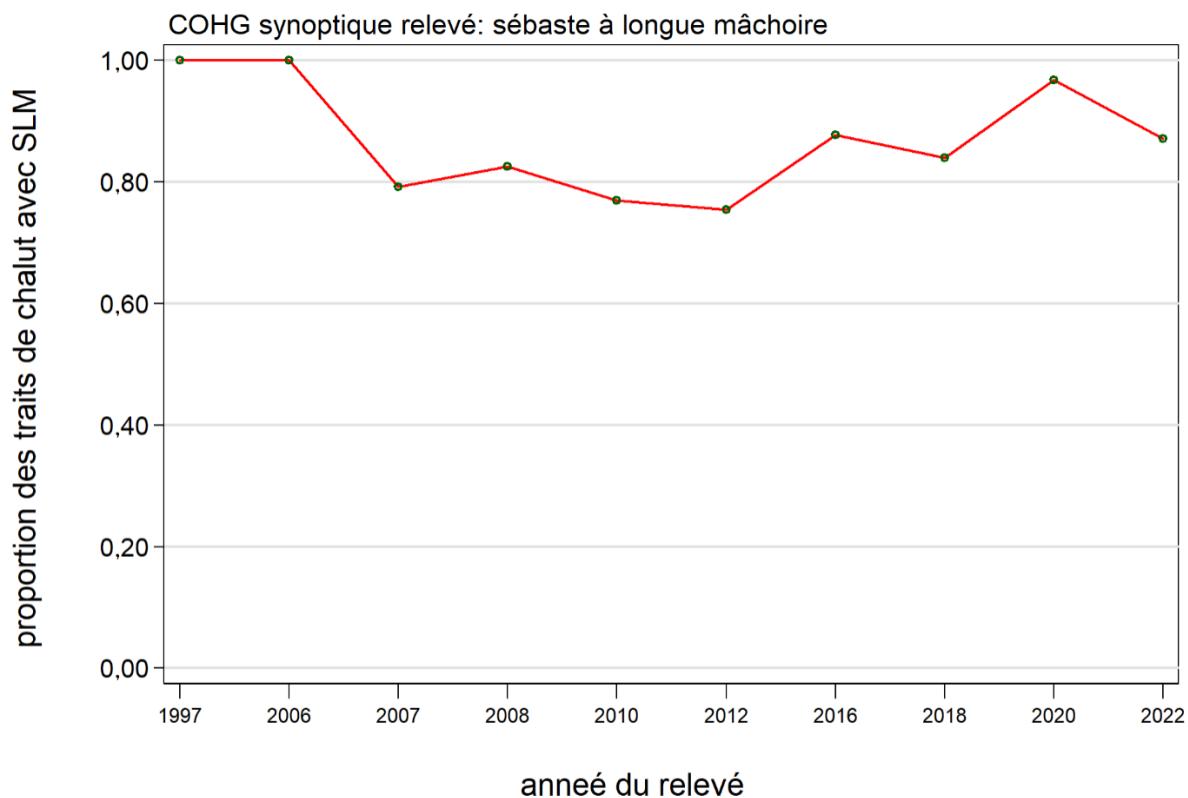


Figure B.50. Proportion de traits qui contiennent des sébastes à longue mâchoire par année pour dix années du relevé synoptique mené au large de la côte ouest de Haida Gwaii.

B.9. RELEVÉ SYNOPTIQUE MENÉ DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

B.9.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué à neuf reprises, en alternance, pendant la période de 2005 à 2021, dans le détroit d'Hécate, entre les îles Moresby et Graham et le continent ainsi que dans l'entrée Dixon, à l'extrémité supérieure de l'île Graham (les positions initiales de tous les traits valides, par année de relevé, sont indiquées dans la figure B.51 à la figure B.58). Ce relevé traite la couverture spatiale complète comme une seule strate sectorielle divisée en quatre strates de profondeur : 10 à 70 m; 70 à 130 m; 130 à 220 m; et 220 à 500 m (tableau B.14).

La valeur de la densité de l'écartement des panneaux (Eq. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire pour l'écartement moyen des panneaux pour le trait et 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 a été utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Eq. B.3. On a utilisé une valeur calculée ([vitesse du navire] X [durée du trait]) pour cette variable si la valeur du champ [distance parcourue] était manquante, mais on n'a jamais utilisé cette valeur calculée pour les traits valides des neuf années du relevé au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [doorspread] ont été calculées à l'aide de la valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé (223 valeurs pour toutes les années : tableau B.15).

Tableau B.14. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et par strate de profondeur pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2021. On y indique également la superficie de chaque strate de profondeur, le navire affrété qui effectue le relevé par année de relevé, le nombre de traits inutilisables et les dates de début et de fin de chaque année de relevé. Les dates finales sont les dates de début et de fin minimales et maximales pour toutes les années de relevé.

Année	Navire	Strate de profondeur (m)				Total des traits ¹	Traits inutilisables	Date du premier trait	Date du dernier trait
		10-70	70-130	130-220	220-500				
2005	Frosti	77	86	26	9	198	38	27-mai-2005	27-juin-2005
2007	W.E. Ricker	47	42	36	7	132	24	24-mai-2007	16-juin-2007
2009	W.E. Ricker	53	43	47	12	155	8	28-mai-2009	18-juin-2009
2011	W.E. Ricker	70	51	49	14	184	18	26-mai-2011	18-juin-2011
2013	W.E. Ricker	74	42	43	16	175	0	30-mai-2013	21-juin-2013
2015	W.E. Ricker	47	46	40	15	148	4	28-mai-2015	20-juin-2015
2017	Nordic Pearl	47	44	38	9	138	14	21-mai-2017	12-juin-2017
2019	Nordic Pearl	40	44	37	14	135	11	19-mai-2019	07-juin-2019
2021	Sir John Franklin	44	34	30	8	116	12	20-mai-2021	10-juin-2021
Superficie (km ²)		5 958	3 011	2 432	1 858	13 259 ²	-	19 mai	27 juin

¹ Codes d'utilisabilité dans la base de données GFBio = 0, 1, 2, 6 ² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2021

Tableau B.15. Nombre de valeurs manquantes concernant l'écartement des panneaux, par année, pour le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate entre 2005 et 2021, ainsi que le nombre d'observations disponibles sur l'écartement des panneaux et la valeur moyenne connexe pour l'année du relevé.

Année	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec valeur d'écartement des panneaux ²	Écartement moyen des panneaux (m) utilisé pour les traits sans valeur d'écartement ²
2005	7	217	64,4
2007	97	37	59,0
2009	93	70	54,0
2011	13	186	54,8
2013	6	169	51,7
2015	0	151	59,4
2017	2	150	64,2
2019	5	141	59,2
2021	0	128	54,4
Total	223	1 249	58,3

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

B.9.2. Résultats

Le sébaste à longue mâchoire a été présent dans ce relevé pour toutes les années du relevé, la plupart des traits capturant cette espèce étant situés dans l'entrée Dixon à l'ouest de Rose Point, à l'extrémité est de l'île Graham (figure B.51 à figure B.58). Il n'y a qu'une présence occasionnelle de sébaste à longue mâchoire à l'est de Rose Point ou plus au sud dans le détroit d'Hécate. À l'occasion, le sébaste à longue mâchoire a été capturé à l'extrémité inférieure de la couverture du relevé, ce qui correspond à la partie supérieure du goulet de l'île Moresby (p. ex., voir la figure B.52 et la figure B.57). Certaines années, il y a un trait avec d'importantes prises de sébaste à longue mâchoire, ce qui contribue à une grande erreur relative (ER) pour cette

année-là (p. ex., voir la figure B.57 où il y a d'importantes prises de sébastes à longue mâchoire juste au nord de Rose Point avec une ER globale de 0,63 – voir le tableau B.16). Des sébastes à longue mâchoire ont été capturés de façon constante entre 125 m et 250 m dans ce relevé, qui est moins profond que la profondeur à laquelle cette espèce est présente dans les relevés synoptiques de la COIV ou du BRC (comparer la figure B.60 avec la figure B.22 et la figure B.35), ce qui fait ressortir le territoire peu profond couvert par le relevé du détroit d'Hécate. Les individus d'autres espèces de *Sebastes* capturés dans le cadre de ce relevé ont tendance à être des juvéniles (p. ex., le sébaste canari – voir Starr et Haigh 2023), mais les données sur la composition selon l'âge des sébastes à longue mâchoire étaient trop peu nombreuses pour permettre de tirer une conclusion pour cette espèce (voir la section D.2.2, annexe D).

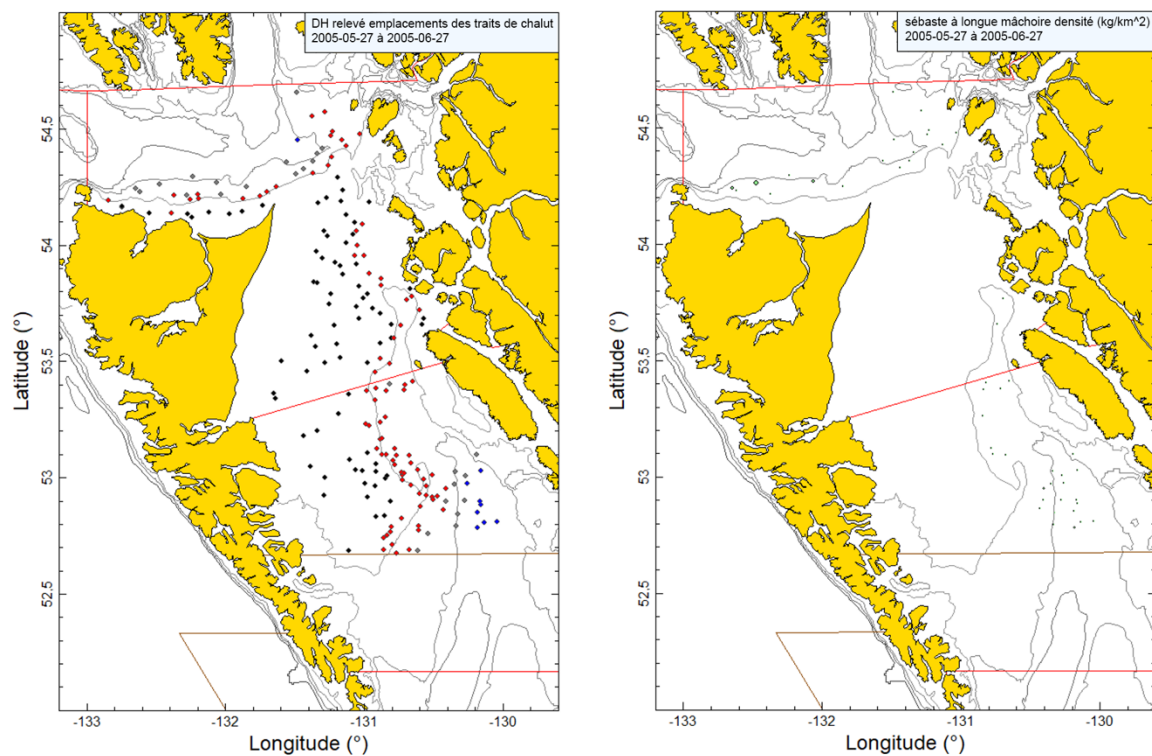


Figure B.51. Emplacements de traits valides (strate de 10 à 70 m : noir; strate de 70 à 130 m : rouge; strate de 130 à 220 m : gris; strate de 220 à 500 m : bleu) et représentations de la densité pour le relevé synoptique du détroit d'Hécate de 2005. Dans la représentation de la densité de droite, la taille des cercles a été ajustée pour toutes les années (2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019 et 2021); le plus grand cercle (9 001 kg/km²) datait de 2019. Les lignes rouges indiquent les limites des principales zones statistiques 5C, 5D et 5E de la CPMP. Les lignes brunes indiquent la limite supérieure du relevé du bassin de la Reine-Charlotte. Les lignes isobathes indiquent 100, 200, 300 et 500 m.

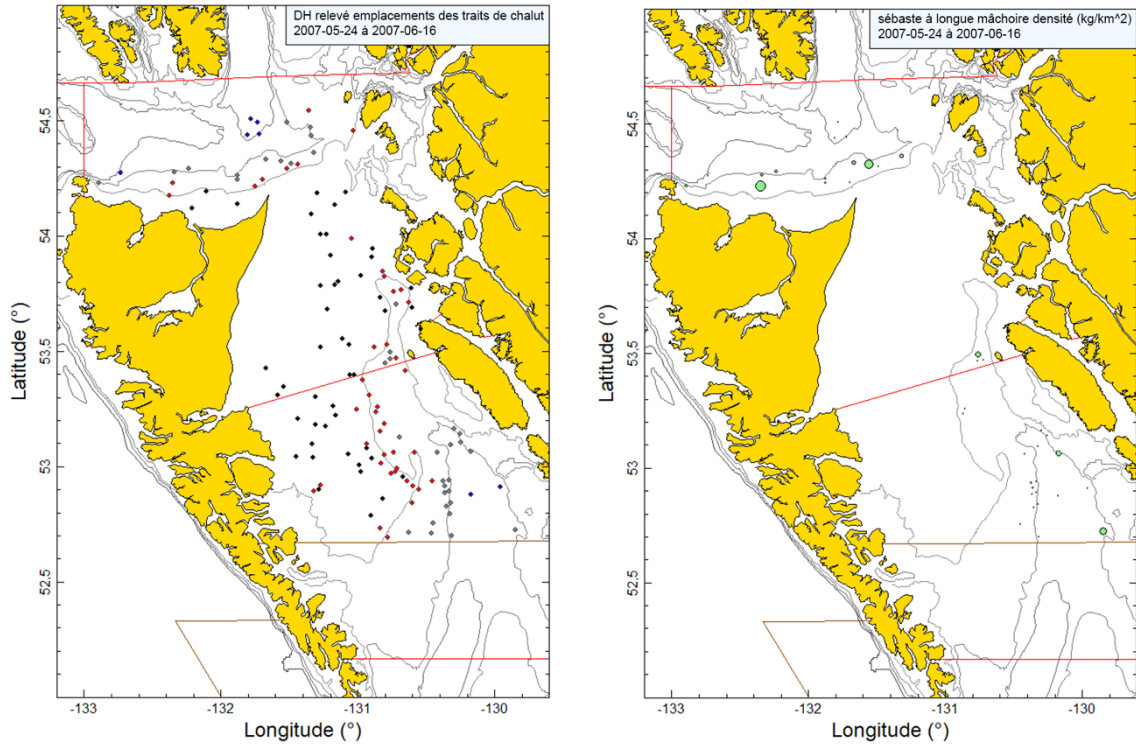


Figure B.52. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2007 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

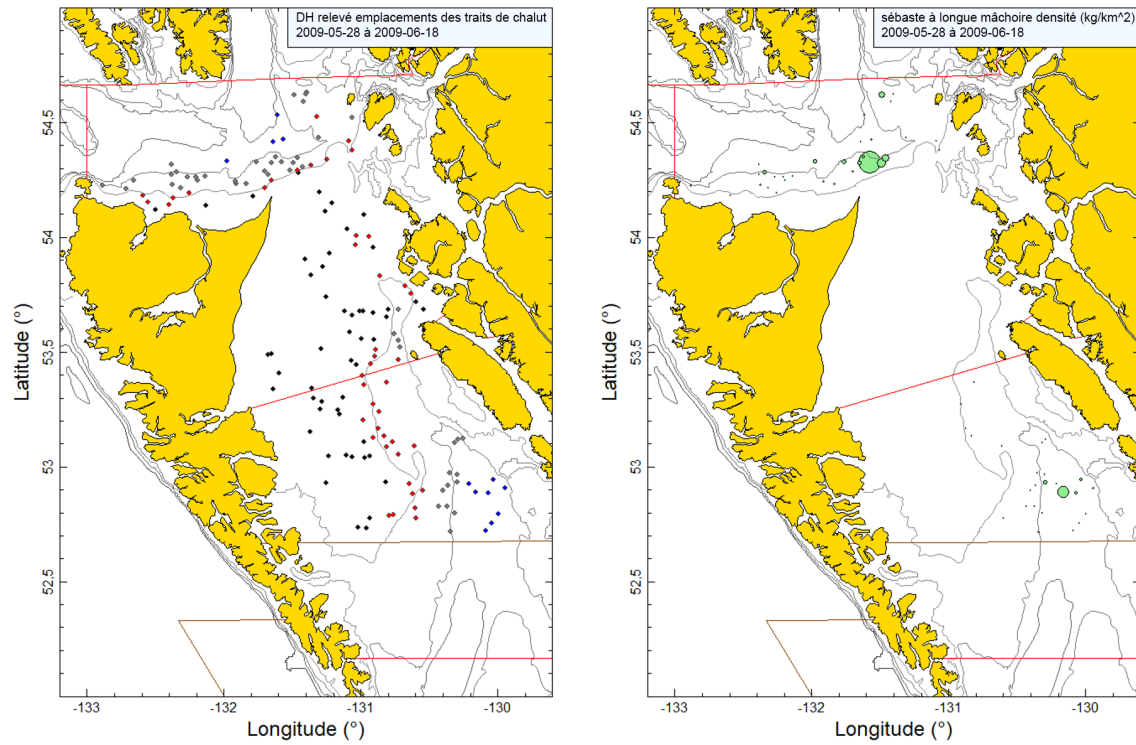


Figure B.53. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2009 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

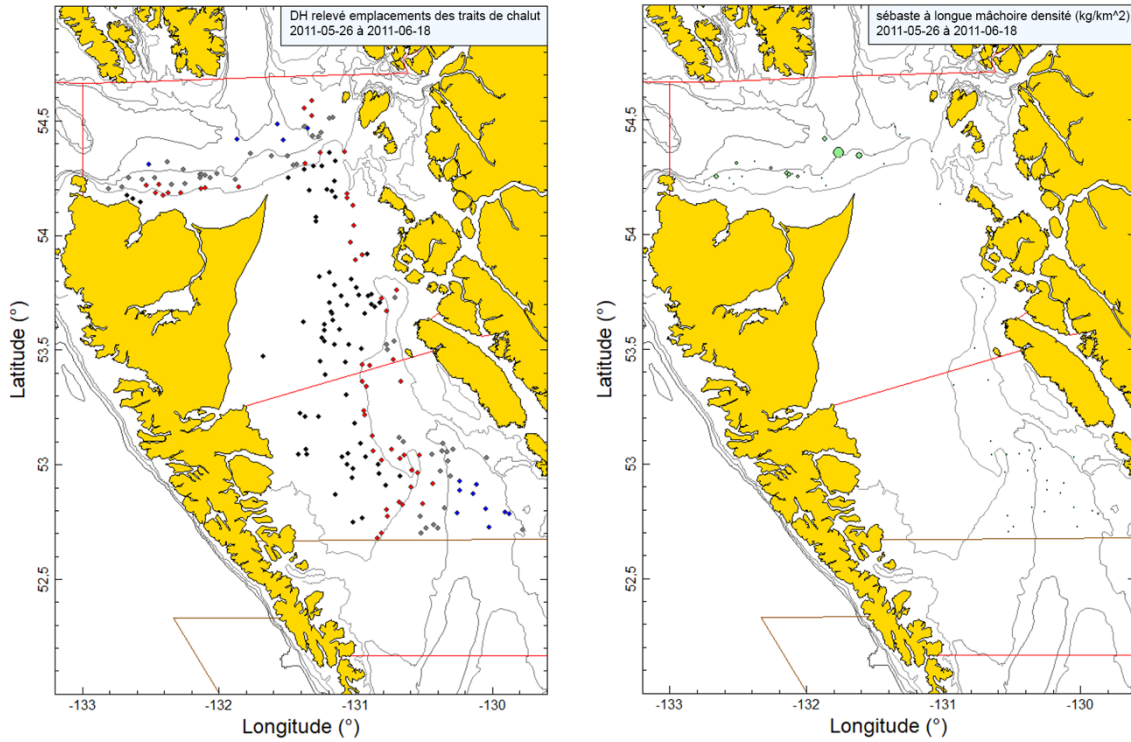


Figure B.54. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2011 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

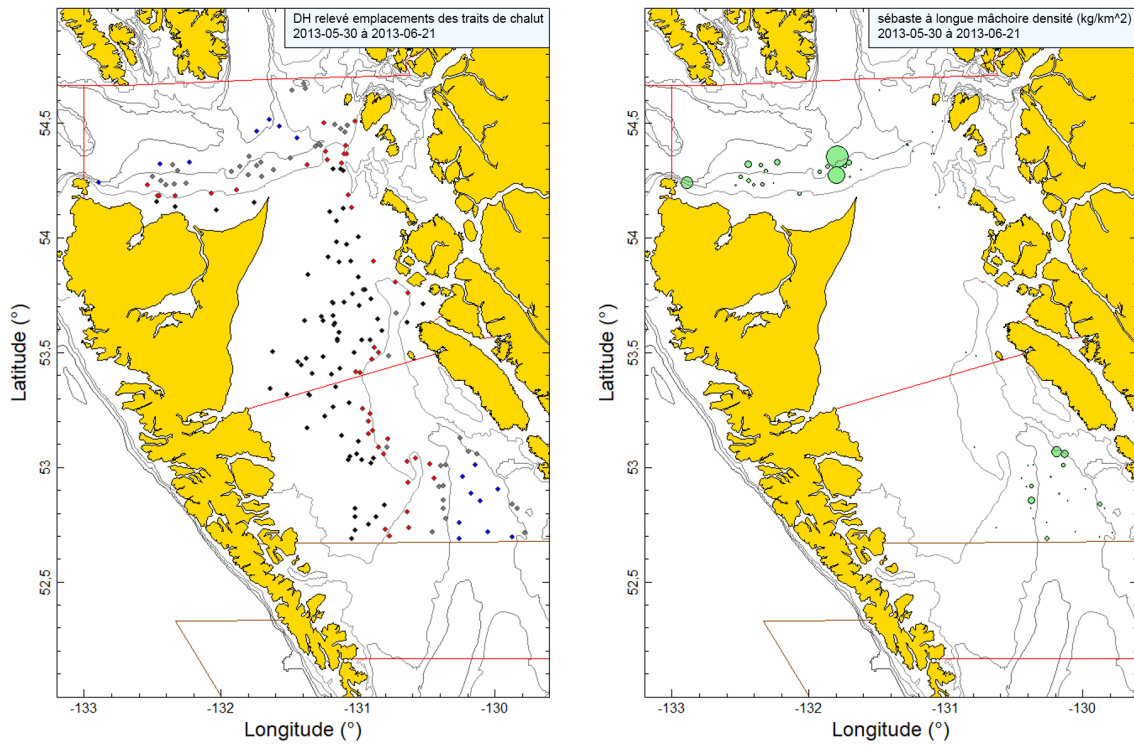


Figure B.55. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2013 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

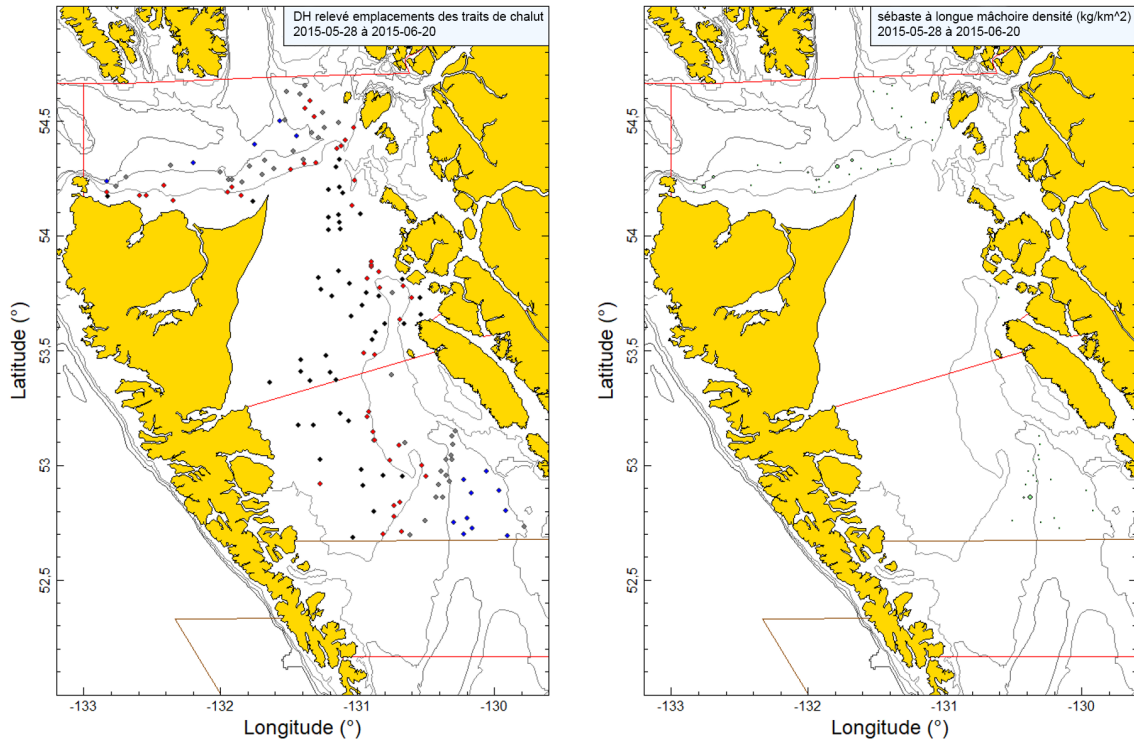


Figure B.56. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2015 effectué dans le détroit d'Hécaté (voir la légende de la figure B.51).

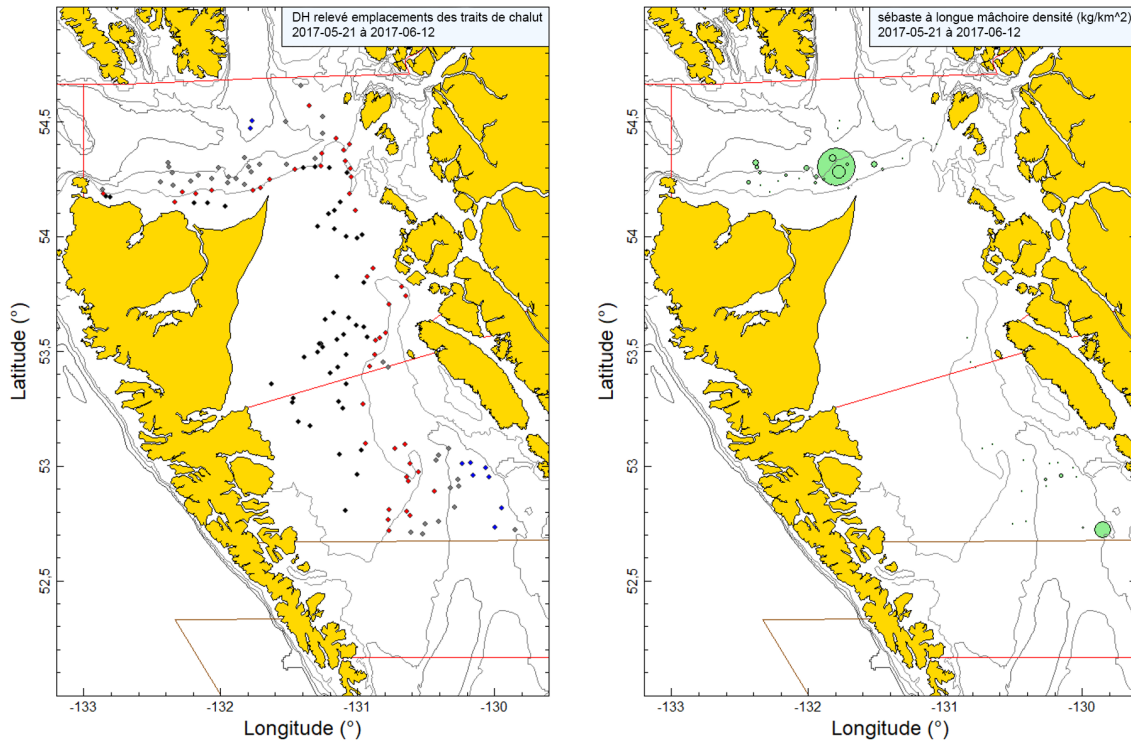


Figure B.57. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2017 effectué dans le détroit d'Hécaté (voir la légende de la figure B.51).

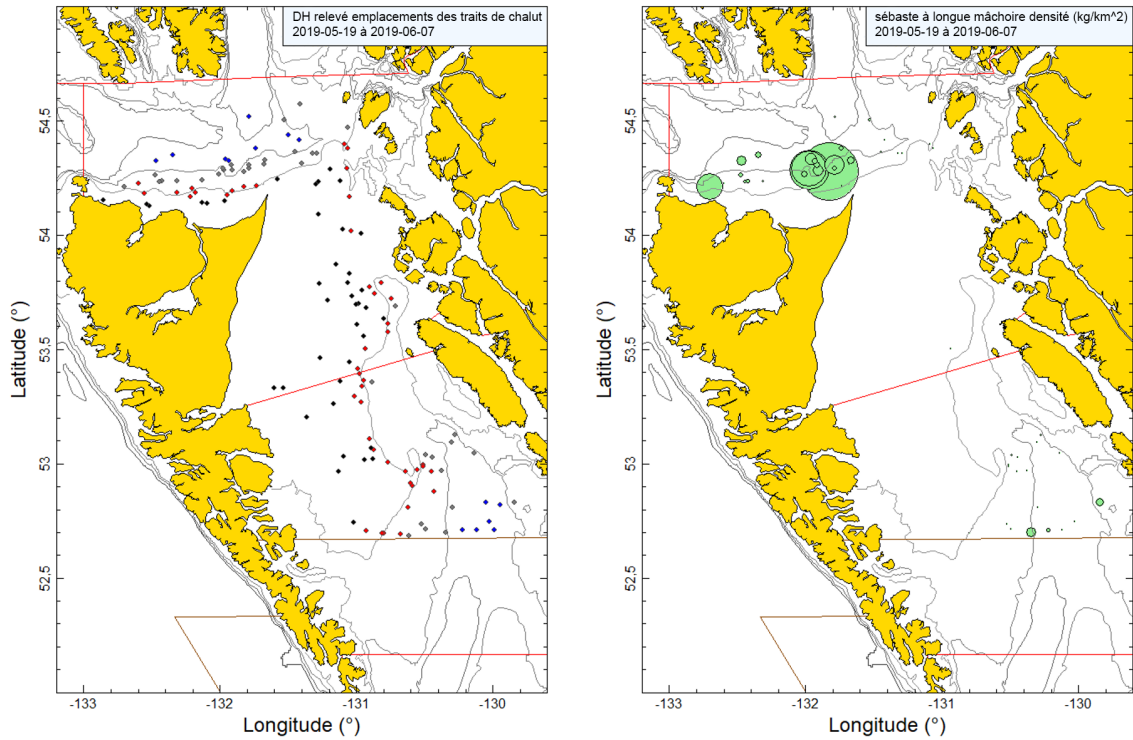


Figure B.58. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2019 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

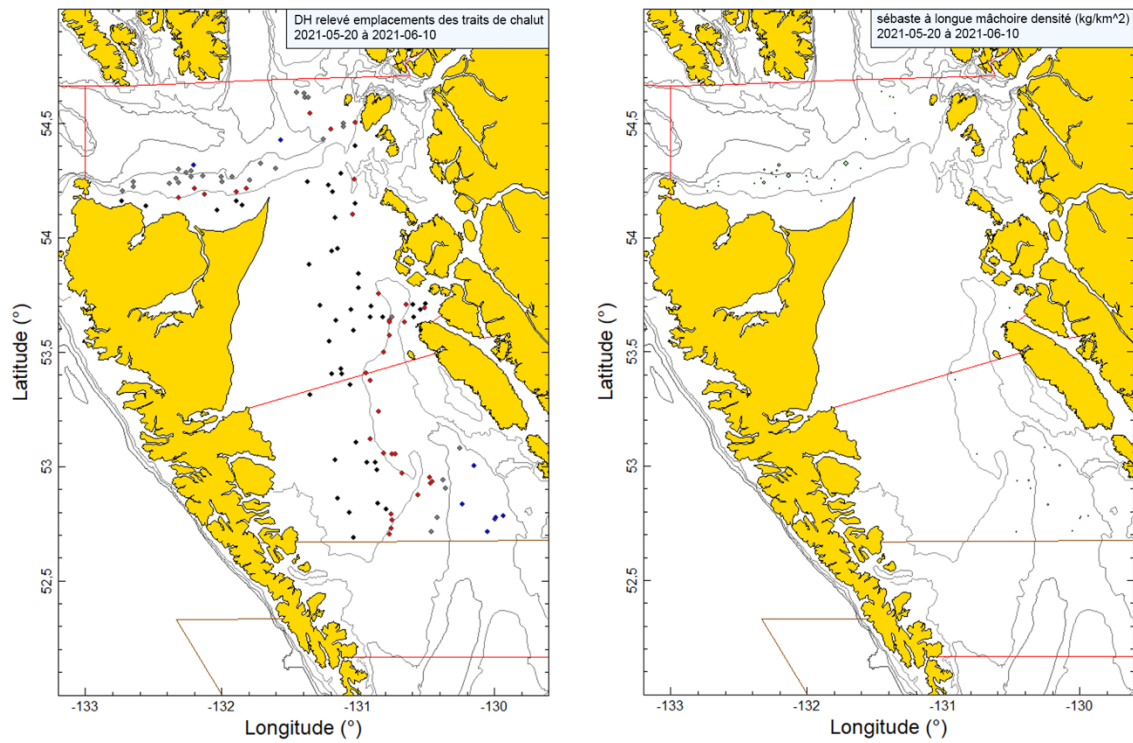


Figure B.59. Emplacement des traits et représentations de la densité pour le relevé synoptique de 2021 effectué dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la figure B.51).

Les indices estimés de la biomasse de sébaste à longue mâchoire selon l'écartement des panneaux à partir de ce relevé au chalut n'ont montré aucune tendance globale au cours de la période de 2005 à 2021 (tableau B.16; figure B.61), l'indice de 2019 étant le plus élevé de la série, suivi d'un indice faible en 2021. Les erreurs relatives estimées associées à ces relevés étaient généralement élevées, variant de 0,23 à 0,63 (tableau B.16). L'incidence des sébastes à longue mâchoire dans ce relevé était faible comparativement aux autres relevés synoptiques, avec une occurrence moyenne de 33 % des traits capturant cette espèce, allant de 23 % (2005) à 39 % (2021) (figure B.62). Dans l'ensemble, 453 (33 %) des 1 381 traits de relevé utilisables contenaient des sébastes à longue mâchoire.

Les neuf indices du relevé du détroit d'Hécate, couvrant la période de 2005 à 2021, ont été utilisés comme indices d'abondance dans une simulation de sensibilité pour l'évaluation des stocks afin de représenter la population de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5DE (décrite à l'annexe F).

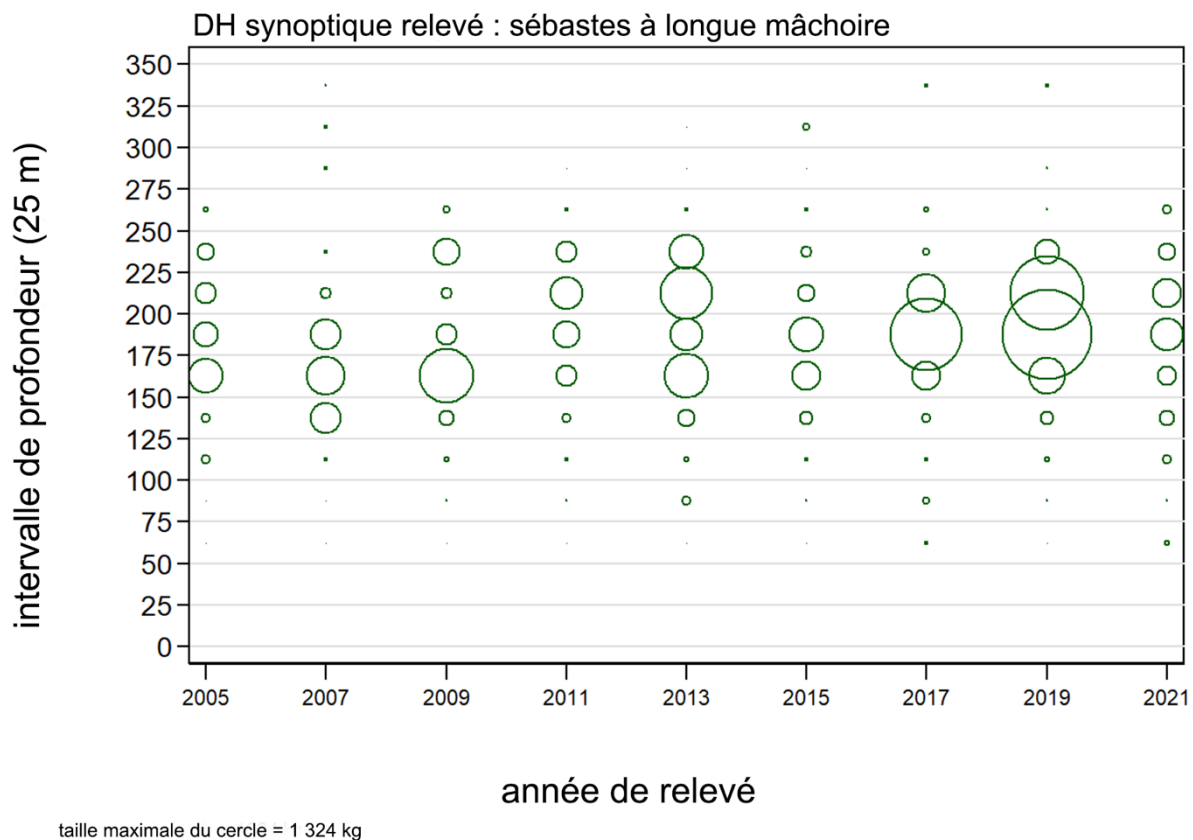


Figure B.60. Répartition du poids des prises observées de sébaste à longue mâchoire pour le relevé synoptique du détroit d'Hécate (tableau B.16) par année de relevé et par zone de profondeur de 25 m. Les prises sont représentées au point médian de l'intervalle de profondeurs, et la taille des cercles a été ajustée selon la valeur maximale de 1 324 kg observée dans l'intervalle de 175 à 200 m de profondeur en 2019. Les quantiles de 5 % et de 95 % représentant la distribution empirique de la profondeur initiale des traits ciblant le sébaste à longue mâchoire sont de 98 m et de 257 m, respectivement.

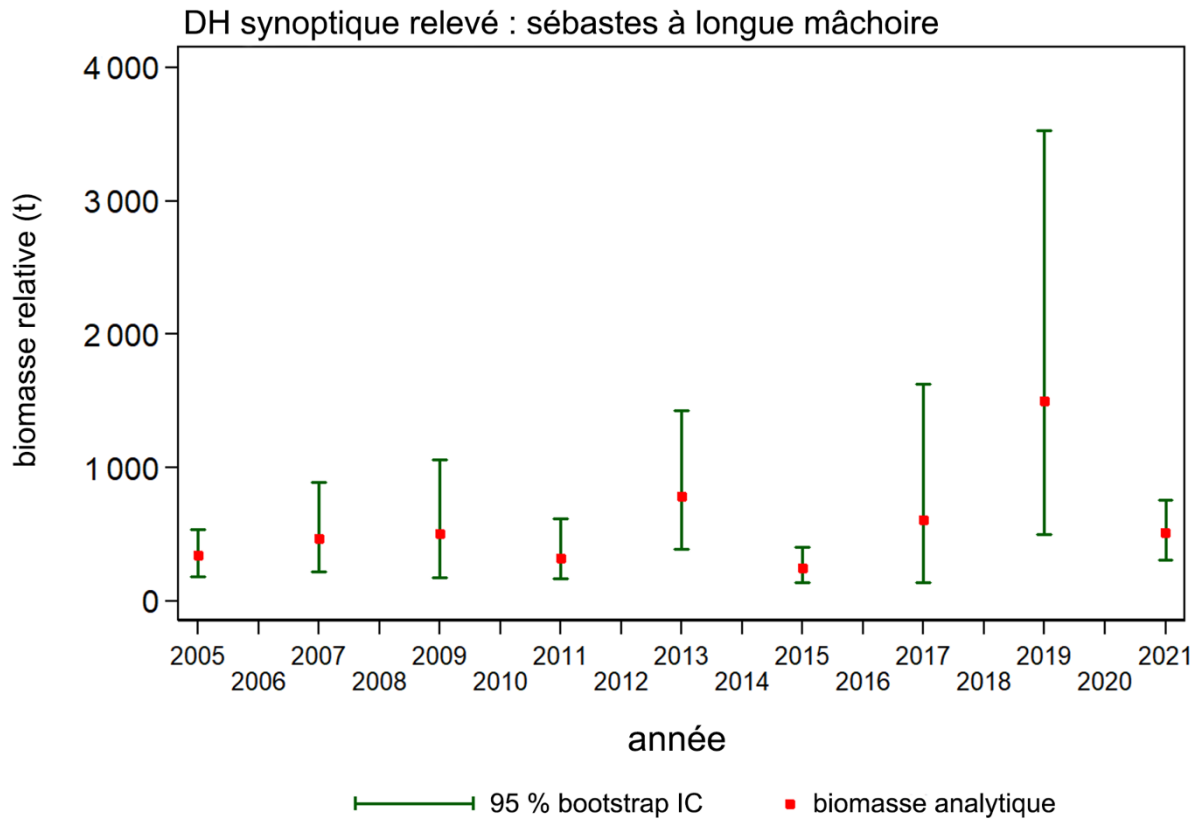


Figure B.61. Graphique des estimations la biomasse de sébaste à longue mâchoire (valeurs fournies dans tableau B.16) du relevé synoptique du détroit d'Hécate pour la période de 2005 à 2021. Le graphique présente les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction de biais, qui sont tirés de 1 000 répétitions menées selon la méthode bootstrap.

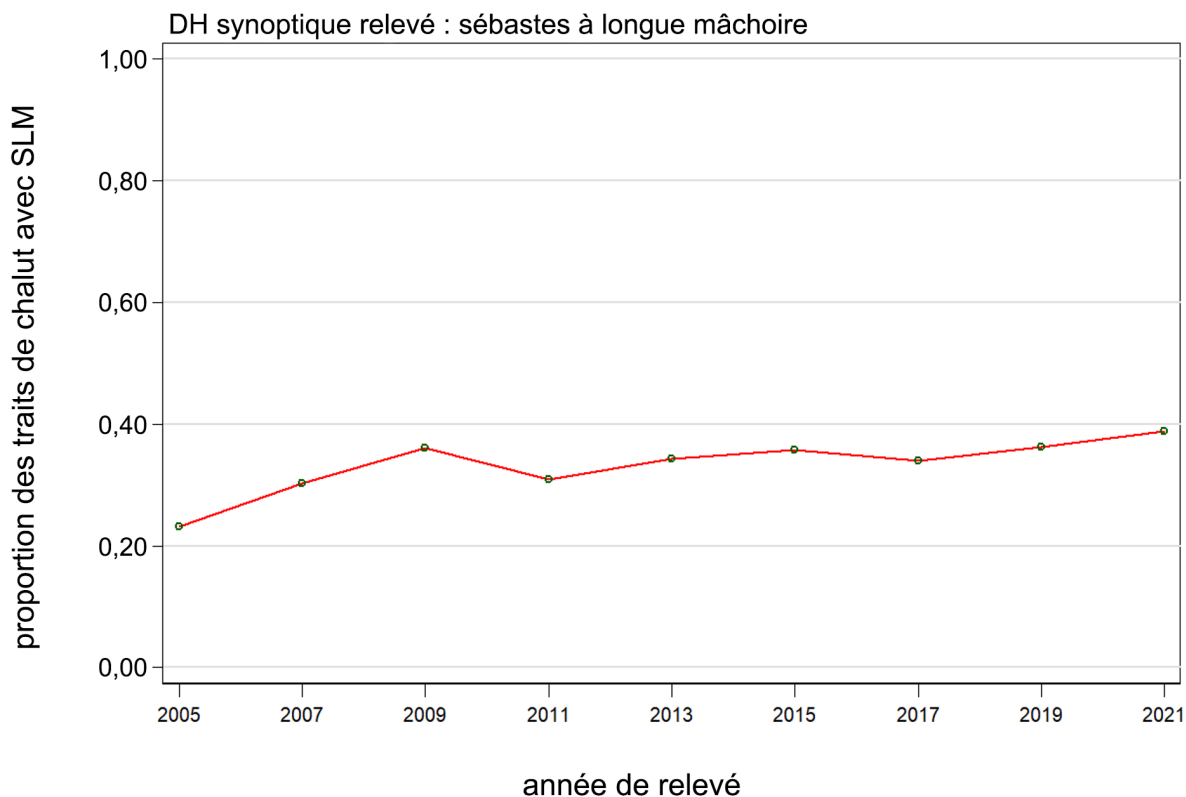


Figure B.62. Proportion de traits qui contenaient des sébastes à longue mâchoire, par année, selon le relevé synoptique mené dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2021.

Tableau B.16. Estimations de la biomasse pour le sébaste à longue mâchoire tirées du relevé synoptique au chalut du détroit d'Hécate pour les années 2005 à 2021. 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 (en t) (Eq. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Eq. B.6)
2005	344	343	183	537	0,259	0,263
2007	465	469	217	888	0,341	0,339
2009	507	510	172	1 061	0,437	0,441
2011	323	322	168	616	0,343	0,336
2013	786	790	388	1 426	0,336	0,332
2015	249	247	140	406	0,265	0,273
2017	607	602	142	1 628	0,632	0,628
2019	1 498	1 522	501	3 524	0,465	0,452
2021	514	518	308	756	0,230	0,232

B.10. 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.
- DFO. 2015. [Proceedings of the Pacific regional peer review on Stock assessment for Yellowtail Rockfish \(*Sebastes flavidus*\) in British Columbia; November 18-19, 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2015/020.
- Doherty, B., Benson, A.J., Cox, S.P. 2019. [Data summary and review of the PHMA hard bottom longline survey in British Columbia after the first 10 years \(2006-2016\)](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3276: ix + 75 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 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.
- Efron, B. 1982. [The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans](#). No. 38 in CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Olsen, N., Rutherford, K.L. and Stanley, R.D. 2008. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 25th to September 21st, 2008](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2858: vii + 50 pp.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.
- 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.

ANNEXE C. CPUE AU CHALUT COMMERCIAL

C.1. INTRODUCTION

Les données sur les prises et l'effort de pêche commerciale ont été utilisées pour générer une série d'indices de biomasse de la capture par unité d'effort (CPUE) pour un certain nombre d'évaluations récentes des stocks de *Sebastes* sur la côte ouest du Canada (p. ex., sébaste canari – Starr et Haigh 2023; bocaccio – Starr et Haigh 2022). Ces séries d'indices ont été élaborées en supposant que la pêche commerciale ne ciblait pas de préférence l'espèce en question, soit parce que son abondance était relativement faible, soit parce qu'elle était associée à un ensemble complexe d'espèces privilégiées, ce qui signifiait qu'elles n'étaient pas ciblées. Ces circonstances ne sont généralement pas celles du sébaste à longue mâchoire, qui est omniprésent et abondant sur la majeure partie de la côte de la Colombie-Britannique, ce qui fait de cette espèce l'une des espèces les plus désirables du complexe des sébastes. Pour ces raisons, les évaluations antérieures des stocks de sébaste à longue mâchoire en Colombie-Britannique (Edwards *et al.* 2012, 2014a, 2014b; Starr et Haigh, 2018) ont choisi de ne pas inclure les CPUE commerciales pour le suivi de la biomasse du sébaste à longue mâchoire, en s'appuyant sur la disponibilité des indices de biomasse des relevés, qui ont tendance à être associés à des erreurs relatives plutôt faibles. Par conséquent, aucune série d'indices de la CPUE n'a été élaborée pour la présente évaluation des stocks.

C.2. RÉFÉRENCES – CPUE

- 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.
- 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.
- 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. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

La présente annexe décrit les analyses des données biologiques sur le sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.). Ces analyses suivent les méthodes adoptées dans les évaluations antérieures des stocks de sébaste (p. ex., Starr et Haigh 2022), y compris les relations longueur-poids, les modèles de croissance de von Bertalanffy, les calendriers de maturité, la mortalité naturelle et les proportions selon l'âge pour utilisation dans le modèle d'évaluation des stocks des prises selon l'âge du sébaste à longue mâchoire (sections D.1 et D.2). L'évaluation des stocks couvre trois stocks de sébaste à longue mâchoire par région : 5ABC ou le bassin de la Reine-Charlotte, 3CD ou la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV), et 5DE ou la côte ouest de Haida Gwaii (COHG, y compris l'entrée Dixon). Toutes les analyses biologiques sont fondées sur les données relatives au sébaste à longue mâchoire qui ont été extraites de la base de données sur le poisson de fond GFBioSQL du MPO le 17 janvier 2023 (791 259 enregistrements). Les résultats de certaines analyses ont servi à alimenter la plateforme modèle Stock Synthesis 3 (SS3, voir l'annexe E). Les critères généraux de sélection des données pour la plupart des analyses sont résumés dans le tableau D.1, bien que la sélection des données varie parfois en fonction de l'analyse.

Le sébaste à longue mâchoire et le sébaste à bouche jaune sont gérés à l'aide d'un ensemble modifié de zones de la CPMP (Commission des pêches maritimes du Pacifique, voir l'annexe A pour plus de détails). Plus précisément, la limite de 5C a été élargie en 1996 pour inclure la partie inférieure du goulet de l'île Moresby dans la zone 5B et les localités du bras Flamingo/de l'île Anthony dans la zone 5E. Les données biologiques ont été réaffectées en conséquence.

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

Champ	Critère	Remarques
Type de sortie	[trip_type] == c(2,3) [trip_type] == c(1,4,5)	Définition des observations issues d'activités de recherche Définition des observations issues de la pêche commerciale
Type d'échantillon	[sample_type] == c(1,2,6,7,8)	Échantillons aléatoires ou totaux seulement
Méthode de détermination de l'âge	[agemeth] == c(2:4, 17) ou == (0 et [année]>=1980) ou == 1 pour les âges 1 à 3	Cassure et brûlage Faire cuire ou couper en tranches minces inconnu depuis 1980 (cassure et brûlage présumé) observations à la surface pour les jeunes poissons
Code de catégorie de l'espèce	[SPECIES_CATEGORY_CODE]==1 (ou 3)	1 = Échantillons non triés 3 = Échantillons triés (à conserver)
Code de sexe	[sex] == c(1,2)*	Sexe clairement identifié (1 = mâle ou 2 = femelle)
Code de zone	[stock] sélectionner la zone de stock (pour l'ensemble de la côte)	Codes des zones principales de la CPMP 3:9

*Les codes de la GFBioSQL pour le sexe (1=mâle, 2=femelle) sont inversés dans SS3 (1=femelle, 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 de relevé et des échantillons commerciaux, 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 de relevé à l'échelle de la côte ont été adoptées pour utilisation dans le modèle (figure D.2). Les données sur le poids 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 commerciaux aient été moins précis que les données sur le poids des relevés.

Tableau D.2. Estimations des paramètres longueur-poids, erreurs types (ET) et nombre d'observations (n) pour les sébastes à longue mâchoire (femelles, mâles et combinés) provenant d'échantillons de relevés et d'échantillons commerciaux, peu importe le type d'engins de pêche, de 1953 à 2022. P_o = poids (kg) du spécimen i , $P_{prév}$ = poids prévu à partir de l'ensemble de données ajustées. Les valeurs ombragées pour la population de l'ensemble de la côte (grisées et marquées d'un astérisque) ont été utilisées dans tous les modèles SS3.

Source	Stock	Sexe	n	ln(a)	ET ln(a)	b	ET b	P_o moyen	ET P_o	P_o min	P_o max	$P_{prév}$ moyen
Relevé	CST	F	32 257	-11,535*	0,007	3,102*	0,002	0,840	0,423	0,006	2,448	0,773
		M	33 972	-11,549*	0,007	3,107*	0,002	0,702	0,319	0,008	1,984	0,647
		F+M	66 228	-11,540	0,005	3,104	0,001	0,769	0,379	0,006	2,448	0,707
Comm.	CST	F	2 956	-11,192	0,061	3,013	0,016	1,015	0,284	0,203	2,240	0,967
		M	2 114	-11,165	0,070	3,000	0,019	0,814	0,200	0,162	1,551	0,796
		F+M	5 073	-11,293	0,043	3,038	0,012	0,930	0,272	0,170	2,240	0,885
Relevé	5ABC	F	15 892	-11,555	0,008	3,106	0,002	0,770	0,452	0,007	2,136	0,751
		M	16 866	-11,661	0,008	3,141	0,002	0,659	0,359	0,008	1,984	0,639
		F+M	32 755	-11,600	0,006	3,121	0,002	0,713	0,410	0,007	2,136	0,694
Comm.	5ABC	F	1 696	-11,268	0,071	3,031	0,019	1,054	0,300	0,135	2,138	0,964
		M	1 249	-11,244	0,084	3,024	0,023	0,852	0,228	0,162	1,551	0,811
		F+M	2 950	-11,268	0,052	3,031	0,014	0,969	0,290	0,135	2,138	0,888
Relevé	3CD	F	5 579	-11,397	0,016	3,077	0,004	0,884	0,423	0,006	2,082	0,782
		M	4 995	-11,475	0,015	3,099	0,004	0,670	0,308	0,008	1,676	0,642
		F+M	10 574	-11,438	0,011	3,088	0,003	0,783	0,388	0,006	2,082	0,709
Comm.	3CD	F	364	-11,532	0,160	3,123	0,044	0,997	0,273	0,460	1,812	1,024
		M	393	-10,511	0,210	2,826	0,058	0,758	0,127	0,476	1,299	0,772
		F+M	755	-11,823	0,123	3,195	0,034	0,873	0,242	0,460	1,812	0,913
Relevé	5DE	F	10 759	-11,733	0,019	3,151	0,005	0,922	0,354	0,016	2,448	0,889
		M	12 064	-11,571	0,020	3,105	0,005	0,778	0,239	0,031	1,690	0,751
		F+M	22 833	-11,680	0,014	3,136	0,004	0,846	0,308	0,023	2,448	0,817
Comm.	5DE	F	889	-11,395	0,118	3,065	0,032	0,936	0,237	0,451	1,929	0,936
		M	471	-10,926	0,178	2,926	0,049	0,757	0,140	0,424	1,308	0,744
		F+M	1 361	-11,596	0,096	3,116	0,026	0,874	0,225	0,424	1,929	0,854

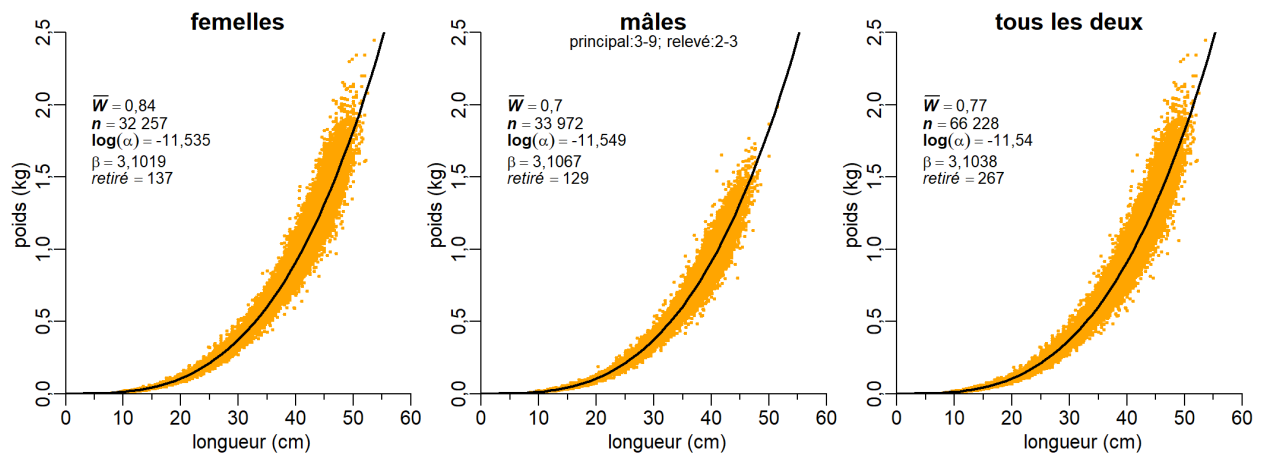


Figure D.1. Relation longueur-poids pour le sébaste à longue mâchoire dérivée de toutes les données de recherche et de relevé pour l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique. Les enregistrements dont la valeur absolue des résidus normalisés est supérieure à 3 (d'après un ajustement préliminaire) ont été omis.

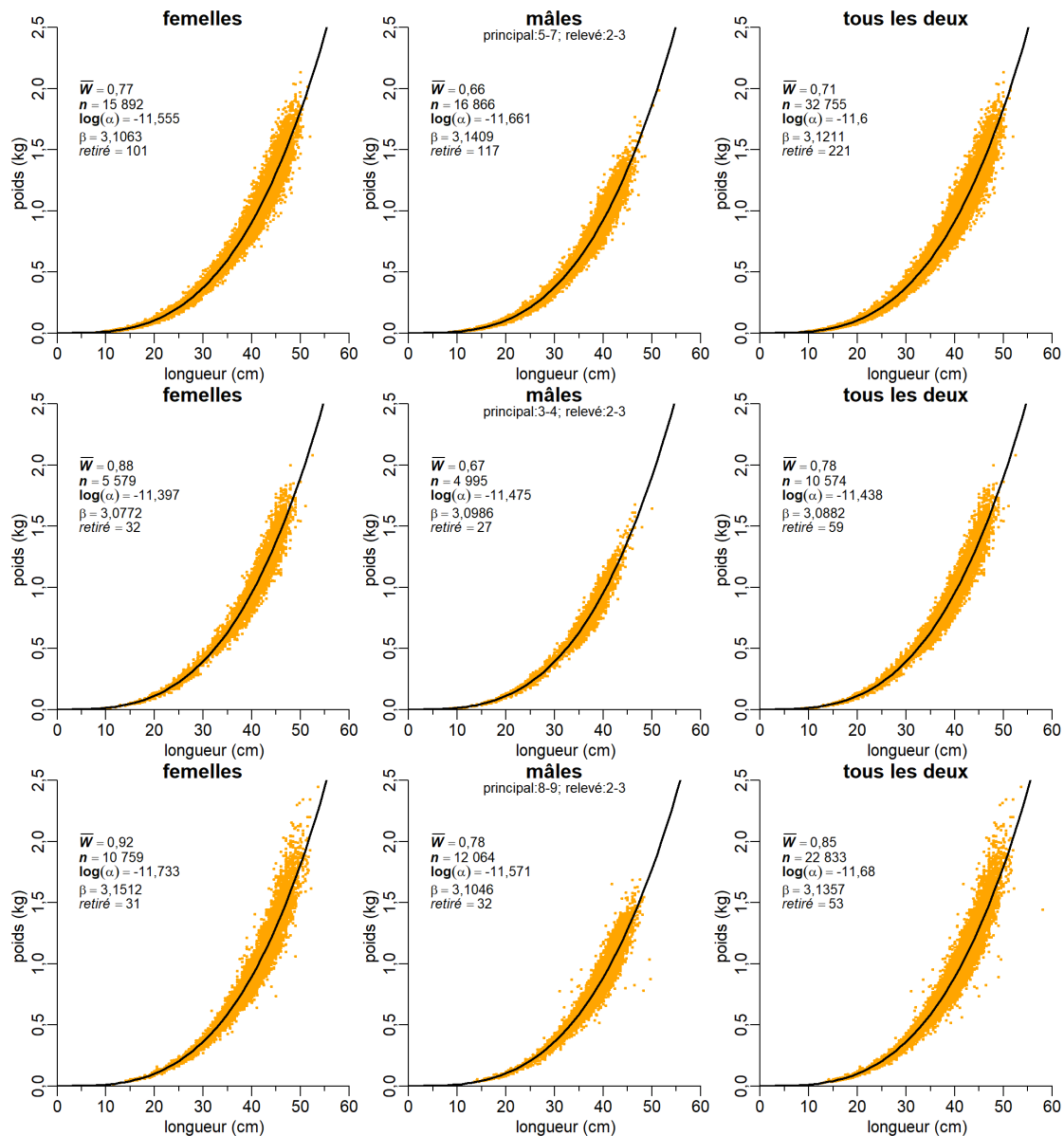


Figure D.2. Relation longueur-poids pour le SLM par zone dérivée de toutes les données de recherche et de relevé – (haut) 5ABC ou BRC, (milieu) 3CD ou COIV, et (bas) 5DE ou COHG. Les enregistrements dont la valeur absolue des résidus normalisés est supérieure à 3 (d'après un ajustement préliminaire) ont été omis.

D.1.2. Croissance – Longueur selon l'âge

Les données sur l'âge de l'otolithe étaient disponibles à partir des relevés et des sorties de pêche commerciale; toutefois, les données des relevés ont été utilisées pour déterminer la fonction de croissance utilisée dans le modèle. Sur les 20 426 enregistrements comportant des données sur l'âge, 20 309 avaient des longueurs concurrentes, et 5 322 enregistrements convenaient pour l'analyse de la croissance après avoir été jugés admissibles pour l'analyse 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 à l'aide de la méthode de cassure et brûlage (MacLellan 1997). Le tableau D.3 résume la disponibilité de tous les otolithes de sébaste à longue mâchoire.

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 :

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

D.1.2.1. Estimation du maximum de vraisemblance

Divers ajustements de l'estimation du maximum de vraisemblance (EMV) ont été apportés pour les données sur la longueur selon l'âge. Un modèle de croissance (von Bertalanffy) a été utilisé pour l'ensemble complet des données de recherche/de relevés (figure D.3), trois régions (figure D.4) et les quatre principaux relevés synoptiques (figure D.5). Voir le tableau D.4 pour les ajustements de tous les paramètres. La figure D.6 indique les fréquences de longueur cumulative des relevés synoptiques par périodes de quatre ans. Le relevé du DH avait tendance à capturer des poissons plus petits que les autres relevés.

Tableau D.3. Nombre de structures de spécimens de sébaste à longue mâchoire (habituellement des otolithes) pour la détermination de l'âge par diverses méthodes. Le nombre d'échantillons apparaît entre parenthèses et n'est pas une combinaison des sexes (c.-à-d. que les otolithes dans un échantillon proviennent habituellement des deux sexes). Les échantillons « affrétés » ont été prélevés lors d'un relevé de recherche mené au moyen de navires commerciaux. Ces structures ont été recueillies de 1963 à 2022.

Type de sortie	Activité	Méthode de détermination de l'âge	Femelles	Mâles	Inconnu
Canada sans obs.	Pêche commerciale	coupe fine	26 (8)	37 (10)	—
Canada sans obs.	Pêche commerciale	Cassure et brûlage	14 135 (342)	13 775 (344)	78 (16)
Relevé de	recherche	méthode inconnue	5 577 (114)	5 425 (114)	—
Relevé de	recherche	Observations à la surface	5 112 (105)	5 612 (105)	243 (11)
Relevé de	recherche	Cassure et brûlage	6 585 (268)	6 069 (263)	9 (5)
Relevé par	navire affrété	méthode inconnue	1 146 (66)	1 283 (66)	29 (3)
Relevé par	navire affrété	Observations à la surface	—	1 (1)	2 (1)
Relevé par	navire affrété	Cassure et brûlage	10 426 (751)	9 794 (750)	22 (12)
Relevé par	navire affrété	otolithe inconnu	22 (3)	17 (3)	23 (4)
Canada avec obs.	Pêche commerciale	méthode inconnue	31 (1)	12 (1)	—
Canada avec obs.	Pêche commerciale	Cassure et brûlage	13 649 (726)	12 424 (726)	652 (59)
Canada avec obs.	Pêche commerciale	nageoire inconnue	1 (1)	—	—

Tableau D.4. Estimations des paramètres de la longueur selon l'âge pour les sébastes à longue mâchoire (femelles, mâles et les deux combinés) à partir des ajustements à l'aide du modèle de croissance de von Bertalanffy (Quinn et Deriso 1999) et de spécimens de la recherche et des relevés combinés pour la côte de la Colombie-Britannique et les zones de la CPMP (5ABC=BRC, 3CD=COIV, 5DE=COHG), ainsi que pour trois relevés synoptiques et un relevé triennal (BRC = bassin de la Reine-Charlotte, COIV = côte ouest de l'île de Vancouver, COHG = côte ouest de Haida Gwaii, NMFS = National Marine Fisheries Service des États-Unis). Les valeurs ombragées pour la population de l'ensemble de la côte (grisées et marquées d'un astérisque) ont été utilisées dans tous les modèles SS3.

Stock/relevé	Source des données	Sexe	n	Linf (cm)	K	t ₀ (cm)
Côte britanno-colombienne	Tous les relevés	F	13 464	43,9*	0,1663*	-0,56*
		M	12 995	40,7*	0,1895*	-0,61*
		F+M	26 506	42,4	0,1738	-0,68
5ABC	Tous les relevés	F	5 598	44,1	0,1563	-0,65
		M	5 557	40,8	0,1826	-0,48
		F+M	11 171	42,4	0,1688	-0,57
3CD	Tous les relevés	F	3 789	43,8	0,1633	-1,08
		M	3 328	39,6	0,2094	-0,77
		F+M	7 128	42,2	0,1680	-1,34
5DE	Tous les relevés	F	4 082	43,9	0,1687	-0,76
		M	4 102	41,5	0,1561	-2,60
		F+M	8 202	42,7	0,1642	-1,54
BRC	relevé synoptique	F	3 741	43,9	0,1577	-0,67
		M	4 034	40,8	0,1821	-0,50
		F+M	7 777	42,2	0,1708	-0,56
COIV	relevé synoptique	F	2 134	44,2	0,1576	-1,19
		M	1 860	39,7	0,2094	-0,79
		F+M	3 999	42,3	0,1685	-1,28
Côte ouest de Haida Gwaii	relevé synoptique	F	1 815	45,4	0,1120	-5,00
		M	1 804	42,1	0,1284	-4,85
		F+M	3 622	43,4	0,1320	-3,79
SNEPL	relevé triennal	F	1 140	44,6	0,1590	-1,37
		M	1 275	40,4	0,2086	-0,90
		F+M	2 415	42,6	0,1760	-1,23

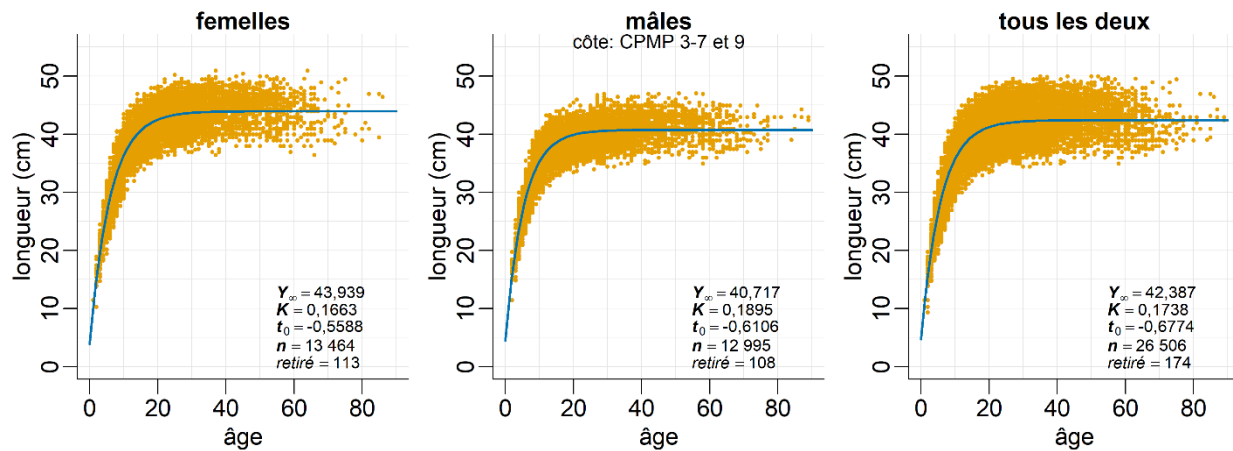


Figure D.3. Croissance précisée selon la relation âge-longueur : la méthode de von Bertalanffy est appropriée pour le sébaste à longue mâchoire à l'échelle de la côte à l'aide des données de recherche et de relevés. Les âges ont été déterminés par cassure et brûlage des otolithes et par observations à la surface des otolithes pour les âges 1 à 3. Les enregistrements dont la valeur absolue des résidus normalisés est supérieure à 3 (d'après un ajustement préliminaire) ont été omis.

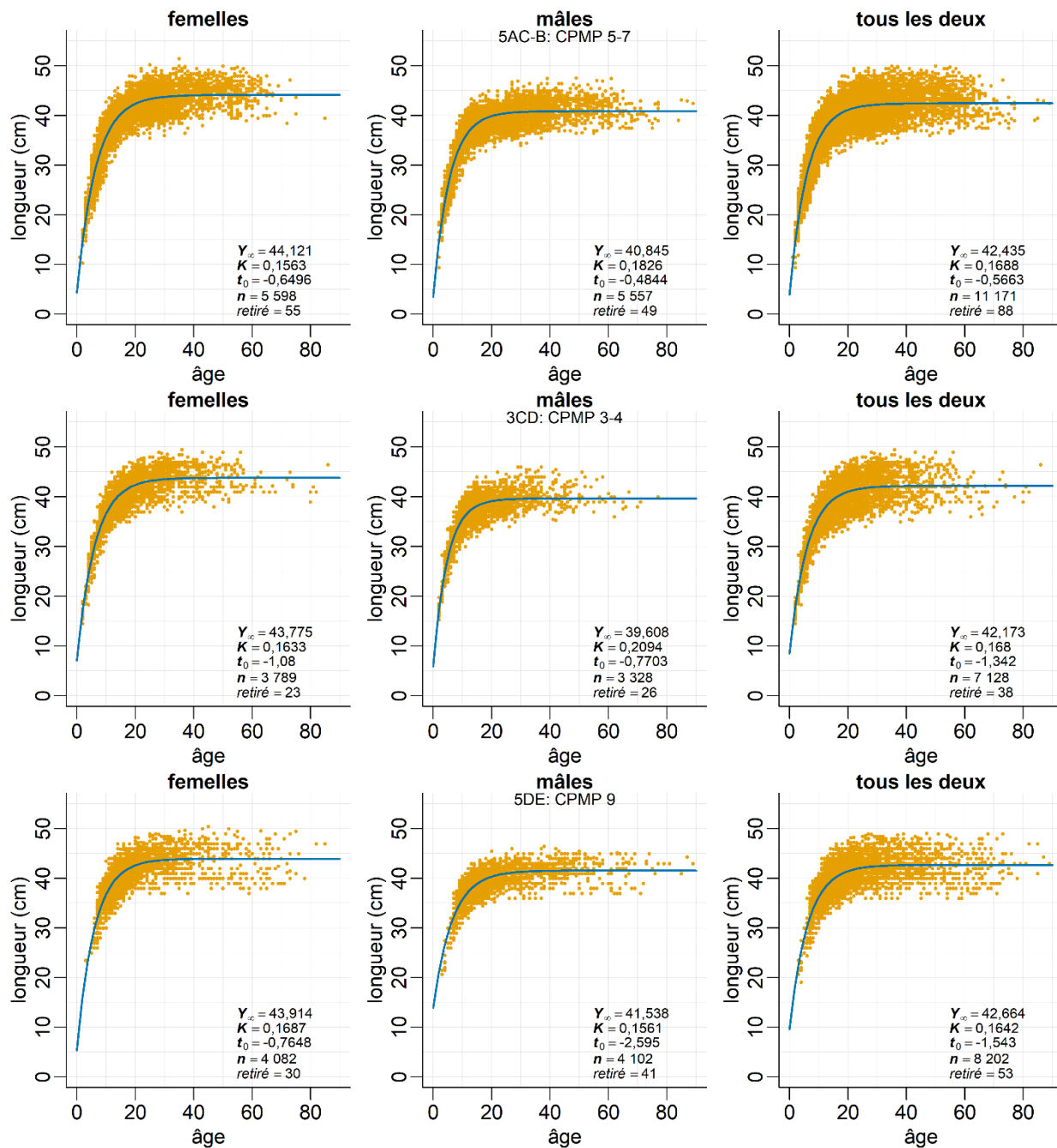


Figure D.4. Croissance précisée par la relation âge-longueur : von Bertalanffy s'applique au sébaste à longue mâchoire à l'aide des données de la recherche et des relevés – (haut) 5ABC=BRC, (milieu) 3CD=COIV et (bas) 5DE=COHG. Voir la légende dans la figure D.3 pour plus de détails.

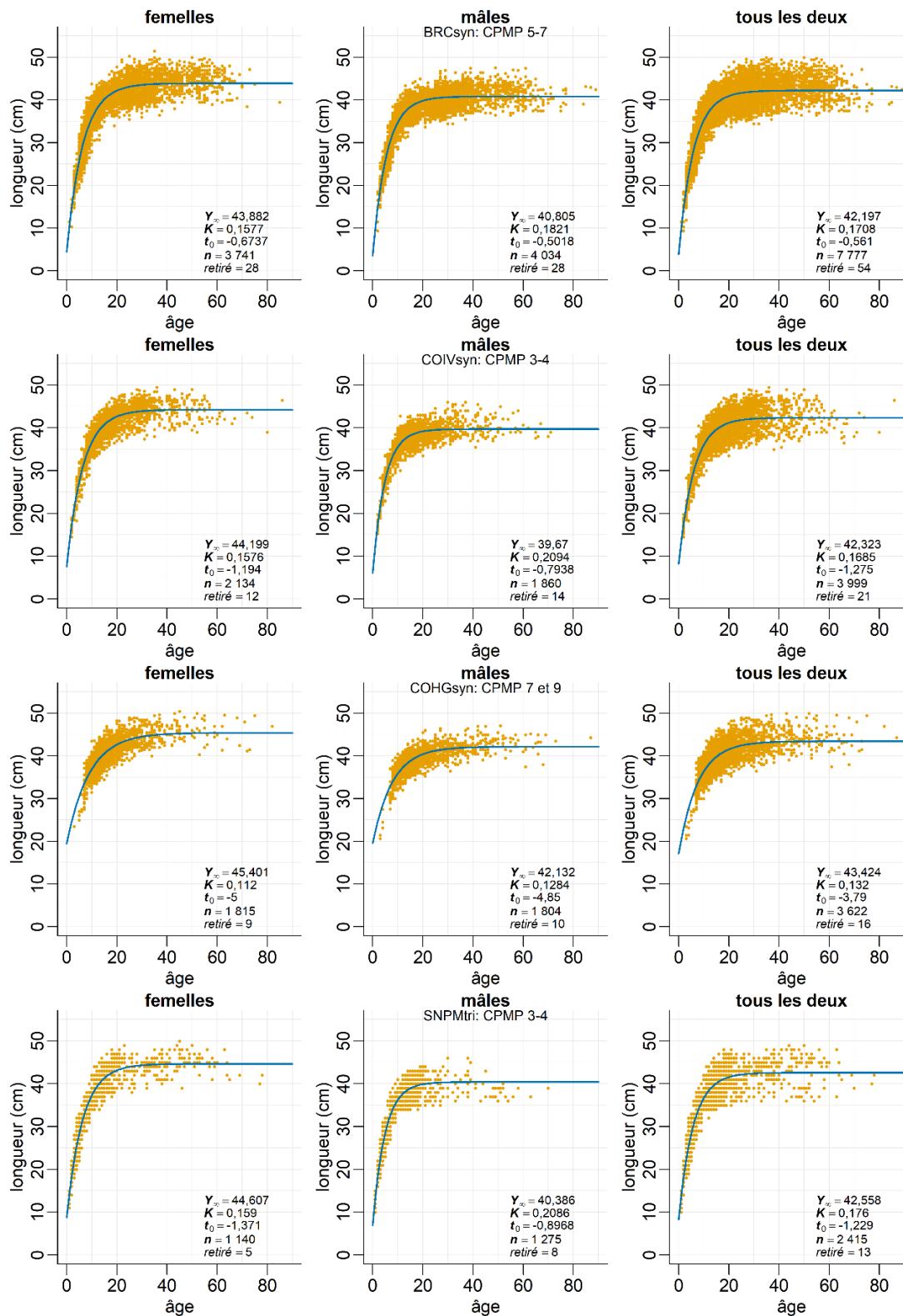


Figure D.5. Croissance précisée selon la relation âge-longueur : la méthode de von Bertalanffy est appropriée pour le sébaste à longue mâchoire d'après quatre relevés : relevé synoptique du BRC, relevé synoptique de la COIV, relevé synoptique de la COHG et relevé triennal du NMFS. Voir la légende dans la figure D.3 pour plus de détails.

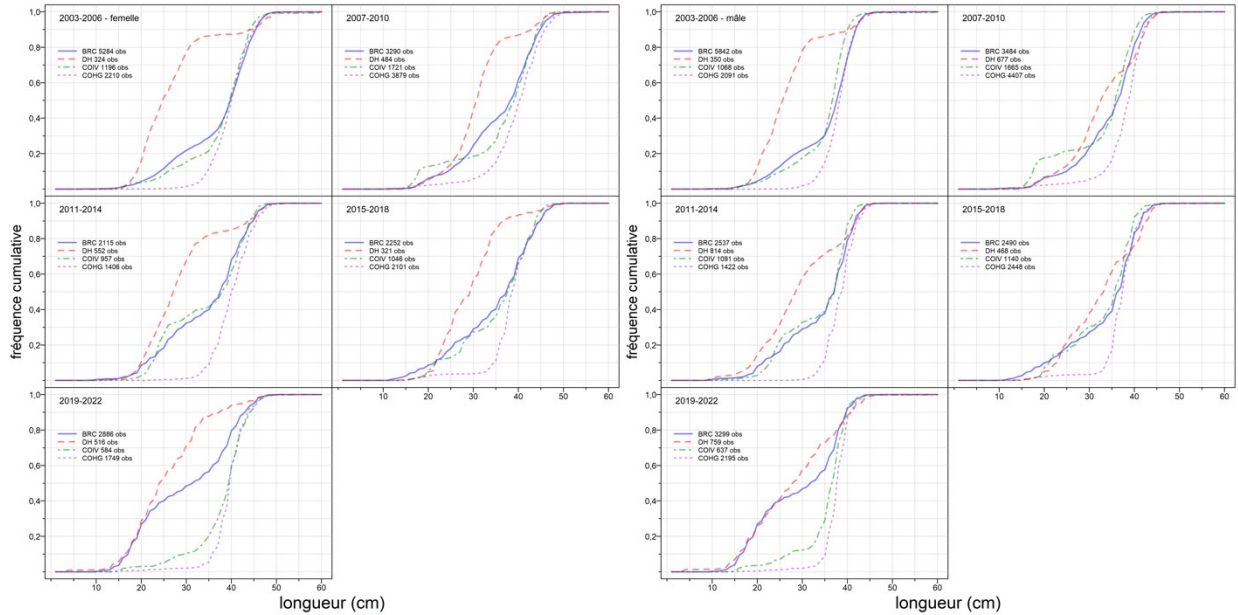


Figure D.6. Fréquences cumulatives de la longueur des sébastes à longue mâchoire femelles (à gauche) et mâles (à droite) en comparant les relevés synoptiques sur des périodes de quatre ans. BRC = bassin de la Reine-Charlotte, DH = détroit d’Hecate, COIV = côte ouest de l’île de Vancouver, COHG = côte ouest de Haida Gwaii.

D.1.3. Maturité

Cette analyse a été fondée sur l’ensemble des femelles et des mâles « par stade » (examinés pour déterminer leur maturité) provenant de la recherche, des relevés et de la pêche commerciale combinés dans la base de données GFBioSQL du MPO. Les codes de maturité du sébaste à longue mâchoire qui figurent dans la base de données (tableau D.5) proviennent du MATURITY_CONVENTION_CODE = 1, qui décrit sept conditions de maturité pour les sébastes (1977 et après).

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

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

Chez le sébaste à longue mâchoire, les femelles matures (stade 3) commencent à apparaître en juillet et sont les plus abondantes pendant les mois de novembre et de décembre, les femelles fécondées apparaissant de janvier à mars, suivies des poissons porteurs d’embryons de février à avril (figure D.7, en haut à gauche). On a utilisé les données de tous les mois pour créer l’ogive de maturité parce que celles-ci permettaient d’obtenir un meilleur ajustement que

lorsqu'on a utilisé un sous-ensemble de mois. Pour ce faire, il a fallu combiner les données commerciales et les données de recherche parce que la plupart des données de recherche et de relevé ne s'étendent pas jusqu'à la fin de l'automne, à l'hiver et au début du printemps.

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

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

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

v_s = âge de pleine maturité pour le sexe s ,

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

En général, dans les analyses biologiques de sébastes, on utilise les âges déterminés à partir des otolithes traités et lus selon la procédure de « cassure et brûlage » (ameth=3) ou codés comme « inconnu » (ameth=0), mais traités en 1980 ou après. Il existe également une méthode appelée « cassure et cuisson » (ameth=17), mais aucun otolithe de sébaste à longue mâchoire n'a été traité au moyen de celle-ci (tableau D.3). De plus, les otolithes des sébastes âgés de 1 à 3 ans sont parfois traités à l'aide des observations à la surface (ameth=1) parce que le laboratoire de détermination de l'âge trouve cette technique plus fiable que la méthode de cassure et brûlage pour les très jeunes poissons; cependant, le protocole est habituellement appliqué au poisson plat et à la merluche seulement. (S. Wischniowski, MPO, comm. pers., 21 juin 2018).

À l'aide de divers qualificateurs (p. ex., méthodes de détermination de l'âge valides), la qualification ci-dessus a donné 11 258 sébastes à longue mâchoire femelles matures à l'échelle de la côte à partir des relevés de recherche et de la pêche commerciale avec des observations de la maturité et des âges valides. Les spécimens matures comprenaient les sébastes codés de 3 à 7 (tableau D.5). On a calculé la proportion empirique de femelles/mâles matures à chaque âge (figure D.8). Une fonction double-normale (Eq. figure D.3) a été ajustée aux proportions observées à maturité entre les âges 1 à 30¹ pour lisser les observations et déterminer une fonction monotone croissante à utiliser dans le modèle d'évaluation des stocks (figure D.8). En outre, on s'est servi d'une fonction logistique utilisée par Vivian Haist (VH) pour les modèles de longueur dans les évaluations de la langouste de la Nouvelle-Zélande (Haist *et al.* 2009) pour faire une comparaison avec le modèle binormal.

Selon une procédure adoptée par Stanley *et al.* (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), les proportions de maturité pour les jeunes rajustées selon l'Eq. D.3 n'ont pas été utilisées parce que la ligne ajustée pourrait surestimer la proportion de femelles matures (figure D.8). Par conséquent, l'ogive de maturité utilisée dans le modèle d'évaluation des stocks (colonne marquée « Modèle CST m_a » dans le tableau D.6), fixe la proportion d'individus matures à zéro pour les âges 1 à 4, puis passe à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 15. Tous les âges, à partir de 16, ont été forcés à 1 (pleinement mature). La stratégie utilisée est conforme aux évaluations de stocks de sébastes de la Colombie-Britannique menées précédemment,

¹ Les âges utilisés dans l'ajustement excluent les âges supérieurs à 30 afin d'éviter les proportions pouvant avoir une influence causée par des valeurs fallacieuses (en raison du manque de données).

dans lesquelles on a reconnu que les jeunes individus n'étaient pas bien échantillonnés et que ceux qui avaient fait l'objet d'un bon échantillonnage avaient tendance à être plus gros et plus matures que prévu. La fonction de cette ogive dans le modèle d'évaluation du stock est de calculer la biomasse féconde utilisée dans la fonction de recrutement du stock de Beverton-Holt. Elle est traitée comme une fonction connue constante, sans erreur. À l'aide d'une fonction binormale ajustée, on a estimé les âges à 50 % de la maturité et à la pleine maturité à 9,5 ans et à 15.5 ans, respectivement, pour les femelles, et à 8,9 ans et à 19,7 ans, respectivement, pour les mâles. Seul l'ogive de maturité des femelles à l'échelle de la côte a été utilisé dans les modèles de population SS3 à l'échelle de la côte et régionaux.

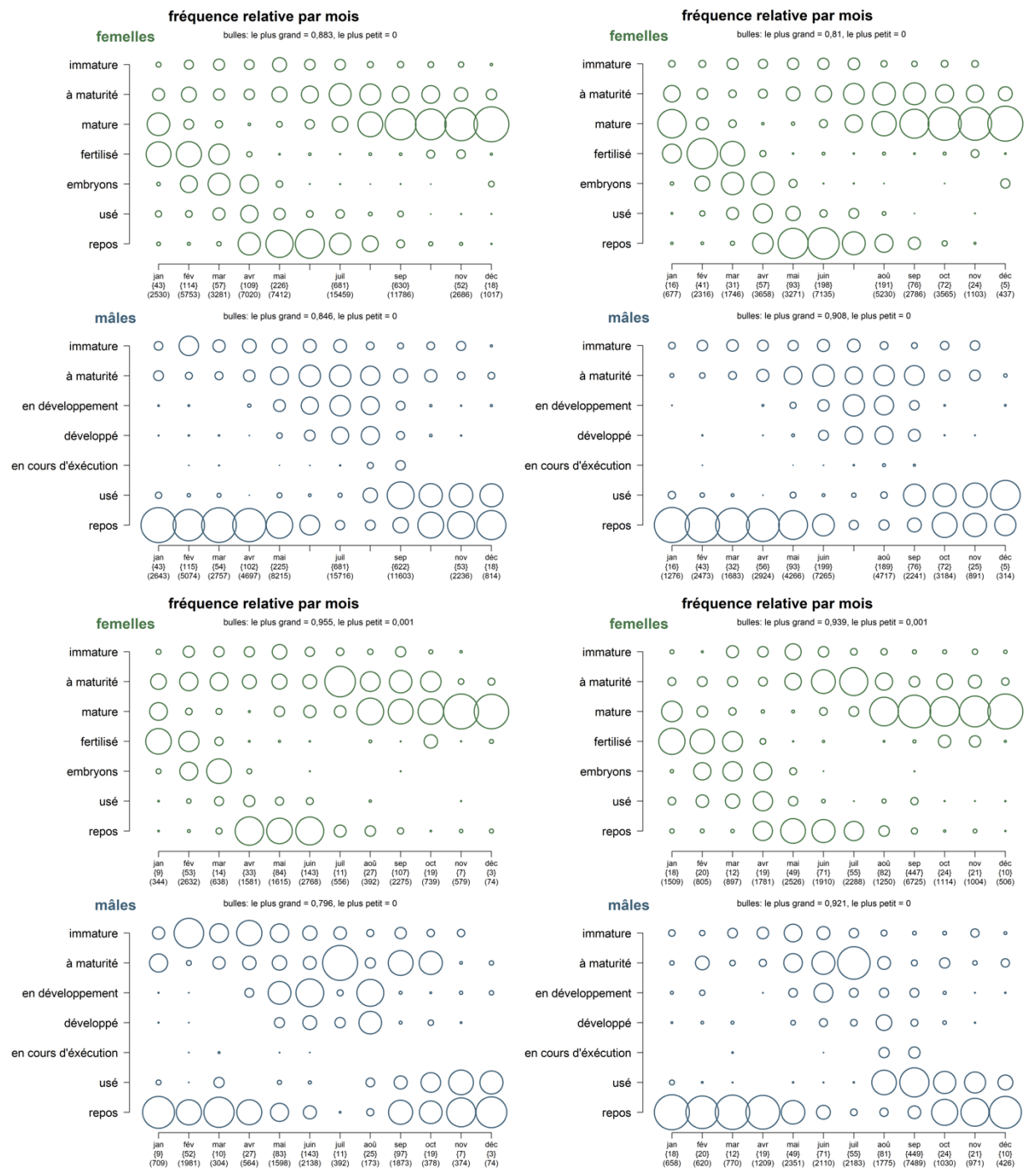


Figure D.7. Fréquence relative des codes de maturité par mois (en haut à gauche : à l'échelle de la côte, en haut à droite : 5ABC, en bas à gauche : 3CD, en bas à droite : 5DE) pour les sébastes à longue mâchoire femelles et mâles. Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et d'activités de recherche. Les fréquences sont calculées au sein de chaque catégorie de maturité, pour chaque mois.

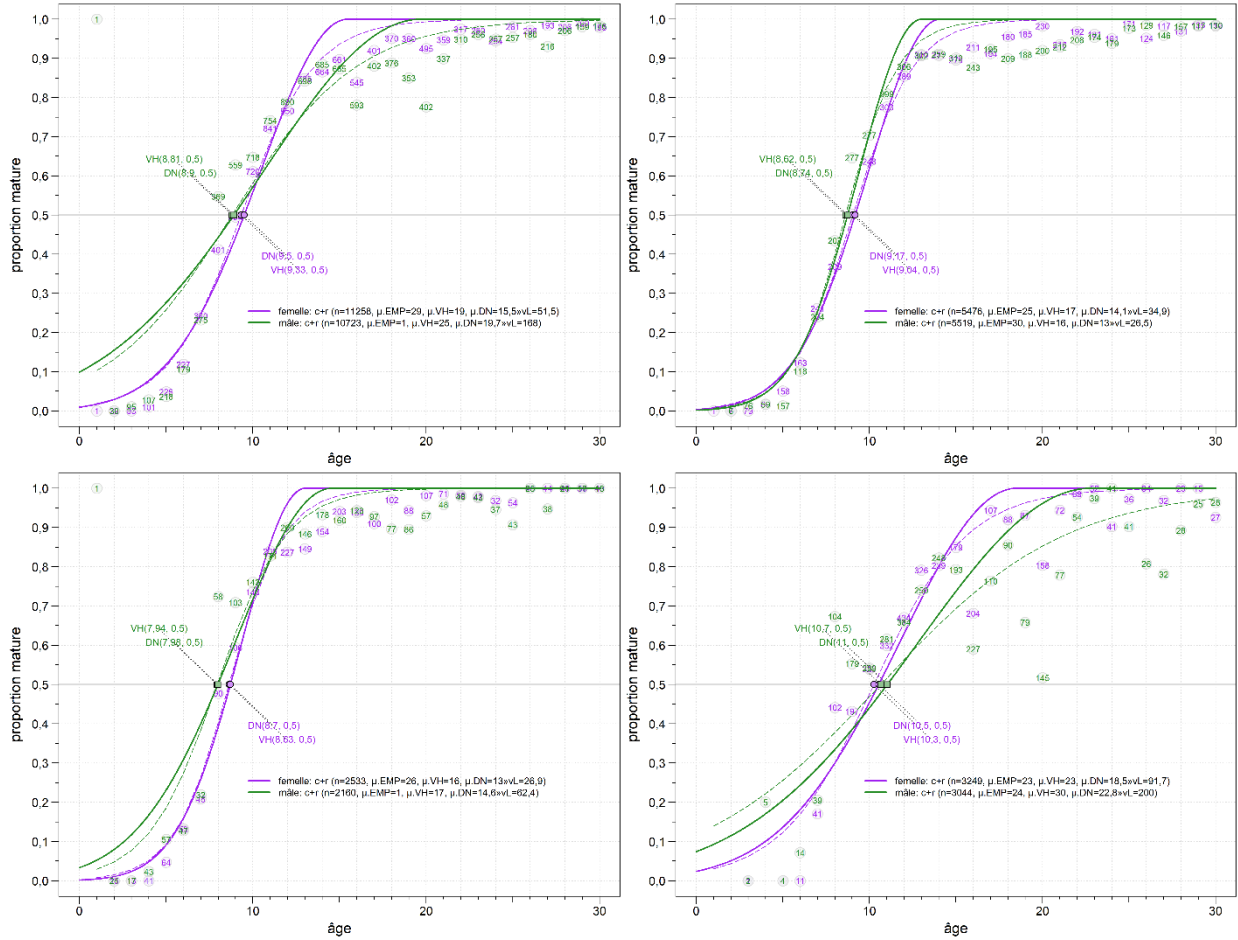


Figure D.8. Ogives de maturité pour les sébastes à longue mâchoire femelles (violet) et mâles (vert) à l'échelle de la côte (en haut à gauche), dans 5ABC (en haut à droite), dans 3CD (en bas à gauche) et dans 5DE (en bas à droite). Les lignes pleines représentent l'ajustement de la courbe binomiale (DN), les lignes tiretées représentent l'ajustement du modèle logistique (VH = Vivian Haist), et les nombres entourés d'un cercle indiquent le nombre de spécimens qui ont été utilisés pour calculer la proportion d'individus matures utilisée à titre de donnée d'entrée (EMP = empirique). Les âges estimés à 50 % de la maturité sont indiqués près de la ligne médiane et les âges à la pleine maturité ($\mu.VH$, $\mu.DN$) figurent dans la légende. Les données sur la maturité étaient limitées aux années de 1996 à 2022.

Tableau D.6. Proportion de sébastes à longue mâchoire femelles matures selon l'âge (m_a) utilisée dans le modèle de prises selon l'âge (première colonne du « Modèle »). On a présumé que les stades de maturité 1 et 2 représentaient les individus immatures et que les individus de tous les autres stades (3 à 7) étaient matures. EMP = empirique, LB = logit binomial, VH = logistique utilisée par Vivian Haist, DN = double normale (Eq.D.3), Modèle = pour utilisation dans les modèles de population, mais seulement à l'échelle de la côte; a été utilisé dans toutes les simulations de modèles.

Âge	Nombre d'individus	m_a EMP	m_a LB	m_a VH	m_a DN	Modèle CST m_a	Modèle 5ABC m_a	Modèle 3CD m_a	Modèle 5DE m_a
1	0	–	0,0715	0,0187	0,0171	0	0	0	0
2	22	0	0,0957	0,0297	0,0294	0	0	0	0
3	93	0	0,1268	0,0470	0,0487	0	0	0	0
4	101	0,0099	0,1663	0,0734	0,0775	0	0	0	0
5	226	0,0487	0,2150	0,1131	0,1187	0,1187	0,0939	0,0914	0,1367
6	227	0,1189	0,2732	0,1702	0,1749	0,1749	0,1536	0,1599	0,1815
7	330	0,2424	0,3405	0,2480	0,2478	0,2478	0,2372	0,2596	0,2358
8	401	0,4115	0,4148	0,3467	0,3378	0,3378	0,3459	0,3915	0,2998
9	594	0,4949	0,4932	0,4605	0,4430	0,4430	0,4764	0,5479	0,3730
10	720	0,6111	0,5720	0,5786	0,5587	0,5587	0,6195	0,7120	0,4539
11	841	0,7218	0,6472	0,6883	0,6779	0,6779	0,7609	0,8589	0,5406
12	950	0,7663	0,7158	0,7803	0,7910	0,7910	0,8825	0,9619	0,6299
13	785	0,8484	0,7757	0,8510	0,8879	0,8879	0,9666	1,0000	0,7181
14	664	0,8660	0,8261	0,9019	0,9587	0,9587	0,9998	1	0,8010
15	661	0,8971	0,8670	0,9366	0,9957	0,9957	1	1	0,8742
16	545	0,8385	0,8995	0,9596	1	1	1	1	0,9335
17	401	0,9202	0,9248	0,9745	1	1	1	1	0,9754
18	370	0,9514	0,9441	0,9840	1	1	1	1	0,9972
19	360	0,9500	0,9586	0,9900	1	1	1	1	1
20	495	0,9253	0,9695	0,9938	1	1	1	1	1
25	261	0,9808	0,9936	0,9994	1	1	1	1	1
30	195	0,9795	0,9987	0,9999	1	1	1	1	1

D.1.4. Mortalité naturelle

L'âge maximal déclaré dans la documentation sur les sébastes à longue mâchoire est de 98 ans pour un spécimen des îles Aléoutiennes (Munk 2001). La base de données GFBio du MPO rapporte un spécimen plus âgé (âgé de 103 ans : spécimen femelle de la localité du « sud de l'île Moresby » à 362 m en 2002). Archibald *et al.* (1981) ont estimé la mortalité naturelle des sébastes à longue mâchoire à 0,04 à 0,05; cependant, les valeurs utilisées pour le taux de mortalité naturelle des sébastes à longue mâchoire dans d'autres évaluations des stocks publiées sont habituellement près de 0,06 (p. ex., Schnute *et al.* 2001; Hanselman *et al.* 2007, 2009). Les estimations de M provenant des évaluations antérieures des stocks de sébaste à longue mâchoire en Colombie-Britannique (Haigh *et al.* 2018; Edwards *et al.* 2013 a,b) sont les suivantes :

- 5ABC – 0,060 (0,055, 0,066) pour les femelles et 0,065 (0,060, 0,071) pour les mâles;
- 3CD – 0,069 (0,060, 0,079) pour les femelles et 0,072 (0,063, 0,082) pour les mâles;
- 5DE – 0,063 (0,055, 0,073) pour les femelles et 0,076 (0,067, 0,085) pour les mâles.

Dans cette évaluation des stocks, les moyennes antérieures de M étaient fondées sur les médianes de la zone 5ABC de 2017 avec un CV de 20 % appliqué : N (0,06, 0,012) pour les femelles et N (0,065, 0,013) pour les mâles.

L'estimateur de Hoenig (1983) décrit une décroissance exponentielle $LN(k) = -Z t_L$, où Z = mortalité naturelle, t_L = longévité d'un stock, et k = proportion d'animaux encore vivants à t_L .

Quinn et Deriso (1999) ont popularisé cet estimateur en réarrangeant l'équation de Hoenig et en établissant $k=0,01$ (comme le suggérait à l'origine Hoenig) :

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

Then et al. (2015) a revu divers estimateurs de la mortalité naturelle et a recommandé l'utilisation d'un estimateur de Hoenig mis à jour fondé sur des moindres carrés non linéaires :

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

où t_{\max} = âge maximum.

Au cours du processus d'examen du sébaste à raie rouge (MPO 2022a), l'un des principaux examinateurs, Vladlena Gertseva (Northwest Fisheries Science Center, NOAA, comm. pers., 2018), a fait remarquer que Then *et al.* (2015) n'a pas appliqué de façon uniforme une transformation logarithmique. Dans l'espace réel, on pourrait s'attendre à une hétéroscédasticité substantielle touchant à la fois les erreurs d'observation et de processus associées à la relation entre M et t_{\max} . Lors d'une réévaluation des données utilisées dans Then *et al.* (2015) en ajustant le modèle t_{\max} à un paramètre à l'aide d'une transformation bilogarithmique (de sorte que la pente est forcée à -1 dans l'espace transformé, comme dans Hamel 2015), Gertseva a recalculé l'estimation ponctuelle pour M comme suit :

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

Lors de réunions antérieures d'examen régional par les pairs du SCAS, les participants s'opposaient à l'idée d'adopter un âge maximal provenant d'un seul individu, habituellement isolé, préférant plutôt observer la queue de la distribution des âges (figure D.9). Pour le sébaste à longue mâchoire, le paramètre t_{\max} = quantile de 99 % des données sur l'âge selon le sexe : femelle t_{\max} = 62 ans, mâle t_{\max} = 60 ans donne les estimateurs de Hoenig (1983) et de Gertseva/Hamel, la M des femelles = 0,074 et 0,087, respectivement, tandis que la M des mâles = 0,077 et 0,090, respectivement. Ces valeurs dépassent ce que nous avons jugé plausible pour un poisson qui vit jusqu'à 100 ans, ce qui donnerait une M faible de 0,046 et de 0,054 en utilisant les estimateurs de Hoenig et de Gertseva/Hamel, respectivement. Le tableau D.7 calcule les valeurs possibles de la M en fonction des deux estimateurs.

Tableau D.7. Estimations de la mortalité naturelle M des sébastes à longue mâchoire à l'aide d'équations fondées sur la longévité des poissons (mâles et femelles combinés). Divers âges > quantile 0,95 jusqu'au t_{\max} observé = 103 ans (femelles) sont utilisés pour illustrer la variabilité de la M selon d'autres âges « maximaux ». La fonction de distribution cumulative empirique en R [fonction(x,pc) ecdf(x)(pc)] a été utilisée pour estimer les quantiles pour divers âges.

Âge	Quantile de ecdf	Hoenig (1983) $M = -\ln(0,01)/t_{\max}$	Gertseva/Hamel $M = 5,4/t_{\max}$
50	0,96930	0,092	0,108
60	0,98931	0,077	0,090
70	0,99716	0,066	0,077
80	0,99968	0,058	0,068
90	0,99995	0,051	0,060
103	1	0,045	0,052

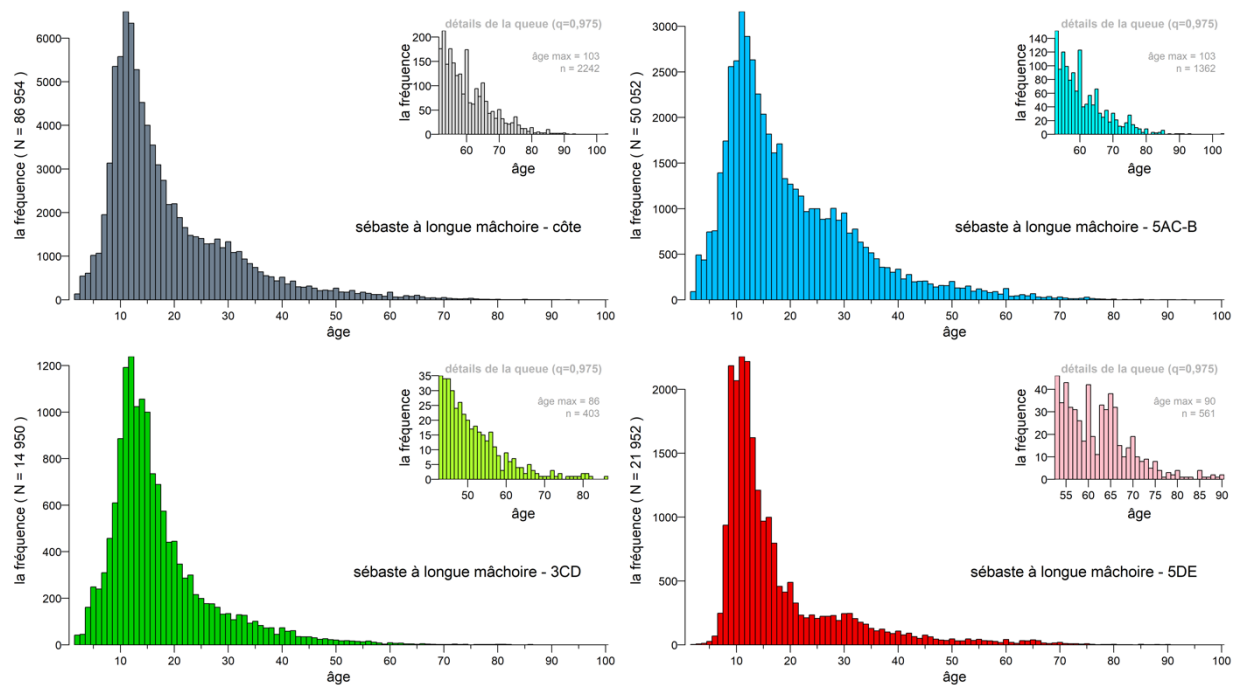


Figure D.9. Répartition des âges des sébastes à longue mâchoire (femelles et mâles combinés) pour tous les types d'engins le long de la côte de la C.-B. (en haut à gauche), dans la zone 5ABC (en haut à droite), dans la zone 3CD (en bas à gauche) et dans la zone 5DE (en bas à droite); les encarts présentent des détails pour les âges \geq quantile 0,975 des données sur l'âge par zone.

D.1.5. Durée d'une génération

On suppose que la durée de la génération t_G est l'âge moyen des adultes (mâles et femelles) dans la population, approximativement l'âge de la première reproduction plus l'inverse de la mortalité naturelle des adultes², et prend la forme suivante :

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

où k = âge à 50 % de la maturité,
 M = taux de mortalité naturelle instantanée.

À l'aide d'une série de Taylor, $e^M = 1 + M + M^2/2$, le COSEPAC adopte une approximation de la durée de génération pour les petites valeurs de M :

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

² Cette équation suppose que la mortalité naturelle après l'âge de la première reproduction est bien connue et que la mortalité et la fécondité ne changent pas avec l'âge après l'âge de la première reproduction (c.-à-d. qu'il n'y a pas de sénescence). Pour les espèces qui présentent une sénescence (augmentation de la mortalité et diminution de la fécondité) avec l'âge, cette formule surestimera la durée d'une génération (section 4.4, option 2 de la Commission des normes et des pétitions de l'UICN 2022).

Dans la section D.1.3, $k = 9,5$ ans pour les sébastes à longue mâchoire femelles. Si nous supposons que $M = 0,052$ (en utilisant l'âge = 103 dans le tableau D.7), alors l'estimation du COSEPAC de la durée de génération (D.8) $t_G = 28,7$ ans pour le stock de l'ensemble de la côte. Par souci de simplicité, nous adoptons $t_G = 25$ ans, ce qui était proche de la durée de génération de 27 ans ($M \sim 0,062$) pour une évaluation américaine de 2012 (Hanselman *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 distinguer des valeurs parallèles utilisées dans les analyses des échantillons issus de la pêche commerciale ou d'activités de relevé, respectivement, puisque les mécanismes de la procédure de pondération sont similaires dans les deux cas. Le symbole peut se lire comme « ou », p. ex., les prises ou la densité.) Pour les échantillons de la pêche commerciale, ces strates comprennent des périodes trimestrielles lors d'une année, alors que pour ceux des relevés, elles sont définies par les limites de longitude, de latitude et de profondeur propres à chaque série de relevés. Un système de pondération à deux niveaux est utilisé comme suit.

Dans chaque strate h , on a déterminé les échantillons d'âge issus de la pêche commerciale par sortie (habituellement un échantillon par sortie³) et on a pondéré les fréquences selon l'âge par sortie, selon le poids des prises cibles (tonnes) dans les traits échantillonnés, afin de produire une fréquence selon l'âge pondérée par strate (trimestre). Ensuite, on a pondéré les fréquences selon l'âge trimestrielles selon les prises de la cible trimestrielles issues d'activités de pêche, et ce, pour chaque année. Si un trimestre n'avait pas été échantillonné, il n'entrait pas dans la pondération pour l'année en question. Par exemple, si des échantillons de la cible étaient manquants en octobre-décembre d'une année donnée, seuls les trois premiers trimestres des prises cibles seraient utilisés pour calculer au prorata trois fréquences trimestrielles d'âge pour cette année, ce qui donnerait une seule fréquence d'âge pour l'année.

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

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

³ Les échantillons ont été combinés, pondérés par le poids du trait, pour les sorties comportant plus d'un échantillon afin d'obtenir une seule fréquence d'âge pour chaque sortie.

système de pondération stratifiée susmentionné et décrit de façon détaillée ci-dessous tente d'ajuster l'effort d'échantillonnage inégal parmi les strates.

Par souci de simplicité, on utilise la pondération des fréquences d'âge x_a pour illustrer la procédure, sauf indication contraire. La pondération se fait 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.8.

Tableau D.8. Équations pour la pondération des fréquences ou des proportions selon l'âge; (c) = pêche commerciale et (r) = relevés.

Symbole	Description
Indices	
a	classe d'âges (1 à A , où A est une classe d'âges maximale)
d	(c) numéro d'identification de la sortie de pêche utilisé comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par sortie) (s) numéro d'échantillon utilisé comme unité d'échantillon (habituellement un échantillon par trait de relevé)
h	(c) trimestre d'une année civile (1 à 4), 91,5 jours chacun (s) strate de 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 mené dans le bassin de la Reine-Charlotte en 2003)
Données	
x_{adhi}	observations selon l'âge a pour l'unité d'échantillonnage d dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
x'_{adhi}	proportion selon l'âge a pour l'unité d'échantillonnage d dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
C_{dhi}	(c) prises commerciales (t) de la cible pour l'unité d'échantillonnage d pendant le trimestre h de l'année i (s) densité (t/km ²) de la cible pour l'unité d'échantillonnage d dans la strate h du relevé i
C'_{dhi}	C_{dhi} en tant que proportion de la prise densité totale $C_{hi} = \sum_d C_{dhi}$
y_{ahi}	fréquences d'âge pondérées selon l'âge a dans le trimestre la strate h de l'année du relevé i
K_{hi}	(c) prises commerciales totales (t) de la cible pendant le trimestre h de l'année i (s) superficie (km ²) de la strate h dans le relevé i
K'_{hi}	K_{hi} en tant que proportion de la prise superficie totale $K_i = \sum_h K_{hi}$
p_{ai}	fréquences pondérées selon l'âge a dans l'année le relevé i
p'_{ai}	proportions pondérées selon l'âge a dans l'année le relevé i

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

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

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 des valeurs originales et nous pouvons remettre à l'échelle (multiplier) y_{ahi} 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' , ce n'est pas nécessaire.) Même si cette étape est réalisée, elle n'est strictement pas nécessaire parce qu'après la pondération en deux étapes, les fréquences pondérées sont transformées pour représenter les proportions selon l'âge.

Au second niveau de la stratification par année || relevé i , on calcule la proportion annuelle des prises trimestrielles (t) pour les âges dans la pêche commerciale ou la proportion dans le relevé des superficies de strate (km²) pour les âges dans le relevé

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

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

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

Ici encore, si cette transformation est appliquée aux fréquences (plutôt qu'aux proportions), elle les réduit par rapport à leurs valeurs originales et on peut remettre à l'échelle (multiplier) p_{ai} 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 dernière normalisation ne serait pas nécessaire, mais son application ne modifie pas 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. Théoriquement, la pondération des fréquences accentue notre confiance à l'égard de différentes observations à des âges donnés, alors que celle des proportions accentue notre confiance à l'égard des distributions des âges échantillonnés. Aucune des deux méthodes ne donne par elle-même de meilleurs résultats. Cependant, si la méthode d'échantillonnage originale privilégiait l'échantillonnage d'un petit nombre d'individus à partir de nombreux traits plutôt que celui d'un grand nombre d'individus à partir de peu de traits, il est alors probablement plus logique de pondérer les fréquences que les proportions. Dans la présente évaluation, ce sont les fréquences d'âge x qui sont pondérées.

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

Pour les stocks de sébaste à longue mâchoire, on a combiné les fréquences selon l'âge (FA) de la pêche au chalut (de fond, pélagique, inconnu); les données sur la pêche à la crevette au chalut ont été rejetées. Aucune donnée sur l'âge n'était disponible pour la pêche à la ligne et à l'hameçon. Dans les faits, le modèle a été utilisé en supposant une sélectivité conjointe pour tous les types d'engins de chalutage (p. ex., de fond et pélagique). L'ensemble de données sur la FA de la pêche commerciale au chalut s'étendait des années 1977 à 2019, mais a diminué pour les années 1993 et 1996 pour la zone 3CD et 1981, 1983, 2010 à 2012 et 2019 pour la zone 5DE parce que ces années n'étaient représentées que par un échantillon chacun ou comptaient moins de 75 spécimens dont l'âge avait été établi (tableau D.9, figure D.10). Le reste de l'ensemble de données sur la FA du chalut comprenait 43 ans dans la zone 5ABC, 27 ans dans la zone 3CD et 33 ans dans la zone 5DE. À noter que les échantillons prélevés à l'origine dans la zone 5DE ont été réattribués à la zone 5ABC s'ils se trouvaient dans les localités du bras Flamingo ou de l'île Anthony immédiatement au nord-ouest du cap St. James.

Les données sur la FA des sébastes à longue mâchoire comprenaient des échantillons triés et non triés pour les raisons indiquées dans Starr et Haigh (2021a). Les échantillons triés sont généralement obtenus plus tôt dans la série chronologique que les échantillons non triés. Par conséquent, le fait d'éliminer les échantillons triés se traduit par une perte de renseignements concernant l'importance du recrutement au début de la série.

Tableau D.9. Les données trimestrielles sur les sorties de pêche commerciale au chalut en Colombie-Britannique sont utilisées pour pondérer les proportions de sébastes à longue mâchoire selon l'âge, soit le nombre de sorties échantillonnées, les prises de sébastes à longue mâchoire (t) pour toutes les sorties, le ratio (%) des prises échantillonnées par rapport aux prises de pêche.

Année	Nombre de sorties, nombre d'échantillons, nombre de spécimens				Prises de pêche (t)				Échantillons/prises de pêche (%)			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
Pêche au chalut à l'échelle de la côte*												
1977	---	1, 1, 101	2, 2, 205	---	219	1 180	867	463	---	1,2	8,4	---
1978	---	6, 6, 597	4, 4, 408	2, 2, 208	305	668	1 513	1 396	---	39,8	11,5	4,9
1979	4, 4, 392	12, 12, 1282	8, 9, 875	4, 4, 380	320	930	1 225	356	43,7	36,1	19,3	20,6
1980	3, 3, 297	12, 12, 1197	9, 9, 896	4, 4, 395	303	1 911	2 139	973	32,4	27,7	19,0	11,4
1981	---	5, 5, 650	3, 3, 249	---	458	3 107	1 378	167	---	8,1	10,4	---
1982	6, 6, 1197	10, 10, 1769	---	4, 4, 650	778	3 080	1 329	847	21,5	21,5	---	24,3
1983	1, 1, 50	8, 8, 375	4, 6, 697	---	1 212	3 225	977	291	4,1	13,7	16,6	---
1984	2, 2, 250	13, 13, 1548	---	5, 5, 997	1 223	3 432	870	1 249	8,4	20,6	---	18,0
1985	1, 1, 30	2, 2, 56	2, 2, 400	5, 5, 1499	1 721	2 649	645	1 104	3,6	2,4	15,5	39,4
1986	---	4, 4, 447	2, 2, 55	2, 2, 600	1 151	2 910	1 040	847	---	8,3	7,7	2,9
1987	5, 5, 964	3, 3, 593	3, 3, 852	---	1 216	2 803	1 421	1 164	13,4	7,6	3,9	---
1988	5, 6, 998	3, 3, 622	1, 1, 48	---	1 182	3 021	1 272	1 668	14,8	6,5	1,5	---
1989	5, 5, 250	8, 9, 344	---	---	1 302	2 458	1 236	1 409	15,8	10,9	---	---
1990	8, 8, 320	9, 13, 492	2, 2, 74	2, 2, 73	1 061	2 476	1 335	945	9,1	8,7	6,7	5,8
1991	6, 6, 258	7, 7, 169	5, 5, 223	15, 15, 372	1 038	1 608	753	1 030	11,8	5,0	6,1	39,3
1992	4, 4, 60	12, 12, 405	14, 14, 334	6, 6, 173	720	1 575	1 326	522	9,6	9,5	12,9	4,8
1993	4, 4, 166	17, 17, 647	1, 1, 45	4, 4, 167	623	2 170	656	1 180	3,2	8,1	0,3	2,4
1994	2, 2, 124	21, 26, 419	18, 24, 383	12, 17, 330	559	1 328	1 552	2 354	1,1	13,1	13,9	7,3
1995	13, 14, 464	27, 43, 314	16, 25, 269	1, 1, 34	2 037	2 559	1 651	65	5,4	17,9	8,2	5,9
1996	4, 4, 40	23, 27, 381	12, 14, 333	4, 4, 40	358	2 851	1 006	2 278	10,1	14,8	10,8	3,9
1997	3, 3, 114	4, 4, 176	8, 8, 326	5, 5, 192	1 093	2 333	1 362	1 146	2,1	2,2	6,1	3,5
1998	12, 12, 450	13, 13, 477	12, 12, 511	7, 7, 233	1 176	2 493	1 728	921	10,6	4,1	5,3	7,1
1999	1, 1, 53	10, 10, 437	10, 10, 456	7, 7, 308	808	2 541	1 514	1 046	0,3	4,1	6,3	6,4
2000	6, 6, 319	15, 15, 821	4, 4, 201	6, 6, 286	1 123	2 365	1 726	1 096	2,1	5,5	2,1	5,3
2001	7, 8, 405	18, 20, 1157	8, 8, 446	3, 3, 169	860	2 183	1 754	969	6,4	6,1	2,2	2,2
2002	4, 4, 176	13, 13, 685	9, 9, 468	8, 8, 422	975	1 775	2 129	1 062	1,7	4,4	2,9	3,6
2003	6, 6, 312	7, 7, 316	9, 9, 495	2, 2, 114	1 151	2 037	2 419	721	1,9	2,5	1,9	0,1
2004	4, 4, 120	22, 22, 598	10, 11, 227	3, 3, 131	933	1 937	2 249	917	1,0	2,5	1,7	1,2
2005	5, 5, 191	15, 15, 715	7, 7, 375	5, 5, 235	1 015	1 648	1 645	868	0,9	4,2	3,5	2,6
2006	9, 9, 357	7, 7, 229	5, 5, 272	4, 4, 145	1 181	1 695	2 109	594	1,7	0,6	0,6	5,8
2007	4, 5, 131	15, 15, 433	9, 9, 294	3, 3, 84	921	1 636	1 698	552	3,6	5,5	1,6	8,6

Année	Nombre de sorties, nombre d'échantillons, nombre de spécimens				Prises de pêche (t)				Échantillons/prises de pêche (%)			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
2008	1, 1, 68	5, 5, 232	8, 8, 220	2, 2, 78	950	1 351	1 541	661	0,3	2,8	4,8	3,0
2009	4, 4, 118	7, 7, 165	8, 8, 137	3, 3, 89	1 026	1 464	1 271	744	2,8	1,8	2,1	5,1
2010	4, 4, 123	10, 10, 398	4, 4, 84	2, 3, 175	913	1 819	1 812	944	7,0	1,6	1,0	2,7
2011	7, 7, 200	10, 10, 307	6, 6, 268	1, 1, 40	958	1 495	1 251	813	12,5	1,6	0,9	0,6
2012	4, 4, 197	4, 7, 313	3, 5, 134	5, 5, 247	602	1 410	1 348	669	2,4	1,1	1,2	2,6
2013	8, 9, 333	5, 7, 301	3, 3, 157	3, 4, 194	982	1 123	1 347	861	8,0	1,8	0,7	0,9
2014	4, 4, 204	4, 5, 214	3, 3, 133	2, 2, 110	906	1 111	1 042	562	0,9	0,4	2,0	1,2
2015	2, 2, 65	7, 7, 347	5, 5, 224	---	736	1 156	1 581	491	0,4	2,0	0,8	---
2016	1, 1, 39	8, 10, 417	6, 6, 197	2, 2, 74	764	1 210	1 888	906	0,7	3,0	1,4	0,7
2017	8, 8, 331	5, 5, 197	6, 6, 227	2, 2, 76	1 074	1 017	1 253	838	1,7	0,8	1,3	0,3
2018	4, 4, 184	5, 5, 195	2, 3, 73	4, 4, 153	1 011	1 073	943	699	0,7	0,8	0,6	0,3
2019	2, 2, 97	6, 6, 286	1, 1, 46	1, 1, 28	1 131	1 104	778	717	1,4	3,4	0,1	0,4

Pêche au chalut dans la zone 5ABC

1977	---	1, 1, 101	2, 2, 205	---	102	368	617	161	---	3,7	11,9	---
1978	---	4, 4, 398	4, 4, 408	1, 1, 103	0	421	1 390	1 175	---	40,8	12,5	4,2
1979	3, 3, 292	9, 9, 895	6, 7, 694	1, 1, 97	188	430	976	259	57,2	34,2	23,3	25,2
1980	1, 1, 97	10, 10, 997	9, 9, 896	3, 3, 297	27	1 481	1 746	786	76,2	31,9	23,2	13,2
1981	---	4, 4, 450	3, 3, 249	---	196	2 465	1 233	45	---	7,8	11,7	---
1982	1, 1, 200	8, 8, 1373	---	1, 1, 50	501	2 662	1 296	358	15,6	21,6	---	24,2
1983	1, 1, 50	7, 7, 350	4, 6, 697	---	1 004	2 546	555	26	4,9	15,8	29,1	---
1984	1, 1, 50	7, 7, 698	---	2, 2, 398	955	1 403	363	618	5,0	21,7	---	12,1
1985	---	---	---	3, 3, 900	1 013	1 385	162	536	---	---	---	54,6
1986	---	1, 1, 93	---	1, 1, 300	384	537	202	254	---	7,4	---	6,9
1987	2, 2, 350	1, 1, 300	3, 3, 852	---	557	1 537	990	673	10,9	4,6	5,7	---
1988	2, 2, 349	1, 1, 299	1, 1, 48	---	505	1 826	908	1 153	7,9	1,7	2,1	---
1989	1, 1, 50	4, 5, 244	---	---	414	1 183	664	545	7,4	5,5	---	---
1990	6, 6, 204	6, 6, 317	1, 1, 49	2, 2, 73	398	1 163	751	646	18,5	6,3	2,9	8,4
1991	1, 1, 50	4, 4, 80	3, 3, 148	12, 12, 270	425	974	620	959	7,3	6,4	3,3	41,6
1992	4, 4, 60	9, 9, 217	13, 13, 273	5, 5, 125	228	1 247	1 029	173	30,3	10,8	16,4	12,2
1993	3, 3, 108	12, 12, 396	1, 1, 45	2, 2, 50	180	1 493	296	411	9,9	10,3	0,6	3,6
1994	---	20, 25, 371	17, 23, 328	9, 14, 165	163	891	1 170	1 632	---	19,3	17,9	9,0
1995	6, 7, 58	26, 42, 249	16, 25, 269	1, 1, 34	1 260	1 932	1 294	59	3,1	23,7	10,4	6,6
1996	4, 4, 40	23, 27, 381	11, 11, 150	4, 4, 40	150	2 554	747	1 752	24,1	16,5	13,6	5,0
1997	3, 3, 114	4, 4, 176	7, 7, 278	4, 4, 152	697	1 961	1 266	887	3,2	2,6	6,5	4,3
1998	4, 4, 164	9, 9, 383	8, 8, 342	4, 4, 163	468	2 165	1 541	532	11,7	3,5	4,3	5,6
1999	---	9, 9, 387	9, 9, 407	3, 3, 132	265	2 351	1 377	523	---	4,3	6,9	3,3
2000	3, 3, 166	13, 13, 722	4, 4, 201	4, 4, 192	626	2 135	1 566	688	1,4	5,3	2,3	7,0
2001	3, 4, 207	12, 14, 782	8, 8, 446	3, 3, 169	263	1 890	1 576	560	17,3	5,9	2,5	3,8
2002	1, 1, 53	12, 12, 636	6, 6, 311	3, 3, 169	476	1 536	1 890	640	0,9	5,0	2,8	2,7
2003	5, 5, 264	5, 5, 246	6, 6, 331	1, 1, 50	612	1 837	2 184	350	3,5	2,1	1,0	0,1
2004	1, 1, 31	15, 15, 349	10, 11, 227	3, 3, 131	353	1 646	2 063	550	0,2	2,2	1,9	2,1
2005	2, 2, 84	11, 11, 556	6, 6, 318	3, 3, 139	464	1 335	1 451	503	0,2	4,8	1,5	4,1
2006	6, 6, 270	3, 3, 125	4, 4, 212	1, 1, 26	672	1 386	1 907	357	1,0	0,4	0,5	1,2
2007	2, 2, 53	14, 14, 389	9, 9, 294	---	451	1 359	1 572	267	1,6	5,4	1,8	---
2008	1, 1, 68	3, 3, 176	6, 6, 159	2, 2, 78	374	1 085	1 212	253	0,8	2,7	4,9	8,0
2009	2, 2, 58	5, 5, 122	8, 8, 137	---	474	1 120	1 118	476	2,7	1,1	2,3	---
2010	3, 3, 69	10, 10, 398	4, 4, 84	1, 1, 58	380	1 619	1 680	537	15,4	1,8	1,1	0,6
2011	---	10, 10, 307	6, 6, 268	1, 1, 40	212	1 196	1 168	498	---	2,1	1,0	1,0
2012	---	3, 6, 263	3, 5, 134	3, 3, 161	95	1 205	1 174	513	---	1,3	1,3	1,9
2013	3, 3, 93	3, 5, 251	2, 2, 95	1, 2, 111	139	667	874	289	26,5	1,3	0,8	1,7
2014	2, 2, 101	2, 3, 167	2, 2, 89	---	223	425	831	141	0,2	0,4	2,5	---
2015	1, 1, 16	4, 4, 177	4, 4, 172	---	128	713	1 422	266	0,4	1,8	0,9	---
2016	1, 1, 39	4, 6, 217	3, 3, 89	1, 1, 24	127	698	1 373	335	4,4	3,1	0,9	0,5
2017	5, 5, 175	---	5, 5, 167	1, 1, 25	263	285	754	232	3,9	---	1,8	1,0
2018	3, 3, 160	2, 2, 75	2, 3, 73	---	502	577	668	191	1,3	1,3	0,9	---
2019	---	4, 4, 241	1, 1, 46	---	496	777	438	306	---	4,6	0,3	---

Pêche au chalut dans la zone 3CD

1980	2, 2, 200	---	---	---	240	77	4	109	32,2	---	---	---
1982	4, 4, 799	---	---	2, 2, 400	141	89	13	269	55,2	---	---	35,0
1984	---	1, 1, 200	---	2, 2, 400	29	322	172	221	---	4,3	---	47,5
1990	2, 2, 116	---	---	---	395	518	206	90	5,9	---	---	---
1991	2, 2, 96	2, 2, 51	---	1, 1, 27	374	402	60	33	3,5	3,4	---	5,8
1993*	---	1, 1, 38	---	---	307	523	266	555	---	0,9	---	---
1994	2, 2, 124	---	---	2, 2, 102	288	349	364	619	2,2	---	---	3,3
1995	1, 1, 66	1, 1, 65	---	---	186	392	334	7	2,8	0,4	---	---
1996*	---	---	1, 3, 183	---	80	205	204	129	---	---	3,3	---

Année	Nombre de sorties, nombre d'échantillons, nombre de spécimens				Prises de pêche (t)				Échantillons/prises de pêche (%)			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
1998	3, 3, 74	3, 3, 38	3, 3, 111	2, 2, 26	266	144	37	93	0,7	3,1	24,2	10,7
1999	1, 1, 53	1, 1, 50	1, 1, 49	1, 1, 48	189	132	96	138	1,3	1,4	0,6	2,0
2000	2, 2, 95	1, 1, 47	---	1, 1, 45	189	153	55	114	2,4	2,0	---	4,4
2001	2, 2, 97	5, 5, 315	---	---	204	111	74	102	1,8	17,9	---	---
2002	2, 2, 74	1, 1, 49	1, 1, 61	3, 3, 129	213	117	77	135	0,6	0,6	0,9	7,8
2003	1, 1, 48	2, 2, 70	1, 1, 63	---	235	123	51	157	0,3	10,6	0,6	---
2004	1, 1, 21	4, 4, 157	---	---	192	113	84	159	0,1	3,3	---	---
2005	1, 1, 48	3, 3, 92	---	1, 1, 60	183	180	78	104	0,0	1,4	---	0,1
2006	2, 2, 56	2, 2, 48	1, 1, 60	1, 1, 61	144	140	96	120	3,0	1,2	2,3	1,9
2008	---	2, 2, 56	2, 2, 61	---	188	144	191	213	---	5,8	7,1	---
2010	1, 1, 54	---	---	1, 1, 58	178	97	52	95	2,9	---	---	15,1
2011	5, 5, 191	---	---	---	252	146	34	163	12,2	---	---	---
2012	3, 3, 152	1, 1, 50	---	2, 2, 86	182	111	129	53	5,4	0,3	---	14,8
2013	4, 5, 179	2, 2, 50	---	1, 1, 25	255	299	217	233	15,3	3,9	---	1,1
2014	---	2, 2, 47	1, 1, 44	1, 1, 58	197	248	167	198	---	1,3	0,0	3,3
2015	1, 1, 49	2, 2, 123	---	---	166	193	35	109	1,4	0,4	---	---
2016	---	2, 2, 90	1, 1, 48	---	237	258	341	310	---	2,8	0,3	---
2017	2, 2, 96	2, 2, 100	---	1, 1, 51	296	310	295	360	0,9	0,8	---	0,1
2018	1, 1, 24	3, 3, 120	---	4, 4, 153	242	268	208	334	0,1	0,4	---	0,7
2019	1, 1, 55	1, 1, 25	---	1, 1, 28	159	124	171	254	5,4	0,9	---	1,1
Pêche au chalut dans la zone 5DE												
1978	---	2, 2, 199	---	1, 1, 105	302	246	120	173	---	38,1	---	10,9
1979	1, 1, 100	3, 3, 387	2, 2, 181	3, 3, 283	130	499	126	85	24,8	37,8	7,1	9,2
1980	---	2, 2, 200	---	1, 1, 98	35	352	388	79	---	16,1	---	8,5
1981*	---	1, 1, 200	---	---	135	218	144	121	---	27,2	---	---
1982	1, 1, 198	2, 2, 396	---	1, 1, 200	136	330	20	221	8,3	26,5	---	11,4
1983*	---	1, 1, 25	---	---	184	308	218	26	---	12,4	---	---
1984	1, 1, 200	5, 5, 650	---	1, 1, 199	239	1707	334	410	22,9	22,7	---	10,8
1985	1, 1, 30	2, 2, 56	2, 2, 400	2, 2, 599	512	1130	369	441	12,1	5,5	27,2	32,2
1986	---	3, 3, 354	2, 2, 55	1, 1, 300	466	2061	478	278	---	9,7	16,8	2,6
1987	3, 3, 614	2, 2, 293	---	---	509	906	146	49	20,2	15,8	---	---
1988	3, 4, 649	2, 2, 323	---	---	501	723	143	426	26,9	22,7	---	---
1989	4, 4, 200	4, 4, 100	---	---	555	887	184	392	31,4	22,8	---	---
1990	---	3, 7, 175	1, 1, 25	---	269	795	379	210	---	18,1	18,0	---
1991	3, 3, 112	1, 1, 38	2, 2, 75	2, 2, 75	239	232	73	38	32,6	1,9	35,0	10,0
1992	---	3, 3, 188	1, 1, 61	1, 1, 48	205	72	45	59	---	19,3	5,7	6,8
1993	1, 1, 58	4, 4, 213	---	2, 2, 117	135	154	94	214	1,5	10,5	---	6,1
1994	---	1, 1, 48	1, 1, 55	1, 1, 63	108	88	18	102	---	2,6	32,3	5,2
1995	6, 6, 340	---	---	---	592	235	23	0	11,1	---	---	---
1997	---	---	1, 1, 48	1, 1, 40	295	202	36	137	---	---	1,3	1,2
1998	5, 5, 212	1, 1, 56	1, 1, 58	1, 1, 44	442	184	150	296	15,5	12,4	10,6	8,7
1999	---	---	---	3, 3, 128	354	58	41	385	---	---	---	12,3
2000	1, 1, 58	1, 1, 52	---	1, 1, 49	308	77	106	295	3,2	18,1	---	1,7
2001	2, 2, 101	1, 1, 60	---	---	393	181	104	306	1,4	0,9	---	---
2002	1, 1, 49	---	2, 2, 96	2, 2, 124	285	121	161	287	3,7	---	5,2	3,8
2003	---	---	2, 2, 101	1, 1, 64	304	76	185	214	---	---	12,0	0,1
2004	2, 2, 68	3, 3, 92	---	---	387	178	102	209	2,3	5,2	---	---
2005	2, 2, 59	1, 1, 67	1, 1, 57	1, 1, 36	369	133	115	261	2,2	1,5	31,1	0,6
2006	1, 1, 31	2, 2, 56	---	2, 2, 58	365	170	107	117	2,4	1,8	---	23,7
2007	2, 3, 78	1, 1, 44	---	3, 3, 84	342	114	62	182	7,5	14,0	---	26,1
2009	2, 2, 60	2, 2, 43	---	3, 3, 89	359	223	70	156	4,6	5,8	---	24,1
2010*	---	---	---	1, 1, 59	355	102	80	313	---	---	---	2,5
2011*	2, 2, 9	---	---	---	494	152	48	153	18,0	---	---	---
2012*	1, 1, 45	---	---	---	325	94	45	104	1,5	---	---	---
2013	1, 1, 61	---	1, 1, 62	1, 1, 58	587	156	256	339	0,5	---	0,7	0,1
2014	2, 2, 103	---	---	1, 1, 52	485	438	44	222	1,6	---	---	0,0
2015	---	1, 1, 47	1, 1, 52	---	443	250	123	116	---	4,0	0,2	---
2016	---	2, 2, 110	2, 2, 60	1, 1, 50	401	253	174	260	---	3,3	7,3	1,6
2017	1, 1, 60	3, 3, 97	1, 1, 60	---	515	422	204	246	1,0	1,3	1,1	---
2019*	1, 1, 42	1, 1, 20	---	---	476	202	170	157	1,5	0,0	---	---

*Années non utilisées dans le modèle SS3.

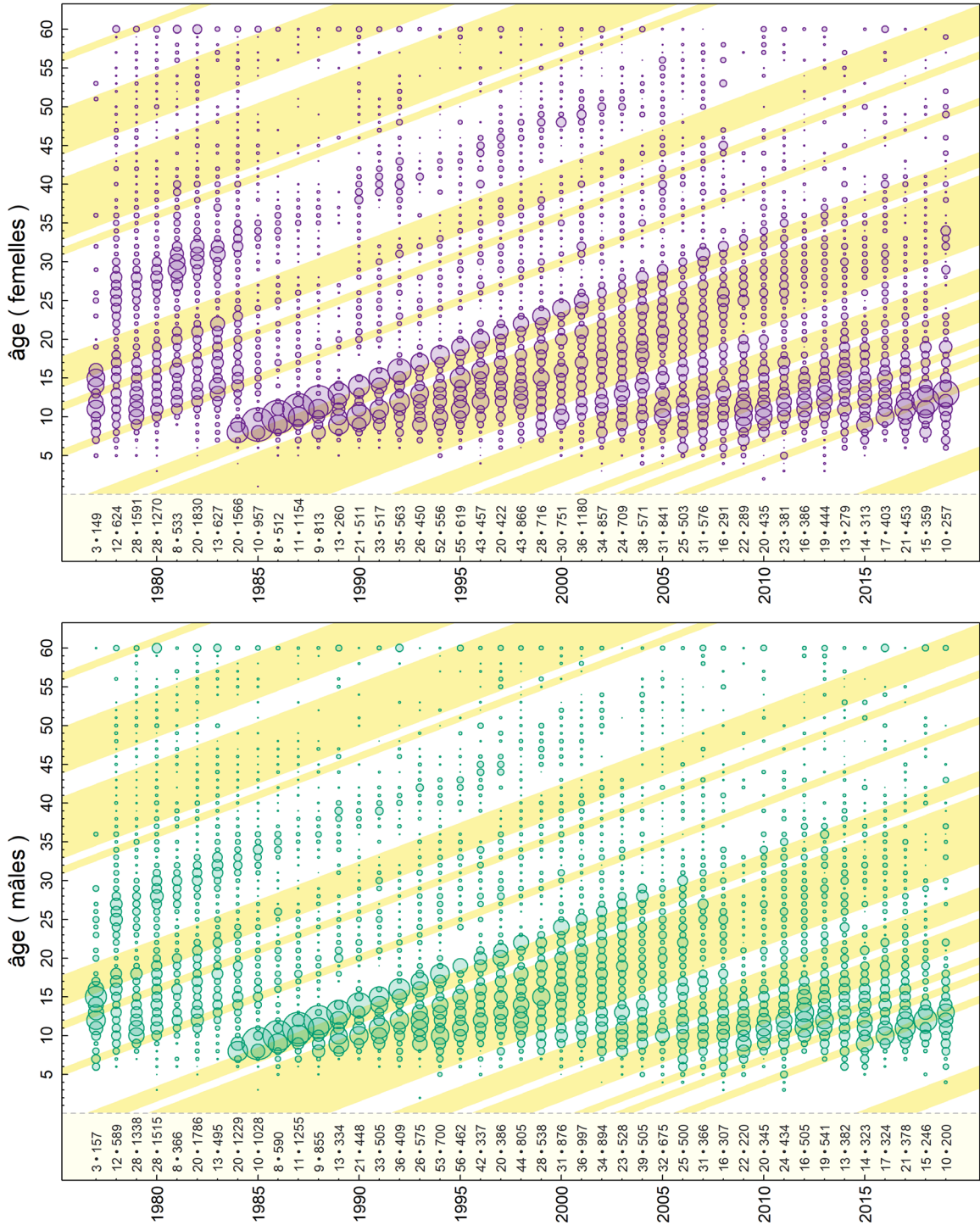


Figure D.10. Proportions selon l'âge des sébastes à longue mâchoire capturés le long de la côte de la Colombie-Britannique par les engins de chalutage commerciaux calculées comme fréquences selon l'âge pondérées par les prises par sortie dans les trimestres et les prises commerciales dans les années à venir. Les bandes ombrées diagonales indiquent l'année où l'oscillation décennale moyenne hivernale (déc. à mars) du Pacifique était positive. Les chiffres affichés le long de l'axe du bas indiquent le nombre d'échantillons et le nombre de poissons dont l'âge a été déterminé (délimités par des puces) par année. Toutes les données annuelles sont affichées, mais ne sont pas nécessairement utilisées dans le modèle SS3.

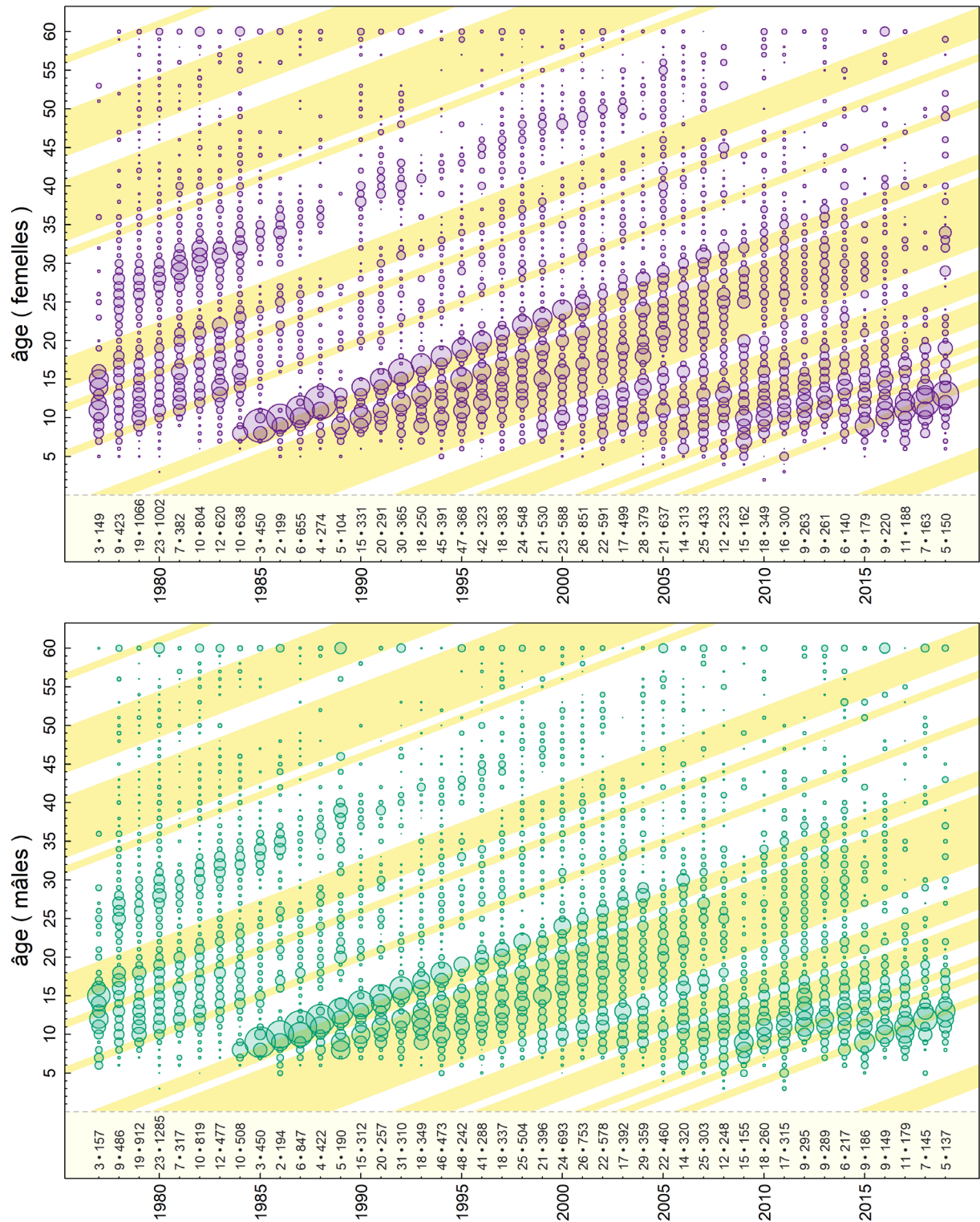


Figure D.11. Proportions selon l'âge des sébastes à longue mâchoire capturés dans la zone 5ABC de la CPMP par les engins de chalutage commerciaux calculées comme fréquences selon l'âge pondérées par les prises par sortie dans les trimestres et les prises commerciales dans les années à venir. Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

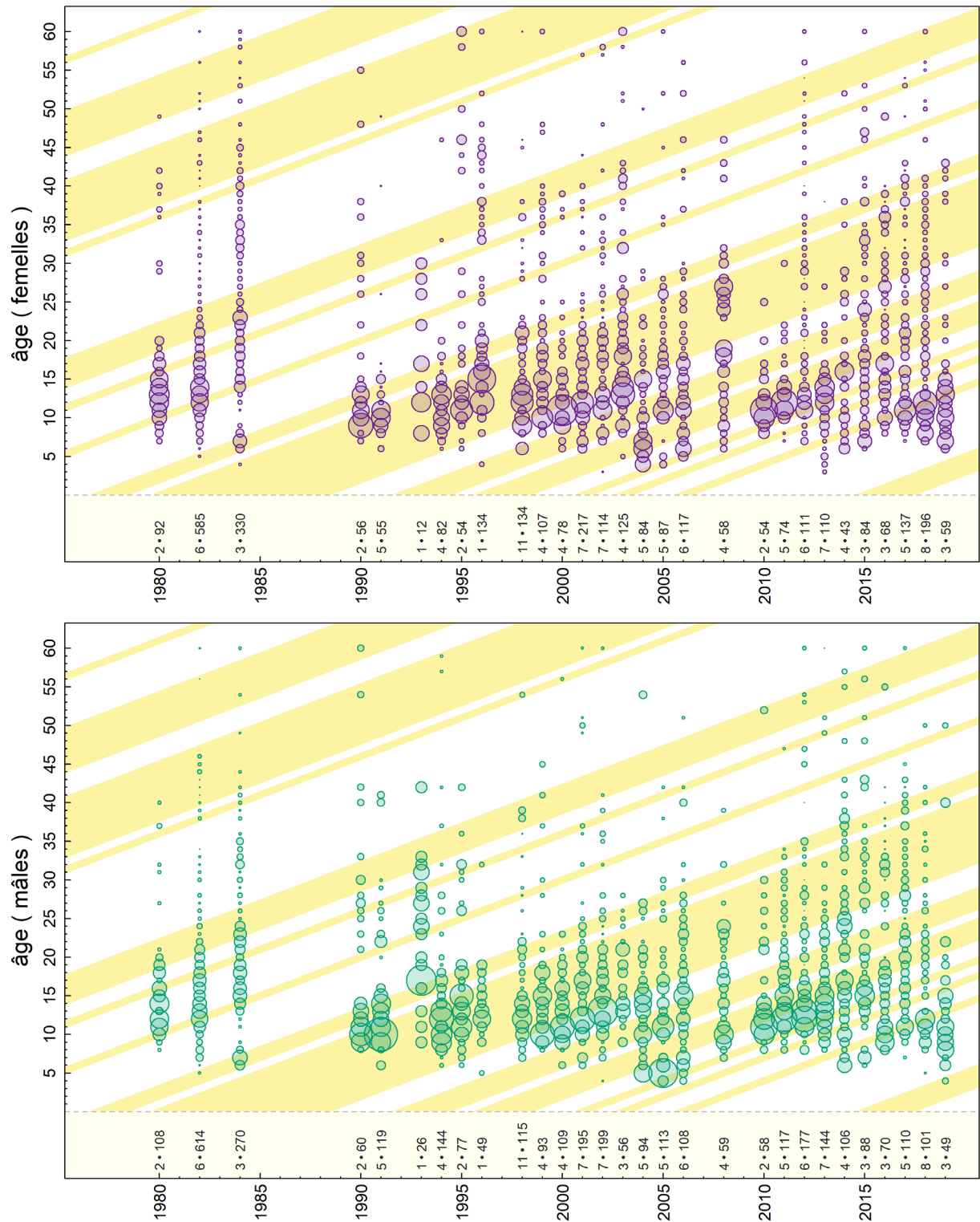


Figure D.12. Proportions selon l'âge des sébastes à longue mâchoire capturés dans la zone 3CD de la CPMP par les engins de chalutage commerciaux calculées comme fréquences selon l'âge pondérées par les prises par sortie dans les trimestres et les prises commerciales dans les années à venir. Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

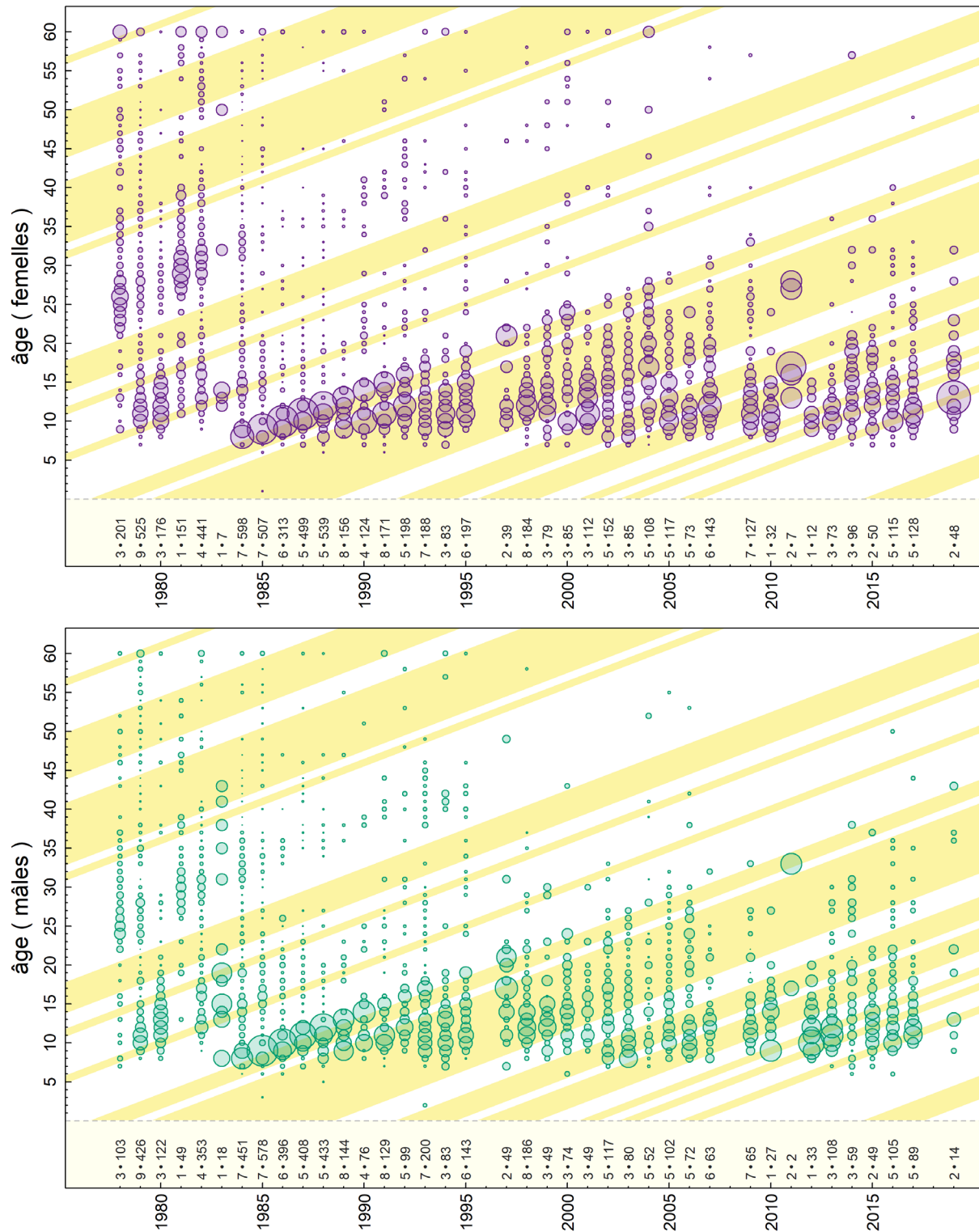


Figure D.13. Proportions selon l'âge des sébastes à longue mâchoire capturés dans la zone 5DE de la CPMP par les engins de chalutage commerciaux calculées comme fréquences selon l'âge pondérées par les prises par sortie dans les trimestres et les prises commerciales dans les années à venir. Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

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

Les données sur l'âge des sébastes à longue mâchoire provenant d'activités de relevé couvrent la période de 1984 à 2022 (tableau D.10). Les tendances de la cohorte d'âge sont généralement moins évidentes dans les données de relevés que dans les données des pêches commerciales.

Le stock de sébaste à longue mâchoire à l'échelle de la côte est couvert par plusieurs relevés avec des données sur la FA (figure D.14 à figure D.17), mais seules les cinq séries sur la FA suivantes ont été utilisées dans la simulation du modèle de référence :

- relevé synoptique du BRC (11 années de FA) de 2003 à 2021;
- relevé synoptique de la COIV (11 années de FA) de 1996 à 2022;
- relevé synoptique de la COHG (10 années de FA) de 1997 à 2022;
- relevé historique du GIG (3 années de FA) de 1984 à 1995; et
- relevé triennal du NMFS (5 années de FA) de 1989 à 2001.

Deux simulations de sensibilité ont exploré l'inclusion de données supplémentaires sur la flottille :

- la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD et 5ABC (8 ans et 5 ans de FA, respectivement, figure D.18); toutefois, ces données ont été combinées pour produire des données sur la FA sur 10 ans, dont 6 années (de 2007 à 2018) ont été utilisées dans la simulation de sensibilité;
- le relevé synoptique du DH (1 année de FA) en 2007; cependant, deux échantillons ne contenaient que 33 poissons dont l'âge avait été déterminé, de sorte que ces données ont été exclues de la simulation de sensibilité (R36v2).

Tableau D.10. Nombre d'échantillons d'âge des sébastes à longue mâchoire prélevés dans le cadre des relevés au chalut utilisés pour la simulation de référence et densité des sébastes à longue mâchoire ($d=kg/km^2$) par identificateur de strate de relevé (h); la superficie de la strate est indiquée entre parenthèses.

Année	Strate de relevé						
BRC	h=19 (5 300 km ²)	h=20 (2 640 km ²)	h=21 (528 km ²)	h=23 (3 928 km ²)	h=24 (3 664 km ²)	h=25 (1 236 km ²)	—
2003	s=4, d=4,949	s=4, d=4,504	—	s=1, d=0,238	s=6, d=1,328	s=2, d=0,338	—
2004	s=3, d=0,725	s=5, d=2,491	s=1, d=2,480	—	s=6, d=2,509	s=1, d=2,357	—
2005	s=8, d=1,847	s=4, d=0,898	—	s=4, d=0,737	s=6, d=1,512	s=1, d=15,263	—
2007	s=3, d=2,178	s=5, d=2,132	—	s=5, d=0,951	s=7, d=2,102	s=3, d=0,258	—
2009	s=5, d=1,175	s=6, d=4,609	s=2, d=0,583	s=2, d=0,486	s=9, d=1,894	s=3, d=5,000	—
2011	s=4, d=2,324	s=17, d=3,981	s=4, d=3,415	s=1, d=2,277	s=15, d=1,375	s=2, d=2,184	—
2013	s=4, d=1,884	s=20, d=1,548	s=5, d=2,723	s=3, d=1,423	s=11, d=1,662	s=3, d=3,098	—
2015	s=5, d=4,866	s=18, d=2,699	s=3, d=1,688	s=2, d=0,499	s=12, d=2,539	s=2, d=1,803	—
2017	s=2, d=6,269	s=7, d=6,063	s=1, d=3,417	—	s=4, d=9,208	—	—
2019	s=1, d=4,999	s=6, d=6,783	s=1, d=4,142	—	s=8, d=6,278	—	—
2021	s=3, d=2,403	s=11, d=2,735	—	—	s=15, d=3,205	—	—
COIV	h=66 (3 768 km ²)	h=67 (708 km ²)	h=68 (572 km ²)	h=118 (1 207 km ²)	h=119 (497 km ²)	h=120 (600 km ²)	—
1996	—	—	—	s=6, d=0,537	s=53, d=3,293	s=8, d=0,380	—
2004	s=1, d=3,266	s=8, d=7,593	s=1, d=0,540	—	—	—	—
2006	s=1, d=0,083	s=7, d=4,824	s=1, d=4,111	—	—	—	—
2008	—	s=5, d=2,140	s=3, d=1,362	—	—	—	—
2010	s=4, d=1,261	s=18, d=5,966	s=7, d=2,803	—	—	—	—
2012	s=1, d=0,942	s=11, d=3,682	s=5, d=5,349	—	—	—	—
2014	—	s=14, d=8,773	s=4, d=10,839	—	—	—	—
2016	s=2, d=0,655	s=14, d=3,583	s=7, d=2,675	—	—	—	—
2018	—	s=11, d=2,587	s=7, d=4,697	—	—	—	—
2021	—	s=13, d=4,933	s=9, d=3,307	—	—	—	—
2022	—	s=10, d=4,834	s=2, d=3,918	—	—	—	—
Côte ouest de Haida Gwaii	h=114 (1 244 km ²)	h=115 (892 km ²)	h=116 (744 km ²)	h=126 (1 266 km ²)	h=127 (1 090 km ²)	h=151 (1 036 km ²)	h=152 (980 km ²)
1997	s=10, d=9,636	s=36, d=6,547	s=12, d=1,610	—	—	—	—
2006	—	—	—	s=6, d=24,470	s=1, d=1,625	—	—
2007	—	—	—	—	—	s=9, d=13,572	s=2, d=2,605
2008	—	—	—	—	—	s=9, d=9,937	s=4, d=3,280
2010	—	—	—	—	—	s=14, d=9,860	s=6, d=2,065
2012	—	—	—	—	—	s=15, d=15,207	s=1, d=10,054
2014*	—	—	—	—	—	s=19, d=16,503	—
2016	—	—	—	—	—	s=16, d=15,451	s=3, d=31,832
2018	—	—	—	—	—	s=15, d=23,917	s=3, d=62,359
2020	—	—	—	—	—	s=9, d=29,991	s=8, d=35,962
2022	—	—	—	—	—	s=15, d=28,050	—
GIG	h=121 (1 166 km ²)	h=122 (1 677 km ²)	h=123 (731 km ²)	h=124 (686 km ²)	h=138 (1 190 km ²)	h=139 (1 023 km ²)	h=160 (3 034 km ²)
1984	—	—	—	—	s=3, d=0,858	s=6, d=2,640	s=1, d=1,553
1994	—	—	—	—	s=4, d=0,903	s=15, d=3,531	—
1995	s=1, d=2,072	s=5,5, d=5,686	s=3, d=16,969	s=2,5, d=6,460	—	—	—

Année	Strate de relevé						
suite	h=161 (1 826 km ²)	h=162 (953 km ²)	h=163 (339 km ²)	h=185 (2 122 km ²)	h=186 (1 199 km ²)	h=187 (1 746 km ²)	—
1984	s=6, d=4,787	s=4, d=2,773	s=1, d=2,032	—	s=1, d=8,509	s=1, d=11,668	—
1994	—	—	—	s=1, d=0,875	s=1, d=6,542	s=15, d=4,514	—
1995	—	—	—	—	—	—	—
SNEPL	h=476 (2 991 km ²)	h=479 (2 991 km ²)	h=480 (2 991 km ²)	h=482 (2 991 km ²)	h=483 (2 991 km ²)	h=485 (2 991 km ²)	h=488 (2 991 km ²)
1977*	—	—	—	—	—	—	—
1980*	s=1, d=0,157	—	—	—	—	s=1, d=8,306	—
1989	—	s=2, d=0,098	s=1, d=0,011	s=2, d=6,117	s=4, d=1,403	—	—
1992	—	—	s=4, d=0,158	s=2, d=4,974	s=2, d=0,275	—	—
1995	—	—	s=7, d=0,011	s=4, d=1,626	s=4, d=0,652	—	s=1, d=0,112
1998	—	—	s=2, d=0,004	s=4, d=1,687	s=3, d=0,162	—	—
2001	—	s=2, d=0,008	s=5, d=0,030	s=3, d=0,060	s=4, d=0,795	—	s=1, d=0,049
suite	h=489 (2 991 km ²)	h=498 (2 991 km ²)	h=499 (2 991 km ²)	—	—	—	—
1977*	—	s=4, d=0,781	s=1, d=1,122	—	—	—	—
1980*	—	—	—	—	—	—	—
1989	—	—	—	—	—	—	—
1992	—	—	—	—	—	—	—
1995	s=5, d=0,259	—	—	—	—	—	—
1998	s=1, d=1,069	—	—	—	—	—	—
2001	s=1, d=0,553	—	—	—	—	—	—

*Années non utilisées dans le modèle SS3.

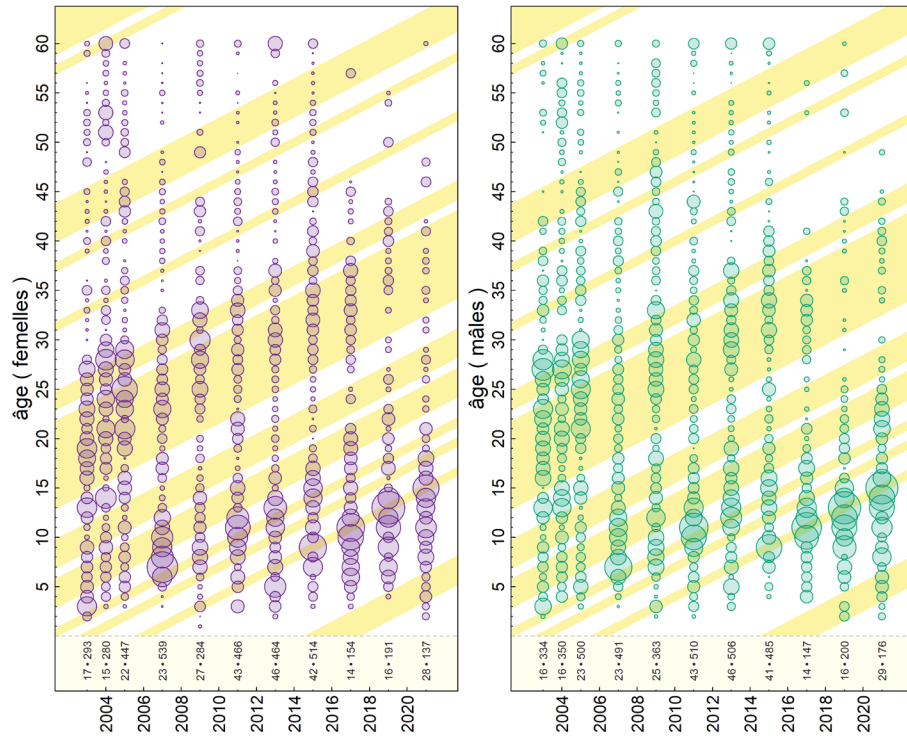


Figure D.14. Relevé synoptique du BRC – proportions selon l'âge basées sur les fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale des strates dans le cadre du relevé (tableau D.10). Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

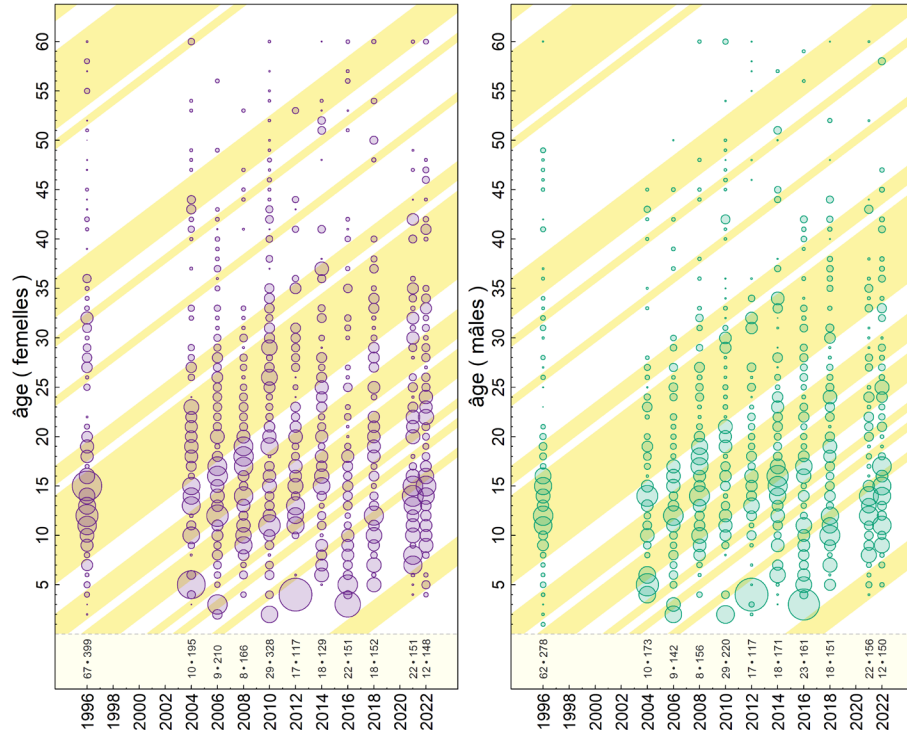


Figure D.15. Relevé synoptique de la COIV – proportions selon l'âge basées sur les fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale des strates dans le cadre du relevé (tableau D.10). Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

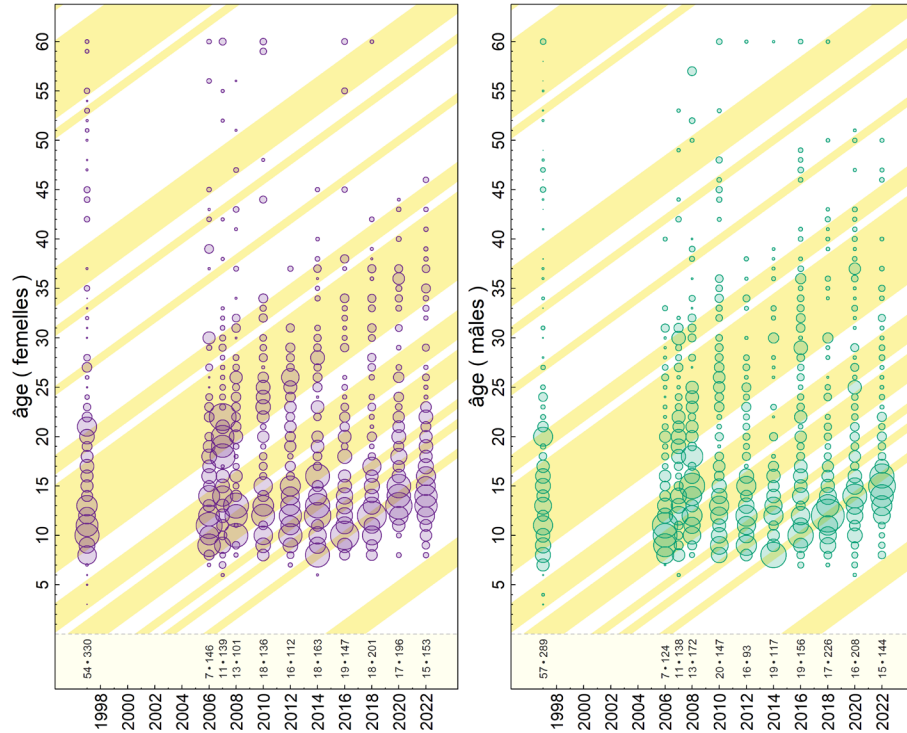


Figure D.16. Relevé synoptique de la COHG – proportions selon l'âge basées sur les fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale des strates dans le cadre du relevé (tableau D.10). Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

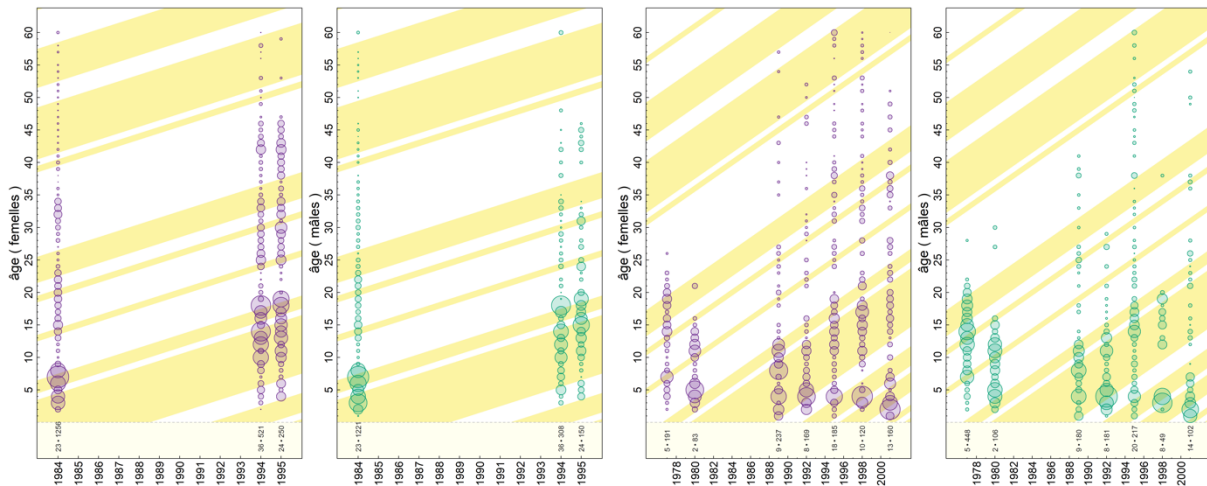


Figure D.17. Relevé historique du goulet de l'île Goose (à gauche) et relevé triennal du NMFS (à droite) – proportions selon l'âge basées sur les fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale des strates dans le cadre du relevé (tableau D.10). Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

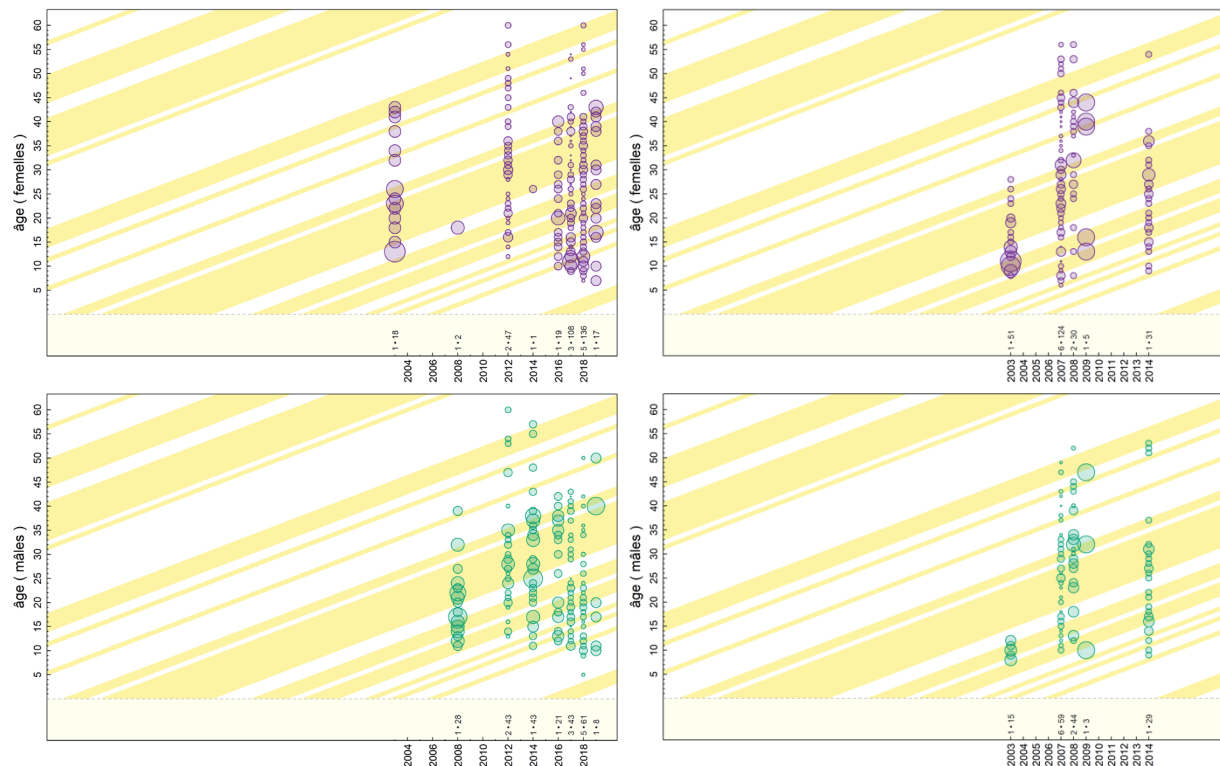


Figure D.18. Disponibilité des données sur la fréquence selon l'âge de la pêche au chalut pélagique pour la zone 3CD (à gauche) et la zone 5ABC (à droite). Voir la légende de la figure D.10 pour plus de détails sur les bandes ombrées diagonales et les nombres affichés.

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 déterminer les événements de recrutement épisodiques. La figure D.19 porte à croire que les âges des sébastes à longue mâchoire déterminés par les lecteurs primaires sont produits de façon assez uniforme par les lecteurs secondaires lorsqu'ils effectuent des analyses ponctuelles; cependant, il y a des écarts importants qui deviennent plus extrêmes à des âges plus avancés. Par conséquent, le modèle de population pour le sébaste à longue mâchoire utilise un vecteur d'erreur de détermination de l'âge (AE) fondé sur les écarts-types qui sont calculés à partir du CV des longueurs observées selon l'âge (AE2, figure D.20, tableau D.11). Explicitement, le vecteur d'erreur de détermination de l'âge utilisé était l'écart-type pour chaque âge déterminé comme le CV des longueurs selon l'âge multiplié par l'âge correspondant a :

$$AE_2 = \sigma_a = a CV_{L_a}, \text{ où } CV_{L_a} = \sigma_{L_a} / \mu_{L_a}.$$

D'après les commentaires recueillis lors de l'évaluation du sébaste à bouche jaune de 2021 (MPO 2022b), l'AE2 a été lissé pour produire l'AE3, qui a été utilisé dans la simulation de référence de l'évaluation actuelle du sébaste à longue mâchoire.

De plus, l'erreur de détermination de l'âge peut être déterminée à partir des CV de l'âge des otolithes vérifiés ponctuellement par des lecteurs secondaires pour les otolithes lus précédemment par un lecteur primaire (comptage des anneaux des otolithes) :

$$AE_4 = \sigma_a = a CV_{A_a}, \text{ où } CV_{A_a} = \sigma_{A_a} / \mu_{A_a}.$$

De même, l'AE5 est le vecteur lissé de Loess de l'AE4.

Enfin, l'AE6 décrit un style CASAL (CV constant, Bull *et al.* 2012) erreur de détermination de l'âge où l'écart-type utilisé dans SS3 était directement proportionnel à l'âge (figure D.20). Essentiellement,

$$AE_6 = \sigma_a = a CV_{A_a}, \text{ où } CV_{A_a} = 0.1$$

Des vecteurs d'AE de rechange (AE1 : aucune erreur de détermination de l'âge, AE5 et AE6) ont été explorés dans les simulations de sensibilité (R29v1a, R30v1a et R31v1a, respectivement).

Dans le fichier de données du SS3, les âges commencent à 0 et se terminent à A (60 pour le sébaste à longue mâchoire), ce qui signifie que des entrées A+1 sont nécessaires. Dans la section des erreurs de détermination de l'âge du fichier de données, nous avons précisé les âges de 0,5 à 60,5 avec les entrées de σ_a provenant du tableau D.11 pour les âges 1 à 61.

L'erreur de détermination de l'âge peut également être 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 (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 de lecture d'âge normale ou exponentielle (Richards *et al.* 1992).

Tableau D.11. Calcul du vecteur d'erreur de détermination de l'âge (AE) pour utilisation dans SS3 à partir des CV des longueurs observées selon l'âge L_a ou des CV des lecteurs d'âge primaire vérifiés ponctuellement par des lecteurs secondaires A_a , où n_{La}/n_{Aa} = nombre de longueurs observées à chaque âge a , μ_{La}/μ_{Aa} = longueur moyenne selon l'âge, σ_{La}/σ_{Aa} = écart-type de la longueur moyenne selon l'âge, et $CV = \sigma/\mu$.

a	n_{L_a}	μ_{L_a}	σ_{L_a}	CV_{L_a}	n_{A_a}	μ_{A_a}	σ_{A_a}	CV_{A_a}	AE2	AE3	AE4	AE5	AE 6
1	0	0,0	0,000	0,200	0	0,0	0	0,2	0,200	0,201	0,200	0,456	0,1
2	38	16,5	1,355	0,082	9	2,0	0,000	0,000	0,164	0,254	0,000	0,494	0,2
3	81	20,4	1,768	0,087	20	3,2	0,768	0,240	0,261	0,306	0,720	0,532	0,3
4	83	23,9	2,774	0,116	15	4,4	1,183	0,269	0,464	0,359	1,076	0,569	0,4
5	301	26,8	2,303	0,086	50	5,2	0,681	0,132	0,429	0,412	0,660	0,607	0,5
6	221	29,1	3,156	0,108	39	6,1	0,695	0,113	0,651	0,466	0,681	0,646	0,6
7	295	31,4	2,998	0,095	66	7,2	0,789	0,110	0,667	0,519	0,772	0,684	0,7
8	489	34,2	2,794	0,082	83	8,2	0,872	0,107	0,653	0,573	0,852	0,721	0,8
9	812	35,6	2,414	0,068	165	9,1	0,707	0,078	0,610	0,628	0,701	0,759	0,9
10	1171	36,6	2,117	0,058	243	10,0	0,784	0,079	0,578	0,683	0,786	0,798	1
11	1442	37,5	2,197	0,059	275	11,0	0,801	0,073	0,645	0,738	0,803	0,837	1,1
12	1530	38,1	2,044	0,054	315	11,9	0,783	0,066	0,644	0,793	0,789	0,874	1,2
13	1240	38,8	2,168	0,056	221	12,9	0,736	0,057	0,727	0,847	0,739	0,909	1,3
14	1041	39,0	2,365	0,061	197	13,8	1,029	0,074	0,848	0,901	1,042	0,943	1,4
15	876	39,7	2,398	0,060	154	14,8	1,004	0,068	0,906	0,956	1,015	0,977	1,5
16	670	40,1	2,650	0,066	139	15,9	1,114	0,070	1,057	1,015	1,124	1,011	1,6
17	560	40,3	2,511	0,062	93	16,8	0,914	0,055	1,060	1,078	0,927	1,044	1,7
18	451	40,6	2,486	0,061	72	17,8	1,021	0,057	1,103	1,144	1,030	1,075	1,8
19	385	41,0	2,507	0,061	86	18,9	0,983	0,052	1,161	1,213	0,988	1,105	1,9
20	413	41,3	2,565	0,062	75	19,8	2,268	0,115	1,241	1,286	2,292	1,137	2
21	312	41,4	2,541	0,061	46	20,6	1,326	0,064	1,289	1,361	1,353	1,170	2,1
22	306	41,5	2,717	0,065	51	21,9	1,194	0,055	1,439	1,436	1,201	1,200	2,2
23	257	41,8	2,667	0,064	47	22,6	1,441	0,064	1,469	1,511	1,468	1,229	2,3
24	236	41,3	2,641	0,064	47	23,7	1,491	0,063	1,533	1,589	1,511	1,256	2,4
25	245	42,1	2,788	0,066	41	24,8	1,135	0,046	1,657	1,666	1,147	1,281	2,5
26	231	42,4	3,598	0,085	53	25,7	1,119	0,044	2,205	1,742	1,133	1,304	2,6
27	247	42,0	2,855	0,068	40	26,9	1,343	0,050	1,836	1,817	1,350	1,324	2,7
28	250	42,0	3,133	0,075	46	27,7	1,449	0,052	2,088	1,894	1,467	1,341	2,8
29	236	42,4	3,063	0,072	53	28,7	1,295	0,045	2,097	1,970	1,308	1,357	2,9
30	285	42,3	2,809	0,066	55	29,6	1,512	0,051	1,991	2,044	1,533	1,373	3

a	n_{La}	μ_{La}	σ_{La}	CV_{La}	n_{Aa}	μ_{Aa}	σ_{Aa}	CV_{Aa}	AE2	AE3	AE4	AE5	AE 6
31	216	42,1	2,845	0,068	50	30,9	1,340	0,043	2,094	2,117	1,346	1,386	3,1
32	206	42,7	2,958	0,069	27	32,2	1,476	0,046	2,218	2,189	1,466	1,398	3,2
33	208	42,4	2,962	0,070	46	32,7	1,492	0,046	2,303	2,260	1,506	1,413	3,3
34	181	43,0	2,934	0,068	39	33,7	1,221	0,036	2,319	2,328	1,233	1,429	3,4
35	203	42,7	3,032	0,071	34	34,9	2,171	0,062	2,483	2,393	2,178	1,444	3,5
36	147	43,3	3,062	0,071	25	36,3	1,429	0,039	2,547	2,460	1,418	1,456	3,6
37	140	43,3	2,711	0,063	28	36,8	1,0758	0,029	2,316	2,528	1,083	1,466	3,7
38	100	43,0	3,100	0,072	24	37,9	1,316	0,035	2,742	2,597	1,319	1,475	3,8
39	78	43,8	2,738	0,063	18	37,3	3,325	0,089	2,440	2,663	3,474	1,485	3,9
40	107	43,2	3,341	0,077	19	39,6	1,427	0,036	3,091	2,730	1,442	1,493	4
41	66	43,4	2,757	0,063	15	41,7	2,374	0,057	2,603	2,797	2,333	1,497	4,1
42	69	43,3	2,628	0,061	15	41,7	1,710	0,041	2,547	2,865	1,721	1,499	4,2
43	58	43,3	3,481	0,080	10	43,3	1,8288	0,042	3,455	2,934	1,816	1,504	4,3
44	48	43,8	2,894	0,066	8	43,1	1,3562	0,031	2,906	3,000	1,384	1,510	4,4
45	41	43,2	2,888	0,067	7	43,1	3,5322	0,082	3,012	3,067	3,684	1,515	4,5
46	39	43,8	3,164	0,072	6	44,8	1,6021	0,036	3,326	3,135	1,644	1,518	4,6
47	35	43,7	3,349	0,077	6	46,0	1,2649	0,027	3,604	3,207	1,292	1,525	4,7
48	32	43,6	3,004	0,069	5	46,8	2,387	0,051	3,305	3,282	2,449	1,542	4,8
49	38	43,4	3,448	0,079	8	49,1	1,3562	0,028	3,892	3,358	1,353	1,560	4,9
50	44	43,6	2,766	0,063	9	49,4	1,5899	0,032	3,171	3,433	1,608	1,573	5
51	23	43,8	2,975	0,068	6	48,8	2,6394	0,054	3,467	3,509	2,757	1,587	5,1
52	25	43,0	2,968	0,069	4	52,5	1,291	0,025	3,587	3,587	1,279	1,607	5,2
53	33	43,2	3,029	0,070	7	52,1	4,3753	0,084	3,717	3,665	4,447	1,629	5,3
54	25	44,9	2,938	0,065	2	52,0	2,8284	0,054	3,531	3,742	2,937	1,647	5,4
55	25	43,3	3,536	0,082	3	55,0	0	0,000	4,493	3,819	0,000	1,663	5,5
56	23	42,9	4,375	0,102	3	57,3	1,1547	0,020	5,707	3,897	1,128	1,682	5,6
57	25	43,9	3,025	0,069	3	58,0	1,732	0,030	3,930	3,974	1,702	1,701	5,7
58	22	42,8	3,590	0,084	4	58,3	1,7078	0,029	4,870	4,051	1,700	1,719	5,8
59	22	43,1	2,723	0,063	2	59,5	0,7071	0,012	3,723	4,129	0,701	1,738	5,9
60	41	43,3	3,205	0,074	8	59,3	4,0267	0,068	4,442	4,207	4,078	1,759	6
61	145	42,9	2,995	0,070	30	63,2	2,592	0,041	4,261	4,285	2,502	1,779	6,1

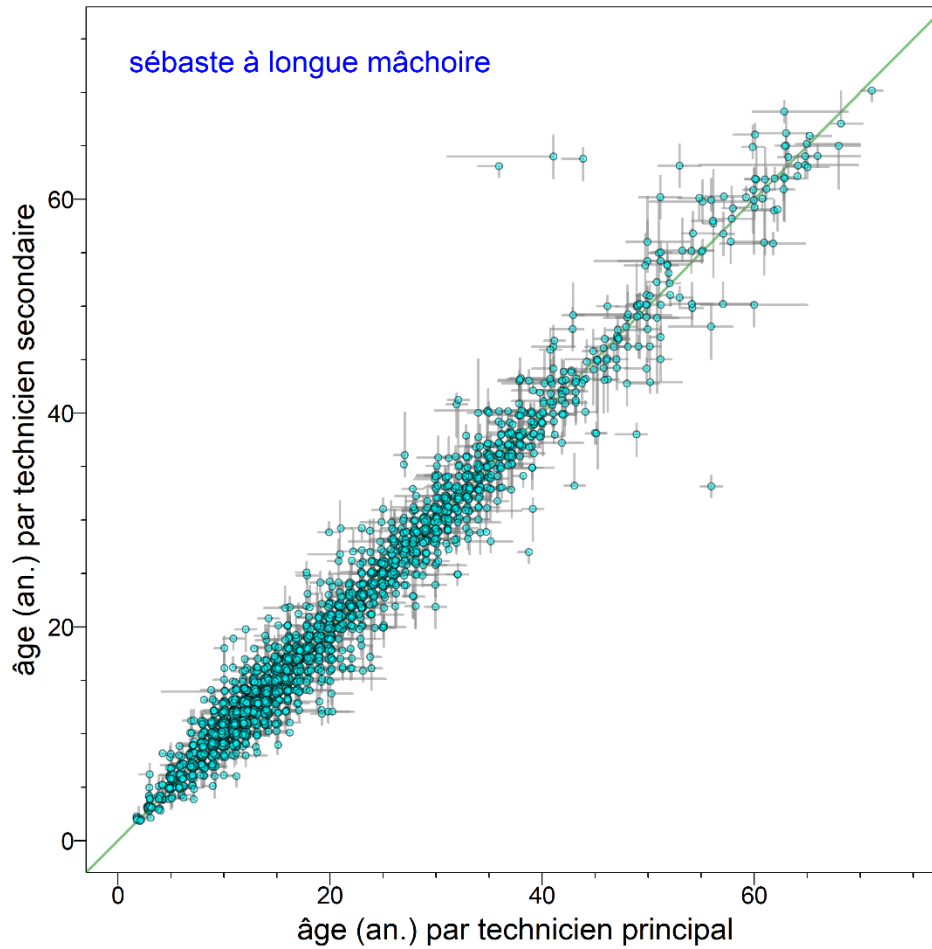


Figure D.19. Erreur dans la détermination de l'âge du sébaste à longue mâchoire, définie comme la plage entre l'âge minimal et l'âge maximal (barres grises), qui est déterminée par les lecteurs primaires et secondaires pour chaque âge accepté (points). Les données sont soumises à un bruit aléatoire en utilisant une distribution uniforme aléatoire entre les âges $-0,25$ et $0,25$ à des fins d'affichage seulement.

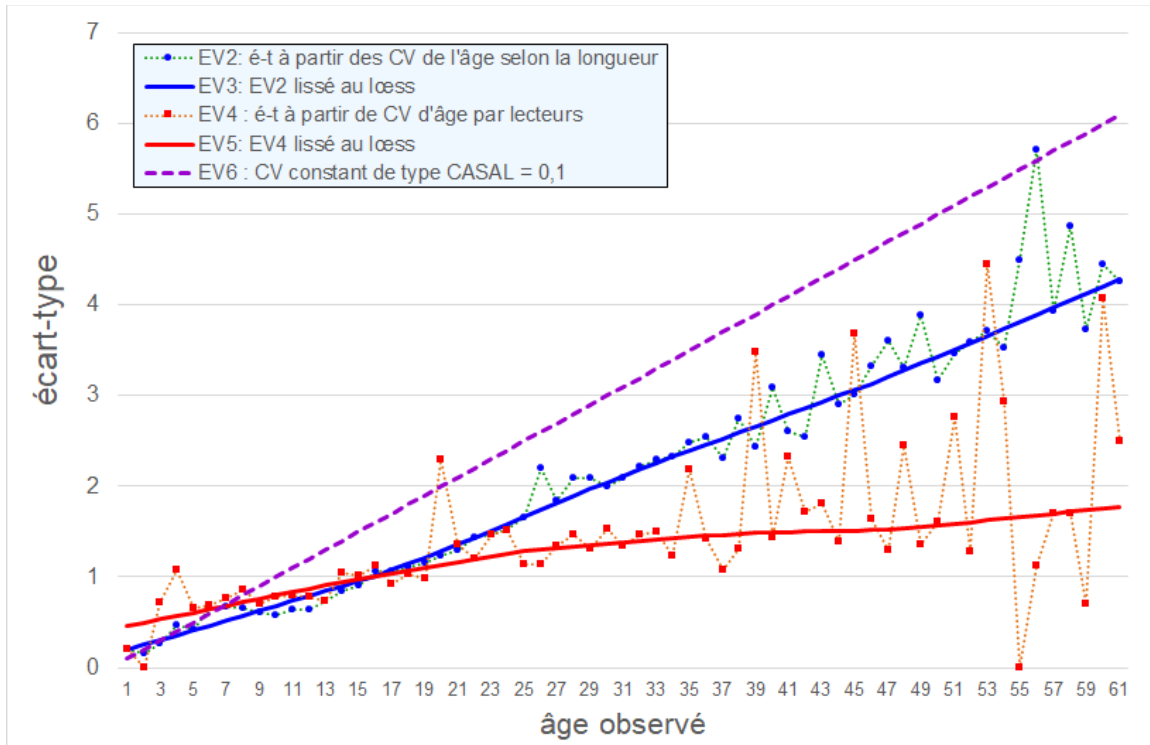


Figure D.20. Écart-type des âges de sébaste à longue mâchoire utilisé pour l'erreur de détermination de l'âge du modèle – ET calculés par âge à partir des ET de longueur (AE2) et de précision du lecteur d'âge (AE4), et des séries lissées de Loess (AE 3, AE 5), respectivement. L'écart-type de style CASAL (AE6) utilise simplement CV=10 %.

D.3. STRUCTURE DU STOCK

D.3.1. Définition des stocks

Les stocks de sébastes à longue mâchoire sont déjà définis par des zones modifiées de la CPMP : 5ABC, 3CD et 5DE, où la zone 5C comprend des portions des zones 5B et 5E (comme il en a été question dans l'introduction).

L'information génétique existe pour le sébaste à longue mâchoire; cependant, cette évaluation des stocks n'a pas utilisé l'information, principalement parce que les évaluations précédentes n'ont pas permis de déterminer les limites des stocks de sébaste à longue mâchoire (Schnute *et al.* 2001). La distribution des prises à l'échelle de la côte sur 27 ans suggère un stock continu à l'échelle de la côte (figure D.21), mais la législation canadienne exige des avis en matière de durabilité pour les trois stocks décrits ci-dessus.

Des évaluations antérieures des stocks d'autres sébastes (Starr et Haigh 2021, 2022) ont révélé une séparation physique des stocks entre les zones 5DE et plus au sud de la CPMP. Cette séparation peut être causée par la bifurcation du courant du Pacifique Nord (Pickard et Emery 1982; Freeland 2006; Cummins et Freeland 2006; Batten et Freeland 2007), qui aurait gardé séparées les larves nageant librement en provenance des deux régions.

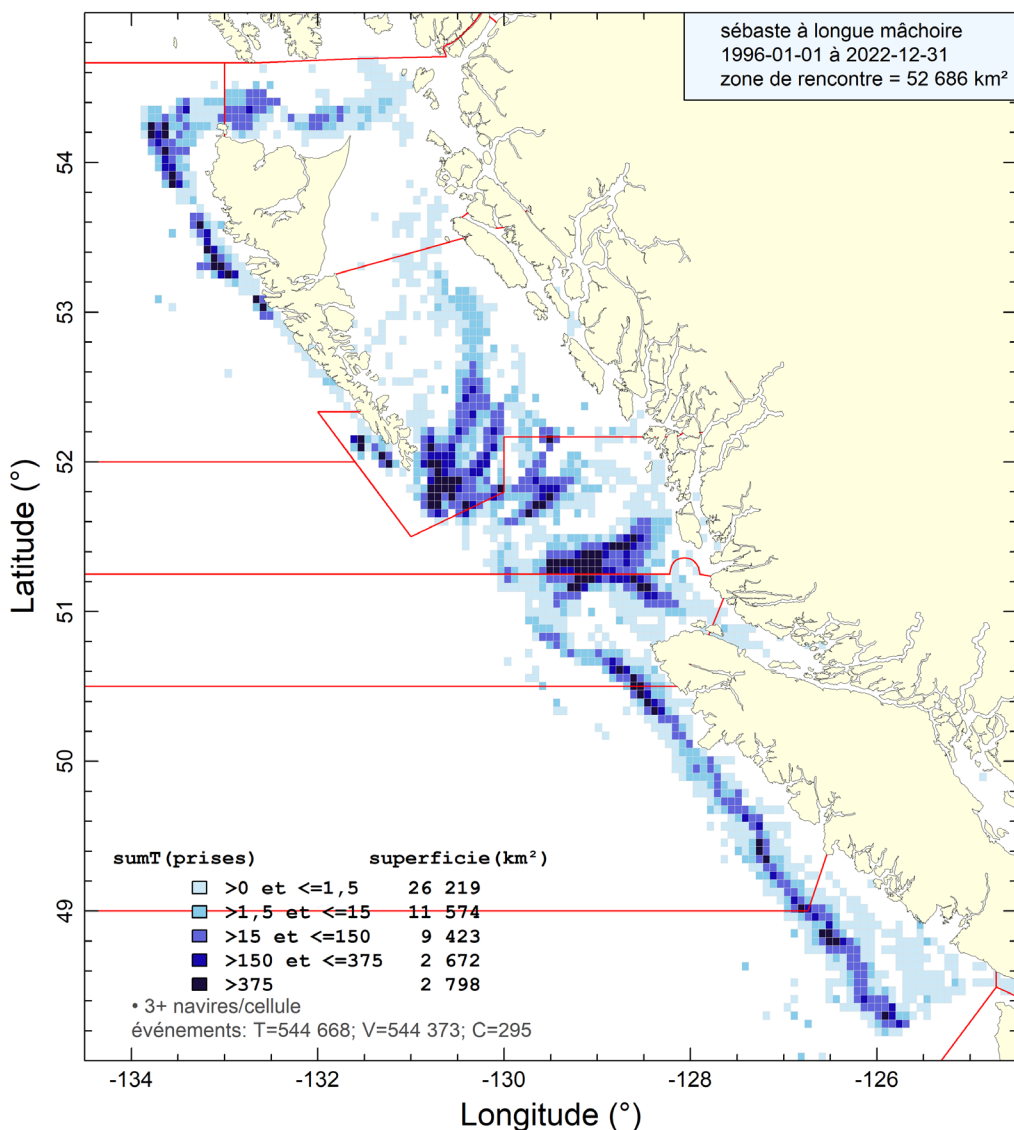


Figure D.21. Distribution à l'échelle de la côte des prises de sébaste à longue mâchoire par toutes les flottes de 1996 à 2022.

D.3.2. Distributions de la longueur d'individus

De simples comparaisons de la distribution des longueurs des prises commerciales par stock de la pêche au chalut montrent que la distribution des fréquences de longueur diffère selon la méthode de capture (figure D.22). Plus précisément, les sébastes à longue mâchoire capturés par le chalut pélagique, et parfois le chalut inconnu, ont tendance à être légèrement plus gros. Ces différences sont accentuées dans la distribution selon l'âge, les sébastes à longue mâchoire capturés par les chaluts pélagiques étant souvent beaucoup plus vieux que ceux capturés par les chaluts de fond (figure D.23). Bien que ces différences soient peut-être suffisantes pour traiter le chalut pélagique comme une pêche distincte, il n'y a pas suffisamment de données pour caractériser la pêche du chalut pélagique et l'observation selon laquelle cette pêche représente globalement 6,5 % des prises annuelles de sébastes à longue mâchoire de 1996 à 2022 à l'échelle de la côte. Par conséquent, nous avons choisi de combiner les données sur la FA des prises au chalut pélagique avec les données sur les prises au chalut de fond.

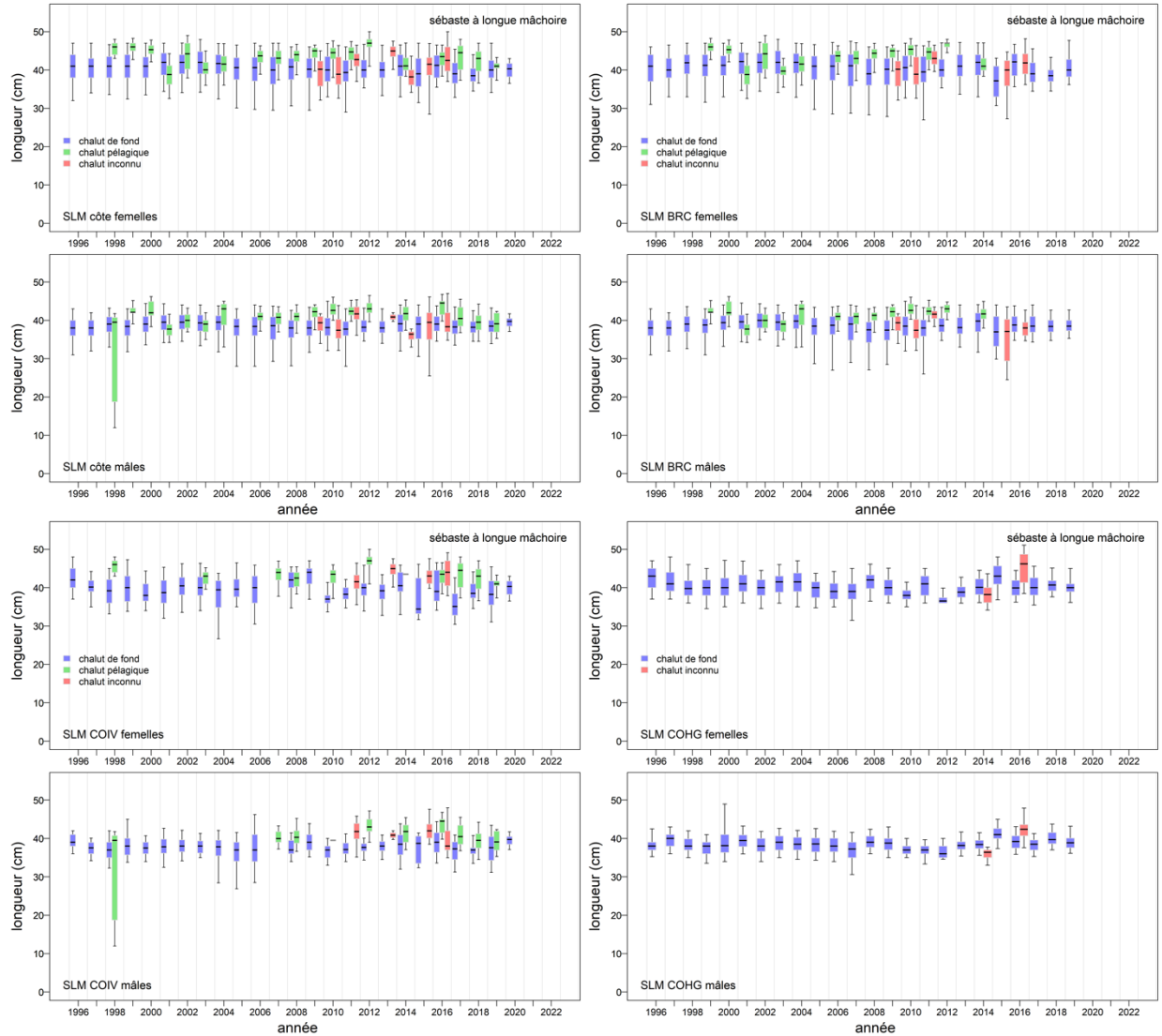


Figure D.22. Comparaison des distributions annuelles de la longueur des sébastes à longue mâchoire selon le sexe parmi les types d'engins de pêche dans les pêches commerciales : à l'échelle de la côte (en haut à gauche), BRC / 5ABC (en haut à droite), COIV / 3CD (en bas à gauche) et COHG / 5DE (en bas à droite). Quantiles du diagramme de quartile : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

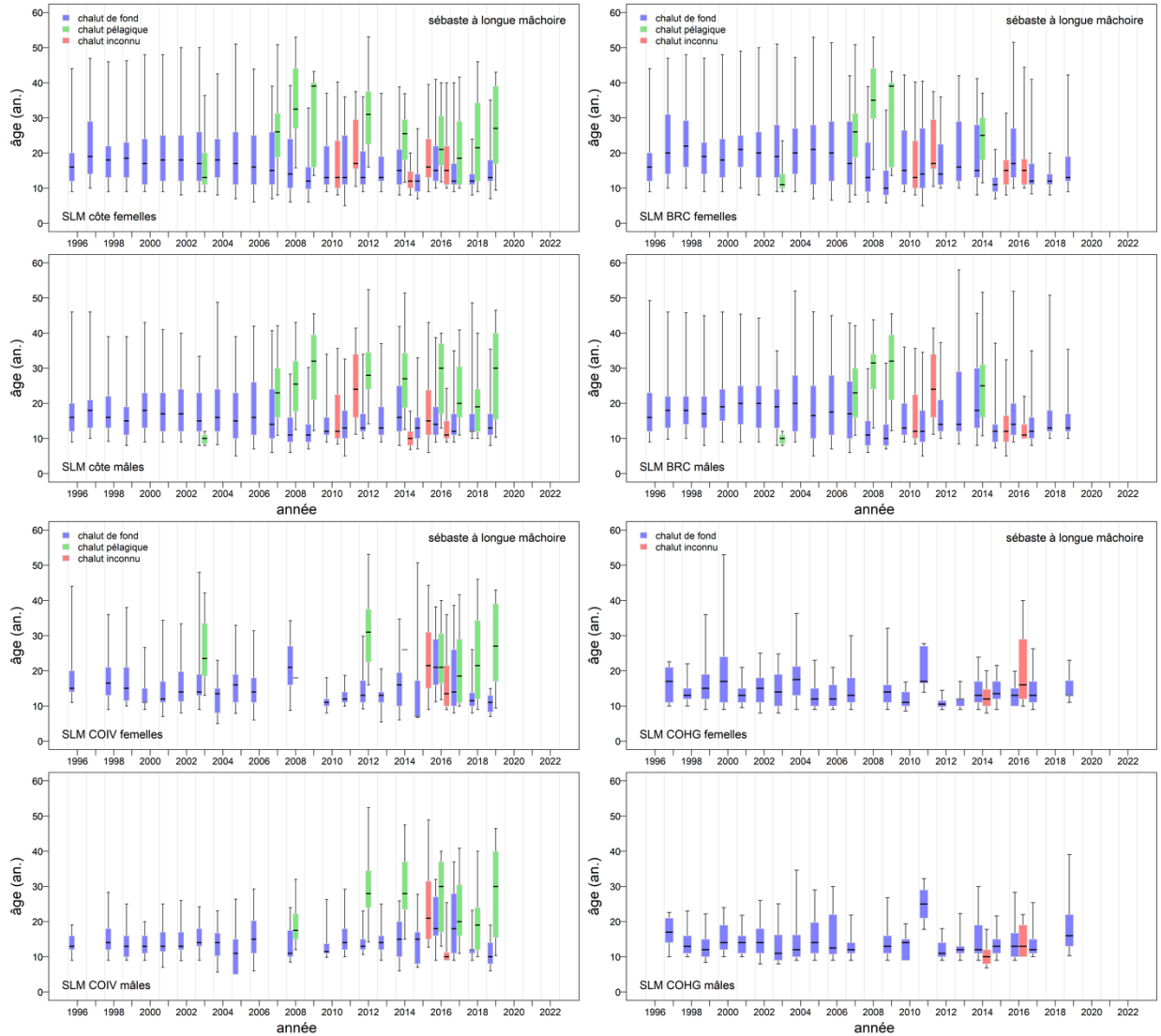


Figure D.23. Comparaison des distributions annuelles de l'âge des sébastes à longue mâchoire selon le sexe parmi les types d'engins de pêche dans les pêches commerciales : à l'échelle de la côte (en haut à gauche), BRC / 5ABC (en haut à droite), COIV / 3CD (en bas à gauche) et COHG / 5DE (en bas à droite). Quantiles du diagramme de quartile : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

Les distributions des longueurs et des âges des prises commerciales (figure D.24) par zone de stock de sébaste à longue mâchoire ne montrent aucune différence de longueur et de différences fluctuantes d'âge. Il y a peut-être eu un grand recrutement en 2008 qui s'est traduit par des poissons plus jeunes par la suite. Quoiqu'il en soit, les trois stocks ont été évalués par un seul modèle à zones multiples qui répartit le recrutement sur l'ensemble de la côte dans les trois zones, et par trois modèles de zones distinctes aux fins de comparaison.

La distribution des longueurs d'une variété de relevés (figure D.25) montre les différences de longueur moyenne entre les relevés qui découlent probablement des différences de sélectivité des relevés, peut-être influencées par la profondeur :

- le relevé synoptique du DH et les relevés au chalut à crevettes capturent de plus petits poissons de façon uniforme comparativement aux autres relevés;

- le relevé acoustique n'est pas utilisé pour calculer l'indice d'abondance et ne semble capturer que de gros poissons;
- les trois relevés synoptiques primaires montrent tous des âges semblables.

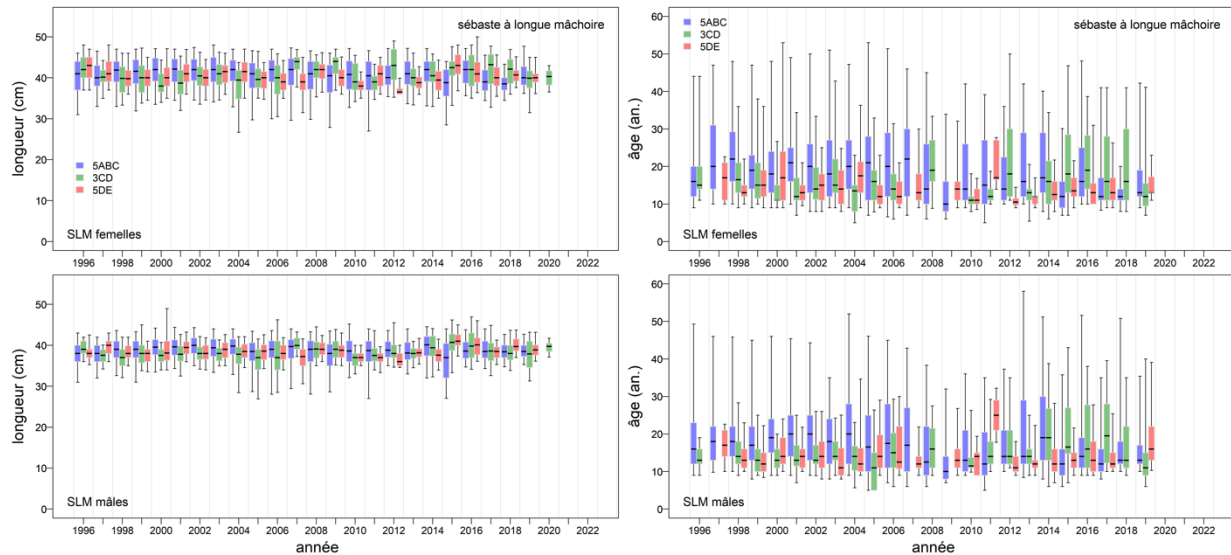


Figure D.24. Comparaison des distributions annuelles de la longueur des sébastes à longue mâchoire (à gauche) et de l'âge (à droite) le long de la côte de la Colombie-Britannique par stock (5ABC / BRC, 3CD / COIV et 5DE / COHG) dans les pêches commerciales. Quantiles du diagramme de quartile : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

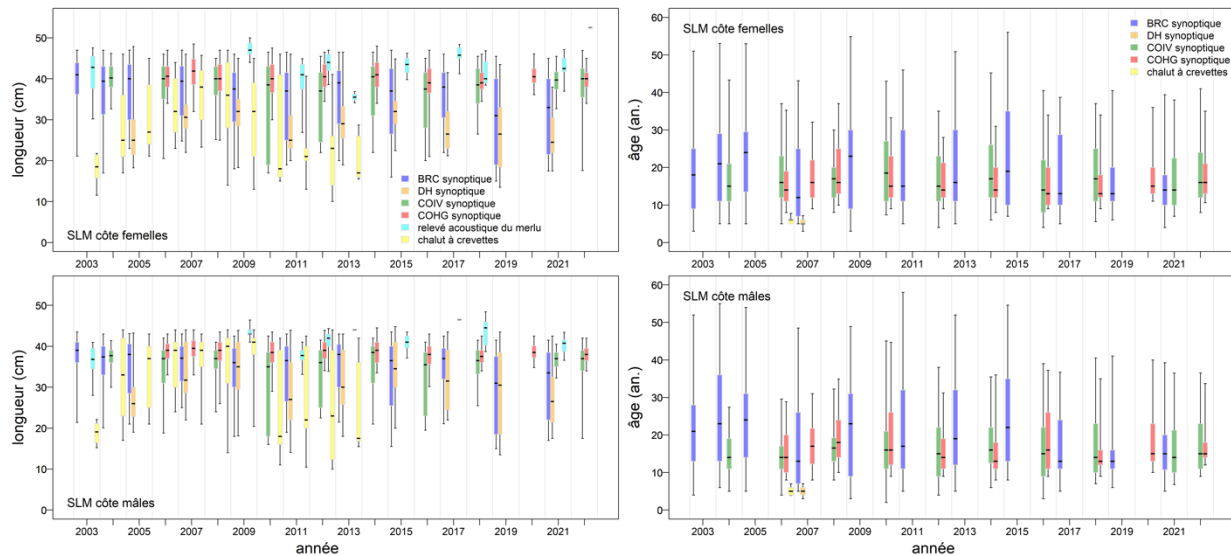


Figure D.25. Comparaison des distributions annuelles de la longueur des sébastes à longue mâchoire (à gauche) et de l'âge (à droite) entre six relevés (quatre au chalut synoptique, un au chalut à crevettes et un acoustique). Quantiles du diagramme de quartile : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

D.3.3. Comparaison des modèles de croissance

Une comparaison des modèles de croissance entre trois stocks à l'aide des données de relevé sur la longueur selon l'âge (figure D.26) montre les tendances suivantes pour L-infinité :

- les estimations pour les femelles sont plus élevées que celles pour les mâles;

- les estimations pour les femelles sont très semblables entre les trois stocks;
- les estimations pour les mâles montrent une diminution légère, mais constante, du nord (zone 5DE) au sud (zone 3CD);
- les estimations à l'échelle de la côte sont très semblables à celles de la zone 5ABC.

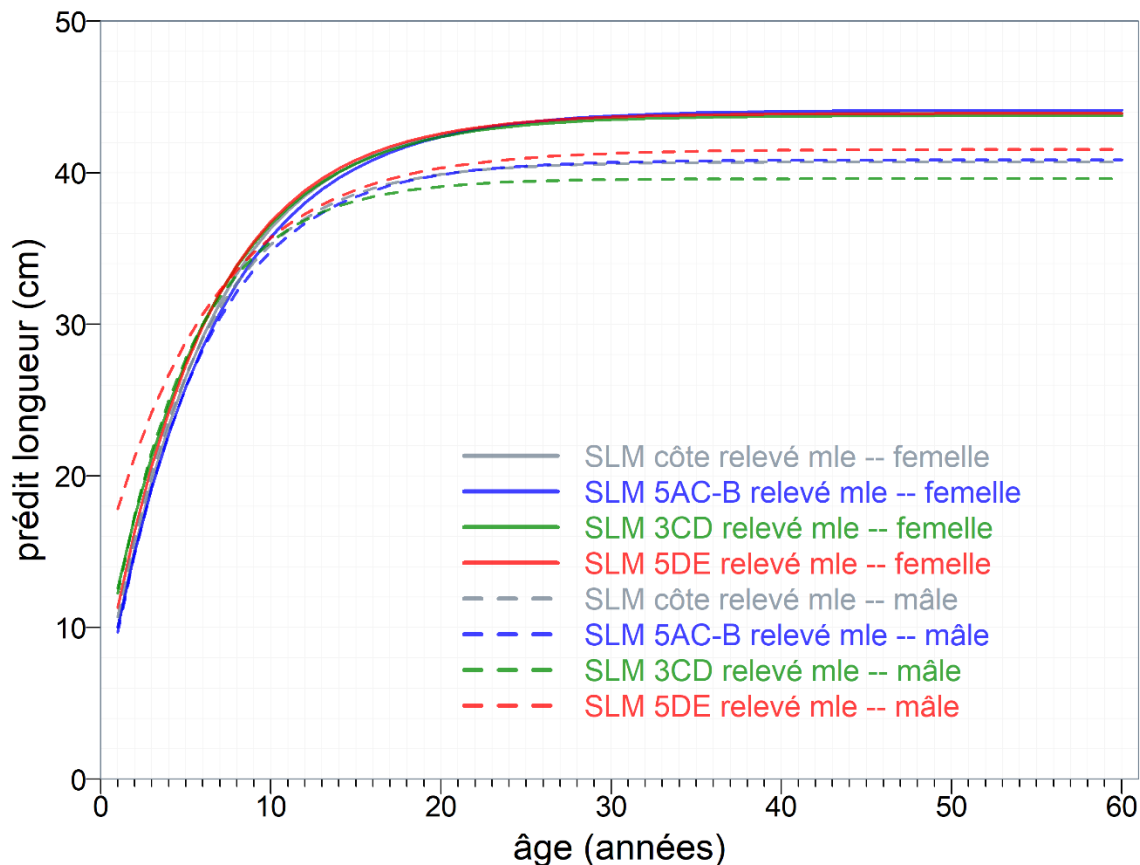


Figure D.26. L'EMV de von Bertalanffy correspond à la comparaison de la croissance entre trois stocks de sébaste à longue mâchoire de la Colombie-Britannique : zones 5ABC (BRC), 3CD (COIV) et 5DE (COHG) selon le sexe, à partir des données de relevé sur la longueur selon l'âge. Le type de ligne indique le sexe (solide = femelle, tiretée = mâle). La couleur de la ligne indique la région (bleu = zone 5ABC, vert = zone 3CD, rouge = zone 5DE).

D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE

- Archibald, C.P., Shaw, W. and Leaman, B.M. 1981. [Growth and mortality estimates of rockfishes Scorpaenidae\) from B.C. coastal waters, 1977-1979](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1048. iv + 57 p.
- Batten, S.D. and Freeland, H.J. 2007. [Plankton populations at the bifurcation of the North Pacific Current](#). Fisheries Oceanography 16(6): 536–546.
- Bull, B., Francis, R.I.C.C., Dunn, A., McKenzie, A., Gilbert, D.J., Smith, M.H., Bian, R. and Fu, D. 2012. CASAL (C++ algorithmic stock assessment laboratory): CASAL User Manual v2.30-2012/03/21. NIWA Tech. Rep. 135. 280 p.
- 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. 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Hanselman, D., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Shotwell, S.A. and Ianelli, J.N. 2007. Gulf of Alaska Pacific ocean perch. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 563–622. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Hanselman, D., Shotwell, S.A., Heifetz, J., Fujioka, J.T. and Ianelli, J.N. 2009. Assessment of Pacific ocean perch in the Gulf of Alaska. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 743–816. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Hanselman, D.H., Shotwell, S.K., Hulson, P.J.F., Heifetz, J. and Ianelli, J.N. 2012. Assessment of the Pacific ocean perch stock in the Gulf of Alaska. In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, Chapter 9, p. 563–592. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC).
- Hoenig, J.M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. Fish. Bull. 82(1): 898–903.
- IUCN Standards and Petitions Committee. 2022. Guidelines for using the IUCN Red List Categories and Criteria. Version 15.1. Prepared by the Standards and Petitions Committee of the IUCN Species Survival Commission. 114 p.
- 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. 2022a. [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.
- 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.
- Munk, K.M. 2001. Maximum ages of groundfishes in waters off Alaska and British Columbia and considerations of age determination. Alaska Fish. Res. Bull. 8. 12–21.
-

-
- 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.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A. and Starr, P.J. 2001. [Pacific Ocean Perch assessment for the west coast of Canada in 2001](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/138. iv + 90 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. et Haigh, R. 2021. [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. 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.
- 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.

ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE

E.1. INTRODUCTION

L'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire (SLM) de 2023 a adopté Stock Synthesis 3 (SS3), version 3.30.20 (Methot *et al.* 2022, téléchargée le 30 janvier 2023), qui est un cadre statistique de modélisation de la population selon l'âge de Methot et Wetzel (2013) qui utilise la puissance d'ADMB pour l'estimation bayésienne des trajectoires de la population et de leurs incertitudes. L'équipe de développement de Stock Synthesis de la NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration, département de Commerce des États-Unis) fournit des exécutables et de la documentation sur la façon d'exécuter SS3, et le code source SS3 est disponible sur GitHub.

Auparavant, le sébaste à longue mâchoire était évalué à l'aide d'un modèle plus simple structuré selon l'âge appelé « Awatea », une version de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003) qui a été élaborée et tenue à jour par Allan Hicks (alors à l'Université de Washington, maintenant à la [Commission internationale du flétan du Pacifique](#)). Awatea et SS3 sont des plateformes pour la mise en œuvre du logiciel Automatic Differentiation Model Builder (ADMB Project 2009), qui fournit :

a) des estimations de la densité a posteriori maximale à l'aide d'une minimisation de fonction et une différenciation automatique; b) une approximation de la distribution a posteriori des paramètres à l'aide de la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC), plus précisément de l'algorithme Metropolis (Gelman *et al.* 2004).

La plateforme SS3 a été utilisée pour une évaluation structurée selon l'âge des (stocks de la Colombie-Britannique) depuis 2021 :

- 2022 – le sébaste canari (SCA, côte de la Colombie-Britannique) (Starr et Haigh 2023)
- 2021 – le sébaste à bouche jaune (SBJ, côte de la Colombie-Britannique) (Starr et Haigh 2022c)

Awatea a été utilisé dans les évaluations structurées selon l'âge des (stocks de la Colombie Britannique (C-B)) depuis 2007 :

- 2021 – le bocaccio (SBO, côte de la C.-B.) mise à jour de l'évaluation de 2019 (MPO 2022);
- 2020 – le complexe de sébaste à œil épineux/à taches noires (SOÉTN, 5DE et 3CD5AB) (Starr et Haigh 2022a);
- 2019 – le bocaccio (SBO, côte de la C-B) (Starr et Haigh 2022b);
- 2019 – la veuve (SVV, côte de la C-B) (Starr et Haigh 2021 a);
- 2018 – le sébaste à raie rouge (SRR, 5DE et 3CD5ABC) (Starr et Haigh 2021 b);
- 2017 – le sébaste à longue mâchoire (SLM, 5ABC) (Haigh *et al.* 2018);
- 2014 – le sébaste à queue jaune (SQJ, côte de la C-B) (MPO 2015);
- 2013 – le sébaste argenté (SAR, côte de la C-B) (Starr *et al.* 2016);
- 2013 – la fausse limande (FAL, côte de la C-B) (Holt *et al.* 2016);
- 2012 – le sébaste à longue mâchoire (SLM, 3CD) (Edwards *et al.* 2014a);
- 2012 – le sébaste à longue mâchoire (SLM, 5DE) (Edwards *et al.* 2014b);
- 2011 – le sébaste à bouche jaune (SBJ, côte de la C-B) (Edwards *et al.* 2012a);
- 2010 – le sébaste à longue mâchoire (SLM, 5ABC) (Edwards *et al.* 2012b);
- 2009 – le sébaste canari (SCA, côte de la C-B) mise à jour de l'évaluation de 2007 (DFO 2009);
- 2007 – le sébaste canari (SCA, côte de la C-B) (Stanley *et al.* 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 écarts-types (Fournier *et al.* 1990). Fournier et coll. (1990) ont repéré deux types d'écarts :

- type I – l'occurrence occasionnelle d'un événement à très faible probabilité;
- 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.

SS3 propose deux modèles d'erreur : le modèle multinomial et un modèle composé Dirichlet multinomial. Ce dernier peut estimer des tailles effectives de l'échantillon semblables aux méthodes de repondération itératives, mais sans nécessiter de nombreuses itérations d'exécution du modèle d'évaluation (Thorson *et al.* 2017).

Les données saisies dans la plateforme SS3 comprennent quatre fichiers – « starter.ss », « data.ss », « control.ss » et « forecast.ss » – au lieu d'un seul fichier utilisé par Awatea. Le contrôle des paramètres et les valeurs a priori apparaissent dans le fichier control.ss, et les données, dans le fichier data.ss; l'utilisateur peut nommer ces deux fichiers comme il le souhaite, car le fichier starter.ss précise leurs noms. Les noms des fichiers starter.ss et forecast.ss doivent rester invariables. Contrairement à Awatea, qui exige de préciser un fichier d'entrée à partir de la ligne de commande (p. ex., « Awatea -infile.txt »), pour invoquer SS3, il suffit de saisir « ss » dans la ligne de commande (en supposant que « ss.exe » se trouve dans le chemin PATH du système Windows) puisque le logiciel suppose la présence des quatre fichiers susmentionnés.

De plus, dans cette évaluation du stock, nous avons utilisé la version sûre de SS3 (ss_win.v3.30.20.exe, date de compilation : 30 septembre 2022), qui effectue des vérifications de limites, plutôt que la version « optimisée » (ss_opt_win.v3.30.20.exe), qui est apparemment « rapide et optimisée pour une exécution rapide ». (La version sûre a été renommée 'ss.exe' pour des raisons de commodité). Les options de SS3 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 et accroît les possibilités d'erreurs involontaires.

Dans la présente évaluation, nous n'avons pas utilisé la distribution Dirichlet-multinomiale, mise en application dans SS3 comme méthode fondée sur un modèle pour estimer la taille effective de l'échantillon (Thorson et coll. 2017) pour la simulation de référence, parce qu'on a constaté que les ajustements du modèle étaient sensibles à l'importance de la taille des échantillons placés dans les données sur la FA (voir l'annexe E.6.2.3 pour plus de détails). En revanche, l'utilisation de la méthode de repondération en fonction de l'âge moyen de Francis (2011) n'a révélé aucune sensibilité de ce genre, et le modèle crédible estimé correspond aux deux options de taille d'échantillon contrastantes présentées. Dans les évaluations antérieures des stocks de sébaste hauturier, on a utilisé la méthode de repondération de l'âge moyen de Francis (2011). Par contre, une méthode de repondération explicite utilisant une méthode du rapport de la moyenne harmonique basée sur McAllister et Ianelli (1997) peut également être utilisée (p. ex., sébaste à bouche jaune en 2021, Starr et Haigh 2022c).

L'exécution de la plateforme SS3 est simplifiée à l'aide d'un code R personnalisé (archivé sur le site GitHub « PBS Software » dans le référentiel « PBSSynth »), qui s'appuyait fortement sur le

code fourni par les progiciels R « PBSawatea », « r4ss » (Taylor *et al.* 2021) et « adnuts » (Monnahan 2018). Les figures et les tableaux de résultats ont été produits automatiquement dans R, un environnement servant à effectuer des calculs statistiques et à créer des graphiques (R Core Team 2021). La fonction ‘Sweave’ de R (Leisch 2002) a regroupé automatiquement, au moyen de \LaTeX , la grande quantité de figures et de tableaux sous forme de fichiers ‘pdf’ pour les exécutions de modèles et l’annexe F.

Methot et Wetzel (2013) fournissent la notation mathématique des équations utilisées dans le modèle SS3 dans leur [Annexe A](#). Nous présentons ci-après la notation mathématique de certaines équations utilisées dans le modèle SS3 structuré selon l’âge (fusionnée avec la notation utilisée dans les modèles Awatea précédents du MPO), 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.

E.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE

Les principales hypothèses du modèle sont les suivantes :

1. La population de sébaste à longue mâchoire de la Colombie-Britannique évaluée constituait trois stocks dans les zones 5ABC, 3CD et 5DE de la CPMP. Des modèles régionaux indépendants (propres à la région) ont également été exécutés à des fins de comparaison.
2. La pêche du sébaste à longue mâchoire était dominée par les chaluts (environ ~99,9% des prises dans les cinq dernières années). Les prises annuelles utilisées dans le modèle ont été prises par les pêches au chalut (engins de pêche de fond et pélagiques) dans trois zones. Des prises négligeables à l’aide d’autres engins (flétan à la palangre, morue charbonnière au casier, morue-lingue et saumon à la traîne, sébaste à la ligne et à l’hameçon) ont été ajoutées pour tenir compte des prélèvements totaux. 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 d’une flottille à l’autre (pêche et relevés) et demeurait invariable au fil du temps. La sélectivité du chalut pour la pêche dans 5ABC (flottille 1) a été estimée, et la sélectivité du chalut dans 3CD (flottille 2) et dans 5DE (flottille 3) a été liée à celle dans 5ABC. Les paramètres de sélectivité des relevés ont été estimés lorsque les données sur la détermination de l’âge étaient accessibles (tous les relevés sauf le relevé historique de la COIV, qui était lié au relevé historique du goulet de l’île Goose).
5. Les paramètres de mortalité (estimée), de maturité (fixe) et de croissance (fixe) étaient propres à une population côtière dans le modèle à zones multiples, tandis que dans les modèles régionaux indépendants, ces paramètres étaient propres aux populations.
6. La mortalité naturelle M a été estimée à l’aide d’une valeur a priori normale et est demeurée invariable dans le temps. Ce paramètre différait selon le sexe.
7. Les paramètres de la croissance étaient fixes et étaient invariables dans le temps. Ces paramètres différaient selon le sexe.
8. La maturité selon l’âge pour les femelles était fixe et invariable dans le temps.
9. La fécondité des femelles selon l’âge était directement proportionnelle au poids selon l’âge des femelles.
10. Le recrutement à l’âge 0 était composé de 50% de femelles et de 50% de mâles.

-
11. L'écart-type du recrutement (σ_R) était fixe à 0,9.
 12. La répartition de l'établissement et du recrutement entre les zones a été estimée, tout comme les écarts annuels (l'erreur type des écarts annuels étant fixe à 1,0).
 13. Seuls les âges des poissons déterminés à l'aide de la méthode privilégiée de cassure et de brûlage des otolithes (MacLellan 1997) ont été utilisés, car les âges déterminés par les méthodes fondées sur les observations à la surface (principalement avant 1978) étaient faussés (Beamish 1979). La détermination de l'âge selon un examen de la surface a été jugée appropriée pour les très jeunes sébastes (âges 1 à 3).
 14. Un vecteur de l'erreur de détermination de l'âge (EA) fondé sur des CV des longueurs selon l'âge observées a été utilisé.
 15. Les échantillons commerciaux de prises selon l'âge étaient représentatifs de la pêche au cours d'une année donnée s'il y avait au moins 2 échantillons et au moins 75 otolithes ayant fait l'objet d'une détermination de l'âge au cours de cette année.
 16. Les indices d'abondance relative étaient proportionnels à la biomasse vulnérable au milieu de l'année, après l'élimination de la moitié des prises et de la moitié de la mortalité naturelle.
 17. Les échantillons pour la composition selon l'âge provenaient du milieu de l'année, après le retrait de la moitié des prises et de la moitié de la mortalité naturelle.

E.3. NOTATION ET ÉQUATIONS DU MODÈLE

La notation du modèle est donnée dans le tableau E.1, les équations du modèle, 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 en composantes déterministes, en composantes stochastiques et en valeurs a priori bayésiennes. Tous les détails sur la notation et les équations sont fournis après les tableaux. Les liens vers les données d'entrée du modèle figurent à la section E.8.

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.

Les paramètres qui n'étaient pas censés être fixes ont été estimés dans le contexte de la stochasticité du recrutement. Pour ce faire, on utilise les composantes stochastiques indiquées dans le tableau E.3.

L'incorporation des distributions a priori des paramètres estimés donne la pleine mise en œuvre bayésienne, qui vise à réduire au minimum la fonction objective $\mathcal{F}(\Theta)$ given by (E.52). Cette fonction est dérivée de la somme des log-vraisemblances négatives des composantes déterministes, stochastiques et a priori du modèle.

E.3.1. Notation du modèle

Table E.1. Notation pour le modèle des prises selon l'âge dans SS3 (suite au verso). Le modèle d'évaluation n'utilise que des « cohortes » (classes d'âge selon l'année), alors que SS3 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 les 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 bien représenté dans les données; ▷ a'' = âge de référence proche de l'âge le plus avancé bien représenté dans les données
l	<ul style="list-style-type: none"> ▶ tranche de longueur, où $l = 1, 2, 3, \dots, \Lambda$, et Λ est l'indice de la tranche 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 de la tranche de longueur l, respectivement
t	<ul style="list-style-type: none"> ▶ année du modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$, correspond aux années réelles : 1935, ..., 2024, 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 au chalut dans la zone 5ABC (données de la pêche commerciale) 2 – Pêche au chalut dans la zone 3CD (données de la pêche commerciale) 3 – Pêche au chalut dans la zone 5DE (données de la pêche commerciale) 4 – Série de relevés synoptiques au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte 5 – Série de relevés synoptiques au chalut sur la COIV 6 – Série de relevés synoptiques au chalut sur la COHG 7 – Série de relevés historiques au chalut du goulet de l'île Goose 8 – Série de relevés triennaux au chalut du NMFS 9 – Série de relevés historiques au chalut sur la COIV
s	<ul style="list-style-type: none"> ▶ sexe, 1=femelles, 2=mâles

Symbole	Description et unités
---------	-----------------------

Plages des indices

A	▶ classe d'âge maximal cumulatif, $A \in \{60\}$
G	▶ nombre de flottes (pêches et relevés)
Λ	▶ nombre de tranches de longueur
T	▶ nombre d'années dans le modèle, $T = 90$
\mathbf{T}_g	▶ 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 de modèle t) : $\mathbf{T}_4 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019, 2021\}$ $\mathbf{T}_5 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018, 2021\}$ $\mathbf{T}_6 = \{1997, 2006:2008, 2010, 2012, 2016, 2018, 2020, 2022\}$ $\mathbf{T}_7 = \{1967, 1969, 1971, 1973, 1976:1977, 1984, 1994\}$ $\mathbf{T}_8 = \{1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998, 2001\}$ $\mathbf{T}_9 = \{1967, \dots, 1970\}$
\mathbf{U}_g	▶ ensembles d'années dans le modèle avec des données sur la proportion selon l'âge pour les séries g : $\mathbf{U}_1 = \{1977, \dots, 2019\}$ $\mathbf{U}_2 = \{1980, 1982, 1984, 1990:1991, 1994:1995, 1998:2006, 2008, 2010:2019\}$ $\mathbf{U}_3 = \{1978:1980, 1982, 1984:1995, 1997:2007, 2009, 2013:2017\}$ $\mathbf{U}_4 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019, 2021\}$ $\mathbf{U}_5 = \{1996, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018, 2021:2022\}$ $\mathbf{U}_6 = \{1997, 2006:2008, 2010, 2012, 2016, 2018, 2020, 2022\}$ $\mathbf{U}_7 = \{1984, 1994:1995\}$ $\mathbf{U}_8 = \{1989, 1992, 1995, 1998, 2001\}$

Données et paramètres fixes

\tilde{a}_a	▶ âge après correction du biais pour l'âge a (utilisé dans l'erreur de détermination de l'âge)
ξ_a	▶ écart-type pour l'âge a (utilisé dans l'erreur de détermination de l'âge)
p_{atgs}	▶ proportion pondérée observée de poissons des séries g chaque année $t \in \mathbf{U}_g$ qui sont de la classe d'âge a et du sexe s ; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 p_{atgs} = 1$ pour chaque $t \in \mathbf{U}_g$
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}
m_a	▶ proportion des femelles de la classe d'âge a qui sont matures, établie d'après les données
w_{as}	▶ poids moyen (kg) d'un individu de la classe d'âge a et du sexe s d'après les paramètres fixes
$(\bar{w}_{tg}, \psi_{tg}, \psi'_{tg})$	▶ poids corporel moyen (kg) par année (t) et par flotte (g); ET \bar{w}_{tg} ; compensation de l'ET par rapport à ψ_{tg}
(C_{tg}, τ_{tg})	▶ biomasse des prises rejetées (en tonnes) au cours de l'année $t=1$ à $T-1$ pour la flotte g ; ET C_{tgs}
$(d_{tg}, \delta_{tg}, \delta'_{tg})$	▶ biomasse des prises rejetées (en tonnes) au cours de l'année t pour la flotte d_{tg} ; ET g ; compensation de l'ET par rapport à δ_{tg}
$(I_{tg}, \kappa_{tg}, \kappa'_{tg})$	▶ indices de la biomasse des relevés $g = 4, \dots, 9$, pour l'année $t \in \mathbf{T}_g$; ET I_{tg} ; compensation de l'ET par rapport à κ_{tg}

Symbole	Description et unités
σ_R	► paramètre de l'écart-type pour l'erreur de traitement de recrutement, $\sigma_R = 0,9$
ϵ_t	► écarts du recrutement découlant d'une erreur de traitement, où $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2)$
b_t	► correction du biais de recrutement, modulation de la variance du recrutement dans le temps : $b_t \sigma_R^2$ ► 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)
$(\hat{p}_\alpha, \nu_{t,\alpha}, \zeta_\alpha)$	► consigner la proportion de recrutement attribuée à la sous-zone α ; ET ajouté à \hat{p}_α ; ET de $\nu_{t,\alpha}$
M_s	► taux de mortalité naturelle pour le sexe $s = 1, 2$
h	► paramètre du taux de variation pour la fonction de recrutement de Beverton-Holt
q_g	► capturabilité pour les flottes ($g = 4, \dots, 9$)
β_{itg}	► paramètres normaux doubles pour les femelles ($s = 1$), où $i=1, \dots, 6$ pour les six paramètres β qui déterminent la sélectivité S_{atgs} pour l'année t et la série $g=1, \dots, 8$, à l'aide des fonctions de jonction j_{1atgs} et j_{2atgs} pour les fonctions des membres ascendants et descendants π_{1atgs} et π_{2atgs} , respectivement, où γ_{1tgs} et γ_{2tgs} décrivent des termes exponentiels
Δ_{itg}	► décalage de la vulnérabilité pour les mâles ($s = 2$), où $i=1, \dots, 5$ pour les cinq paramètres Δ et les indices tg sont les mêmes que pour β

États dérivés

N_{ats}	► nombre de poissons (en milliers) de la classe d'âge a et du sexe s au début de l'année t
B_t	► biomasse reproductrice (tonnes de femelles matures) au début de l'année t
B_0	► biomasse reproductrice vierge (tonnes de femelles matures) au début de l'année 0
R_t	► recrutement des poissons d'âge 0 (nombre de poissons, en milliers) au cours de l'année t
ρ_t	► écarts du recrutement (logarithme des milliers de poissons d'âge 0) au cours de l'année t
V_{tg}	► biomasse vulnérable (tonnes, femelles + mâles) au milieu de l'année t
\mathcal{B}_{tg}	► biomasse morte conservée à la mi-saison (tonnes, femelles + mâles)
F_{tg}	► taux de mortalité instantanée par pêche pour la période t dans la pêche g ► méthode hybride utilisant l'approximation de Pope et l'équation de Baranov ► calculs facilités par les variables temporaires \mathcal{T}_{tg} et les jonctions \mathcal{J}_{tg}
Z_{ats}	► taux de mortalité totale (naturelle et par pêche) pour la période t et le sexe s

Composantes de la log-vraisemblance

$\mathcal{L}_{1g}(\Theta \{\hat{I}_{tg}\})$	► CPUE ou indice d'abondance
$\mathcal{L}_{2g}(\Theta \{d_{tg}\})$	► biomasse rejetée
$\mathcal{L}_{3g}(\Theta \{\bar{w}_{tg}\})$	► poids moyen
$\mathcal{L}_{4g}(\Theta \{l_{tg}\})$	► composition selon la longueur
$\mathcal{L}_{5g}(\Theta \{a_{tg}\})$	► composition selon l'âge

Symbole	Description et unités
$\mathcal{L}_{6g}(\Theta \{z_{tg}\})$	► composition selon la taille généralisée
$\mathcal{L}_{7g}(\Theta \{C_{tg}\})$	► prises à l'équilibre initial
$\mathcal{L}_R(\Theta \{R_{tg}\})$	► écarts de recrutement
$\mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta \{\phi_j\})$	► valeurs a priori des paramètres
$\mathcal{L}_{P_t}(\Theta \{P_t\})$	► écarts aléatoires des paramètres (s'ils varient dans le temps)
$\mathcal{L}(\Theta)$	► log-vraisemblance totale
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

E.3.2. Deterministic components

Table E.2. Composantes déterministes. À l'aide des données sur les prises, le poids selon l'âge et la maturité et avec des valeurs fixes 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.

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

$$N_{a0s} = 0.5R_0e^{-aM_s} ; \quad 0 \leq a \leq 3A-1 \quad (\text{E.1})$$

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

$$B_0 = B_1 = \sum_{a=0}^A f_{as} N_{a0s} ; \quad \text{où } f_{as} = w_{as} m_{as} o_{as} ; \quad s=1 \text{ (femelle)} \quad (\text{E.3})$$

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

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

$$L_{A0s} = \frac{\sum_{a=A}^{2A} [e^{-0.2(a-A-1)}] [L_{As} + (a/A - 1)(L_{\infty s} - L_{A0s})]}{\sum_{a=A}^{2A} e^{-0.2(a-A-1)}} \quad (\text{E.6})$$

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

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

Régime de sélectivité 20 ($g = 1, \dots, 8$)

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

$$j_{1atgs} = 1 / \left[1 + e^{-20(a-\beta_{1tgs})/(1+|a-\beta_{1tgs}|)} \right]; \quad \beta_{1tgs} = \text{premier \^age o\^u } x S_{tgs}=1 \quad (\text{E.9})$$

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

$$a_{tgs}^* = \beta_{1tgs} + (0.99A - \beta_{1tgs})/(1 + \beta_{2tgs}); \quad \text{en supposant une tranche d'âge} = 1 \text{ an} \quad (\text{E.11})$$

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

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

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

États dérivés ($1 \leq t \leq T-1$)

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

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

$$\bar{L}_{ats} = L_{ats} + (L_{ats} - L_{\infty s}) (e^{-0.5k_s} - 1) \quad (\text{E.17})$$

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

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

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

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

$$Z_{ats} = M_{as} \sum_{g \in 1, \dots, 3} (S_{atgs} F_{tg}); \quad F_{tg} = \text{taux de mortalité apicale par pêche} \quad (\text{E.22})$$

$$\mathcal{T}_{1tg} = C_{tg}/(\hat{B}_{tg} + 0.1C_{tg}); \quad \mathcal{J}_{1tg} = 1/[1 + e^{30(\mathcal{T}_{1tg}-0.95)}]; \quad \mathcal{T}_{2tg} = \mathcal{J}_{1tg} \mathcal{T}_{1tg} + 0.95(1 - \mathcal{J}_{1tg}) \quad (\text{E.23})$$

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

$$\hat{C}_t = \sum_{g \in 1, \dots, 3} \sum_{s=1}^2 \sum_{a=0}^A \frac{F_{1tg}}{Z_{ats}} w_{as} N_{ats} S_{atgs} \lambda_{ats}; \quad \lambda_{ats} = (1 - e^{-Z_{ats}})/(Z_{ats}) \quad (\text{E.25})$$

$$\vec{Z}_t = C_t / (\widehat{C}_t + 0.0001) ; Z'_{ats} = M_{as} + \vec{Z}_t (Z_{ats} - M_{as}) ; \lambda'_{ats} = (1 - e^{-Z'_{ats}}) / (Z'_{ats}) \quad (\text{E.26})$$

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

$$F_{2tg} = C_{tg} / (\mathcal{T}_{3tg} + 0.0001) ; \mathcal{J}_{2tg} = 1 / [1 + e^{30(F_{2tg} - 0.95F_{\max})}] \quad (\text{E.28})$$

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

$$C_{ats} = \sum_{g \in \{1, \dots, 3\}} \frac{F_{tg}}{Z'_{ats}} w_{as} N_{ats} S_{atgs} \lambda'_{ats} \quad (\text{E.30})$$

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

$$V_{tg} = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} N_{ats} S_{atgs} ; g \in \{1, \dots, 3\}, u_{tg} = C_{tg} / V_{tg}, u_{atgs} = u_{tg} S_{atgs} \quad (\text{E.32})$$

$$R_t = \frac{4hR_0 B_{t-1}}{(1-h)B_0 + (5h-1)B_{t-1}} \left(\equiv \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} \right) \quad (\text{E.33})$$

Erreur de vieillissement

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

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

Observations estimées

$$\widehat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) w_{as} S_{ags} N_{ats} ; t \in \mathbf{T}_g, g = 4, \dots, 9 \quad (\text{E.36})$$

$$\widehat{P}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) S_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) S_{ags} N_{ats}} ; 1 \leq a \leq A, t \in \mathbf{U}_g, g=1, \dots, 8, s=1, 2 \quad (\text{E.37})$$

E.3.3. Composantes stochastiques

Table 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.

Paramètres estimés

$$\Theta = \{R_0; M_{1,2}; h; q_{4,\dots,9}; \mu_{1,\dots,8}; \pi_{T1,\dots,8}; v_{L1,\dots,8L}; v_{R1,\dots,8}; \pi_{F1,\dots,8}; \theta_{1,\dots,8}\} \quad (\text{E.38})$$

Écarts de recrutement

$$\rho_{t+1} = \log R_{t+1} - \log B_t + \log(\alpha + \beta B_t) + 0.5b_t\sigma_R^2 + \epsilon_t; \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2), \quad 1 \leq t \leq T-1 \quad (\text{E.39})$$

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

Composantes de la log-vraisemblance(\otimes active, \triangleleft inactive)

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

$$\triangleleft \mathcal{L}_{2g}(\Theta|\{d_{tg}\}) = \sum_{t=1}^T 0.5(\text{df}_g + 1) \log \left[\frac{1 + (d_{tg} - \widehat{d}_{tg})^2}{\text{df}_g \delta_{tg}^2} \right] + \delta'_{tg} \log \delta_{tg} \quad (\text{E.42})$$

$$\triangleleft \mathcal{L}_{3g}(\Theta|\{\bar{w}_{tg}\}) = \sum_{t=1}^T 0.5(\text{df}_{\bar{w}} + 1) \log \left[\frac{1 + (\bar{w}_{tg} - \widehat{\bar{w}}_{tg})^2}{\text{df}_{\bar{w}} \psi_{tg}^2} \right] + \psi'_{tg} \log \psi_{tg} \quad (\text{E.43})$$

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

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

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

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

$$\otimes \mathcal{L}_R(\Theta|\{R_t\}) = 0.5 \sum_{t=1}^T (\widetilde{R}_t^2 / \sigma_R^2) + b_t \log \sigma_R^2 \quad (\text{E.48})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta|\{\phi_j\}) = 0.5 [(\phi_j - \mu_{\phi_j}) / \sigma_{\phi_j}]^2; \text{ distributions a priori normales pour le paramètre } j \quad (\text{E.49})$$

$$\otimes \mathcal{L}_{\phi_j}(\Theta|\{\phi_j\}) = 0.5 [(\log \phi_j - \mu_{\phi_j}) / \sigma_{\phi_j}]^2; \text{ distributions a priori log-normales pour le paramètre } j \quad (\text{E.50})$$

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

Fonction objective

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

E.3.4. Attentes préalables à l'égard de la simulation de référence

Table 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 réduction au minimum pour les calculs du mode de la densité a posteriori. Dans SS3, une solution analytique pour q est calculée lorsque le paramètre est autorisé à « flotter ».

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne, ET	Limites	Valeur initiale
Modèle à zones multiples					
M_1 (femelle)	4	normal	0.06, 0.018	[0.02, 0.2]	0.06
M_2 (mâle)	4	normal	0.06, 0.018	[0.02, 0.2]	0.06
h	5	beta	0.67, 0.17	[0.2, 1]	0.67
$\log R_0$	1	normal	10, 10	[1, 16]	10
$\hat{p}_{\alpha=1}$	3	normal	0, 1	[-5, 5]	0
$\hat{p}_{\alpha=2}$	3	normal	0, 1	[-5, 5]	0
$\log q_{1,\dots,8}$	-1	analytique	-3, 6	[-15, 15]	-3
μ_1	3	normal	10, 10	[5, 40]	10
$\mu_{2,3} \sim \mu_1$	-	lié	—	—	—
$\mu_{4,5}$	3	normal	12, 12	[5, 40]	12
μ_6	3	normal	12, 3.6	[5, 40]	12
$\mu_{7,8}$	3	normal	12, 3.6	[0, 40]	12
$\mu_9 \sim \mu_7$	-	lié	—	—	—
$\log v_{L1}$	4	normal	2, 2	[-15, 15]	2
$\log v_{L2,3} \sim \log v_{L1}$	4	lié	—	—	—
$\log v_{L4,5}$	4	normal	2.5, 2.5	[-15, 15]	2.5
$\log v_{L6,7,8}$	4	normal	2.5, 0.75	[-15, 15]	2.5
$\log v_{L9} \sim \log v_{L7}$	4	lié	—	—	—
$\Delta_{1,\dots,8}$	4	normal	0, 1	[-8, 10]	0
$\Delta_9 \sim \Delta_7$	4	lié	—	—	—

E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

La notation (tableau E.1) et la configuration des composantes déterministes (tableau E.2) sont décrites ci-après. Sigles : SS3 = Stock Synthesis 3, AW = Awatea, AF = fréquences selon l'âge|proportions, SLM = sébaste à longue mâchoire.

E.4.1. Classes d'âge

L'indice (en indice) a représente les classes d'âge, allant de 1 à la classe d'âge maximale, A , de 60. La classe d'âge $a=5$, par exemple, représente les poissons d'âge 4 et 5 (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. Contrairement à Awatea, SS3 utilise une classe d'âge 0 qui représente vraisemblablement le poisson à la naissance (nouvelles recrues). 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 2024.

E.4.2. Années

L'indice t représente les années dans le modèle, de 1 à $T = 90$, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans exploitation. L'année réelle correspondant à $t = 1$ est 1935, donc l'année du modèle $T = 90$ correspond à 2024. L'interprétation de l'année dépend de l'état dérivé du modèle ou des données d'entrée :

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

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 pêches – (1) la pêche au chalut; (2) la pêche du flétan à la palangre; (3) la pêche de la morue charbonnière au casier et à la palangre; (4) la pêche du chien de mer [morue-langue] et du saumon à la traîne; et (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 Georgia). Dans la présente évaluation, nous avons utilisé trois flottes commerciales – « Chalut + Autre » dans trois régions ou zones (5ABC, 3CD, 5DE), où « Autre » désigne les pêches négligeables autres qu'au chalut. Compte tenu des faibles prises des premières années, le modèle commence en 1935 et les prises antérieures à cette date n'ont pas été incluses. Les séries chronologiques des prises par flottille sont désignées par C_{tg} et comprennent les prises conservées et rejetées (observées ou reconstituées). L'ensemble $\mathbf{U}_{1,2,3}$ (tableau E.1) donne les années pour lesquelles on dispose de données sur la détermination de l'âge provenant des flottilles de pêche commerciale. Les proportions selon l'âge sont données par les p_{atgs} avec taille d'échantillon observée de n_{tg} , où $g = 1, 2, 3$ correspond aux flottes commerciales. Les proportions sont calculées à l'aide du système de pondération stratifié, décrit à l'annexe D, qui ajuste l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates temporelles et spatiales.

E.4.4. Données de relevés

Les données de relevés de six flottilles ($g=4, \dots, 9$) ont été utilisées dans le modèle, comme le décrit en détail l'annexe B. Ces relevés sont indexés à l'aide de g , chaque indice correspondant à un relevé : $g=4$: relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte; $g=5$: relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV); $g=6$: relevé synoptique sur la côte ouest d'Haida Gwaii (COHG); $g=7$: relevés historiques dans le goulet de l'île Goose (GIG); $g=8$: relevé triennal du NMFS; $g=9$: relevé historique de la COIV. Les années pour lesquelles des données étaient disponibles pour chaque relevé sont indiquées dans le tableau E.1; \mathbf{T}_g correspond aux années pour les estimations de la biomasse du relevé I_{tg} (et aux écarts-types correspondants κ_{tg}), et \mathbf{U}_g correspond aux années des données sur la proportion selon l'âge p_{atgs} (avec les tailles d'échantillon observées n_{tg}). Il est à noter que pour les relevés, la taille de l'échantillon se rapporte au nombre de traits échantillonnés, où chacun d'entre eux comprend des spécimens, généralement environ 10 à 50 poissons par échantillons.

E.4.5. Sexe

Nous avons utilisé un modèle à deux sexes, où l'indice $s=1$ représente les femelles et où $s=2$ représente les mâles (il convient de souligner 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 précisées selon le sexe.

E.4.6. Poids selon l'âge

Nous avons présumé 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 les précisions à l'annexe D.

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. On a supposé que la fécondité selon l'âge des femelles était proportionnelle à leur poids selon l'âge.

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). La biomasse reproductrice vierge B_0 a été obtenue de (E.3). Les longueurs initiales ont été établies à l'aide 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 totale, qui dans le présent cas comprend la mortalité naturelle M et la mortalité par pêche F . La classe d'âge maximale A conserve les survivants de cette classe au cours des années suivantes.

On a estimé séparément la mortalité naturelle M_s pour les mâles et les femelles. Ce paramètre apparaît dans les équations sous la forme e^{-M_s} en tant que proportion des individus non pêchés qui survivent à l'année.

E.4.10. Sélectivités

Différentes sélectivités ont été estimées pour chacune des flottes pour lesquelles on dispose de données sur les fréquences selon l'âge en utilisant le régime de sélectivité 20 de SS3 pour les femelles (les équations Equations E.8 à E.14) et l'option de sélectivité 3 pour les mâles. Il convient de souligner que le terme « log » désigne ici les logarithmes naturels. Le régime 20 décrit une sélectivité normale double pour les femelles où les paramètres β_i ($i = 1, \dots, 6$) pour la flotte g sont les suivants :

1. β_{1g} – âge auquel la sélectivité atteint son maximum pour la première fois :
 - SS3 : l'âge de départ (année) pour le plateau;
 - AW : l'âge de la pleine sélectivité (μ_g) pour les femelles;
2. β_{2g} – (SS3 uniquement) utilisé pour générer une logistique entre le sommet (β_{1g}) et la classe d'âge maximale (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 :
 - SS3 : détermine la pente 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 :
 - SS3 : détermine la pente du membre descendant en intervenant sur son écart;
 - AW : log de l'écart pour le membre droit (v_{Rg}) de la courbe de sélectivité;
 5. β_{5g} – (SS3 uniquement) détermine 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} – (SS3 uniquement) détermine la sélectivité finale en générant une logistique entre 0 et 1 dans la tranche d'âge finale;
 - où sélectivité $S_{Ag} = 1/(1 + e^{-\beta_{6g}})$.

L'option 3 du régime 20 décrit la sélectivité des mâles comme une compensation de la sélectivité des femelles, où les paramètres Δ_i ($i = 1, \dots, 5$) pour la flotte g sont les suivants :

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

La sélectivité en forme de dôme ne survient qu'à trois conditions :

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

En règle générale, on utilise la même fonction de sélectivité pour les mâles, sauf que certains des paramètres de la sélectivité (β_{ig} pour $i \in \{1, 3, 4, 6\}$) peuvent être décalés si les données sur les fréquences selon l'âge des mâles sont suffisamment différentes de celles des femelles.

E.4.11. États dérivés

La biomasse reproductrice (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 l'ogive 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 flotte 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 flotte. Des détails se trouvent dans Methot et Wetzel (2013).

SS3 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} en milieu d'année. En supposant que C_{tg} est pris au milieu de l'année, le taux de récolte est simplement C_{tg}/V_{tg} . En outre, pour l'année t , la proportion u_{tg} des 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 le taux de variation, 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 une valeur a priori sur h tirée de Forrest et al. (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). En les substituant à 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 reproductrice au début de l'année t , et B_0 est la biomasse reproductrice vierge. SS3 offre 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).

Le modèle à zones multiples de SS3 estime un recrutement pour la population de toute la côte, qui est ensuite réparti entre les trois zones : 5ABC, 3CD et 5DE. Deux paramètres de répartition (nombre de zones - 1) sont estimés dans l'espace logarithmique naturel, tandis que le troisième paramètre est fixé à zéro. L'équation pour calculer les répartitions proportionnelles par zone α dans l'espace linéaire est la suivante :

$$p_\alpha^R = e^{\hat{p}_\alpha} / (e^{\hat{p}_{\alpha=1}} + e^{\hat{p}_{\alpha=2}} + e^{\hat{p}_{\alpha=3}}), \text{ où } \alpha \in 1, 2, 3 \quad (\text{E.53})$$

Afin que le recrutement varie d'une année à l'autre dans chaque zone, une composante variable dans le temps a été ajoutée à p_α^R en estimant les paramètres de l'écart annuel $\nu_{t,\alpha}$. La période au cours de laquelle cela a été appliqué variait d'une zone et d'une simulation à l'autre : 1935 à 2014 pour la zone 5ABC (simulation de référence et de sensibilité S03), 1975 à 2014 pour la zone 3CD (simulation de référence et S02), et 1935 à 2014 pour la zone 5DE (S02 et S03). Ces années ont été sélectionnées en fonction de la disponibilité des données sur la fréquence selon

l'âge et du nombre d'observations obtenues pour une cohorte. De plus, on peut estimer une erreur type (ζ_α) pour les valeurs de l'écart; cependant, cette évaluation des stocks fixait ζ_α à 1. Les proportions annuelles de recrutement variables dans le temps sont ensuite calculées en ajustant les proportions estimées dans l'espace logarithmique :

$$\hat{p}_{t,\alpha} = \hat{p}_\alpha + \nu_{t,\alpha} \zeta_\alpha \quad (\text{E.54})$$

puis on applique (E.53) pour transformer ces valeurs ajustées annuellement en espace linéaire, $p_{t,\alpha}^R$.

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 ensuite 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 particulière et un type d'engin, le produit $e^{-M_s/2}(1 - u_{ats}/2)S_{ags}N_{ats}$ donne le nombre relatif prévu de poissons pris pour chaque combinaison d'âge et de sexe. La division par $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2}(1 - u_{ats}/2)S_{ags}N_{ats}$ convertit ces valeurs en proportions estimées pour chaque combinaison âge-sexe, $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A \hat{p}_{atgs} = 1$.

L'erreur de détermination de l'âge (EA) dans la présente évaluation du stock a été appliquée en utilisant les intrants de type vecteur du biais et de la précision de SS3. 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 signifie qu'il n'y a pas de biais d'âge dans SS3. Le vecteur de précision pour les âges 0 à 60 ans a été estimé comme 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, SS3 applique une distribution normale cumulative pour chaque âge afin de calculer la fréquence de l'âge attendu compte tenu de l'âge moyen attribué et de l'écart-type (voir E.35).

« SS3 n'ajuste jamais les données d'entrée. La plateforme ajuste plutôt les valeurs attendues pour les données afin de tenir compte des 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 a 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 Calculs bayésiens ci-dessous.

E.5.2. Écarts de 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

$$R_t = \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} e^{-0.5b_t\sigma_R^2 + \epsilon_t} \quad (\text{E.55})$$

où $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2)$, et le terme de correction de biais $-b_t\sigma_R^2$ dans (E.55) garantit que la moyenne des écarts de recrutement égale 0. Cela donne ensuite l'équation de l'écart de recrutement (E.39) et la fonction de log-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 Colombie-Britannique. 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 Awatea de la fausse limande a utilisé $\sigma_R = 0,6$ (Holt et coll. 2016), en mentionnant qu'il s'agissait d'une valeur par défaut couramment utilisée pour les évaluations de poissons (Beddington et Cooke 1983). Dans les évaluations récentes du sébaste de la Colombie Britannique, 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 sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC (Edwards et coll. 2012b). Une étude de Thorson et coll. (2014) a examiné 154 populations de poissons et estimé que $\sigma_R = 0,74$ (ET = 0,35) dans sept ordres taxonomiques; la valeur marginale pour les scorpéniformes était de $\sigma_R = 0,78$ (ET = 0,32), mais ne reposait que sur sept stocks.

La plupart des modèles de sébaste hauturier de la Colombie-Britannique utilisés par le passé (en utilisant Awatea 2009-2020 et SS3 2021-2022) ont utilisé un vecteur d'écart de recrutement (pendant la période de recrutement principale) qui totalise 0; cependant, un bogue dans ADMB est devenu apparent pour Ian Taylor lors de l'exécution de simulations MCMC. En utilisant l'option de ligne de commande -mcmc, la valeur de sum(effort_devs) n'a jamais été proche de 0, mais en utilisant l'option -mceval (c.-à-d. évaluer le contenu de [model].psv), sum(effort_devs) était très proche de 0. L'une des conséquences était qu'environ ~10% des échantillons a posteriori entraînaient un effondrement de la population. Au cours de l'exécution actuelle du modèle du sébaste à longue mâchoire, les échantillons a posteriori MCMC évalués ont donné 35 échantillons sur 2 000 (1,75%) avec des valeurs RMD non définies (spécifiées comme « NaN » ou pas un nombre). La population ne s'était pas effondrée, mais les prévisions de mortalité par pêche avaient été évaluées comme « NaN » sans raison apparente.

E.5.3. Fonctions de log-vraisemblance

La fonction Objective \mathcal{F} (⊖) AE.52 comprend une somme pondérée de composantes individuelles de vraisemblance A

- \mathcal{L}_{I_g} (E.41) – CPUE ou indice d'abondance par flotte
- \mathcal{L}_{a_g} (E.45) – composition selon l'âge par flotte
- \mathcal{L}_{C_g} (E.47) – prises par flotte
- \mathcal{L}_R (E.48) – écarts de recrutement
- \mathcal{L}_{ϕ_j} (E.49) à (E.50) – valeurs a priori des paramètres
- \mathcal{L}_{P_j} (E.51) – écarts aléatoires des paramètres

Voir Methot et Wetzel (2013) et Methot et coll. (2021) pour plus d'options et de détails sur la vraisemblance.

E.6. CALCULS BAYÉSIENS

L'estimation des paramètres compare les observations estimées (fondées sur le modèle) des indices de la biomasse d'après les relevés et les proportions selon l'âge aux données et réduit au minimum les écarts de recrutement. Pour ce faire, 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 log-vraisemblance totale comprenant les composantes logarithmiques (E.41) à (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 pour chaque paramètre : a) cela se fait par phases; et b) 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 mode de la densité a posteriori.

E.6.1. Phases

On a obtenu les estimations du mode de la densité a posteriori en réduisant au minimum la fonction objective $f(\Theta)$, à partir de la version stochastique (non bayésienne) du modèle. Les estimations obtenues ont ensuite servi à lancer les chaînes pour la procédure MCMC 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 du projet 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 Colombie-Britannique est le suivant :

- phase 1 : recrutement vierge R_0 et capturabilité des relevés $q_{4,\dots,9}$
(bien que l'ajustement q ici adopte une option « flottante », qui calcule une solution analytique);
- phase 2 : écarts de recrutement ϵ_t (maintenus à 0 dans la phase 1);
- phase 3 : mortalité naturelle M_s et âge de la pleine sélectivité pour les femelles β_{1g}
 $g=1, \dots, 8$;
- phase 4 : paramètres de sélectivité supplémentaires β_{ng} pour $n=2, \dots, 6$ et $g=1, \dots, 8$;
- phase 5 : taux de variation h .

E.6.2. Repondération

« 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 pour 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 tenir compte du 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. » [traduction]

– Allan Hicks, CIFP, 17 août 2021, *comm. pers.*

Les évaluations antérieures des stocks de sébaste à l'aide de la plateforme Awatea (à partir de 2011) ont adopté l'approche de repondération de Francis (2011) – ajoutant l'erreur de processus propre à la série aux CV de l'indice d'abondance à la première repondération et la repondération itérative de la fréquence d'âge (données sur la composition) de l'échantillon de la taille selon l'âge moyen dans les premières repondérations et les repondérations suivantes.

E.6.2.1. Abondance

Pour les données sur l'abondance (telles que les indices des relevés et les indices de la 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, $c_p \sim 0.2$ afin d'avoir un coefficient de variation repondéré :

$$c_1 = \sqrt{c_0^2 + c_p^2} . \quad (\text{E.56})$$

Les indices de l'abondance des relevés pour le sébaste à longue mâchoire présentait une erreur relative modérée, et aucune erreur supplémentaire c_p ne leur a donc été ajoutée.

Cette évaluation des stocks n'a pas utilisé de CPUE de la pêche commerciale parce que les sébastes à longue mâchoire sont ciblés par la flottille de chalutiers et parce que les indices de relevé ont fourni des signaux suffisants sur l'abondance.

Pour les évaluations des stocks à l'aide des CPUE commerciales, on a élaboré une procédure pour estimer l'erreur de processus c_p à ajouter aux indices de CPUE en fonction d'une analyse de lissage spline (Starr et Haigh 2021 a). L'idée de cette analyse est venue de Francis (2011), citant Clark et Hare (2006), qui recommande d'utiliser une fonction de lissage pour déterminer le niveau approprié d'erreur de processus à ajouter aux données de CPUE, dans le but de trouver un équilibre permettant d'ajuster les indices de façon rigoureuse sans enlever la majorité du signal relatif aux données. L'équation utilisée dans les évaluations des stocks de sébaste hauturier de la Colombie-Britannique dans le but de déterminer l'erreur de processus c_p est la suivante :

$$c_p = \sqrt{\frac{\rho_k}{N-2}} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1996}^{2023} I_t \right]^{-1} , \quad (\text{E.57})$$

où ρ_k = somme résiduelle des carrés au point d'inflexion k après ajustement d'un lissage spline avec une plage de degrés de liberté $v_i = 2$ à N , N = nombre de valeurs de CPUE de $t=1996$ à 2023, et I_t = indice de CPUE au moment t .

E.6.2.2. Composition

Dans une évaluation précédente des stocks (Starr et Haigh 2023), les données sur la composition ont été pondérées à nouveau à l'aide de la distribution Dirichlet-multinomiale disponible dans SS3 (Thorson et coll. 2017). Cette approche ajoute un paramètre estimable (θ) qui met automatiquement à l'échelle la taille de l'échantillon d'entrée dans le cadre de la vraisemblance.

« En consultation avec Jim Thorson, Ian Taylor a proposé une valeur a priori normale $\mathcal{N}(0, 1.813)$ pour les paramètres $\ln(\text{DM_parm})$ afin de contrecarrer l'effet de la transformation logistique entre ce paramètre et la pondération des données. La valeur de 1,813 a été calculée

comme l'écart-type de la distribution des valeurs $\log(\theta)$ obtenues en commençant par une distribution uniforme des poids, poids = $\theta/(1 + \theta) \sim \mathcal{U}(0, 1)$, et en résolvant $\log(\theta)$. » [traduction]

– Methot et al. (2021), *Data Weighting*

Si le rapport du poids calculé $\theta/(1 + \theta)$ est proche de 1.0, le modèle essaie d'ajuster la taille de l'échantillon aussi haut que possible. Dans ce cas, Methot et coll. (2021) suggèrent de fixer le paramètre $\log DM \theta$ à une valeur élevée, comme la limite supérieure de 20, ce qui entraînera l'application d'une pondération de 100% aux tailles des échantillons d'entrée. L'utilisation du paramètre $\log DM \theta$ présente un inconvénient : elle ne permet pas d'obtenir des pondérations supérieures à 100% (de par sa conception).

E.6.2.3. Sélection de la procédure de Francis pour la simulation de référence

La plateforme SS3 offre trois options pour pondérer les données sur la composition, soit la procédure sur l'âge moyen de Francis (2011), la procédure sur la moyenne harmonique de McAllister et Ianelli (1997) et l'option d'auto-pondération Dirichlet multinomiale (D-M) (Thorson et coll. 2017), où les auteurs estiment un paramètre de pondération pour chaque ensemble de données sur la composition. Deux de ces procédures ont été utilisées dans le cadre de récentes évaluations des stocks en Colombie-Britannique, soit le paramétrage D-M pour le sébaste canari (Starr et Haigh 2023) et la procédure de moyenne harmonique de McAllister et Ianelli (1997) pour le sébaste à bouche jaune (Starr et Haigh 2022c). En raison de sa facilité d'utilisation, le paramétrage D-M a été privilégié initialement pour l'évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire à zones multiples de 2023; cependant, la valeur a posteriori de MCMC pour le paramètre $\hat{p}_{\alpha=2}$ (Rdist_area(2), 3CD) (voir le tableau E.1 et la section E.4.12.) affichait des excursions occasionnelles en valeurs anormalement élevées, compte tenu des données sous-jacentes pour la zone associée. Malgré cela, la majeure partie de la distribution a posteriori $\hat{p}_{\alpha=2}$ se trouvait dans une région crédible, ce qui a permis l'acceptation provisoire de ce modèle. D'autre part, la valeur a posteriori de MCMC pour le même paramètre dans un modèle pondéré utilisant la procédure de Francis (2011), mais utilisant autrement les mêmes données et le même paramétrage que le modèle D-M (et l'utilisation de la valeur multinomiale pour ajuster les FA), était stable et ne montrait aucune excursion équivalente à des valeurs excessivement élevées.

L'examen des estimations a posteriori du MCMC pour le paramètre θ de D-M (section E.6.2.2.) a montré que, bien qu'aucune ne s'approchait de la limite supérieure nominale de 10, la majeure partie de la distribution se situait entre 5 et 6 (dans l'espace logarithmique naturel), ce qui a donné au modèle une pondération presque complète des données sur la fréquence selon l'âge. Il a été suggéré que ce comportement était dû à la pratique d'utiliser le nombre de traits échantillonnés comme valeur initiale pour le poids de l'échantillon de composition, ce qui a donné des poids d'échantillon relativement faibles pour les données sur la FA. Contrairement à la procédure de Francis (2011), la procédure de D-M ne peut pas augmenter la pondération des données sur la composition. Par conséquent, si les données sur la FA sont très informatives, la procédure de D-M estimera de grandes valeurs pour θ , ce qui donnera le poids complet aux données sur la composition (section E.6.2.2.). Afin de mettre à l'essai la proposition selon laquelle les poids de l'échantillon initial influent sur les estimations des paramètres θ , on a mis à l'essai la taille des échantillons en utilisant le nombre de structures selon l'âge (otolithes). Les deux modèles ont été répétés, l'un utilisant la procédure de D-M et l'autre utilisant la procédure Francis (2011) (tableau E.5).

La colonne 3 (Francis) et la colonne 5 (Dirichlet) du tableau E.5 montrent que le passage aux tailles d'échantillon plus grandes déterminées à partir du nombre d'otolithes était efficace, avec

une forte baisse des pondérations de Francis par rapport aux valeurs originales et une baisse considérable des paramètres θ estimés pour chaque ensemble de données sur la FA. Cependant, le deuxième modèle de D-M (bien que les vraisemblances pour les deux autres relevés synoptiques n'aient pas changé) a entraîné une perte d'adéquation avec le relevé synoptique de la COHG (la vraisemblance est passée de -4,4 à +6,2), tandis que les deux modèles de Francis avaient des ajustements semblables des trois relevés synoptiques.

Le changement dans la répartition de la biomasse entre les trois zones estimées par les deux modèles de D-M a été plus problématique. Le tableau E.6 montre que l'estimation de la B_0 totale pour la somme des trois stocks a chuté de près de 40% entre les deux simulations de D-M, avec des baisses proportionnelles semblables pour la B_0 dans chaque zone. La B_{2024} a également diminué entre les deux simulations de D-M, mais à des niveaux différents dans chacune des trois zones, ce qui a donné lieu à des estimations très différentes de l'état par rapport à la B_0 . Ces estimations de l'épuisement des stocks différaient grandement des estimations du modèle de D-M fondées sur les faibles poids des échantillons et de l'une ou l'autre des estimations repondérées de Francis (2011). D'autre part, la méthode de repondération de Francis (2011) semble être stable, ce qui renvoie des estimations semblables de B_0 , B_{2024} , et B_{2024}/B_0 pour les trois zones sous l'une ou l'autre des deux options de pondération (tableau E.6). Ce résultat a donné confiance aux résultats générés par la procédure de Francis (2011) et a entraîné un passage au modèle de Francis (2011) en tant que simulation de référence, le modèle de D-M étant relégué à une simulation de sensibilité S01 (R17v18).

Table E.5. Francis (2011) procède à la repondération des valeurs du multiplicateur pour chaque ensemble de données sur la FA pour les poids d'échantillon par trait et par otolithe. Les estimations des paramètres theta MPD de Dirichlet-multinomiale (θ) pour les mêmes ensembles de données sur la FA et à l'aide des poids d'échantillonnage par trait et par otolithe sont présentées dans les deux dernières colonnes.

SS3 fleet	Multiplicateur de Francis		Estimations θ de D-M	
	échantillons en nombre de traits	échantillons en nombre d'otolithes	échantillons en nombre de traits	échantillons en nombre d'otolithes
Chalut dans la zone 5ABC	2,7923	0,0486	6,945	-0,9737
Chalut dans la zone 3CD	3,1274	0,0479	6,638	-0,0746
Chalut dans la zone 5DE	2,8821	0,0462	6,792	-0,6878
Relevé synoptique BRC	0,5744	0,0197	5,877	-0,6305
Relevé synoptique COIV	1,0766	0,0521	5,727	-0,4936
Relevé synoptique COHG	1,2071	0,0951	6,018	0,7567
Relevé historique GIG	0,7348	0,0330	4,642	-1,1028
Relevé triennal NMFS	0,4874	0,0173	5,447	-0,3869

Table E.6. Estimations de la taille des stocks de la densité a posteriori maximale (DPM) à l'équilibre et au début de 2024, et épuisement des stocks pour les mêmes simulations que celles indiquées dans le tableau E.5. Veuillez noter que les estimations de la biomasse ont été arrondies à près de 100 t.

Zone	Multiplicateur de Francis		Estimations θ de D-M	
	échantillons en nombre de traits	échantillons en nombre d'otolithes	échantillons en nombre de traits	échantillons en nombre d'otolithes
B_0 – biomasse reproductrice femelle à l'équilibre sans pêche				
5ABC	56 000	54 500	66 400	41 300
3CD	18 700	18 100	22 600	13 400
5DE	18 900	18 300	21 400	13 300
Toute la côte	93 600	90 900	110 400	68 000
B_{2024} – biomasse reproductrice femelle dans l'année de modèle en cours				
5ABC	26 500	26 500	33 200	23 500
3CD	11 200	10 200	15 700	13 500
5DE	12 000	12 100	13 400	16 100
Toute la côte	49 700	48 700	62 300	53 100
B_{2024}/B_0 – épuisement de la biomasse reproductrice femelle				
5ABC	0,474	0,485	0,501	0,568
3CD	0,597	0,563	0,692	1,010
5DE	0,635	0,662	0,626	1,220
Toute la côte	0,531	0,536	0,564	0,781

E.6.3. Distributions a priori

Les descriptions des distributions a priori pour les paramètres estimés (sans inclure les écarts de recrutement) sont fournies dans le tableau E.4. Une valeur a priori normale large $\mathcal{N}(10,10)$ a été utilisée pour le $\log R_0$, ce qui procure souvent plus de stabilité dans le modèle que l'utilisation d'une valeur a priori uniforme sans nuire au processus d'estimation. Le taux de variation a été estimé à l'aide d'une distribution bêta, avec des valeurs a priori générées par Forrest et coll. (2010) : $\beta(0.67,0.17)$. Les paramètres de capturabilité q_g ont été déterminés de façon analytique par SS3 (en utilisant flotte=1).

Les valeurs a priori de mortalité naturelle, qui étaient fondées à peu près sur les valeurs médianes du MCMC tirées du tableau 1 de l'évaluation du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC en 2017 (Haigh et coll. 2018), a utilisé une valeur a priori normale de $\mathcal{N}(0.06,0,018)$ pour les deux sexes dans la simulation de référence de l'évaluation actuelle des stocks. Pour deux des modèles par zone, les valeurs a priori de M ont été resserrées pour obtenir des diagnostics MCMC acceptables (le modèle de la zone 5ABC utilisait un CV de 20%, celui de la zone 3CD utilisait un CV de 10%).

Les moyennes a priori de sélectivité étaient initialement basées sur des médianes MCMC estimées à partir de trois évaluations précédentes de stock de sébaste à longue mâchoire : tableau 1 dans Haigh et coll. (2018) pour la zone 5ABC, tableau G.2 dans Edwards et coll. (2014a) pour la zone 3CD, et tableau G.2 dans Edwards et coll. (2014b) pour la zone 5DE et l'application d'un CV de 30%. Au cours de l'évolution des simulations de modèles, ces valeurs a priori normales ont été généralisées et élargies pour émuler la valeur a priori pseudo-uniforme de $\log R_0$. Les valeurs a priori de μ_g utilisées ont été fixées à $\mathcal{N}(10,10)$ pour les pêches et à

$\mathcal{N}(12,12)$ pour les relevés. De la même façon, les valeurs a priori de $\log \log v_{Lg}$ ont été fixées à $\mathcal{N}(2,2)$ pour les pêches et à $\mathcal{N}(2,5, 2,5)$ pour les relevés. Ces mesures n'ont pas bien fonctionné pour trois des relevés en raison des données bruyantes sur la FA, de sorte que les valeurs a priori pour le relevé synoptique de la COHG, le relevé historique du goulet de l'île Goose et le relevé triennal du NMFS ont été resserrées à $\mathcal{N}(12, 3,6)$ pour μ et à $N(2,5, 0,75)$ pour $\log v_L$.

E.6.4. Propriétés de MCMC

La procédure du MCMC utilisait l'algorithme « no U-turn sampling » (NUTS) (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan et coll. 2019) pour produire 40 000 (pour le modèle de référence) | 40 000 (pour le modèle par zone) | 20 000 (pour la sensibilité) itérations, analysant la charge de travail en 8 chaînes parallèles (à l'aide du progiciel R snowfall, Knaus 2015). Pour chaque chaîne, 5 000 (référence) | 5 000 (zone) | 2 500 itérations (sens) ont été réalisées, rejetant les premiers échantillons 2 500 (référence) | 2 500 (zone) | 1 250 (Sens) à titre de rodage, ce qui laisse les 2 500 (référence) | 2 500 (zone) | 1,250 (sens) échantillons finaux aux fins d'utilisation dans l'analyse MCMC. Les chaînes parallèles ont ensuite été fusionnées pour un total de 20 000 (référence) | 20 000 (zone) | 10 000 (sens) échantillons pour estimer la distribution a posteriori. Pour les simulations de référence et par zone, un excédent d'échantillons a été éliminé tous les 10 (référence) | 10 (zone) | 5 (sens) échantillons; les simulations de sensibilité n'ont pas été épurées parce que l'échantillonnage n'a pas été prolongé. Le code (bash et R) a été fourni par Chris Grandin (MPO, comm. pers. 2023) pour effectuer les simulations MCMC sur un serveur Linux à distance.

E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET CONSEILS AUX GESTIONNAIRES

Des conseils sont donnés aux gestionnaires au sujet d'une série de points de référence. Le premier ensemble est fondé sur le RMD (rendement maximal durable) et comprend les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006), à savoir $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$ (et sont également fournies la B_{RMD} et l'uRMD, qui indiquent la biomasse reproductrice à équilibre estimée et le taux de récolte au RMD, respectivement). Un deuxième ensemble de points de référence, basé sur la biomasse reproductrice actuelle B_{2024} et le taux de récolte u_{2023} , est utilisé pour montrer la probabilité que la taille du stock augmente par rapport à la biomasse reproductrice femelle actuelle ou diminue par rapport au taux de récolte actuel. Un troisième ensemble de points de référence, basé sur B_0 (la biomasse reproductrice estimée à l'équilibre sans pêche) est fourni comme solution de rechange aux points de référence de la B_{RMD} . Voir le texte principal pour plus de détails.

La probabilité $P(B_{2024} > 0.4B_{RMD})$ est calculée comme la proportion des 20 000 (référence) / 20 000 (zone) | 10 000 (sens) échantillons du MCMC (après éclaircissement) pour lesquels $B_{2024} > 0.4B_{RMD}$ (et de la même façon pour les autres points de référence fondés sur la biomasse). Pour les taux de récolte, la probabilité $P(u_{2023} < u_{RMD})$ est calculée de façon à ce que les indicateurs de l'état des stocks basés sur B et u (et les projections lorsque $t = 2025, \dots, 2034$) indiquent la probabilité d'être dans une « bonne » position.

Des projections ont été faites pour 11 ans à partir de la biomasse pour le début de 2024. Toutes les valeurs dérivées dans SS3 sont pour une période de début d'année. Par conséquent, si la fin de l'année indiquée dans le fichier de données est 2023, les quantités dérivées, comme la biomasse reproductrice B_t , sont estimées au début de l'année 2023. Par défaut, le SS3 projettera au moins un an à l'avance afin que les prises de 2023 puissent être appliquées et que

les quantités dérivées soient générées pour 2024 (prévision sur un an). Par conséquent, dans le fichier `forecast.ss`, l'utilisateur doit préciser l'année en cours plus toute année de prévision supplémentaire (p. ex., une prévision sur 10 ans nécessiterait 11 prises précises de 2024 à 2034). De plus, si un utilisateur a besoin de prévisions générationnelles (p. ex., trois générations de sébaste à longue mâchoire = 75 ans), alors 76 années de prévisions doivent être précisées avant toute tentative de simulations de MCMC.

Pour les tableaux de décision, une gamme de stratégies de prises constantes a été utilisée, de 0 à 3 500 t (5ABC) | 1 250 t (3CD) | 1 500 t (5DE) à différents paliers. Les recrutements ont été calculés au hasard en utilisant (E.33) (c.-à-d. en fonction des écarts de recrutement log-normaux par rapport à la courbe de stock-recrutement estimée), en utilisant des valeurs générées au hasard de $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$. Malheureusement, le SS3 calcule les écarts prévus en matière de recrutement au moment des simulations de MCMC, de sorte que l'utilisateur doit savoir qu'il n'est pas possible de modifier la politique sur les prises après l'exécution des MCMC. Dans Awatea, le commutateur `-mceval` peut générer une série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ précisée par l'utilisateur pour chacun des échantillons de MCMC, ce qui signifie que différentes politiques sur les prises peuvent être générées après l'analyse de MCMC.

E.8. INTRANTS DU SS3

Les fichiers d'entrée pour chaque simulation de modèle sont hébergés sur Github dans le référentiel de codes PBSsynth. Les noms de fichiers comprennent « `starter.ss` », « `forecast.ss` », « `data.xx.yy.ss` » et « `control.xx.yy.ss` », où `xx` = numéro de simulation et `yy` = numéro de repondération.

Synopsis des simulations :

00ReadMe.txt – Renseignements sur les simulations utilisées dans le sébaste à longue mâchoire de 2023

Simulation de référence :

Run21v3 – Modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte de la Colombie Britannique

Simulations par zone :

Run24v1 – modèle à zone unique 5ABC

Run25v1 – modèle à zone unique 3CD

Run26v1 – modèle à zone unique 5DE

Simulations de sensibilité (MCMC) :

S01.R17v18 – utiliser le paramètre Dirichlet multinomial

S02.R27v1 – paramètre fixe R_{dist} pour la zone 5ABC à 0

S03.R28v1 – paramètre fixe R_{dist} pour la zone 3CD à 0

S04.R29v1 – n'appliquer aucune erreur de détermination de l'âge

S05.R30v1 – utiliser l'erreur de détermination de l'âge lissée des CV de lecteur d'âge

S06.R31v1 – utiliser l'erreur de détermination de l'âge avec CV constant

S07.R32v1 – réduire les prises commerciales (1965-1995) de 30%

S08.R33v1 – augmenter les prises commerciales (1965-1995) de 50%

S09.R34v1 – réduire le σ_R à 0,6 (à partir de 0,9)

S10.R35v1 – augmenter le σ_R à 1,2 (à partir de 0,9)

Simulations de sensibilité (MPD) :

S11.R22v2 – utiliser des flottes de chalutiers de fond et pélagiques distincts pour les zones 3CD et 5ABC

S12.R36v2 – ajouter un relevé synoptique du DH dans la zone 5DE
S13.R37v1 – utiliser des proportions empiriques des individus matures au lieu de l’ajustement de l’EMV

E.9. RÉFÉRENCES – ÉQUATIONS DU MODÈLE

- ADMB Project. 2009. [AD Model Builder: Automatic Differentiation Model Builder](#). Developed by David Fournier and freely available from 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 \(*Sebastes alutus*\)](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 36(11). 1395–1400.
- Beddington, J.R. and 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. and Hare, S.R. 2006. Assessment and management of Pacific halibut: data, methods, and policy. Science Report 83, International Pacific Halibut Commission, Seattle, WA.
- 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.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. and Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 67. 1611–1634.
- Fournier, D.A., Hampton, J. and Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 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 \(*Thunnus maccoyii*\)](#). *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.
- 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.
- 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. Technical Report, University of Washington.
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R. and Krishka, B. 2016. [Stock assessment and harvest advice for Rock Sole \(*Lepidopsetta* spp.\) in British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/009. ix + 256 p.
- Knaus, J. 2015. [snowfall: Easier cluster computing \(based on snow\)](#). R package version 1.84-6.1.
- Leisch, F. 2002. Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis. In W. Härdle and B. Rönz, eds., Compstat 2002 - Proceedings in Computational Statistics, p. 575–580. Physica Verlag, Heidelberg.
- Mace, P.M. and 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](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2146. 39 p.
- 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.
- Mertz, G. and Myers, R. 1996. [Influence of fecundity on recruitment variability of marine fish](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 53(7). 1618–1625.
- Methot, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. and Johnson, K.F. 2021. Stock Synthesis: User Manual Version 3.30.18. Technical report, NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, October 1, 2021.
- Methot, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. and Johnson, K.F. 2022. Stock Synthesis: User Manual, version 3.30.20. Technical report, NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, September 30, 2022.
- Methot, 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.
- Michielsens, C.G.J. and McAllister, M.K. 2004. [A Bayesian hierarchical analysis of stock-recruit data: quantifying structural and parameter uncertainties](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 61(6). 1032–1047.
- 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 admuts 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.
- MPO. 2010. [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.
- 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. 2022. [Mise à jour de l'évaluation du stock de bocaccio \(*Sebastes paucispinis*\) 2019 pour la Colombie-Britannique en 2021](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/001.
- 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](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 38(9). 1128–1140.
- 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 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. et R. Haigh. 2022a. [Évaluation des stocks de sébaste à œil épineux/à taches noires \(*Sebastes aleutianus/melanostictus*\) en Colombie-Britannique en 2020](#). Secr. can. des avis sci. du MPO, Doc. de rech. 2022/020. vii + 433 p.
- Starr, P. J. et Haigh, R. 2022b. [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. 2022c. [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.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 32 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. 105,924.
- Taylor, I.G., Gertseva, V., Methot., R.D. and 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.
- Thorson, J.T., Jensen, O.P. and Zipkin, E.F. 2014. [How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 71(7). 973–983.
- 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.

ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats du modèle d'un stock de sébaste à longue mâchoire (SLM, *Sebastes alutus*) dans toutes les eaux extérieures de la côte de la Colombie-Britannique, couvrant les zones 5ABC (centre), 3CD (sud) et 5DE (nord) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP). La sous-zone côtière centrale (5ABC) abrite la plus grande population de sébastes à longue mâchoire, qui a fait l'objet d'évaluations historiques des stocks (la dernière a été menée en 2017, Haigh et coll. 2018). Les sous-zones abritant de plus petites populations (3CD et 5DE) n'ont été évaluées qu'une seule fois (en 2012, Edwards et coll. 2014*b,a*).

Un modèle à zones multiples pour trois sous-zones a été exécuté à l'aide de la plateforme Stock Synthesis 3 (SS3), v.3.30.20 (Methot et coll. 2022, voir également l'annexe E pour les détails du modèle). Les résultats du modèle comprennent :

- le mode de calcul de la distribution a posteriori (aussi appelée densité a posteriori maximale [DPM] et synonyme d'estimation du maximum de vraisemblance [EMV]), lorsque les contributions antérieures à la probabilité sont incluses, pour comparer les estimations du modèle aux observations;
- simulations selon la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM) pour dériver des distributions a posteriori des paramètres estimés pour une simulation de référence;
- les diagnostics MCCM pour la simulation de référence;
- une gamme de simulations de modèles de sensibilité, y compris leurs diagnostics MCCM.

Les diagnostics MCCM sont évalués à l'aide des critères subjectifs suivants :

- Bon – aucune tendance de trace et aucune pointe dans le $\log R_0$, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation;
- Passable – tendance de trace interrompue temporairement, pointes occasionnelles dans le $\log R_0$, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation;
- 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;
- 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.

L'avis final consiste en une seule simulation de référence qui estime la mortalité naturelle (M) et la pente (h). Une gamme de simulations de sensibilité est présentée pour montrer l'effet des hypothèses de modélisation importantes. De plus, les simulations de modèle à zone unique, qui traitent chaque sous-zone comme des stocks indépendants, pour 5ABC (zone 1), 3CD (zone 2) et 5DE (zone 3) sont présentées pour confirmer les résultats des sous-zones obtenus à l'aide du modèle à zones multiples de la simulation de référence. Les estimations des grandes quantités et des conseils à la direction (tableaux de décision des sous-zones) sont présentées ici et dans le texte principal.

Tout au long de la présente annexe, les simulations du modèle sont identifiées par des combinaisons de simulation, de repondération et de version (p. ex., 21.01.v3). Les résultats de la méthode de MCCM se distinguent des densités a posteriori maximales par un suffixe de lettre après la version. Par exemple, la densité a posteriori maximale de la simulation de référence est

appelée « R21.01.v3 » et la méthode de MCCM subséquente est appelée « R21.01.v3a », où « a » désigne la première simulation MCCM. Souvent, les étiquettes des simulations laissent tomber les décimales et le composant de la repondération pour une apparence plus propre (p. ex., R21v3a).

F.2. SÉBASTE À LONGUE MÂCHOIRE

La simulation de référence (21.01.v3a) 2023 pour le sébaste à longue mâchoire a été sélectionnée après l'exécution d'une gamme de modèles préliminaires. L'année de début du modèle a été 1935 et l'année de fin, 2023 (les prises en 2023 étant établies à la valeur de 2022).

Voici les principales hypothèses et données d'entrée pour la simulation de référence du modèle d'évaluation des stocks :

- délimitation de trois stocks par sous-zone, correspondant aux limites des zones 5ABC, 3CD et 5DE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) (figure 1), avec un recrutement partagé sur toute la côte;
- utilisation des paramètres sexospécifiques (femelles, mâles);
- adoption de neuf flottes du SS3 (trois pêches, six relevés) :
 - (1) 5ABC = pêche commerciale dans la zone 5ABC de la CPMP,
 - (2) 3CD = pêche commerciale dans la zone 3CD de la CPMP,
 - (3) 5DE = pêche commerciale dans la zone 5DE de la CPMP,
 - (4) BRC = levé synoptique du détroit de la Reine-Charlotte,
 - (5) COIV = relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver,
 - (6) COHG = relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii,
 - (7) GIG = relevé historique du goulet de l'île Goose,
 - (8) SNPM = relevé triennal du Service national des pêches maritimes des États-Unis, et
 - (9) COIV' = relevé historique de la côte ouest de l'île de Vancouver;
- les indices d'abondance des séries de relevés utilisés (six flottes) par année (a) :
 - trois relevés synoptiques au chalut de fond
 - BRC (11a, de 2003 à 2021),
 - COIV (10a, de 2004 à 2022),
 - COHG (10a, de 1997 à 2022);
 - trois relevés historiques au chalut de fond
 - GIG (8a, de 1967 à 1994),
 - SNPM (7a, de 1980 à 2001),
 - COIV' (4a, de 1967 à 1970);
 - aucune CPUE au chalut de fond commercial utilisée pour SLM;
- les données sur les proportions selon l'âge utilisées (huit flottes) par année (a) :
 - 5ABC (43a, de 1977 à 2019),
 - 3CD (27a, de 1980 à 2019),
 - 5DE (33a, de 1978 à 2017),
 - BRC (11a, de 2003 à 2021),
 - COIV (11a, de 1996 à 2022),
 - COHG (10a, de 1997 à 2022),
 - GIG (3a, de 1984 à 1995),
 - SNPM (5a, de 1989 à 2001);
- établissement d'un âge maximal $A=60$ (âge commun pour les âges ≥ 60);

- utilisation d'un vecteur d'erreur de détermination de l'âge associé aux écarts-types lissés dérivés des coefficients de variation (CV) des longueurs selon l'âge observées;
- aucune erreur de processus n'a été ajoutée aux indices d'abondance;
- utilisation de la méthode de repondération de l'âge moyen de Francis (2011) pour rajuster la taille des échantillons dans les données sur la composition;
- adaptation des données sur la fréquence selon l'âge (FA) à l'aide de la distribution multinomiale des erreurs;
- utilisation d'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 coll. 2022);
- supposition d'une valeur a priori normale large (faible) de $\mathcal{N}(10, 10)$ dans le $\log R_0$ pour aider à stabiliser le modèle;
- utilisation de valeurs a priori normales larges pour les trois principaux paramètres de sélectivité (μ_g, v_{gL}, Δ_g) pour la plupart des flottes (voir le tableau E.4);
- fixation de l'écart-type des résidus de recrutement (σ_R) à 0,9.

Voici les principaux paramètres estimés pour la simulation de référence du modèle d'évaluation des stocks :

- recrutement à l'équilibre non exploité de poissons d'âge 0, $\text{LN}(R_0)$;
- taux de mortalité naturelle (M) par sexe pour représenter tous les âges au fil du temps;
- paramètre du taux de variation (h) pour la fonction de recrutement de Beverton-Holt;
- les paramètres de sélectivité ($\beta_1 = \mu, \beta_3 = \log v_L, \Delta_1 = \Delta$) pour la pêche commerciale dans la zone 5ABC (les pêches dans les zones 3CD et 5DE ont adopté la sélectivité de la zone 5ABC) et pour chacune des séries de relevés (le relevé historique de la COIV a adopté la sélectivité historique du goulet de l'île Goose);
- les principaux écarts de recrutement de 1935 à 2014 (utilisant des écarts simples sans la contrainte à somme nulle) et les écarts de recrutement tardif (2015-2023);
- $\text{Rdist_area}(1)$ and $\text{Rdist_area}(2)$: proportion de recrutement (dans l'espace logarithmique naturel) attribuée aux zones 1 (5ABC) et 2 (3CD) par rapport à la zone fixe 3 (5DE).

F.2.1. Modèle multisectoriel

F.2.1.1. Ajustement de la MDP

La procédure de modélisation a d'abord déterminé le meilleur ajustement (MDP = mode de la distribution postérieure, aussi appelé estimation du maximum de vraisemblance, ou EMV, dans SS3) des données en réduisant au minimum la log-vraisemblance négative. La MDP a servi de point de départ pour les simulations selon la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM).

Les diagrammes de référence suivants s'appliquent à la simulation de référence :

- Figure F.1 – les paramètres s'adaptent pour montrer l'EMV et les distributions a priori;
- Figure F.2-F.3 – ajustement du modèle et résidus des indices de relevé pour les années observées;
- Figures F.4-F.19 – ajustement du modèle aux données sur la fréquence d'âge des femelles et des mâles pour trois ensembles de données de pêche et cinq ensembles de données de relevé, ainsi qu'aux résidus normalisés respectifs des ajustements de modèle;

- Figure F.20 – estimations modélisées de l'âge moyen par rapport aux âges moyens observés;
- Figure F.21 – estimation de la sélectivité des engins par flotte, ainsi que de l'ogive de maturité des femelles;
- Figure F.22 – séries chronologiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice femelle et du taux d'exploitation;
- Figure F.23 – séries chronologiques du recrutement et de la répartition géographique du recrutement;
- Figure F.24 – écarts de recrutement et courbe stock-recrutement.

La mortalité naturelle (M) et le taux de variation (h) ont été estimés sans difficulté, la corrélation entre ces deux paramètres étant faible (voir la section F.2.1.2.). Cela a éliminé l'exigence utilisée dans certaines évaluations de stocks antérieures où des simulations multiples utilisant des valeurs M fixes étaient nécessaires pour créer un scénario de référence composite qui couvrirait une plage plausible de valeurs pour ce paramètre. La valeur de la MDP (dans le tableau F.1) pour la mortalité naturelle des femelles ($M=0,046$) est passée en dessous de la valeur moyenne a priori ($M=0,06$), tout comme la MDP des mâles ($M=0,053$). On a estimé que le taux de variation était beaucoup plus élevée à 0,82 que la moyenne a priori ($h=0,67$). Les valeurs de la MDP pour le paramètre de l'âge à la pleine sélectivité (μ_g) pour la pêche au chalut dans la zone 5ABC et pour les relevés synoptiques ont toutes augmenté par rapport à leurs valeurs a priori, tandis que les valeurs de la MDP pour les relevés historiques ont toutes diminué par rapport à leurs valeurs a priori (tableau F.1). Toutefois, cette évaluation des stocks n'a utilisé que les estimations bayésiennes pour les paramètres et les quantités dérivées pour les conseils (section F.2.1.2.)

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance des relevés étaient généralement satisfaisants (figure F.2), bien que certains indices annuels aient été entièrement omis (p. ex., 2004 et 2010 dans le relevé synoptique de la COIV; 2010 dans le relevé synoptique de la COHG; 1973, 1977 et 1994 dans le relevé historique du GIG; 1980 et 1983 dans le relevé triennal du SNPM; 1968 et 1969 dans le relevé historique de la COIV). Ceux-ci coïncident avec les années où les résidus normalisés pour les ajustements des relevés dépassaient 2 écarts-types (figure F.3). La série de relevés synoptiques de l'abondance montrait des tendances à la hausse, surtout depuis 2010, alors que les séries historiques antérieures de l'abondance montraient un déclin ou une stabilité. La série de la COHG a affiché une augmentation spectaculaire de l'abondance relative au cours de la dernière décennie.

Les données sur la fréquence selon l'âge dans la pêche au chalut dans la zone 5ABC étaient raisonnables, le modèle suivant les classes d'âge de façon uniforme sur la période de 42 ans représentée par les données sur la fréquence selon l'âge (FA) dans la pêche commerciale (figure F.4). Les résidus normalisés variaient de -1 à 3 pour la plupart des classes d'âge (figure F.5). Les ajustements d'âge pour les deux autres pêches (zones 3CD et 5DE) ont tendance à être moins bons, certains résidus normalisés variant de 4 à 12 (figures F.6 à F.9). Une partie de ce mauvais ajustement serait attribuable à l'utilisation de la sélectivité dans la zone 5ABC pour s'adapter aux données sur la FA dans les zones 3CD et 5DE. Les modèles à zone unique 3CD et 5DE ont permis de mieux ajuster les données sur la FA, ce qui a permis d'estimer les fonctions de sélectivité propres à ces données (voir la discussion ci-dessous). Les ajustements aux FA des relevés étaient acceptables, avec un nombre moins élevé de résidus normalisés extrêmes que ceux observés dans les données sur la FA de la pêche dans les zones 3CD et 5DE (figures F.10 à F.19). Les ajustements de la FA des relevés avaient tendance à avoir des résidus négatifs pour certaines classes d'âge (p. ex., 10 à 30 pour les femelles du bassin de

la Reine-Charlotte), ce qui indique que le modèle avait tendance à surestimer ces proportions selon l'âge.

L'âge moyen semble avoir fait l'objet d'un bon suivi (figure F.20), ce qui porte à croire que la repondération de Francis (2011) et l'ajustement multinomial sont efficaces. L'ogive de maturité, générée à partir d'un modèle adapté de l'extérieur (voir l'annexe D), était en grande partie située à droite de l'ogive de sélectivité de la pêche pour les individus de 9 ans et plus, ce qui indique que des poissons immatures étaient récoltés par la pêche commerciale. Les ogives de sélectivité des relevés synoptiques du bassin de la Reine-Charlotte et de la COIV ont été estimées à droite de l'ogive de maturité, ce qui indique que ces relevés capturaient principalement des sébastes à longue mâchoire matures. Ces estimations étaient probablement dues à la prépondérance de sébastes à longue mâchoire plus vieux dans les distributions de la FA. En revanche, on a estimé les ogives de sélectivité des relevés synoptiques et des trois relevés historiques de la COGF à gauche de l'ogive de maturité, ce qui indique que ces relevés ont permis de capturer des poissons pas encore matures et qu'ils pourraient avoir été touchés par les taux d'exploitation élevés des années 1960 et 1970.

L'épuisement de la biomasse reproductrice femelle (figure F.22) a montré des tendances différentes entre la population centrale principale (zone 5ABC) et les zones périphériques (zones 3CD au sud et 5DE au nord). En 1952, dans la zone 5ABC, une importante activité de recrutement a entraîné une pointe de la biomasse en 1965, suivie d'une forte baisse au cours des années où les flottes étrangères ciblaient le sébaste à longue mâchoire. La baisse a été inversée en 1984, après qu'un deuxième recrutement vigoureux a eu lieu en 1976. La biomasse a augmenté jusqu'en 1993, après quoi elle a diminué jusqu'en 2014. Par la suite, elle a augmenté lentement jusqu'à aujourd'hui (2024). Dans la zone 3CD, la pointe de la biomasse s'est produite en 1962, suivie d'un déclin rapide jusqu'en 1974. La population est demeurée inférieure à $0,4B_0$ de 1972 à 2008 (37 ans) jusqu'à ce qu'elle augmente lentement jusqu'à aujourd'hui. La tendance de la biomasse dans la zone 5DE a montré une tendance semblable à celle de la zone 3CD, demeurant en deçà de $0,4B_0$ de 1978 à 2014 (37 ans), avant de grimper rapidement pour atteindre un sommet en 2022, résultat d'un bon recrutement en 2006 et stimulé par la tendance croissante de la série de l'indice d'abondance.

Les taux d'exploitation (u_t) avaient tendance à être beaucoup plus élevés dans les zones périphériques que le long de la côte centrale de la Colombie-Britannique (figure F.22). Bien qu'ils aient atteint un sommet au cours des années de flottes étrangères (1965-1976) dans la zone 5ABC, ces taux ont été doublés par ceux des zones 3CD et 5DE au cours des années 1980, lorsque les flottes canadiennes pêchaient à une époque où les stocks des zones 3CD et 5DE étaient faibles.

Comme il a été mentionné plus haut, des pointes de recrutement se sont produites en 1952, 1962, 1976, 1980, 1984 et 2006 dans la zone 5ABC. La pointe de 1952 a été de loin la plus importante et a soutenu la forte pêche étrangère le long de la côte centrale de la Colombie-Britannique à partir de 1965. Dans les zones périphériques, le sommet de 1952 a été attribué aux autres zones en fonction principalement des données de la zone 5ABC et, dans une moindre mesure, de la zone 5DE. Les données sur la FA dans la zone 3CD n'ont pas montré de preuve de cet événement de recrutement parce que les données sur la FA dans la zone 3CD des années 1980 ne montrent pas de fortes classes d'âge, même si elles se sont probablement produites. D'autre part, la zone 3CD a montré certaines preuves d'une légère hausse du recrutement en 2013, qui ne se sont pas manifestées dans les données sur la FA dans la zone 5ABC. L'avantage du modèle à zones multiples est que les régions peuvent profiter du partage

des données, à condition que le recrutement sur toute la côte représente le recrutement à l'échelle des sous-zones. Les autres modèles à zone unique ont montré certains points communs dans les tendances de recrutement sur toute la côte (section F.2.2.).

F.2.1.1.1. Tableaux MDP

Table F.1. Simulation de référence : Estimations des valeurs a priori et de la mode de la distribution postérieure pour les paramètres estimés. Information a priori – distributions : 2 = bêta, 6 = normal

Paramètre	Phase	Répartition	Type (Moyenne, ET)	Situation initiale	MDP	
LN(R0)	1	(1, 16)	6	(10, 10)	10	9,546
Rdist area(1)	3	(-5, 5)	6	(0, 1)	0	1,099
Rdist area(2)	3	(-5, 5)	6	(0, 1)	0	-0,011
M femelle	4	(0,02, 0,2)	6	(0,06, 0,018)	0,06	0,046
M mâle	4	(0,02, 0,2)	6	(0,06, 0,018)	0,06	0,053
BH h	5	(0,2, 1)	2	(0,67, 0,17)	0,67	0,821
mu(1) CHALUT 5ABC	3	(5, 40)	6	(10, 10)	10	11,334
varL(1) CHALUT 5ABC	4	(-15, 15)	6	(2, 2)	2	2,199
delta(1) CHALUT 5ABC	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	-0,057
mu(4) BRC	3	(5, 40)	6	(12, 12)	12	17,006
varL(4) BRC	4	(-15, 15)	6	(2,5, 2,5)	2,5	4,194
delta(4) BRC	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	0,027
mu(5) COIV	3	(5, 40)	6	(12, 12)	12	20,367
varL(5) COIV	4	(-15, 15)	6	(2,5, 2,5)	2,5	4,707
delta(5) COIV	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	0,273
mu(6) COHG	3	(5, 40)	6	(12, 3,6)	12	12,407
varL(6) COHG	4	(-15, 15)	6	(2,5, 0,75)	2,5	2,262
delta(6) COHG	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	-0,011
mu(7) GIG	3	(0, 40)	6	(12, 3,6)	12	7,707
varL(7) GIG	4	(-15, 15)	6	(2,5, 0,75)	2,5	2,746
delta(7) GIG	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	-0,329
mu(8) SNPM	3	(0, 40)	6	(12, 3,6)	12	4,815
varL(8) SNPM	4	(-15, 15)	6	(2,5, 0,75)	2,5	2,583
delta(8) SNPM	4	(-8, 10)	6	(0, 1)	0	-0,219

Table F.2. Simulation de référence : Composantes de la vraisemblance indiquées dans likelihoods_used.

Composante de vraisemblance	valeurs	lambdas
TOTAL	1 090	—
Prises à l'équilibre	0	—
Relevé	-7,242	—
Composition selon l'âge	1 048	—
Recrutement	29,77	1
Régime d'équilibre initial	0	1
Recrutement prévu	0,2018	1
Valeurs a priori du paramètre	4,916	1
Limites souples du paramètre	0,002760	—
Écarts du paramètre	14,90	1
Pénalité d'effondrement	0	1

Table F.3. Simulation de référence : Composantes de la vraisemblance indiquées dans likelihoods_by_fleet. Notation : λ = facteurs d'importance dans la vraisemblance; \mathcal{L} = log-vraisemblance négative.

Étiquette	TOUS	CHA-LUT 5ABC	CHA-LUT 3CD	CHA-LUT 5DE	BRC SYN	COIV SYN	COHG SYN	GIG HIS	SNPM TRI	COIV HIS
Prises λ	—	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Prises \mathcal{L}	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EQ initial λ	—	1	1	1	1	1	1	1	1	1
EQ initial \mathcal{L}	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Relevé λ	—	0	0	0	1	1	1	1	1	1
Relevé \mathcal{L}	-7,242	0	0	0	-13,69	1,345	-2,832	-4,312	6,772	5,475
Utilisation du relevé N	—	0	0	0	11	10	10	8	7	4
Omission du relevé N	—	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Âge λ	—	1	1	1	1	1	1	1	1	0
Âge \mathcal{L}	1,048	4,2.7	1,0.4	1,7.8	44,87	95,49	59,20	18,67	18,71	0
Utilisation de l'âge N	—	43	27	33	11	11	10	3	5	0
Omission de l'âge N	—	0	0	0	0	0	0	0	0	0

F.2.1.1.2. Figures de la MDP

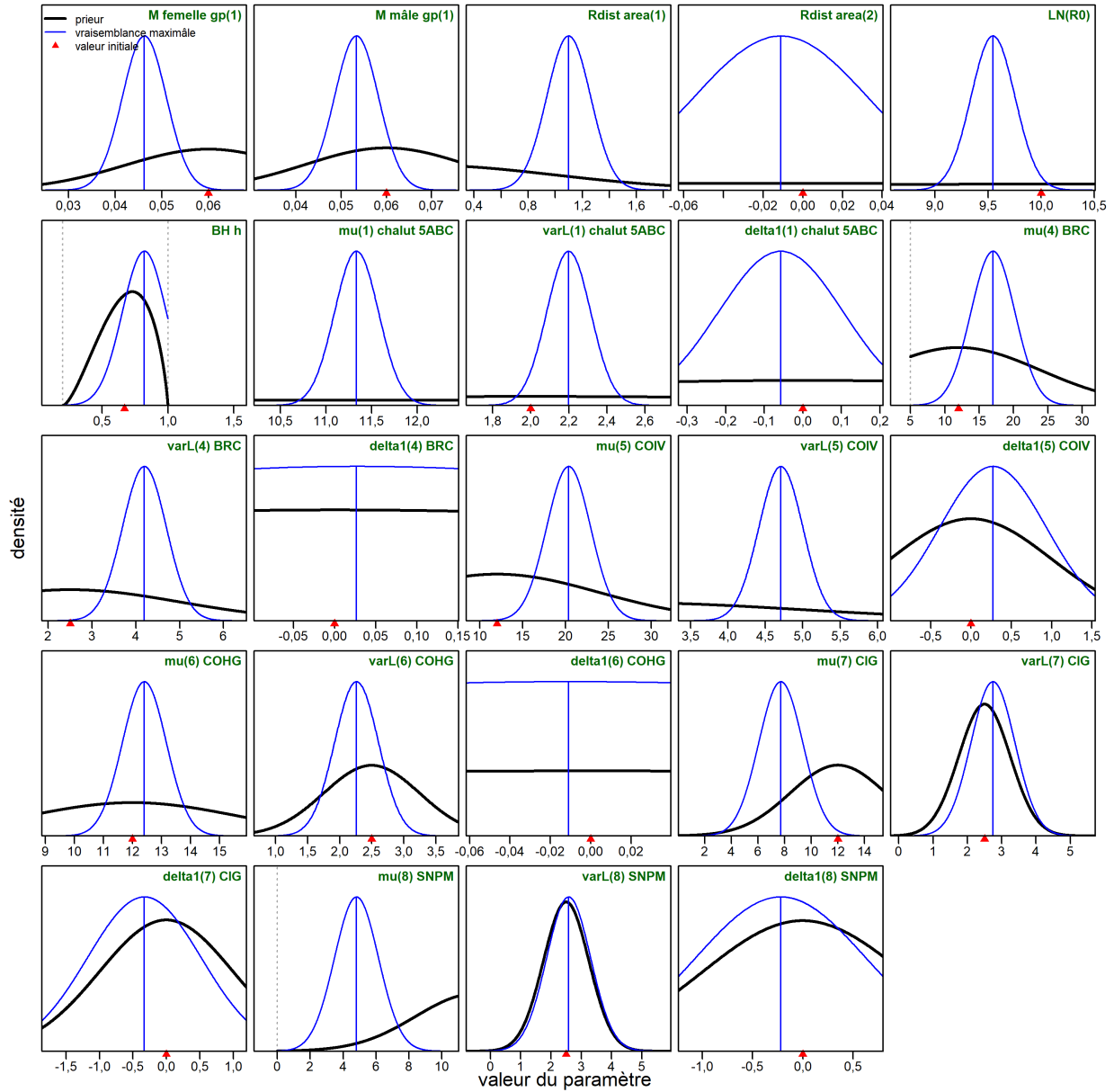


Figure F.1. Simulation de référence : profils de vraisemblance (courbes bleues minces) et fonctions de densité a priori (courbes noires épaisses) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les estimations du maximum de vraisemblance; les triangles rouges indiquent les valeurs initiales utilisées dans le processus de réduction au minimum.

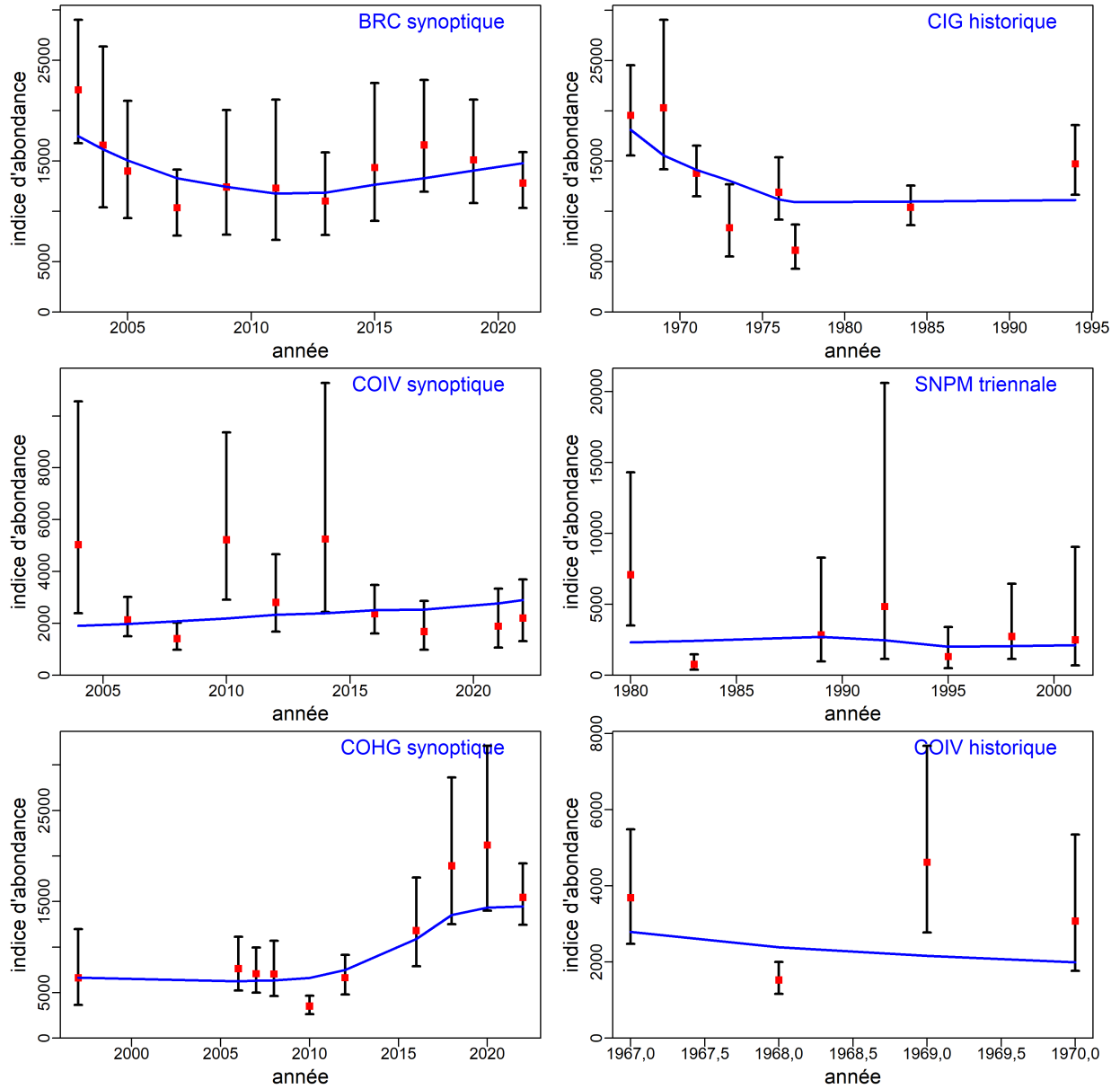


Figure F.2. Simulation de référence : valeurs de l'indice de relevé (points) avec intervalles de confiance à 95% (barres) et ajustement du modèle de la mode de la distribution postérieure (courbes) pour la série de relevés indépendants des pêches.

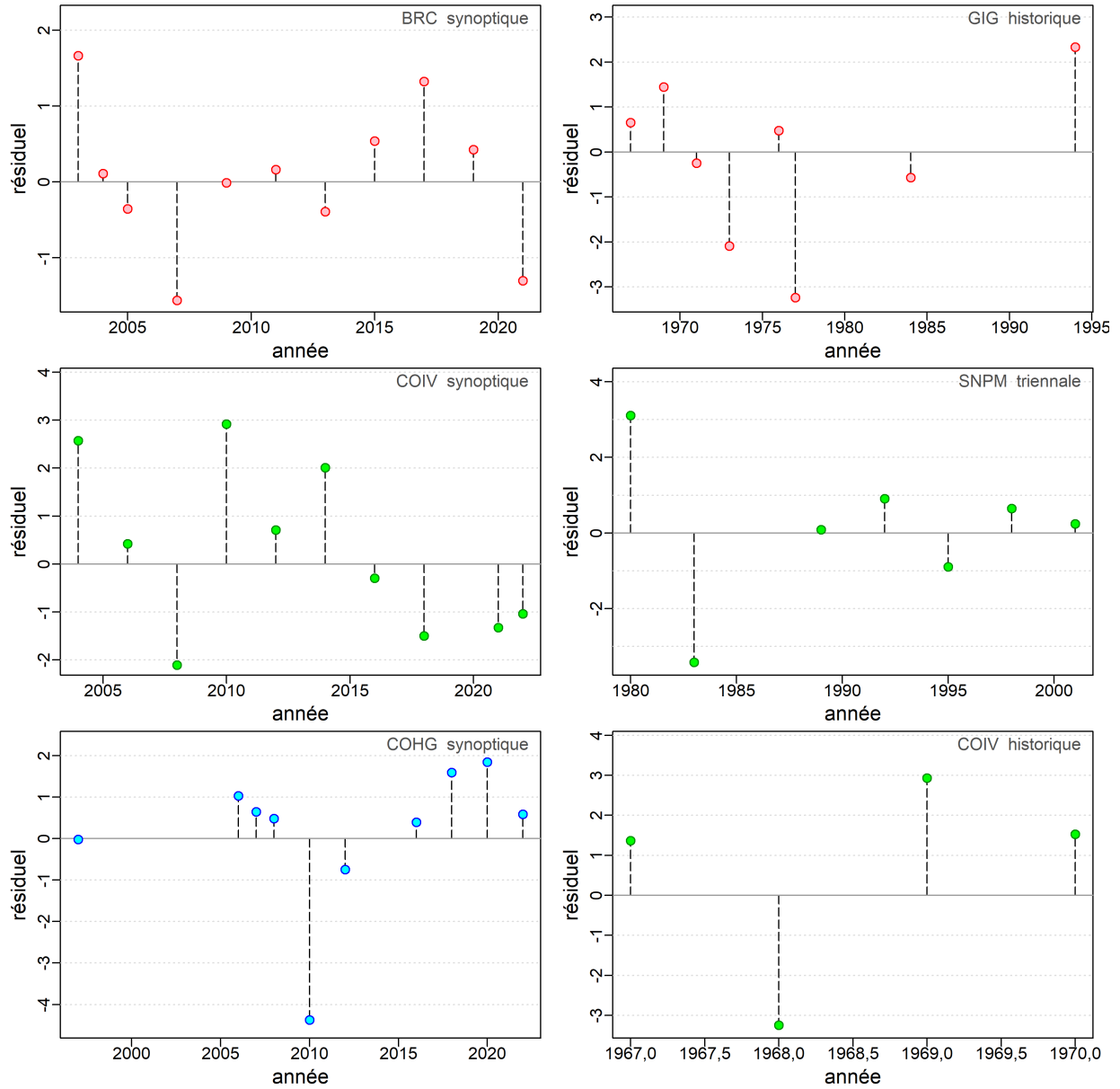


Figure F.3. Simulation de référence : les résidus de l'indice de relevé sont calculés comme $(\log(\text{Obs}) - \log(\text{Exp}))/ET$, où ET est l'écart-type total, y compris toute incertitude supplémentaire estimée.

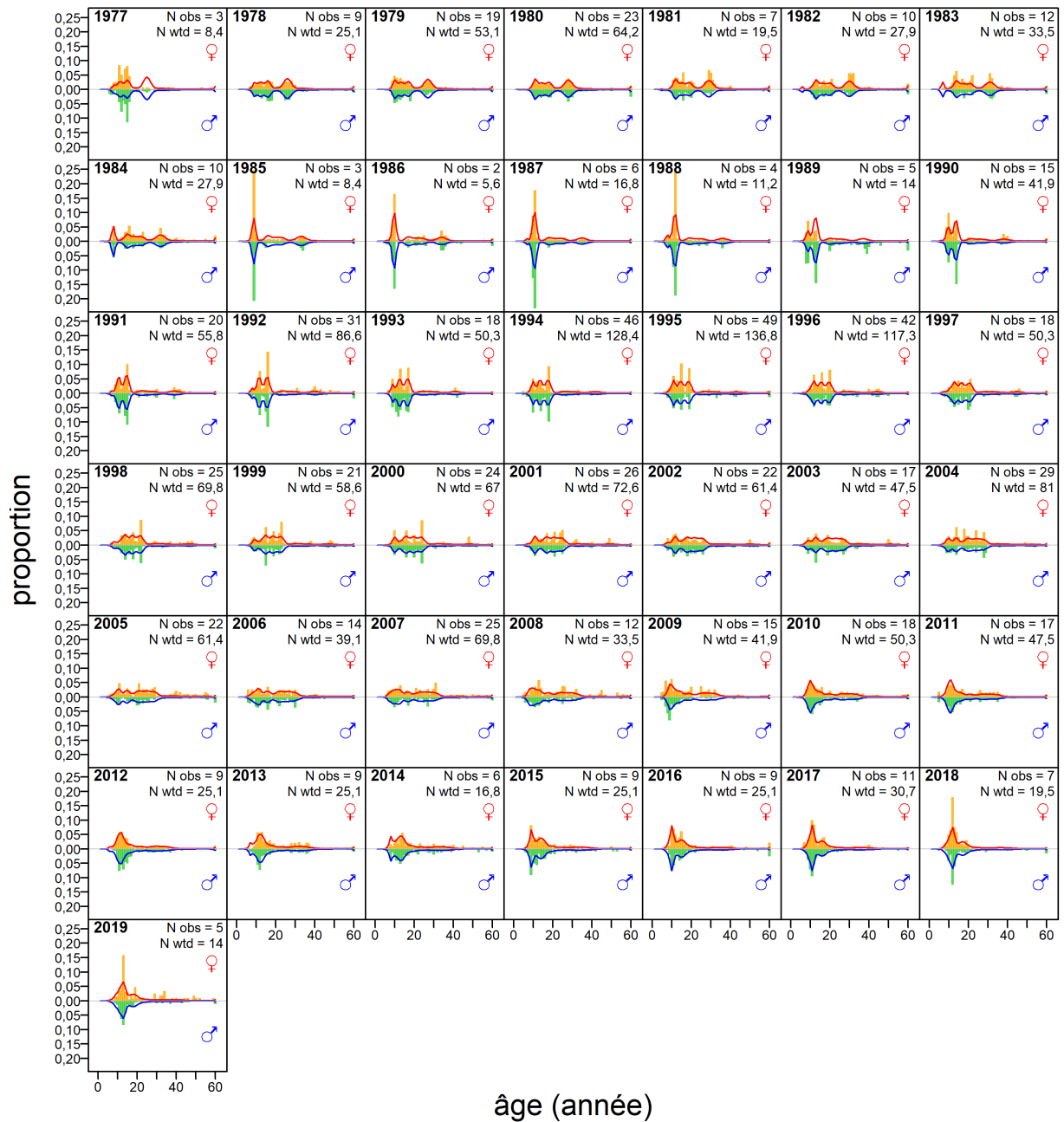


Figure F.4. Simulation de référence : proportions selon l'âge de la pêche au chalut dans la zone 5ABC (barres=observées, lignes=pédites) pour les femelles et les mâles.

pêche au chalut 5ABC (femelle à gauche, mâle à droite)

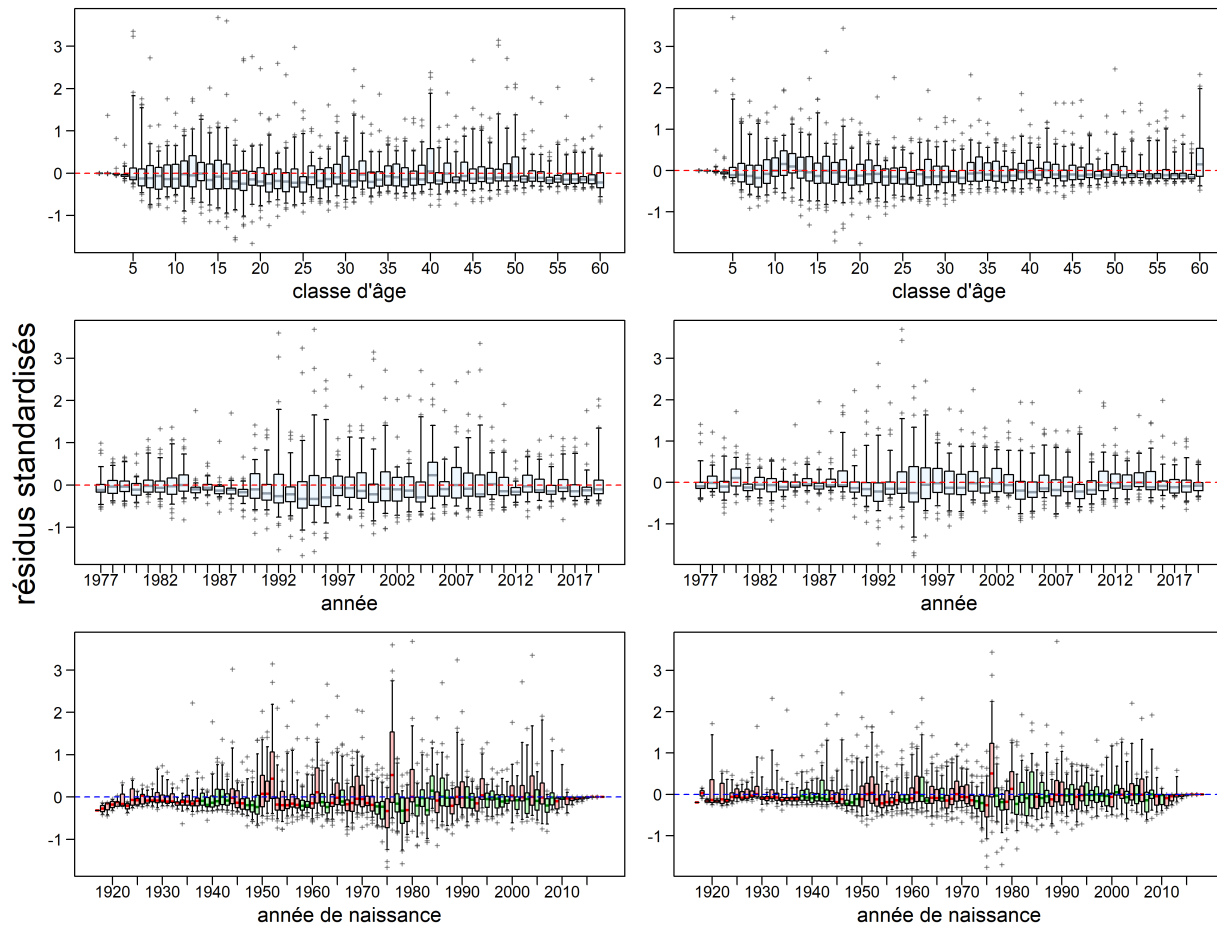


Figure F.5. Simulation de référence : les résidus de la pêche au chalut dans la zone 5ABC du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge. Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les diagrammes de quartiles dans trois panneaux montrent les résidus par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (en suivant une cohorte au fil du temps). Les cases de la cohorte sont en vert si les écarts de recrutement dans l'année de naissance sont positifs, et en rouge, s'ils sont négatifs. Elles fournissent des plages de quantiles (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.

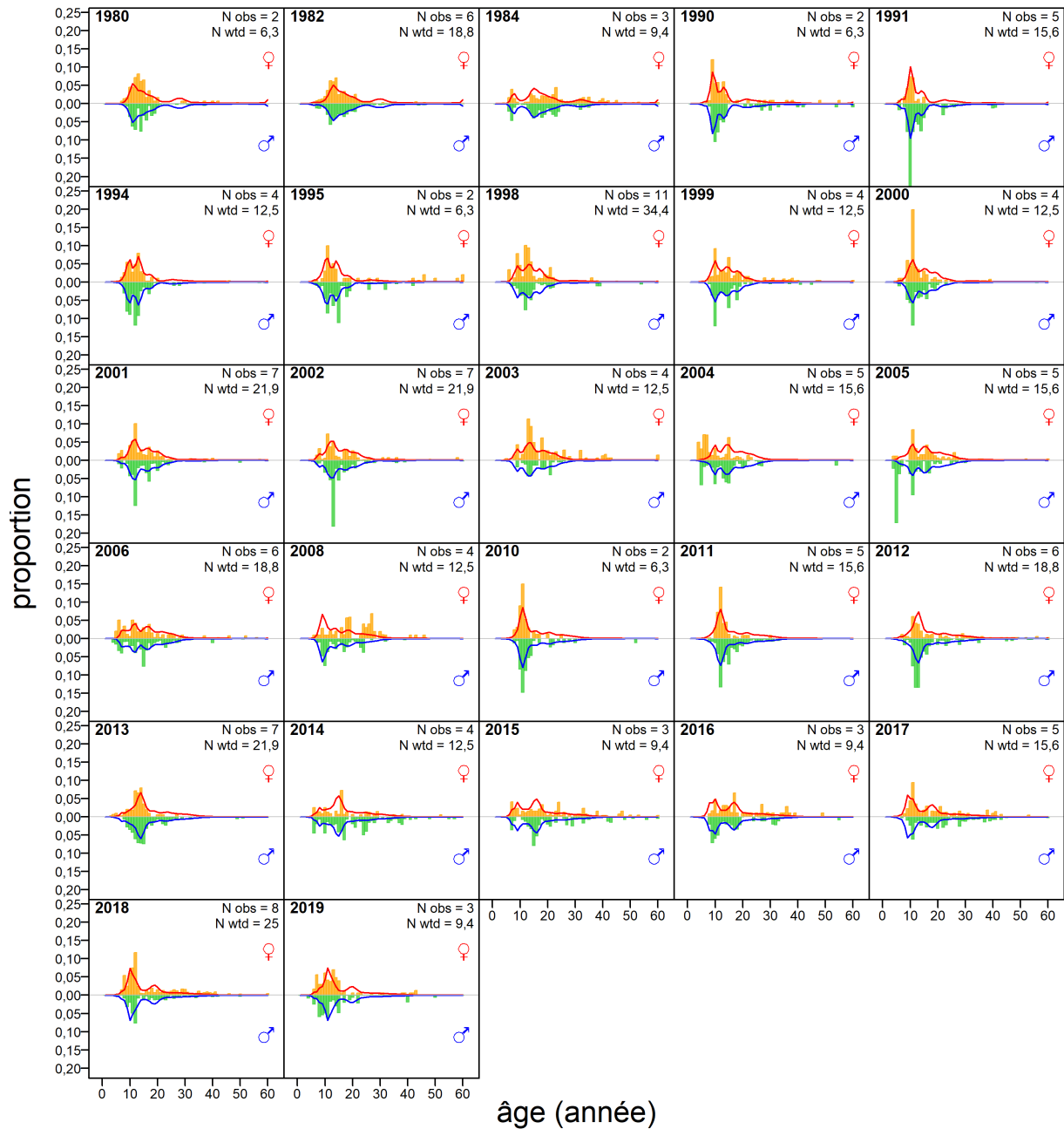


Figure F.6. Simulation de référence : proportions selon l'âge de la pêche au chalut dans la zone 3CD (barres=observées, lignes=prédites) pour les femelles et les mâles.

pêche au chalut 3CD (femelle à gauche, mâle à droite)

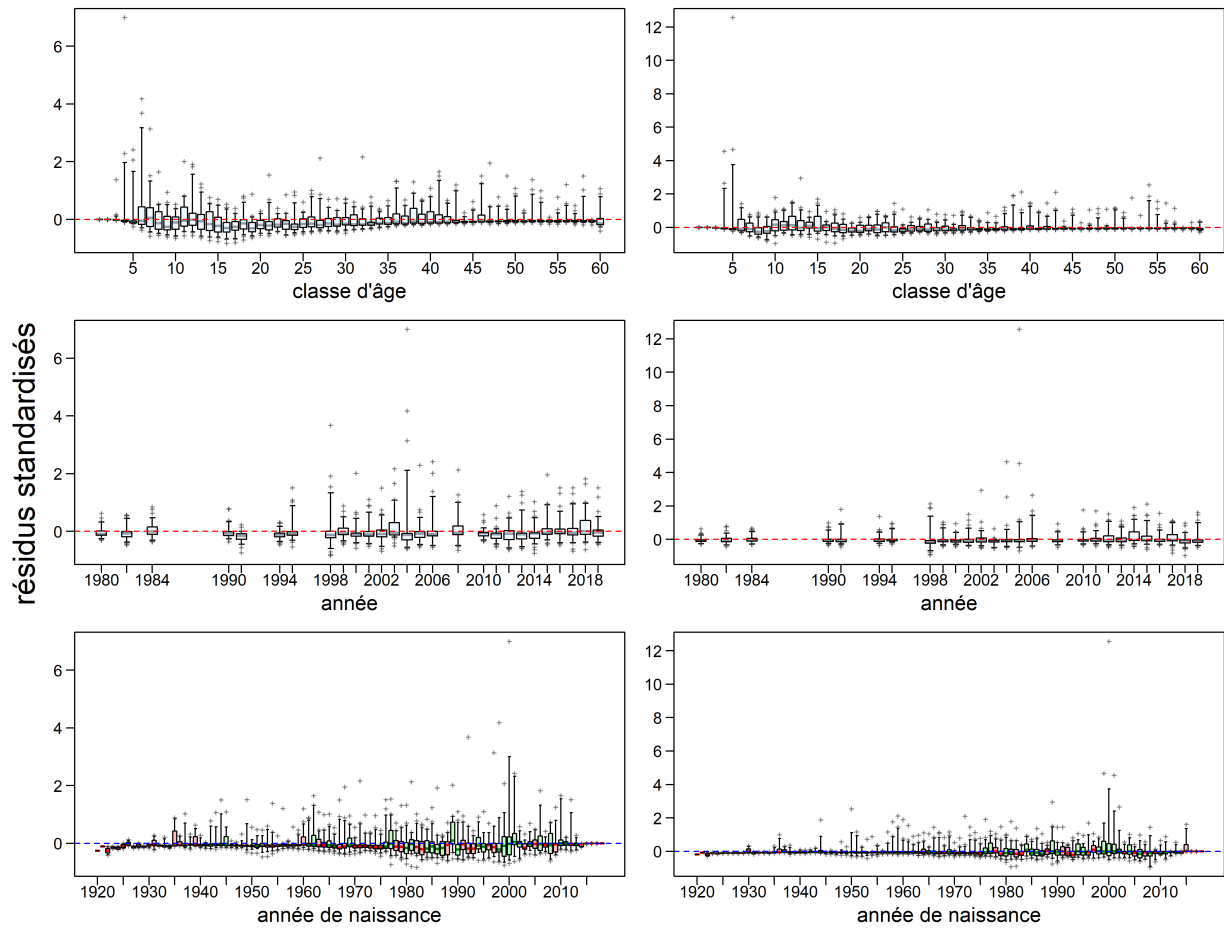


Figure F.7. Simulation de référence : les résidus de la pêche au chalut dans la zone 3CD du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

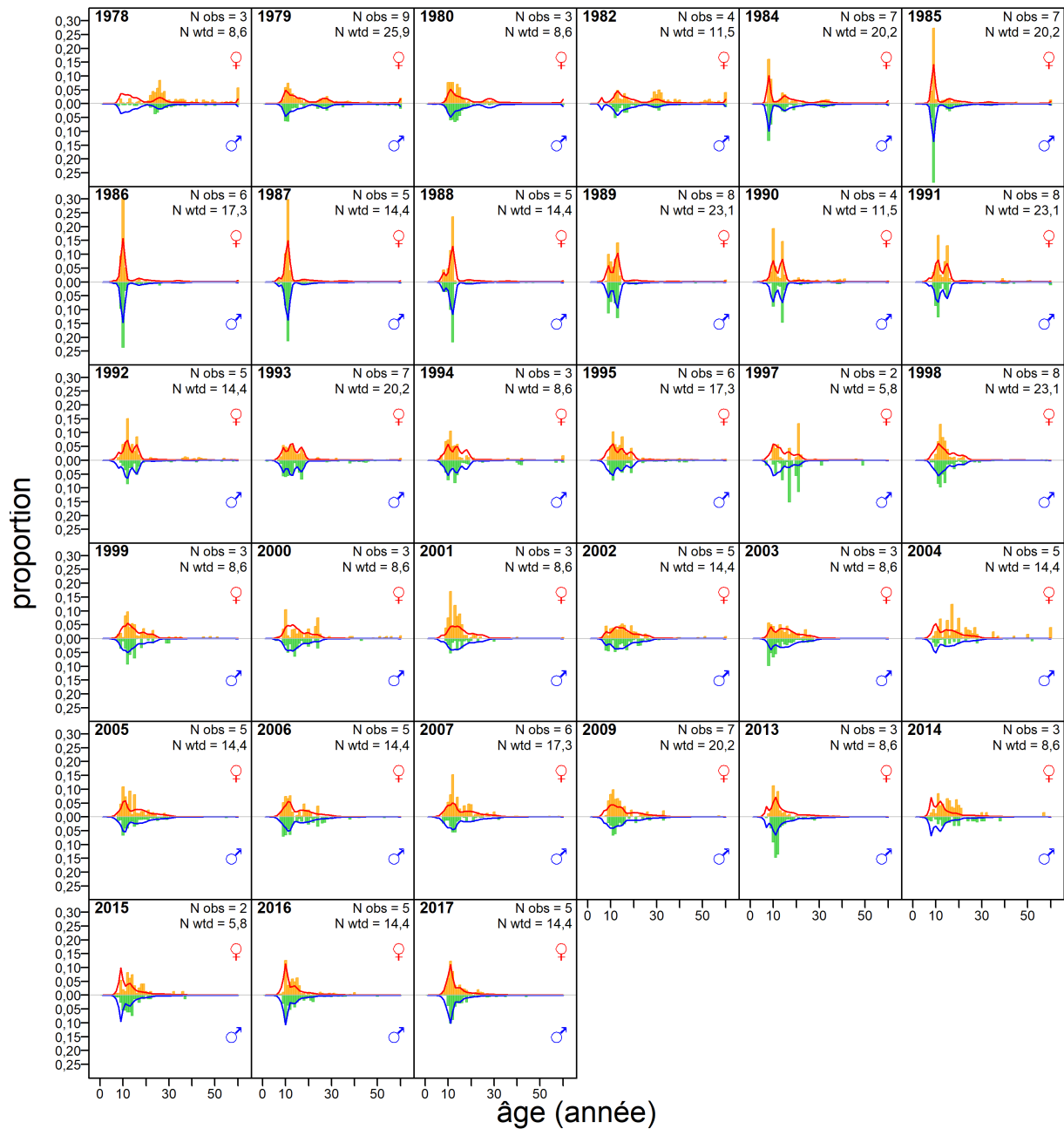


Figure F.8. Simulation de référence : proportions selon l'âge de la pêche au chalut dans la zone 5DE (barres=observées, lignes=prédites) pour les femelles et les mâles.

pêche au chalut 5DE (femelle à gauche, mâle à droite)

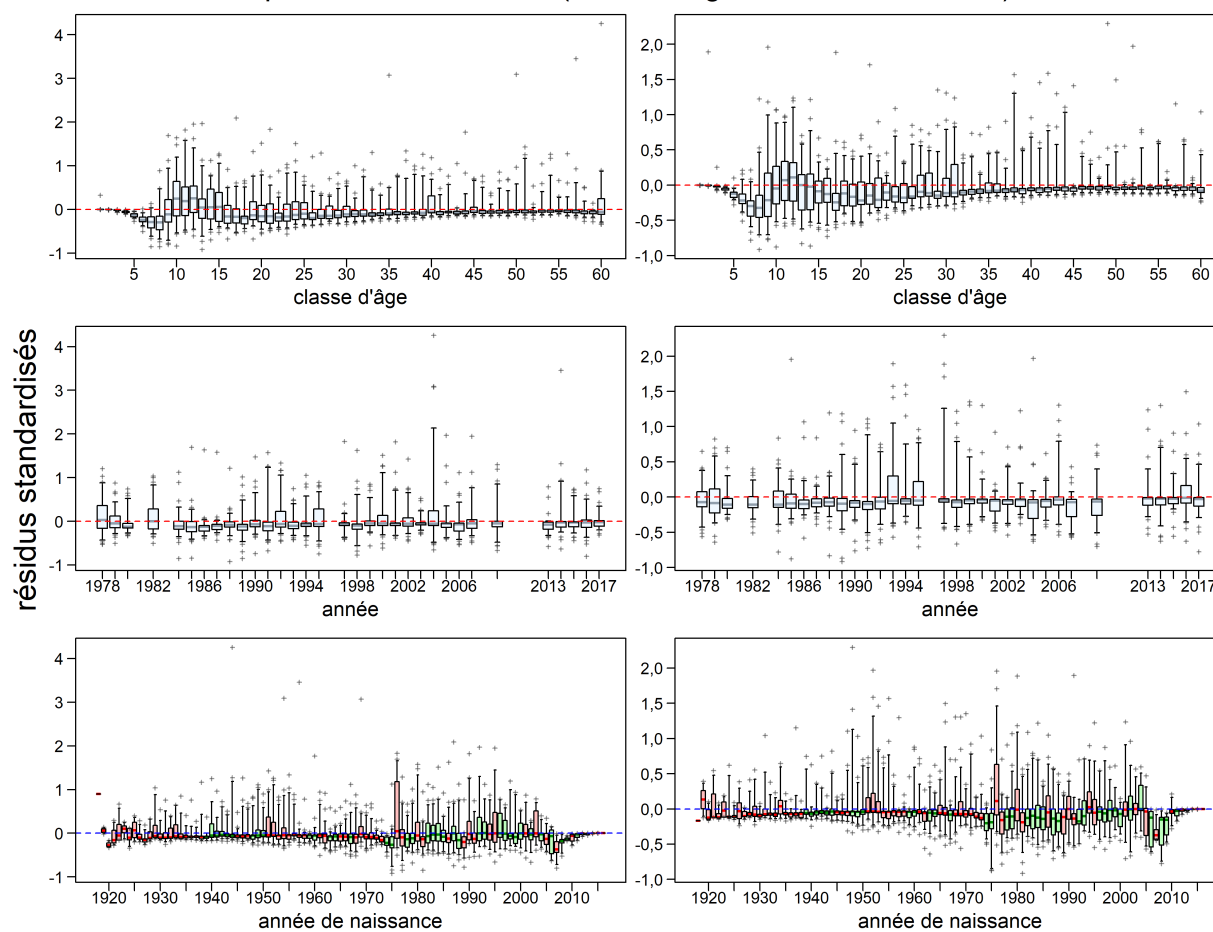


Figure F.9. Simulation de référence : les résidus de la pêche au chalut dans la zone 5DE du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

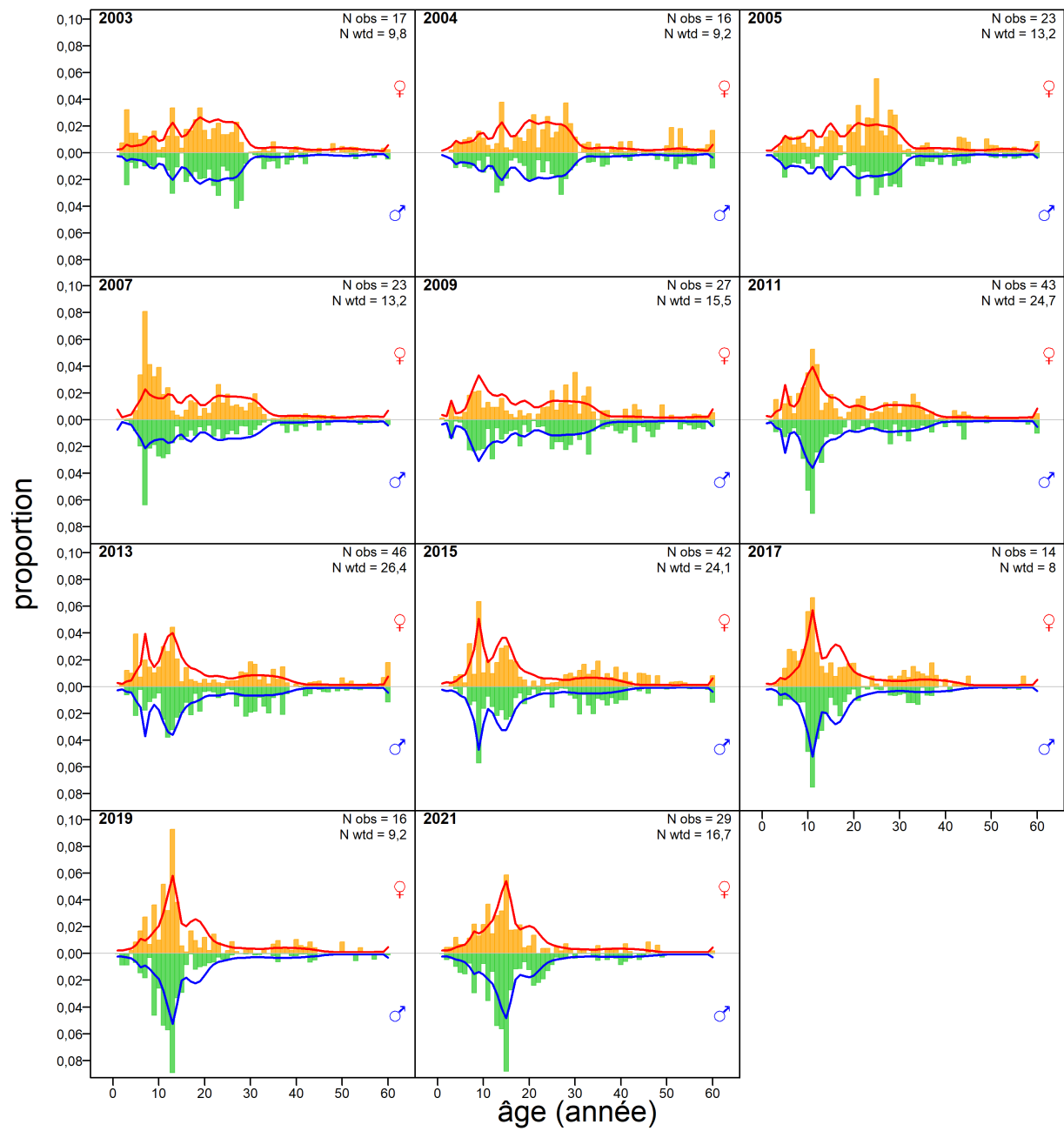


Figure F.10. Simulation de référence : proportions selon l'âge du relevé synoptique dans le BRC (barres = observées, lignes = prédites) pour les femelles et les mâles.

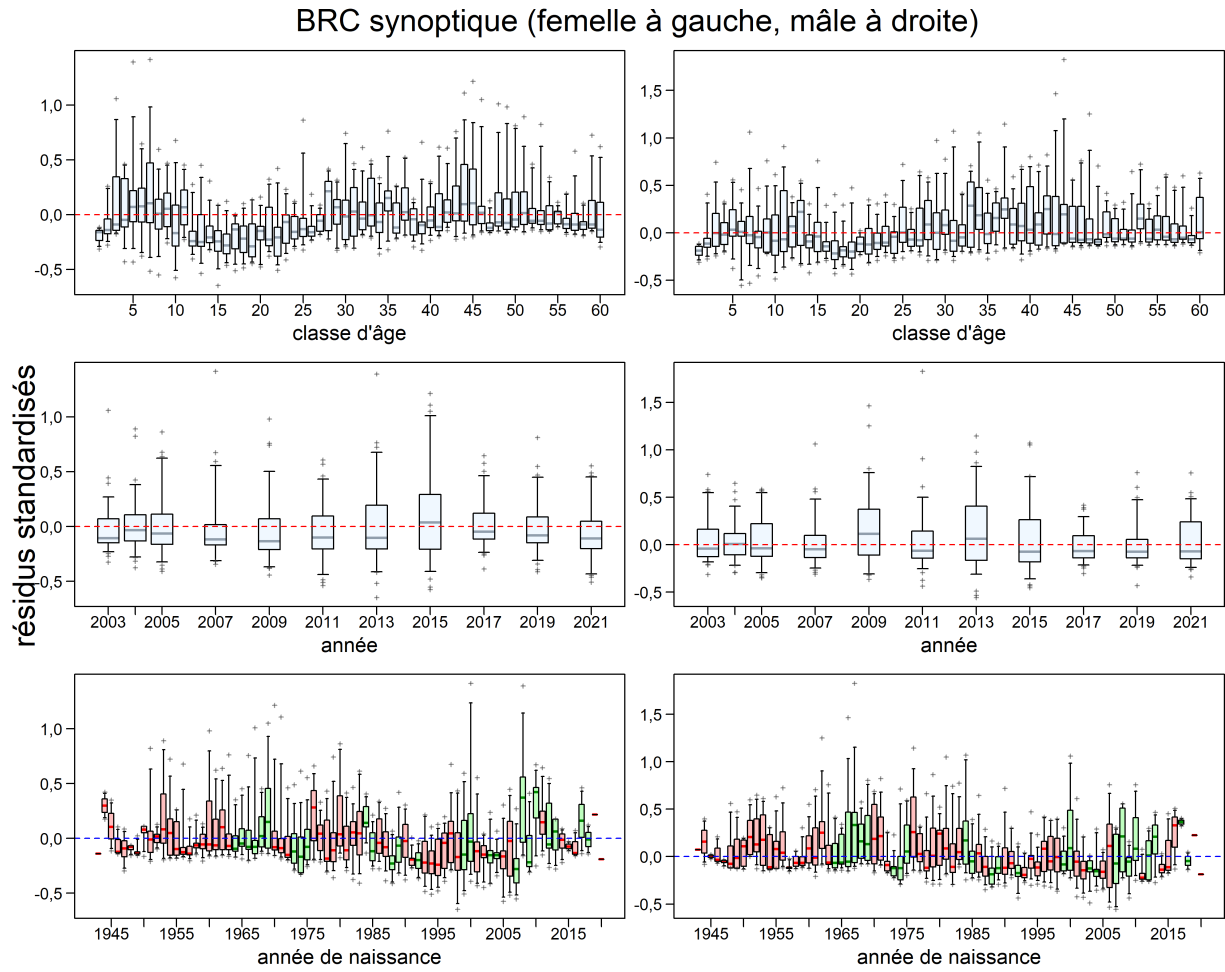


Figure F.11. Simulation de référence : Les résidus du relevé synoptique dans le BRC du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

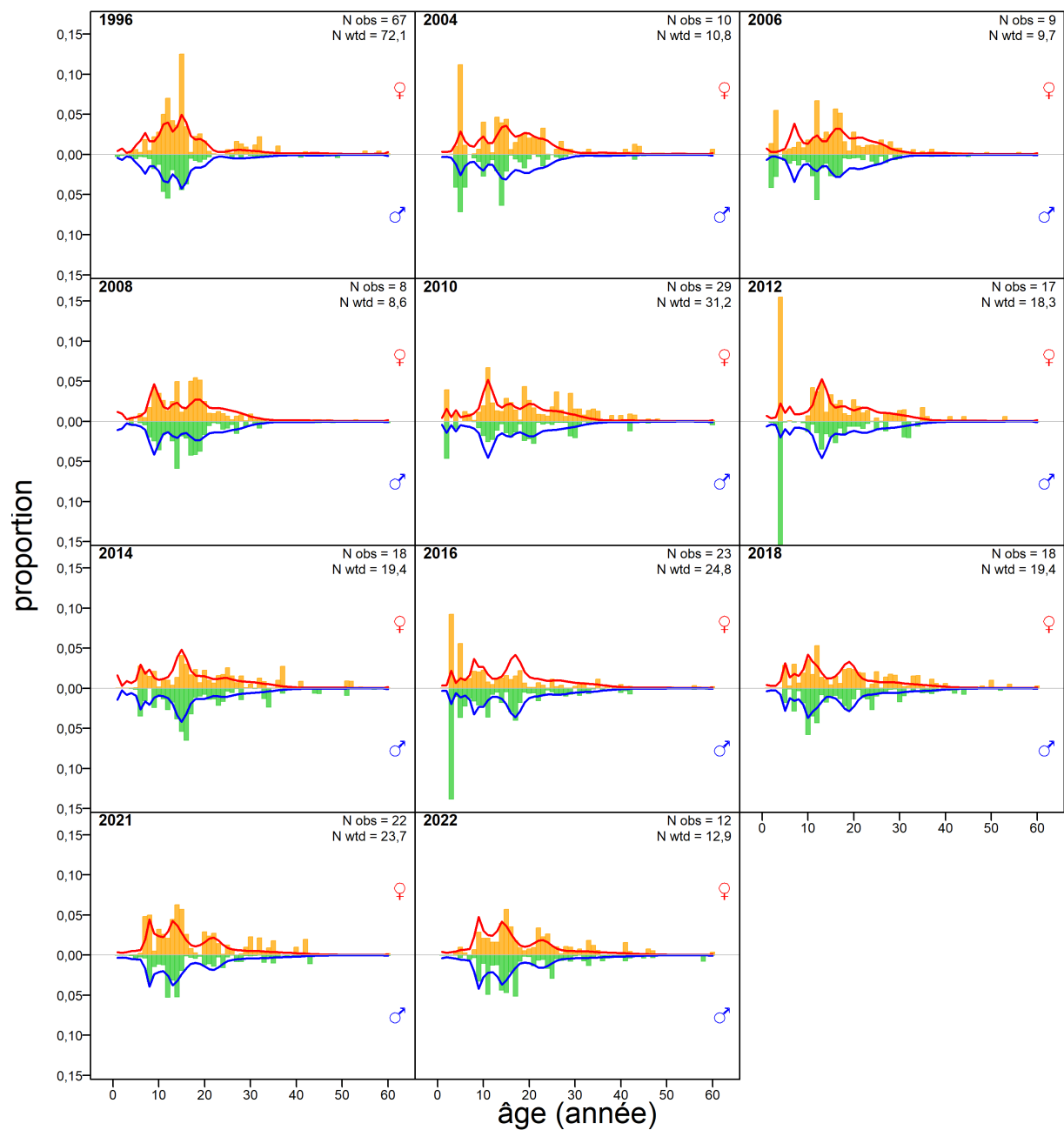


Figure F.12. Simulation de référence : proportions selon l'âge du relevé synoptique de la COIV (barres = observées, lignes = prédites) pour les femelles et les mâles

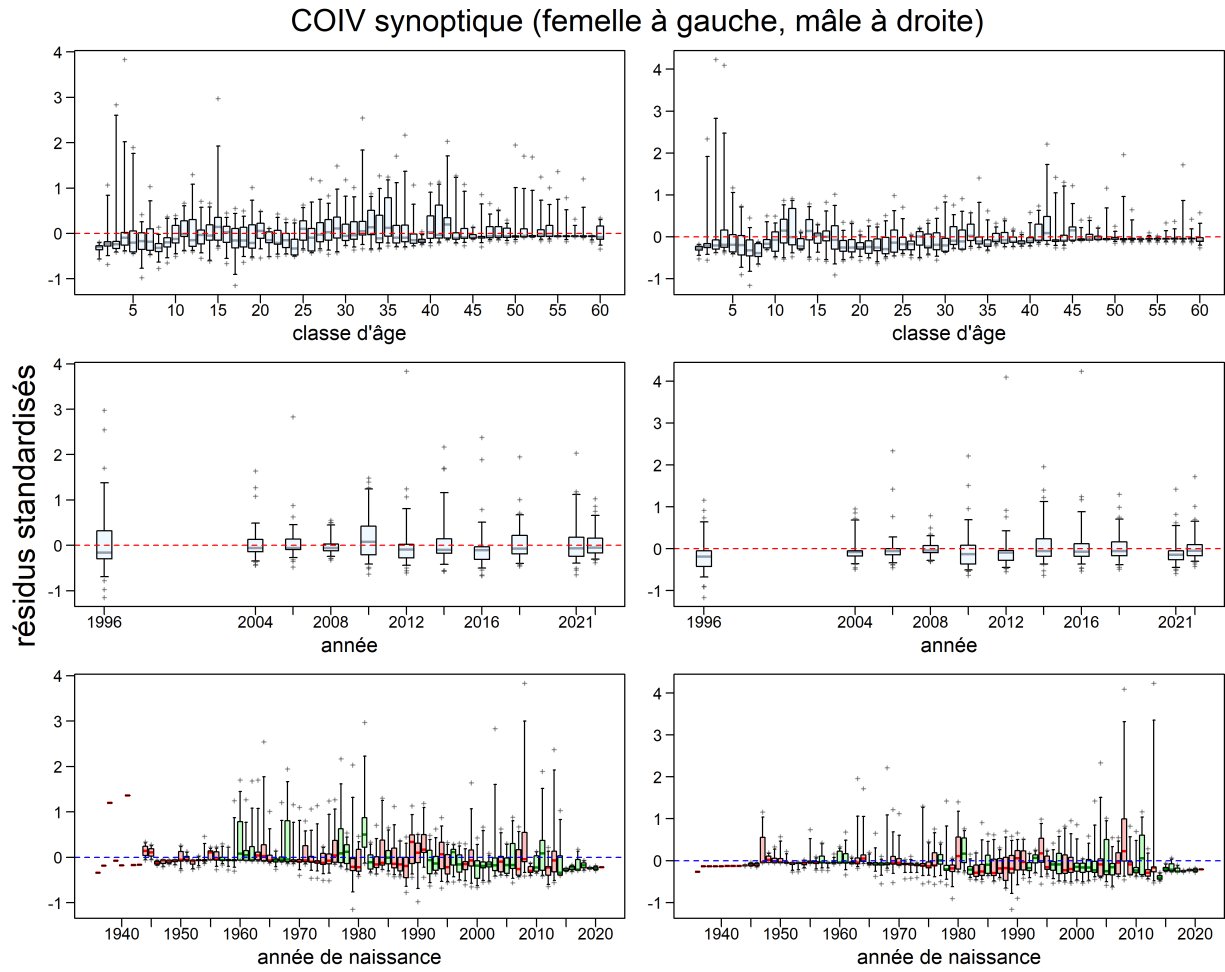


Figure F.13. Simulation de référence : les résidus du relevé synoptique de la COIV du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

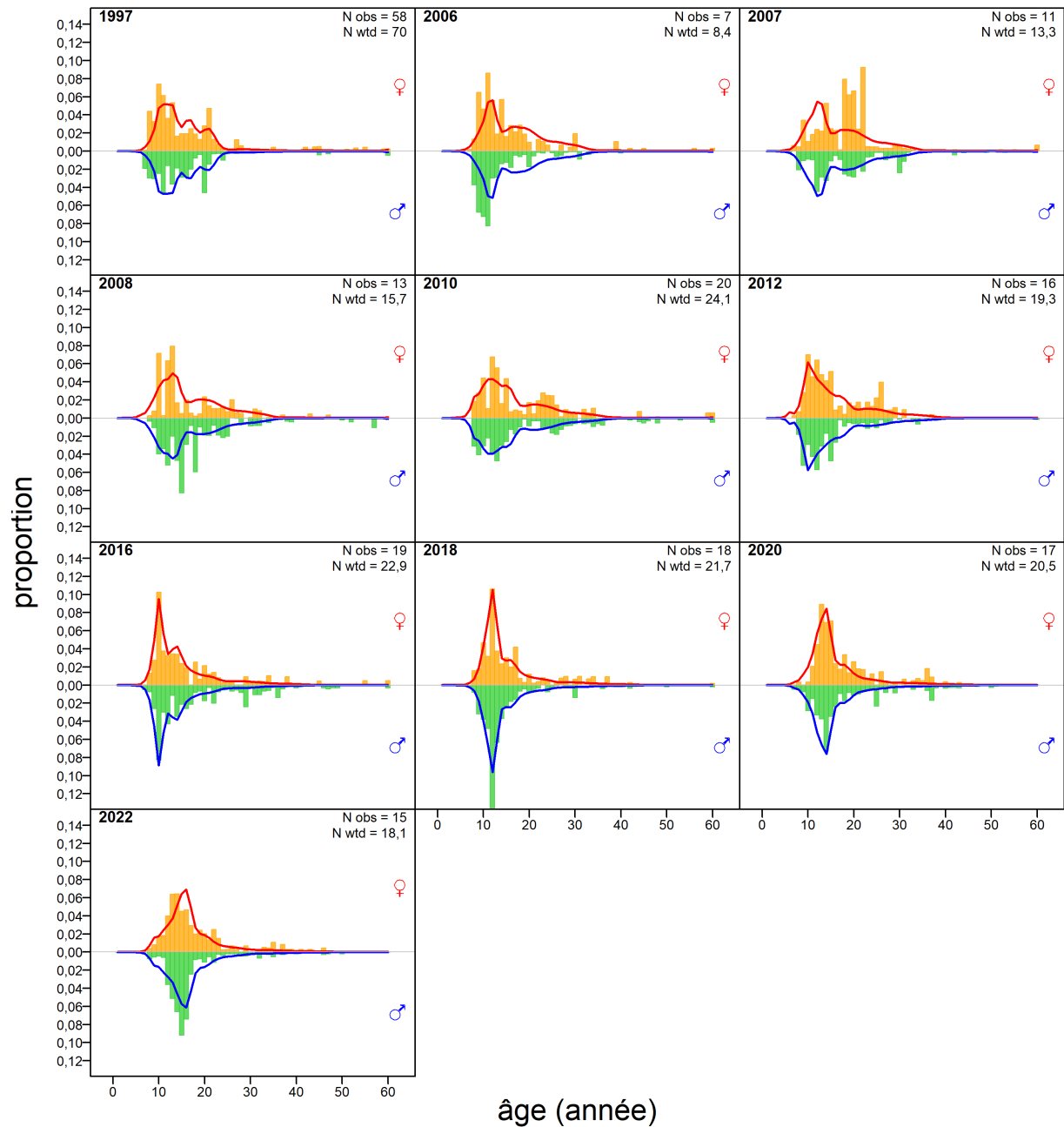


Figure F.14. Simulation de référence : proportions selon l'âge du relevé synoptique de la COHG (barres = observées, lignes = prédites) pour les femelles et les mâles.

COHG synoptique (femelle à gauche, mâle à droite)

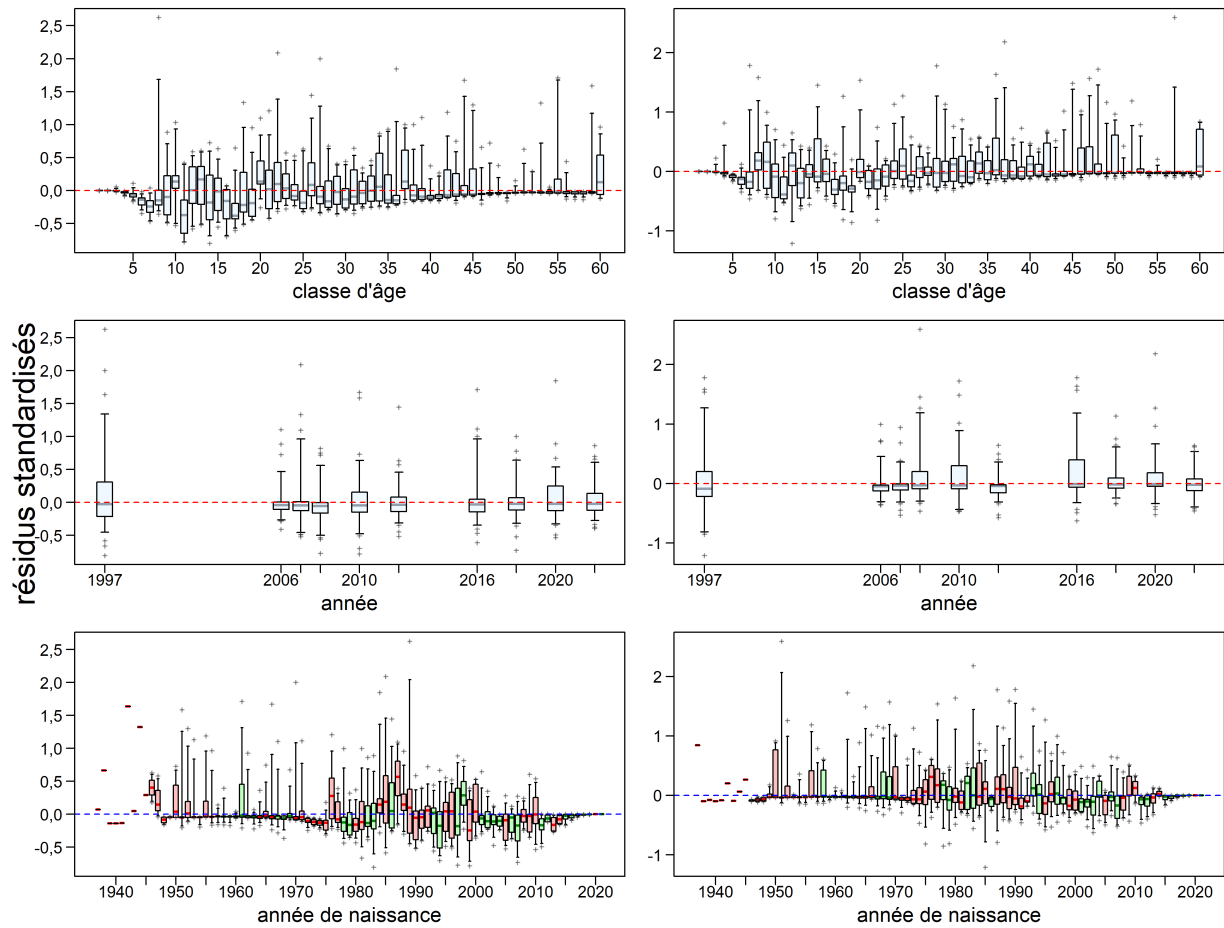


Figure F.15. Simulation de référence : les résidus du relevé synoptique de la COHG du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

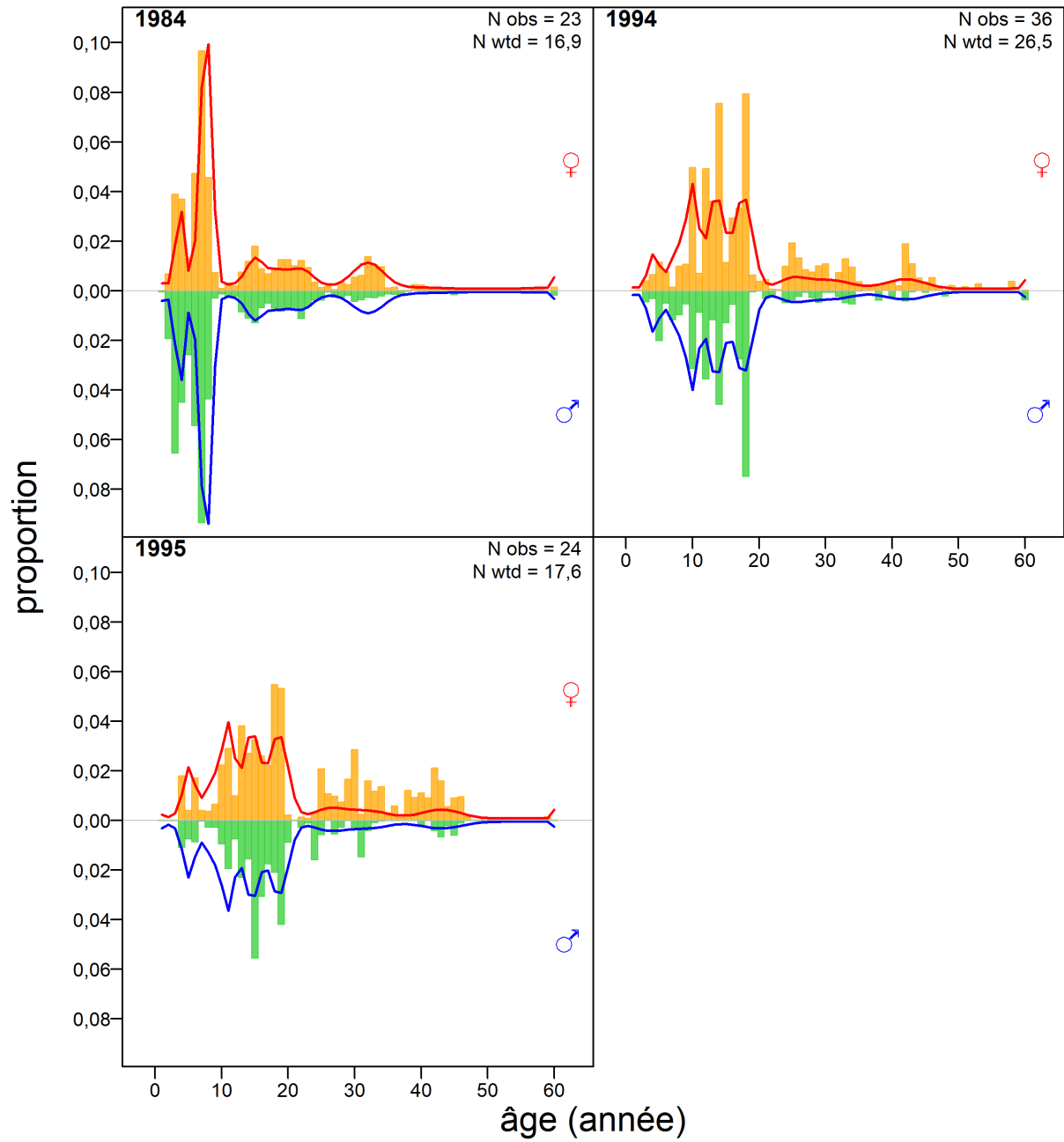


Figure F.16. Simulation de référence : proportions selon l'âge du relevé historique du GIG (barres = observées, lignes = prédites) pour les femelles et les mâles.

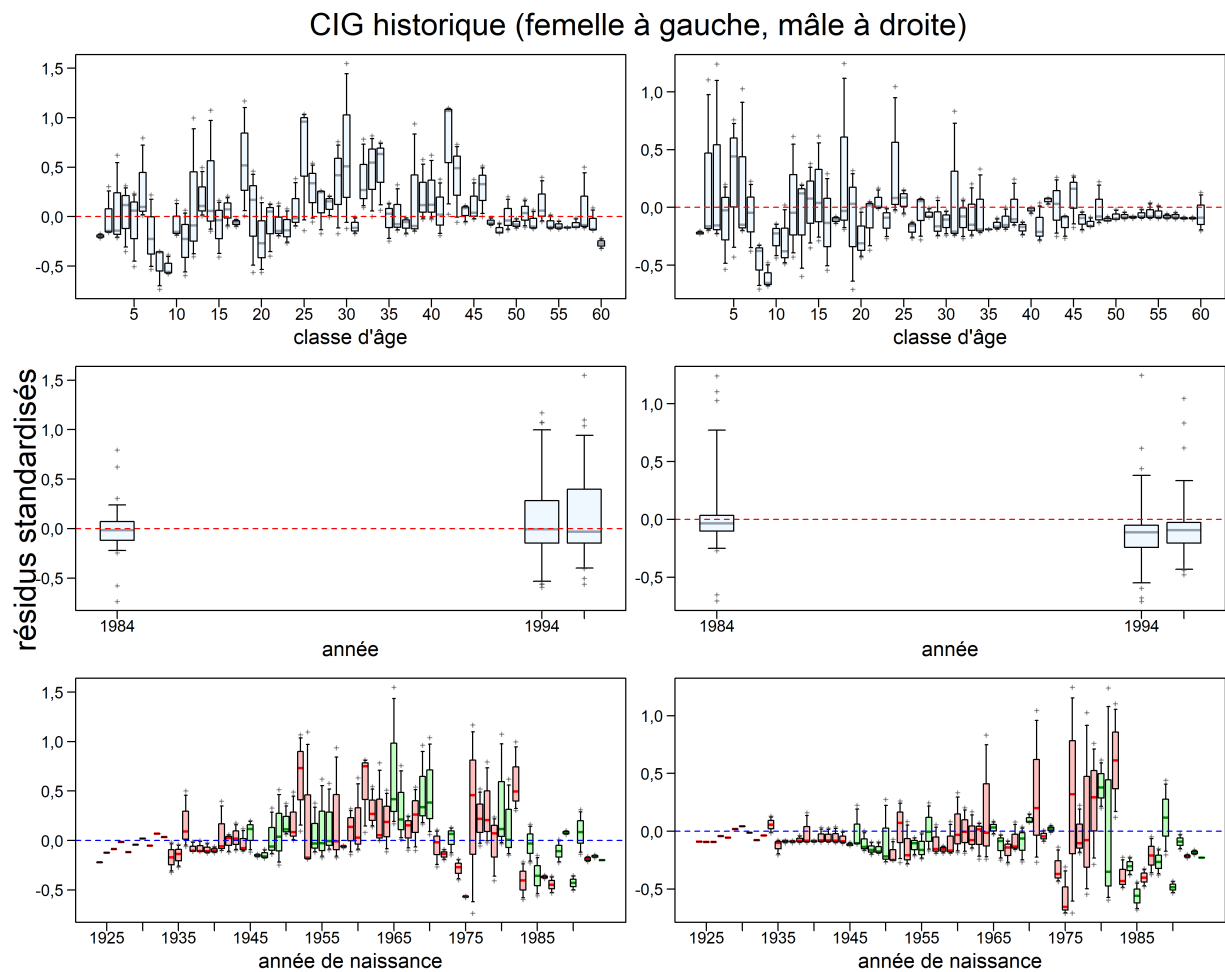


Figure F.17. Simulation de référence : les résidus du relevé historique du GIG du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

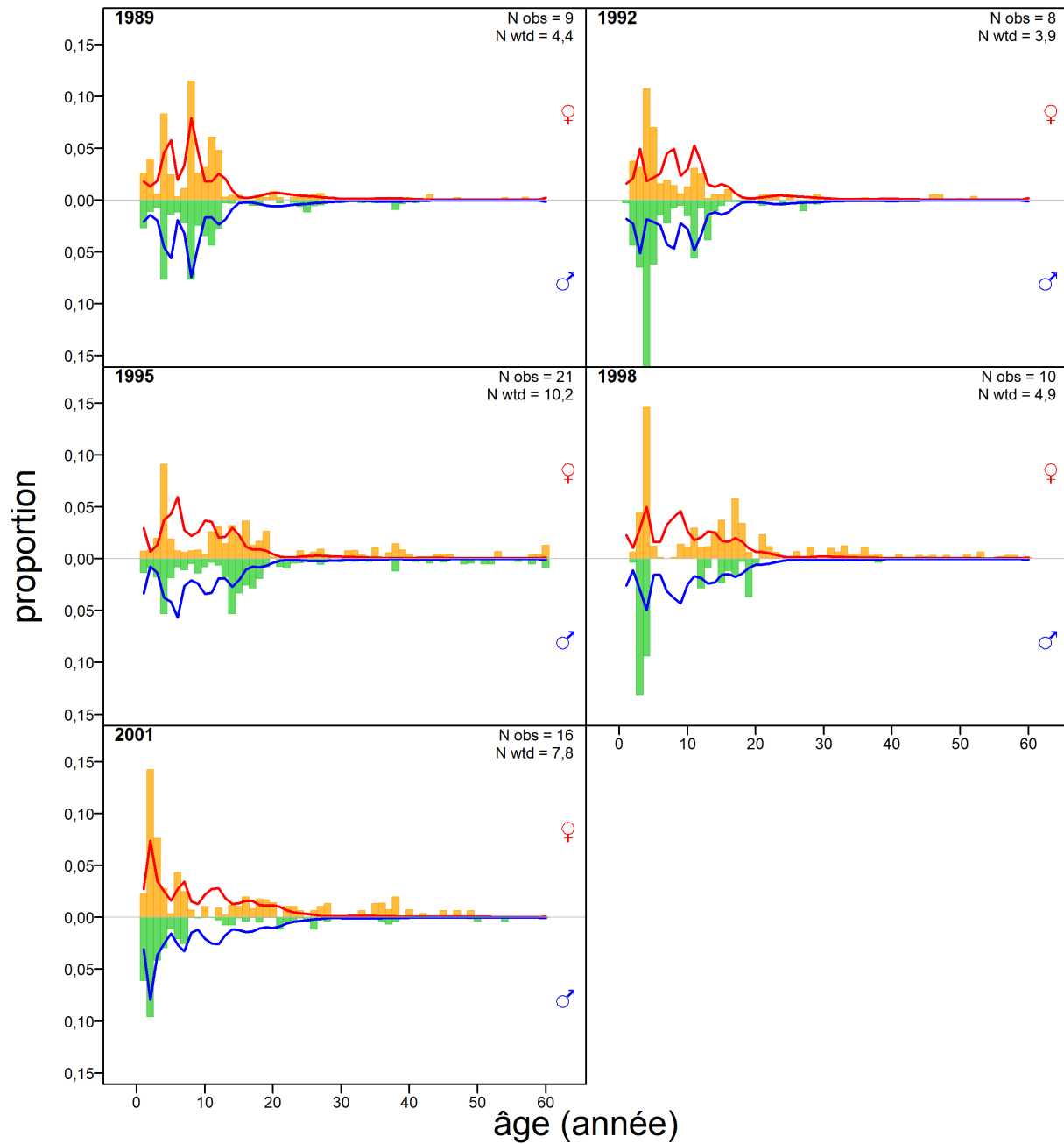


Figure F.18. Simulation de référence : proportions selon l'âge du relevé triennal du SNPM (barres = observées, lignes = prédites) pour les femelles et les mâles.

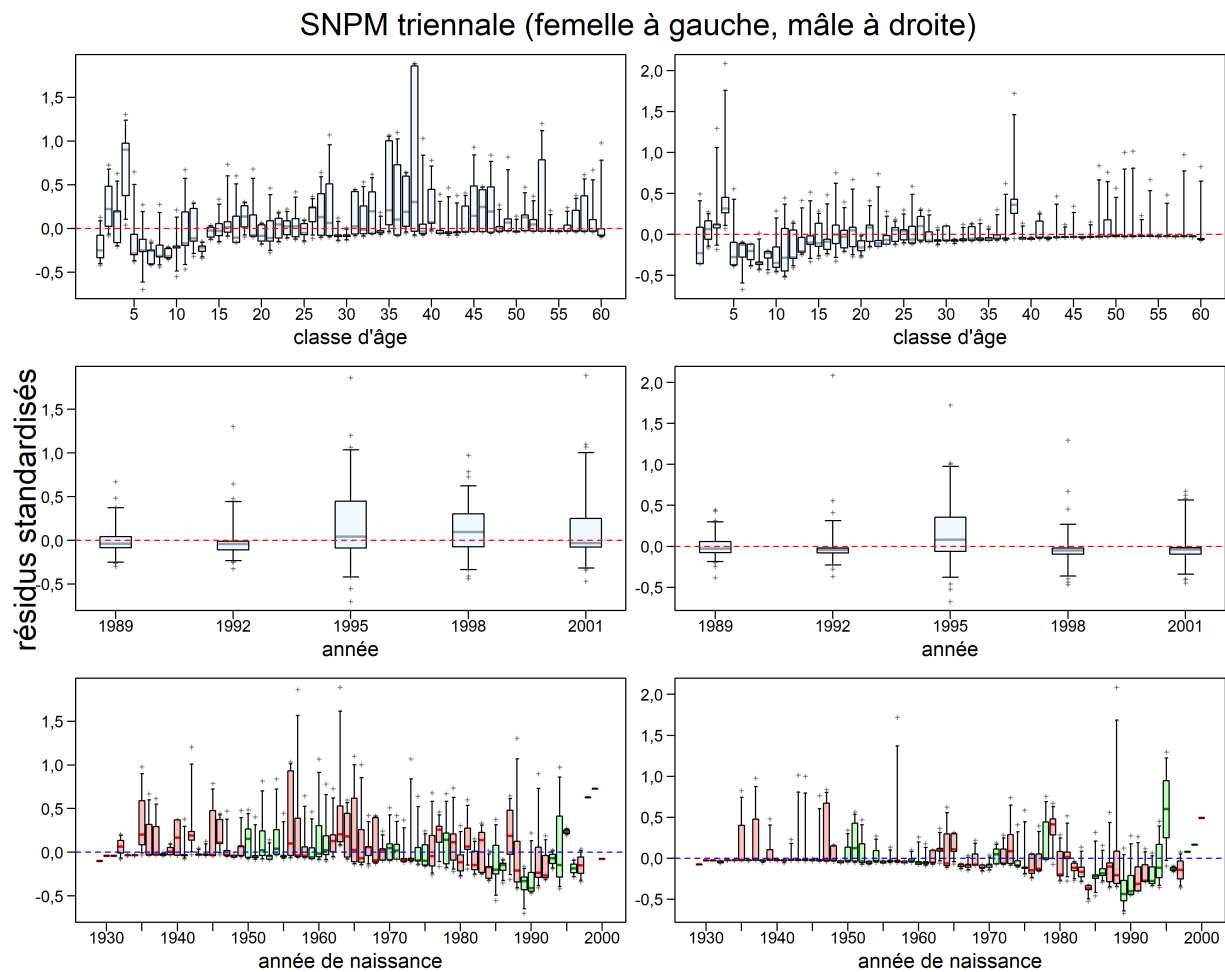


Figure F.19. Simulation de référence : les résidus du relevé triennal du SNPM du modèle correspondent aux données sur la proportion selon l'âge; voir la légende de la figure F.5 pour plus de précisions.

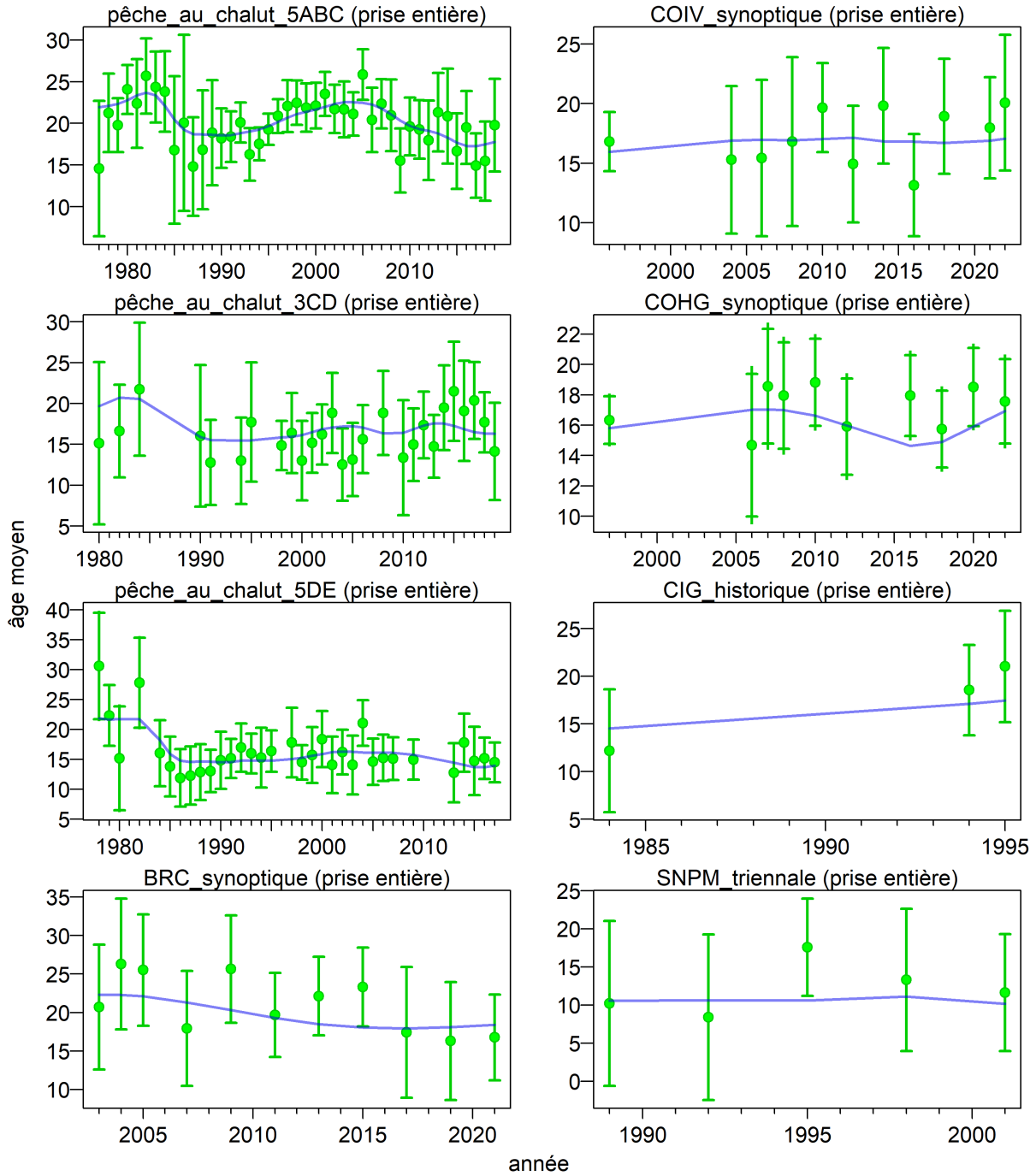


Figure F.20. Simulation de référence : âges moyens chaque année pour les données pondérées (cercles solides) avec des intervalles de confiance de 95% et des estimations de modèle (lignes bleues) pour les données sur l'âge de la pêche commerciale et des relevés.

sélectivité du sébaste à longue mâchoire

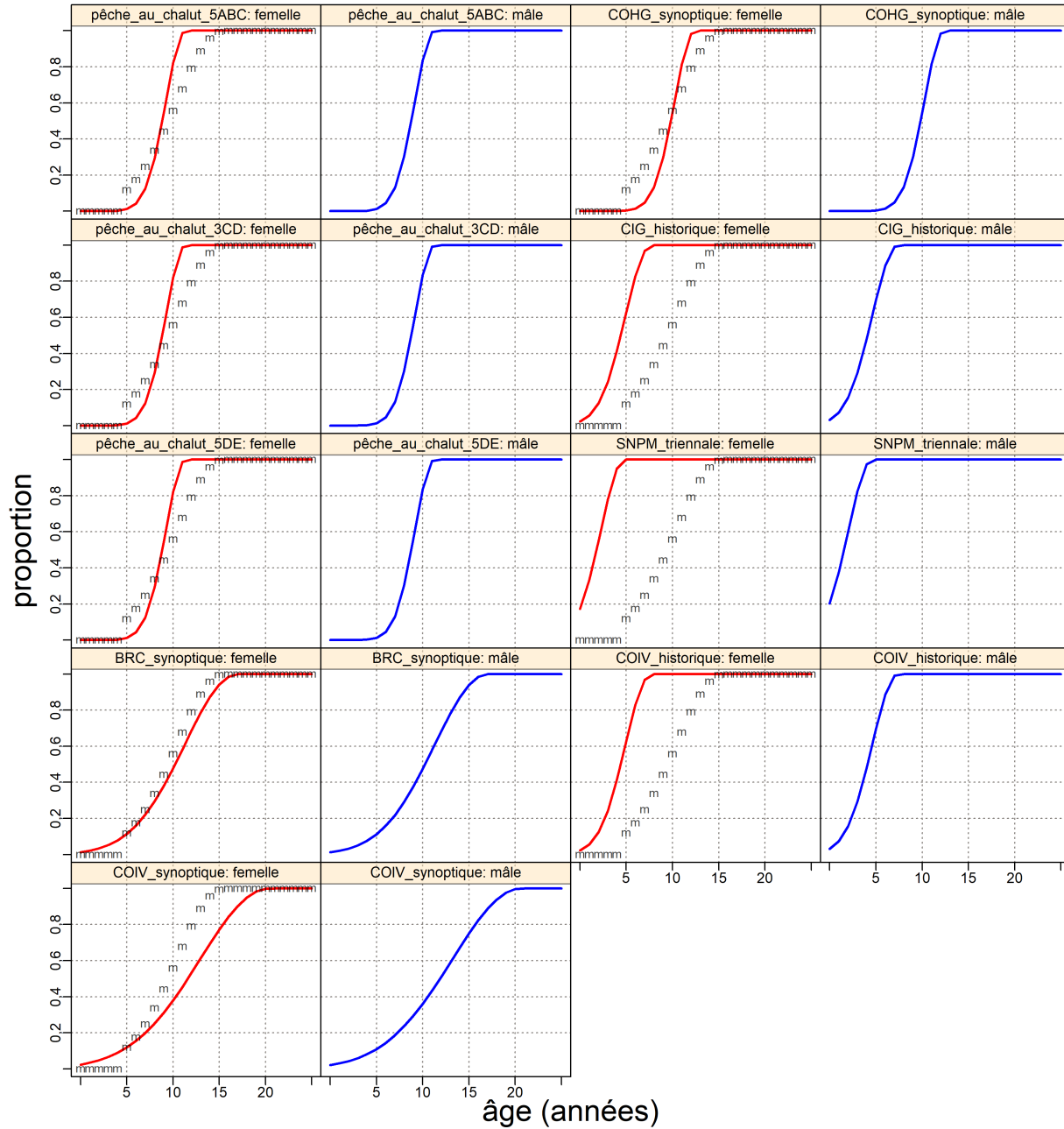


Figure F.21. Simulation de référence : sélectivité pour les prises et les relevés de la flotte commerciale (toutes les valeurs de la mode de la distribution postérieure), l'ogive de maturité des femelles étant indiquée par « m ».

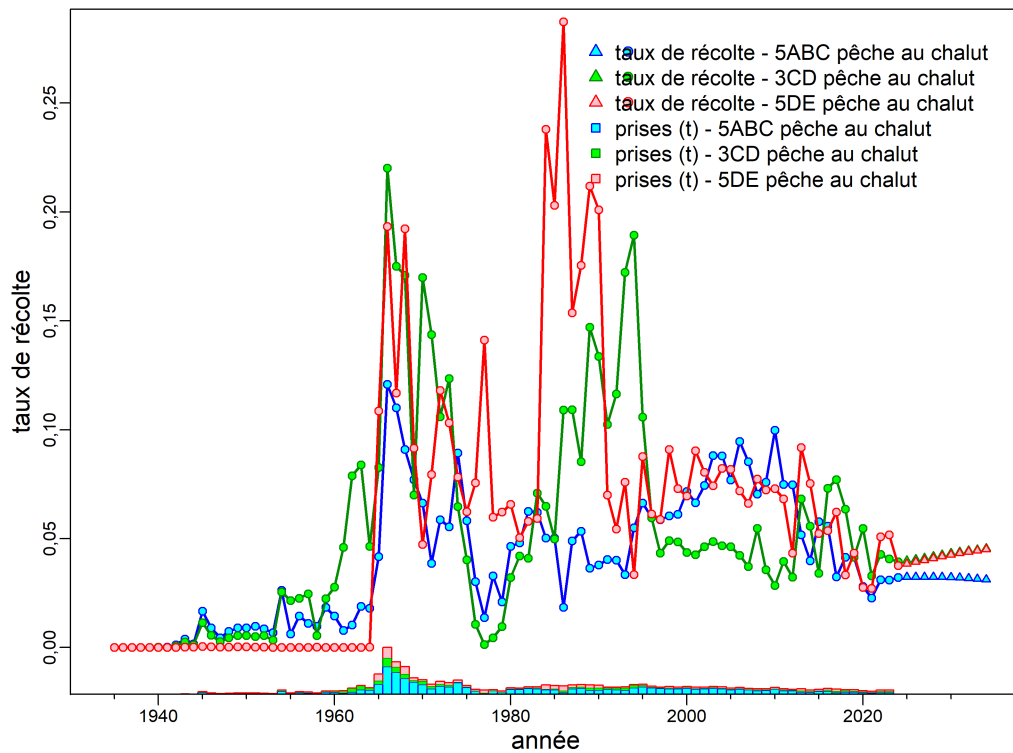
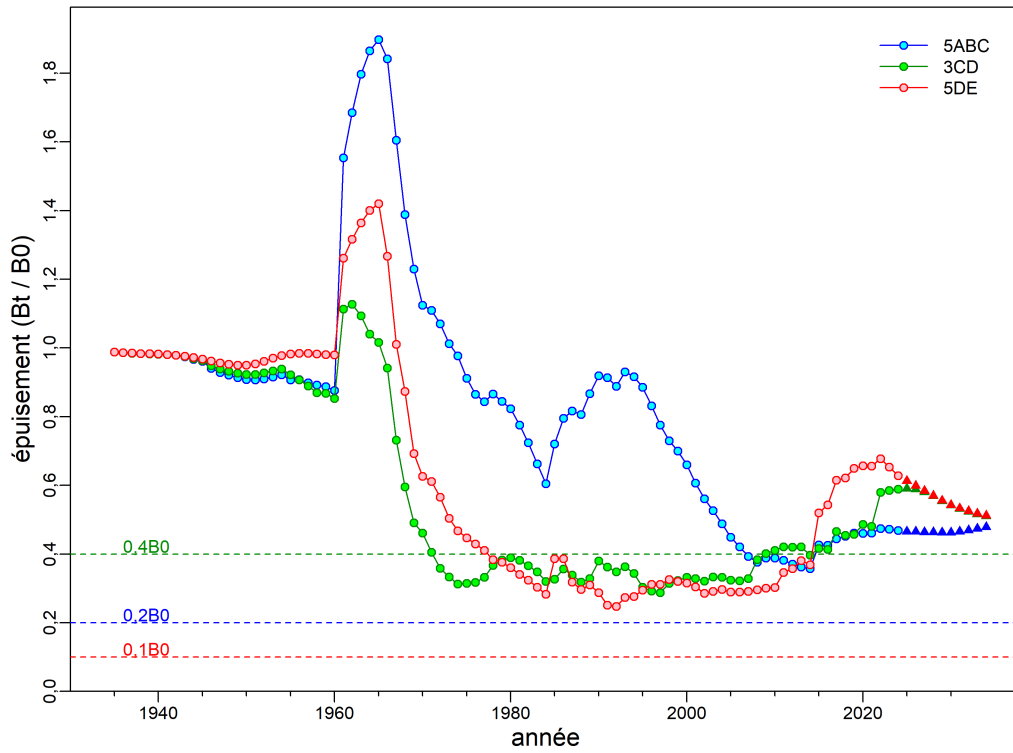


Figure F.22. Simulation de référence : biomasse reproductrice femelle B_t par rapport à la biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée B_0 (en haut) et taux d'exploitation (récolte) (en bas). Les triangles indiquent des projections de prises moyennes sur 5 ans (2018-2022).

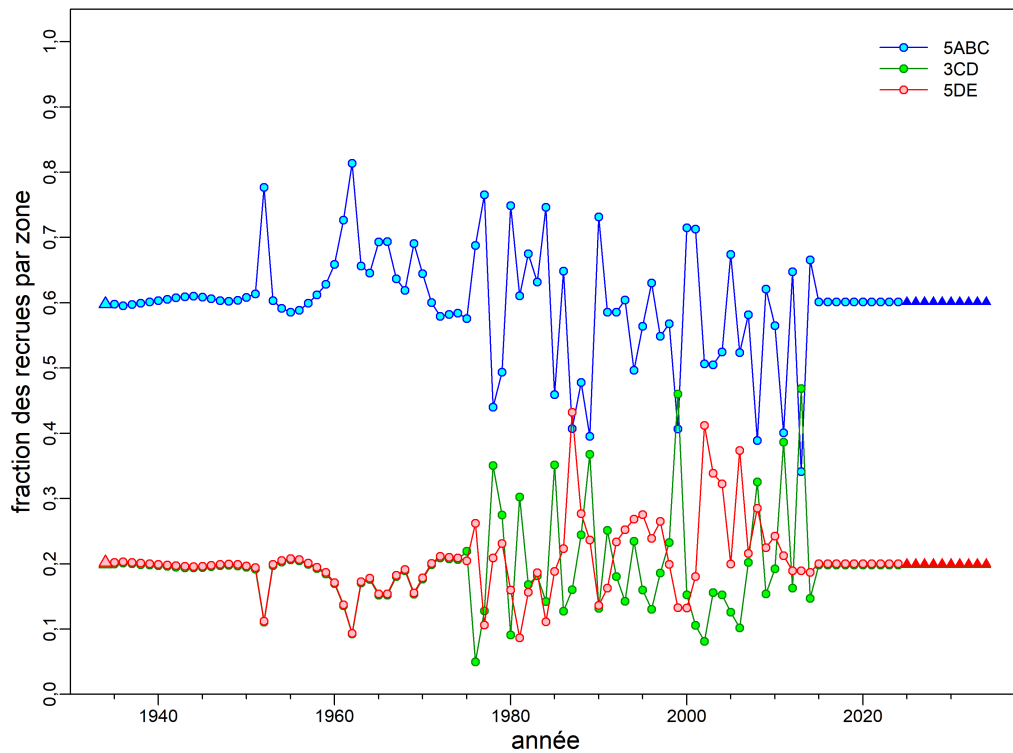
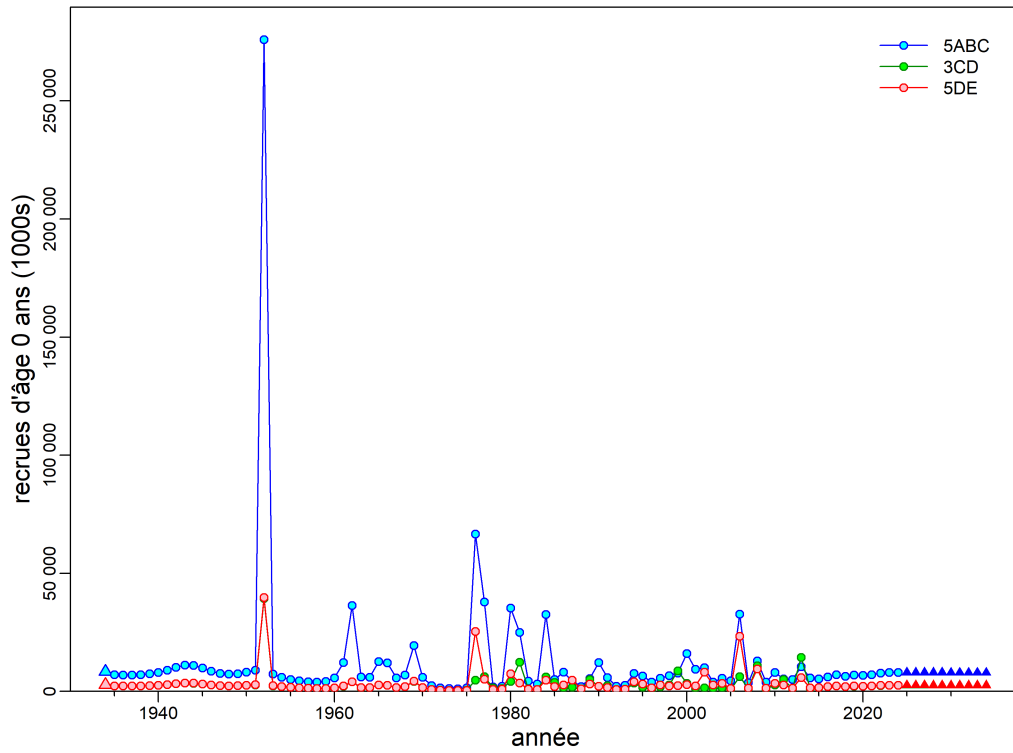


Figure F.23. Simulation de référence : recrutement (en milliers de poissons) dans le temps (en haut) et proportion du recrutement par zone (en bas). Les triangles indiquent des projections de prises moyennes sur 5 ans (2018-2022).

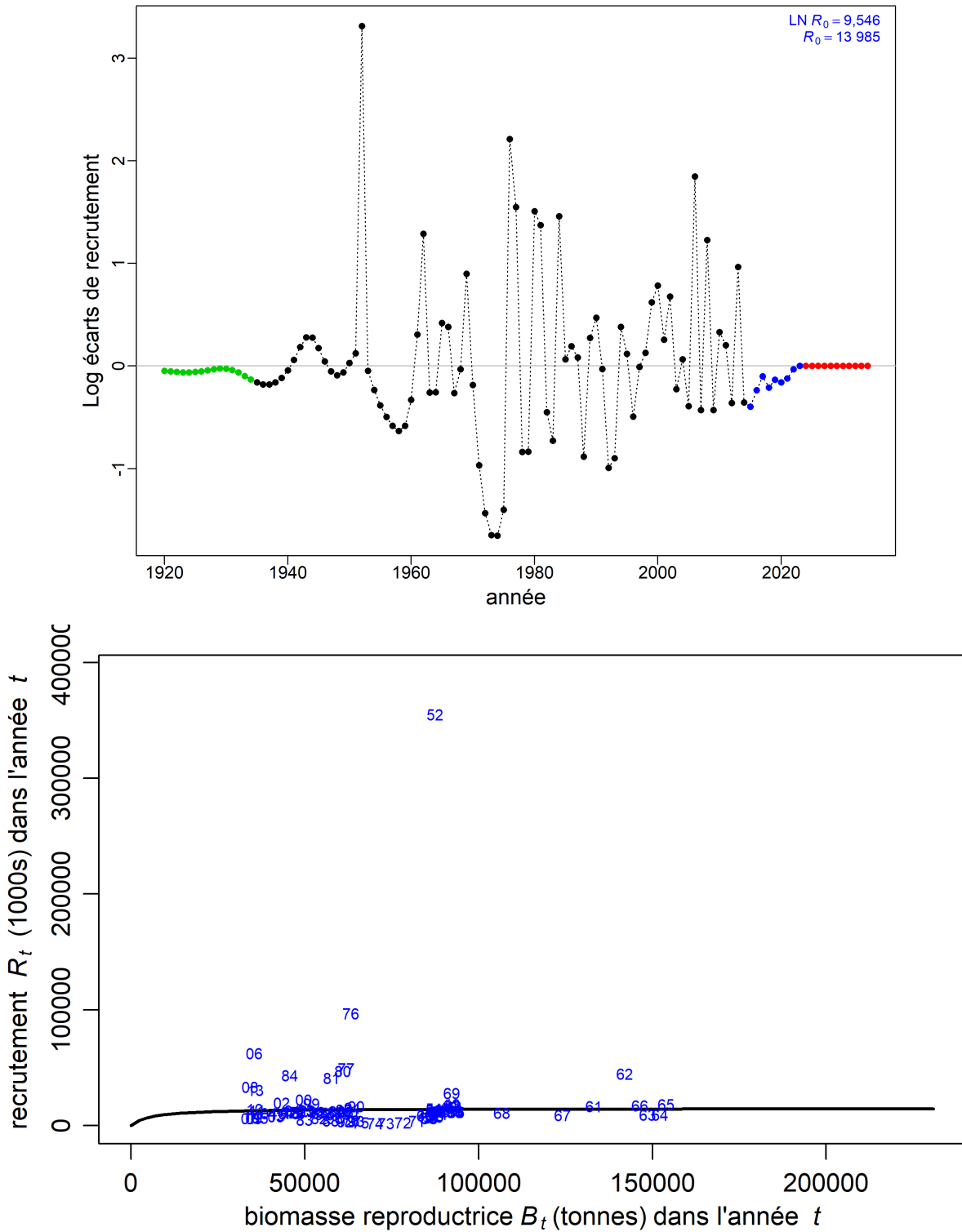


Figure F.24. Simulation de référence : registre des écarts annuels de recrutement (en haut), de la relation déterministe stock-recrue (courbe noire) et des valeurs observées, étiquetées par année de frai (en bas).

F.2.1.2. Résultats du MCCM

La procédure du MCCM utilisait l'algorithme « no U-turn sampling » (NUTS) (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan et coll. 2019) pour produire 40 000 itérations, en analysant la charge de travail en 8 chaînes parallèles (Knaus 2015) de 5 000 itérations chacune, en éliminant les 2 500 premières itérations et en conservant les 2 500 derniers échantillons par chaîne. Nous avons ensuite fusionné les chaînes parallèles pour obtenir les 2 000 échantillons (après l'élimination d'un échantillon sur 10) qui ont servi à l'analyse de MCCM.

Pour les principaux paramètres estimés, les graphiques de la méthode MCCM indiquent :

- Figure F.25 – les tracés pour 2 000 échantillons;
- Figure F.26 – les tracés diagnostiques des chaînes fractionnées;
- Figure F.27 – les tracés diagnostiques d'autocorrélation;
- Figure F.28 – les densités marginales a posteriori comparées à leurs fonctions de densité a priori respectives;
- Figure F.29 – diagrammes par paires comparant les paramètres estimés à l'aide de la densité des noyaux et de la corrélation.

Les tracés obtenus par la méthode MCCM pour la simulation de référence (R21v3) montraient de bons diagnostics (aucune tendance avec un nombre croissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.25). En particulier, l'absence d'événements à forte excursion pour le paramètre LN(R0) est une caractéristique souhaitée d'un bon ajustement. Lorsque cette excursion se produit, elle indique une mauvaise convergence des échantillons. Les tracés diagnostiques des chaînes fractionnées, qui séparent les échantillons a posteriori en huit segments consécutifs égaux (figure F.26), en parallèle avec les huit chaînes utilisées par « adnuts », étaient en grande partie cohérents (se superposant), avec un peu d'effilochage dans les paramètres μ_g du BRC et de la COIV. L'autocorrélation jusqu'à 60 décalages n'a pas révélé de grandes pointes ni de schéma prévisible (figure F.27). Pour la plupart des paramètres, la médiane ne s'éloignait pas beaucoup des estimations du maximum de vraisemblance par rapport aux ajustements de la DPM, sauf peut-être la mortalité naturelle, le $\log R_0$ et les principaux paramètres de sélectivité pour le GIG (figure F.28).

Les valeurs a posteriori estimées sont exprimées en « médiane (0,05 et 0,95 quantiles) », où les valeurs entre parenthèses représentent des intervalles de crédibilité de 90%. Les valeurs médianes de la mortalité naturelle (tableau F.4) ont augmenté par rapport à leurs estimations de la MDP : $M_1 = 0,053$ (0,044, 0,061) c. 0,046 et $M_2 = 0,059$ (0,051, 0,069) c. 0,053, tandis qu'on estime que le taux de variation médian est plus faible : 0,75 (0,47, 0,94) c. 0,82. Le paramètre de sélectivité de l'âge à la pleine sélectivité (μ_g) pour la pêche au chalut, tous représentés par la pêche au chalut dans 5ABC : 11,3 (10,9, 11,7) était inférieur à celui des relevés synoptiques (tableau F.4), ce qui était inattendu étant donné que ces dernières employaient des maillages plus petits, mais était probablement attribuable à la forte proportion de sébastes à longue mâchoire de plus de 30 ans dans certaines années de relevé qui n'ont pas été observés dans les échantillons commerciaux. Les valeurs estimées de μ_g pour les relevés historiques ont été estimées comme étant faibles : GIG à 8,5 (5,4, 12,9) et SNPM à 5,2 (2,8, 9,8), ce qui correspond aux distributions des âges beaucoup plus jeunes dans ces relevés.

Dans cette évaluation des stocks, les projections s'étendaient sur 10 ans jusqu'en 2034. Les projections jusqu'à trois générations (75 ans), où une génération a été déterminée comme étant de 25 ans (voir l'annexe D), n'ont pas été calculées parce que l'état des stocks de sébastes à longue mâchoire, tant sur l'ensemble de la côte que par sous-zone, est tombé sans ambiguïté

dans la zone saine et n'a donc pas nécessité de rétablissement. Diverses trajectoires de modèle et l'état final des stocks pour la simulation de référence apparaissent dans les figures :

- Figure F.30 – estimation de la biomasse reproductrice femelle B_t (en haut) et du taux d'exploitation u_t (en bas) selon les valeurs a posteriori du modèle;
- Figure F.31 – estimation du recrutement R_t (1 000 poissons d'âge 0, en haut) et des écarts de recrutement (en bas) selon les valeurs a posteriori du modèle;
- Figure F.32 – estimation de la biomasse reproductrice B_t par rapport à la biomasse reproductrice au rendement maximal durable, B_{RMD} (en haut); estimation du taux d'exploitation u_t par rapport au taux d'exploitation au RMD, u_{RMD} (en bas);
- Figure F.33 – trajectoires du recrutement (milliers de poissons de 0 an, en haut) et taux d'exploitation (en bas), sur l'ensemble de la côte et par sous-zone;
- Figure F.34 – trajectoires des estimations de la biomasse reproductrice B_t par rapport à B_0 (en haut) et B_{RMD} (en bas), sur l'ensemble de la côte et par sous-zone;
- Figure F.35 – diagramme de phase dans le temps des médianes de B_t/B_{RMD} et u_{t-1}/u_{RMD} par rapport aux points de référence par défaut de l'approche de précaution (AP) du MPO;
- Figure F.36 – état des stocks de sébastes à longue mâchoire de 2023 au début de 2024.

Le paramètre de répartition par zone (p_α) semble être la composante la plus importante de l'incertitude dans cette évaluation des stocks parce que les résultats variaient selon la sous-zone qui devait demeurer constante au moment d'estimer les deux autres (voir la discussion sur la simulation de sensibilité ci-dessous). De plus, ce paramètre était sensible à la technique de repondération. Par exemple, lorsque l'on utilise le paramétrage D-M, la taille de l'échantillon des données sur la fréquence selon l'âge (FA) semble avoir une incidence induite sur la répartition par sous-zone et la mise à l'échelle de la biomasse. Heureusement, la méthode de l'âge moyen de Francis (2011) offrait une stabilité à l'égard des deux facteurs (voir la section E.6.2.3). Cette évaluation des stocks a également exploré un éventail d'autres incertitudes du modèle dans les simulations de sensibilité par rapport à la simulation de référence (B1 : R21.01.v3).

On a utilisé la simulation de référence pour calculer un ensemble d'estimations de paramètres (tableau F.4) et des quantités à l'équilibre dérivées, ainsi que celles associées au RMD (tableau F.5). La biomasse reproductrice médiane estimée B_t à l'échelle de la côte en $t=1935$, 2024, et 2034 (en supposant des prises constantes de 3 000 t/an) était de 106 053, 61 965 et 57 910 tonnes, respectivement (figure F.30). La figure F.34 indique que la biomasse médiane du stock demeurerait au dessus du PRS sur toute la côte au cours des 10 prochaines années avec des prises annuelles égales à toutes les captures (jusqu'à 6 250 t/an) utilisées dans les projections de prises. Par sous-zone, la biomasse médiane du stock demeurerait également au-dessus du PRS avec des prises annuelles pouvant atteindre 3 500 t dans 5ABC, 1 250 t dans 3CD et 1 500 t dans 5DE; cependant, l'enveloppe de la crédibilité à 90 % commencerait à nuire au PRS avant 10 ans aux niveaux de capture les plus élevés simulés (figure F.34). Les taux d'exploitation médians sont demeurés largement inférieurs à u_{RMD} pendant la majeure partie de l'histoire de la pêche (figure F.32), dépassant u_{RMD} seulement en 1966-1968 (figure F.35). Les sébastes à longue mâchoire ont montré un recrutement relativement modeste de poissons d'âge 0 (moyenne des médianes annuelles de 1935 à 2014 = 22 millions de poissons), avec un grand événement de recrutement en 1952 avec 401 millions de poissons (18x la moyenne).

Un diagramme de phase de l'évolution dans le temps de la biomasse reproductrice et du taux d'exploitation par les pêches modélisées dans l'espace du RMD (figure F.35) porte à croire que le stock se trouvait dans la zone saine au début de 2024, avec une position actuelle à $B_{2024}/B_{RMD} = 2,326$ (1,409, 3,873) et $u_{2023}/u_{RMD} = 0,307$ (0,144, 0,721). La figure de l'état des

stocks de l'année en cours (figure F.36) montre que la simulation de référence se situe dans la zone saine du MPO sur toute la côte et par sous-zone.

F.2.1.2.1. Tableaux de la méthode MCCM

Table F.4. Simulation de référence : les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 pour les paramètres du modèle (définis à l'annexe E) à partir de l'estimation MCCM d'une simulation de référence de 2 000 échantillons.

	5%	25%	50%	75%	95%
$\log R_0$	9,448	9,680	9,845	10,01	10,26
$\hat{p}_{\alpha=1}$ (sous-zone 1)	0,8684	1,049	1,173	1,299	1,486
$\hat{p}_{\alpha=2}$ (sous-zone 2)	-0,09547	-0,04481	-0,008557	0,02760	0,08419
M (femelle)	0,04365	0,04847	0,05229	0,05575	0,06146
M (mâle)	0,05050	0,05572	0,05939	0,06306	0,06902
BH (h)	0,4736	0,6379	0,7544	0,8482	0,9431
μ_1 (CHALUT 5ABC)	10,93	11,17	11,33	11,49	11,72
$\log v_{L1}$ (CHALUT 5ABC)	1,996	2,112	2,193	2,265	2,374
Δ_1 (CHALUT 5ABC)	-0,3206	-0,1700	-0,05945	0,05119	0,2221
μ_4 (BRC)	13,50	15,69	17,74	20,32	24,91
$\log v_{L4}$ (BRC)	3,561	3,987	4,315	4,671	5,172
Δ_4 (BRC)	-1,188	-0,4484	-0,003651	0,4669	1,138
μ_5 (COIV)	17,00	18,84	20,49	22,35	25,74
$\log v_{L5}$ (COIV)	4,290	4,544	4,741	4,935	5,259
Δ_5 (COIV)	-0,8162	-0,2012	0,2744	0,7112	1,403
μ_6 (COHG)	11,08	11,80	12,29	12,89	13,81
$\log v_{L6}$ (COHG)	1,597	1,988	2,235	2,484	2,816
Δ_6 (COHG)	-0,7172	-0,2951	-0,01605	0,2739	0,6846
μ_7 (GIG)	5,398	7,072	8,473	10,16	12,91
$\log v_{L7}$ (GIG)	1,801	2,544	3,034	3,523	4,135
Δ_7 (GIG)	-1,682	-0,9182	-0,3249	0,3004	1,150
μ_8 (SNPM)	2,820	4,180	5,222	6,774	9,789
$\log v_{L8}$ (SNPM)	1,748	2,408	2,955	3,535	4,348
Δ_8 (SNPM)	-1,666	-0,8098	-0,2313	0,3689	1,240

Table F.5. Simulation de référence : les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des quantités dérivées de MCCM provenant de 2 000 échantillons d'une seule simulation de référence. Voici les définitions : B_0 – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures), B_{2024} – biomasse reproductrice au début de 2024, u_{2023} – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) au milieu de 2023, u_{max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1935 à 2023), B_{RMD} – biomasse reproductrice à l'équilibre au RMD, u_{RMD} – taux d'exploitation à l'équilibre au RMD. Toutes les valeurs de la biomasse (et du RMD) sont en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient de 1 618 t dans la sous-zone 5ABC, de 840 t dans la sous-zone 3CD, de 848 t dans la sous-zone 5DE et de 3 306 t pour l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique.

	5%	25%	50%	75%	95%
B_0	84 811	96 679	106 054	117 619	140 309
B_{2024}	44 390	53 822	61 965	71 222	90 825
B_{2024}/B_0	0,4239	0,5114	0,5816	0,6621	0,8116
u_{2023}	0,01892	0,02389	0,02749	0,03166	0,03813
u_{max}	0,1051	0,1162	0,1231	0,1300	0,1380
RMD	3 090	4 073	4 865	5 795	7 262
B_{RMD}	16 692	22 127	26 798	32 466	42 658
$0.4B_{RMD}$	6 677	8 851	10 719	12 986	17 063
$0.8B_{RMD}$	13 353	17 702	21 438	25 973	34 126
B_{2024}/B_{RMD}	1,409	1,894	2,326	2,859	3,872
B_{RMD}/B_0	0,1605	0,2143	0,2544	0,2975	0,3636
u_{RMD}	0,04189	0,06605	0,09016	0,1167	0,1672
u_{2023}/u_{RMD}	0,1442	0,2218	0,3074	0,4304	0,7210

Table F.6. Valeurs de la log-vraisemblance (LV) indiquées par la simulation de référence unique pour les indices de relevé, la composition selon l'âge (FA), le recrutement et le total (ce ne sont pas toutes les composantes de la LV qui sont indiquées ici).

Valeur de la LV	21,01
Simulation	21
CPUE au chalut de fond	0
Relevé synoptique dans le BRC	-13,7
Relevé synoptique au large de la COIV	1,34
Relevé synoptique au large de la COHG	-2,83
Relevé historique du GIG	-4,31
Relevé triennal du SNPM	6,77
Relevé historique de la COIV	5,47
Indice d'abondance	-7,24
Fréquence d'âge	1 048
Recrutement	29,8
Total	1 090

F.2.1.2.2. Diagnostiques des MCCM

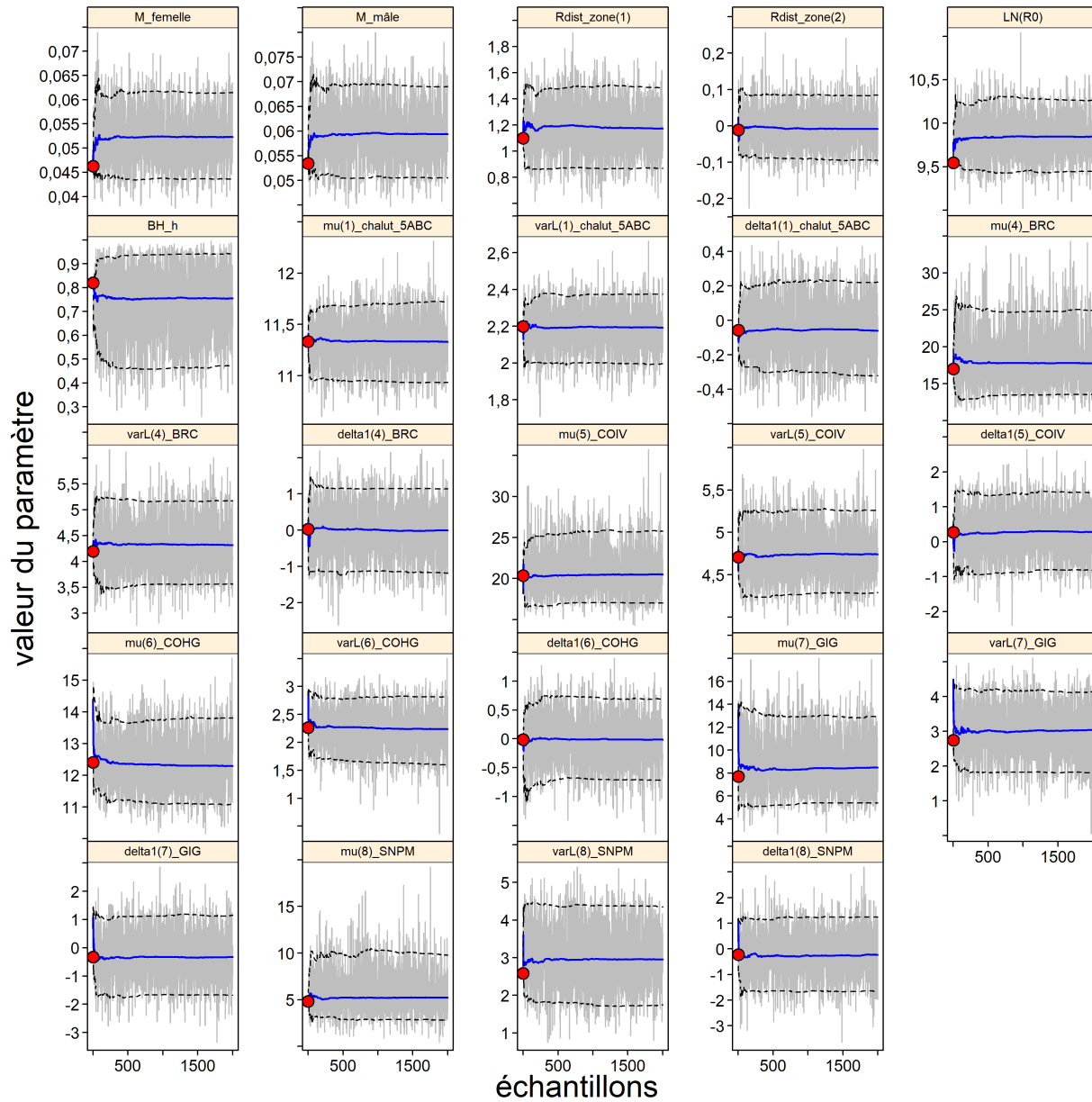


Figure F.25. Simulation de référence : traces MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises indiquent les échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du mode de distribution a posteriori. Pour les paramètres autres que M (si estimé), les indices 1 à 9 correspondent aux flottes (pêches et relevés).

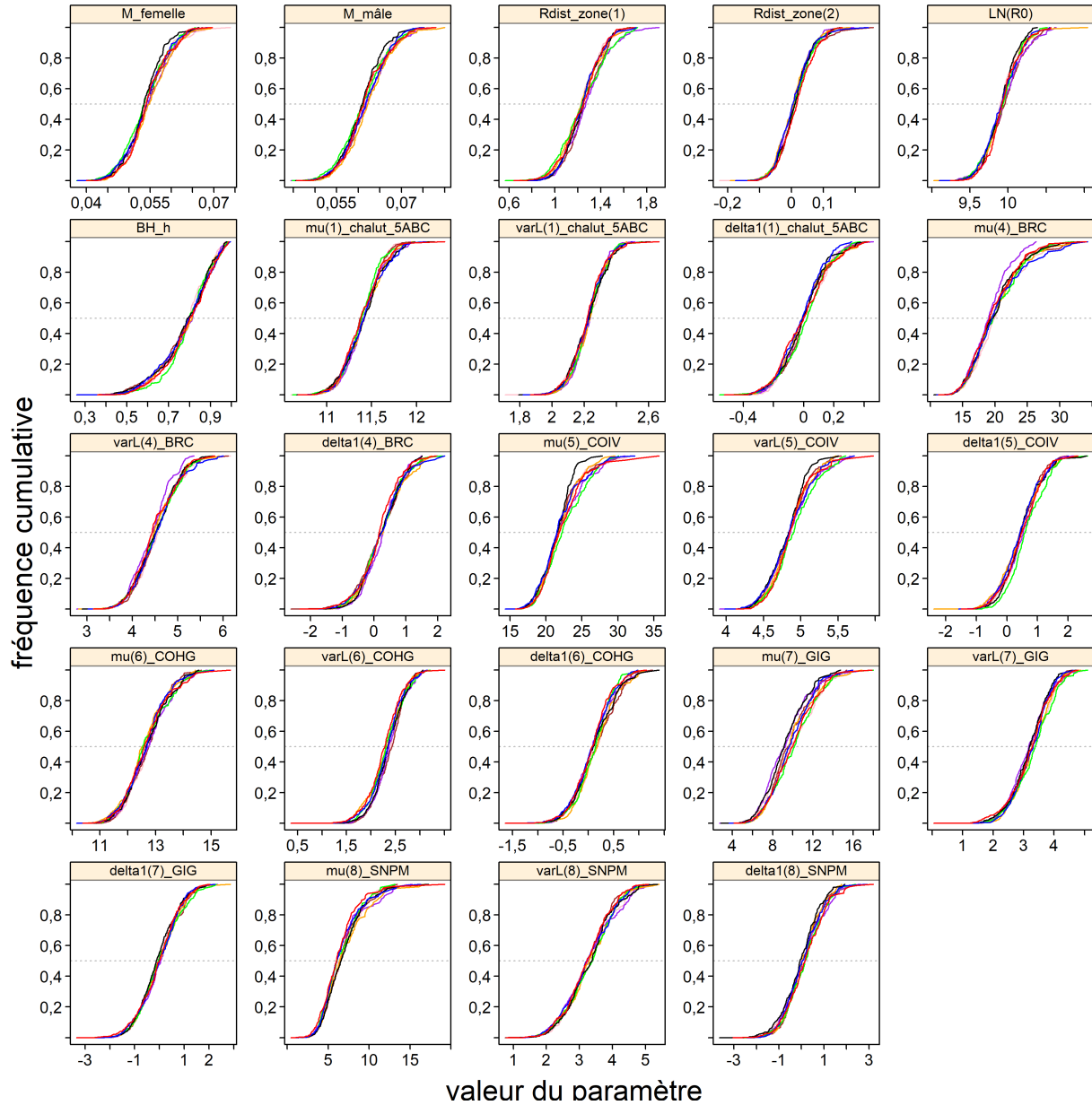


Figure F.26. Simulation de référence : tracé diagnostique obtenu en divisant la chaîne de 2000 échantillons de MCCM en huit segments (nombre initial de chaînes), et en superposant les distributions cumulatives des segments du premier au huitième, en utilisant les couleurs rose, brun, violet, orange, vert, noir, bleu et rouge.

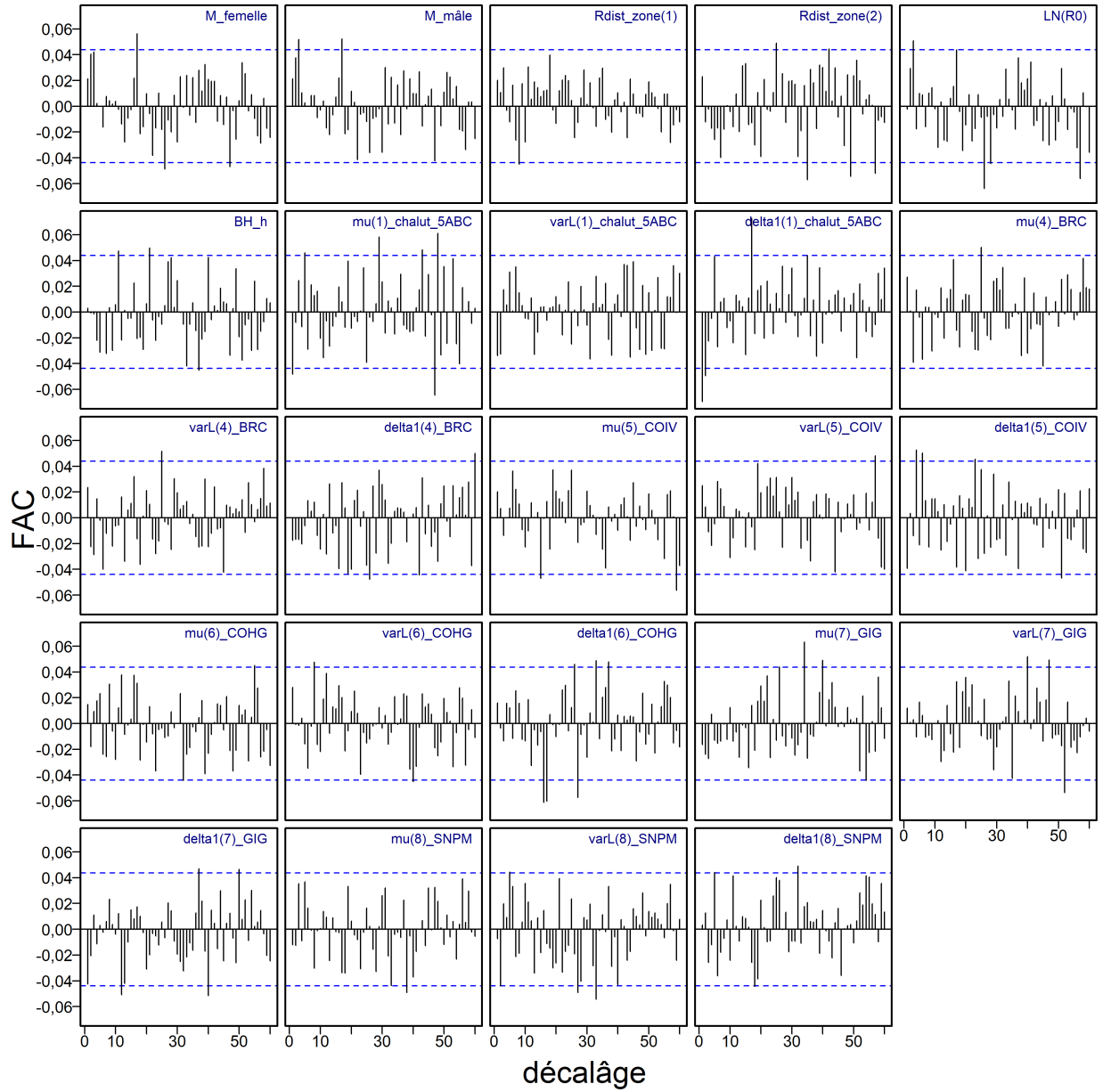
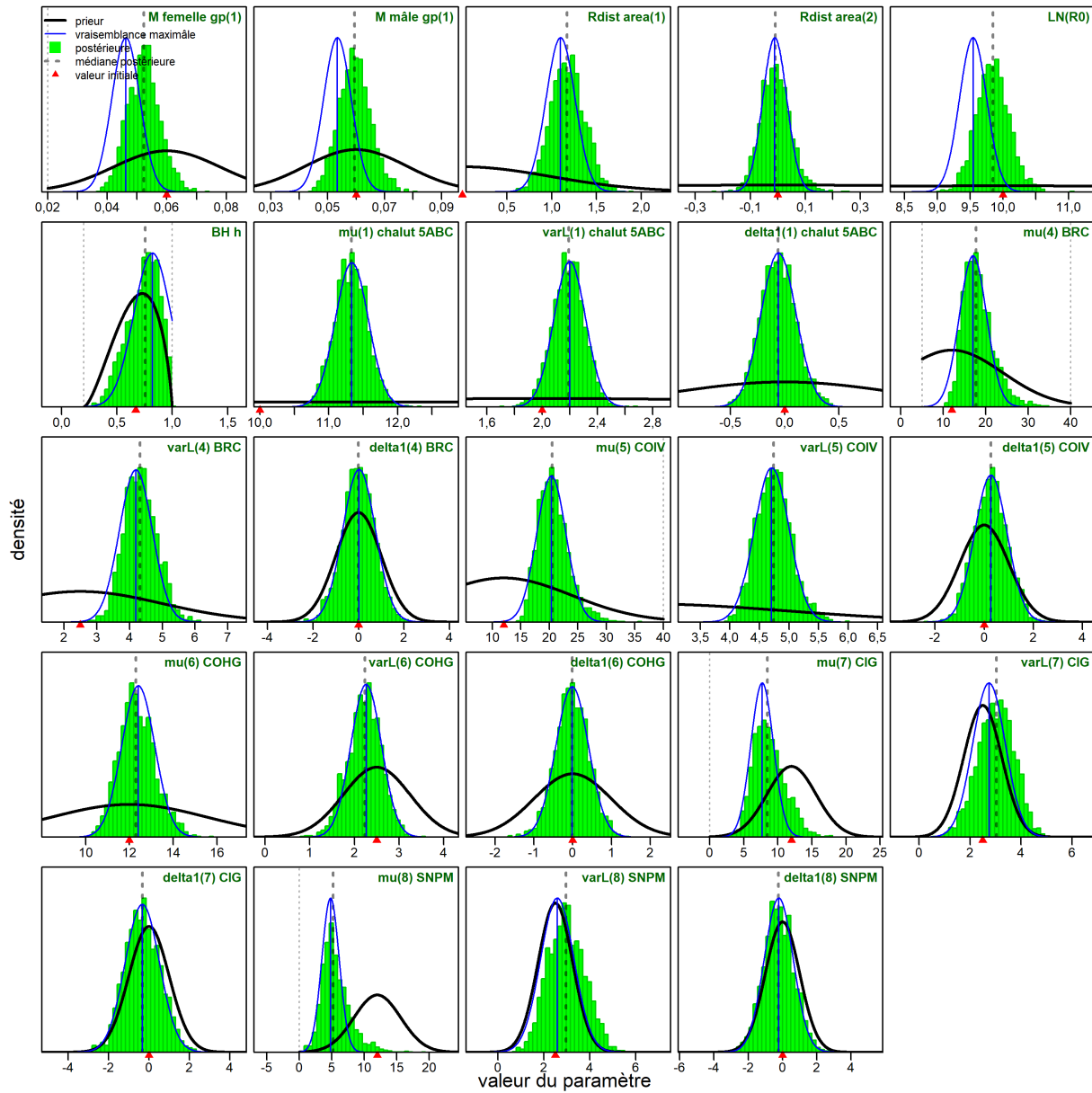


Figure F.27. Simulation de référence : graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés provenant des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

F.2.1.2.3. Modèle à zones multiples pour l'ensemble de la côte



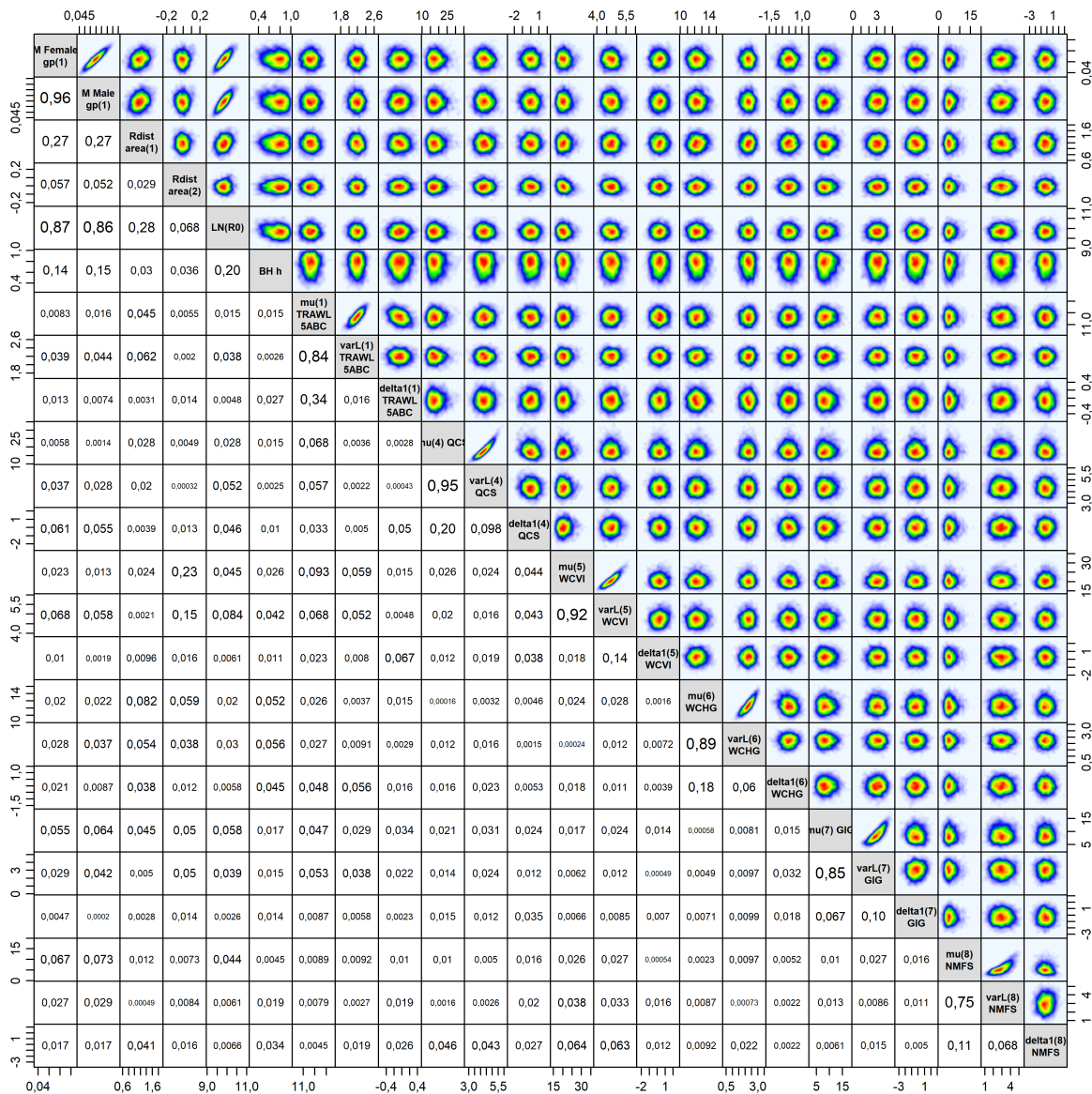


Figure F.29. Simulation de référence : tracé de densité de noyau de 2 000 échantillons du MCMC pour 24 paramètres. Les nombres dans les graphiques inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

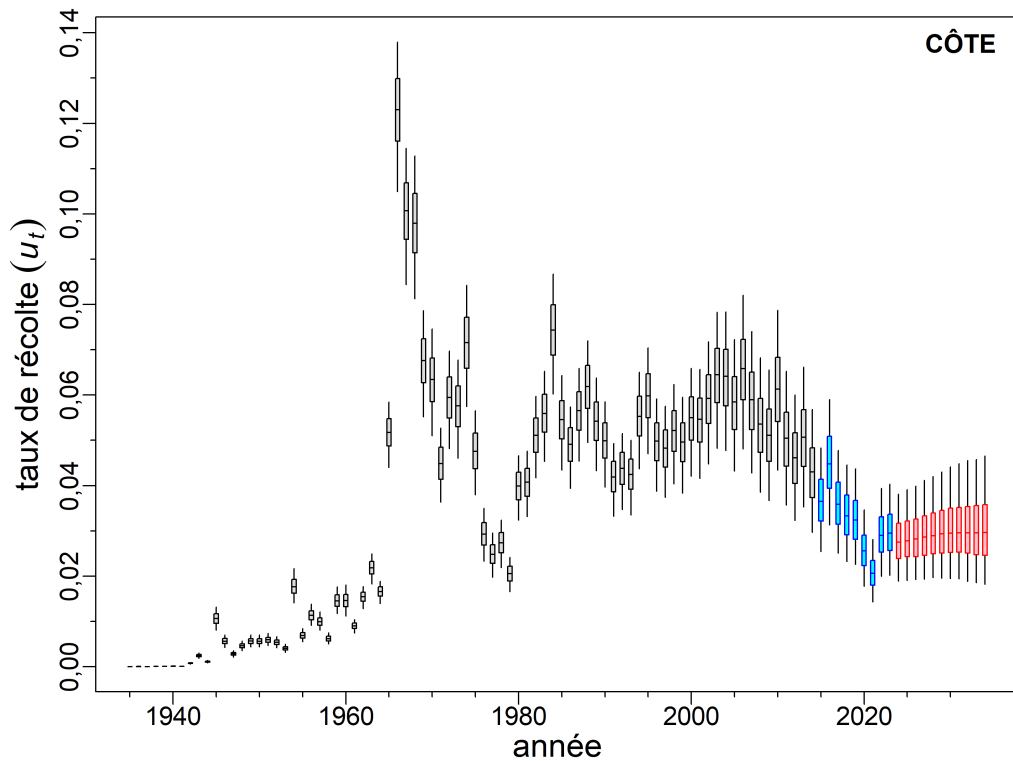
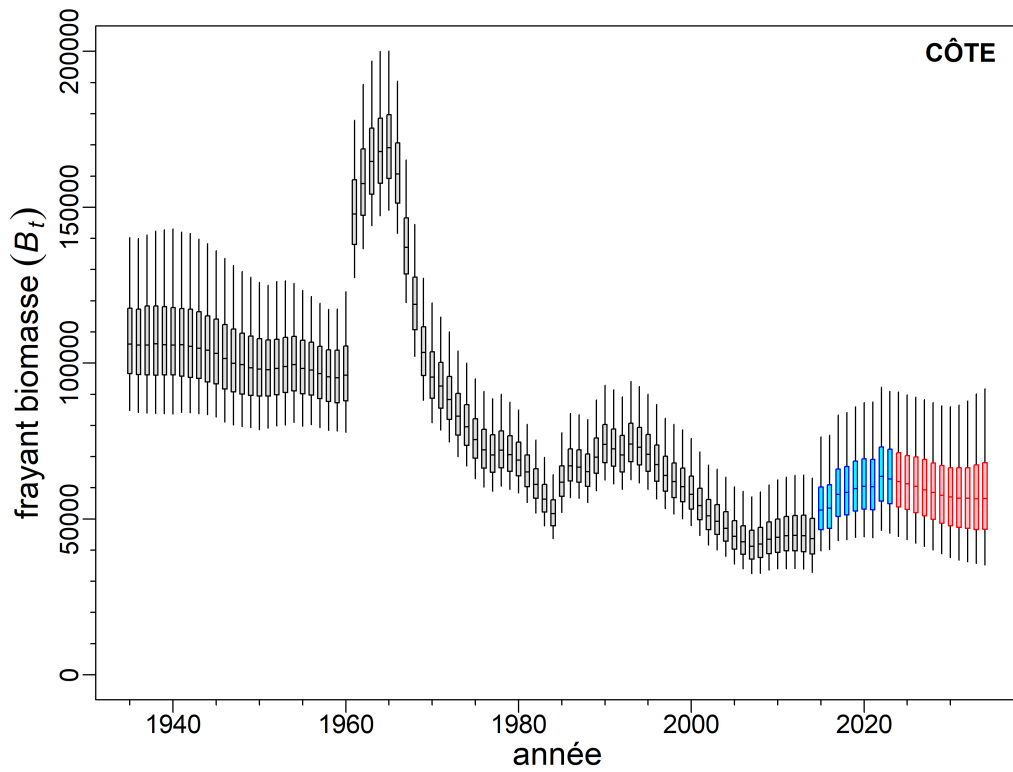


Figure F.30. Simulation de référence : distribution a posteriori marginale de la biomasse reproductrice femelle B_t (en haut) et taux d'exploitation u_t (en bas) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats de la méthode de MCCM.

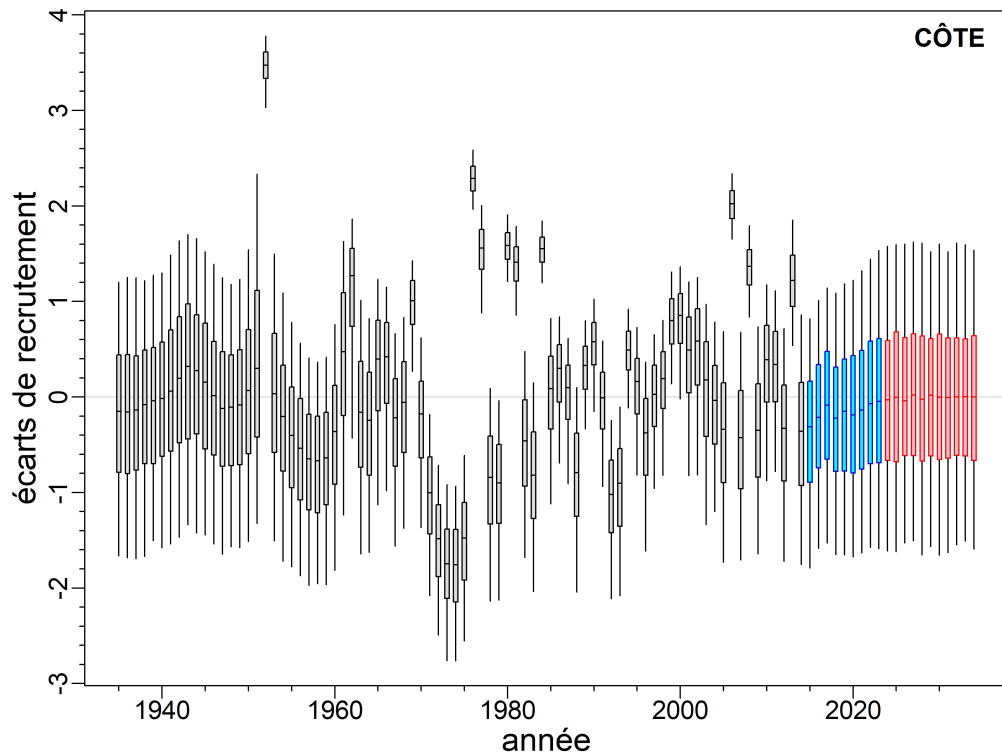
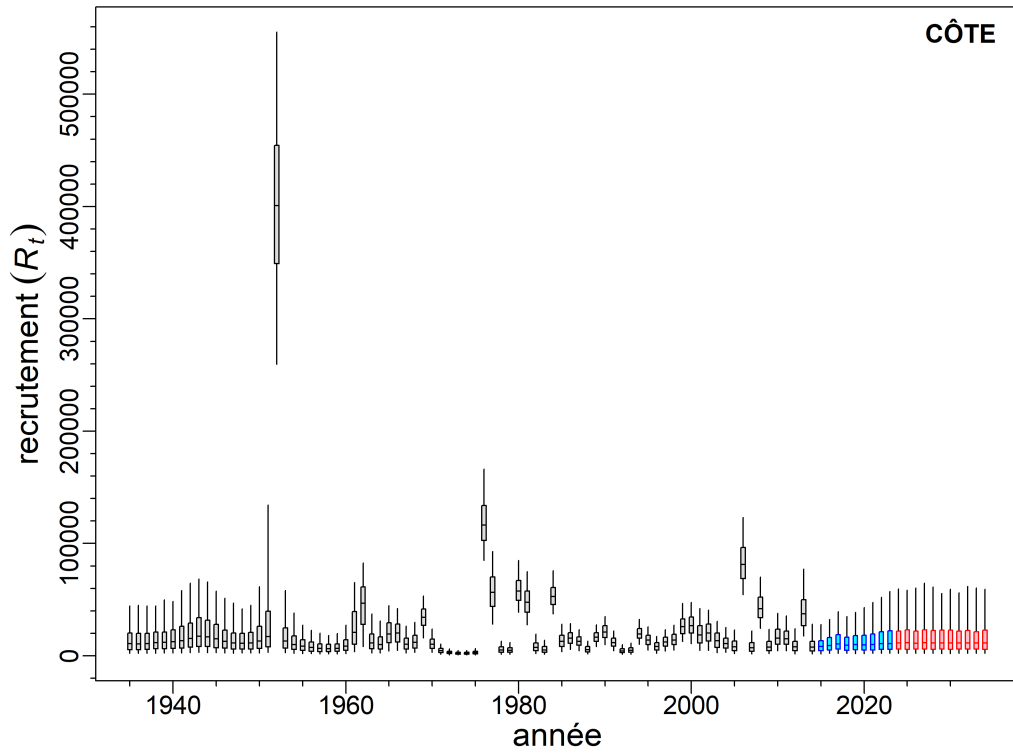


Figure F.31. Simulation de référence : distribution a posteriori marginale du recrutement chez 1 000 poissons de 0 an (en haut) et écarts de recrutement (en bas) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats de la méthode de MCCM.

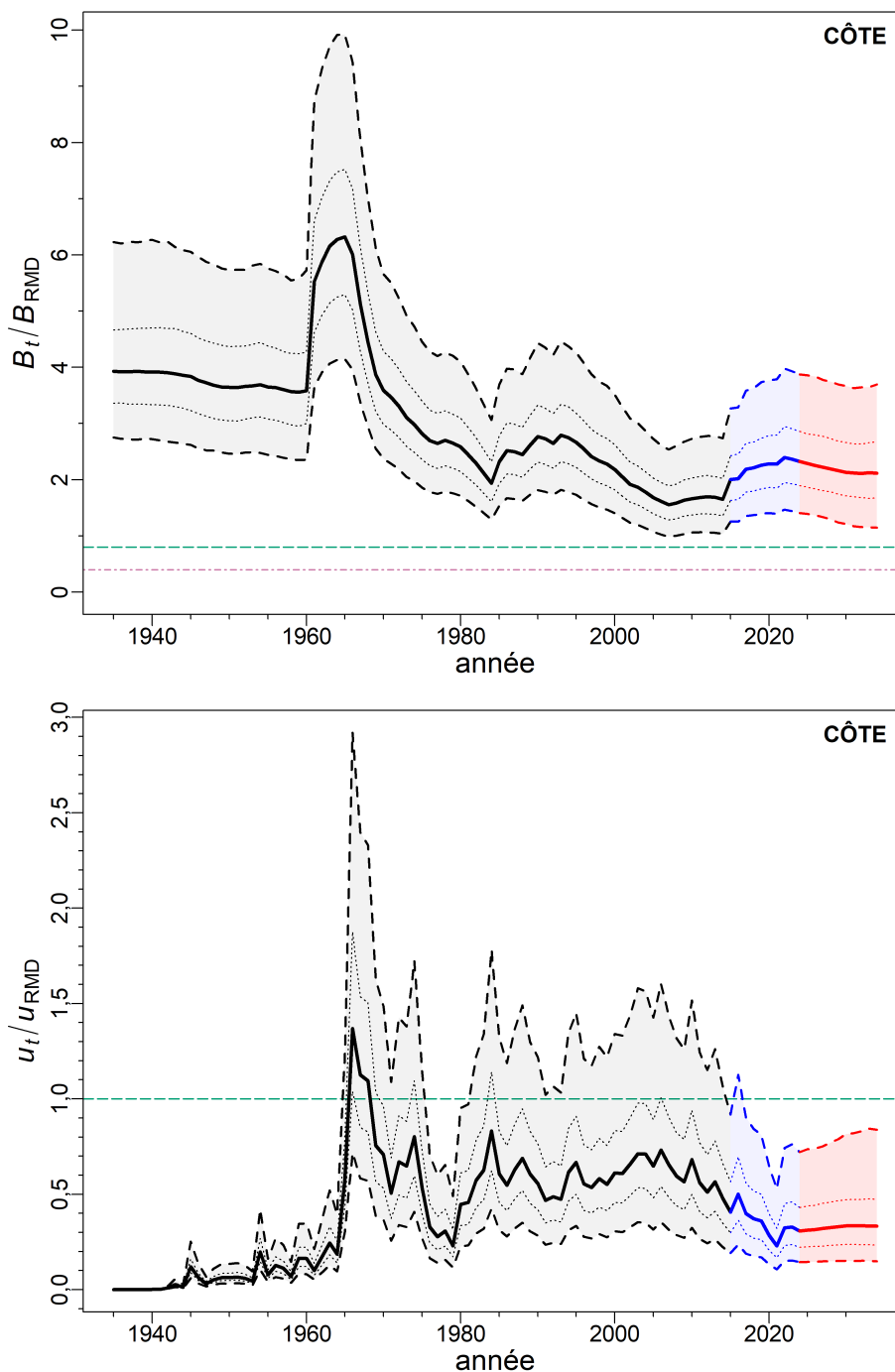


Figure F.32. Simulation de référence : estimation de la biomasse reproductrice B_t par rapport à la biomasse reproductrice au rendement maximal durable, B_{RMD} (en haut); estimation du taux d'exploitation u_t par rapport au taux d'exploitation au RMD, u_{RMD} (en bas). Les trajectoires médianes apparaissent comme des courbes pleines entourées d'enveloppes de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05, 0,95) en gris et délimitées par des lignes pointillées pour les années $t=1935-2024$; les quantités apparaissent en bleu clair pour la période d'écart de recrutement tardif et en rouge clair pour les années de projection $t=2025-2034$. L'intervalle de crédibilité à 50 % (quantiles : 0,25, 0,75) est délimité par des lignes pointillées. Les lignes horizontales pointillées indiquent le point de référence limite (PRL) et le point de référence supérieur (PRS) médians (en haut) et $l'_{u_{RMD}}$ (en bas).

F.2.1.2.4. Composantes des sous-zones sur toute la côte

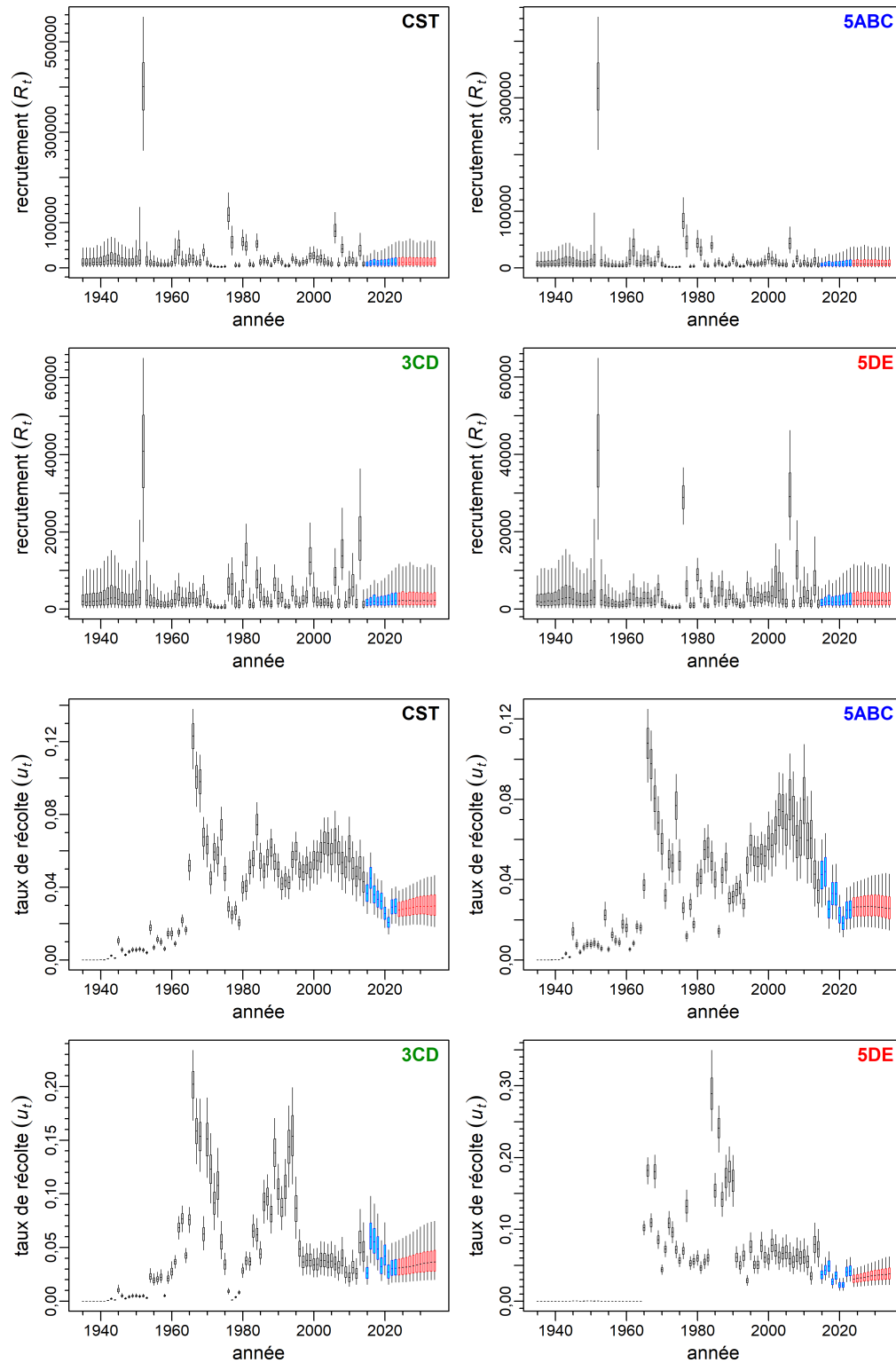


Figure F.33. Sous-zones de la simulation de référence : distribution a posteriori du recrutement (1 000 poissons de 0 an, en haut) et taux d'exploitation (en bas).

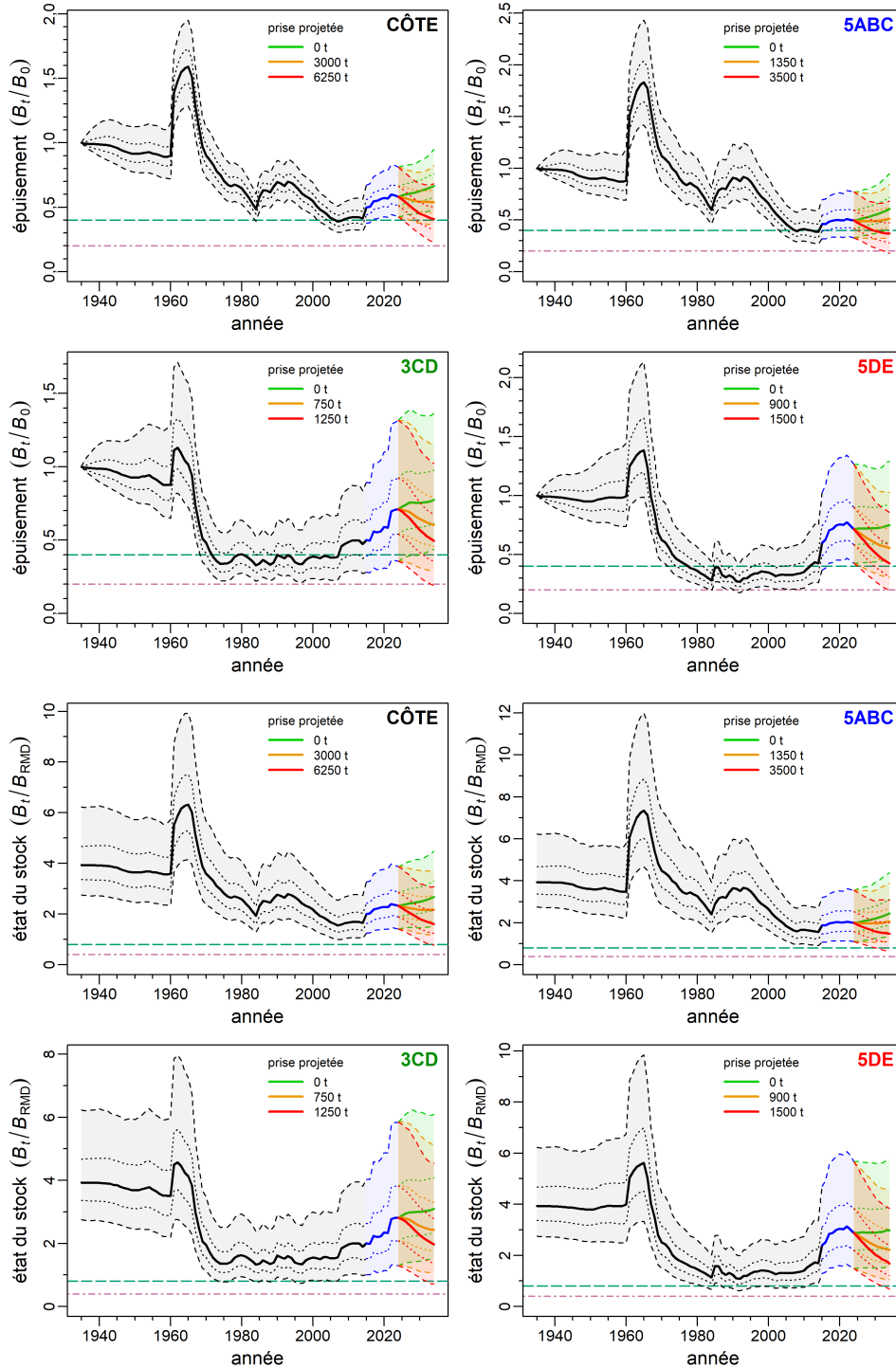


Figure F.34. Sous-zones de la simulation de référence : estimations de la biomasse reproductrice B_t par rapport à la B_0 (en haut) et à la B_{RMD} (en bas) des valeurs a posteriori des modèles. La trajectoire médiane de la biomasse apparaît comme une courbe pleine entourée d'une enveloppe de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05-0,95) en gris (principal) et en bleu (tardif) et délimitée par des lignes pointillées pour les années $t=1935:2024$; la biomasse prévue pour les années $t=2025:2034$ apparaît en vert pour des prises nulles, en orange pour des prises moyennes et en rouge pour des prises élevées. L'intervalle de crédibilité à 50 % (quantiles : 0,25-0,75) est délimité par des lignes pointillées. Les lignes horizontales pointillées indiquent $0,2B_0$ et $0,4B_0$ (en haut) et $0,4B_{RMD}$ et $0,8B_{RMD}$ (en bas).

F.2.1.2.5. État des stocks sur toute la côte

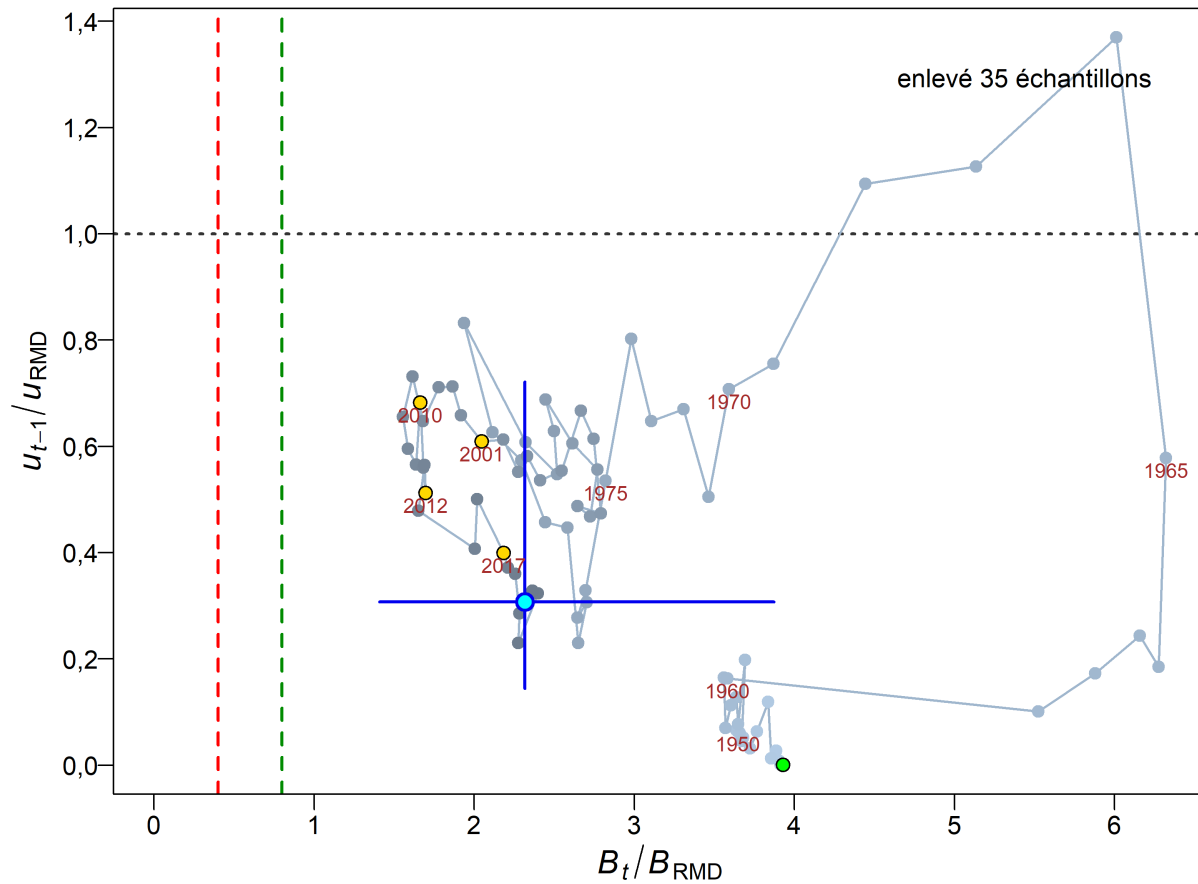


Figure F.35. Simulation de référence : diagramme de phase au fil du temps des médianes des rapports B_t/B_{RMD} (la biomasse reproductrice en année t par rapport à la B_{RMD}) et u_{t-1}/u_{RMD} (le taux d'exploitation de l'année $t - 1$ par rapport à u_{RMD}) pour les pêches combinées (chalut dans la zone 5ABC + chalut dans la zone 3CD + chalut dans la zone 5DE). Le cercle plein vert est l'année de début à l'équilibre (1935). Les années passent ensuite du gris pâle à des teintes plus foncées, et la dernière année (2024) 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. Les lignes tiretées verticales rouges et vertes indiquent la limite selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock (0,4, 0,8 B_{RMD}); la ligne pointillée horizontale grise représente u au RMD.

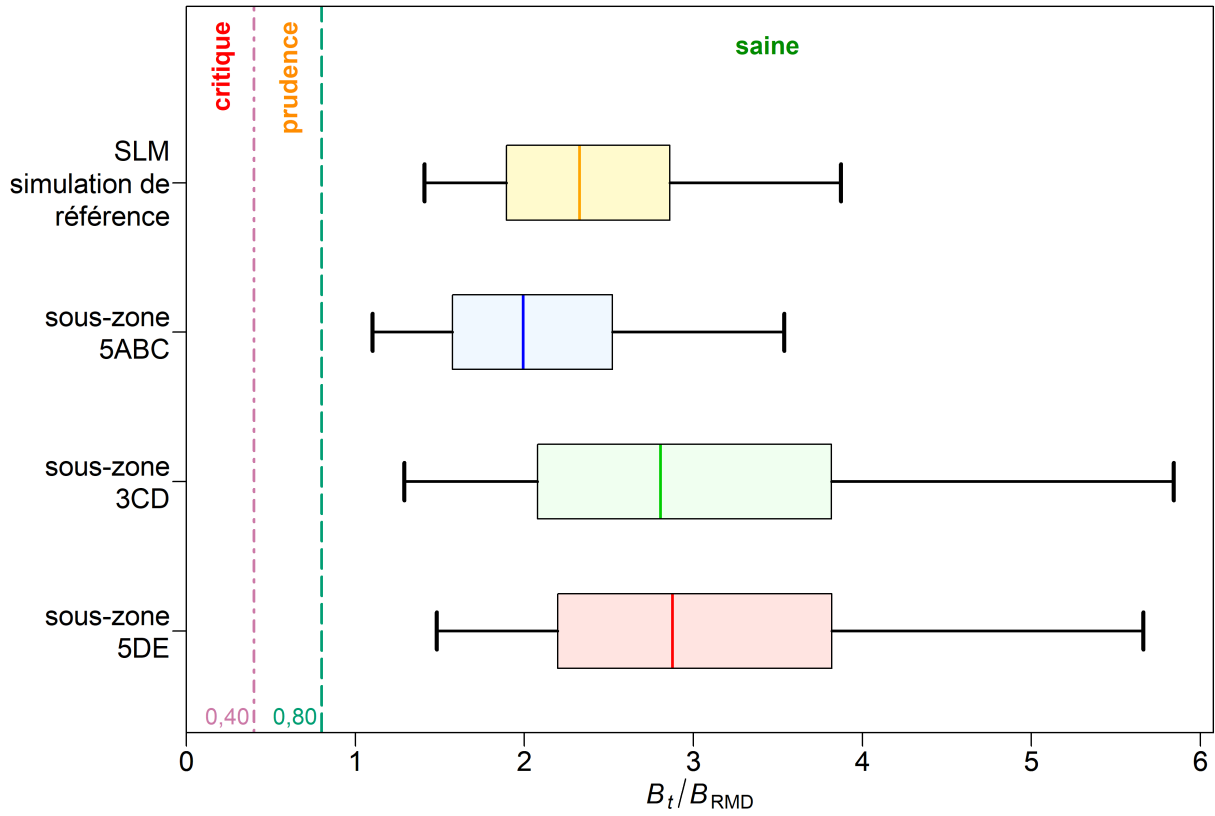


Figure F.36. Simulation de référence : état du stock au début de 2024 par rapport aux points de référence de l'AP de $0,4B_{RMD}$ et de $0,8B_{RMD}$ pour la simulation de référence. Les diagrammes de quantiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la distribution a posteriori générée par la méthode de MCCM.

F.2.2. Modèles à zone unique

Les modèles à zone unique ont été adaptés aux données propres aux zones 5ABC (bassin de la Reine Charlotte, BRC), 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver, COIV) et 5DE (côte ouest de Haida Gwaii, COHG et entrée Dixon), en utilisant les mêmes hypothèses que celles du modèle à zones multiples (p. ex., ajustement multinomial des fréquences selon l'âge et repondération de l'âge moyen de Francis) et traiter chaque zone comme un stock indépendant. Ces modèles individuels fournissent un lien direct vers les modèles à zone unique qui ont été utilisés pour évaluer ces zones de stock dans les itérations précédentes de l'évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire de la Colombie-Britannique (5ABC : Haigh et coll. 2018; 3CD : Edwards et coll. 2014a; 5DE : Edwards et coll. 2014b). De plus, ils ont été utilisés pour valider les résultats des sous-zones du modèle à zones multiples décrit à la section F.2..

F.2.2.1. Zone 1 – 5ABC

Les ajustements des deux séries de relevés dans la zone 5ABC étaient bons, la biomasse diminuant de 1967 à 1977 (relevé historique du GIG) et continuant de diminuer de 2003 à 2013 avant d'augmenter jusqu'en 2021 (relevé synoptique du BRC; figure F.37). La sélectivité a montré que la pêche a capturé des poissons pas encore matures âgés de plus de neuf ans (figure F.37). Le relevé synoptique du BRC n'a permis de capturer aucun poisson pas encore mature, tandis que le relevé historique du GIG a capturé des poissons pas encore matures jusqu'à 15 ans d'âge. Les données rajustées sur la FA provenant de la pêche commerciale étaient semblables aux données obtenues par le modèle à zones multiples, avec peu de résidus importants et aucune tendance forte dans les résidus (figure F.38). L'épuisement de la biomasse reproductrice est demeuré à $0,4B_0$ ou juste au-dessus de ce niveau à partir de 2005 (figure F.39), ce qui a également été observé par le modèle à zones multiples (figure F.34). Des événements de recrutement dignes de mention dans la zone 5ABC se sont produits en 1952, 1976-1977, 1980-1981, 1984 et 2006 (figure F.40), les mêmes événements ayant été relevés dans le modèle à zones multiples (figure F.33).

Une analyse rétrospective a montré que la reconstitution de la biomasse reproductrice dans la zone 5ABC n'a pas beaucoup changé après le retrait séquentiel de 13 années de données remontant à 2010 (figure F.41). De même, le retrait des données n'a révélé aucune grande surprise dans les ajustements apportés à la série d'indices synoptiques du BRC. Cette analyse rétrospective n'a pas modifié de façon importante l'ajustement de la série d'indices du relevé synoptique du BRC et n'a pas révélé de problèmes sous-jacents dans le modèle de la zone 5ABC, tous les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

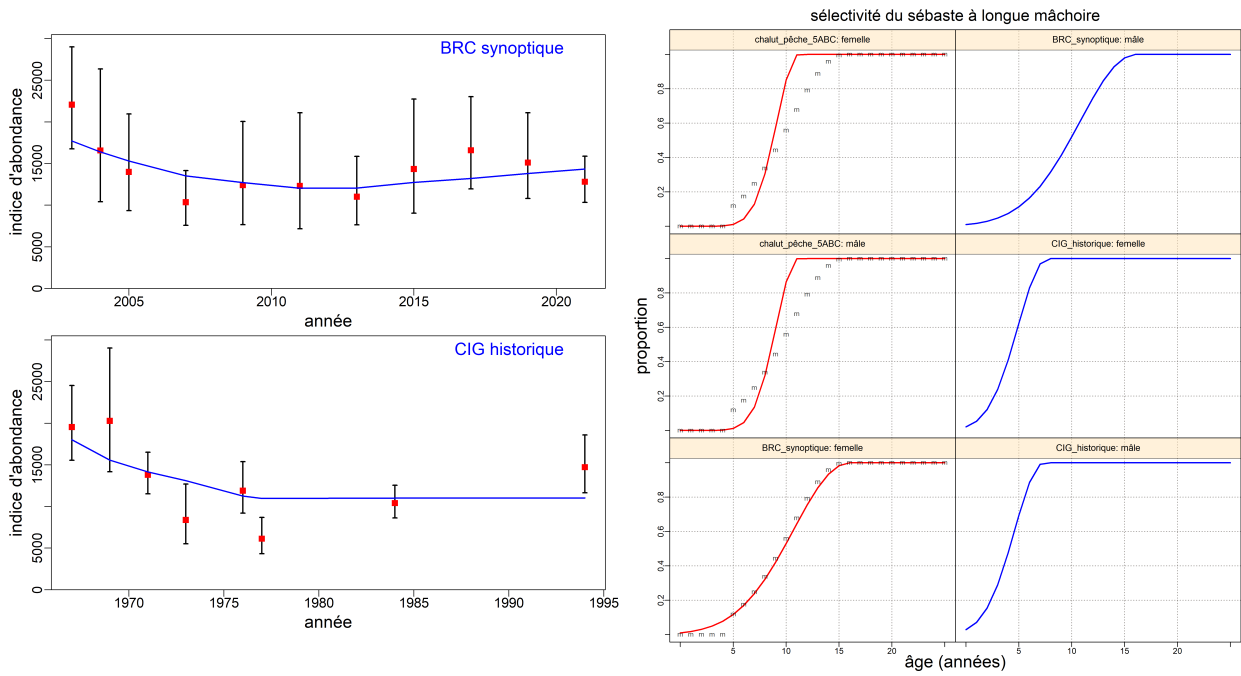
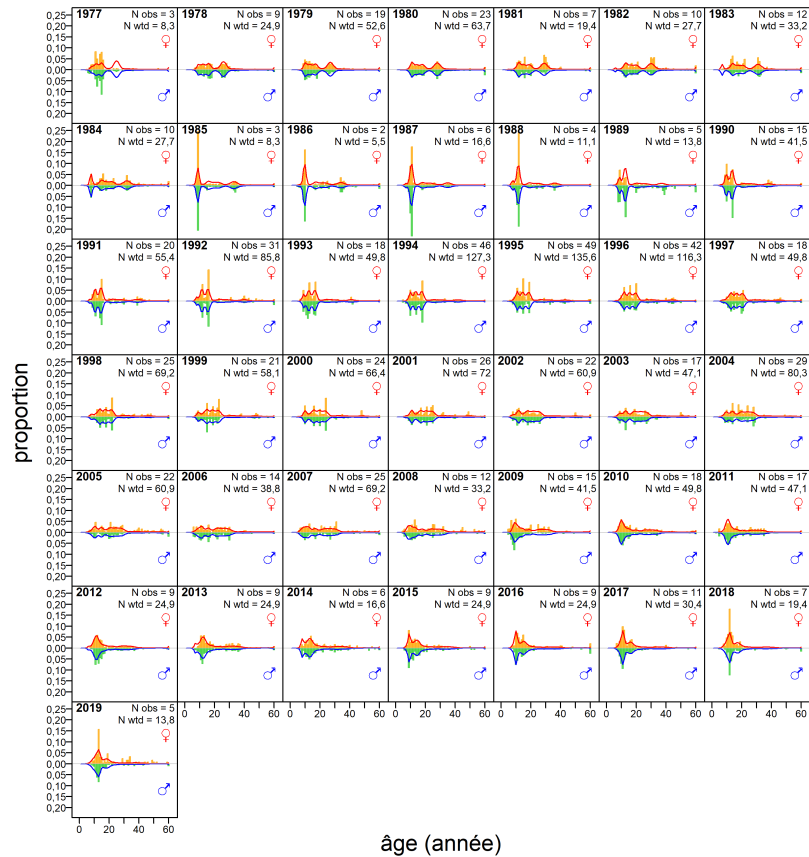


Figure F.37. Modèle à zone unique pour la zone 5ABC : valeurs de l'indice de relevé (points) avec intervalles de confiance (barres) à 95 % et ajustement du modèle de mode de la distribution postérieure (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche (à gauche); sélectivité pour les prises et les relevés de la flotte commerciale, avec l'ogive de maturité des femelles indiquée par « m » (à droite).



chalut pêche 5ABC (femelle à gauche, mâle à droite)

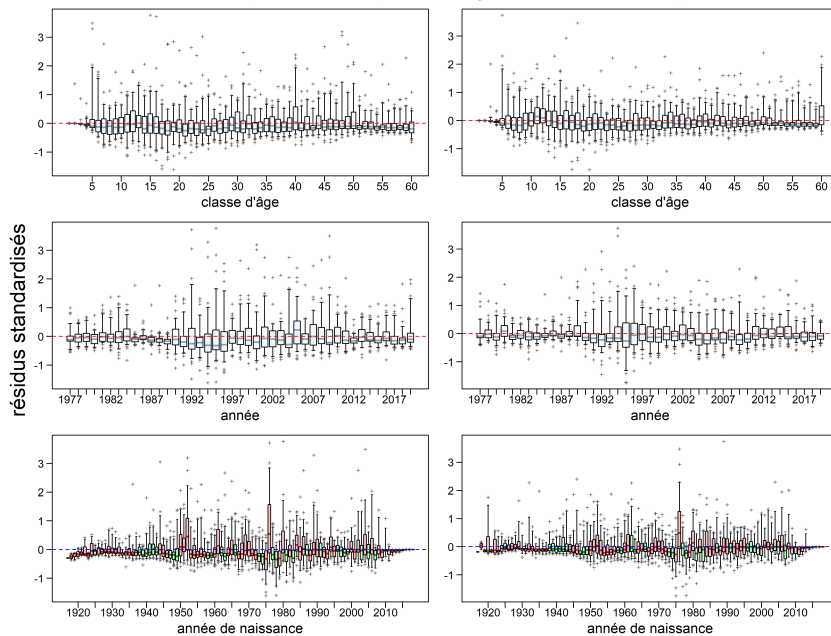


Figure F.38. Modèle à zone unique pour la zone 5ABC : ajustement du modèle (en haut) et résidus d'ajustement du modèle (en bas) pour les données sur la proportion selon l'âge de la pêche commerciale. Voir les légendes des figures F.4 et F.5 pour plus de précisions.

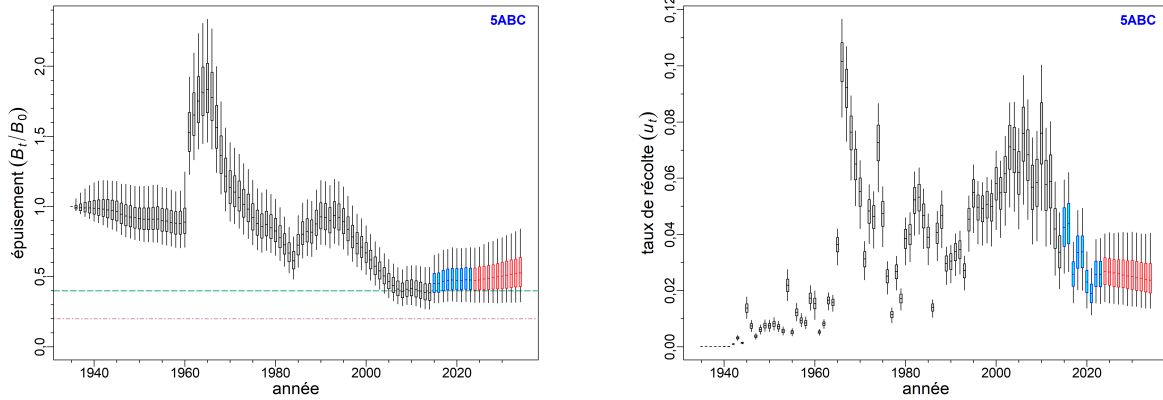


Figure F.39. Modèle à zone unique pour la zone 5ABC : distribution a posteriori marginale de l'épuisement de la biomasse reproductrice (B_t/B_0 , à gauche) et du taux d'exploitation (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCCM.

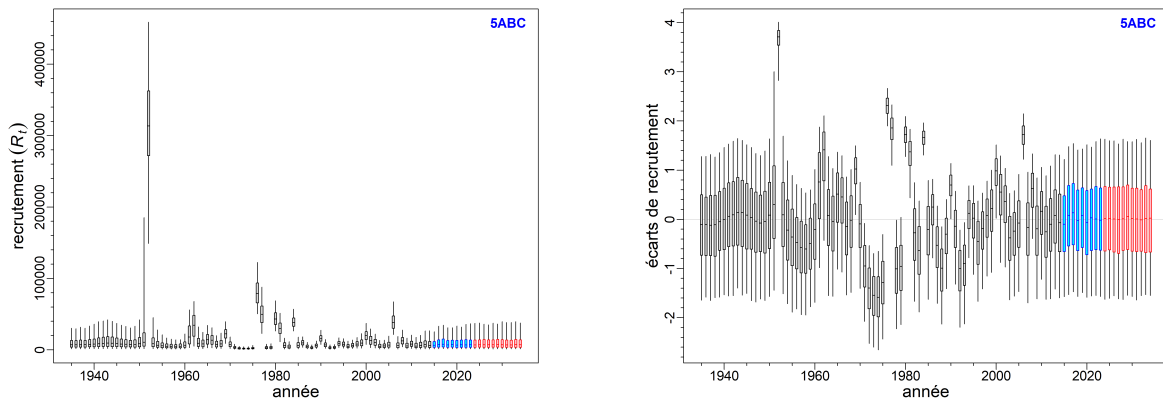


Figure F.40. Modèle à zone unique pour la zone 5ABC : distribution a posteriori marginale du recrutement (milliers de poissons de 0 an, à gauche) et écarts de recrutement (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCCM.

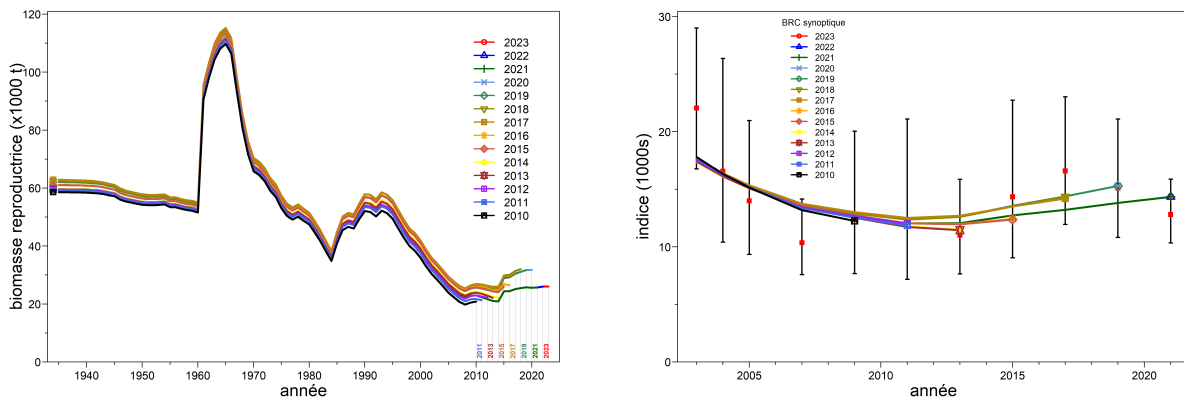


Figure F.41. Modèle à zone unique pour la zone 5ABC : analyse rétrospective montrant les résultats pour les ajustements de la biomasse du stock reproducteur (à gauche) et l'indice du relevé synoptique du BRC (à droite).

F.2.2.2. Zone 2 – 3CD

Les valeurs d'ajustement pour les trois séries de relevés de la zone 3CD étaient moyennes, avec une biomasse soit stable (relevé synoptique de la COIV, relevé triennal SNPM) ou en baisse (relevé historique de la COIV; figure F.42, panneau de gauche). La sélectivité commerciale a montré que la pêche a capturé des poissons pas encore matures âgés de plus de huit ans (figure F.42, panneau de droite). Le relevé synoptique de la COIV n'a capturé aucun poisson pas encore mature, tandis que le relevé triennal du SNPM a révélé une pleine sélectivité du sébaste à longue mâchoire à l'âge 5. La sélectivité du relevé historique de la COIV a été liée à celle du relevé synoptique de la COIV. Les ajustements aux données sur la FA de la pêche commerciale dans la zone 3CD semblaient meilleurs que celles obtenues par le modèle à zones multiples, avec moins de résidus importants et aucune tendance forte dans les résidus, ce qui indique que la sélectivité utilisée dans la zone 5ABC pour ces données dans la simulation de référence n'était pas optimale (figure F.43). L'épuisement de la biomasse reproductrice est demeuré entre $0,2B_0$ et $0,4B_0$ entre 1970 et 2005 environ, après quoi il est passé à environ $0,4B_0$ (figure F.44). Cette tendance pour la trajectoire de la biomasse dans la zone 3CD a également été observée par le modèle à zones multiples (figure F.34). Cependant, la biomasse reproductrice dans la zone 3CD s'est améliorée davantage à partir de 2010 dans le modèle à zones multiples que dans le modèle à zone unique (médiane $B_{2024}/B_0 = 0,44$ pour le modèle à zone unique comparativement à 0,71 pour la sous zone 3CD du modèle à zone multiple). De fortes activités de recrutement ont eu lieu dans la zone 3CD en 1981, en 1999, en 2008 et en 2013 (figure F.45), les mêmes événements ayant été relevés dans le modèle à zones multiples pour la zone 3CD (figure F.33); cependant, cette dernière analyse a également révélé un bon recrutement en 1952, lequel a été emprunté aux données des zones 5ABC et 5DE.

Une analyse rétrospective a montré que la reconstitution de la biomasse reproductrice dans la zone 3CD n'a pas beaucoup changé après le retrait séquentiel de 13 années de données remontant à 2010 (figure F.46). Il y a eu une forte augmentation de la biomasse en 2014 et en 2015, en raison d'une importante valeur de l'indice de relevé de la COIV observée en 2014. Cette analyse rétrospective n'a révélé aucun problème sous-jacent dans le modèle de la zone 3CD, les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

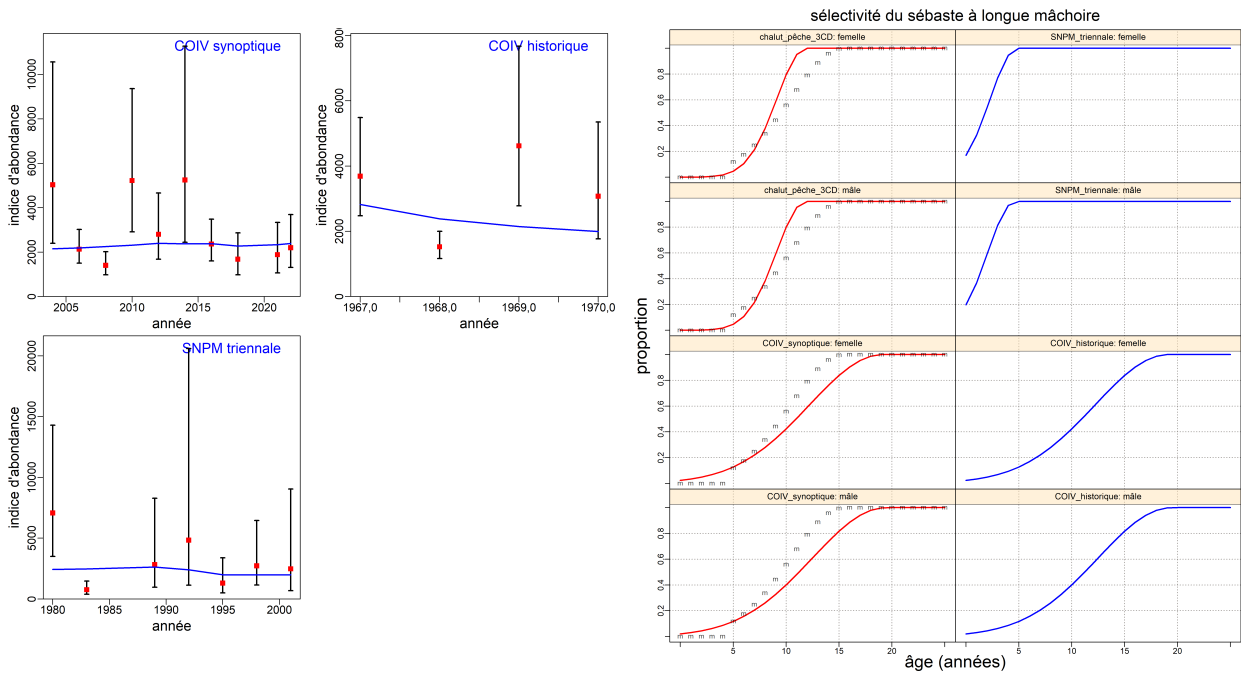
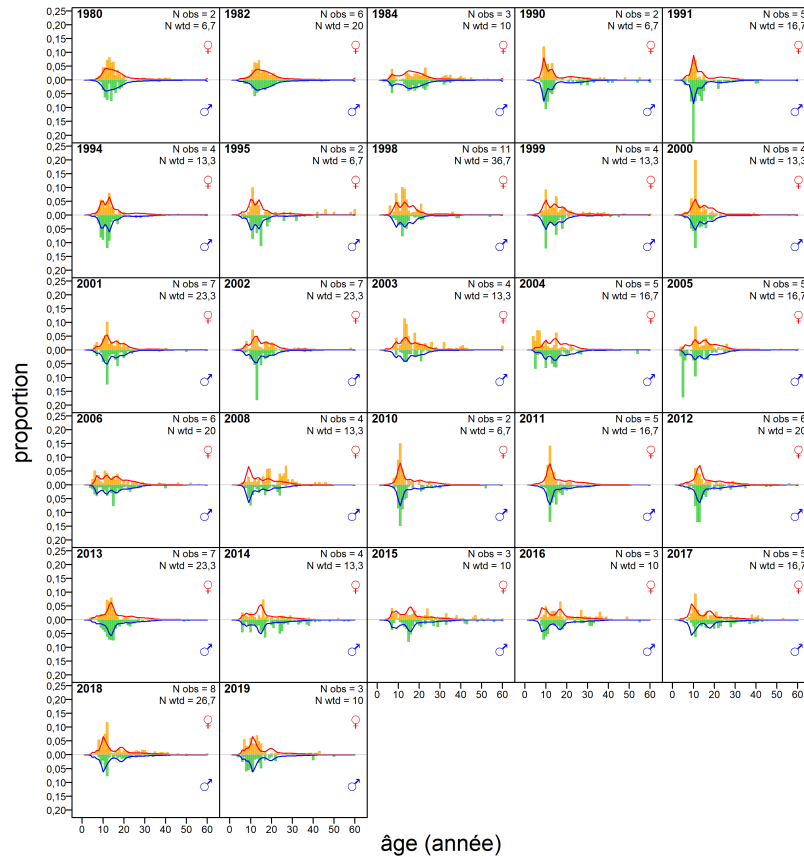


Figure F.42. Modèle à zone unique pour la zone 3CD : valeurs de l'indice de relevé (points) avec intervalles de confiance (barres) à 95 % et ajustement du modèle de mode de la distribution postérieure (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche (à gauche); sélectivités pour les prises et les relevés de la flotte commerciale, avec l'ogive de maturité des femelles indiquée par « m » (à droite).



chalut pêche 3CD (femelle à gauche, mâle à droite)

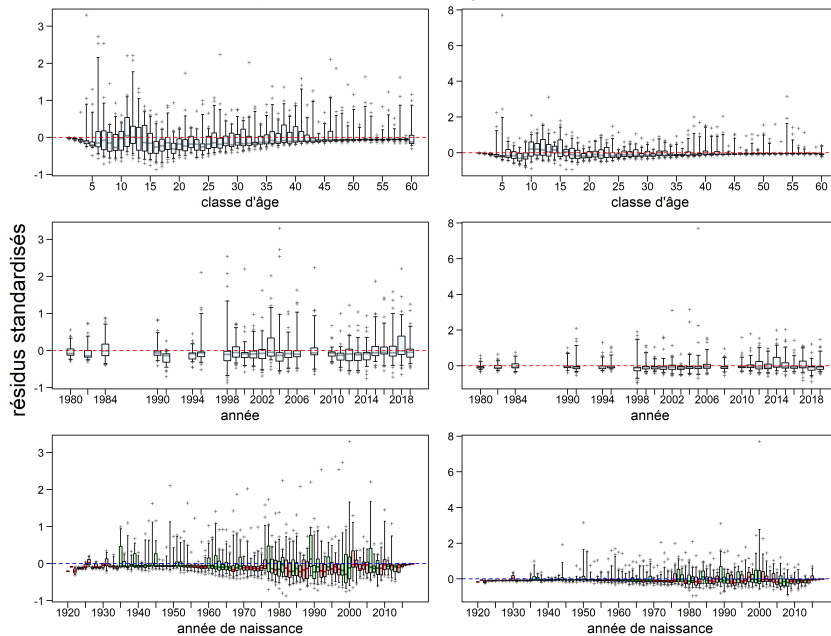


Figure F.43. Modèle à zone unique pour la zone 3CD : ajustement du modèle (en haut) et résidus d'ajustement du modèle (en bas) pour les données sur la proportion selon l'âge de la pêche commerciale. Voir les légendes des figures F.4 et F.5 pour plus de précisions.

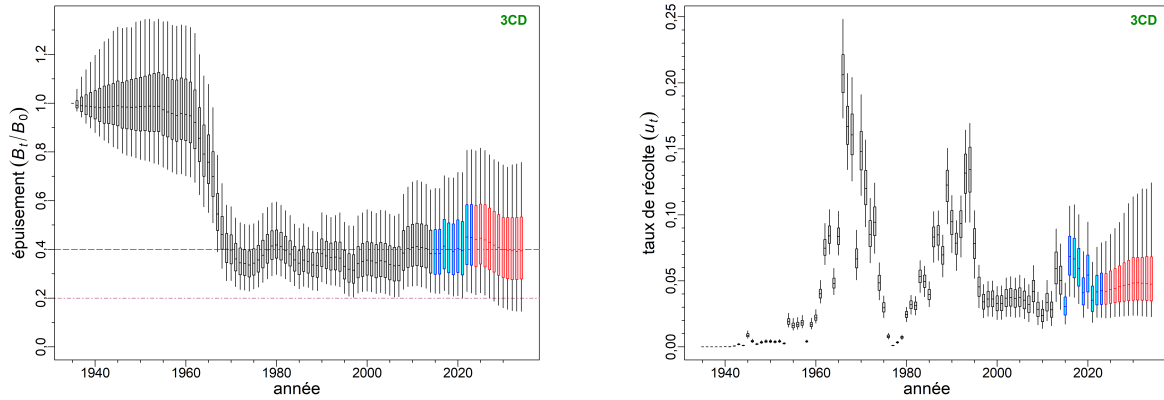


Figure F.44. Modèle à zone unique pour la zone 3CD : distribution a posteriori marginale de l'épuisement de la biomasse reproductrice (B_t/B_0 , à gauche) et du taux d'exploitation (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCMC.

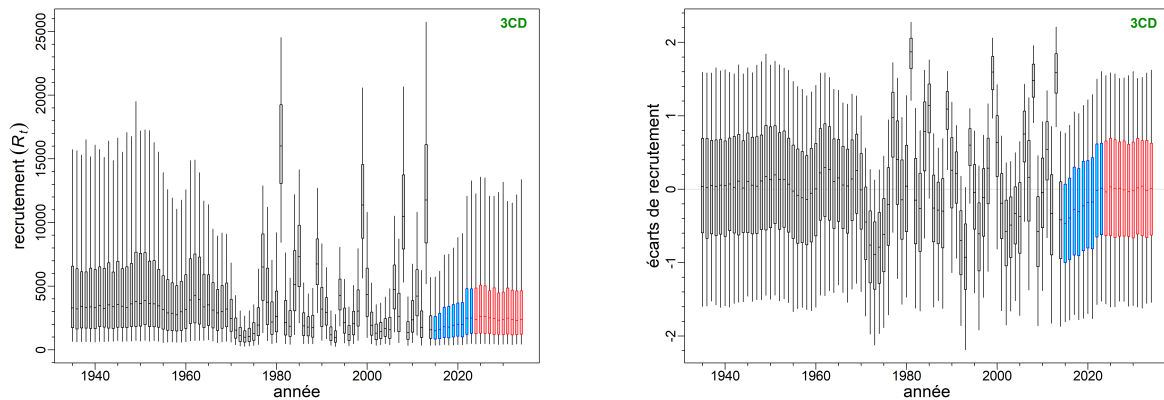


Figure F.45. Modèle à zone unique pour la zone 3CD : distribution a posteriori marginale du recrutement (milliers de poissons de 0 an, à gauche) et écarts de recrutement (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCMC.

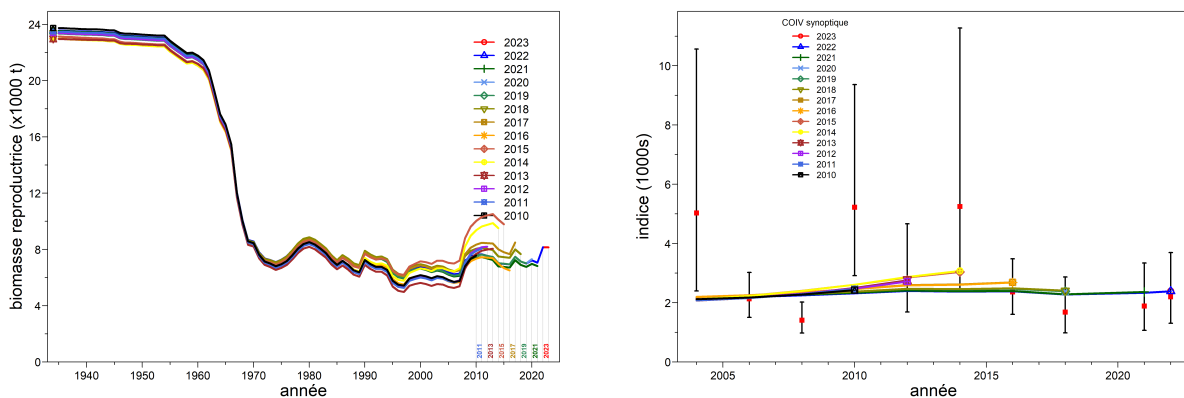


Figure F.46. Modèle à zone unique pour la zone 3CD : analyse rétrospective montrant les résultats pour les ajustements de la biomasse du stock reproducteur (à gauche) et l'indice du relevé synoptique de la COIV (à droite).

F.2.2.3. Zone 3 – 5DE

Les ajustements aux indices du relevé synoptique de la COHG étaient bons, l'ajustement s'étant amélioré par rapport à l'ajustement équivalent par la sous-zone 5DE dans le modèle à zones multiples (figure F.47). La sélectivité a montré que la pêche a capturé des poissons pas encore matures âgés de plus de neuf ans (figure F.42). Le relevé synoptique de la COHG a permis de capturer des poissons pas encore matures de plus de 11 ans. Les ajustements apportés aux données sur la FA (figure F.48) étaient semblables à ceux observés pour le modèle de la sous-zone 5DE, avec peu de résidus normalisés aberrants. Le graphique de l'épuisement (B_t/B_0) montre que le stock est descendu encore plus bas dans la zone, entre 0,2 et 0,4 B_0 , que le modèle à zone unique pour la zone 3CD (au cours de la période allant de la fin des années 1960 à près de 2015) (figure F.34, panneau de gauche). L'évaluation du stock de référence à zone unique pour la zone 5DE a indiqué qu'il y avait une faible probabilité (probablement moins de 5 %) que ce stock se trouve dans la zone de prudence du milieu des années 1980 au milieu des années 1990 (figure 13, panneau de droite).

Une analyse rétrospective a montré que la reconstruction de la biomasse reproductrice dans la zone 5DE est passée de pessimiste au cours des premières années (2010-2015) à une perspective de plus en plus optimiste, les années successives de valeurs d'indice plus élevées du relevé de la COHG ayant été ajoutées au modèle (figure F.51). Cette analyse rétrospective n'a révélé aucun problème sous-jacent dans le modèle de la zone 5DE, les changements d'une année à l'autre étant expliqués par l'introduction de nouveaux renseignements dans le modèle.

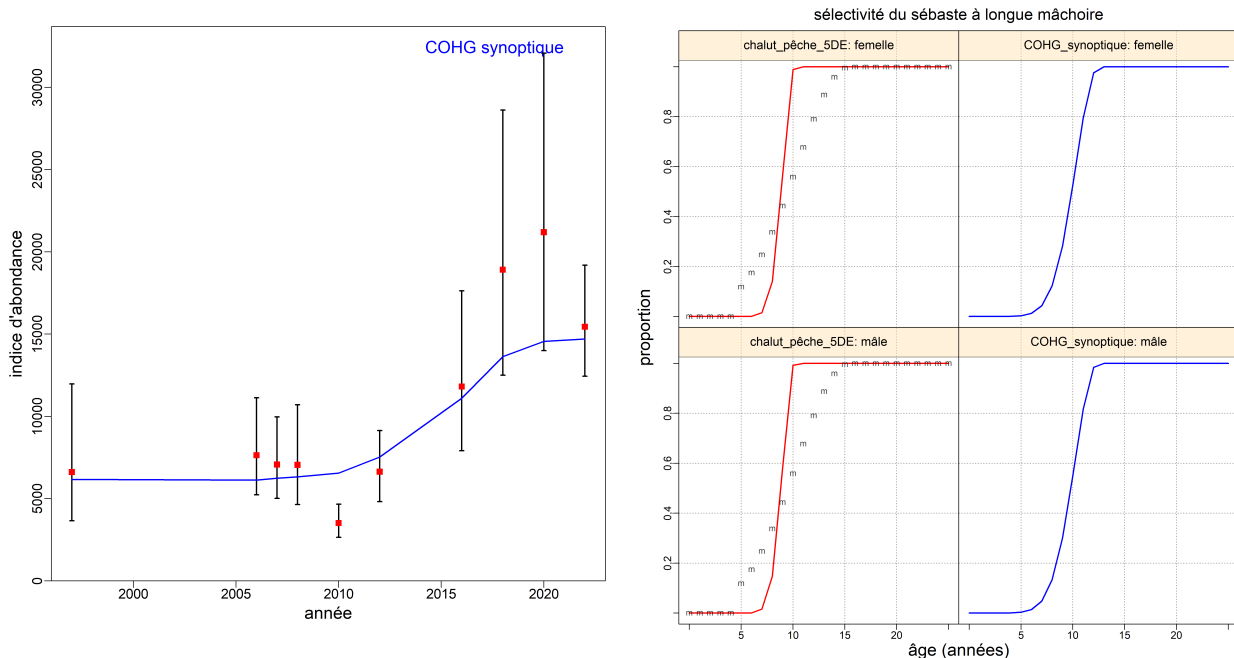
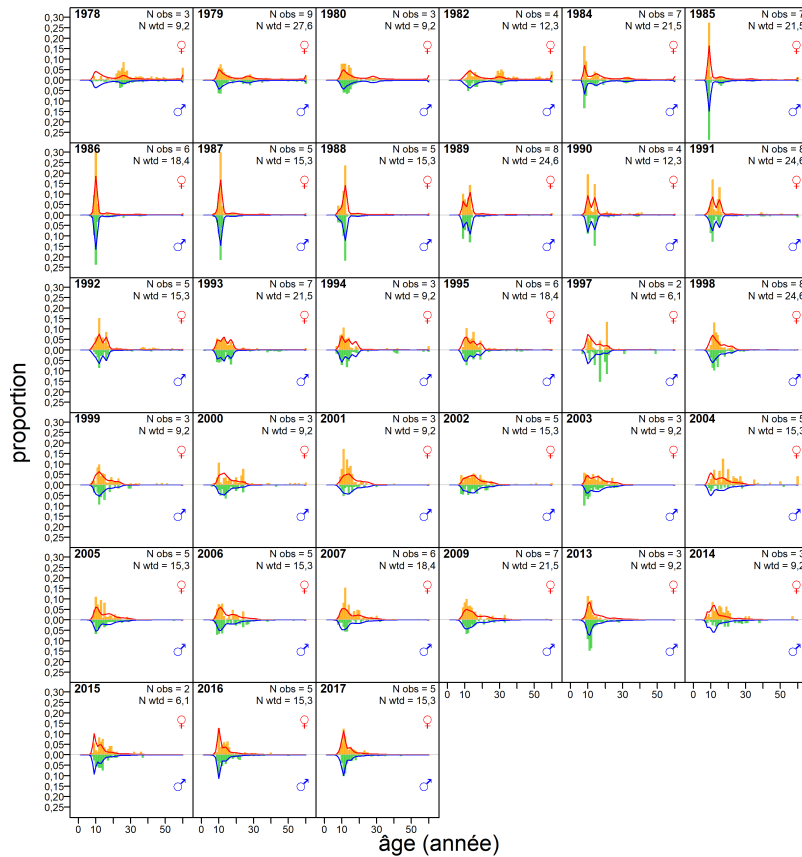


Figure F.47. Modèle à zone unique pour la zone 5DE : valeurs de l'indice de relevé (points) avec intervalles de confiance (barres) à 95 % et ajustement du modèle de mode de la distribution postérieure (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche (à gauche); sélectivité pour les prises et les relevés de la flotte commerciale, avec l'ogive de maturité des femelles indiquée par « m » (à droite).



chalut pêche 5DE (femelle à gauche, mâle à droite)

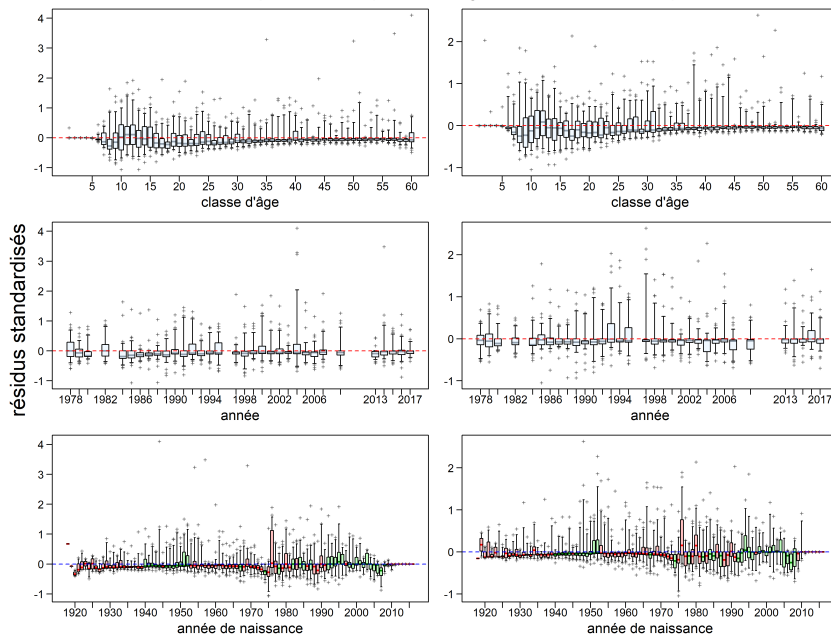


Figure F.48. Modèle à zone unique pour la zone 5DE : ajustement du modèle (en haut) et résidus d'ajustement du modèle (en bas) pour les données sur la proportion selon l'âge de la pêche commerciale. Voir les légendes des figures F.4 et F.5 pour plus de précisions.

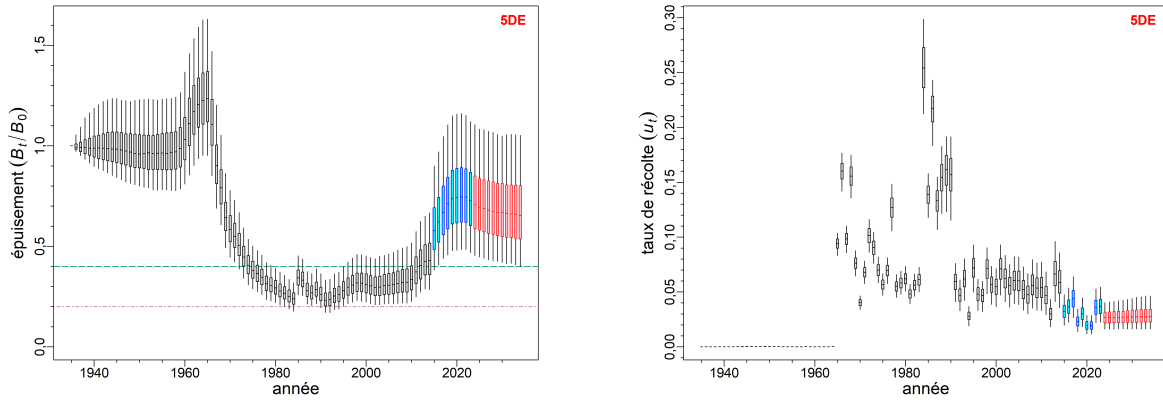


Figure F.49. Modèle à zone unique pour la zone 5DE : distribution a posteriori marginale de l'épuisement de la biomasse reproductrice (B_t/B_0 , à gauche) et du taux d'exploitation (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCMC.

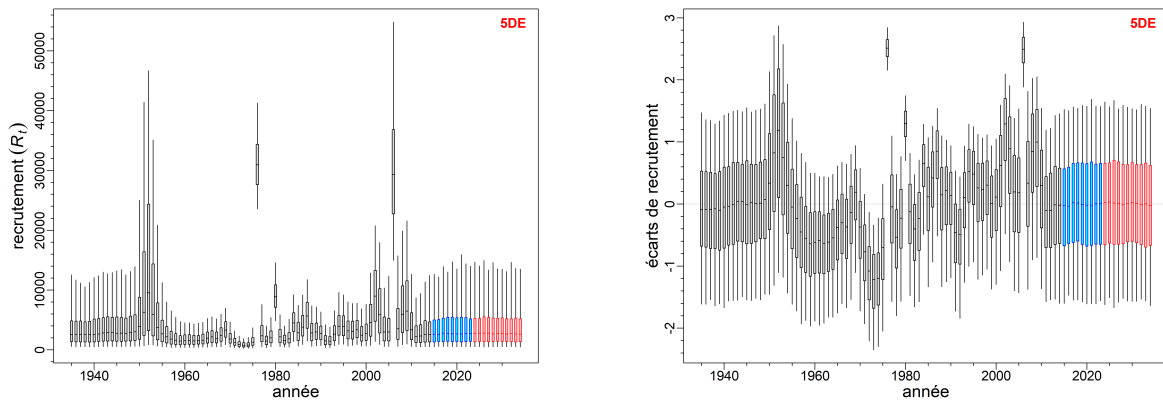


Figure F.50. Modèle à zone unique pour la zone 5DE : distribution a posteriori marginale du recrutement (milliers de poissons de 0 an, à gauche) et écarts de recrutement (à droite) au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats MCMC.

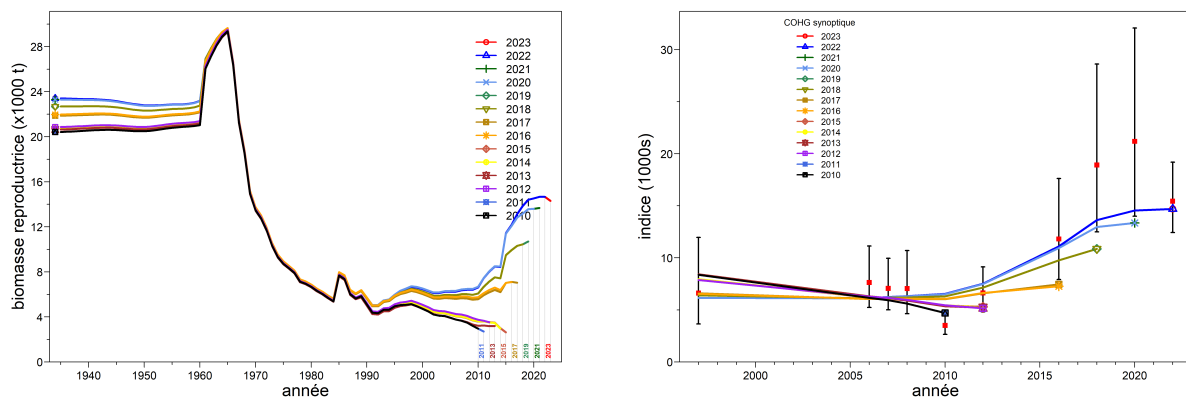


Figure F.51. Modèle à zone unique pour la zone 5DE : analyse rétrospective montrant les résultats pour les ajustements de la biomasse du stock reproducteur (à gauche) et l'indice du relevé synoptique de la COHG (à droite).

F.2.2.4. Comparaisons des modèles

Les diagnostics des MCCM (figure F.52) étaient bons pour les trois modèles à zone unique, du moins pour le paramètre $\log R_0$. La zone 5ABC présentait des caractéristiques semblables à celles du modèle à zones multiples présenté à la section F.2.1.2. Cependant, les diagnostics pour les zones 3CD et 5DE n'étaient pas aussi bons que ceux observés pour le modèle à zones multiples présenté à la section F.2.1.2. Tous les modèles de zone montraient un peu d'effilochage dans les huit chaînes des MCCM. Il n'y avait aucun signe d'autocorrélation dans aucun des paramètres avancés.

Les figures F.54 à F.55 présentent des trajectoires comparant la simulation du modèle de référence à l'échelle de la côte à des modèles à zone unique. La biomasse reproductrice des femelles (figure F.54, panneau de gauche) était nettement plus élevée dans la zone 5ABC que dans les deux zones périphériques (3CD et 5DE). Le modèle à zones multiples de la simulation de référence (figure F.23, panneau du bas), avec la zone 5DE comme zone de référence, a indiqué que la répartition proportionnelle était d'environ 60:20:20 entre les sous-zones, ce qui semblait être mis en évidence par les modèles à zone unique. Les trajectoires d'épuisement (B_t/B_0) (figure F.54, panneau de droite) ont montré que le ratio médian pour la zone 5ABC n'était pas inférieur à $0,4B_0$, tandis que les deux autres stocks sont demeurés entre 0,2 et $0,4B_0$ pendant des décennies. Les trois modèles à zone unique ont indiqué que chaque stock a retrouvé un ratio d'épuisement supérieur à $0,4B_0$ en 2024.

Les écarts de recrutement (figure F.55, panneau de gauche) pour les modèles à zone unique étaient essentiellement constants. Des exceptions notables apparaissent pour la zone 3CD en 1952 et la zone 5DE dans les années 1960. Il y avait aussi un ensemble d'écarts opposés entre les zones centrées autour de l'an 2000. Les écarts médians à l'échelle de la côte montrent la manière dont le modèle à zones multiples a rapproché les écarts par rapport aux trois sous-zones.

Les taux d'exploitation (figure F.55, panneau de droite) durant les années de pêche de la flotte étrangère atteignent $\sim 0,10$ dans le modèle à zone unique 5ABC (et $\sim 0,12$ sur l'ensemble de la côte dans le modèle à zones multiples); cependant, les taux dans la zone 3CD ont atteint un sommet de $\sim 0,20$ dans la zone 3CD et de $\sim 0,15$ dans la zone 5DE. Par la suite, les taux d'exploitation dans la zone 5ABC sont demeurés à $\sim 0,05$ pendant des décennies, tandis que les taux ont atteint $\sim 0,17$ et $\sim 0,25$ dans les zones 3CD et 5DE, respectivement, pendant les années précédant l'observation dans les pêches canadiennes.

L'état des stocks des trois modèles à zone unique (figure F.56) présentait certaines différences par rapport à l'état des stocks des sous-zones des zones multiples (figure F.68). Le plus remarquable est l'état inférieur de la zone 3CD, qui n'a pas bénéficié des signaux de recrutement des deux autres zones, par rapport au modèle à zone unique. L'état du stock dans la zone unique 3CD est demeuré dans la zone saine, mais il y avait une probabilité d'au moins 5 % qu'il se trouve dans la zone de prudence, ce qui ne s'est pas produit dans l'analyse à zones multiples. À l'autre extrême, l'état du stock dans la zone 5DE tiré du modèle à zone unique était meilleur que celui du modèle à zones multiples, ce qui traduit une interprétation variable de la taille relative des stocks pour ces trois zones (figure F.47).

At the other extreme was the higher status of the 5DE stock from the single-area model compared to the multi-area model, reflecting a variable interpretation of the relative stock sizes for these three areas (Figure F.47).

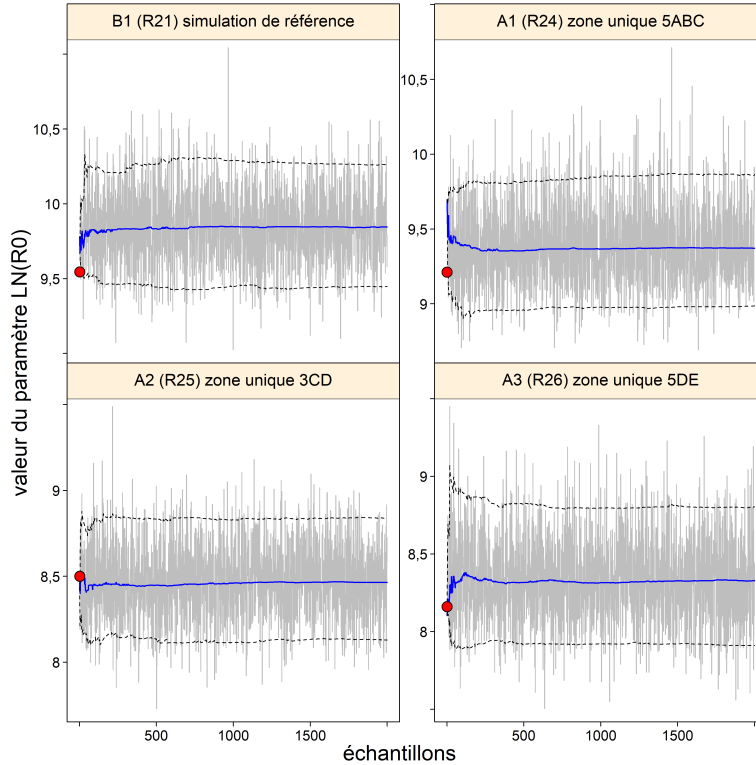


Figure F.52. Comparaisons des modèles : tracés pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et trois modèles à zone unique (5ABC, 3CD et 5DE). Voir la légende à la figure F.25 pour plus de précisions.

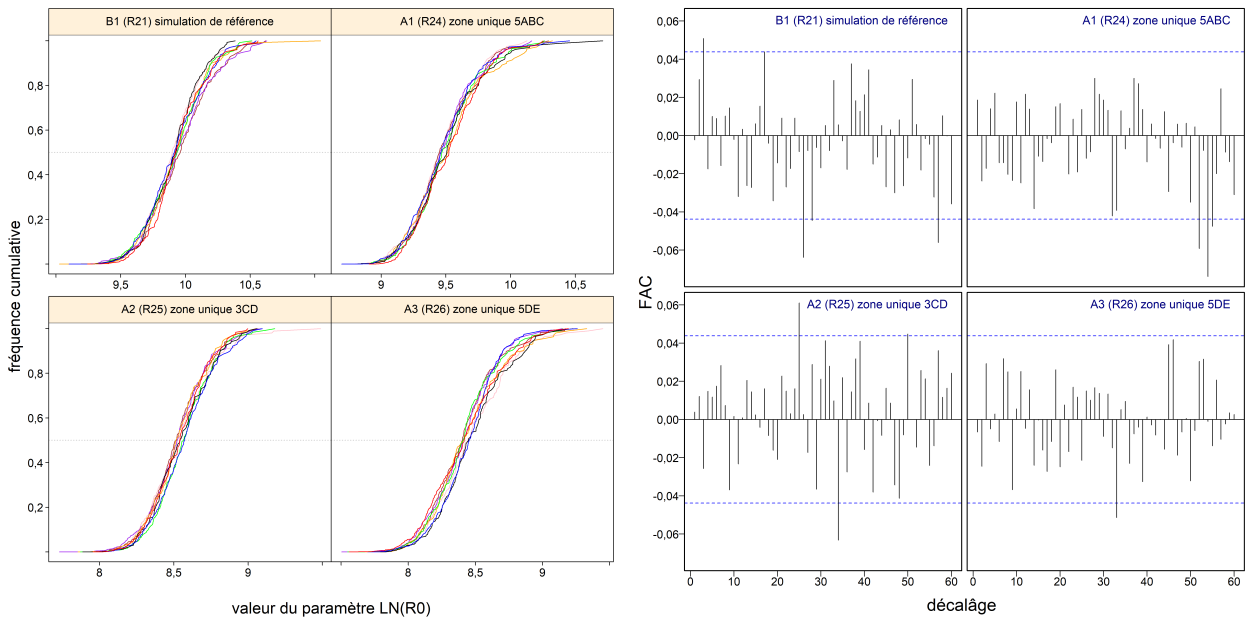


Figure F.53. Comparaisons des modèles : chaînes fractionnées (à gauche) et tracés de l'autocorrélation (à droite) pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et trois modèles à zone unique (5ABC, 3CD et 5DE). Voir les légendes des figures F.26 et F.27 pour plus de précisions.

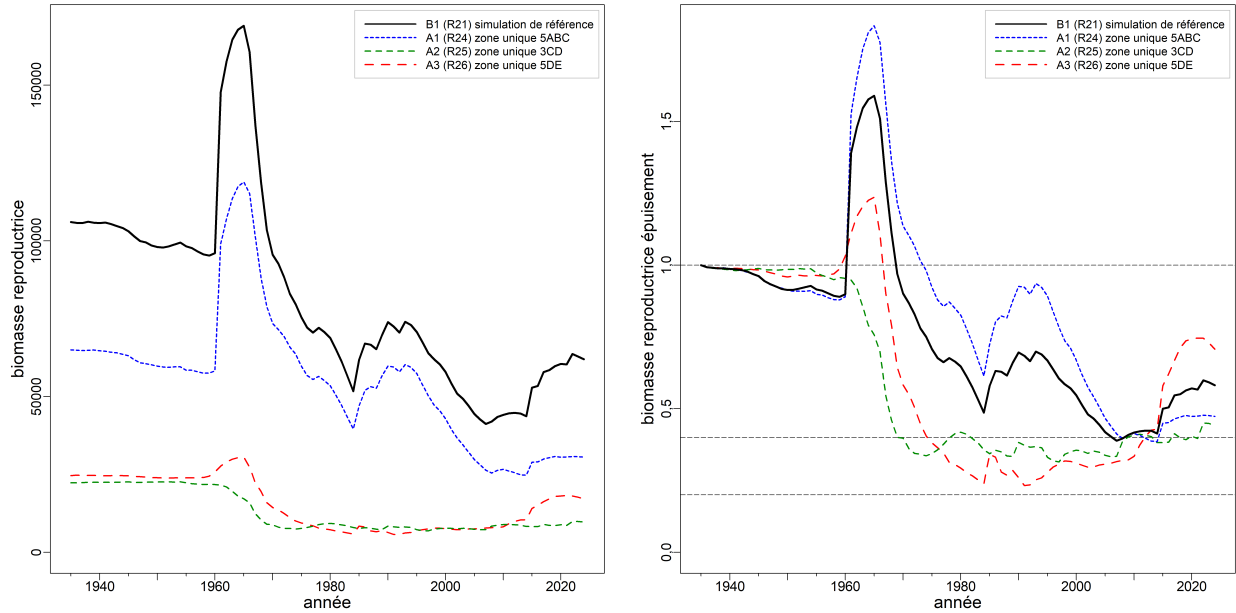


Figure F.54. Comparaisons des modèles : trajectoires de la biomasse reproductrice médiane des femelles (tonnes, à gauche) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice médiane (B_t/B_0 , à droite) pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et trois modèles à zone unique (5ABC, 3CD et 5DE). Les lignes horizontales pointillées montrent d'autres points de référence utilisés par d'autres administrations : $0,2B_0$ (PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à la B_{RMD}) et B_0 (biomasse reproductrice à l'équilibre).

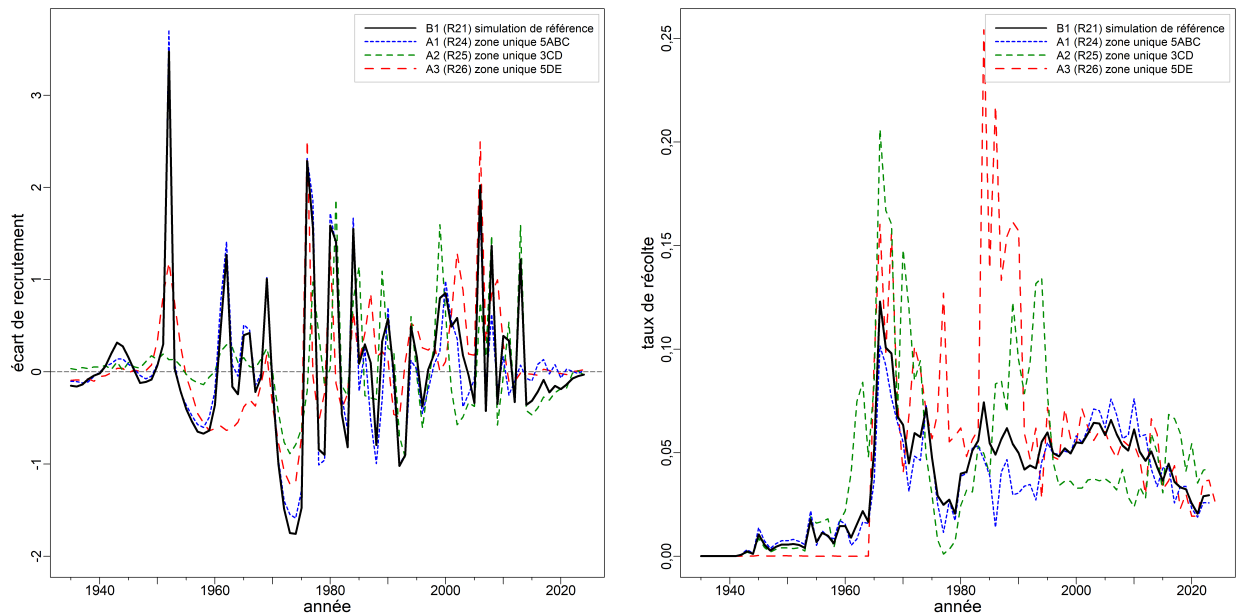


Figure F.55. Comparaisons des modèles : trajectoires des écarts médians de recrutement (à gauche) et du taux d'exploitation médian (u_t , à droite) pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et trois modèles à zone unique (5ABC, 3CD et 5DE).

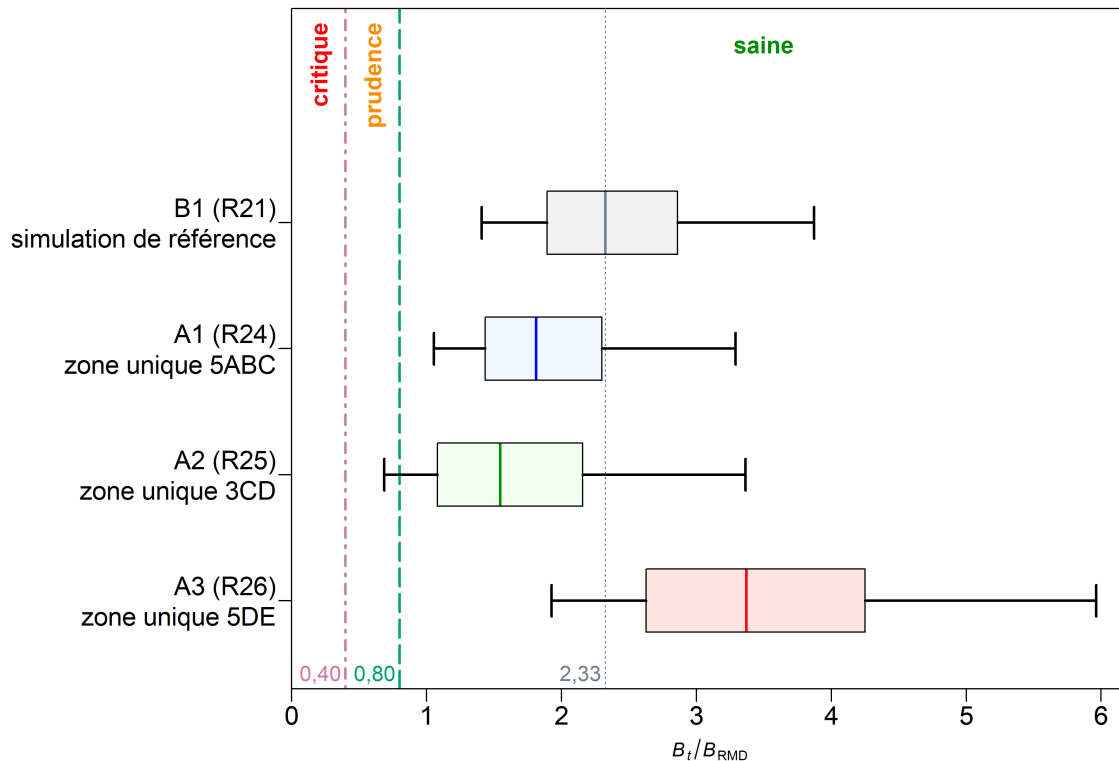


Figure F.56. Comparaisons des modèles : état de la biomasse du stock reproducteur (B_{2024}/B_{RMD}) pour la simulation de référence à l'échelle de la côte et trois modèles à zone unique (5ABC, 3CD et 5DE). Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la distribution a posteriori générée par la méthode de MCCM.

F.2.3. UGPF – Directives pour l'établissement des totaux autorisés de captures

Les tableaux de décision pour la simulation de référence du sébaste à longue mâchoire fournissent un avis à l'intention des gestionnaires, qui est exprimé sous forme de probabilités que la biomasse actuelle et la biomasse projetée, soit B_t ($t = 2024, \dots, 2034$), dépasse les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté [u_t] devienne inférieur aux points de référence fondés sur les prises) avec des politiques établissant des limites de prises constantes. Il convient de mentionner que les années pour les points de référence fondés sur la biomasse désignent le début des années, tandis que les années pour les points de référence fondés sur la récolte désignent les années précédant le début (~milieu de l'année). Un petit nombre d'échantillons a été abandonné avant la construction des tableaux de décision parce que les valeurs estimées du RMD n'étaient pas définies (valeurs de « NaN »).

Tableaux de décision dans le document (tous dans le cadre d'une politique de prises constantes) :

- Tableau F.7 – probabilité que B_t dépasse le PRL, $P(B_t > 0,4B_{RMD})$;
- Tableau F.8 – probabilité que B_t dépasse le PRS, $P(B_t > 0,8B_{RMD})$;
- Tableau F.9 – probabilité que B_t dépasse la biomasse au RMD, $P(B_t > B_{RMD})$;
- Tableau F.11 – probabilité que u_t soit inférieur au taux d'exploitation au RMD, $P(u_t < u_{RMD})$;
- Tableau F.10 – probabilité que B_t dépasse la biomasse de l'année en cours, $P(B_t > B_{2024})$;
- Tableau F.12 – probabilité que u_t soit inférieur au taux d'exploitation de l'année en cours, $P(u_t < u_{2023})$;

- Tableau F.13 – probabilité que B_t dépasse une « limite non critique » non fixée par le MPO, $P(B_t > 0,2B_0)$;
- Tableau F.14 – 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 au moyen d'un modèle d'évaluation du stock peuvent être très sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle et la dynamique de la relation stock-recrutement (Forrest et coll. 2018). C'est pourquoi d'autres autorités compétentes utilisent des points de référence exprimés par B_0 plutôt que par B_{RMD} (p. ex., N.Z. Min. Fish. 2011) parce que la B_{RMD} est souvent mal estimée car elle dépend de paramètres estimés et d'une pêche constante (bien que B_0 partage plusieurs de ces mêmes problèmes). Par conséquent, les points de référence de $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également présentés ici. Il s'agit des valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande respectivement comme une « limite non critique » en deçà de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et comme une biomasse « cible » pour les stocks peu productifs, c'est-à-dire une moyenne près de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La limite non critique correspond au PRS ($0,8B_{RMD}$) établi dans le Cadre pour la pêche durable du MPO; aucune biomasse cible n'est précisée dans ce cadre. De plus, on a présenté les résultats en comparant la biomasse projetée à B_{RMD} et à la biomasse reproductrice actuelle, soit B_{2024} , et en comparant le taux d'exploitation projeté au taux d'exploitation actuel, soit u_{2023} .

L'indicateur A1 du COSEPAC ne s'applique qu'aux espèces pour lesquelles les causes de la réduction de la population sont clairement réversibles, comprises et ont cessé. L'indicateur A2 est utilisé lorsque la réduction de la population peut ne pas être réversible, ne pas être comprise ou ne pas avoir cessé. Si une espèce se trouve dans la catégorie A2, on considère qu'elle est en voie de disparition ou menacée si son déclin est supérieur à 50 % ou à 30 %, sous B_0 , respectivement.

Autres tableaux de projections à court terme pour le critère A2 du COSEPAC :

- Tableau F.15 – probabilité que B_t dépasse le statut « espèce en voie de disparition » ($P(B_t > 0,5B_0)$);
- Tableau F.16 – probabilité que B_t dépasse le statut « espèce menacée » ($P(B_t > 0,7B_0)$).

F.2.3.1. Tableaux de décision

Table F.7. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence limite de $0,4B_{RMD}$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont $P(B_t > 0,4B_{RMD})$, c.-à-d. la probabilité que la biomasse reproductrice (femelles matures) au début de l'année t soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités sont la proportion (à deux décimales près) des 1 965 échantillons MCCM pour lesquels B_t est supérieur à $0,4B_{RMD}$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 150	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 550	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	875	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 125	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99

Table F.8. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence supérieur du stock de $0,8B_{RMD}$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,8B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 750	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	2 150	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
	2 550	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96
	3 500	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,90	0,89
3CD	0	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	750	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
	875	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	1 000	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 125	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95
	1 250	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,94	0,93
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,96	0,95	0,94	0,92

Table F.9. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence B_{RMD} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99
	1 000	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	1 350	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
	1 750	0,98	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96	0,96	0,95	0,96	0,95	0,95
	2 150	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,93	0,93	0,93
	2 550	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,90	0,90	0,89
	3 500	0,98	0,96	0,95	0,93	0,91	0,89	0,87	0,84	0,82	0,80	0,78
3CD	0	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	500	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	750	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96	0,96
	875	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95
	1 000	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,94	0,94	0,93	0,93
	1 125	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,90
	1 250	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,90	0,89	0,88
5DE	0	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98
	900	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,96
	1 050	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94
	1 200	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,94	0,94	0,93	0,92
	1 350	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,93	0,92	0,91	0,88
	1 500	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93	0,92	0,90	0,87	0,84

Table F.10. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de B_{2024} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > B_{2024})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0	0,67	0,75	0,76	0,78	0,79	0,81	0,83	0,85	0,87	0,89
	1 000	0	0,37	0,45	0,46	0,47	0,47	0,50	0,53	0,58	0,61	0,64
	1 350	0	0,31	0,36	0,36	0,37	0,37	0,39	0,43	0,47	0,50	0,54
	1 750	0	0,25	0,27	0,26	0,27	0,27	0,29	0,33	0,36	0,39	0,42
	2 150	0	0,19	0,20	0,19	0,19	0,20	0,21	0,23	0,26	0,29	0,31
	2 550	0	0,15	0,15	0,13	0,14	0,15	0,15	0,16	0,18	0,20	0,23
	3 500	0	0,08	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07	0,08	0,10
3CD	0	0	0,95	0,94	0,91	0,84	0,79	0,74	0,71	0,70	0,71	0,70
	500	0	0,62	0,59	0,48	0,38	0,30	0,27	0,26	0,26	0,28	0,30
	750	0	0,41	0,37	0,26	0,19	0,15	0,13	0,12	0,13	0,14	0,15
	875	0	0,33	0,28	0,18	0,13	0,10	0,09	0,09	0,09	0,10	0,11
	1 000	0	0,26	0,21	0,12	0,09	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07	0,08
	1 125	0	0,19	0,15	0,09	0,06	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
	1 250	0	0,16	0,11	0,07	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5DE	0	0	0,46	0,50	0,49	0,47	0,46	0,47	0,49	0,52	0,55	0,57
	700	0	0,12	0,11	0,09	0,07	0,08	0,08	0,09	0,10	0,11	0,13
	900	0	0,08	0,07	0,05	0,04	0,05	0,05	0,06	0,06	0,07	0,07
	1 050	0	0,06	0,05	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,05	0,05
	1 200	0	0,05	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03
	1 350	0	0,03	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02
	1 500	0	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02

Table F.11. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence u_{RMD} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(u_t < u_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 000	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
	1 750	0,93	0,93	0,92	0,92	0,92	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91
	2 150	0,86	0,85	0,85	0,84	0,83	0,83	0,82	0,82	0,82	0,81	0,81
	2 550	0,78	0,77	0,75	0,74	0,73	0,72	0,70	0,70	0,70	0,69	0,69
	3 500	0,59	0,55	0,53	0,50	0,47	0,44	0,43	0,41	0,41	0,40	0,40
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>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
	875	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95	0,94	0,94
	1 000	0,96	0,96	0,95	0,94	0,94	0,93	0,92	0,91	0,91	0,90	0,90
	1 125	0,94	0,93	0,92	0,91	0,91	0,90	0,88	0,88	0,87	0,86	0,84
	1 250	0,92	0,91	0,89	0,88	0,87	0,86	0,83	0,82	0,80	0,79	0,78
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98
	1 050	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,96
	1 200	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,93
	1 350	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,89	0,87
	1 500	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,91	0,89	0,87	0,85	0,83	0,80

Table F.12. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de u_{2023} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(u_t < u_{2023})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 000	>0,99	1	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	>0,99	1	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	1	>0,99	>0,99	>0,99	0,98	0,97	0,94	0,93	0,91	0,91
	1 750	0	0,02	0,06	0,09	0,11	0,14	0,16	0,19	0,23	0,27	0,30

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
	2 150	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,01	0,01	0,02	0,04	0,05	0,06
	2 550	0	<0,01	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,01	0,01	0,01
	3 500	0	<0,01	0	0	0	<0,01	<0,01	0	<0,01	0	0
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	500	>0,99	1	>0,99	>0,99	>0,99	1	1	>0,99	1	>0,99	>0,99
	750	>0,99	1	0,99	0,92	0,75	0,59	0,50	0,44	0,42	0,40	0,39
	875	0	0,03	0,05	0,05	0,04	0,05	0,06	0,06	0,08	0,09	0,09
	1 000	0	<0,01	0	<0,01	<0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02
	1 125	0	<0,01	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
	1 250	0	<0,01	0	0	0	<0,01	<0,01	0	<0,01	<0,01	<0,01
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	700	>0,99	1	>0,99	>0,99	0,98	0,89	0,75	0,67	0,62	0,58	0,56
	900	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,04	0,05	0,06	0,06
	1 050	0	<0,01	0	<0,01	<0,01	<0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	1 200	0	<0,01	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
	1 350	0	<0,01	0	0	0	<0,01	<0,01	0	<0,01	0	0
	1 500	0	<0,01	0	0	0	<0,01	<0,01	0	<0,01	0	0

Table F.13. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de $0.2B_0$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0.2B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	2 150	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
	2 550	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,94	0,93
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	875	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 000	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98
	1 125	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	700	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99
	1 050	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	1 200	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,96	0,94

Table F.14. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence de $0.4B_0$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0.4B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,81	0,82	0,85	0,86	0,88	0,89	0,90	0,92	0,94	0,95	0,96
	1 000	0,81	0,80	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,82	0,84	0,85	0,86
	1 350	0,81	0,79	0,79	0,79	0,79	0,77	0,77	0,78	0,79	0,79	0,81
	1 750	0,81	0,79	0,77	0,76	0,74	0,73	0,72	0,72	0,73	0,73	0,73
	2 150	0,81	0,78	0,76	0,73	0,71	0,68	0,66	0,66	0,65	0,66	0,66
	2 550	0,81	0,77	0,74	0,70	0,67	0,63	0,61	0,60	0,59	0,59	0,59
	3 500	0,81	0,75	0,69	0,63	0,57	0,51	0,48	0,46	0,43	0,42	0,42
3CD	0	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97
	500	0,92	0,92	0,92	0,92	0,91	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
	750	0,92	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,87	0,85	0,85	0,84	0,84
	875	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,86	0,84	0,83	0,82	0,81	0,80
	1 000	0,92	0,91	0,90	0,88	0,87	0,84	0,82	0,81	0,79	0,77	0,76
	1 125	0,92	0,91	0,89	0,88	0,85	0,82	0,80	0,78	0,75	0,74	0,72
	1 250	0,92	0,90	0,88	0,87	0,84	0,80	0,78	0,75	0,72	0,70	0,67
5DE	0	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98
	700	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92	0,91	0,90	0,89	0,88	0,87
	900	0,97	0,96	0,95	0,93	0,92	0,89	0,87	0,86	0,84	0,83	0,82
	1 050	0,97	0,96	0,94	0,92	0,90	0,87	0,85	0,82	0,80	0,77	0,75
	1 200	0,97	0,95	0,93	0,91	0,88	0,85	0,82	0,79	0,75	0,72	0,69
	1 350	0,97	0,95	0,92	0,90	0,86	0,82	0,78	0,73	0,69	0,66	0,62
	1 500	0,97	0,95	0,92	0,89	0,84	0,79	0,74	0,68	0,64	0,59	0,56

Table F.15. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence pour le critère A2 du COSEPAC « espèce en voie de disparition » avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0.5B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,49	0,50	0,53	0,56	0,59	0,61	0,64	0,67	0,70	0,74	0,78
	1 000	0,49	0,47	0,48	0,48	0,50	0,50	0,52	0,53	0,56	0,57	0,60
	1 350	0,49	0,47	0,47	0,47	0,46	0,46	0,47	0,48	0,50	0,52	0,53
	1 750	0,49	0,46	0,45	0,43	0,42	0,42	0,42	0,43	0,43	0,45	0,47
	2 150	0,49	0,45	0,43	0,41	0,39	0,38	0,37	0,37	0,38	0,39	0,40
	2 550	0,49	0,44	0,41	0,38	0,36	0,34	0,33	0,32	0,32	0,33	0,33
	3 500	0,49	0,42	0,38	0,33	0,29	0,25	0,23	0,21	0,20	0,20	0,21
3CD	0	0,81	0,83	0,84	0,85	0,86	0,86	0,87	0,87	0,88	0,89	0,90
	500	0,81	0,82	0,81	0,81	0,79	0,78	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
	750	0,81	0,81	0,79	0,78	0,76	0,75	0,73	0,71	0,70	0,69	0,68
	875	0,81	0,80	0,79	0,77	0,75	0,72	0,70	0,68	0,67	0,65	0,64
	1 000	0,81	0,80	0,78	0,76	0,73	0,69	0,67	0,65	0,62	0,60	0,59
	1 125	0,81	0,79	0,77	0,75	0,71	0,67	0,65	0,61	0,58	0,56	0,54

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5DE	1 250	0,81	0,79	0,76	0,73	0,69	0,65	0,62	0,57	0,54	0,52	0,49
	0	0,87	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,89	0,90	0,90	0,91
	700	0,87	0,85	0,83	0,81	0,80	0,76	0,75	0,73	0,72	0,71	0,69
	900	0,87	0,85	0,82	0,79	0,76	0,73	0,69	0,66	0,64	0,63	0,61
	1 050	0,87	0,84	0,81	0,78	0,73	0,69	0,65	0,61	0,59	0,57	0,55
	1 200	0,87	0,83	0,80	0,76	0,71	0,65	0,61	0,57	0,53	0,51	0,48
	1 350	0,87	0,83	0,79	0,74	0,68	0,62	0,56	0,52	0,48	0,45	0,42
	1 500	0,87	0,82	0,78	0,72	0,65	0,58	0,52	0,47	0,43	0,39	0,36

Table F.16. Sous-zones de la simulation de référence : tableau de décision pour le point de référence pour le critère A2 du COSEPAC « espèce menacée » avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0.7B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,10	0,10	0,11	0,12	0,13	0,15	0,17	0,19	0,22	0,25	0,29
	1 000	0,10	0,10	0,09	0,09	0,10	0,10	0,11	0,12	0,13	0,15	0,17
	1 350	0,10	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10	0,11	0,12	0,15
	1 750	0,10	0,09	0,09	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09	0,09	0,10	0,11
	2 150	0,10	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,09
	2 550	0,10	0,08	0,08	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07
	3 500	0,10	0,08	0,07	0,05	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04
3CD	0	0,52	0,54	0,56	0,57	0,57	0,57	0,57	0,58	0,59	0,60	0,61
	500	0,52	0,52	0,52	0,52	0,50	0,49	0,47	0,46	0,45	0,45	0,44
	750	0,52	0,51	0,50	0,49	0,47	0,44	0,41	0,40	0,39	0,37	0,36
	875	0,52	0,51	0,49	0,48	0,45	0,42	0,39	0,37	0,35	0,34	0,32
	1 000	0,52	0,50	0,48	0,46	0,43	0,39	0,37	0,35	0,33	0,31	0,29
	1 125	0,52	0,50	0,47	0,45	0,41	0,38	0,33	0,31	0,29	0,27	0,25
	1 250	0,52	0,49	0,47	0,43	0,39	0,35	0,32	0,28	0,26	0,23	0,22
5DE	0	0,53	0,53	0,54	0,54	0,54	0,54	0,54	0,55	0,56	0,57	0,59
	700	0,53	0,50	0,47	0,45	0,42	0,38	0,37	0,36	0,34	0,34	0,34
	900	0,53	0,49	0,46	0,42	0,39	0,35	0,33	0,31	0,29	0,27	0,27
	1 050	0,53	0,48	0,45	0,40	0,36	0,33	0,30	0,28	0,25	0,24	0,22
	1 200	0,53	0,47	0,43	0,38	0,34	0,30	0,26	0,24	0,21	0,20	0,18
	1 350	0,53	0,47	0,42	0,37	0,32	0,27	0,24	0,20	0,19	0,16	0,15
	1 500	0,53	0,46	0,40	0,35	0,30	0,24	0,21	0,18	0,15	0,13	0,12

F.2.3.2. Tableaux de décision en supposant un faible recrutement

Dans l'évaluation des stocks de sébaste canari de 2022 (Starr et Haigh 2023), on a tenté d'intégrer un indice environnemental (oscillation décennale hivernale du Pacifique) pour prévoir les effets de cette série sur le recrutement prévu. Cependant, on a constaté que l'influence de cette série sur le recrutement dépendait de la pondération relative attribuée à la série (par l'ajout d'une erreur de processus). Cette analyse n'a pas été répétée pour le sébaste à longue mâchoire parce qu'elle n'était pas concluante et que l'objectivité avait été perdue. Au lieu de cela, pour simuler les impacts environnementaux, l'importance du recrutement a été réduite arbitrairement de moitié par rapport à la prévision de la simulation de référence. Cela a été fait pour deux raisons. La première était que la plateforme SS3 ne fournissait pas une procédure simple par laquelle le recrutement pouvait être réduit à un niveau précis (p. ex., la moyenne du recrutement de 2005 à 2014), ce qui exigeait une approche plus pragmatique. La deuxième était qu'on estimait qu'une forte réduction du recrutement représentait le « pire scénario » à court terme qui ne nécessitait pas d'analyse intermédiaire supplémentaire difficile à comprendre ou à justifier.

Les tableaux de décision présentés ci-dessous (tableaux F.17 à F.26) ont été générés à partir de l'évaluation des stocks du scénario de référence (B1), puis projetés dans l'avenir à partir de 2015, avec une réduction moyenne du recrutement de 50 % par rapport aux projections des tableaux F.7 à F.16. SS3 remplace les « écarts de recrutement tardif » et les écarts de recrutement prévus estimés pendant la phase de reconstruction du modèle par des écarts aléatoires tirés d'une distribution log-normale avec une moyenne de $0,5R_0$ et un écart-type de 0,9 (voir la figure F.57).

Ces tableaux de décision montrent un certain effet de la réduction du recrutement. Bien qu'il n'y ait pratiquement aucune incidence sur la réponse au niveau de référence $0,4B_{RMD}$ (tableau F.17) ou au niveau de référence $0,2B_0$ (tableau F.23, à l'exception des niveaux de prises les plus élevés dans les trois sous-zones à partir de 2029), il y a une certaine réduction des probabilités prévues dans le tableau F.18 ($0,8B_{RMD}$) aux niveaux de prises les plus élevés dans les trois sous-zones. Le tableau F.20 indique qu'en raison de la réduction du recrutement, on ne s'attend guère, voire pas du tout, à ce que l'une ou l'autre des trois sous-sections augmente de taille au cours des 10 prochaines années. Le tableau F.21 indique que l'ut demeurera en dessous de $l'u_{RMD}$ avec une probabilité relative élevée, à l'exception de la zone 5ABC au milieu des années 1990. Le tableau F.24 indique que ce stock, inférieur à 50 % du recrutement réduit, tombera en dessous de $0,4B_0$ dans la zone 5ABC, même au niveau intermédiaire des prises, tandis que les deux stocks plus petits (zones 3CD et 5DE) continueront d'augmenter avec l'hypothèse des prises intermédiaires. Les tableaux restants montrent des probabilités qui concordent avec les observations ci-dessus; les niveaux de référence plus élevés sont plus difficiles à atteindre lorsque le recrutement est réduit.

Bien que la réduction du recrutement prévu ne constitue pas un test définitif, il indique qu'en cas d'échec grave et continu du recrutement, l'état des stocks de sébastes à longue mâchoire diminuera avec des niveaux de prises élevés. Toutefois, un tel résultat semble extrême; par conséquent, les scénarios présentés dans ces tableaux sont peu susceptibles de se produire.

Table F.17. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence limite de $0,4B_{RMD}$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont $P(B_t > 0,4B_{RMD})$, c.-à-d. la probabilité que la biomasse reproductrice (femelles matures) au début de l'année t soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités sont la proportion (à deux décimales près) des 1 972 échantillons MCCM pour lesquels B_t est supérieur à $0,4B_{RMD}$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,96	0,93
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 250	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,95

Table F.18. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence supérieur du stock de $0,8B_{RMD}$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,8B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	0,99	0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
	3 500	>0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,92	0,87	0,81	0,75	0,69	0,63
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,94	0,92
	1 250	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,94	0,92	0,89	0,86	0,81	0,77
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95
	1 500	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,91	0,86	0,80	0,74

Table F.19. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence B_{RMD} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > B_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
	1 350	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,91	0,89	0,88	0,87
	3 500	0,98	0,96	0,93	0,90	0,85	0,78	0,71	0,65	0,58	0,52	0,47
3CD	0	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	750	0,98	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,93	0,91	0,90	0,88	0,85
	1 250	0,98	0,97	0,96	0,94	0,92	0,89	0,86	0,81	0,76	0,72	0,67
5DE	0	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	900	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,94	0,92	0,89	0,86
	1 500	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96	0,93	0,88	0,82	0,76	0,69	0,60

Table F.20. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence de B_{2024} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > B_{2024})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0	0,48	0,49	0,45	0,41	0,38	0,37	0,35	0,35	0,36	0,37
	1 350	0	0,12	0,12	0,09	0,07	0,06	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05
	3 500	0	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
3CD	0	0	0,90	0,87	0,77	0,63	0,48	0,37	0,32	0,29	0,27	0,26
	750	0	0,22	0,14	0,07	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	1 250	0	0,06	0,03	0,01	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
5DE	0	0	0,27	0,26	0,20	0,16	0,13	0,11	0,10	0,09	0,09	0,09
	900	0	0,02	0,01	0,01	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
	1 500	0	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01

Table F.21. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence u_{RMD} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(u_t < u_{RMD})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 350	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93
	3 500	0,56	0,52	0,47	0,42	0,38	0,34	0,30	0,27	0,24	0,21	0,18
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	750	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,92
	1 250	0,91	0,89	0,87	0,84	0,81	0,77	0,74	0,70	0,66	0,62	0,58
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,96
	1 500	0,97	0,95	0,94	0,92	0,90	0,87	0,83	0,78	0,73	0,67	0,61

Table F.22. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence de u_{2023} avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(u_t < u_{2023})$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	1 350	>0,99	1	>0,99	>0,99	0,97	0,84	0,66	0,53	0,46	0,38	0,35
	3 500	0	<0,01	0	0	<0,01	0	<0,01	<0,01	0	<0,01	0
3CD	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	750	>0,99	1	0,96	0,69	0,38	0,17	0,09	0,06	0,04	0,03	0,03
	1 250	0	<0,01	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0
5DE	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	900	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
	1 500	0	<0,01	0	0	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0	<0,01	0

Table F.23. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence de $0,2B_0$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	1 350	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99
	3 500	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,98	0,95	0,91	0,85	0,79	0,73	0,66
3CD	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	750	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,96	0,94
	1 250	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,79
5DE	0	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99
	900	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,98	0,97
	1 500	>0,99	>0,99	>0,99	>0,99	0,99	0,99	0,97	0,94	0,90	0,84	0,77

Table F.24. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence de $0,4B_0$ avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,75	0,75	0,75	0,74	0,74
	1 350	0,77	0,74	0,71	0,68	0,65	0,62	0,58	0,54	0,51	0,47	0,45
	3 500	0,77	0,69	0,62	0,53	0,44	0,36	0,28	0,22	0,18	0,13	0,11
3CD	0	0,88	0,89	0,90	0,90	0,90	0,90	0,89	0,88	0,88	0,88	0,88
	750	0,88	0,87	0,86	0,84	0,81	0,77	0,74	0,70	0,65	0,62	0,58
	1 250	0,88	0,86	0,83	0,79	0,73	0,67	0,61	0,54	0,47	0,41	0,36
5DE	0	0,97	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93	0,93	0,93	0,92	0,91
	900	0,97	0,94	0,92	0,89	0,86	0,81	0,77	0,71	0,66	0,60	0,55
	1 500	0,97	0,93	0,88	0,83	0,76	0,68	0,58	0,49	0,41	0,33	0,26

Table F.25. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence pour le critère A2 du COSEPAC « espèce en voie de disparition » avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,5B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,48	0,48	0,48	0,47	0,47	0,46	0,44	0,43	0,43	0,43	0,42
	1 350	0,48	0,45	0,41	0,37	0,34	0,31	0,28	0,25	0,23	0,21	0,20
	3 500	0,48	0,40	0,32	0,25	0,20	0,14	0,11	0,08	0,07	0,05	0,04
3CD	0	0,74	0,76	0,77	0,77	0,76	0,75	0,74	0,72	0,71	0,69	0,69
	750	0,74	0,73	0,71	0,68	0,64	0,60	0,55	0,50	0,45	0,41	0,38
	1 250	0,74	0,71	0,66	0,61	0,56	0,48	0,41	0,36	0,31	0,26	0,23
5DE	0	0,84	0,84	0,83	0,83	0,82	0,80	0,79	0,77	0,76	0,75	0,74
	900	0,84	0,81	0,77	0,73	0,67	0,60	0,54	0,48	0,42	0,37	0,32
	1 500	0,84	0,79	0,72	0,64	0,54	0,46	0,37	0,29	0,23	0,17	0,12

Table F.26. Sous-zones de la simulation de référence (0,5R) : tableau de décision pour le point de référence pour le critère A2 du COSEPAC « espèce menacée » avec des projections actuelles et sur 10 ans pour un éventail de stratégies de prises constantes (en tonnes), de sorte que les valeurs sont $P(B_t > 0,7B_0)$. À titre de référence, les prises moyennes au cours des 5 dernières années (2018 à 2022) étaient : CST = 3 306 t, 5ABC = 1 618 t, 3CD = 840 t et 5DE = 848 t.

zone	PC(t/a)	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
5ABC	0	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07
	1 350	0,10	0,08	0,08	0,07	0,06	0,05	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02
	3 500	0,10	0,07	0,06	0,04	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01	<0,01	<0,01
3CD	0	0,41	0,43	0,44	0,44	0,43	0,40	0,38	0,37	0,36	0,35	0,33
	750	0,41	0,40	0,38	0,35	0,33	0,30	0,26	0,23	0,20	0,17	0,15
	1 250	0,41	0,38	0,35	0,31	0,27	0,23	0,18	0,15	0,12	0,10	0,07
5DE	0	0,50	0,49	0,48	0,45	0,43	0,41	0,39	0,38	0,37	0,35	0,33
	900	0,50	0,44	0,40	0,36	0,30	0,26	0,20	0,16	0,14	0,11	0,09
	1 500	0,50	0,42	0,36	0,28	0,22	0,16	0,11	0,08	0,05	0,04	0,03

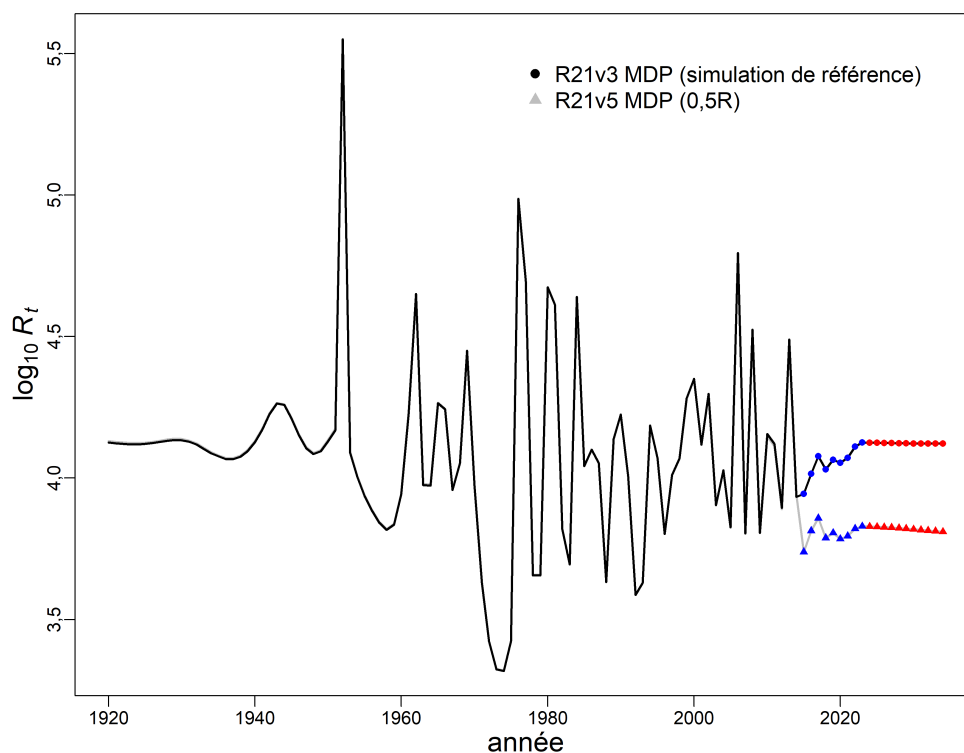


Figure F.57. Faible recrutement : trajectoires de la mode de la distribution postérieure du recrutement prévu (dans l'espace \log_{10}) en comparant la simulation de référence (R21v3) à la simulation du recrutement prévu de 50 % (R21v5). Symboles bleus utilisés pour le recrutement tardif (2015-2023), symboles rouges utilisés pour le recrutement prévu (2024-2034).

F.2.4. Simulations de sensibilité

Dix simulations de sensibilité ont été réalisées (avec des simulations MCCM complètes) par rapport à la simulation de référence (Run21). Le MCCM utilisé pour les simulations de sensibilité suivait la même procédure (algorithme NUTS) que pour la simulation de référence, mais différait dans le nombre de simulations (20 000 itérations, en analysant la charge de travail en 8 chaînes

parallèles de 2 500 itérations chacune, en éliminant les 1 250 premières itérations et en sauvegardant les 1 250 derniers échantillons par chaîne pour un total de 2 000 échantillons, après avoir éliminé un échantillon sur 5).

Ces analyses ont été exécutées pour tester la sensibilité des extrants aux hypothèses de modèles de rechange :

- **S01** (R17.00.v18a) – utiliser le paramétrage Dirichlet-multinomiale (étiquette : « paramétrage D-M »);
- **S02** (R27.01.v1a) – régler le paramètre Rdist pour la zone5ABC à 0 (étiquette : « Rdist 5ABC fixe »);
- **S03** (R28.01.v1a) – régler le paramètre Rdist pour la zone 3CD à 0 (étiquette : « Rdist 3CD fixe »);
- **S04** (R29.01.v1a) – ne pas appliquer d'erreur de détermination de l'âge (étiquette : « AE1 aucune erreur de détermination de l'âge »);
- **S05** (R30.01.v1a) – utiliser l'erreur de détermination de l'âge lissé des CV des lecteurs d'âge (étiquette : « AE5 CV des lecteurs d'âge »);
- **S06** (R31.01.v1a) – utiliser une erreur de détermination de l'âge au CV constant (étiquette : « AE6 CASAL CV=0,1 »);
- **S07** (R32.01.v1a) – réduire de 30 % les prises commerciales (1965 à 1995) (étiquette : « réduire les prises de 30 % »);
- **S08** (R33.01.v1a) – augmenter de 50 % les prises commerciales (1965 à 1995) (étiquette : « augmenter les prises de 50 % »);
- **S09** (R34.01.v1a) – réduire σ_R à 0,6 (étiquette : « sigmaR=0,6 »);
- **S10** (R35.01.v1a) – augmenter σ_R à 1,2 (étiquette : « sigmaR=1,2 »);

Toutes les simulations de sensibilité (sauf (S01) ont été repondérées une fois pour la composition à l'aide de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011). Aucune erreur de processus n'a été ajoutée aux indices de relevé parce que l'erreur observée était déjà suffisamment importante.

Les différences entre les simulations de sensibilité (y compris la simulation de référence) sont résumées dans les tableaux des estimations de la médiane des paramètres (tableau F.28) et des quantités fondées sur le RMD médian (tableau F.29).

Les diagrammes de sensibilité apparaissent dans :

- Figure F.58 – tracés pour les chaînes des échantillons MCCM de $\log R_0$;
- Figure F.59 – tracés diagnostiques des chaînes fractionnées pour les échantillons MCCM de $\log R_0$;
- Figure F.60 – tracés diagnostiques de l'autocorrélation pour les échantillons MCCM de $\log R_0$;
- Figure F.61 – trajectoires de la médiane de B_t (tonnes);
- Figure F.62 – trajectoires de la médiane de B_t/B_0 ;
- Figure F.63 – trajectoires de la médiane des écarts du recrutement;
- Figure F.64 – trajectoires de la médiane du recrutement R_t (en milliers de poissons de 0 an);
- Figure F.65 – trajectoires de la médiane du taux d'exploitation u_t ;
- Figure F.66 – tracés des quantiles de certains paramètres pour les simulations de sensibilité;
- Figure F.67 – tracés des quantiles de certaines quantités dérivées pour les simulations de sensibilité;
- Figure F.68 – tracés de l'état du stock de B_{2024}/B_{RMD} .

Trois autres simulations de sensibilité ont été explorées uniquement au niveau de la mode de la distribution postérieure :

- **S11** (R22.01.v2) – ajouter des flottes de chalut pélagique dans les zones 3CD et 5ABC;
- **S12** (R36.01.v2) – ajouter les données du relevé synoptique du DH à la sous-zone 5DE;
- **S13** (R37.01.v1) – utiliser des proportions empiriques d'individus matures.

La sensibilité S11 exigeait la séparation des flottes 1 (zone 5ABC) et 2 (zone 3CD) dans les pêches au chalut pélagique et de fond (avec les données sur les prises et la FA). Les données sur la FA pour les deux composantes pélagiques étaient insuffisantes à elles seules, de sorte que ces données ont été fusionnées en un seul ensemble de données sur la FA pour représenter les deux flottes pélagiques. La sélectivité dans la zone pélagique 3CD a été estimée par le modèle, et la sélectivité dans la zone pélagique 5ABC a été liée à l'estimation de la zone 3CD.

Le niveau de sensibilité 12 a ajouté les données de l'indice du relevé synoptique du détroit d'Hécate (DH) dans la troisième sous-zone, 5DE. Les données sur la FA provenant du DH étaient minimales, deux échantillons comprenant 33 poissons dont l'âge a été déterminé en 2007. Par conséquent, les données sur la FA du DH n'ont pas été utilisées dans la simulation de sensibilité, et la sélectivité pour le relevé synoptique du DH a été liée à l'estimation pour le relevé de la COHG.

Un participant à la réunion de l'examen régional par les pairs a demandé le niveau de sensibilité 13 parce qu'on s'inquiétait de la piètre adéquation des données relatives à la maturité. Plus précisément, l'ogive de maturité rajustée des femelles a atteint la pleine maturité à 15,5 ans malgré des données empiriques montrant une augmentation asymptotique lisse de l'âge de 12 ans ($EMP\ m_a = 0,77$, voir le tableau D.6) à 30 ans ($EMP\ m_a = 0,98$). L'ogive de maturité rajustée a été déterminée à l'aide d'un modèle simple à deux paramètres (D.3) qui se rapprochait d'une distribution binormale. La sensibilité du scénario de référence à l'utilisation de la maturité rajustée a été testée en substituant les proportions empiriques de maturité selon l'âge.

F.2.4.1. Diagnostiques de sensibilité

Les graphiques de diagnostic (figures F.58 à F.60) montrent que neuf simulations de sensibilité présentent un bon comportement MCCM et une, un comportement passable. Aucun ne se trouvait dans la catégorie « mauvais » ou « inacceptable ».

- Bon – aucune tendance de trace et aucune pointe dans le $\log R_0$, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation :
 - S01 (paramétrage D-M)
 - S03 (Rdist 3CD fixe)
 - S04 (EV1 aucune erreur de détermination de l'âge)
 - S05 (EV5 CV des lecteurs d'âge)
 - S06 (EV6 CASAL CV=0,1)
 - S07 (réduire les prises de 30 %)
 - S08 (augmenter les prises de 50 %)
 - S09 ($\sigma_R=0,6$)
 - S10 ($\sigma_R=1,2$)
- Passable - tendance de trace interrompue temporairement, pointes occasionnelles dans le $\log R_0$, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation :
 - S02 (Rdist 5ABC fixe)

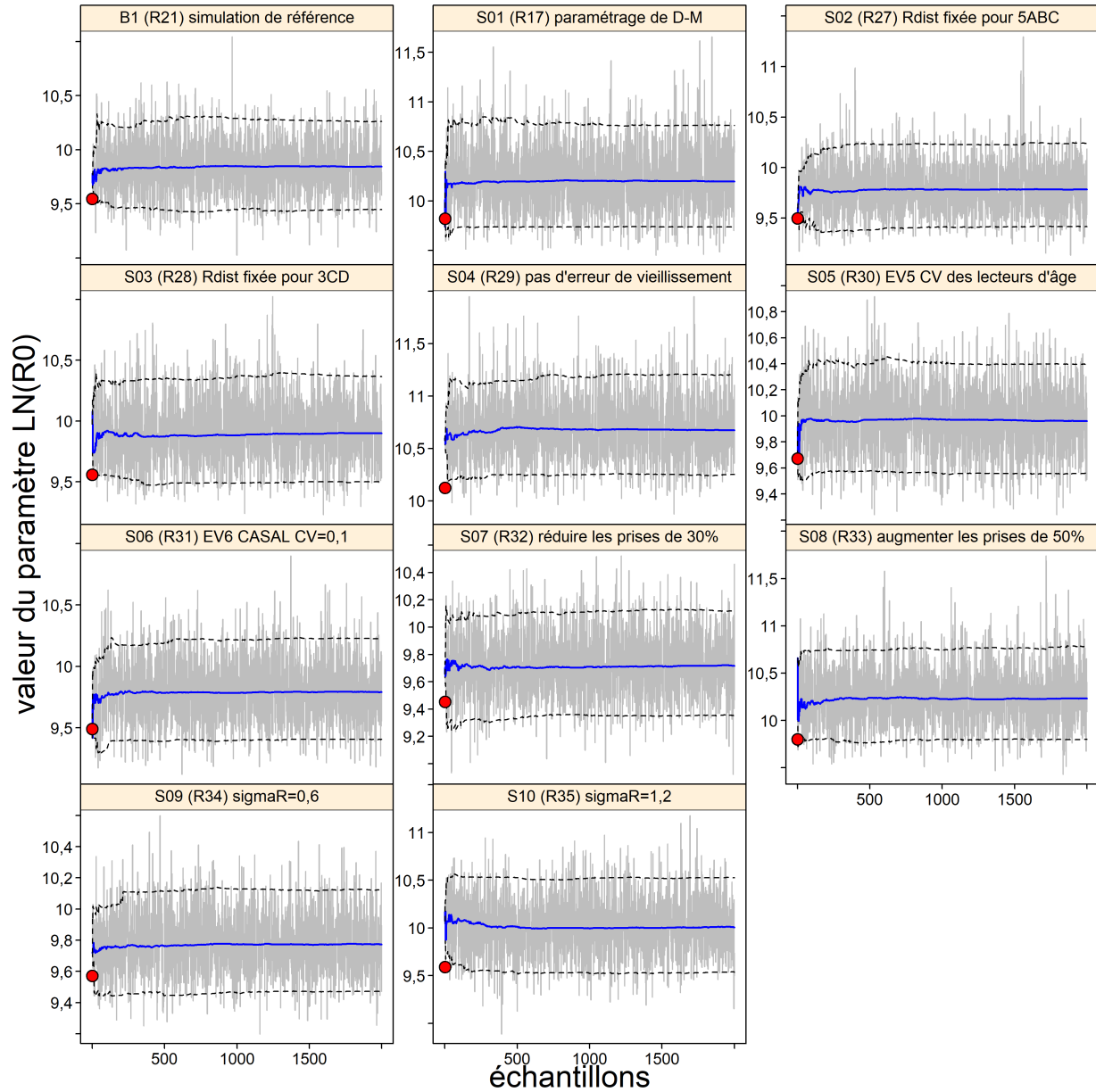


Figure F.58. R_0 de sensibilité du SLM : traces MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises indiquent les 2000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes bleues pleines montrent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes pointillées indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations de la mode de la distribution postérieure (MDP).

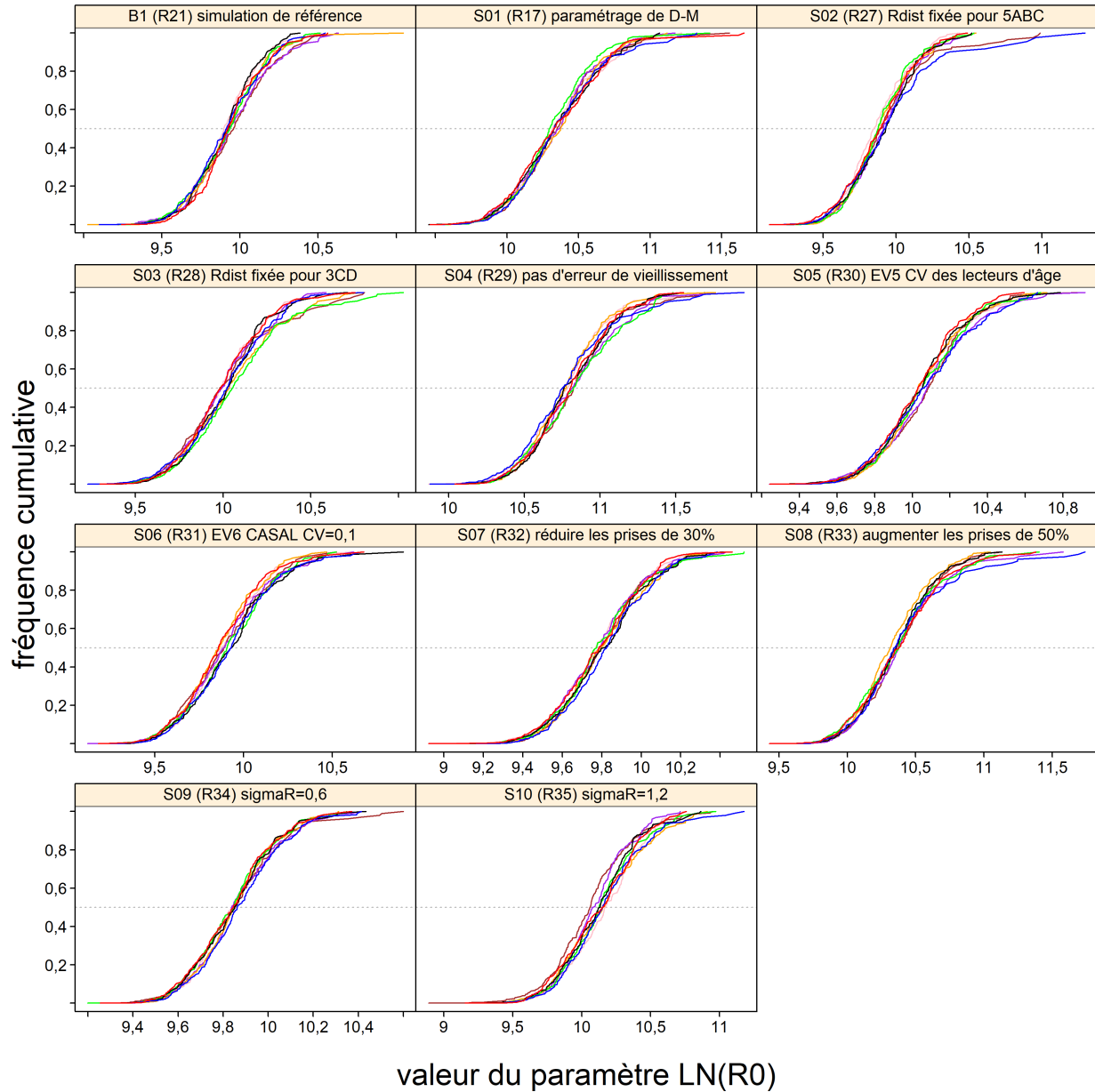


Figure F.59. R_0 de sensibilité du SLM : graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 2000 échantillons en huit segments (nombre initial de chaînes), et en superposant les distributions cumulatives des segments du premier au huitième, en utilisant les couleurs rose, brun, violet, orange, vert, noir, bleu et rouge.

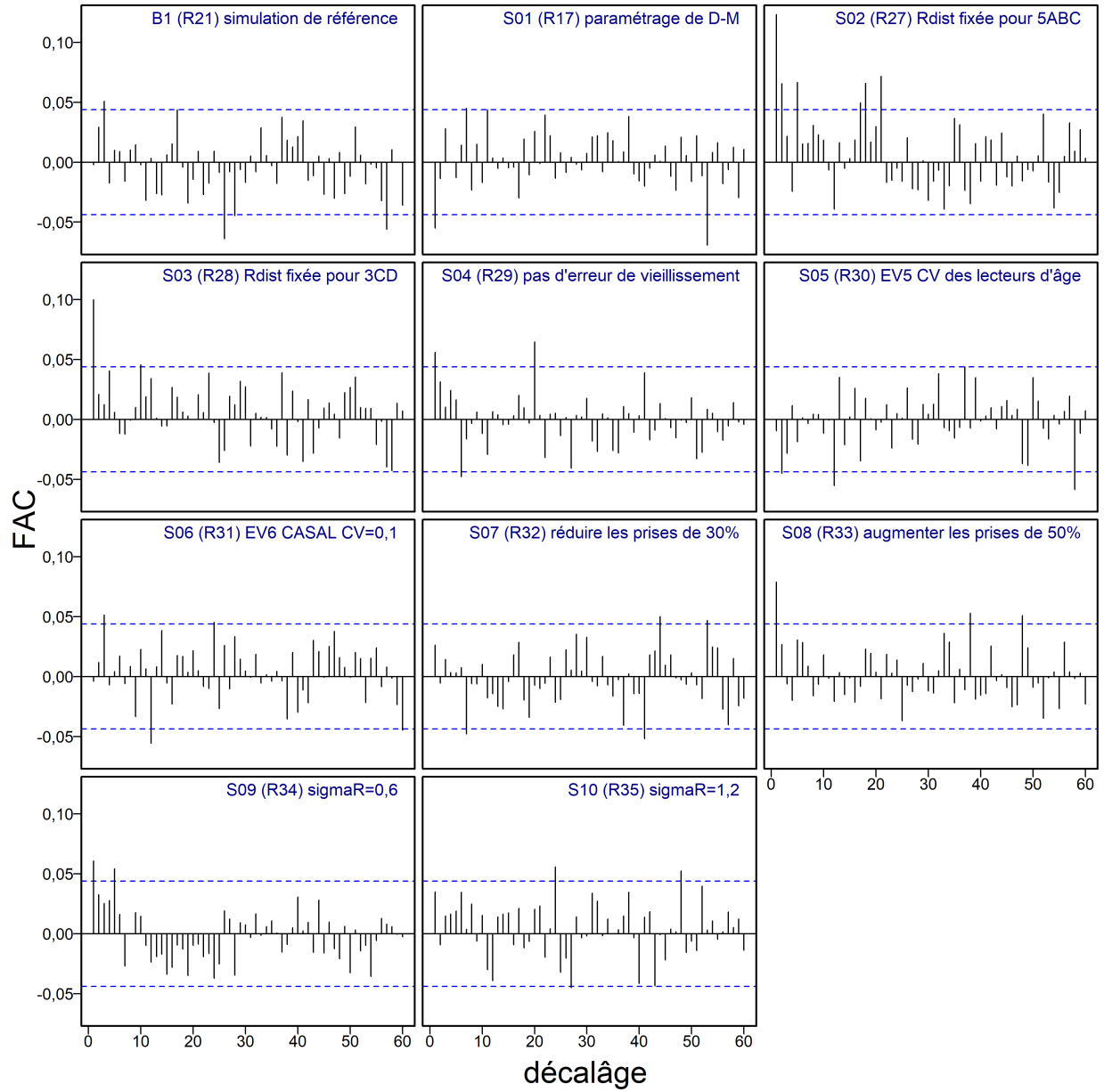


Figure F.60. R_0 de sensibilité du SLM : graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales pointillées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

F.2.4.2. Comparaisons de sensibilité

Les trajectoires des médianes de B_t par rapport à B_0 (figure F.62) indiquent que tous les modèles de sensibilité ont suivi une trajectoire semblable à celle de la simulation de référence, avec quelques variations. L'épuisement médian de la dernière année variait d'un minimum de 0,543 pour le modèle S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) à un maximum de 0,644 pour le modèle S01 (paramétrage D-M). Comparativement au modèle S01, qui était à l'origine la simulation de référence, la méthode de Francis a donné un plus grand épuisement (inférieur à B_{2024}/B_0) et une B_0/B_{RMD} plus faible, ce qui implique une productivité globale plus faible.

En comparant les médianes de la biomasse reproductrice (figure F.61), trois niveaux de sensibilité ont constamment estimé un stock permanent plus important pour toutes les années par rapport à la simulation de référence : S08 (augmenter les prises), S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) et S01 (paramétrage D-M). On a estimé un stock moins productif lorsque les prises ont été réduites (S07). Le reste des niveaux de sensibilité variait peu par rapport à la simulation de référence.

La mise en œuvre du modèle à zones multiples par la plateforme SS3 a nécessité de fixer la distribution relative du recrutement pour l'une des sous-zones, puis de permettre au modèle d'estimer le paramètre de distribution du recrutement pour les deux sous-zones restantes par rapport à la sous-zone de référence. Pour la simulation de référence, la sous-zone 5DE a été choisie arbitrairement comme zone de référence; par conséquent, le paramètre $R_{dist_area}(1)$ pour la simulation de référence appliqué à 5ABC et le paramètre $R_{dist_area}(2)$ appliqué à 3CD. Les simulations de sensibilité des modèles S02 et S03 ont exploré le réglage des sous-zones de référence à 5ABC (S02) et à 3CD (S03), respectivement. En ce qui concerne le rendement global du modèle, les valeurs de S02 et S03 ont produit des estimations des principaux paramètres (tableau F.28) et des quantités dérivées (tableau F.29) qui concordait avec la simulation de référence. De plus, les concordances avec les données de relevé étaient semblables pour les trois simulations, sauf pour le relevé synoptique de la COIV, qui a obtenu un meilleur ajustement lorsque 5ABC (S02) était la sous-zone de référence (tableau F.30). Bien que le rendement global du modèle semble être relativement insensible au choix des sous-zones de référence, la distribution relative de la biomasse entre les trois sous-zones était sensible à ce choix.

Le tableau F.27 montre comment les distributions entre les trois sous-zones du sébaste à longue mâchoire différaient selon le choix de la sous-zone de référence, la simulation de référence et le modèle S03 revenant à des proportions semblables parmi les estimations B_0 , tandis que S02 a estimé une proportion plus faible attribuée à 3CD par rapport aux autres modèles. Il convient de mentionner que la somme des modèles indépendants à zone unique doit être interprétée avec prudence, parce que ces modèles, contrairement aux trois modèles à zones multiples, estiment différents paramètres de mortalité naturelle et de taux de variation. Par conséquent, la productivité dans ces trois modèles ne se limite pas à la taille des stocks, contrairement aux modèles à zones multiples qui partagent les paramètres de productivité estimés sous-jacents.

Table F.27. Distribution de la DPM proportionnelle par sous-zone de sébaste à longue mâchoire pour la simulation de référence, avec l'ajout des trois modèles à zone unique et des simulations de sensibilité S02 ($R_{dist_area_5ABC}$ fixe) et S03 ($R_{dist_area_3CD}$ fixe).

Simulation	B_0			B_{2024}		
	5ABC	3CD	5DE	5ABC	3CD	5DE
simulation de référence	0.598	0.200	0.202	0.533	0.225	0.241
zone unique	0.560	0.221	0.220	0.543	0.168	0.289
S02	0.639	0.142	0.219	0.602	0.128	0.269
S03	0.593	0.193	0.214	0.521	0.185	0.294

Trois des simulations de sensibilité ont traité des problèmes d'erreur de détermination de l'âge : Le modèle S04 a complètement éliminé l'erreur de détermination de l'âge; le modèle S05 a utilisé un autre vecteur d'erreur de détermination de l'âge basé sur l'erreur entre les lectures appariées du même otolith; le modèle S06 a mis en place un terme d'erreur constant de 10 % pour chaque âge. Ces autres vecteurs d'erreur de détermination de l'âge sont présentés simultanément à la figure D.19. Les simulations de sensibilité utilisant les autres vecteurs d'erreur de détermination de l'âge (S05 et S06) ont donné des simulations de modèle presque identiques à la simulation de référence lorsqu'elles ont été tracées en pourcentage de B_0 (figure F.62). Lorsqu'elle est tracée sous forme de biomasse absolue (figure F.61), la sensibilité du modèle S06 est légèrement inférieure à celle de la simulation de référence, tandis que la sensibilité du modèle S05 est tout juste supérieure à la simulation de référence. Les estimations pour M et h de ces simulations étaient également proches de celles faites par la simulation de référence, ce qui laisse entendre que ces simulations produiraient des niveaux semblables de productivité globale. La sensibilité du modèle S04, qui a complètement éliminé l'erreur de détermination de l'âge, était légèrement moins optimiste en termes de pourcentage B_0 (médiane $B_{2024}/B_0 = 0,54$ au lieu de 0,58 pour la simulation de référence, tableau F.29), mais la biomasse globale estimée était considérablement plus importante en termes de B_t absolue (figure F.61) par rapport à la simulation de référence (la médiane S04 $B_0 \sim 1,6 * \text{référence } B_0$, voir le tableau F.29). Ce résultat, plus les estimations plus élevées pour M de cette simulation (tableau F.28), fait de cette simulation de sensibilité un scénario peu probable pour la prestation de conseils. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données des relevés, le modèle S04 (aucune erreur de détermination de l'âge) a généralement donné des correspondances plus faibles aux données des relevés que la simulation de référence, tandis que le modèle S05 (CV du lecteur d'âge) a donné des correspondances semblables à la simulation de référence, et que le modèle S06 (CV constant=0,1) a donné des correspondances légèrement meilleures à la série de relevés que la simulation de référence (tableau F.30).

Les deux simulations de sensibilité qui ont rajusté (1965-1995) les prises des premières années à la baisse (S07) et à la hausse (S08) ont donné des résultats prévisibles, S07 revenant à une B_0 inférieure à la simulation de référence, tandis que le modèle S08 a produit un stock beaucoup plus important. Ce résultat est compatible avec l'augmentation et la réduction des prises d'entrée. En pourcentage de B_0 , le modèle S07 a produit des résultats plus optimistes que la simulation de référence (surtout après 1990 environ), tandis que le modèle S08 a toujours été à peu près identique à la simulation de référence. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, les deux modèles ont montré des résultats variables, le modèle S07

(réduction des prises de 30 %) revenant généralement à des concordances semblables avec les données de relevé comparativement à la simulation de référence, tandis que le modèle S08 (augmentation des prises de 50 %) a donné des concordances moins bonnes aux données de relevé comparativement à la simulation de référence (tableau F.30). Il est intéressant de souligner que le modèle S07 correspondait mieux au relevé historique du goulet de l'île Goose que n'importe laquelle des simulations du tableau F.30, ce qui laisse entendre que les premières prises historiques étaient surestimées.

Les deux simulations de sensibilité qui ont fait varier le paramètre σ_R (écart-type de l'erreur du processus de recrutement) ont donné des résultats semblables à ceux de la simulation de référence. S09 ($\sigma_R=0,6$) et S10 ($\sigma_R=1,2$) ont produit des estimations de M , h , B_0 et B_{2024}/B_0 qui étaient proches de celles de la simulation de référence. Cela signifie que l'évaluation des stocks n'était pas très sensible à ce paramètre fixe. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, les deux modèles correspondent aux données de relevé ainsi qu'à la simulation de référence, à part une meilleure correspondance au relevé de la COHG selon le modèle S10 (tableau F.30). La plateforme SS3 calcule une autre valeur de σ_R en fonction de la variance estimée des écarts de recrutement. Cette valeur était de 1,05 pour la période de recrutement principale de la simulation de référence, ce qui correspond bien à l'hypothèse faite par la simulation de référence ($\sigma_R=0,9$).

La simulation de sensibilité qui a utilisé la procédure Dirichlet-multinomiale pour pondérer les données sur la FA (S01) a donné de bons diagnostics MCCM, mais elle était généralement plus optimiste que la simulation de référence, estimant une taille de stock plus importante par rapport à B_0 (médiane de l'ensemble de la côte $B_{2024}/B_0=0,64$ au lieu de 0,58 pour la simulation de référence (tableau F.29). Les estimations médianes de la mortalité naturelle M étaient plus élevées pour S01 comparativement à la simulation de référence : M_1 (femelles)=0,058 c. 0,052 et M_2 (mâles)=0,065 c. 0,059 (tableau F.28). Les paramètres dérivés ont montré une plus grande variation, le modèle S01 estimant une B_0 supérieure de 22 % à celle de la simulation de référence et un stock reproducteur actuel (B_{2024}) supérieur de 35 % à celui de la simulation de référence. Pour ce qui est de l'ajustement du modèle aux données de relevé, le modèle S01 (modèle D-M) correspond aux données de relevé ainsi qu'à la simulation de référence, à part une bien meilleure correspondance au relevé de la COHG (tableau F.30).

L'état de tous les stocks (B_{2024}/B_{RMD}) pour les sensibilités du MCCM (figure F.68) se situait dans la zone saine du MPO. La variation observée de l'état estimatif des stocks parmi ces dix sensibilités n'était pas importante.

Trois autres simulations de sensibilité ont été effectuées et n'ont pas été incluses dans l'ensemble des simulations de sensibilité du MCCM (section 8.3.1) parce qu'il s'agissait de variantes proches de la simulation de référence (B1, Run21), qui devraient produire des diagnostics MCCM similaires, ou parce qu'une prolongation du MCCM semblait inutile. Ces simulations sont décrites ci-dessus – S11 (R22v2) : ajouter la pêche au chalut pélagique pour les zones 3CD et 5ABC, et estimer les fonctions de sélectivité distinctes pour chaque pêche; S12 (R36v2) : ajouter le relevé synoptique du détroit d'Hécate à l'ensemble de données pour la zone 5DE; et S13 (R37v1) : utiliser des proportions empiriques matures plutôt qu'une ogive de maturité rajustée.

La simulation du modèle S11 a mis en place une pêche distincte pour le chalut pélagique dans les sous-zones 3CD et 5ABC. La sous-zone 5DE a été omise parce qu'on savait que la pêche au chalut pélagique était petite dans cette zone. Cette mise en place a nécessité de solides hypothèses, car les données sur le chalut pélagique étaient rares et n'étaient pas fiables avant

1996. Par conséquent, on a supposé que les prises au chalut pélagique étaient nulles avant 1996, la pêche au chalut pélagique n'ayant commencé qu'en 1996, lorsque les données sur les prises sont devenues fiables. Il n'y avait pas suffisamment de données sur la FA de la pêche au chalut pélagique pour avoir des ensembles de données distincts pour les zones 3CD et 5ABC, ce qui fait que les données disponibles ont été combinées en un seul ensemble de données sur la FA couvrant six ans, de 2007 à 2018. Les ajustements de ces données étaient médiocres, avec de fortes tendances résiduelles négatives de 10 ans au milieu de la vingtaine (non illustrées).

Le modèle S12 a ajouté la série de relevés synoptiques du DH à l'ensemble de données et a supposé que ce relevé surveillait la population de la sous-zone 5DE. Cela s'explique par le fait que la grande majorité des prises de sébastes à longue mâchoire dans le cadre de ce relevé ont été effectuées dans la partie ouest de l'entrée Dixon, directement au-dessus de la côte nord de l'île Graham (voir les figures B.51 à B.59 à l'annexe B). Malheureusement, il n'y avait pas suffisamment de données sur la FA des sébastes à longue mâchoire provenant de ce relevé pour estimer de façon fiable une fonction de sélectivité, de sorte que le modèle a adapté les indices de relevé en utilisant la fonction de sélectivité estimée pour le relevé synoptique de la COHG voisine.

Ni l'un ni l'autre de ces modèles de simulation de sensibilité n'a amélioré de beaucoup les concordances avec les données de relevé par rapport aux concordances obtenues par la simulation de référence (tableau 8). La correspondance aux relevés de la COHG et de la COIV s'est détériorée pour le modèle S12 par rapport à celle obtenue par la simulation de référence. Les ajustements restants étaient les mêmes pour les modèles S11 et S12.

Le tableau 9 montre qu'aucune de ces simulations de sensibilité ne s'est déplacée très loin des estimations de la simulation de référence. Les modèles S11 et S12 présentaient des estimations de paramètres avancés pour M , h , $\text{LN}(R_0)$, et les principaux paramètres de sélectivité qui étaient presque les mêmes que pour la simulation de référence (tableau 9). Il y a eu quelques changements mineurs dans les estimations pour la B_0 et la B_{2024} , avec une baisse de 5 % de la B_0 de la zone 3CD et une baisse de 13 % de la B_{2024} de la zone 3CD pour le modèle S11, qui est la sous-zone où la pêche pélagique est la plus active. Les différences étaient toutefois minimales, et il est difficile de conclure que la combinaison de la BT et des pêches pélagiques avait généré un biais dans cette évaluation des stocks, compte tenu des données qui sont actuellement disponibles. De même, le modèle S12 a démontré que l'effet de l'ajout du relevé du DH à l'ensemble de données était faible parce qu'il ne modifiait aucune des estimations des paramètres et qu'il pouvait être à l'origine d'une légère réduction de la taille relative de la biomasse actuelle dans la zone 5DE, avec le rapport avec la B_0 diminuant rapidement de 0,635 dans la simulation de référence à 0,600 dans le modèle S12 (tableau 9).

Le modèle S13 a été ajouté à la réunion de l'examen régional par les pairs après que l'un des participants a souligné le mauvais ajustement aux proportions empiriques de maturité. On craignait que cette mauvaise concordance ne fausse le modèle global ajusté aux données. Il a été suggéré d'utiliser simplement la maturité empirique au lieu de la courbe de fréquences combinées ajustée de la maturité. Les ajustements obtenus des paramètres principaux étaient identiques à ceux de la simulation de référence, et les quantités dérivées montraient de faibles réductions de la biomasse reproductrice des femelles (tableau 9).

Table F.28. SLM 2023 : valeurs médianes des échantillons de MCCM pour les principaux paramètres estimés, en comparant la simulation de référence à 10 simulations de sensibilité (2 000 échantillons chacun). R = Simulation, S = Sensibilité. Les indices numériques autres que ceux pour R_0 et M indiquent les types d'engins suivants g : 1 = Relevé synoptique du BRC, 5 = Relevé synoptique de la COIV, 6 = Relevé synoptique de la COHG, 7 = Relevé historique du GIG, 8 = Relevé triennal du SNPM et 9 = Relevé historique de la COIV. Simulations de sensibilité : S01 = paramétrage D-M, S02 = Rdist 5ABC fixe, S03 = Rdist 3CD fixe, S04 = AE1 sans erreur de détermination de l'âge, S05 = AE5 CV des lecteurs d'âge, S06 = AE6 CV=0,1, S07 = réduction des prises de 30 %, S08 = augmentation des prises de 50 %, S09 = $\sigma R=0,6$, S10 = $\sigma R=1,2$.

Paramètre	B(R21)	S01(R17)	S02(R27)	S03(R28)	S04(R29)	S05(R30)	S06(R31)	S07(R32)	S08(R33)	S09(R34)	S10(R35)
$\log R_0$	9,845	10,20	9,784	9,899	10,67	9,960	9,790	9,717	10,23	9,773	10,00
Rdist area(1)	1,173	1,307	–	1,281	1,502	1,259	1,159	1,265	1,212	1,188	1,179
Rdist area(2)	-0,008557	0,1174	-1,556	–	-0,007375	-0,005827	-0,01037	0,08255	-0,06920	-0,008081	-0,007046
Rdist area(3)	–	–	-1,305	0,03811	–	–	–	–	–	–	–
M_1	0,05229	0,05754	0,05177	0,05360	0,06421	0,05435	0,05182	0,05388	0,05467	0,05093	0,05438
M_2	0,05939	0,06467	0,05904	0,06104	0,07139	0,06152	0,05909	0,06117	0,06188	0,05812	0,06161
BH h	0,7544	0,7223	0,7486	0,7415	0,7608	0,7513	0,7348	0,7611	0,7036	0,7852	0,7254
μ_1 (TRAWL 5ABC)	11,33	11,02	11,29	11,29	11,52	11,25	11,17	11,35	11,26	11,31	11,32
$\log v_{L1}$ (TRAWL 5ABC)	2,193	2,125	2,164	2,167	2,321	2,130	2,077	2,188	2,178	2,185	2,186
Δ_{11} (TRAWL 5ABC)	-0,05945	-0,05560	-0,04657	-0,04737	-0,04971	-0,05397	-0,06955	-0,05163	-0,05753	-0,05528	-0,04901
μ_4 (QCS)	17,74	14,58	17,72	17,29	17,80	17,48	17,44	18,08	16,80	17,54	17,79
$\log v_{L4}$ (QCS)	4,315	3,849	4,313	4,249	4,308	4,275	4,266	4,343	4,204	4,289	4,327
Δ_{14} (QCS)	-0,003651	0,1253	-0,001029	0,005860	-0,003704	0,03996	0,03433	0,003645	0,01808	0,01199	0,04443
μ_5 (WCVI)	20,49	17,54	21,04	20,12	20,09	20,21	20,92	20,70	20,07	20,13	20,55
$\log v_{L5}$ (WCVI)	4,741	4,489	4,791	4,708	4,661	4,706	4,786	4,758	4,700	4,715	4,753
Δ_{15} (WCVI)	0,2744	0,1587	0,2857	0,2844	0,2504	0,2787	0,2960	0,2436	0,2937	0,2686	0,3041
μ_6 (WCHG)	12,29	12,16	12,24	12,23	12,49	12,29	12,24	12,43	12,21	12,24	12,35
$\log v_{L6}$ (WCHG)	2,235	2,174	2,217	2,208	2,374	2,200	2,087	2,266	2,208	2,218	2,258
Δ_{16} (WCHG)	-0,01605	-0,03035	-0,03345	-0,03428	-0,03102	-0,02545	-0,02130	-0,03458	-0,03766	-0,03272	0,002341
μ_7 (GIG)	8,473	8,647	8,754	8,528	8,696	8,706	8,686	8,947	8,361	8,420	8,622
$\log v_{L7}$ (GIG)	3,034	3,107	3,094	3,059	3,104	3,025	3,097	3,149	3,016	3,036	3,065
Δ_{17} (GIG)	-0,3249	-0,3364	-0,3082	-0,3223	-0,2666	-0,2657	-0,2443	-0,3178	-0,2947	-0,3354	-0,2394
μ_8 (SNPM)	5,222	4,441	5,325	5,276	5,263	5,270	5,363	5,412	5,307	5,185	5,266
$\log v_{L8}$ (SNPM)	2,955	2,634	3,002	3,007	2,984	2,964	2,984	2,984	2,976	2,932	2,955
Δ_{18} (SNPM)	-0,2313	-0,2121	-0,2357	-0,2608	-0,2170	-0,1974	-0,2522	-0,2172	-0,1996	-0,1772	-0,1651
$\log (DM \theta_1)$	–	7,084	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_2)$	–	6,794	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_3)$	–	6,951	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_4)$	–	6,057	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_5)$	–	5,895	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_6)$	–	6,119	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_7)$	–	4,821	–	–	–	–	–	–	–	–	–
$\log (DM \theta_8)$	–	5,631	–	–	–	–	–	–	–	–	–

Table F.29. SLM 2023 : médianes des quantités dérivées de MCCM provenant de la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité (2 000 échantillons chacun) de leurs valeurs a posteriori de la MCCM respectives. Voici les définitions : B_0 – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures), B_{2024} – biomasse reproductrice à la fin de 2024, u_{2023} – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) au milieu de 2023, u_{max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1935 à 2024), RMD – rendement maximal durable à l'équilibre, B_{RMD} – biomasse reproductrice à l'équilibre au RMD, u_{RMD} – taux d'exploitation à l'équilibre au RMD. Les valeurs de la biomasse (et du rendement maximal durable, RMD) sont exprimées en tonnes. Simulations de sensibilité : S01 = paramétrage D-M, S02 = Rdist 5ABC fixe, S03 = Rdist 3CD fixe, S04 = AE1 sans erreur de détermination de l'âge, S05 = AE5 CV des lecteurs d'âge, S06 = AE6 CASAL CV=0 1, S07 = réduction des prises de 30 %, S08 = augmentation des prises de 50 %, S09 = $\sigma R=0.6$, S10 = $\sigma R=1.2$.

Quantité dérivée	B(R21)	S01(R17)	S02(R27)	S03(R28)	S04(R29)	S05(R30)	S06(R31)	S07(R32)	S08(R33)	S09(R34)	S10(R35)
B_0	106 054	130 221	101 087	108 553	168 639	111 740	102 805	88 586	149 119	102 912	116 939
B_{2024}	61 965	84 154	58 649	63 287	90 769	65 305	60 460	56 603	86 227	60 386	65 008
B_{2024}/B_0	0,582	0,644	0,576	0,586	0,543	0,586	0,584	0,631	0,578	0,589	0,554
u_{2023}	0,0275	0,0203	0,0291	0,0269	0,0189	0,0262	0,0282	0,0300	0,0197	0,0282	0,0263
u_{max}	0,123	0,106	0,124	0,121	0,0993	0,120	0,122	0,112	0,124	0,126	0,119
RMD	4 865	6 278	4 707	5 000	9 770	5 350	4 576	4 296	6 603	4 819	5 465
B_{RMD}	26 798	34 669	26 082	27 772	44 279	28 851	26 491	22 445	39 418	25 357	30 893
$0.4B_{RMD}$	10 719	13 867	10 433	11 109	17 712	11 540	10 597	8 978	15 767	10 143	12 357
$0.8B_{RMD}$	21 438	27 735	20 865	22 218	35 423	23 081	21 193	17 956	31 534	20 286	24 714
B_{2024}/B_{RMD}	2,33	2,49	2,28	2,32	2,08	2,30	2,29	2,53	2,24	2,41	2,11
B_{RMD}/B_0	0,254	0,265	0,259	0,255	0,264	0,260	0,260	0,251	0,265	0,246	0,266
u_{RMD}	0,0902	0,0888	0,0873	0,0892	0,107	0,0906	0,0850	0,0939	0,0817	0,0939	0,0861
u_{2023}/u_{RMD}	0,307	0,221	0,326	0,300	0,177	0,282	0,328	0,321	0,236	0,302	0,303

Table F.30. Valeurs de la log-vraisemblance (LV) indiquées par les simulations de référence et de sensibilité pour les indices de relevé, la composition selon l'âge (FA), le recrutement et le total (ce ne sont pas toutes les composantes de la LV qui sont indiquées ici).

Sim. réf.	Étiquette	BRC_SYN	COIV_SYN	COHG_SYN	GIG_HIS	SNPM_TRI	COIV_HIS	Indice	FA	Recrue	Total
B (R21)	simulation de référence	-13,69	1,345	-2,832	-4,312	6,772	5,475	-7,242	1 048	29,77	1 090
S01 (R17)	Paramétrage D-M	-13,40	1,079	-4,352	-4,422	6,621	5,170	-9,308	3 447	21,92	3 522
S02 (R27)	Rdist 5ABC fixe	-13,38	-0,8845	-3,289	-4,426	6,942	5,209	-9,831	1 031	30,31	1 071
S03 (R28)	Rdist 3CD fixe	-13,72	0,4439	-2,961	-4,133	6,837	5,137	-8,398	1 051	30,01	1 093
S04 (R29)	AE1 aucune erreur de détermination de l'âge	-12,78	1,284	-1,387	-3,686	6,796	5,410	-4,361	883,7	13,81	911,7
S05 (R30)	AE5 CV des lecteurs d'âge	-13,56	1,227	-3,123	-4,182	6,791	5,472	-7,371	1 013	30,12	1 055
S06 (R31)	AE6 CASAL CV=0,1	-13,79	1,015	-4,216	-4,533	6,692	5,481	-9,353	1 187	30,43	1 230
S07 (R32)	réduire les prises de 30 %	-13,87	0,9810	-3,151	-5,005	6,891	5,357	-8,797	1 050	30,75	1 092
S08 (R33)	augmenter les prises de 50 %	-12,97	2,017	-2,522	-0,8218	7,045	5,542	-1,705	1 014	28,72	1 060
S09 (R34)	sigmaR=0,6	-13,62	1,356	-2,370	-4,374	6,791	5,473	-6,743	1 060	36,52	1 111
S10 (R35)	sigmaR=1,2	-13,71	1,254	-3,013	-4,226	6,760	5,481	-7,458	1 042	29,89	1 084

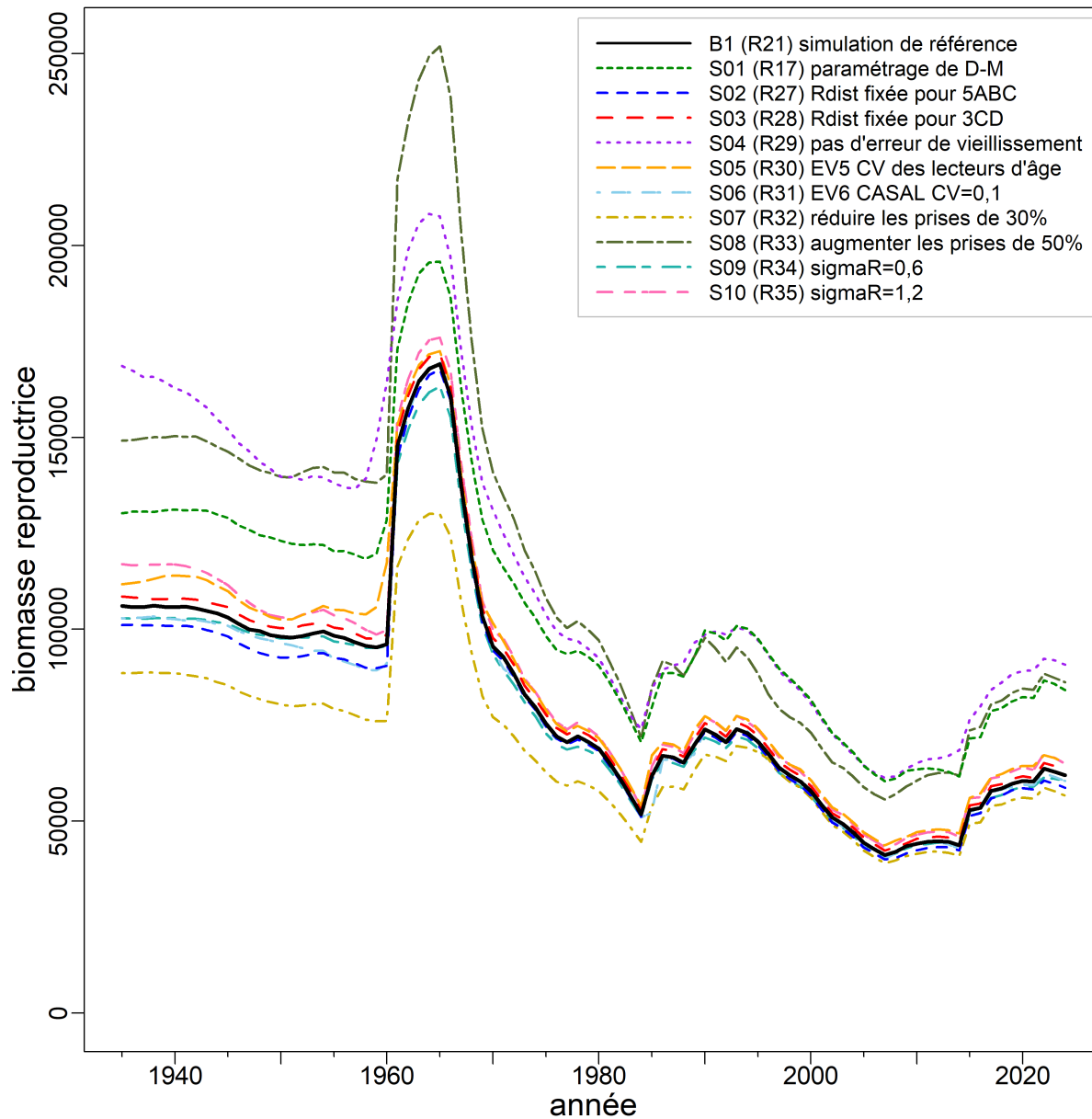


Figure F.61. Sensibilité du SLM : trajectoires des modèles de la biomasse reproductrice médiane (en tonnes) pour la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité.

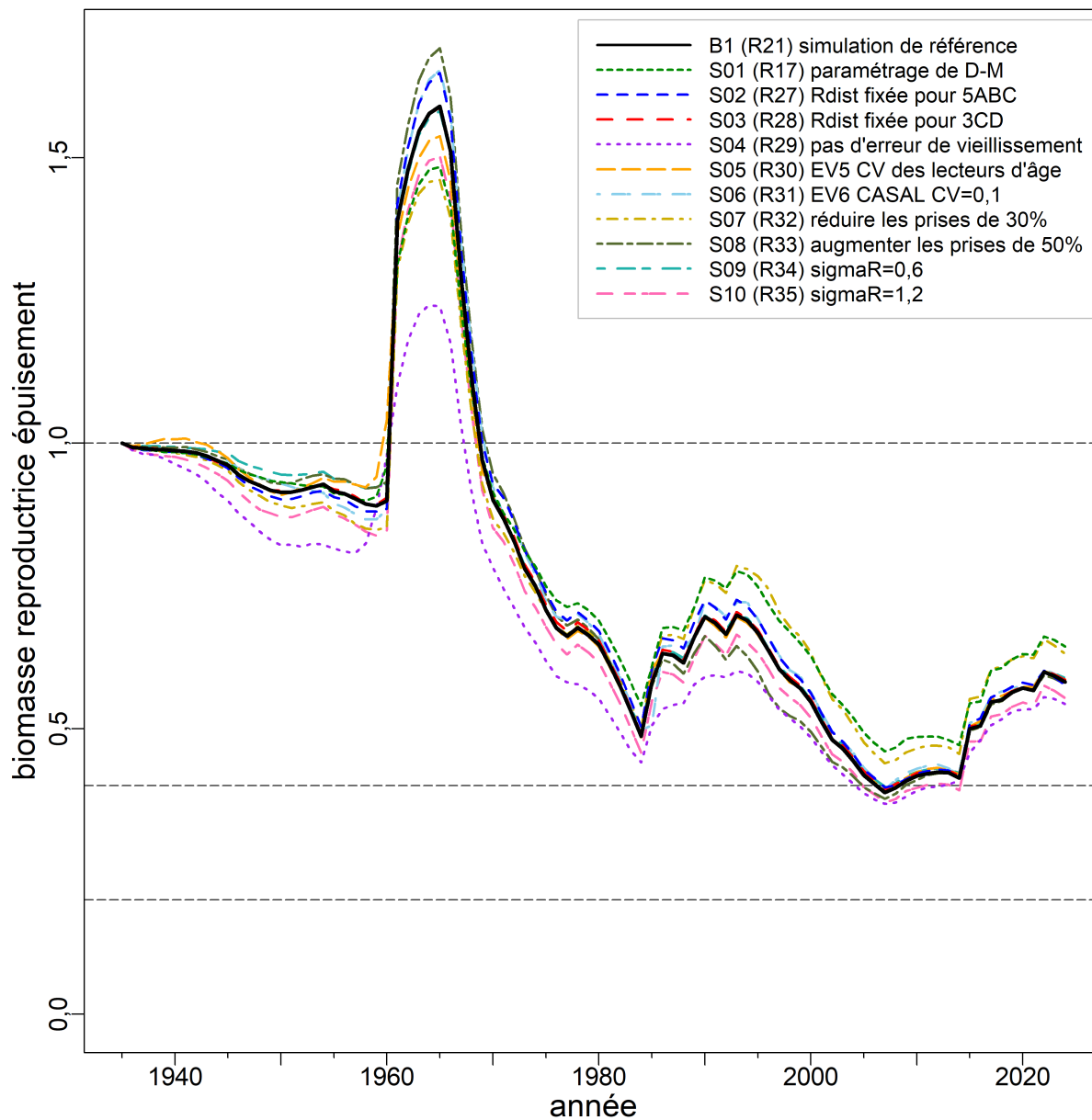


Figure F.62. Sensibilité du SLM : trajectoires des modèles de la biomasse reproductrice médiane en proportion de la biomasse à l'équilibre non exploitée (B_t/B_0) pour la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité. Les lignes horizontales pointillées montrent d'autres points de référence utilisés par d'autres administrations : $0,2B_0$ (PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à la B_{RMD}) et B_0 (biomasse reproductrice à l'équilibre).

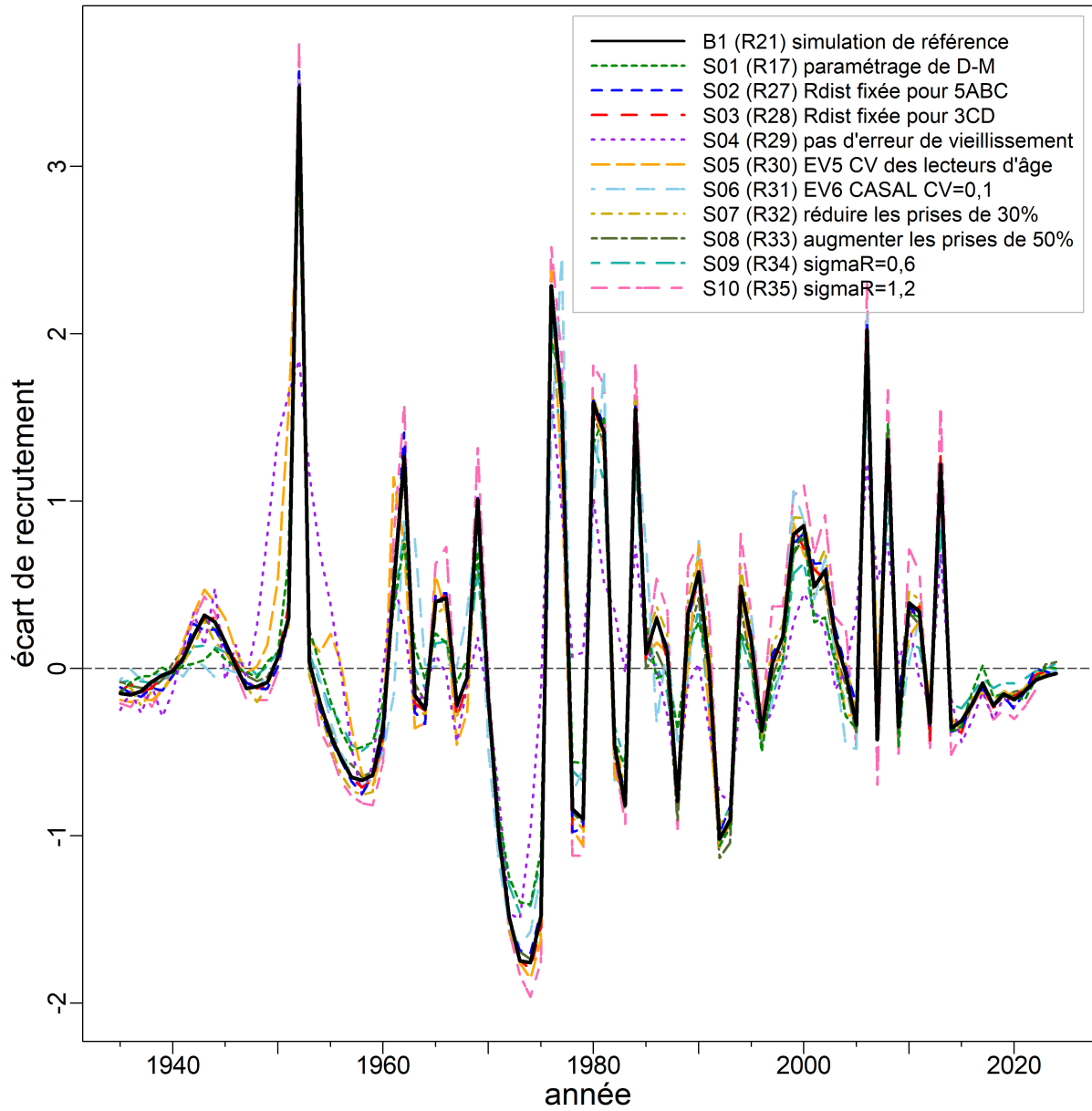


Figure F.63. Sensibilité du SLM : trajectoires des modèles des écarts de recrutement médians pour la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité.

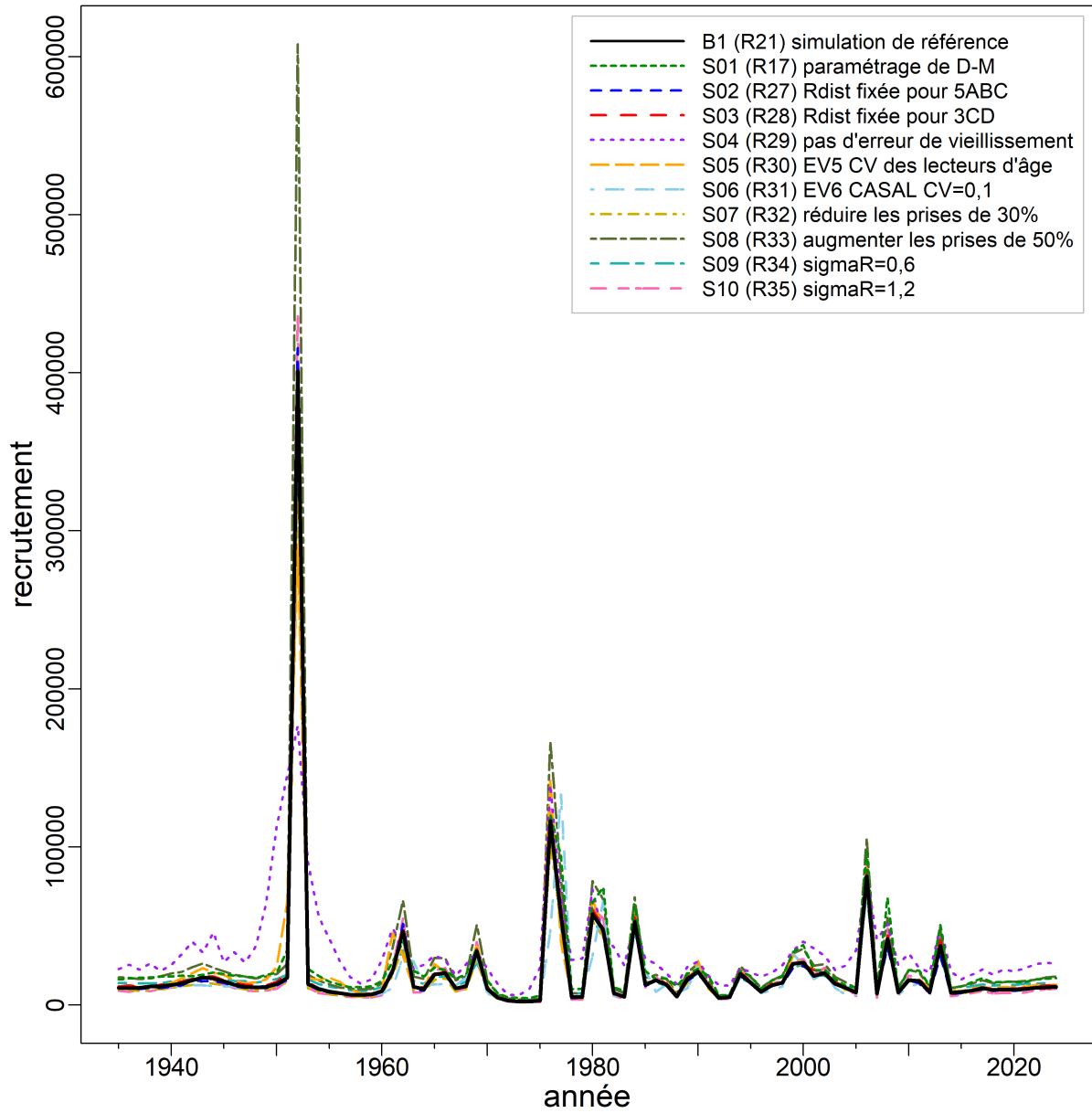


Figure F.64. Sensibilité du SLM : trajectoires des modèles du recrutement médian de poissons d'un an (R_t , en milliers) pour la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité.

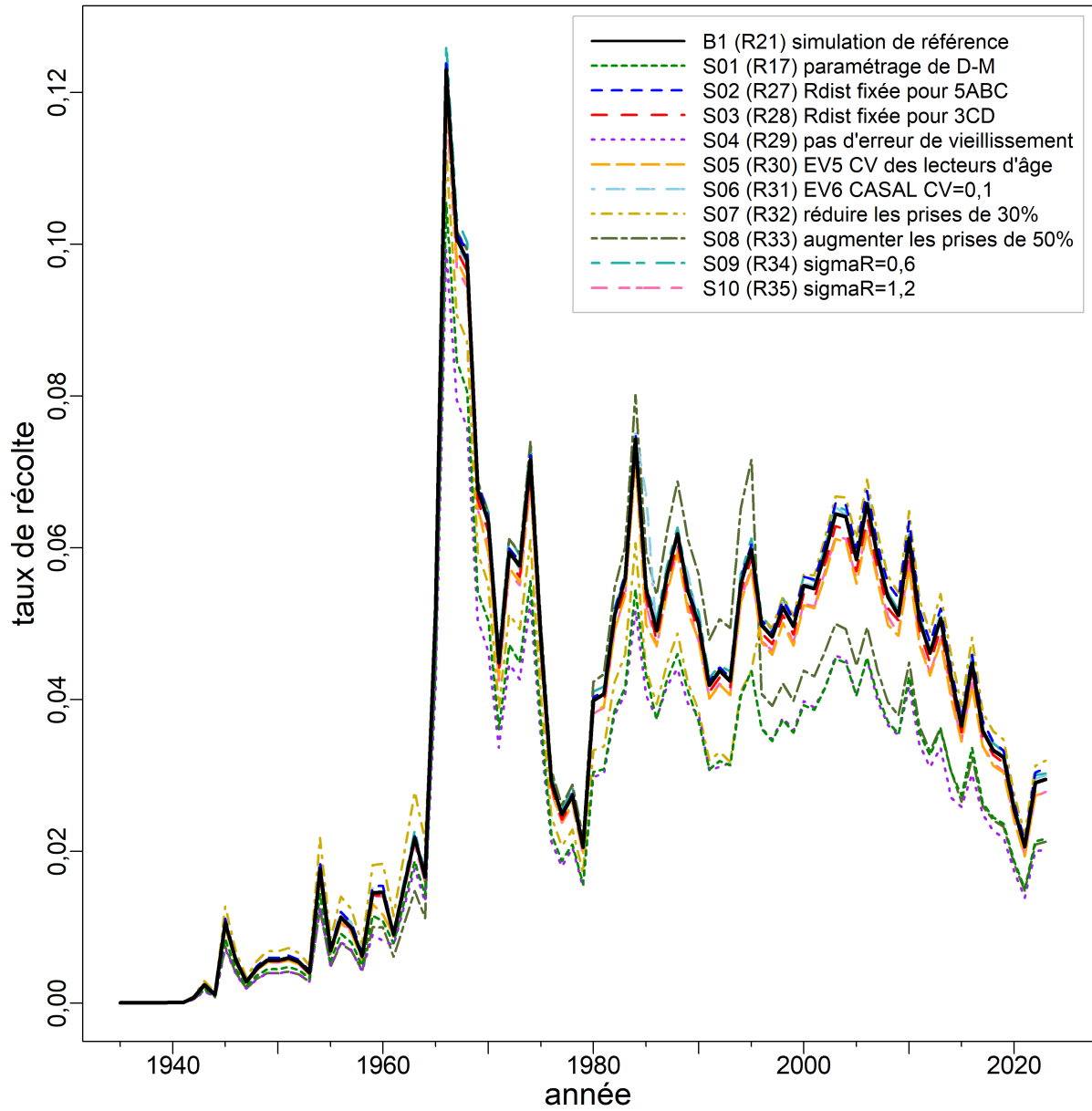


Figure F.65. Sensibilité du SLM : trajectoires des modèles du taux d'exploitation médian de la biomasse vulnérable (u_t) pour la simulation de référence et 10 simulations de sensibilité.

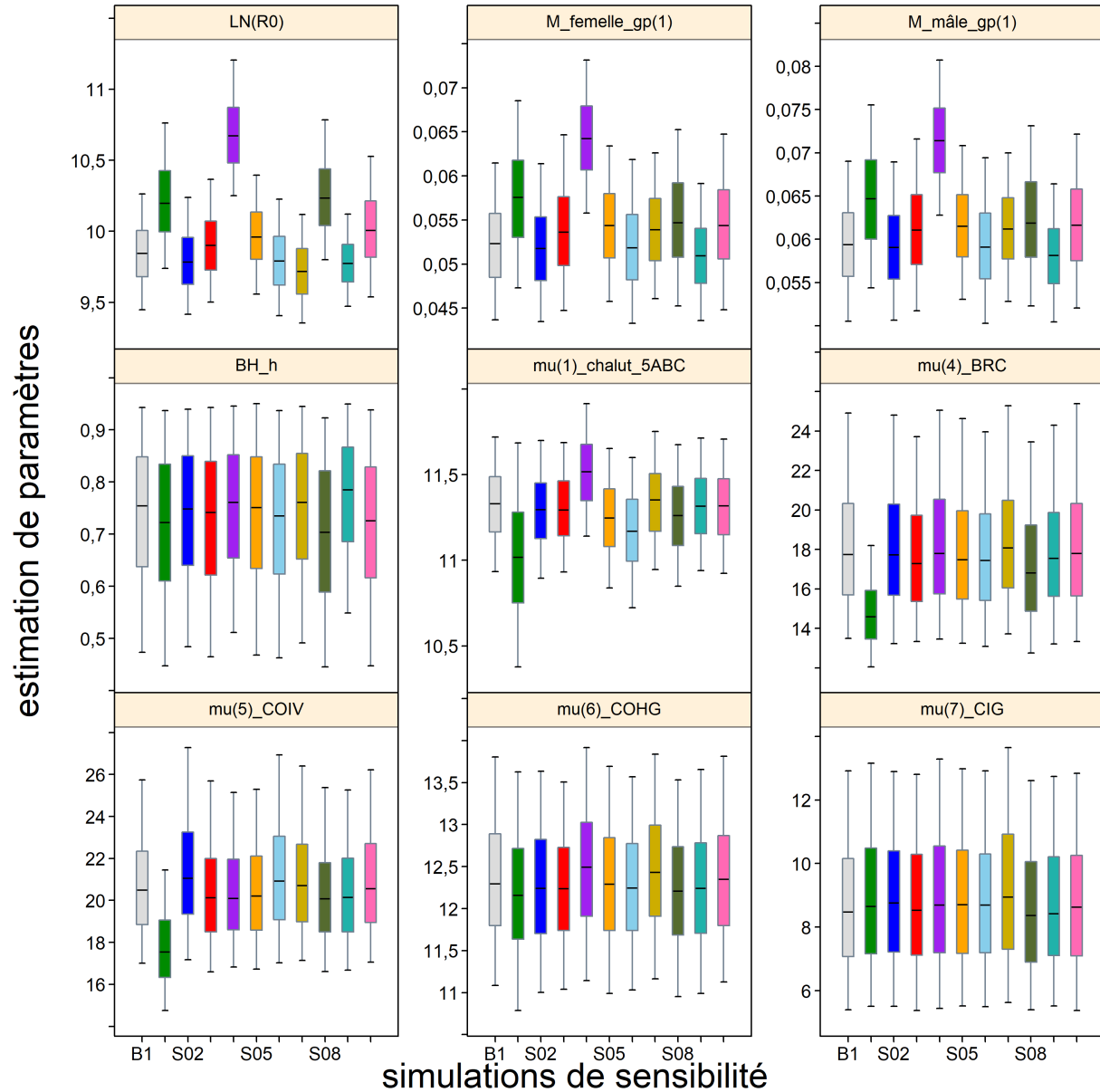


Figure F.66. Sensibilité du SLM : les diagrammes de quantiles des estimations de paramètres choisis ($\log R_0$, $M_{s=1,2}$, h , $\mu_{g=1}$, $\log v_{Lg=1}$) comparent la simulation de référence à 10 simulations de sensibilité. Voir le texte sur les chiffres de sensibilité. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

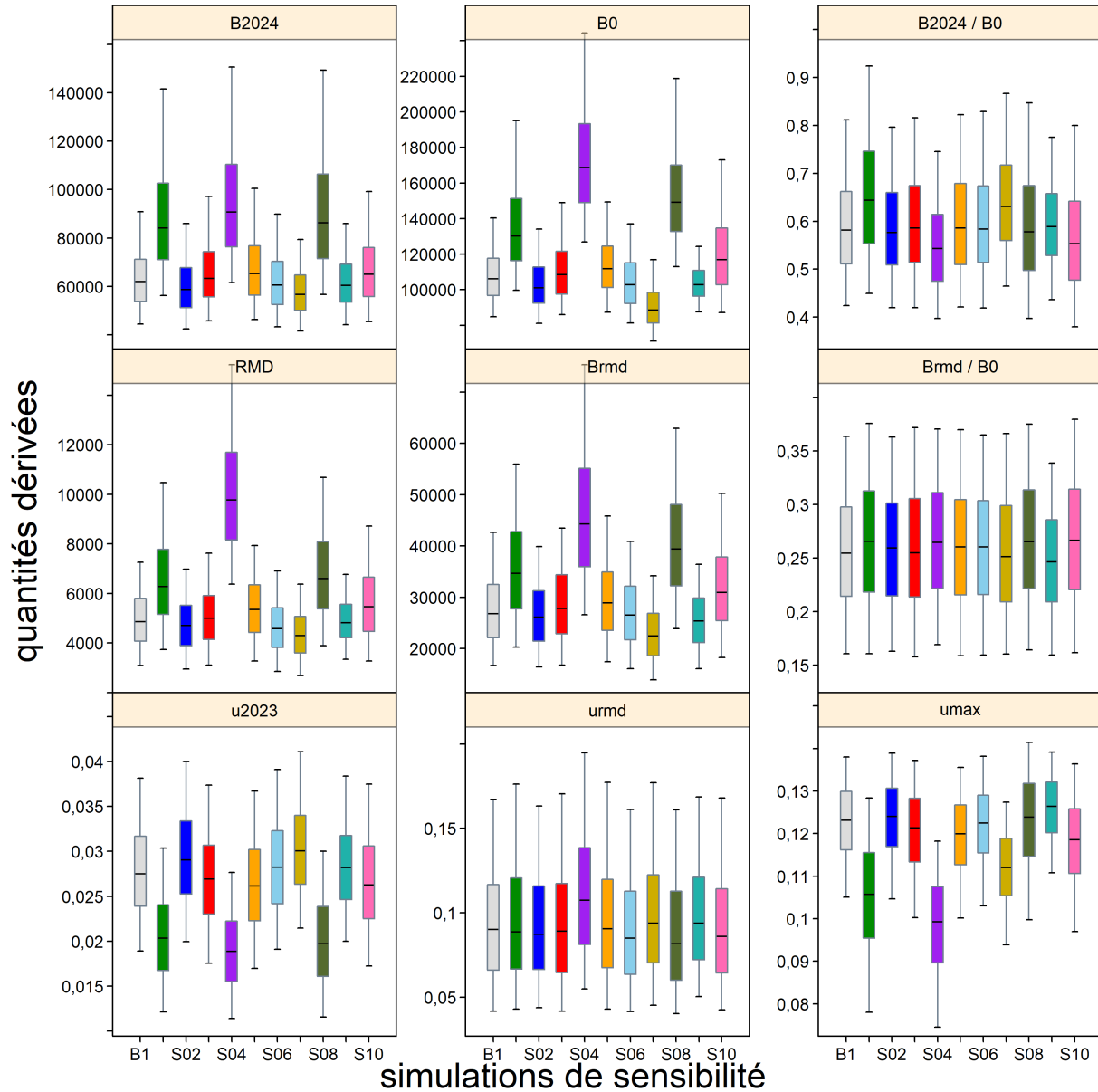


Figure F.67. Sensibilité du SLM : les diagrammes de quantiles de quantités dérivées sélectionnées (B_{2024} , B_0 , B_{2024}/B_0 , RMD , B_{RMD} , B_{RMD}/B_0 , u_{2023} , u_{RMD} , u_{max}) comparant la simulation de référence avec 10 simulations de sensibilité. Voir le texte sur les chiffres de sensibilité. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

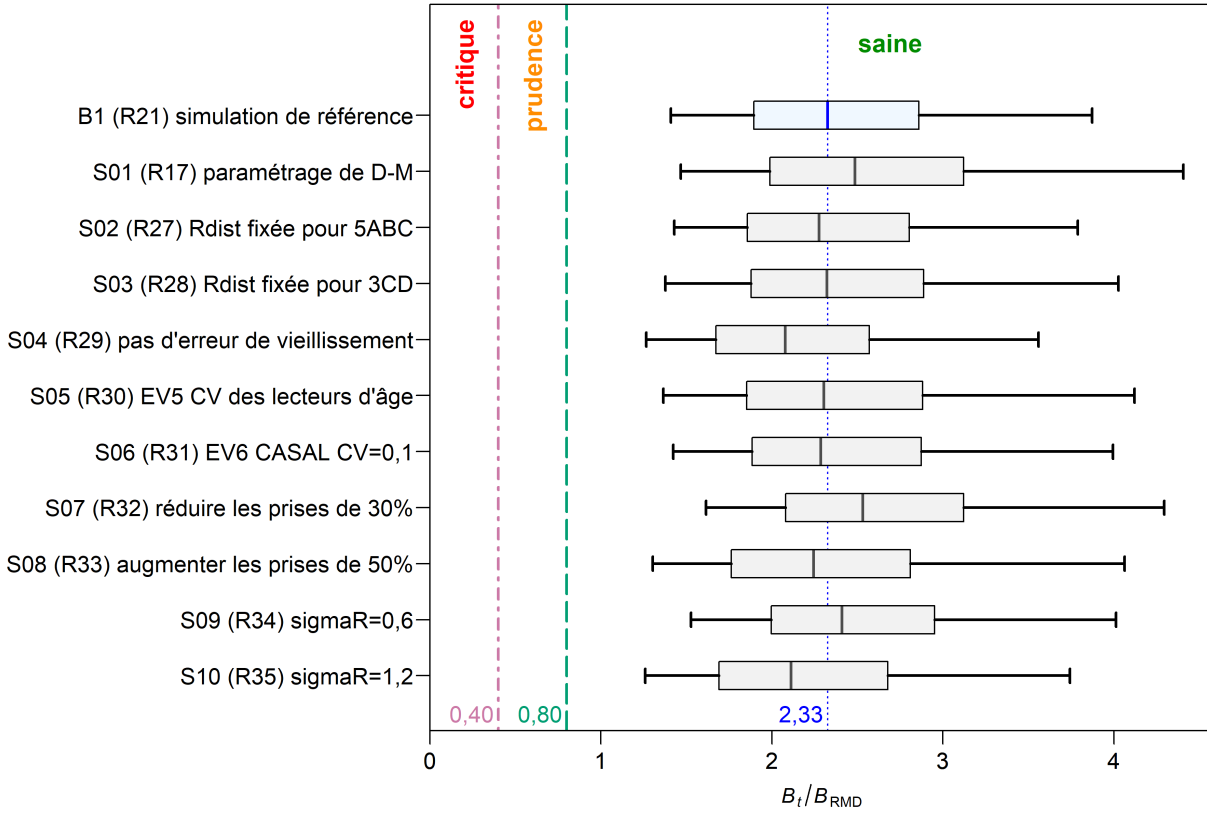


Figure F.68. Sensibilité du SLM : état du stock au début de 2024 par rapport aux points de référence de l'AP du MPO de $0,4B_{RMD}$ et de $0,8B_{RMD}$ pour la simulation de référence (Run21) et 10 simulations de sensibilité. La ligne pointillée verticale utilise la médiane de la simulation de référence pour faciliter les comparaisons avec les simulations de sensibilité. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la distribution a posteriori générée par la méthode de MCCM.

F.3. RÉFÉRENCES – RÉSULTATS DES MODÈLES

- 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.
- Forrest, R.E., Holt, K.R. et Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs](#). Fish. Res. 206. 259–286.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- 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.
- Knaus, J. 2015. [snowfall: Easier cluster computing \(based on snow\)](#). Version 1.84-6.1 du package R.
- Method, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. et Johnson, K.F. 2022. [Stock Synthesis: User Manual, version 3.30.20](#). Rapp. tech., NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, September 30, 2022.
- 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.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vi + 293 p.

ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME

La présente annexe décrit les renseignements sur les écosystèmes pertinents pour le sébaste à longue mâchoire (SLM, code de GFBioSQL « 396 ») le long de la côte de la Colombie-Britannique (zones 3CD + 5ABCDE de la CPMP). Les analyses présentées ici comparent trois régions qui délimitent les stocks. Le stock du centre de la Colombie-Britannique dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC, zone 5ABC de la CPMP) est le plus grand et le plus important pour la pêche. Deux stocks plus petits se trouvent à proximité du plus gros, soit un stock du sud de la Colombie-Britannique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV, zone 3CD de la CPMP) et un stock au nord de la Colombie-Britannique au large des côtes nord et ouest de Haida Gwaii (COHG, zone 5DE de la CPMP). L'évaluation des stocks de 2023 modélise la population de sébaste à longue mâchoire à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique comme trois stocks avec un recrutement partagé à l'échelle de la côte qui est réparti dans chaque zone. L'information contenue dans cette annexe fournit des renseignements qui pourraient être utiles à d'autres organismes et complète l'information spatiale et biologique sur le sébaste à longue mâchoire qui se trouve dans d'autres annexes du document d'évaluation des stocks de 2023.

G.1. RÉPARTITION SPATIALE

Les données pour les analyses spatiales du sébaste à longue mâchoire ont été extraites de la base de données SQL « GFFOS »¹ du MPO le 25 avril 2023, plus précisément à l'aide du tableau GF_MERGED_CATCH, qui rapproche les journaux de bord des observateurs et des pêcheurs. Certaines des analyses ci-dessous visent à faciliter la communication des résultats au Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC), peu importe le statut de l'espèce établi par ce comité.

Tableau G.1. Valeurs susceptibles d'intéresser le COSEPAC.

Mesure↓ Zone→	C.-B.	5ABC	3CD	5DE
Zone d'occurrence (km ²)	104 982	49 529	19 876	26 486
Bathymétrie de l'habitat (km ²)	52 386	32 983	6 178	11 601
Zone d'occupation (km ²)	23 020	12 076	6 768	4 328
Profondeur à la fréquence de trait pour le SLM (1 %)	100	96	128	97
Profondeur à la fréquence de trait pour le SLM (99 %)	528	442	590	549
Somme des prises de SLM (27 ans) en traits de SLM (kt)	122,8	83,6	14,3	24,7
Prop. de SLM (27 ans) en traits pour le SLM (%)	18,1	27,3	5,7	18,4

Le sébaste à longue mâchoire est omniprésent le long de la côte de la Colombie-Britannique, certaines zones comptant des captures par unité d'effort (CPUE) plus importantes, notamment dans le goulet de l'île Moresby, autour de l'île Anthony, au large de la baie Rennell, au large de

¹ Le GFFOS est l'interface du poisson de fond avec la plateforme de base de données actuelle du MPO pour les statistiques sur les prises appelées « Système des opérations de pêche ». Les registres des prises de poisson de fond des pêches à la ligne et à l'hameçon ont été convertis au GFFOS en 2006, tandis que ceux des pêches au chalut ont été convertis au GFFOS en 2007.

la côte nord-ouest de Haida Gwaii et à l'entrée Dixon, près de l'île Langara (figure G.1). La « zone d'occurrence », calculée comme une enveloppe convexe entourant les événements de pêche, fournit la mesure la plus grossière de l'habitat spatial. Pour les espèces marines, elle peut inclure des zones qui fournissent un habitat médiocre selon les convolutions spatiales des événements de pêche (figure G.2). Le tableau G.1 signale la zone d'eau couverte par diverses enveloppes convexes (ensemble de la côte de la C.-B., zones 5ABC, 3CD et 5DE). Le niveau suivant de couverture spatiale est fourni par les enveloppes bathymétriques délimitées par les profondeurs auxquelles le sébaste à longue mâchoire a été observé, en particulier les quantiles de profondeur 0,01 et 0,99 (tableau G.1, figure G.3 à figure G.6). Les enveloppes bathymétriques (figure G.7) fournissent des zones où l'on peut trouver 98 % du sébaste à longue mâchoire, sans savoir si l'habitat convient à l'espèce. Enfin, la « zone d'occupation » restreint l'habitat convenable aux zones où des sébastes à longue mâchoire ont été observés. Une estimation ponctuelle d'un emplacement n'a pas de dimension physique significative; par conséquent, une grille de 2 km par 2 km est superposée aux eaux côtières, et on suppose qu'une cellule de grille est occupée si trois bateaux de pêche uniques ont pris au moins un sébaste à longue mâchoire dans cette cellule de grille. Les cellules de la grille occupées sont additionnées (chaque cellule étant égale à 4 km²) pour représenter la superficie minimale de l'habitat du sébaste à longue mâchoire (tableau G.1, figure G.8).

Les représentations de l'étendue spatiale peuvent également comprendre un classement des prises dans les lieux de pêche pour chaque pêche. Pour la pêche au chalut, les trois lieux où l'on capture le plus de sébaste à longue mâchoire sont le sud-est du cap St. James, le sud-est de l'île Goose et l'île Frederick (figure G.9), d'après les prises depuis 1996. De même, les lieux les plus importants pour les pêches mineures sont le sud-est du cap St. James (pêche au flétan, figure G.10), Quatsino Canyon (pêche à la morue charbonnière, figure G.11), le bras Flamingo (pêche au chien de mer et à la morue-lingue, figure G.12), et Barry Inlet (pêche à la ligne et à l'hameçon dans les eaux extérieures, figure G.13).

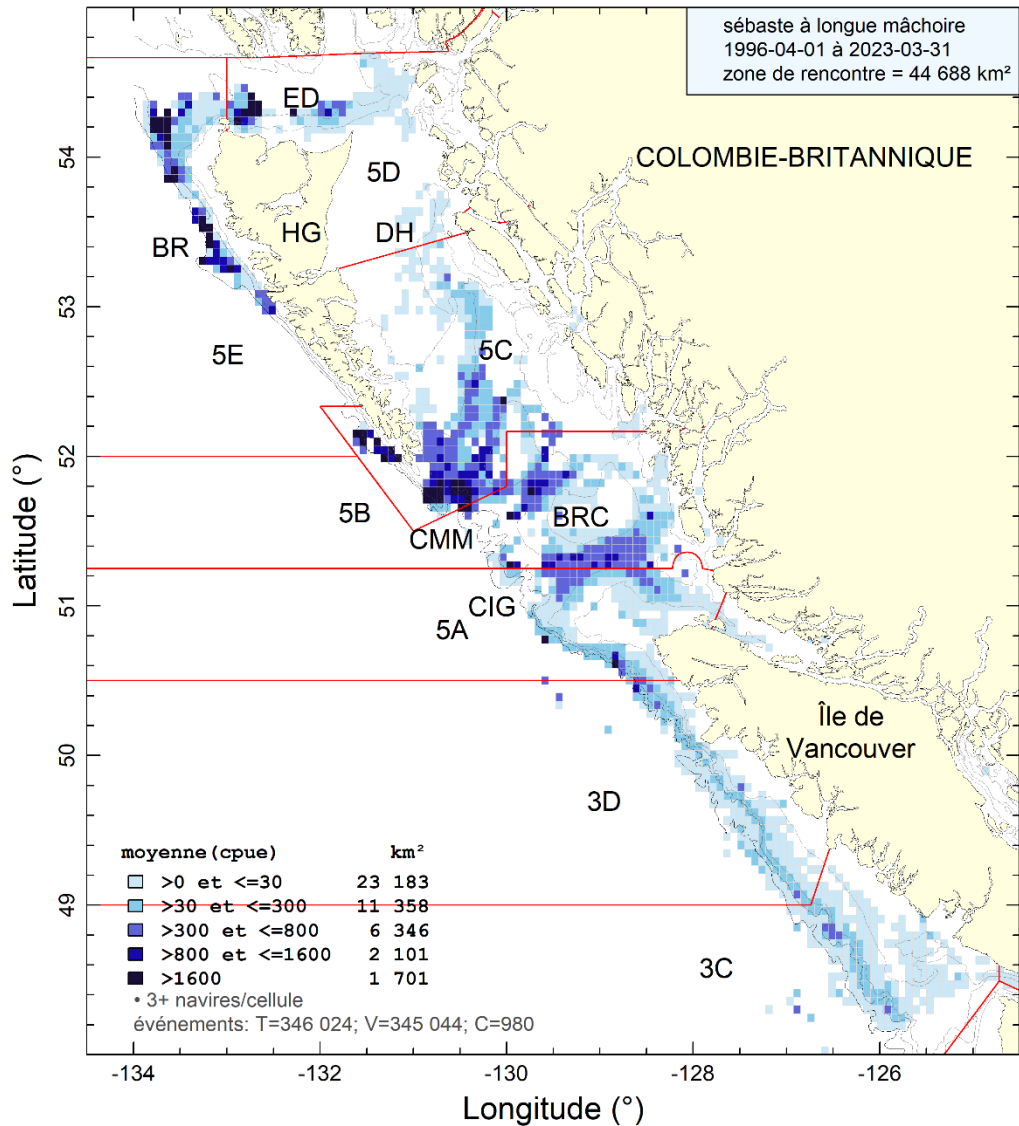


Figure G.1. Densité de CPUE de sébastes à longue mâchoire provenant des traits de chalut (de fond et pélagique) d'avril 1996 à mars 2023. ED = Entrée Dixon, GIG = goulet de l'île Goose, HG = Haida Gwaii, DH = détroit d'Hécate, GMM = goulets de Mitchell et de l'île Moresby, BRC= bassin de la Reine-Charlotte, BR = baie Rennell.

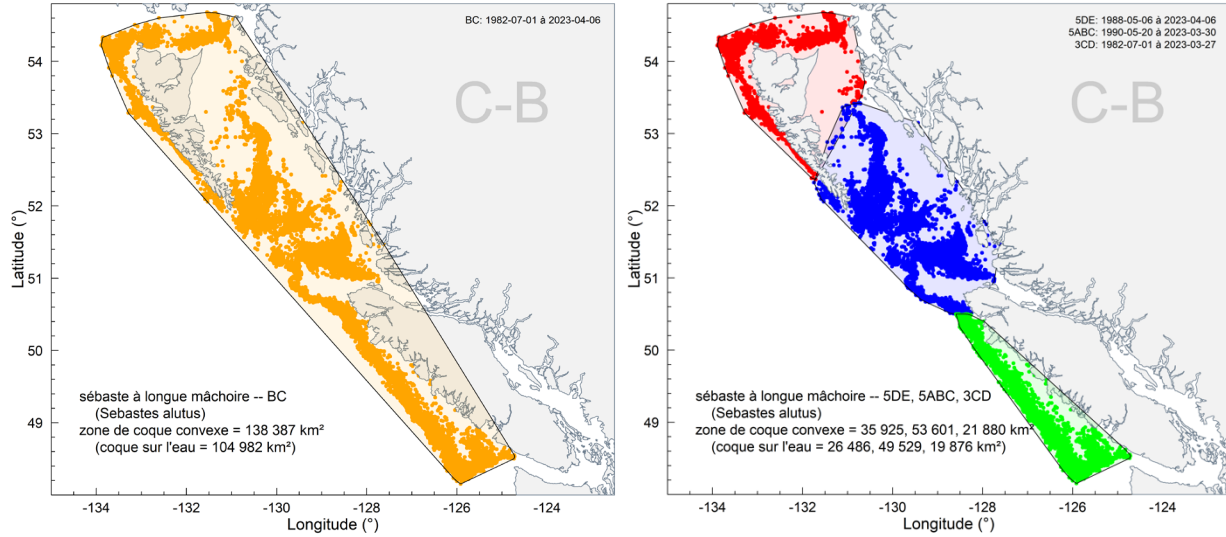


Figure G.2. Zone d'occurrence en tant qu'enveloppes convexes entourant des événements de pêche qui ont capturé des sébastes à longue mâchoire à l'échelle de la côte (panneau de gauche) et dans trois régions (panneau de droite, nord : 5DE, centre : 5ABC, sud : 3CD) le long de la côte de la Colombie-Britannique.

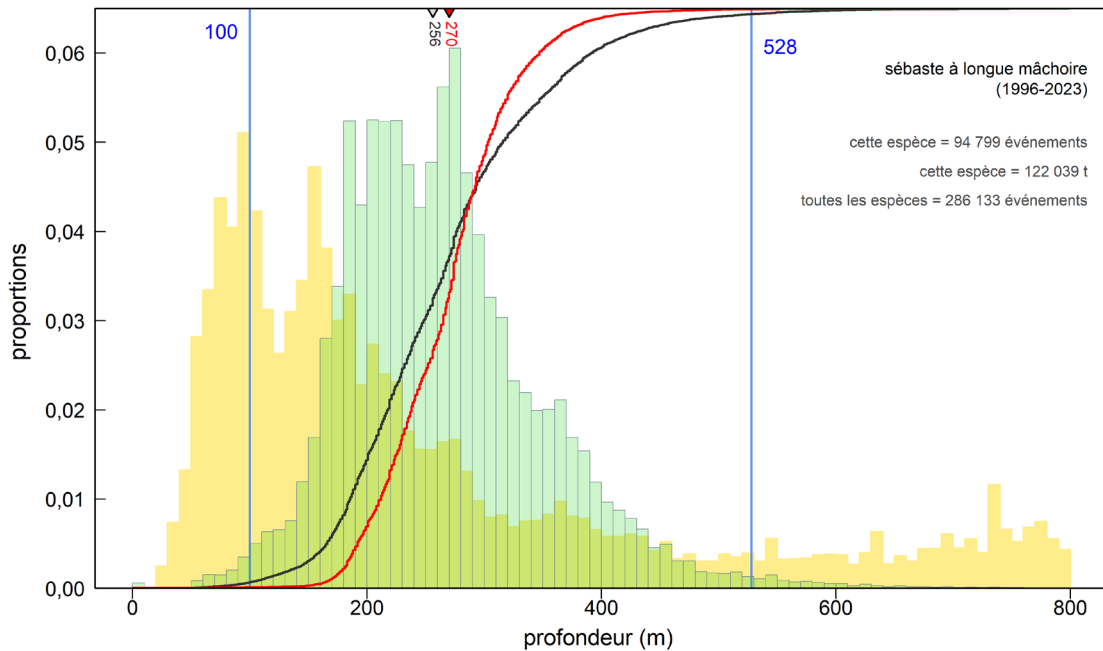


Figure G.3. Sébastes à longue mâchoire à l'échelle de la côte – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à longue mâchoire d'après les données sur les prises de la pêche commerciale dans les zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP. Les lignes pleines verticales indiquent les quantiles 0,01 et 0,99. La courbe noire montre la fréquence cumulative des traits qui contiennent des sébastes à longue mâchoire et la courbe rouge représente les prises cumulatives de sébastes à longue mâchoire selon la profondeur (échelonnées de 0 à 1). Les profondeurs médianes des prises de sébastes à longue mâchoire (triangle gris inversé) et des prises cumulatives (triangle rouge inversé) figurent le long de l'axe supérieur. L'histogramme jaune en arrière-plan fait état de l'effort relatif de la pêche au chalut pour toutes les espèces présentes dans les eaux extracôtières, jusqu'à une profondeur de 800 m.

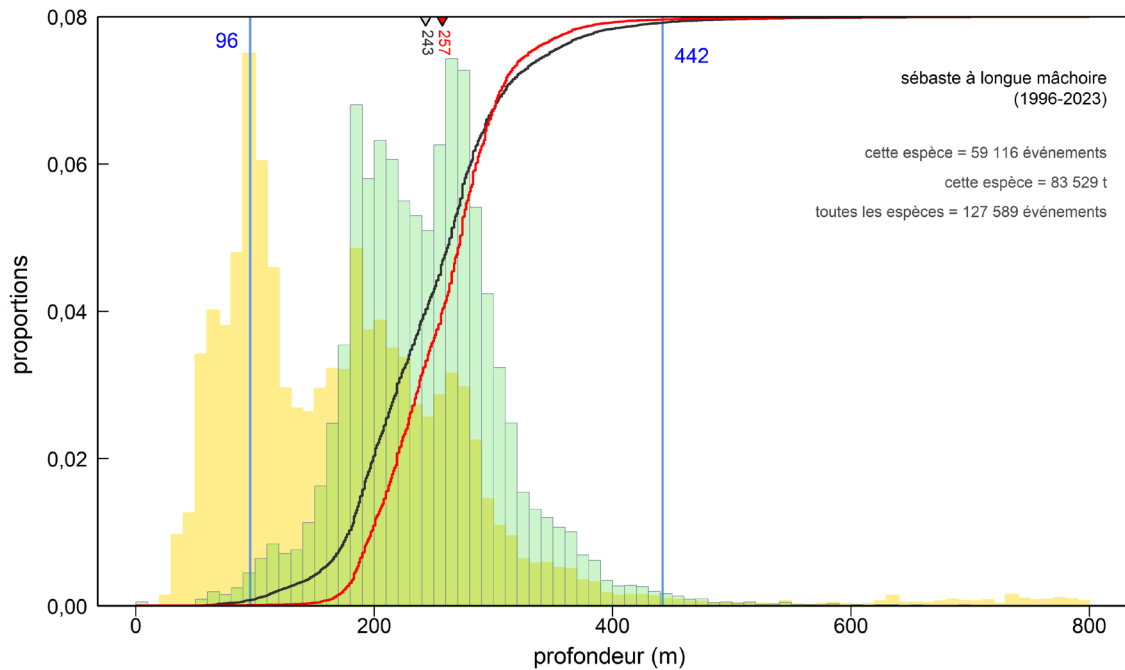


Figure G.4. Sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à longue mâchoire d’après les données sur les prises de la pêche commerciale dans la zone 5ABC de la CPMP. Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.2.

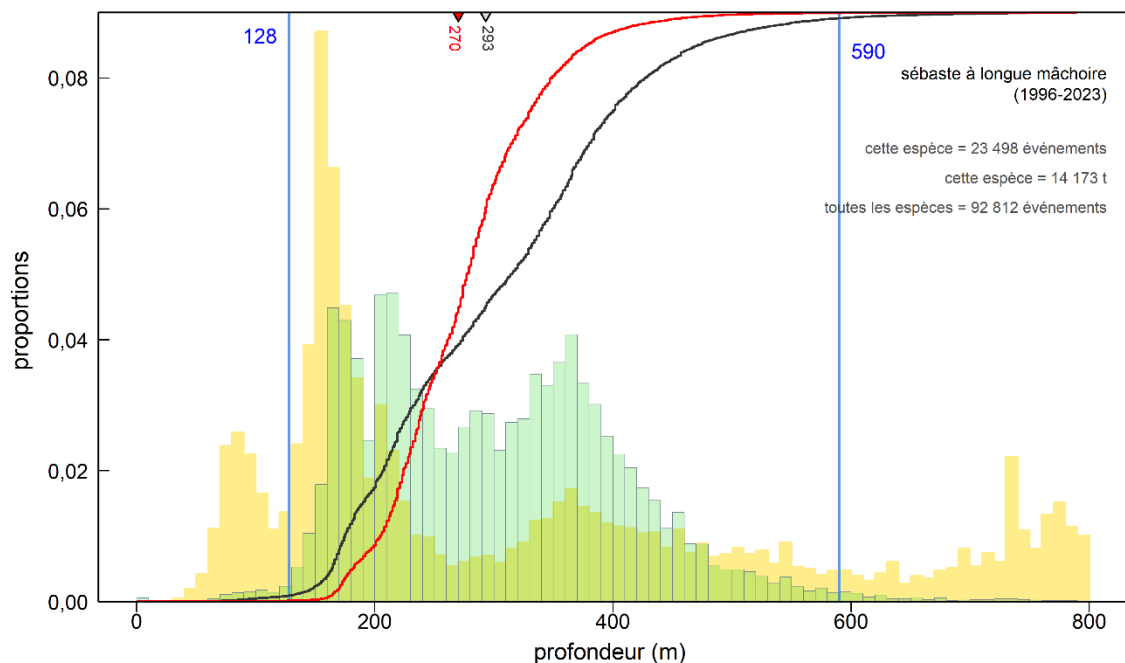


Figure G.5. Sébastes à longue mâchoire dans la zone 3CD – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à longue mâchoire d’après les données sur les prises de la pêche commerciale dans la zone 3CD de la CPMP. Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.2.

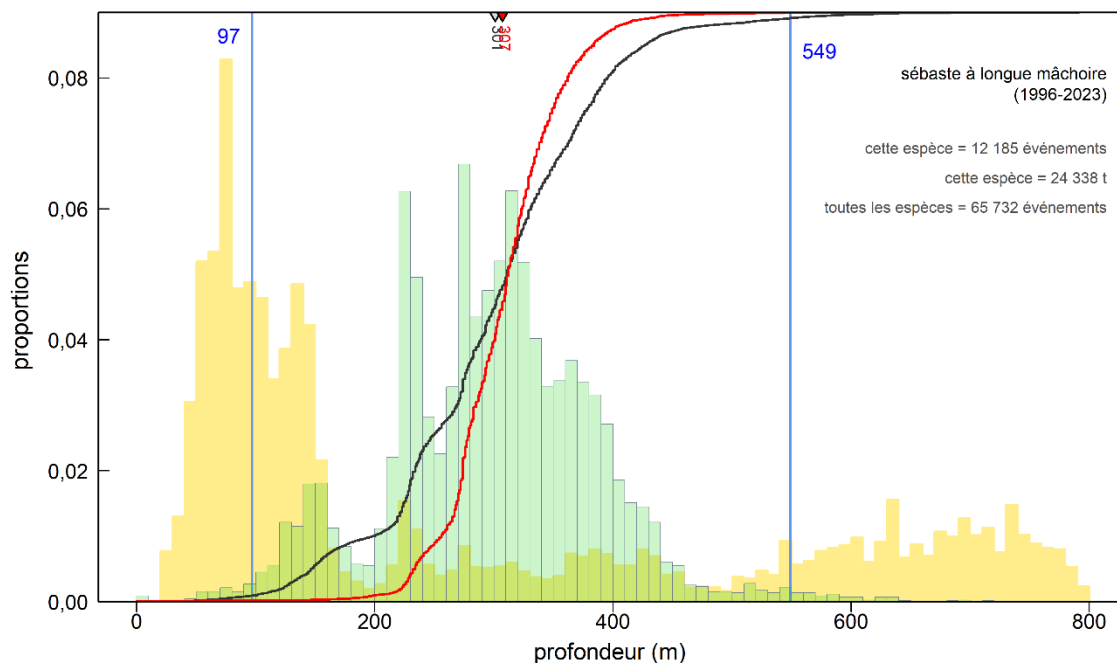


Figure G.6. Sébastes à longue mâchoire dans la zone 5DE – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme vert) contenant des sébastes à longue mâchoire d’après les données sur les prises de la pêche commerciale dans la zone 5DE de la CPMP. Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.2.

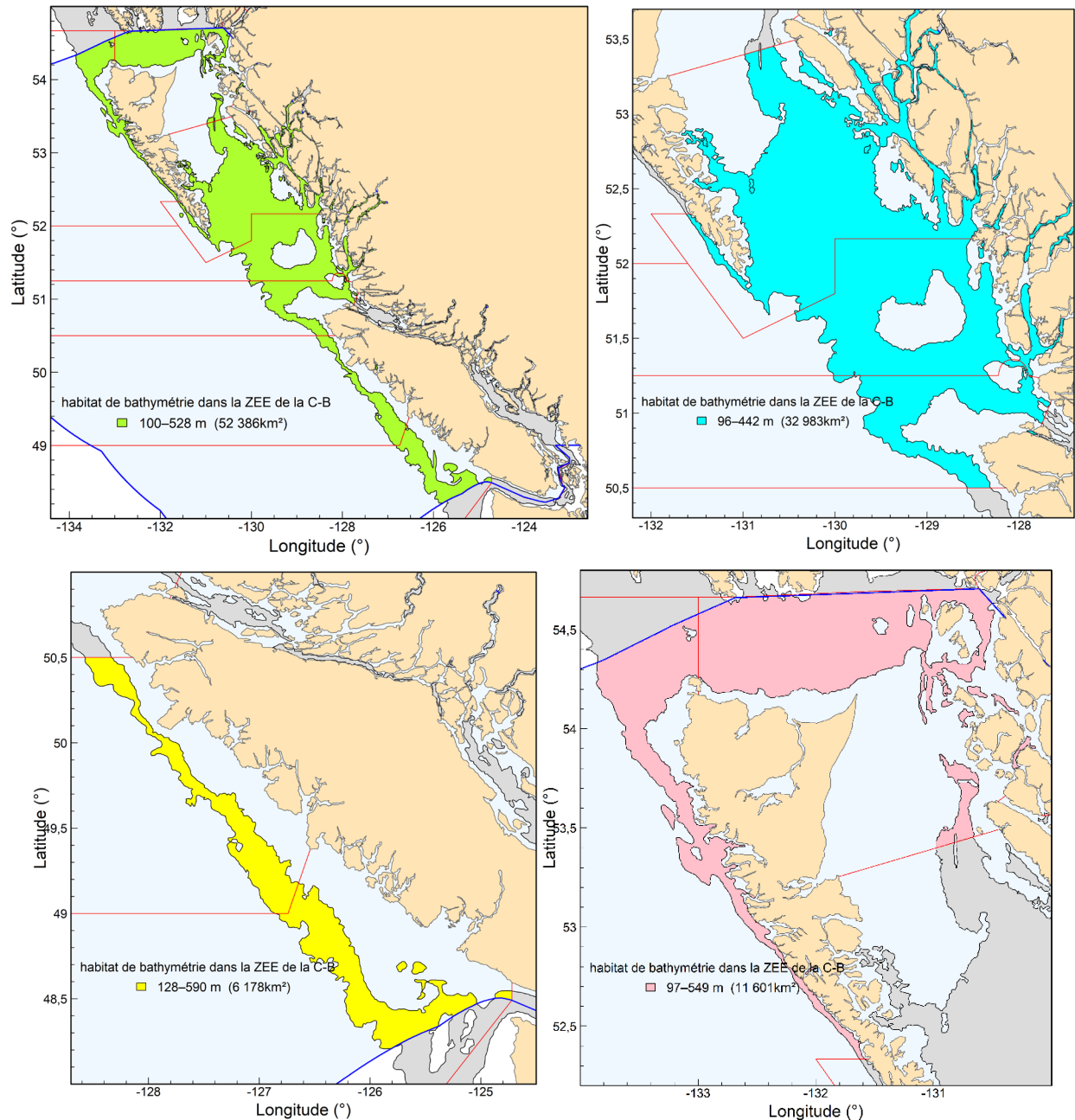


Figure G.7. La bathymétrie mise en évidence sert de substitut à l'habitat benthique du sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la Colombie-Britannique : zones 3CD+5ABCDE (en haut à gauche, vert), zone 5ABC (en haut à droite, cyan), zone 3CD (en bas à gauche, jaune) et zone 5DE (en bas à droite, rose). Les régions mises en évidence (vert, cyan, jaune, rose) dans la zone économique exclusive du Canada (ZEE, zone surlignée en bleu pâle) sont déterminées par les limites de profondeur présentées dans la figure G.3 à la figure G.6. Les lignes de délimitation en rouge délimitent les zones de la CPMP.

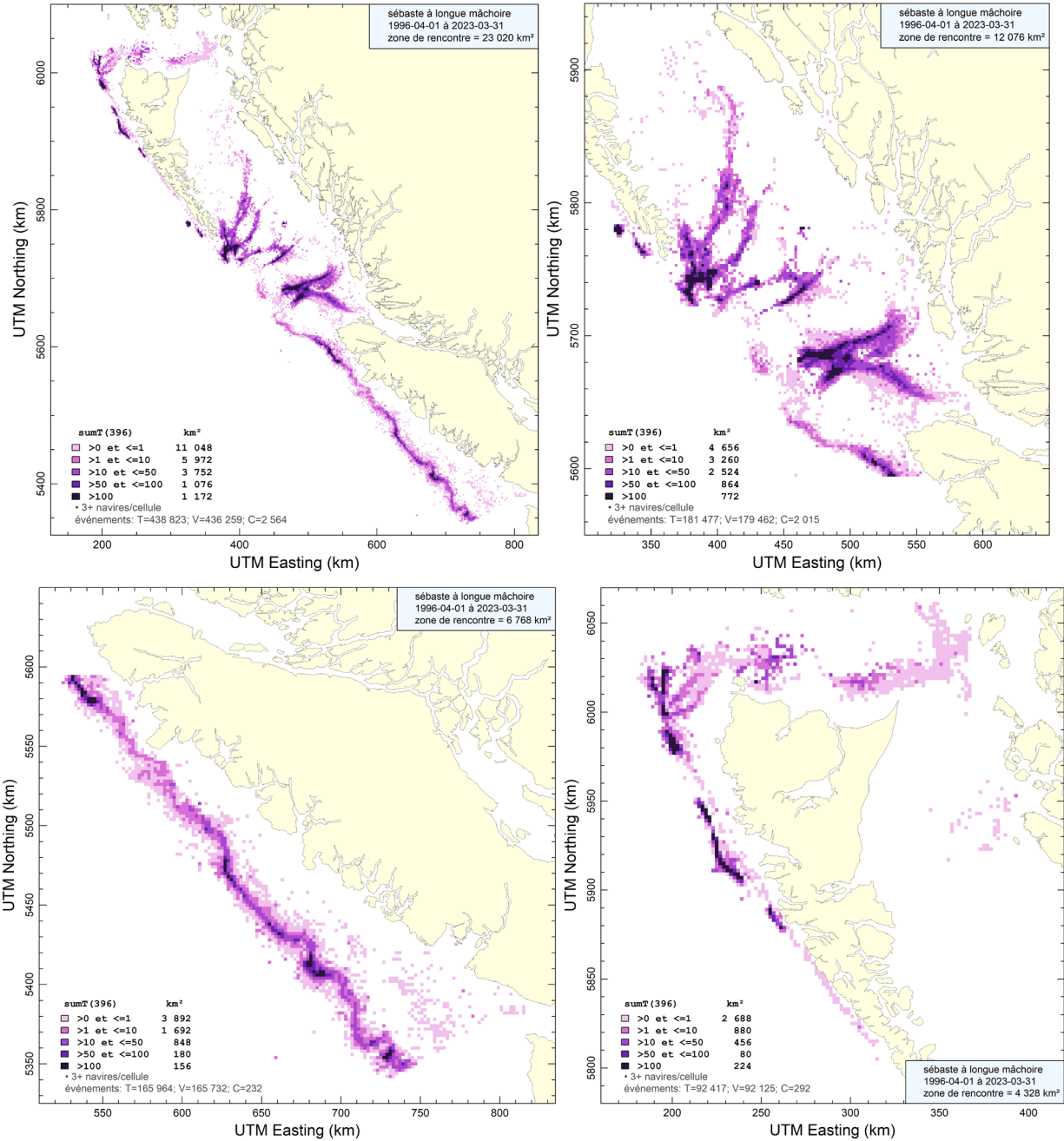


Figure G.8. La zone d'occupation est déterminée par la capture de sébastes à longue mâchoire à l'aide de tous les engins dans les cellules de grille de 2 km x 2 km. Les cellules comptant moins de trois bateaux de pêche sont exclues. La zone d'occupation est estimée à 23 020 km² dans les zones 3CD + 5ABCDE (en haut à gauche), 12 076 km² dans la zone 5ABC (en haut à droite), 6 768 km² dans la zone 3CD (en bas à gauche) et 4 328 km² dans la zone 5DE (en bas à droite).

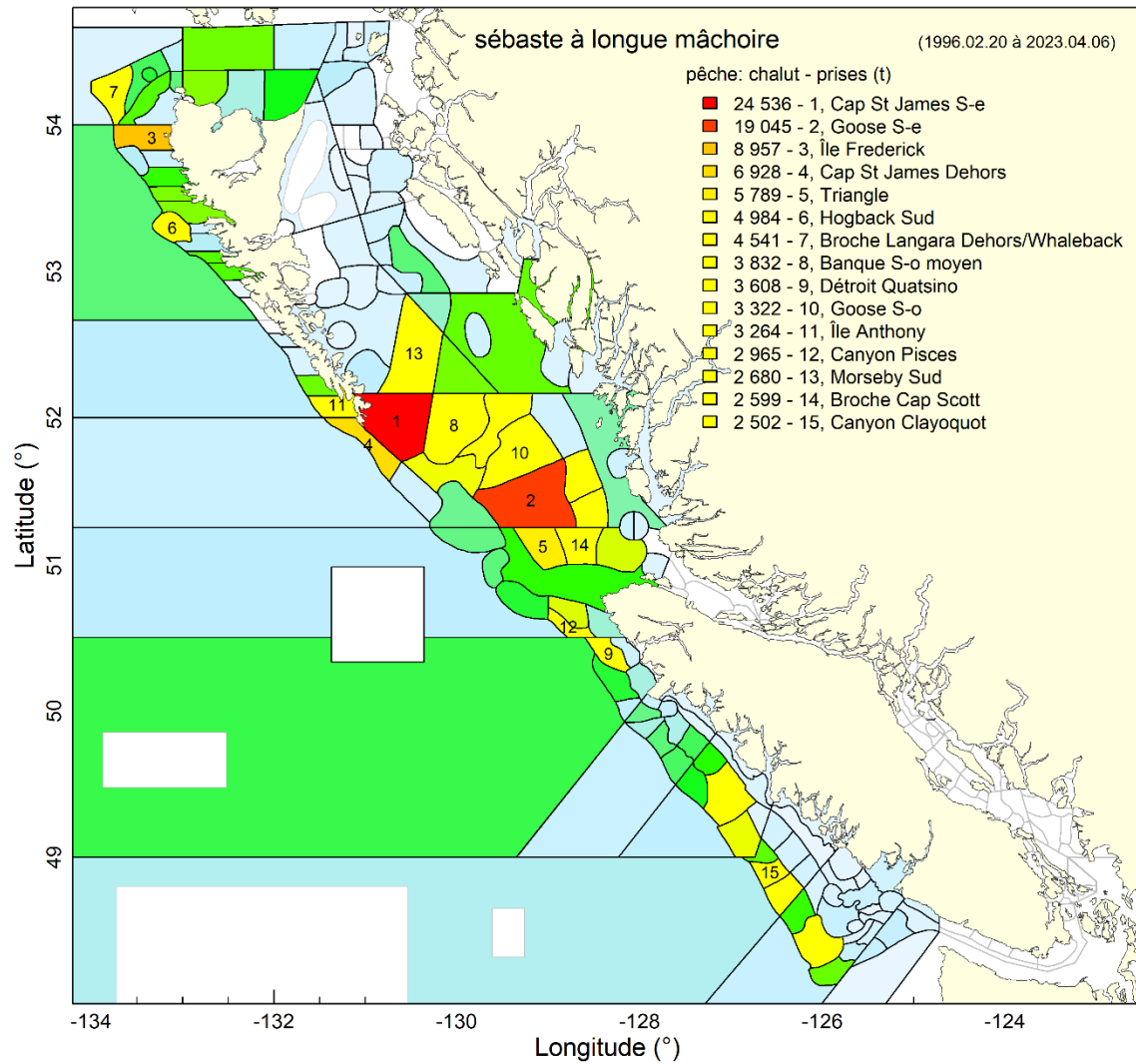


Figure G.9. Prises de sébaste à longue mâchoire dans la pêche au chalut – Les 15 principaux lieux de pêche par prises totales (en tonnes) où le sébaste à longue mâchoire a été capturé par la pêche au chalut. Tous les lieux ombragés indiquent des zones où des sébastes à longue mâchoire ont été observés de 1996 à 2023; les couleurs vont du bleu clair pour les prises peu nombreuses au rouge pour les prises relativement nombreuses, à l'autre extrémité du spectre. Les prises des monts sous-marins sont exclues.

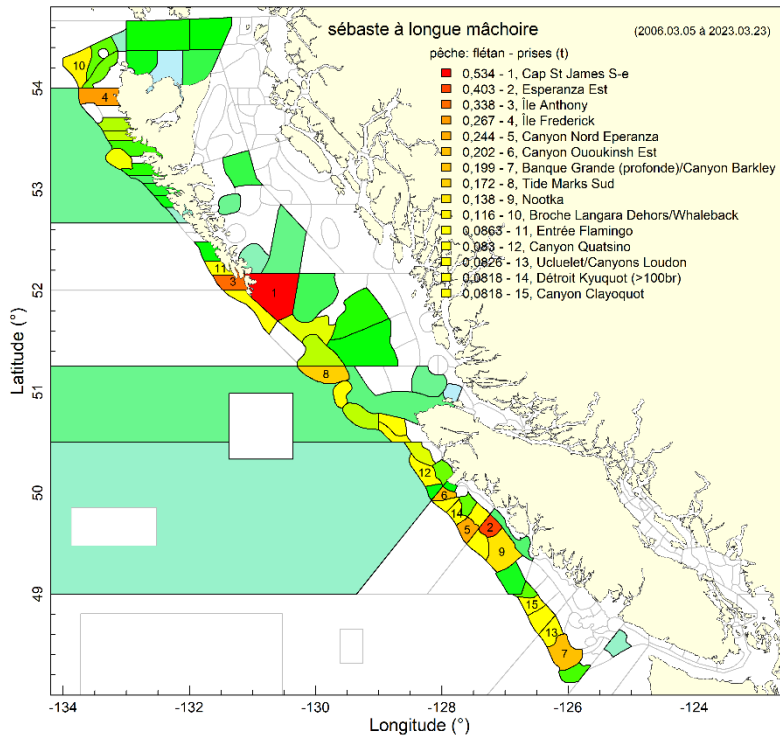


Figure G.10. Prises de sébaste à longue mâchoire dans la pêche au flétan – Les 15 principaux lieux de pêche par prises totales (en tonnes) où le sébaste à longue mâchoire a été capturé par la pêche au flétan. Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.9.

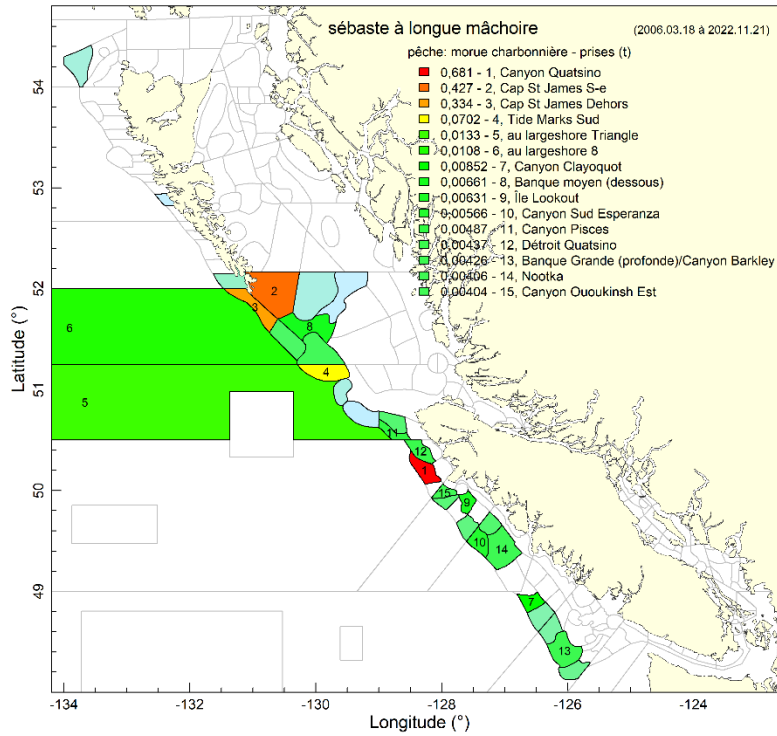


Figure G.11. Prises de sébastes à longue mâchoire dans la pêche à la morue charbonnière – Les 15 principaux lieux de pêche par prises totales (en tonnes) où le sébaste à longue mâchoire a été capturé par la pêche au flétan. Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.9.

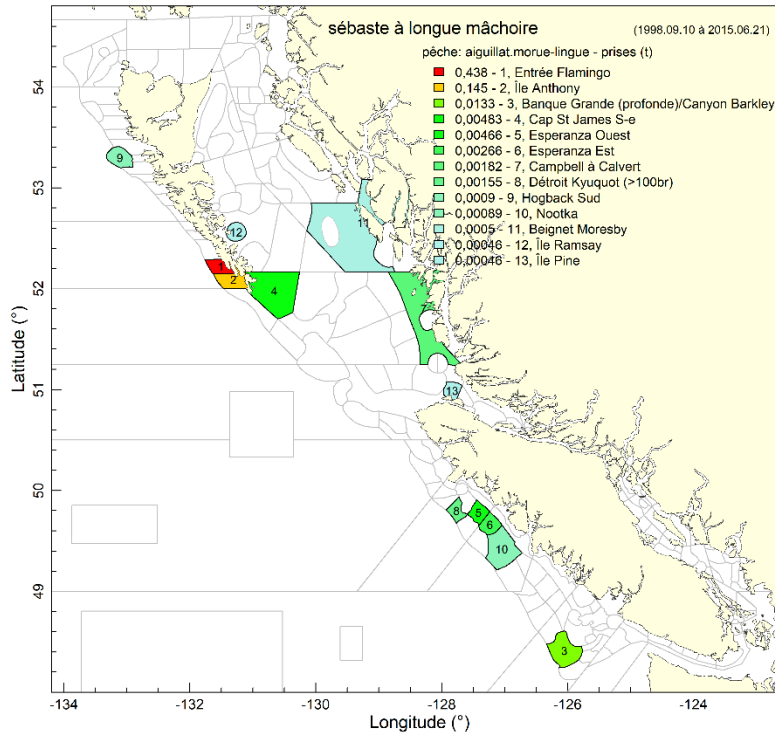


Figure G.12. Prises de sébastes à longue mâchoire dans la pêche au chien de mer/à la morue-lingue – Les 15 principaux lieux de pêche par prises totales (en tonnes) où des sébastes à longue mâchoire ont été capturés par la pêche au chien de mer/à la morue-lingue (anciennement l'annexe II). Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.9.

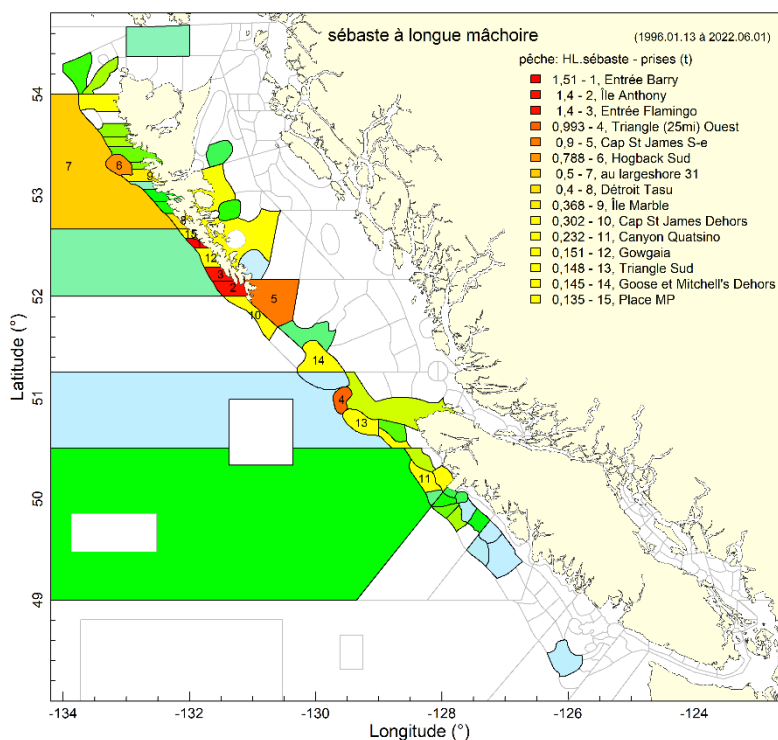


Figure G.13. Prises de sébastes à longue mâchoire dans la pêche à la ligne et à l'hameçon (PAL)– Les 15 principaux lieux de pêche par prises totales (en tonnes) où le sébaste à longue mâchoire a été capturé par la pêche au sébaste à la ligne et à l'hameçon (PAL dans les eaux extérieures, anciennement ZN). Voir davantage de précisions dans la légende de la figure G.9.

G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES

Espèces capturées simultanément dans des traits de chalut de fond côtier qui ont capturé **au moins un** spécimen de sébaste à longue mâchoire (tableau G.2, figure G.14) comprenant, par région :

- C.-B. (zones 3CD+5ABCDE) :
24 % de plie à grande bouche², 18 % de sébaste à longue mâchoire, 8 % de sébaste à queue jaune, 8 % de limande-sole et 5 % de sébaste argenté, en poids;
- Zone 5ABC :
27 % de sébaste à longue mâchoire, 20 % de plie à grande bouche, 9 % de sébaste à bouche jaune, 7 % de sébaste argenté et 7 % de sébaste à queue jaune, en poids;
- Zone 3CD :
33 % de plie à grande bouche, 12 % de sébaste à queue jaune, 10 % de limande-sole, 6 % de sébaste à longue mâchoire et 5 % de sébaste canari, en poids;

² Il convient de souligner que les pourcentages de ce tableau s'appliquent à l'ensemble des prises déclarées (toutes les espèces) provenant de traits qui contenaient au moins un sébaste à longue mâchoire. Par conséquent, 24 % pour la plie à grande bouche indique que 24 % des prises totales était composées de plies à grande bouche.

-
- Zone 5DE :
21 % de plie à grande bouche, 18 % de sébaste à longue mâchoire, 15 % de limande-sole, 8 % de sébaste à œil épineux/à taches noires et 5 % de sébaste argenté, en poids;

Il convient de souligner que ces résultats comprennent toutes les composantes (pêche cible et prises accessoires) de la pêche du sébaste à longue mâchoire.

Les autres types d'engins qui interceptent des sébastes à longue mâchoire (chaluts pélagiques, lignes et hameçons, casiers) le font en très petites quantités (s'il y en a), et ne sont pas présentés.

Tableau G.2. Prises de sébastes à longue mâchoire dans la pêche au chalut de fond – Les 10 principales espèces selon le poids des prises (somme des prises débarquées + rejets de 1996 à 2023) qui coexistent dans les activités de pêche au chalut de fond du sébaste à longue mâchoire (trait avec au moins un spécimen de sébaste à longue mâchoire) par zone de la CPMP, où C.-B. = zones 3CD+5ABCDE. Les espèces de sébaste d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée est en bleu.

Code*	Espèce	Nom latin	Prises (tonnes)	Prises (%)	Σ Prises (%)
Zone : C.-B.					
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	164 230	24,2	24,2
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	122 780	18,1	42,3
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	54 415	8,02	50,3
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	51 467	7,59	57,9
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	34 620	5,10	63,0
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	34 232	5,05	68,1
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	21 411	3,16	71,2
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	17 634	2,60	73,8
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	17 362	2,56	76,4
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	14 108	2,08	78,4
Zone : 5ABC					
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	83 570	27,3	27,3
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	62 403	20,4	47,7
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	28 647	9,36	57,1
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	21 715	7,09	64,1
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	20 822	6,80	70,9
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	9 831	3,21	74,2
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	9 713	3,17	77,3
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	7 659	2,50	79,8
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	5 868	1,92	81,8
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	5 467	1,79	83,5
Zone : 3CD					
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	83 451	33,4	33,4
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	30 558	12,2	45,7
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	25 630	10,3	55,9
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	14 300	5,73	61,6
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	11 525	4,61	66,3
467	Morue-Lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	10 984	4,40	70,7
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	7 931	3,18	73,8
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	7 800	3,12	77,0
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	6 397	2,56	79,5
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	6 165	2,47	82,0
Zone : 5DE					
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	27 711	20,7	20,7
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	24 678	18,4	39,1
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	19 552	14,6	53,6
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	10 231	7,63	61,3
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	6 925	5,16	66,4
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus collieri</i>	4 704	3,51	69,9
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	4 521	3,37	73,3
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	3 603	2,69	76,0
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	3 524	2,63	78,6
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	3 472	2,59	81,2

*Espèces du COSEPAC en {'027', '034', '394', '410', '424', '435', '437', '440', '442', '453'}

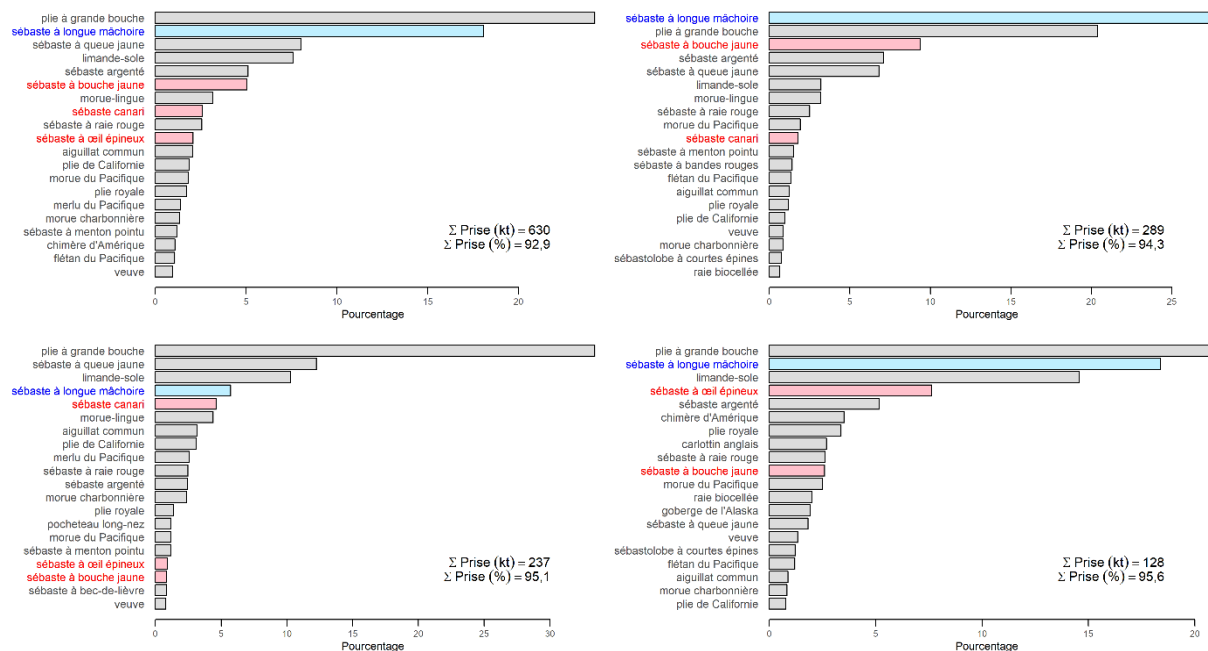


Figure G.14. Prises de sébastes à longue mâchoire dans la pêche au chalut de fond – Répartition du poids des prises additionnées entre février 1996 et mars 2023 pour les espèces importantes de poissons à partir des activités de pêche au chalut de fond dans le GFFOS qui ont pris au moins un sébaste à longue mâchoire dans les zones 3CD5ABCDE de la CPMP (en haut à gauche), 5ABC (en haut à droite), 3CD (en bas à gauche) et 5DE (en bas à droite). Les activités de pêche ont été sélectionnées sur diverses plages de profondeur : 100–528 m sur l’ensemble de la côte, 96–442 m dans la zone 5ABC, 128–590 m dans la zone 3CD et 97–549 m dans la zone 5DE (plages de quantiles de 0,01 et 0,99, voir la figure G.3 à la figure G.6). La concomitance relative est exprimée sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, additionné pour toutes les espèces de poissons pêchées pendant la période donnée. Les espèces évaluées apparaissent en bleu; les espèces évaluées par le COSEPAC apparaissent en rouge.

G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES

Fu *et al.* (2017) ont utilisé le 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 Pacifique³. L’étude a utilisé 10 populations clés et 19 taxons secondaires; 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; toutefois, le modèle pourrait être appliqué à d’autres groupes fonctionnels.

GFBioSQL indique que le contenu stomacal des sébastes à longue mâchoire est composé de 72 % d’euphausiacés, de 13 % d’amphipodes, de 9 % de calmars, de 1 % de méduses, de 1 % d’invertébrés et de traces de crevettes, de hareng et d’autres poissons. Love *et al.* (2002) ont signalé que les sébastes à longue mâchoire juvéniles pélagiques mangent principalement des copépodes, tandis que les adultes consomment du krill, des mysidacés, des amphipodes et des poissons des eaux centrales (éperlans, poissons-lanternes). À l’inverse, les sébastes à longue

³ 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.

mâchoire sont la proie des otaries à fourrure, tandis que les juvéniles pélagiques sont mangés par le thon blanc (Love *et al.* 2002).

D'après trois observations sur 182 spécimens femelles, Stanley et Kronlund (2005) ont indiqué que les gonades de sébaste argenté (*S. brevispinis*) infectées par le copépode parasite *Sarcotaces arcticus* étaient plus petites que celles de poissons de même âge, et ils ont supposé que les femelles infectées étaient moins fécondes. La recherche en cours étudie la relation entre l'infection cœlomique par des parasites et la fécondité/maturité des sébastes à longue mâchoire (Matthew Siegle, Station biologique du Pacifique, MPO, comm. pers. 2024).

G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX

Edwards *et al.* ont étudié divers indices environnementaux dans l'annexe F de Haigh *et al.* (2018) pour le sébaste à longue mâchoire (SLM). L'hypothèse de travail était que la libération des larves de sébaste à longue mâchoire en février et mars serait influencée par les conditions environnementales hivernales (p. ex., mouvement des tourbillons, remontée d'eau, circulation des vents, transport de l'eau). Ils ont adopté la période de décembre à mars pour représenter l'hiver dans les divers indices environnementaux étudiés.

L'un des indices les plus couramment utilisés est l'oscillation décennale du Pacifique (ODP), qui a été définie dans Haigh *et al.* (2018) comme

« le premier mode d'une analyse de fonction orthogonale empirique (FOE) d'un quadrillage de la température de la surface de la mer dans le Pacifique Nord (Zhang et al. 1997 et présentée dans Mantua et al. 1997). L'ODP représente les anomalies de la température de la surface de la mer et de la hauteur de la surface de la mer dans le Pacifique Nord et est lié au phénomène El Niño-oscillation australe (ENSO, Alexander et al. 2002; Newman et al. 2003). »

Une phase négative de l'ODP est associée aux températures froides dans l'est du Pacifique Nord (Mantua *et al.* 1997) et à une faible dépression des Aléoutiennes (Di Lorenzo *et al.* 2010, 2013). NOAA Fisheries qualifie souvent les eaux plus fraîches avec un taux d'oxygène dissous plus élevé de « mentholées » et associe ces conditions à des événements de recrutement importants (Schroeder *et al.* 2019).

Alors que la série d'indices de l'ODP présente une certaine congruence avec les populations marines à l'échelle du bassin du Pacifique Nord-Est (p. ex., le saumon d'Alaska, Mantua *et al.* 1997), d'autres indices sont peut-être plus pertinents pour les populations qui occupent des échelles plus petites. Par exemple, l'indice de basse pression des Aléoutiennes a servi à déterminer un changement de régime en 1977 qui a accru le succès du recrutement de la morue charbonnière de la Colombie-Britannique (King *et al.* 2000). Aux niveaux trophiques inférieurs, un indice de la remontée d'eau à 54° N était mieux corrélé que l'ODP avec la production primaire sur le plateau continental de la Colombie-Britannique (Preikshot 2005).

Thompson *et al.* (2022) ont utilisé un modèle spatiotemporel plurispécifique qui évaluait la densité des espèces et la biomasse totale à l'aide d'une série de variables prédictives environnementales; cependant, pour les sébastes à longue mâchoire, la profondeur était la covariable explicative la plus importante. Thompson *et al.* (2022) ont également fait remarquer que la densité globale d'espèces et la biomasse avaient augmenté le long de la côte de la Colombie-Britannique de 2003 à 2018, ce qui a été attribué à une réduction de la pression de la pêche. La tendance pour le sébaste à longue mâchoire était stable avec peu de contraste.

G.5. DISTRIBUTION GÉNÉTIQUE

Withler *et al.* (2001) ont identifié trois populations de sébastes à longue mâchoire dans les eaux de la Colombie-Britannique à partir de cinq marqueurs génétiques (marqueur nucléaire) : l'île de Vancouver (côté ouest), l'est des îles de la Reine-Charlotte (IRC, maintenant Haida Gwaii) et l'ouest des IRC. On a prélevé des échantillons de l'est des IRC au goulet de l'île Goose et au nord du goulet de l'île Moresby, et des échantillons de l'ouest des IRC au goulet de l'île Moresby, au bras Flamingo et à la baie Rennell. Les deux dernières populations semblaient coexister dans la région de Langara au large du nord-ouest de Haida Gwaii et dans le goulet Moresby.

Une étude plus récente de Wes Larson (Alaska Fisheries Science Center, NOAA, comm. pers. 2023), à l'aide de polymorphismes mononucléotidiques (SNP), montre quatre grappes dans le nord-est de l'océan Pacifique au large de l'Amérique du Nord, les grappes A, C et D étant prédominantes dans la mer de Béring et les îles Aléoutiennes, tandis que la grappe B est la grappe prédominante au large des états de Washington et de l'Oregon. Le centre du golfe de l'Alaska sert de zone de mélange pour les quatre groupes. On s'attend à ce que la C.-B. comprenne un mélange de sous-groupes B (B1 à B4) ou d'écotypes (adaptés aux conditions environnementales locales) plutôt que de sous-espèces taxonomiques.

G.6. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

Il est possible que des séries d'indicateurs environnementaux puissent être intégrés aux modèles d'évaluation de stocks. Andrew Edwards (MPO, comm. pers. 2021) a obtenu un financement de trois ans pour un projet intitulé « Incorporating environmental information into management advice by understanding historical declines of Pacific Herring and recent increases of Bocaccio » (intégrer les données environnementales aux avis de gestion en comprenant les déclinés historiques du hareng du Pacifique et les augmentations récentes du bocaccio). Il s'appuiera sur les travaux d'Edwards *et al.* (2017) et de Haigh *et al.* (2018) tout en utilisant le cadre du projet d'approche écosystémique du golfe du Saint-Laurent.

La plateforme de modélisation Stock Synthesis 3 (SS3) comporte quelques méthodes pour inclure les effets environnementaux dans la fonction d'estimation du processus de recrutement (Methot *et al.* 2021). Toutefois, les auteurs du SS3 donnent les conseils suivants :

« L'approche privilégiée pour inclure les effets environnementaux sur le recrutement est de ne pas utiliser l'effet environnemental dans le calcul direct du niveau prévu de recrutement. Au lieu de cela, les données environnementales seraient utilisées comme s'il s'agissait d'une observation de relevé sur l'écart de recrutement. »

(Methot, comm. pers. 2021).

Starr et Haigh (2023) ont essayé les deux méthodes dans un modèle de sébaste canari, et en se concentrant sur cette dernière, ils ont constaté que l'influence de l'indice environnemental dépendait de la mesure dans laquelle le poids était appliqué à la série (en ajoutant divers niveaux d'erreur de processus à l'indice).

Dans les futures évaluations des stocks, l'ajout de données environnementales peut être envisagé, mais sera nécessairement limité par la mise en œuvre de la plateforme de modélisation. Par ailleurs, des indices géospatiaux pour les relevés synoptiques sont en cours d'élaboration pour inclure davantage de facteurs environnementaux (plus précisément, la température et peut-être l'oxygène, Sean Anderson, MPO, comm. pers. 2022). Les facteurs sont en grande partie limités par les données recueillies par les instruments déployés le long des traits de chalut, mais peuvent également comprendre des mesures dérivées de satellites ou de modèles océaniques/atmosphériques. Ce travail pourrait être utilisé pour informer les

analystes des covariables qui ont une incidence sur la répartition ou la capturabilité apparente des espèces. Cela met en évidence l'autre limite importante de ce type d'analyse, soit l'absence de travaux de soutien pour déterminer les covariables environnementales qui devraient avoir une incidence sur le recrutement ou la capturabilité, plutôt que de sélectionner des séries sans vraiment comprendre leur incidence potentielle.

G.7. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME

- Alexander, M.A., Bladé, I., Newman, M., Lanzante, J.R., Lau, N.C. and Scott, J.D. 2002. [The atmospheric bridge: the influence of ENSO teleconnections on air-sea interaction over the global oceans](#). J. Clim. 15(16). 2205–2231.
- Di Lorenzo, E., Cobb, K.M., Furtado, J.C., Schneider, N., Anderson, B.T., Bracco, A., Alexander, M.A. and Vimont, D.J. 2010. [Central Pacific El Niño and decadal climate change in the North Pacific Ocean](#). Nat. Geosci. 3(11). 762–765.
- Di Lorenzo, E., Mountain, D., Batchelder, H.P., Bond, N. and Hofmann, E.E. 2013. [Advances in marine ecosystem dynamics from US GLOBEC: the horizontal-advection bottom-up forcing paradigm](#). Oceanogr. 26(4). 22–33.
- 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.
- King, J.R., Mcfarlane, G.A. and Beamish, R.J. 2000. [Decadal-scale patterns in the relative year class success of sablefish \(*Anoplopoma fimbria*\)](#). Fish. Oceanogr. 9(1). 62–70.
- Love, M.S., Yoklavich, M. and Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- Mantua, N., Hare, S., Zhang, Y., Wallace, J. and Francis, R. 1997. [A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production](#). Bull. Am. Meteorol. Soc. 78(6). 1069–1080.
- Methot, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., Doering, K.L. and Johnson, K.F. 2021. Stock Synthesis: User Manual Version 3.30.18. Tech. rep., NOAA Fisheries, Seattle WA, USA, October 1, 2021.
- Newman, M., Compo, G.P. and Alexander, M.A. 2003. [ENSO-forced variability of the Pacific Decadal Oscillation](#). J. Clim. 16(23). 3853–3857.
- Preikshot, D. 2005. [Data sources and derivation of parameters for generalised Northeast Pacific Ocean Ecosim models](#). UBC Fish. Cent. Res. Rep. 13(1). 179–237.

-
- Schroeder, I.D., Santora, J.A., Bograd, S.J., Hazen, E.L., Sakuma, K.M., Moore, A.M., Edwards, C.A., Wells, B.K. and Field, J.C. 2019. [Source water variability as a driver of rockfish recruitment in the California Current Ecosystem: implications for climate change and fisheries management](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 76(6). 950–960.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) de la Colombie-Britannique en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.
- Thompson, P.L., Anderson, S.C., Nephin, J., Haggarty, D.R., Peña, M.A., English, P.A., Gale, K.S.P. and Rubidge, E. 2022. [Disentangling the impacts of environmental change and commercial fishing on demersal fish biodiversity in a northeast Pacific ecosystem](#). Mar. Ecol. Prog. Ser. 689. 137–154.
- Withler, R., Beacham, T., Schulze, A., Richards, L. and Miller, K. 2001. [Co-existing populations of Pacific ocean perch, *Sebastes alutus*, in Queen Charlotte Sound, British Columbia](#). Mar. Biol. 139(1). 1–12.
- Zhang, Y., Wallace, J.M. and Battisti, D.S. 1997. [ENSO-like interdecadal variability: 1900-93](#). J. Clim. 10(5). 1004–1020.