



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2021/039

Région du Pacifique

Évaluation du stock de veuve (*Sebastes entomelas*) de la Colombie-Britannique en 2019

Paul J. Starr¹ et Rowan Haigh²

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

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

Avant-propos

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

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien de consultation scientifique
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-38597-6 N° Cat. Fs70-5/2021-039F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

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.

Also available in English :

Starr, P.J. and Haigh, R. 2021. Widow Rockfish (*Sebastes entomelas*) stock assessments for British Columbia in 2019. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/039. viii + 238 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	vi
1. INTRODUCTION	1
1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION	2
1.2. AIRE DE RÉPARTITION	2
2. DONNÉES SUR LES PRISES	5
3. GESTION DES PÊCHES	6
4. DESCRIPTIONS DES RELEVÉS.....	6
5. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE	7
6. INFORMATION BIOLOGIQUE.....	7
6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES	7
6.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE.....	8
6.3. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ	8
6.4. MORTALITÉ NATURELLE	9
6.5. TAUX DE VARIATION.....	9
7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE.....	9
8. RÉSULTATS DU MODÈLE.....	12
8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE	12
9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES	20
9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE	20
9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION.....	21
9.3. CALENDRIER D'ÉVALUATION.....	24
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX.....	25
11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES.....	27
12. REMERCIEMENTS.....	27
13. RÉFÉRENCES CITÉES.....	27
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES	30
A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE	30
A.2. RECONSTITUTION DE L'HISTORIQUE DES PRISES.....	34
A.3. RÉFÉRENCES – PRISES.....	42
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT	44
B.1. INTRODUCTION.....	44
B.2. MÉTHODES D'ANALYSE	44
B.3. PREMIERS RELEVÉS DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE DU DÉTROIT DE LA REINE-CHARLOTTE.....	45
B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS	55
B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	65

B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	74
B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DE LA CÔTE OUEST DE HAIDA GWAIL.....	82
B.8. RÉFÉRENCES – RELEVÉS	91
ANNEXE C. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT	93
C.1. INTRODUCTION	93
C.2. MÉTHODES	93
C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES	95
C.4. RÉSULTATS.....	99
C.5. INDICES RELATIFS D'ABONDANCE.....	113
C.6. COMPARAISON DES MODÈLES DELTA-LOGNORMAL ET DE TWEEDIE	114
C.7. RÉFÉRENCES – CPUE.....	116
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	117
D.1. CYCLE BIOLOGIQUE.....	117
D.2. PROPORTIONS D'ÂGE PONDÉRÉES	130
D.3. ANALYSES DE LA STRUCTURE DU STOCK.....	145
D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE	154
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE	156
E.1. INTRODUCTION.....	156
E.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE.....	157
E.3. ÉQUATIONS ET NOTATION DU MODÈLE	157
E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES	162
E.5. DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES.....	166
E.6. CALCULS BAYÉSIENS	167
E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES.....	172
E.8. RÉFÉRENCES - RÉSULTATS DU MODÈLE.....	173
ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE	176
F.1. INTRODUCTION.....	176
F.2. STOCK À L'ÉCHELLE DE LA CÔTE COLOMBIE-BRITANNIQUEN	176
F.3. RÉFÉRENCES - RÉSULTATS DU MODÈLE	244
ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME	245
G.1. DISTRIBUTION SPATIALE	252
G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES.....	256
G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES.....	256
G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX	257
G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES	257
G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME.....	258

LISTE DES TABLEAUX PRINCIPAUX

Tableau 1. Quantiles pour les principaux paramètres estimés du scénario de référence composite	14
Tableau 2. Quantiles des quantités dérivées du scénario de référence composite.....	15
Tableau 3. Tableaux de décision pour les points de référence.....	23

LISTE DES FIGURES PRINCIPALES

Figure 1. Zones principales de la CPMP vs. Secteurs de gestion	4
Figure 2. Répartition aérienne des CPUE moyennes le long de la côte de la C.-B.....	5
Figure 3. Estimations de la biomasse féconde et les prises totales	16
Figure 4. Diagramme de phase de u_t/u_{RMS} vs. B_t/B_{RMS}	17
Figure 5. Trajectoires médianes du modèle de la B_t/B_0 pour les cycles de central et de sensibilité	19
Figure 6. État du stock (B_{2019}/B_{RMS}) pour la veuve	23
Figure 7. État du stock (B_{2019}/B_{RMS}) pour les cycles de central et de sensibilité	24

RÉSUMÉ

La veuve (*Sebastes entomelas*) est omniprésente le long de la côte de la Colombie-Britannique (d'environ 100 à 500 mètres de profondeur) et est présente en fortes densités le long de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans les eaux jouxtant la bordure de la plate-forme continentale, entre la pointe de l'île de Vancouver et le sud du cap Saint-James. Des bancs de veuves ont été étudiés près de l'île Triangle à l'aide de relevés acoustiques. Cette espèce effectue une migration nyctémérale (elle se trouve près du fond le jour et au milieu de la colonne d'eau la nuit), et se nourrit de crevettes, d'euphausiacés, de salpes et de poissons. Les regroupements nocturnes rendent la veuve très vulnérable à la pêche commerciale au chalut pélagique.

Cette espèce soutient la quatrième pêche de sébaste en importance en Colombie-Britannique avec un total autorisé des captures annuel à l'échelle de la côte de 2 358 t en 2017 (98 % pour la pêche au chalut) et des prises annuelles moyennes pour toutes les pêches combinées de 2 001 t entre 2014 et 2018. La présente évaluation porte sur le stock à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique qui est exploité par plusieurs pêches agrégées en une seule pêche modélisée. Les analyses de la biologie et de la distribution n'ont pas permis d'établir l'existence de stocks régionaux distincts pour la veuve. On avait présumé la présence d'un seul stock à l'échelle de la côte lors de la dernière évaluation du stock de veuve en 1998.

On utilise un modèle des prises annuelles selon l'âge ajusté à des séries de relevés au chalut indépendants de la pêche, à des séries d'indices dérivés de la capture par unité d'effort (CPUE) de la pêche au chalut de fond, à des estimations des prises commerciales annuelles effectuées depuis 1940 et à des données sur la composition du stock selon l'âge provenant de relevés (cinq années de données tirées de quatre relevés) et de la pêche commerciale (30 années de données). Le modèle part d'un état d'équilibre présumé en 1940, et les données de relevés couvrent la période de 1967 à 2018 (bien que toutes les années ne soient pas représentées). Neuf cycles de référence utilisant un modèle à deux sexes ont été réalisés dans un cadre bayésien (selon la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov [MCMC]) pour un scénario qui fixait la mortalité naturelle (M) à trois niveaux (0,07, 0,08 et 0,09) et établissait l'âge maximal (A) à trois valeurs (40, 45 et 50) en estimant le taux de variation de la fonction stock-recrutement (h), la capturabilité (q) pour les relevés et la CPUE, ainsi que la sélectivité (μ) dans le cadre des relevés et de la pêche commerciale au chalut. Ces neuf cycles ont été combinés en un scénario de référence composite qui explorait les principaux axes d'incertitude dans l'évaluation du stock. Douze analyses de sensibilité ont été effectuées pour tester l'effet d'autres hypothèses de modélisation.

Le scénario de référence composite suggère que la faible exploitation observée au cours des premières années, y compris celle des flottilles étrangères, conjuguée à des événements de recrutement vigoureux (en 1961 et en 1990), a soutenu la population jusqu'à présent. Les taux d'exploitation ont été élevés au cours d'une période de pêche intensive par la flottille nationale allant du milieu des années 1980 au milieu des années 1990, ce qui a fait diminuer la taille du stock. Les taux d'exploitation ont diminué avec la mise en œuvre de la présence d'observateurs sur tous les bateaux en 1996 et l'introduction de limites de prise jumelées à des quotas individuels de bateau en 1997.

La biomasse féconde (femelles matures seulement) au début de 2019 est estimée à 0,37 (0,26-0,54) de la biomasse non exploitée (médiane et 5^e et 95^e quantiles de la distribution *a posteriori* bayésienne). La biomasse est estimée à 1,51 (0,92-2,61) fois la biomasse féconde dans une condition de rendement maximal soutenu, B_{RMS} .

L'avis à l'intention des gestionnaires est présenté sous la forme de tableaux de décision qui fournissent les probabilités de dépassement du point de référence limite (PRL) et du point de référence supérieur (PRS) selon les projections quinquennales, dans une fourchette de niveaux

de prises constants. Des points de référence provisoires conformes à l'approche de précaution du MPO ont été utilisés : le PRL a été fixé à $0,4B_{RMS}$ et le PRS, à $0,8B_{RMS}$. La biomasse féconde estimée au début de 2019 a une probabilité de 1 d'être au-dessus du PRL et une probabilité de 0,98 d'être au-dessus du PRS. Les projections quinquennales fondées sur un niveau de prises constant de 2 000 tonnes/année indiquent qu'en 2024, la biomasse féconde a une probabilité de 0,99 de demeurer au-dessus du PRL et une probabilité de 0,91 de demeurer au-dessus du PRS. Un niveau de prises supérieur à 2 250 tonnes/année ferait en sorte que u_{2024} dépasse le point de référence U_{RMS} avec une probabilité supérieure à 0,5.

1. INTRODUCTION

La veuve (*Sebastes entomelas*) est omniprésente le long de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.) (d'environ 100 à 500 mètres de profondeur) et est présente en fortes densités le long de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) et dans les eaux jouxtant la bordure de la plateforme continentale, entre la pointe de l'île de Vancouver et le sud du cap Saint-James. Des bancs de veuve ont été étudiés près de l'île Triangle à l'aide de relevés acoustiques en janvier et février 1998 (Stanley et coll., 1999, 2000). Cette espèce effectue une migration nyctémérale : elle se trouve près du fond le jour et au milieu de la colonne d'eau la nuit. Elle se nourrit de crevettes, d'euphausiacés, de salpes et de poissons (Adams, 1982; Stanley et coll., 1999), probablement à l'aube (en descendant) et au crépuscule (en montant). Les regroupements nocturnes rendent la veuve très vulnérable à la pêche commerciale au chalut pélagique. Bien que l'échantillonnage au chalut de fond convienne théoriquement mieux aux populations dispersées (p. ex., la veuve durant la journée), Wilkins (1987) a constaté que la veuve était mal représentée dans les relevés indépendants de la pêche. Cela semble également être le cas dans les relevés synoptiques de la C.-B.

La veuve mature est de couleur gris noir, brune, laiton ou orange et est souvent appelée « brownies » par les pêcheurs. C'est la membrane noire distinctive qui recouvre sa cavité abdominale (*entomelas* signifie « intra » et « noir » en latin) et son museau délicat qui lui ont valu le nom de « veuve », d'autant plus que des individus figurent occasionnellement parmi les prises d'autres espèces de sébaste (Love et coll., 2002). En C.-B., la veuve est couramment prise avec le sébaste à queue jaune (*S. flavidus*) (Brian Mose, Canadian Groundfish Research and Conservation Society, comm. pers.).

Selon un résumé de la littérature de Love et coll. (2002), les femelles produisent environ de 10^5 à 10^6 œufs par année et libèrent des larves de janvier à avril en C.-B. Les juvéniles demeurent dans la zone pélagique pendant cinq mois, s'alimentant de copépodes et de krill et, lorsqu'ils atteignent une taille de 4,0 à 7,5 cm, ils s'établissent dans des milieux côtiers comme les peuplements d'algues brunes et les récifs rocheux. Les individus de cette espèce pourraient se déplacer vers des eaux plus profondes à mesure qu'ils vieillissent, bien que les données relatives à la migration ontogénétique recueillies jusqu'à présent ne fassent que suggérer un déplacement nordique des cohortes le long de la côte ouest continentale des États-Unis (Hicks et Wetzel, 2015). Comme il est mentionné plus haut, la veuve mature se nourrit principalement de crustacés, de zooplancton gélatineux et de petits poissons, et elle est à son tour la proie du saumon chinook (*Oncorhynchus tshawytscha*) et de l'otarie à fourrure (*Callorhinus ursinus*) (Love et coll., 2002).

L'âge maximal déclaré pour une veuve est de 60 ans (Munk, 2001), pour un spécimen femelle d'une longueur de 51 cm pris en juin 1996 au large de la COIV dans une région appelée « Nootka ». Les estimations de la mortalité naturelle (M) pour la veuve qui sont fondées sur l'âge maximal de 60 ans et les estimateurs de Hoenig (1983), de Then et ses collaborateurs (2015) et de Hamel (2015) sont de 0,077, 0,115 et 0,090, respectivement (Annexe D). Les estimations de M fondées sur l'âge de 50 ans (quantile 0,999) sont de 0,092, 0,136 et 0,108, respectivement. Tous les estimateurs utilisant l'âge maximal sont fondés uniquement sur la décroissance exponentielle, qui exclut l'incertitude découlant d'autres facteurs.

La veuve soutient la quatrième pêche de sébaste en importance en C.-B. (selon le plan de gestion de la récolte de 2017) avec un total autorisé des captures (TAC) annuel à l'échelle de la côte de 2 358 t en 2017 (98 % pour la pêche au chalut et le reste, pour la pêche aux lignes et les relevés de recherche) et des prises annuelles moyennes pour toutes les pêches combinées de 2 001 t entre 2014 et 2018. Les membres du groupe de travail technique sur la veuve ont

décidé par consensus que cette évaluation porterait sur le stock à l'échelle de la côte de la C.-B. qui est exploité par une pêche combinant des chaluts pélagiques et de fond. Les analyses de la biologie et de la distribution n'ont pas permis d'établir l'existence de stocks régionaux distincts pour la veuve. On avait présumé l'existence d'un seul stock à l'échelle de la côte lors de la dernière évaluation du stock de veuve (Stanley, 1999).

Une version modifiée du logiciel statistique de prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn et coll., 2003) appelée Awatea (Annexe E) a été utilisée pour modéliser la population de veuve à l'échelle de la côte de la C.-B. Le modèle d'évaluation était composé de ce qui suit.

- Des paramètres propres au sexe.
- Des indices d'abondance par année :
trois relevés synoptiques – COIV (côte ouest de l'île de Vancouver, 8 années), BRC (bassin de la Reine-Charlotte, 9 années), COHG (côte ouest de Haida Gwaii, 8 années);
deux relevés historiques – GIG (goulet de l'île Goose, 8 années), triennal (relevé triennal de la COIV par les É.-U., 7 années);
une série d'indices dérivés de la CPUE de la pêche au chalut de fond (23 années).
- Des données sur les proportions selon l'âge (aussi appelées fréquences d'âge ou « FA ») par année tirées de cinq ensembles : prises commerciales au chalut (30 années), relevé synoptique de la COIV (1 année), relevé synoptique du BRC (2 années), relevé synoptique de la COHG (1 année) et relevé historique du GIG (1 année).
- Trois valeurs (40, 45 et 50) de l'âge maximal modélisé, les âges plus avancés étant regroupés dans la dernière catégorie d'âge.
- Des estimations de la sélectivité dans le cadre de la pêche commerciale et de quatre des cinq ensembles d'indices de relevé.

On a repondéré une fois les données d'entrée en fonction des recommandations de Francis (2011) pour équilibrer les données sur l'abondance et la composition (Annexe E).

En l'absence d'avis scientifique, il existe une incertitude quant aux risques que posent les prises annuelles actuelles pour le stock de veuve de la C.-B. On souhaite également évaluer tous les stocks de poissons de fond, si possible, selon l'approche de précaution du MPO (MPO, 2009).

1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION

Cette évaluation porte sur les principales zones (3CD et 5ABCDE) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) le long de la côte de la C.-B. (Figure 1). Des différences propres à une zone (croissance, taille et composition des prises selon le type d'engin) n'ont pas pu être discernées; par conséquent, la population côtière de la C.-B. a été traitée comme un stock unique (Annexe D). Les zones de la CPMP sont semblables, mais non identiques, aux secteurs utilisés par l'Unité de gestion des poissons de fond (UGPF), qui fait appel à des combinaisons de [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#) du MPO. On n'a pas utilisé les secteurs de l'UGPF parce que les rapports sur les prises connexes ne sont disponibles que depuis 1996. Toutefois, les zones de la CPMP sont suffisamment semblables aux secteurs de l'UGPF pour que les gestionnaires puissent déterminer au prorata toute politique des captures à l'aide des ratios de TAC décrits à l'annexe A.

1.2. AIRE DE RÉPARTITION

La veuve est présente le long de la côte du Pacifique en Amérique du Nord, se répartissant depuis l'ouest du golfe d'Alaska vers le sud en longeant la C.-B. jusqu'au nord de la Basse-Californie (Love et coll., 2002). En C.-B., les points de concentration (\geq le quantile de 0,95) sur

la grille des captures par unité d'effort (CPUE) établie à partir des traits de chalut pélagique et de fond combinés, additionnés sur 23 ans (1996-2018), se trouvent à l'ouest-nord-ouest au large de l'île de Vancouver, le long du centre de la COIV, et à des endroits distincts au large de la COHG (Figure 2). Une autre caractéristique de cette figure est la distribution presque continue des prises le long de la côte de la C.-B. Il s'agit principalement de prises accessoires de veuves dans le cadre du chalutage côtier de poissons de fond.

Annexe G contient des cartes montrant les points de concentration selon la localité de pêche, où se trouvent les trois points de concentration par CPUE moyenne les plus importants, c'est-à-dire au nord des îles Frederick et Langara, au sud de l'île Triangle et dans la zone Minor 34 Offshore (figure G.6). Les points de concentration des prises totales (figure G.7) sont plus concentrés géographiquement que ceux des taux de prise : 12,8 kt au sud de l'île Triangle, 4,2 kt à l'est de l'inlet Esperanza et 3,3 kt dans Deep Big Bank/canyon Barkley, sur 23 ans.

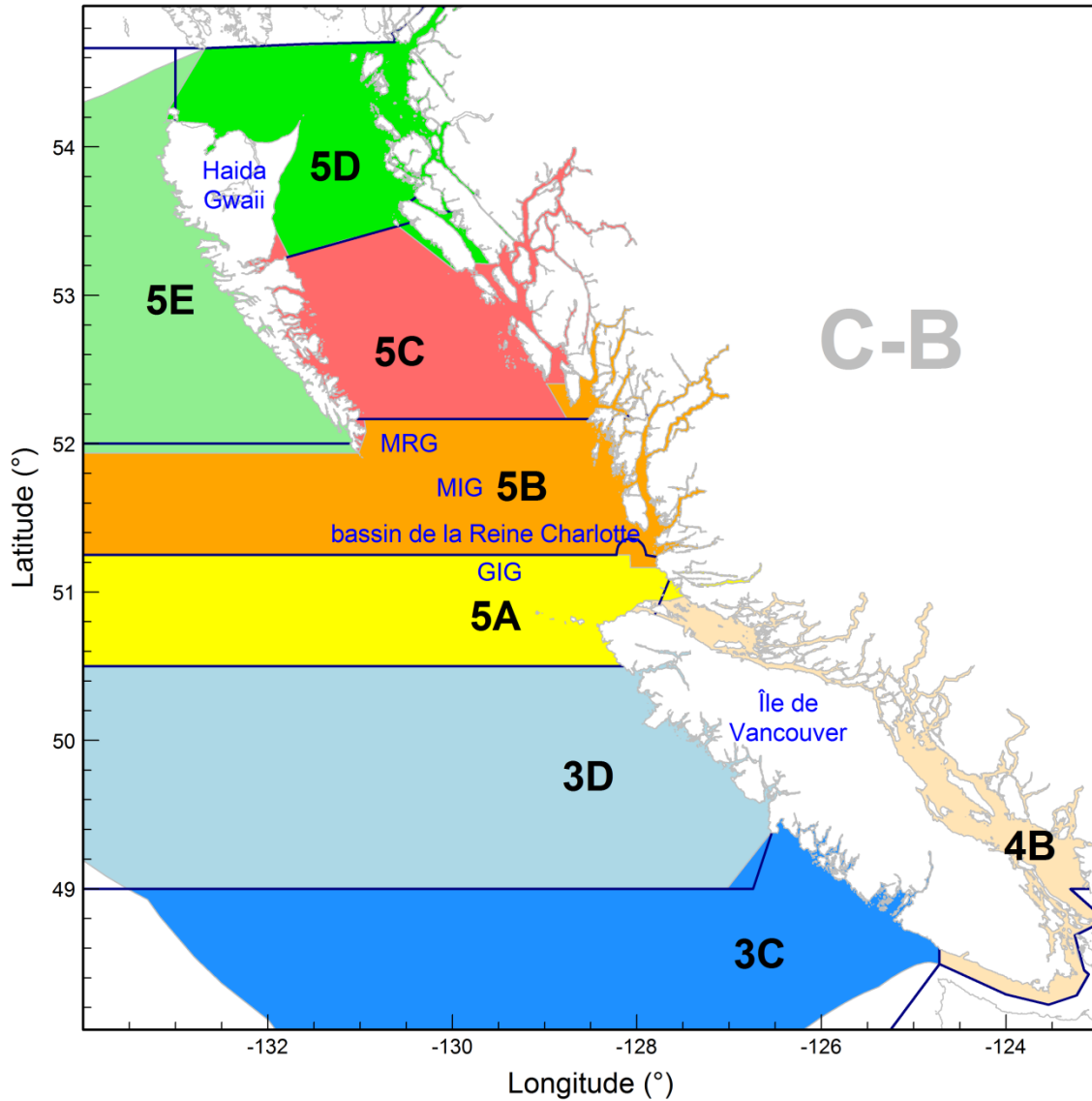


Figure 1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) (tracées en bleu foncé) par rapport aux secteurs de l'Unité de gestion des poissons de fond pour la veuve (ombragés). À titre de référence, la carte indique les goulets de l'île Moresby (GIM), de Mitchell (GM) et de l'île Goose (GIG). La présente évaluation porte sur le stock à l'échelle de la côte, soit les zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP.

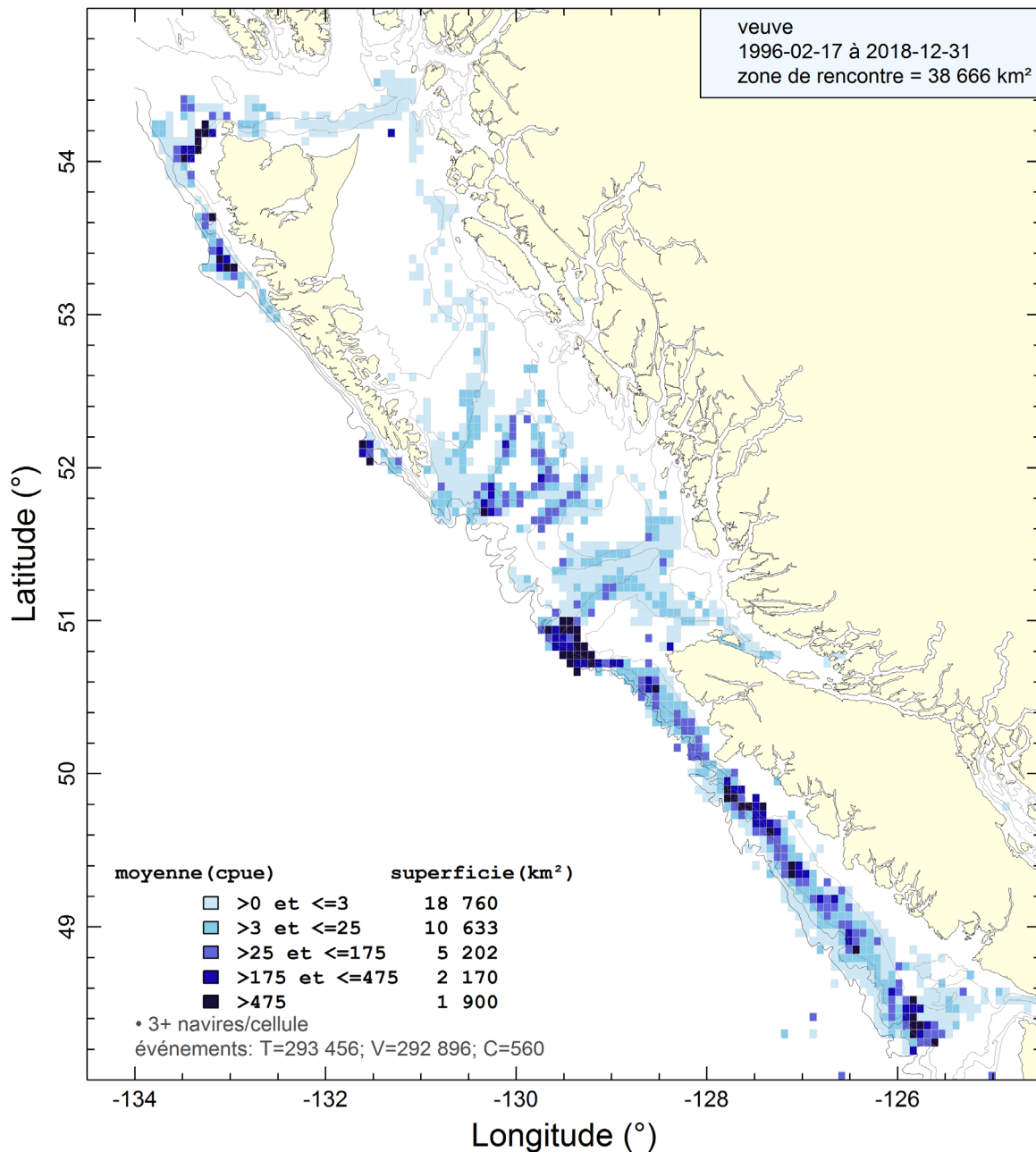


Figure 2. Répartition aérienne des captures moyennes par unité d'effort de la pêche au chalut (de fond et pélagique) en kg/h de 1996 à 2018 dans des cellules de grille de 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km² chacune). Les isobathes présentent les contours des profondeurs de 100, 200, 500 et 1 000 m. Il convient de noter que les cellules contenant moins de trois bâtiments de pêche ne sont pas affichées.

2. DONNÉES SUR LES PRISES

Les méthodes que l'on a utilisées pour reconstituer l'historique des prises aux fins de cette évaluation de la veuve, 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 veuve est présentée à Annexe G. Les prises annuelles moyennes à l'échelle

de la côte pour les cinq dernières années (de 2014 à 2018) se sont chiffrées à 2 001 tonnes métriques (t).

3. GESTION DES PÊCHES

L'annexe A résume toutes les mesures de gestion qui sont prises pour la veuve en C.-B. depuis 1993. C'est l'UGPF qui fixe le total autorisé des captures (TAC) pour la veuve le long de la côte de la C.-B.; en 2019, il était de 2 316 t pour la pêche au chalut et de 42 t pour la pêche aux lignes dans les eaux extérieures.

Hicks et Wetzel (2015) ont fourni une évaluation exhaustive structurée selon l'âge du stock de veuve le long de la côte ouest des États-Unis. Les prises américaines de cette espèce sur les côtes de la Californie, de l'Oregon et de l'état de Washington ont bondi de 600 t en 1976 à un sommet de 27 600 t en 1981 (tableau 1, Hicks et Wetzel, 2015), lorsque l'industrie a réalisé que la veuve formait des regroupements nocturnes denses (Gunderson, 1984). En 2001, la veuve a été déclarée en surpêche et les prises ont été réduites à moins de 100 t entre 2003 et 2012. La ressource de veuve de la côte ouest des États-Unis s'est depuis rétablie par rapport à ce qui était considéré comme des niveaux critiques dans les évaluations historiques.

4. DESCRIPTIONS DES RELEVÉS

On a utilisé les indices des cinq relevés indépendants de la pêche ci-dessous pour suivre les changements dans la biomasse de cette population (Annexe B).

Région côtière de la C.-B.

1. **Relevé synoptique de la COIV** – Un relevé synoptique (exhaustif des espèces) de chalutage à stratification aléatoire couvrant la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Ce relevé a été effectué sept fois entre 2004 et 2016 à l'aide du bâtiment de recherche *W.E Ricker* et une fois en 2018 à l'aide d'un bâtiment commercial. Le relevé repose sur un plan uniforme, y compris le même filet, et cible un large éventail d'espèces de poissons.
2. **Relevé synoptique du BRC** – Un relevé synoptique de chalutage à stratification aléatoire couvrant l'ensemble du bassin de la Reine-Charlotte (BRC) et ciblant un large éventail d'espèces de poissons. Ce relevé a été effectué neuf fois entre 2003 et 2017, à l'aide de trois bâtiments commerciaux différents, mais avec un plan uniforme, y compris le même filet.
3. **Relevé synoptique de la COHG** – Un relevé synoptique de chalutage à stratification aléatoire couvrant la côte ouest (CO) de l'île Graham de Haida Gwaii (HG) et la partie ouest de l'entrée Dixon. Ce relevé a été effectué sept fois entre 2006 et 2018 au moyen de trois bâtiments commerciaux et d'un plan uniforme, y compris le même filet, et ciblant un large éventail d'espèces de poissons. Le relevé de 2014 a été omis de la série parce que moins de la moitié des traits ont été réalisés. Un relevé de la COHG mené en 1997 a été ajouté à la série (comme pour l'évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire de la COHG, Edwards et coll., 2014a). Ce relevé utilisait un plan semblable à celui des relevés synoptiques, y compris les mêmes spécifications de filet et la sélection aléatoire de stations de trait.
4. **Relevé historique du GIG** – Une série composite antérieure de huit indices s'étalant de 1967 à 1994 dans le goulet de l'île Goose (GIG). La plupart de ces relevés ont été effectués au moyen du bâtiment de recherche *G.B. Reed*, mais deux bâtiments commerciaux (*Eastward Ho* et *Ocean Selector*) ont été mis à contribution en 1984 et 1994,

respectivement. Seuls les traits situés dans le goulet de l'île Goose (GIG) ont été utilisés pour assurer l'uniformité des relevés.

5. **Relevé triennal de la COIV** – Une série de relevés triennaux du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis ayant couvert la moitié inférieure de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) pendant sept ans, entre 1980 et 2001.

On a utilisé les indices relatifs de biomasse provenant de ces relevés comme données dans les modèles, ainsi que l'erreur relative connexe pour chaque valeur d'indice. Aucune erreur de processus n'a été ajoutée aux erreurs relatives de relevé. On a procédé ainsi parce que les erreurs relatives étaient déjà uniformément élevées et que l'ajout d'erreurs de processus aurait eu pour effet concret d'éliminer la valeur informative de ces séries de données.

5. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE

Les données sur les captures par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale ont été utilisées pour produire des indices d'abondance employés dans la procédure d'ajustement du modèle. Cette série d'indices, qui s'étend de 1996 à 2018, a stabilisé le modèle de population. Les indices dérivés de la CPUE de la pêche au chalut de fond ont été sélectionnés parce que la pêche au chalut de la C.-B., dans le cadre d'un régime d'échange de quotas individuels de bateau, semble capturer la veuve en grande partie comme prise accessoire lorsqu'elle cible un éventail d'espèces de sébastes. La veuve est une espèce pélagique qui semble se retrouver régulièrement en faibles quantités parmi les poissons capturés au chalut de fond.

On a normalisé la série d'indices d'abondance dérivés de l'analyse des CPUE pour tenir compte des changements apportés à la configuration des bâtiments, au moment de la capture (saisonnalité) et à l'emplacement de la capture (p. ex., latitude et profondeur) afin d'éliminer les biais potentiels liés aux CPUE qui pourraient découler de changements dans les pratiques de pêche et d'autres effets sans lien avec l'abondance. Dans ces modèles, l'abondance était représentée comme un « effet d'année » et les variables explicatives ont été sélectionnées séquentiellement au moyen d'un modèle linéaire généralisé (MLG), qui tenait compte de la variation dans les données disponibles. D'autres facteurs susceptibles d'influer sur le comportement des pêcheurs, en particulier des facteurs économiques, ne sont pas considérés dans ces modèles en raison de l'absence de données pertinentes, ce qui donne lieu à des indices qui ne reflètent peut-être pas entièrement les variations de l'abondance sous-jacente du stock. Annexe C fournit des renseignements détaillés sur les analyses des CPUE et Annexe G présente diverses sensibilités aux intrants liés aux CPUE, y compris leur remplacement par un ajustement du MLG au moyen d'une distribution de Tweedie.

6. INFORMATION BIOLOGIQUE

6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES

On a échantillonné des veuves capturées lors de la pêche commerciale au chalut (pélagique et de fond) pour établir les proportions selon l'âge en 1979; cet échantillonnage a ensuite été effectué chaque année à partir de 1986. Quelques sorties de recherche antérieures ont échantillonné des âges en 1979 et en 1980, tandis que la plupart des relevés synoptiques modernes ont échantillonné un certain nombre de veuves. Seuls les otolithes dont l'âge a été établi au moyen de la méthode « fendre et brûler » ont été inclus dans les échantillons d'âge utilisés pour cette évaluation, la méthode antérieure d'établissement de l'âge selon un examen en surface étant reconnue comme biaisée, particulièrement pour les individus âgés. En pratique, cela signifie qu'aucune donnée sur l'âge n'est disponible avant 1978. Lors de la

réunion d'examen du sébaste à raie rouge tenue en 2018, un participant a mentionné que la détermination de l'âge par un examen en surface était la méthode privilégiée pour établir l'âge des très jeunes sébastes (âge 3 et moins), ce qui a été confirmé plus tard par le laboratoire de détermination de l'âge. Les données sur la fréquence d'âge (FA) provenant de la pêche commerciale ont été résumées pour chaque trimestre, pondérées par le poids de prises de veuve pour la sortie ayant fait l'objet d'un échantillonnage. Les échantillons trimestriels totaux ont été transposés à l'échelle de l'année complète à partir du poids des prises commerciales trimestrielles de veuve. Annexe D (section D.3) contient des renseignements détaillés à ce sujet.

On a combiné les FA des échantillons de la pêche au chalut pélagique et au chalut de fond après avoir comparé les FA cumulatives pour chaque type d'engin selon le sexe et l'année de capture (les années antérieures comprenaient principalement des échantillons triés, et les années ultérieures, des échantillons non triés) pour en conclure qu'il n'y avait pas de différences uniformes dans les FA entre les deux types d'engins pour l'un ou l'autre sexe (femelles : figure D.8; mâles : figure D.9). Par conséquent, on a exécuté le modèle en supposant une sélectivité conjointe pour les deux méthodes de pêche en combinant les FA et les données sur les captures en une seule pêche. Les données sur la FA étaient accessibles pour au moins une année de relevé dans quatre des cinq séries de relevés utilisées dans le modèle. La seule exception concernait le relevé triennal de la COIV, pour lequel aucune donnée biologique n'était disponible. La série de relevés synoptiques de la COHG comportait une année (2006), la série de relevés historiques du GIG, une année (1979), la série de relevés synoptiques du BRC, deux années (2004 et 2005), et la série de relevés synoptiques de la COIV, une seule année (2006). Les FA selon les relevés étaient peu nombreuses, mal échantillonnées et, par conséquent, associées à beaucoup d'erreurs de processus. Les FA selon les relevés ont été mises à l'échelle pour représenter le relevé total d'une manière similaire à celle utilisée pour les échantillons provenant de la pêche commerciale : dans une superficie de strate, les échantillons ont été pondérés par la densité des captures de veuve dans les traits échantillonnés; les échantillons de strate ont ensuite été pondérés par les superficies de strate (description à l'Annexe D).

6.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

On a estimé les paramètres de croissance à partir des données sur la longueur et l'âge des veuves, obtenues des échantillons biologiques recueillis de 1979 à 2018 (Annexe D). Les données sur l'âge selon l'otolithe provenant des relevés étaient maigres et potentiellement biaisées, compte tenu du comportement pélagique de l'espèce. On a donc combiné les données de la pêche commerciale et des relevés de recherche pour déterminer la croissance (Annexe D). Il s'agissait des paramètres de la relation allométrique poids-longueur et de la croissance spécifiés sous forme de modèle de von Bertalanffy. Bien que les femelles soient en moyenne de plus grande taille que les mâles, l'écart n'est pas aussi prononcé que pour certaines autres espèces de sébaste ($L_{\infty} \text{♀} = 52,8 \text{ cm}$, $\text{♂} = 49,0 \text{ cm}$).

6.3. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ

Les proportions de femelles arrivées à maturité entre les âges 1 et 40 ont été calculées à partir d'échantillons biologiques. On a déterminé macroscopiquement le stade de maturité en répartissant les échantillons en sept stades de maturité (Stanley et Kronlund, 2000). Les individus associés aux stades 1 et 2 étaient considérés comme immatures, tandis que ceux associés aux stades 3 à 7 étaient considérés comme matures. Les données représentant les femelles selon l'âge et le stade (au moyen de la méthode « fendre et brûler ») ont été regroupées à partir des sorties de pêche commerciale et la proportion observée d'individus

matures à chaque âge a été calculée. On a utilisé tous les mois pour créer la courbe de distribution de la maturité parce que ces données ont fourni une concordance plus précise que l'utilisation d'un sous-ensemble de mois. On a élaboré un vecteur monotone croissant de la maturité en fonction de l'âge en appliquant une fonction demi-gaussienne (équation D.3, équivalente à celle de l'équation E.7) aux valeurs de maturité observées (Annexe D). La courbe des fréquences cumulées utilisée dans le modèle établissait la maturité à zéro pour les âges 1 à 4, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 40, tous forcés à 1 (pleine maturité) après l'âge 12. On a procédé ainsi parce que le modèle ajusté surestime la proportion d'individus arrivés à maturité à un plus jeune âge (figure D.22). On a présumé que les femelles d'âge supérieur à 12 étaient pleinement matures et que la maturité était constante au fil du temps. On a présumé que la fécondité était proportionnelle au poids corporel de la femelle.

6.4. MORTALITÉ NATURELLE

Il n'a pas été possible d'estimer la mortalité naturelle (M) de la veuve dans le modèle en raison du manque de contraste dans les indices d'abondance et des profils de vraisemblance du mode de distribution *a posteriori* (MDP) relativement peu informatifs pour les captures selon l'âge (pêche commerciale et relevés) dans une fourchette de valeurs M possibles (0,02-0,15). La queue de la distribution selon l'âge a été utilisée pour estimer l'âge maximal, plutôt qu'une seule observation isolée. Le quantile de 1 % pour les données disponibles sur l'âge était de 43 ans et il n'y avait que 17 observations pour lesquelles l'âge était supérieur à 49 (0,135 % de la distribution selon l'âge sur une période de 40 ans). Un âge maximal de 55 (figure D.7) donne des estimations de valeur M se chiffrant à 0,08 (Hoenig, 1983), à 0,13 (Then et coll., 2015) et à 0,10 (Hamel, 2015). On a décidé de tester une fourchette de valeurs M fixes se chiffrant entre 0,07 et 0,10 dans ce modèle pour créer une évaluation du stock composite. Les valeurs M de 0,07, 0,08 et 0,09 ont été sélectionnées parce qu'elles se situent dans une fourchette plausible pour cette valeur, les valeurs supérieures à 0,10 étant exclues en raison d'un très mauvais comportement lors des simulations par chaîne de Markov. On n'a pas évalué les valeurs M inférieures à 0,07, laquelle semblait se situer dans la portion inférieure de la fourchette de valeurs M plausibles, compte tenu du manque d'individus d'âge 50 ou plus et de l'existence d'un seul individu d'âge supérieur à 60.

6.5. TAUX DE VARIATION

On a appliqué une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (BH) pour produire des estimations moyennes du recrutement pour chaque année, d'après la biomasse des femelles reproductrices (équation E.10). Le recrutement pouvait s'écarter de la moyenne établie (équations E.17 et E.24) afin d'améliorer la concordance du modèle avec les données. La fonction BH a été paramétrée à l'aide d'un paramètre de taux de variation, h , qui précisait la proportion du recrutement maximal disponible à $0,2B_0$, B_0 étant la biomasse féconde non exploitée à l'équilibre (femelles matures). On a estimé le paramètre h , sous la contrainte d'un précédent élaboré par Forrest et ses collaborateurs (2010) pour le sébaste de la côte ouest, après avoir retiré toute l'information sur le sébaste à longue mâchoire du BRC (Edwards et coll., 2012b). Ce précédent prenait la forme d'une distribution bêta équivalente à une moyenne de 0,674 et à un écart-type de 0,168.

7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

On a utilisé un modèle stochastique à deux sexes, structuré selon l'âge, pour reconstituer la trajectoire de la population de la veuve de 1940 jusqu'au début de 2019. Les âges ont été suivis de 1 à A , $A \in \{40, 45, 50\}$ et servant de catégorie d'âge maximal. On a supposé que la population était en équilibre avec un recrutement moyen et sans pêche au début de la

reconstitution. Les sélectivités selon le sexe pour les séries de relevés (toutes sauf la série de relevés triennaux de la COIV) et la pêche commerciale ont été estimées à l'aide de quatre paramètres décrivant des fonctions doubles demi-gaussiennes, bien que l'on ait supposé que le segment droit était fixe à la sélectivité maximale pour éviter la création d'une population cryptique. La sélectivité en forme de dôme n'a pas été explorée. Le modèle et ses équations sont décrits en détail à l'Annexe E

On a ajusté le modèle aux données accessibles en minimisant une fonction qui additionnait les vraisemblances logarithmiques négatives découlant de chaque ensemble de données, les écarts par rapport au recrutement moyen et les pénalités découlant des certitudes bayésiennes antérieures.

Le scénario de référence composite pour la veuve comprenait neuf cycles du modèle, et les échantillons par simulation MCMC des neuf cycles ont été regroupés aux fins de l'avis à l'intention des gestionnaires. Les décisions importantes ci-dessous ont été prises pendant l'évaluation de la veuve.

- Mortalité naturelle M fixe à trois niveaux (0,07, 0,08 et 0,09) avec trois catégories d'âge maximal cumulatif A (40, 45 et 50) pour un total de neuf modèles de scénario de référence.
 - Cycle01 – M fixe=0,07, $A=40$; Cycle02 – M fixe=0,07, $A=45$; Cycle03 – M fixe=0,07, $A=50$;
 - Cycle04 – M fixe=0,08, $A=40$; Cycle05 – M fixe=0,08, $A=45$; Cycle06 – M fixe=0,08, $A=50$;
 - Cycle07 – M fixe=0,09, $A=40$; Cycle08 – M fixe=0,09, $A=45$; Cycle09 – M fixe=0,09, $A=50$;
- Utilisation de cinq séries d'indices d'abondance dérivés de relevés (relevé synoptique de la COIV, relevé synoptique du BRC, relevé synoptique de la COHG, relevé historique du GIG et relevé triennal de la COIV), les quatre premières comportant des données sur la fréquence d'âge.
- Utilisation d'une série d'indices d'abondance dérivés de la pêche commerciale (indices dérivés de la CPUE de la pêche commerciale).
- Présomption d'une pêche unique (pêche commerciale au chalut pélagique et de fond) avec prises et données de FA regroupées.
- Présomption de deux sexes (femelles, mâles).
- Élaboration de valeur *a priori* de la sélectivité (μ_g , $\log v_{gL}$, Δ_g) pour les relevés selon des estimations par simulation MCMC de la sélectivité pour le sébaste à queue jaune (Starr et coll., 2014¹), mais en attribuant une valeur fixe de 0 à la variation de la vulnérabilité des mâles dans le relevé ($\Delta_{g=1:5}$).
- Repondération de l'abondance : ajout d'une erreur de processus du CV aux CV des indices, $c_p = 0$ pour les relevés et $c_p = 0,1859$ pour les séries de CPUE de la pêche commerciale.
- Repondération de la composition : ajustement des tailles d'échantillon effectives de la FA en utilisant la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).

¹ Starr, P.J., Kronlund, A.R., Olsen, N. et Rutherford, K. 2014. Yellowtail Rockfish (*Sebastes flavidus*) stock assessment for the coast of British Columbia, Canada. CSAP Working Paper PAC_GF08_2014-15

- Attribution d'une valeur fixe de 0,9 à l'écart-type des valeurs résiduelles du recrutement (σ_R).
- Exclusion de l'indice découlant du relevé historique du GIG effectué en 1995 (conception incompatible).
- Exclusion des pêches nulles de la série triennale de la COIV.
- Exclusion des données sur la FA du relevé de la COHG effectué en 1997 (créait de l'instabilité dans les simulations MCMC).

Tous les cycles du modèle ont été repondérés une fois au titre i) de l'abondance, en ajoutant l'erreur de processus $cp \in \{0, 0, 0, 0 \text{ et } 0,1859\}$ aux CV de l'indice pour les cinq relevés et les CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement, et ii) de la composition, en utilisant la procédure de Francis (2011) pour les fréquences d'âge.

Douze analyses de sensibilité ont été exécutées (avec simulation MCMC complètes) par rapport au cycle central du scénario de référence composite (Cycle05 : $M = 0,08$, $A = 45$) pour tester la sensibilité des résultats aux hypothèses de modélisation de rechange.

- S01 (Cycle10) – réduction de σ_R de 0,9 à 0,6.
- S02 (Cycle11) – augmentation de σ_R de 0,9 à 1,2.
- S03 (Cycle12) – augmentation de M de 0,08 à 0,10.
- S04 (Cycle13) – estimation de M avec un CV de 50 %.
- S05 (Cycle14) – ajout d'une matrice d'erreur simple d'établissement de l'âge avec 0,8 le long de la diagonale et 0,1 de chaque côté de la diagonale.
- S06 (Cycle15) – ajout d'une matrice d'erreur d'établissement de l'âge fondée sur l'écart observé entre les âges minimum et maximum spécifiés par les lecteurs.
- S07 (Cycle16) – suppression de la série d'indices dérivés de la CPUE.
- S08 (Cycle17) – suppression de l'erreur de processus dans les séries de CPUE.
- S09 (Cycle18) – suppression de toutes les données sur l'âge provenant des relevés et réglage des sélectivités de relevé aux moyennes antérieures.
- S10 (Cycle19) – réduction de moitié des prises commerciales pendant les années où des flottilles étrangères menaient des activités (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale pourrait avoir fait des déclarations erronées (1988-1995).
- S11 (Cycle20) – doublement des prises commerciales pendant les années où des flottilles étrangères menaient des activités (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale pourrait avoir fait des déclarations erronées (1988-1995).
- S12 (Cycle21) – utilisation des CPUE de Tweedie sans ajout d'erreur de processus.

Le « meilleur ajustement » du modèle de distribution *a posteriori* a servi de point de départ à une recherche bayésienne dans les distributions *a posteriori* conjointes des paramètres en utilisant la simulation MCMC. Tous les modèles (cycles du scénario de base et de sensibilité) ont été jugés convergents après 12 000 000 itérations, selon un échantillonnage effectué chaque 10 000^e, pour 1 200 prélèvements (1 000 échantillons après avoir laissé tomber les 200 premiers pour le rodage).

8. RÉSULTATS DU MODÈLE

8.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

8.1.1. Cycle central

La concordance du modèle avec les indices d'abondance était généralement satisfaisante (figures F.1 et F.7), malgré quelques valeurs résiduelles très importantes, comme lors du relevé de la COIV effectué en 2004 (figure F.2). Les relevés indiquaient des variations interannuelles importantes qui dépassaient la rapidité avec laquelle une population peut changer. On s'attendait à un tel comportement dans le cadre d'un relevé effectué au chalut de fond pour capturer une espèce pélagique, et ces variations étaient souvent associées à d'importantes valeurs résiduelles de Pearson malgré les erreurs relatives élevées. La concordance avec les données sur les fréquences d'âge provenant de la pêche commerciale était bonne, les valeurs résiduelles de Pearson se situant généralement entre -1 et +1, bien qu'il semblerait qu'il y ait plus de valeurs résiduelles négatives que positives (figure F.10). La plupart des âges moyens estimés à l'aide du modèle correspondaient aux âges moyens observés (figure F.19) pour la série provenant de la pêche commerciale, mais les concordances étaient médiocres pour les ensembles de données provenant des relevés. La mauvaise concordance avec les données sur l'âge provenant des relevés n'était pas surprenante, compte tenu du comportement pélagique de l'espèce et de la nature sporadique des données sur l'âge accessibles. C'est pourquoi on a laissé tomber les données sur l'âge provenant des relevés dans un cycle de sensibilité qui a montré que les résultats du modèle étaient robustes face à ces données.

Étant donné que l'évaluation du stock indiquait que la biomasse féconde de la veuve n'atteignait jamais des niveaux qui nuiraient au recrutement, la relation stock-recrutement (figure F.20) a révélé peu de contraste, avec quelques événements de recrutement importants répartis dans la population mère. Un recrutement épisodique élevé est survenu en 1961 et en 1990. Ce dernier sommet de recrutement était très bien défini, mais celui de 1961 semblait s'estomper dans les années adjacentes, probablement en raison d'une erreur liée à l'établissement de l'âge. Les écarts de recrutement ont fluctué au fil du temps, mais une autocorrélation significative de ces écarts ne s'est produite qu'au décalage 1 (figure F.21). L'estimation du MDP de l'âge à la pleine sélectivité (figure F.22) était semblable parmi les relevés ($\mu_{1:5} = 12,7-15,1$) et inférieure pour la pêche commerciale ($\mu_6 = 10,8$), mais les sélectivités des relevés ont peut-être été mal estimées en raison de la grande variabilité des données sur l'établissement de l'âge dans les relevés. Les courbes de sélectivité étaient en superposition ou à droite de la courbe de distribution de la maturité, ce qui indique des individus matures étaient capturés dans le cadre de la pêche et des relevés (figure F.22).

La biomasse féconde (B_t) par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée (B_0) a connu un déclin rapide de la fin des années 1970 au milieu des années 1990, alors que l'estimation du MDP de la biomasse féconde de 2019 (B_{2019}) se situait à $0,37 B_0$ (figure F.23). Le taux d'exploitation (u_t) a dépassé 0,08 (M du cycle central) pendant 33 années, dont 23 après que la pêche soit devenue mieux contrôlée en 1996. Le taux d'exploitation actuel (moyenne des cinq dernières années) a été estimé à 0,11 (partie inférieure de la figure F.23).

Les traces de la méthode MCMC ont révélé des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre croissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.24), tout comme les analyses diagnostiques qui ont divisé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.25) et vérifié l'autocorrélation des paramètres à 60 décalages (figure F.26). Certains des paramètres (p. ex., R_0 , h , μ_2) se sont déplacés depuis l'estimation du MDP initiale à une valeur médiane différente (figure F.27), ce qui indique que les

simulations MCMC ont donné des concordances plausibles avec les données à des niveaux autres que ceux trouvés par le meilleur ajustement du modèle.

Les distributions marginales *a posteriori* de la biomasse vulnérable et des prises (figure F.28, graphique supérieure) ont montré que ce stock n'a pas été considérablement réduit par les premières activités des flottilles de pêche étrangères (1965-1976), mais qu'il a connu une baisse prolongée une fois que les pêches canadiennes ont pris le relais en 1977. Le déclin a pris fin lorsque des limites de prises, mises en œuvre au moyen des quotas individuels de bateau (QIB), ont été imposées en 1997. Un système de présence obligatoire d'observateurs à bord a également été mis en place en même temps. Un recrutement important en 1961 a probablement atténué les effets de l'activité des flottilles étrangères, et un deuxième recrutement important en 1990 a probablement stabilisé la population, de concert avec les mesures de contrôle de gestion (figure F.28, graphique du milieu). En outre, les bonnes années de recrutement (2006 et 2008) devraient soutenir la population dans les années à venir. Le ratio entre la biomasse féconde médiane et la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée a atteint un minimum de 0,33 en 2012 et se situe actuellement à 0,37. Le taux d'exploitation a culminé à 0,16 en 1992 et est estimé à 0,10 (0,06-0,15) en 2018 (figure F.28, graphique inférieur).

8.1.2. Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite comprenait neuf cycles qui ont exploré d'importants axes d'incertitude pour l'évaluation du stock.

- $M_{1,2} = 0,07$ en utilisant $A \in \{40, 45, 50\}$
- $M_{1,2} = 0,08$ en utilisant $A \in \{40, 45, 50\}$
- $M_{1,2} = 0,09$ en utilisant $A \in \{40, 45, 50\}$

L'exploration d'une gamme de valeurs pour M était une démarche évidente, particulièrement lorsqu'il n'était pas possible d'estimer ce paramètre, mais il en a été autrement de la décision d'établir une moyenne sur une fourchette de valeurs pour A . On a procédé ainsi parce que les premières concordances du modèle ont indiqué une sensibilité dans certaines des quantités d'importance pour la gestion, en particulier l'état actuel du stock, associées au choix de l'âge maximal cumulatif (voir la figure F.33). Au départ, on a choisi $A = 40$ parce que c'était la valeur utilisée pour le sébaste à raie rouge (SRR, *S. proriger*, Starr et Haigh, 2021) et que la distribution des âges pour ces deux espèces de sébaste est similaire. Toutefois, une fois qu'il a été établi qu'il survenait une sensibilité dans l'avis découlant de ce choix, il a été décidé de faire de ce paramètre le deuxième axe du scénario de référence composite.

Pour chaque cycle, 1 000 échantillons par simulation MCMC ont été générés, puis regroupés pour produire une trajectoire moyenne du stock relativement à l'état de la population et à l'avis à l'intention des gestionnaires. L'estimation de M n'était pas possible en raison de la nature peu informative des données, les estimations du MDP ne variant pas par rapport aux moyennes *a priori*. Les cycles de simulation MCMC pour estimer M affichaient un comportement instable sans convergence crédible.

Les neuf cycles composants décrits ci-dessus ont convergé sans qu'il n'y ait de graves pathologies dans les diagnostics par simulation MCMC (résultats de diagnostics similaires à ceux décrits pour le cycle central, voir Annexe F). Les figures F.29 à F.31 montrent les diagnostics du paramètre R_0 dans chacun des neuf cycles composants, et la figure F.32 montre la distribution de tous les paramètres estimés. Dans la plupart des cas, les cycles comportaient des estimations de paramètres avec des distributions très semblables. Le paramètre R_0 variait de concert avec M et, dans une moindre mesure, avec A . Les chaînes de Markov de ce paramètre affichaient une autocorrélation croissante à mesure que M augmentait (figure F.31).

L'établissement de M à 0,10 a causé un degré élevé d'autocorrélation dans ce paramètre et dans tous les paramètres q (voir la section Section 8.1.3).

Le scénario de référence composite, comprenant neuf cycles de simulation MCMC regroupés, a servi à calculer un ensemble d'estimations de paramètres (Tableau 1) et des quantités dérivées à l'équilibre et associées au RMS (Tableau 2). La trajectoire de population du scénario de référence composite de 1940 à 2019 et la biomasse moyenne projetée jusqu'en 2024, en supposant une politique de capture constante de 2 000 t/a, est illustrée à la Figure 3. Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation par rapport au rendement maximal soutenu (Figure 4) suggère que le stock a été exploité de manière durable ces dernières années, avec une position actuelle à $B_{2019}/B_{RMS} = 1,51$ (0,92-2,61) et $u_{2018}/u_{RMS} = 0,66$ (0,29-1,35).

Tableau 1. Quantiles des distributions a posteriori selon la méthode MCMC pour les principaux paramètres de modèle estimés pour l'évaluation du stock selon le scénario de référence composite d'évaluation du stock de veuve. À l'exception de R_0 , les indices inférieurs renvoient à la source de données : 1 = relevé synoptique de la COIV; 2 = relevé synoptique du BRC; 3 = relevé synoptique de la COHG; 4 = relevé historique du GIG; 5 = relevé triennal de la COIV; 6 = pêche commerciale au chalut ou séries des CPUE. Les paramètres de sélectivité figurent du côté droit du tableau.

Valeur	5 %	50 %	95 %	Valeur	5 %	50 %	95 %
R_0	3 301	4 551	6 774	μ_1	10,4	12,8	15,9
h	0,567	0,788	0,945	μ_2	10,7	12,4	14,4
q_1	0,000857	0,00161	0,00296	μ_3	12,8	15,2	17,8
q_2	0,00274	0,00528	0,0110	μ_4	10,6	12,8	14,7
q_3	0,00257	0,00535	0,0108	μ_6	9,72	10,7	11,7
q_4	0,000469	0,000778	0,00129	Δ_6	-0,933	-0,355	0,209
q_5	0,00493	0,00829	0,0135	$\log v_{1L}$	2,53	3,37	4,15
q_6	3,45E-05	5,75E-05	8,46E-05	$\log v_{2L}$	1,32	2,22	3,00
				$\log v_{3L}$	2,15	2,97	3,76
				$\log v_{4L}$	1,16	2,00	2,91
				$\log v_{6L}$	1,63	2,18	2,60

Tableau 2. Quantiles des quantités dérivées de la méthode MCMC des 9 000 échantillons de la valeur a posteriori par simulation MCMC du scénario de référence composite. B_0 = biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures), V_0 = biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles), B_{2019} = biomasse féconde au début de 2019, V_{2019} = biomasse vulnérable au milieu de 2018, u_{2018} = taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2018, u_{max} = taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme taux d'exploitation maximal de 1940 à 2018), B_{RMS} = biomasse féconde à l'équilibre au rendement maximal soutenu (RMS), u_{RMS} = taux d'exploitation à l'équilibre au RMS, V_{RMS} = biomasse vulnérable à l'équilibre au RMS. Toutes les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont exprimées en tonnes. Au cours des cinq dernières années (2014-2018), les prises moyennes ont été de 2 001 t.

D'après les données de sortie du modèle

Valeur	5 %	50 %	95 %
B_0	26 282	29 951	36 692
V_0	46 361	53 380	66 080
B_{2019}	7 179	11 017	18 660
V_{2019}	12 396	19 526	34 035
B_{2019}/B_0	0,257	0,369	0,537
V_{2019}/V_0	0,252	0,366	0,54
u_{2018}	0,0574	0,0975	0,149
u_{max}	0,112	0,161	0,214

Données fondées sur le RMS

Valeur	5 %	50 %	95 %
RMS	1 460	1 909	2 685
B_{RMS}	4 815	7 373	11 307
$0,4B_{RMS}$	1 926	2 949	4 523
$0,8B_{RMS}$	3 852	5 898	9 045
B_{2019}/B_{RMS}	0,921	1,51	2,61
B_{RMS}/B_0	0,17	0,246	0,327
V_{RMS}	8 284	13 145	20 430
V_{RMS}/V_0	0,168	0,247	0,33
u_{RMS}	0,081	0,148	0,271
u_{2018}/u_{RMS}	0,289	0,658	1,35

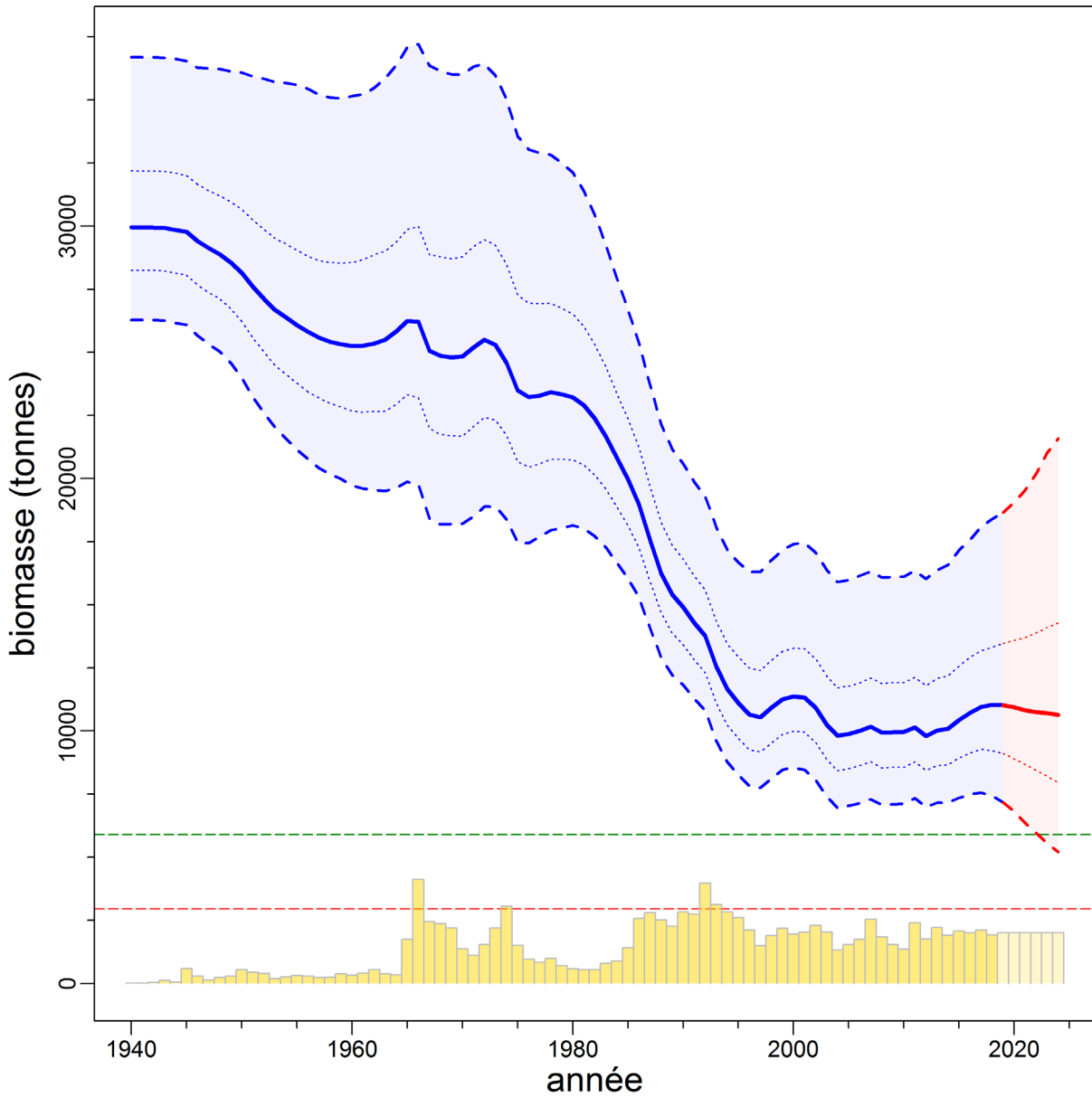


Figure 3. Estimations de la biomasse féconde en tonnes (B_t) pour le scénario de référence composite. La trajectoire médiane de la biomasse est présentée sous la forme d'une ligne continue entourée d'une enveloppe de crédibilité à 90 % (quantiles : 0,05-0,95) en bleu pâle et délimitée par des lignes tiretées pour les années 1940 à 2019; la biomasse projetée figure en rouge pâle pour les années 2019 à 2024. L'intervalle de crédibilité de 50 % (quantiles : 0,25-0,75) est également délimité par des lignes pointillées. Les lignes tiretées horizontales indiquent la médiane du PRL et du PRS. Les prises et la politique présumée en matière de prises (2 000 t/a) sont représentées par des barres le long de l'axe inférieur.

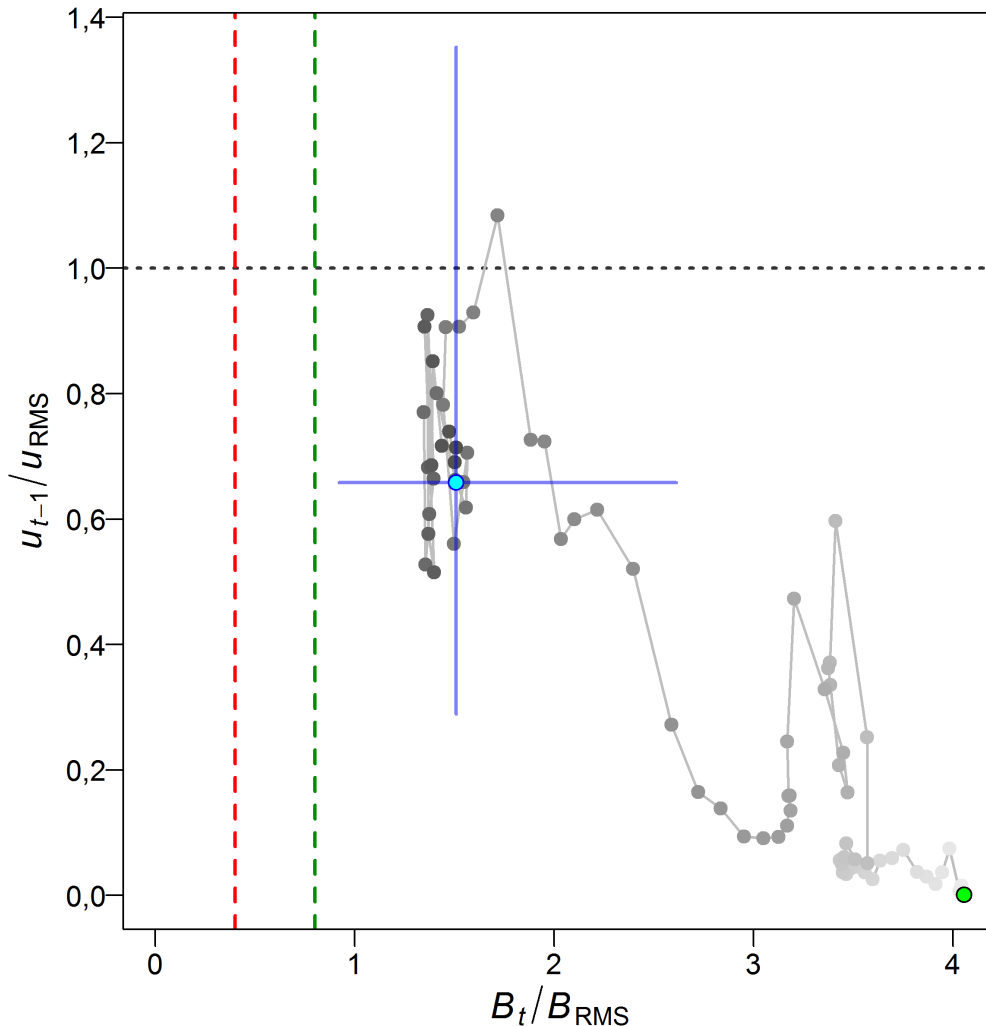


Figure 4. Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports B_t/B_{RMS} (biomasse féconde au début de l'année t par rapport à B_{RMS}) et u_{t-1}/u_{RMS} (taux d'exploitation au milieu de l'année $t - 1$ par rapport à u_{RMS}) pour le scénario de référence composite. Le point vert est l'année de début (1941). Les points représentant les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2019) est représentée par un point cyan; les lignes bleues représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori pour la dernière année. Les lignes tiretées verticales rouge et verte indiquent les valeurs provisoires selon l'AP ($PRL = 0,4B_{RMS}$ et $PRS = 0,8B_{RMS}$), et la ligne tiretée horizontale grise indique u_{RMS} .

8.1.3. Analyses de sensibilité

Douze analyses de sensibilité ont été exécutées (avec simulations MCMC complètes) en lien avec le cycle central du scénario de référence composite (la section 7 présente de l'information détaillée à ce sujet) pour tester la sensibilité des sorties aux hypothèses de modélisation de recharge. Chaque cycle de sensibilité a été repondéré une fois (tout comme les cycles composants) avant la simulation MCMC. Les différences entre les cycles de sensibilité (y compris le cycle central) sont résumées dans des tableaux d'estimations médianes des paramètres (tableau F.17) et de quantités médianes fondées sur le RMS (tableau F.18).

Les trajectoires des médianes B_t par rapport à B_0 (Figure 5) indiquent que l'estimation de M (S04) et la valeur $M = 0,10$ (S03) produisaient les scénarios les plus optimistes, tandis que les cycles les plus pessimistes ont été générés lorsque les prises antérieures à 1996 (pêches

étrangères et canadiennes avant la présence d'observateurs) ont été doublées (S11) et lorsque la série d'indices dérivés de la CPUE de la pêche commerciale a été abandonnée (S07). Toutes les autres sensibilités avaient tendance à correspondre étroitement au cycle central, surtout au cours des 20 dernières années de la trajectoire de population reconstituée. La conclusion générale est que, mis à part sa sensibilité aux valeurs de M , la sortie du modèle repose en grande partie sur les données parce que les seuls changements importants dans les avis ont résulté de l'omission ou de la modification des séries de données. Cet ensemble de sélectivités indique également une cohérence raisonnable parmi les différentes sources de données (CPUE, indices de biomasse dérivés des relevés et données sur l'établissement de l'âge) parce que l'omission progressive des ensembles de données n'a pas entraîné de changements importants dans les résultats du modèle.

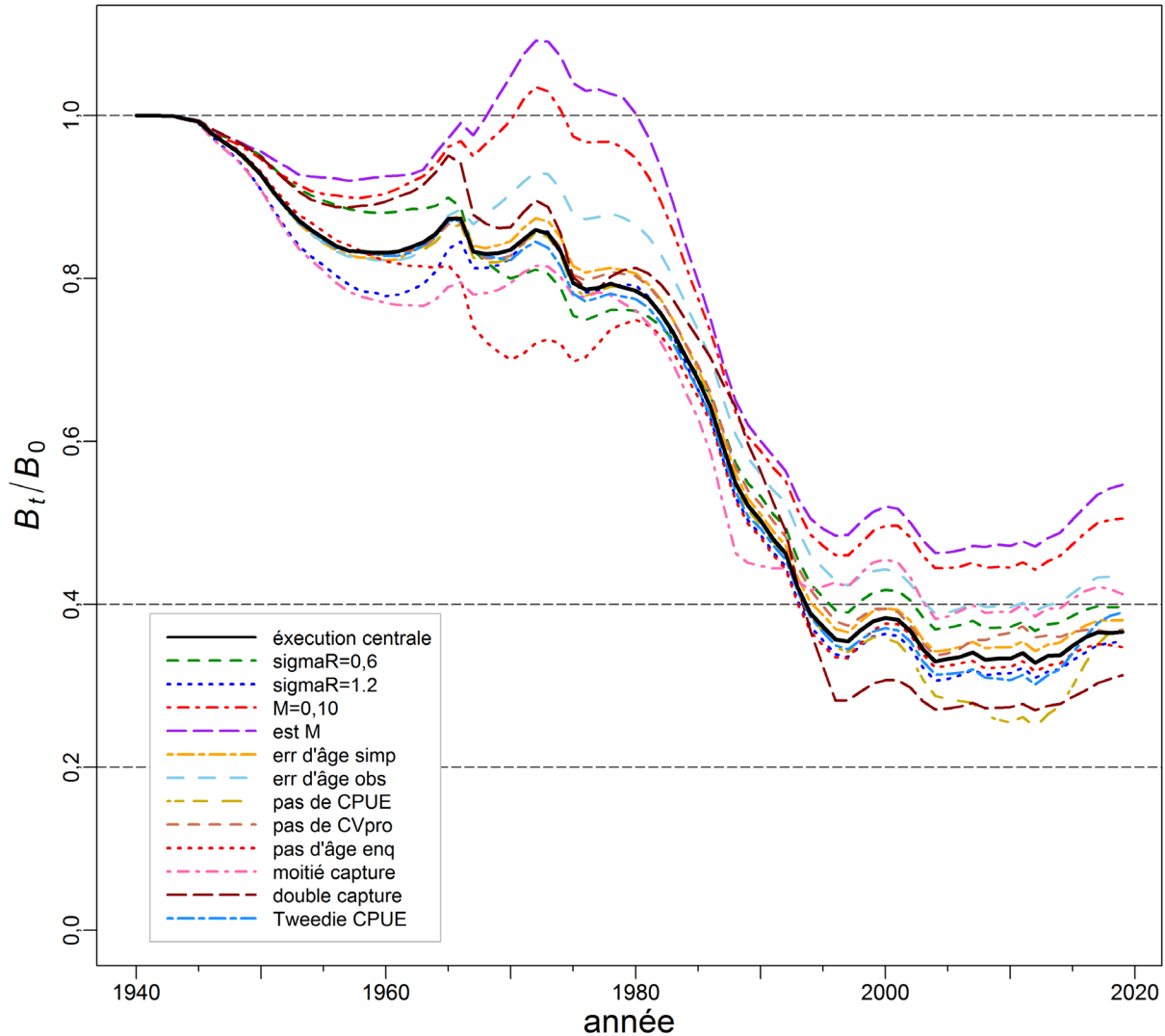


Figure 5. Trajectoires médianes du modèle de la biomasse féconde en proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre (B_t/B_0) pour le cycle central et les 12 cycles de sensibilité (voir la légende inférieure à gauche). Les lignes tiretées horizontales indiquent les points de référence de rechange utilisés par d'autres administrations : $0,2 B_0$ (~PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à B_{RMS}), et B_0 (biomasse féconde à l'équilibre).

Les tracés diagnostiques (figures F.43-F.45) indiquent que sept des sensibilités présentaient un bon comportement lors des simulations MCMC, trois étaient marginales, mais probablement acceptables, et deux avaient un mauvais comportement diagnostique.

- Bon – aucune tendance de trace, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation
 - S01 ($\sigma_R = 0,6$)
 - S05 (erreur d'âge simple)
 - S06 (erreur d'âge fondée sur le lecteur)
 - S07 (élimination des CPUE de la pêche commerciale)
 - S09 (élimination des âges selon les relevés)
 - S10 (moitié des prises commerciales antérieures à 1996)

-
- S12 (CPUE de Tweedie)
 - Marginal – tendance de trace interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation
 - S02 ($\sigma_R = 1,2$)
 - S03 ($M = 0,10$)
 - S11 (doublement des prises commerciales antérieures à 1996)
 - Médiocre – tendance de trace qui fluctue considérablement ou affiche une augmentation ou une diminution persistante, les chaînes fractionnées diffèrent les unes des autres, autocorrélation importante
 - S04 (estimation de M)
 - S08 (aucune erreur de processus dans les CPUE)

Le cycle qui a estimé M au moyen d'une valeur *a priori* avec un CV de 50 % (S04) semblait instable et ne convergerait probablement jamais. Par conséquent, les résultats déclarés doivent être interprétés avec prudence. Le cycle où M était élevée (S03) comportait une courte excursion majeure, ce qui indique peut-être que les données de la veuve ne soutiennent pas des valeurs plus élevées de mortalité naturelle. Les tentatives d'ajustement des données du modèle à des valeurs M supérieures à 0,10 ont donné lieu à de piètres diagnostics selon la méthode MCMC et ont été exclues du scénario de référence composite (ces cycles ne sont pas traités ici). L'augmentation de σ_R a causé une détérioration des diagnostics selon la méthode MCMC, mais n'a pas affecté de façon appréciable les résultats du modèle. Comme on pouvait s'y attendre, le fait de forcer le modèle à correspondre étroitement aux indices dérivés de la CPUE a également donné lieu à de piètres diagnostics selon la méthode MCMC, mais, là encore, n'a pas influé sensiblement sur les résultats du modèle. Même si le doublement des prises antérieures à 1996 a entraîné une baisse notable de l'état estimé du stock, il était peu probable que des niveaux aussi élevés de prises se soient produits. Ce cycle visait uniquement à tester la sensibilité de l'évaluation du stock à cette hypothèse.

9. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE

Le Cadre pour la pêche durable (MPO, 2009) comprend des points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution (AP) qui visent à orienter la gestion et à permettre une évaluation de l'exploitation en fonction de la durabilité. Il s'agit du point de référence limite (PRL) de $0,4B_{RMS}$ et du point de référence supérieur (PRS) de $0,8B_{RMS}$, qui ont été adoptés dans le cadre d'évaluations antérieures du sébaste (Edwards et coll., 2012 a,b, 2014 a,b; Starr et coll., 2014, 2016; Haigh et coll., 2018; Starr et Haigh, 2021) et qui sont donc repris ici. Il convient de noter qu'aucune modélisation n'a été effectuée afin de déterminer la pertinence de ces points de référence pour ce stock, et qu'aucun niveau de risque acceptable n'a été précisé.

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

proportionnellement lorsque le stock est réputé être dans la zone de prudence, et fixée à zéro lorsque le stock est réputé être dans la zone critique.

Le terme « état du stock » doit être interprété comme « état apparent du stock au moment de l'évaluation en 2019 » parce que l'on a calculé la valeur comme le ratio de deux valeurs estimatives de la biomasse (B_{2019}/B_{RMS}) selon un modèle particulier en utilisant les données disponibles en 2019. De plus, l'estimation de B_{RMS} dépend de l'évaluation de la productivité du stock par le modèle. Par conséquent, les comparaisons de l'état du stock entre divers scénarios de modèle peuvent être trompeuses, car l'espace B_{RMS} n'est pas le même d'un modèle à l'autre.

Les points de référence fondés sur le RMS estimés dans un modèle d'évaluation du stock peuvent être très sensibles aux hypothèses du modèle concernant la mortalité naturelle et la dynamique de recrutement du stock (Forrest et coll., 2018). Ainsi, d'autres pays utilisent des points de référence qui sont exprimés sous la forme de B_0 plutôt que de B_{RMS} (p. ex., ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande, 2011), parce que B_{RMS} est souvent mal estimé, dépendant de paramètres estimatifs et d'une pêche uniforme (bien que nombre de ces mêmes problèmes s'appliquent à B_0). C'est pourquoi les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également présentés dans l'Annexe F; il s'agit des valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande respectivement comme « limite non critique » en dessous de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et comme biomasse « cible » pour les stocks à productivité faible, c'est-à-dire une moyenne autour de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La « limite non critique » est équivalente au PRS provisoire de $0,8B_{RMS}$, le Cadre pour la pêche durable du MPO ne spécifiant pas de biomasse « cible ». En outre, des résultats sont fournis comparant la biomasse projetée à B_{RMS} et à la biomasse féconde actuelle B_{2019} , et en comparant le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel u_{2018} (Annexe F).

9.2. ÉTAT DU STOCK ET TABLEAUX DE DÉCISION

Les tracés d'état du stock pour les gestionnaires, qui illustrent les distributions B_{2019}/B_{RMS} dans les zones délimitées par $0,4B_{RMS}$ (PRL) et $0,8B_{RMS}$ (PRS), montrent que le scénario de référence composite de la veuve se trouve dans la zone saine, comme c'est le cas pour tous les cycles composants (Figure 6). Plus précisément, le scénario de référence composite a une probabilité de 0 de se trouver dans la zone critique, de 0,016 d'être dans la zone de prudence et de 0,984 d'être dans la zone saine.

Les tracés d'état du stock pour les cycles de sensibilité fondés sur le cycle central du scénario de référence composite de la veuve (Figure 7) montrent que la plupart de ces cycles de sensibilité se trouvent dans la zone saine, et que seul le cycle où l'on double les prises commerciales antérieures à 1996 (S11) descend légèrement dans la zone de prudence. Aucune des sensibilités présentées ici ne dénote une préoccupation quant à l'état du stock de la veuve par rapport aux points de référence décrits dans le Cadre pour la pêche durable.

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite de la veuve présentent des avis aux gestionnaires sur les probabilités que la biomasse projetée B_t ($t = 2020, \dots, 2024$) dépassera les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté u_t sera inférieur aux points de référence fondés sur les prises) en vertu de politiques de prises constantes. Le Tableau 3 présente les probabilités que la biomasse projetée B_t selon le scénario de référence composite dépassera le PRL et le PRS et sera inférieure au taux de récolte au RMS. D'autres tableaux de décision associés au scénario de référence composite se trouvent à l'Annexe F.

En supposant que la prise moyenne de 2 000 t se concrétise chaque année au cours des cinq prochaines années, le Tableau 3 indique qu'un gestionnaire pourrait être certain à 99 % que B_{2024} se situe au-dessus du PRL de $0,4B_{RMS}$, à 91 % que B_{2024} se situe au-dessus du PRS de

$0,8B_{RMS}$, et à 70 % que B_{2024} soit inférieur à B_{RMS} pour le scénario de référence composite. En général, c'est aux gestionnaires qu'il revient de choisir les niveaux de prises et les niveaux de risque privilégiés. Par exemple, il peut être souhaitable d'être certain à 95 % que B_{2024} soit supérieur au PRL, alors qu'il faudrait seulement une probabilité de 50 % que le PRS soit dépassé. En supposant ce profil de risque, une politique de prises de 2 750 t/a satisferait à la contrainte du PRL et un niveau de 3 750 t/a satisferait à la contrainte du PRS. En supposant que u_{RMS} est un taux d'exploitation cible, une politique de prises de 2 250 t/a signifierait que le taux de récolte en 2024 serait inférieur à u_{RMS} avec une probabilité d'au moins 50 %.

Il convient de noter que même si l'on a intégré l'incertitude à l'évaluation et aux projections en adoptant une approche bayésienne pour l'estimation des paramètres et en construisant un scénario de référence composite qui couvre des fourchettes de valeurs de paramètres inestimables, ces résultats dépendent fortement de la structure du modèle hypothétique, des valeurs *a priori* informatives et des hypothèses de données (en particulier les hypothèses de recrutement moyen) utilisés pour les projections. Ce dernier problème s'atténue avec les projections à court terme (p. ex., cinq ans) pour des stocks de longue vie, comme ceux de la veuve, où le recrutement se fait à des âges plus avancés, parce que la plupart des recrutements dans les projections sont fondés sur les recrutements estimés pendant la phase de reconstitution du stock de l'évaluation.

Tableau 3. Tableaux de décision pour les points de référence $0,4B_{RMS}$, $0,8B_{RMS}$ et u_{RMS} calculés d'après des projections sur un à cinq ans réalisées pour une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes) selon le scénario de référence composite. Les valeurs sont la probabilité (proportion des 9 000 échantillons selon la méthode MCMC) que la biomasse des reproductrices au début de l'année t soit supérieure aux points de référence B_{RMS} , ou que le taux d'exploitation de la biomasse vulnérable au milieu de l'année t soit inférieur au point de référence u_{RMS} . À titre de référence, au cours des cinq dernières années (2014-2018), les prises moyennes ont été de 2 001 t.

Prises	P($B_t > 0,4B_{RMS}$)						P($B_t > 0,8B_{RMS}$)						P($u_t < u_{RMS}$)						
	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2019	2020	2021	2022	2023	2024	
0	1	1	1	1	1	1	0,98	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
250	1	1	1	1	1	1	0,98	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	0,98	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
750	1	1	1	1	1	1	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1
1 000	1	1	1	1	1	1	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1 250	1	1	1	1	1	1	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,96
1 500	1	1	1	1	1	1	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,93	0,92	0,92	0,91	0,91	0,90	0,90
1 750	1	1	1	1	1	1	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,86	0,85	0,84	0,83	0,82	0,81	0,81
2 000	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,91	0,78	0,77	0,75	0,73	0,72	0,70	0,70
2 250	1	1	1	1	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93	0,90	0,87	0,70	0,67	0,65	0,63	0,61	0,59	0,59
2 500	1	1	1	1	0,99	0,98	0,98	0,97	0,94	0,90	0,86	0,82	0,61	0,58	0,55	0,53	0,51	0,49	0,49
2 750	1	1	1	0,99	0,98	0,97	0,98	0,96	0,93	0,87	0,82	0,77	0,54	0,50	0,47	0,44	0,42	0,40	0,40
3 000	1	1	1	0,99	0,97	0,94	0,98	0,96	0,91	0,85	0,78	0,72	0,47	0,43	0,39	0,36	0,34	0,31	0,31
3 250	1	1	1	0,99	0,96	0,91	0,98	0,95	0,89	0,81	0,73	0,66	0,40	0,36	0,33	0,30	0,27	0,25	0,25
3 500	1	1	1	0,98	0,93	0,87	0,98	0,95	0,87	0,77	0,68	0,60	0,35	0,30	0,26	0,24	0,21	0,20	0,20
3 750	1	1	0,99	0,97	0,90	0,82	0,98	0,94	0,85	0,74	0,63	0,55	0,30	0,25	0,21	0,19	0,17	0,15	0,15
4 000	1	1	0,99	0,95	0,87	0,77	0,98	0,93	0,83	0,70	0,58	0,49	0,25	0,21	0,17	0,15	0,13	0,12	0,12

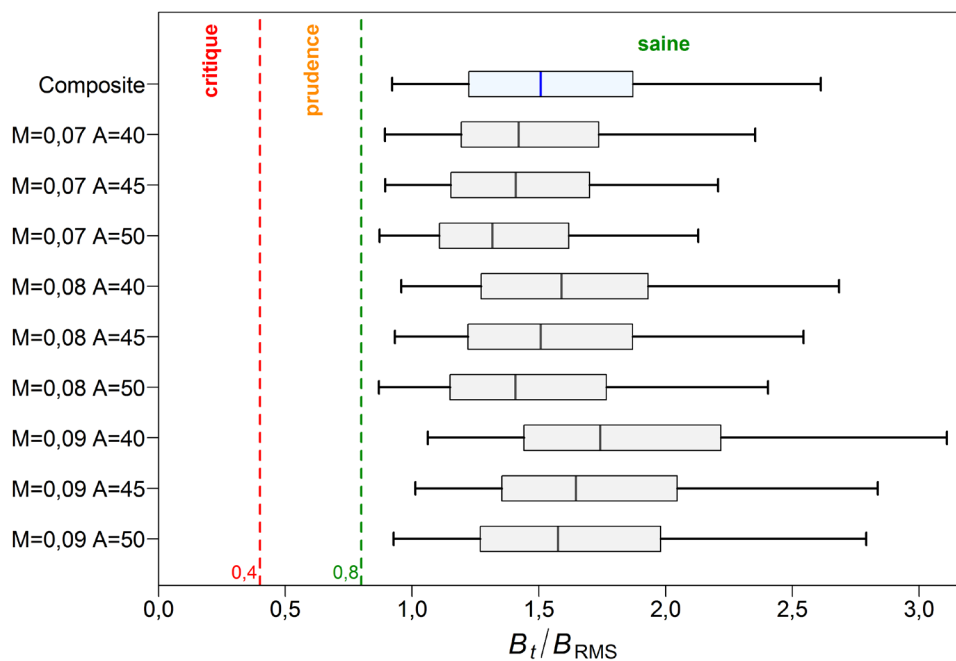


Figure 6. État du stock de veuve à l'échelle de la côte par rapport aux points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution du MPO de $0,4B_{RMS}$ et de $0,8B_{RMS}$ pour le scénario de référence composite $t = 2019$ et les cycles composants regroupés pour constituer le scénario de référence composite. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la simulation MCMC.

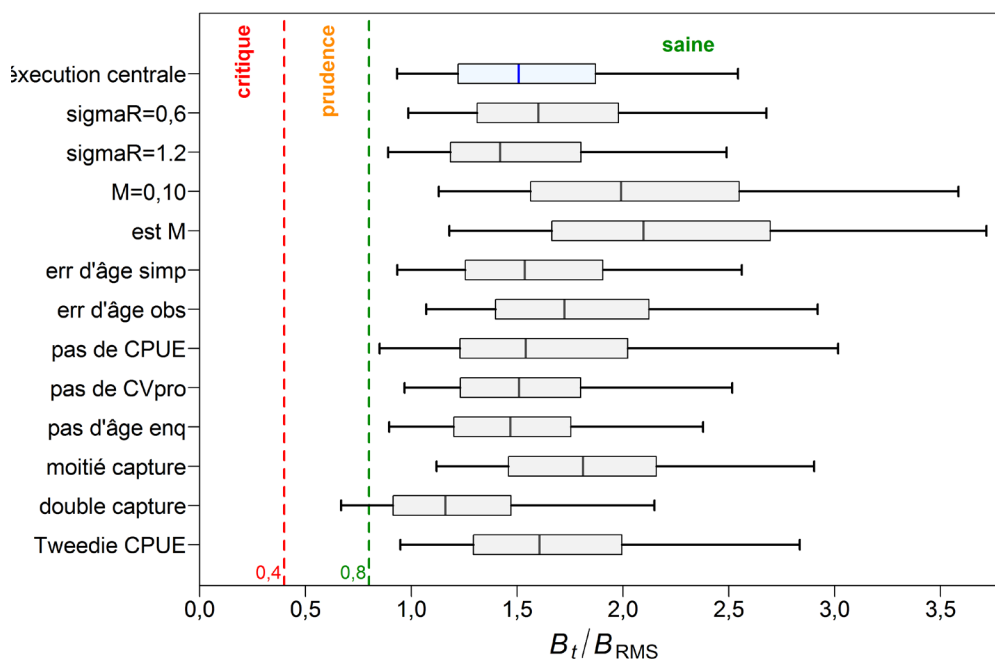


Figure 7. État du stock de veuve au début de 2019 par rapport aux points de référence provisoires fondés sur l'approche de précaution du MPO de $0,4B_{RMS}$ et de $0,8B_{RMS}$ pour le cycle central du scénario de référence composite et les douze cycles de sensibilité (voir la notation de l'axe des y et les descriptions des sensibilités dans le texte principal). Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la simulation MCMC. L'Annexe F contient de l'information détaillée sur les cycles de sensibilité.

9.3. CALENDRIER D'ÉVALUATION

Un avis a également été demandé concernant l'intervalle approprié à respecter entre les évaluations à l'avenir et, pour les années intermédiaires, les valeurs potentielles des indicateurs qui pourraient justifier le déclenchement d'une évaluation complète plus tôt que prévu (conformément à MPO 2016). On suggère que la prochaine évaluation complète du stock soit prévue après 2024, de sorte qu'il y aura trois nouveaux indices tirés du relevé synoptique du BRC, deux indices provenant chacun des relevés synoptiques de la COHG et de la COIV, et cinq années de données sur les prises et l'établissement de l'âge provenant de la pêche commerciale. Les classes d'âge de 2006 et de 2008, que l'on estime fortes, apportent une certaine confiance dans les projections sur cinq ans, et il est donc peu probable qu'une intervention précoce soit nécessaire. Les progrès intermédiaires avant la prochaine année d'évaluation peuvent être suivis à l'aide des CPUE de la pêche commerciale au chalut de fond puisque cette série montre la variation interannuelle la plus faible parmi les séries de données disponibles sur la biomasse. Les erreurs relatives associées à cette espèce dans les relevés synoptiques sont suffisamment importantes pour que l'on exclue ces séries comme candidats fiables à une surveillance à court terme. Une intervention rapide en cas de déclin apparent du stock est peu probable, car il faut au moins six à douze mois pour permettre l'interprétation des nouvelles structures de détermination de l'âge nécessaires à une nouvelle évaluation. Toutefois, un avis pour les années intermédiaires est explicitement inclus dans les tableaux de décision. Par conséquent, les gestionnaires peuvent choisir une autre ligne du tableau si l'abondance du stock semble avoir diminué et s'ils souhaitent une plus grande certitude de demeurer au-dessus d'un point de référence.

10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

Comme dans toutes les évaluations antérieures des stocks de sébaste de la C.-B., cette évaluation décrit un stock à faible productivité et à croissance lente. La veuve est considérée comme une espèce en grande partie pélagique se tenant au-dessus de substrats au relief accidenté et formant des bancs nocturnes le long du plateau continental. Elle effectue une migration verticale nyctémérale, mais le moment et la direction de cette migration peuvent varier selon la latitude (Love et coll., 2002). Ce comportement signifie que les relevés au chalut de fond ne sont pas la solution idéale pour évaluer l'abondance de l'espèce, comme l'indiquent les erreurs relatives élevées associées aux indices dérivés des relevés (Annexe B). Des erreurs relatives élevées, même sans erreur de processus supplémentaire, confèrent au modèle beaucoup de latitude pour ajuster les tendances d'abondance aux indices dérivés des relevés observés et, par conséquent, ont une moindre valeur informative pour le modèle. Cela fait en sorte que les prédictions de l'évaluation du stock sont plus incertaines que celles des modèles pour les espèces pour lesquelles les erreurs relatives sont plus faibles dans les relevés de biomasse.

Les efforts déployés par les flottilles étrangères entre 1965 et 1976 le long de la côte de la C.-B. ciblaient le sébaste à longue mâchoire, et les prises de veuve pour ces années ont été estimées comme une prise accessoire présumée; par conséquent, l'ampleur des prises de veuve effectuées par les flottilles étrangères est incertaine. Néanmoins, l'épuisement du stock de veuve attribuable à ces flottilles ne semble pas influencer grandement la reconstitution de la population, probablement en raison des taux d'exploitation plus faibles associés à une taille supérieure du stock (Figure 3).

Une autre source d'incertitude dans les données sur les prises a été relevée par des groupes de travail techniques lors d'évaluations antérieures de stocks. En effet, ils ont avancé que les débarquements canadiens entre 1988 et 1995 (avant la présence obligatoire d'observateurs) ont pu être déclarés à tort comme étant élevés pour contourner les restrictions des quotas sur des espèces plus prisées comme le sébaste à longue mâchoire. Les sensibilités relatives aux prises (réduction de moitié entre 1965 et 1976 et entre 1988 et 1995) n'ont pas eu d'effet majeur sur la trajectoire de la biomasse du modèle ni sur les estimations de la taille relative du stock en 2019 (Figure 5, Figure 7).

La plus grande source d'incertitude pour l'évaluation du stock de veuve est l'incapacité du modèle à estimer M à partir des données disponibles. L'évaluation visait plutôt à délimiter des valeurs plausibles pour la mortalité naturelle d'après la fréquence observée des âges plus avancés dans les données. À des valeurs M supérieures à 0,10, le modèle ne convergerait pas correctement et les diagnostics selon la méthode MCMC pour le cycle de sensibilité S03 n'étaient pas idéaux. Cependant, d'autres cycles du modèle qui attribuaient à M une valeur estimative ou inférieure à 0,09 amélioreraient l'état apparent du stock par rapport à B_0 , ce qui engendrerait de faibles préoccupations en matière de durabilité.

On évite généralement d'utiliser les CPUE de la pêche commerciale comme indice d'abondance dans les évaluations des stocks de sébaste de la C.-B. (principalement en raison du comportement des capitaines de bâtiment en réponse à la réglementation). Toutefois, on a utilisé avec succès les CPUE fondées sur la prise accessoire de l'espèce évaluée dans le cadre de la pêche au chalut de fond en C.-B., dans deux évaluations récentes de stocks (sébaste à raie rouge, Starr et Haigh, 2021; sébastolobe à courtes épines, Starr et Haigh, 2017). La présomption était que ces espèces sont prises passivement par la pêche de concert avec une variété d'autres espèces de poissons. Dans la mesure où le modèle d'estimation fondé sur les CPUE comprenait l'incidence des traits vides ainsi que des traits où l'espèce avait été capturée, la série résultante pourrait permettre un suivi potentiel de l'abondance. En raison de la grande

présence d'observateurs lors de la pêche au chalut de fond en C.-B., on peut présumer avec confiance que l'on enregistre avec une exactitude raisonnable le nombre de traits vides. En outre, pour ces deux évaluations récentes de stocks (sébaste à raie rouge et sébastolobe à courtes épines) ainsi que pour la présente évaluation de la veuve, la série d'indices dérivés de la CPUE rejoignait les données de relevés disponibles et les estimations du modèle étaient relativement peu sensibles à l'élimination des données sur les CPUE. Il convient de noter que la présence de la série d'indices dérivés de la CPUE dans le modèle tend à stabiliser la procédure d'estimation, particulièrement dans les simulations MCMC. Les TAC semblent sous-utilisés (voir l'annexe A), ce qui réduit la pression pour obtenir un quota couvrant les prises et atténue le comportement d'évitement qui en découle. La suppression des indices dérivés de la CPUE a produit un signal qui a donné lieu aux niveaux d'épuisement les plus faibles (vers 2010), même si l'état du stock en 2019 s'est retrouvé à des niveaux similaires à celui du cycle central (Figure 5).

Les événements de recrutement reconstitués proviennent de signaux dans les données sur la fréquence d'âge. Comme il est mentionné plus haut, le cycle central comportait deux grandes impulsions de recrutement centrées sur 1961 et 1990; toutefois, certains des cycles de sensibilité favorisaient d'autres années (p. ex., 2006 et 2008 dans S12) en tant qu'années de productivité élevée en plus de celles du cycle central. Il convient de souligner que ces années affichaient également des pointes (quoique relativement plus faibles) dans le cycle central et le scénario de référence composite. La nature épisodique du recrutement de veuves (de six à huit impulsions au-dessus de la moyenne de 1940 à 2019), bien qu'elle soit peut-être plus fréquente que celle d'autres sébastes évalués en C.-B., est typique des espèces de sébaste.

L'état actuel du stock par rapport aux niveaux de référence de gestion semble se situer solidement dans la zone saine pour le scénario de référence composite de la veuve, une conclusion qui se confirme également pour chaque cycle faisant partie du scénario de référence composite (Figure 6) et pour tous les cycles de sensibilité fondés sur le cycle central (Figure 7). Les médianes MCMC du scénario de référence composite de B_{2019}/B_{RMS} et u_{2018}/u_{RMS} sont respectivement de 1,51 et de 0,66 (Tableau 2). Les projections quinquennales indiquent que la biomasse demeurera au-dessus du PRS en 2024 selon une probabilité de 50 %, avec des prises allant jusqu'à 3 750 t, tandis que le point de référence u_{RMS} indique que des prises supérieures à 2 250 t dépasseront le point de référence u_{RMS} à une probabilité de 50 % (Tableau 3).

Les tableaux de décision orientent le choix des recommandations sur le TAC à court terme et décrivent la fourchette des résultats futurs possibles au cours de la période de projection à des niveaux de prises annuelles fixes. L'exactitude des projections est fonction de l'exactitude du modèle. L'incertitude des paramètres est traitée explicitement au moyen d'une approche bayésienne, mais ne reflète que le modèle et les pondérations spécifiés attribués aux divers composants de données. L'exactitude des projections dépend également de certaines valeurs de recrutement futures incertaines.

Outre les incertitudes susmentionnées quant à l'exactitude de l'historique des prises, les facteurs de confusion liés aux indices dérivés de la CPUE et la rareté des données, d'autres difficultés engendrent de l'incertitude dans les résultats. Il n'y a pas d'indice de la biomasse avant le milieu des années 1960 et les relevés de cette période ne reposaient pas sur des plans statistiques solides. Les données accessibles sur la composition selon l'âge sont relativement récentes (depuis 1980). Heureusement, les premières données disponibles sur l'âge peuvent fournir de l'information sur les effectifs des classes d'âge dans les années 1960 et 1970, en raison de la nature longévive de l'espèce et de la grande précision apparente de la méthode d'établissement de l'âge (figure D.37).

Sur une note positive, les résultats de trois des quatre relevés synoptiques sur les poissons de fond menés au cours de la dernière décennie continueront d'offrir une certaine capacité de surveillance de la veuve. Les prises de la pêche commerciale de poissons de fond sont également bien surveillées. Les initiatives de recherche en cours donnent l'assurance que ce stock fait actuellement l'objet d'une surveillance satisfaisante, et les gestionnaires ont démontré que des mesures correctives peuvent être prises au besoin.

11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

Les questions ci-dessous devraient être prises en compte lors de la planification des futures évaluations de stock et des évaluations aux fins de gestion pour la veuve.

1. Poursuivre les séries de relevés au chalut indépendants de la pêche qui ont été établies sur la côte de la C.-B., notamment l'obtention d'échantillons pour la composition selon l'âge et la longueur, ce qui permettra d'estimer les courbes de fréquences cumulées propres aux relevés.
2. Explorer l'utilisation de relevés acoustiques comme indice d'abondance supplémentaire.
3. Augmenter le niveau d'échantillonnage biologique des veuves prises au chalut pélagique dans le but d'inclure cette pêche comme composant distinct lors de la prochaine évaluation prévue du stock.
4. Examiner comment des populations uniques, comme celle de la veuve, font partie d'un système complexe constitué de composantes biologiques et économiques (Walker et Salt, 2006). De tels systèmes peuvent comporter plusieurs états stables, ce qui peut avoir des répercussions sur notre compréhension de la dynamique et de la résilience de la population de veuve.
5. Examiner les effets du changement climatique sur les populations de veuve et déterminer comment les changements dans l'écosystème influent sur notre perception des conditions d'équilibre dans différents régimes climatiques.

12. REMERCIEMENTS

Allan Hicks (Commission internationale du flétan du Pacifique – CIFP) avait déjà soutenu le recours à la version Awatea du modèle d'évaluation des stocks de Coleraine utilisée dans cette évaluation. Le personnel du laboratoire de scalimétrie de la Station biologique du Pacifique (SBP) s'est montré, comme toujours, rapide dans le traitement des demandes relatives aux otolithes de veuve. Les membres du groupe de travail technique sur la veuve – Rob Tadey, Brian Mose, Greg Workman, Chris Grandin, Sean Anderson et Bruce Turris – ont beaucoup contribué aux deux réunions d'examen des données d'entrée et des résultats de modèle. Les examens écrits par les pairs et la participation aux réunions de deux examinateurs – Allan Hicks (CIFP) et Chris Rooper (SBP, MPO) – ont fourni une orientation et une discussion utiles pendant la réunion régionale d'examen par les pairs. D'autres participants à cette réunion régionale d'examen par les pairs ont généreusement contribué au processus.

13. RÉFÉRENCES CITÉES

Adams, P.B. 1982. [Feeding behavior of the widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\), a diurnally feeding rockfish](#). In G. M. Cailliet and C. A. Simenstad, eds., Gutshop '81, Washington Sea Grant Program, Seattle WA, USA, pp.198-204.

-
- 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.
- Forrest, R.E., Holt, K.R. and Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs](#). Fish. Res. 206: 259-286.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- Gunderson, D.R. 1984. [The great widow rockfish hunt of 1980-1982](#). N. Am. J. Fish. Manag. 4(4B): 465-468.
- 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.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 62-69.
- Hicks, A.C. and Wetzel, C.R. 2015. [The status of Widow Rockfish \(*Sebastes entomelas*\) along the U.S. west coast in 2015](#). Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE), NMFS.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. and Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0](#). University of Washington Report SAFS-UW-0116. Tech. rep., University of Washington.
- Hoening, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- Love, M.S., Yoklavich, M. and Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
- 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.
- 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.
- Stanley, R. 1999. [Shelf rockfish assessment for 1998 and recommended yield options for 1999](#). DFO Can. Stock Ass. Sec. Res. Doc. 99/53: 57 p.
- Stanley, R.D., Cornthwaite, A.M., Kieser, R., Cooke, K., Workman, G.D. and Mose, B. 1999. [An acoustic biomass survey of the Triangle Island widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) aggregation by Fisheries and Oceans, Canada and the Canadian Groundfish Research and Conservation Society, Jan 16 - Feb 7, 1998](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2262: 51 p.
- Stanley, R.D., Kieser, R., Cooke, K., Surry, A.M. and Mose, B. 2000. [Estimation of a widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) shoal off British Columbia, Canada as a joint exercise between stock assessment staff and the fishing industry](#). ICES J. Mar. Sci. 57: 1035-1049.
- Stanley, R.D. and Kronlund, A.R. 2000. [Silvergray rockfish \(*Sebastes brevispinis*\) assessment for 2000 and recommended yield options for 2001/2002](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2000/173. 116 p.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(*Sebastes alascanus*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 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., Haigh, R. and Grandin, C. 2016. [Stock assessment for Silvergray Rockfish \(*Sebastes brevispinis*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/042. vi + 170 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): pp. 82-92.
- Walker, B. et Salt, D. 2006. [Resilience Thinking: Sustaining Ecosystems and People in a Changing World](#). Island Press. Washington DC.
- Wilkins, M.E. 1987. [Results of an investigation of widow rockfish *Sebastes entomelas* behavior](#). Dans W. H. Lenarz and D. R. Gunderson, eds., Widow Rockfish, Proceedings of a workshop, Tiburon CA, USA, 11-12 décembre 1980, pp. 43-47. NOAA Tech. Rep. NMFS 48.

ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

Forrester et Smith (1972) discutent des débuts de la flottille de chalutiers de la Colombie-Britannique (C.-B.). Les sébastes du talus font l'objet d'une pêche au chalut depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont ciblé le sébaste à longue mâchoire (SLM, *Sebastes alutus*) dans les eaux de la C.-B. pendant environ deux décennies. Ces flottilles provenaient principalement des États-Unis (1959-1976), de l'URSS (1965-1968) et du Japon (1966-1976). De ce fait, les bâtiments étrangers ont prélevé de grandes quantités de biomasse de sébaste, y compris d'espèces autres que le SLM, dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC, Ketchen 1976, 1980b), au large de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG, Ketchen 1980a, b) et au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV, Ketchen 1976, 1980a, b). La flottille canadienne a intensifié ses efforts en 1985, mais ses prises de sébaste n'ont jamais atteint les prises combinées des flottilles étrangères.

Avant 1977, aucune espèce de sébaste du talus n'était l'objet d'un quota. Depuis, l'unité de gestion du poisson de fond (UGPF) du ministère des Pêches et des Océans (MPO) a imposé une combinaison de quotas par espèce/zone, de fermetures spatiotemporelles et de limites de prises par sortie pour les espèces principales. C'est en 1993 que le premier quota a été imposé pour la veuve (*Sebastes entomelas*) de la côte de la C.-B. (Tableau A.1, d'autres mesures de gestion figurent dans le Tableau A.2. De 1994 à 1996, la veuve a été gérée en combinaison avec d'autres espèces de sébaste; toutefois, ce régime a été abandonné en 1997 après la mise en œuvre du régime de quota individuel de bateau (QIB). Depuis, seul un total autorisé des captures (TAC) annuel pour l'ensemble de la côte a été établi pour cette espèce. En 2006, 1,8 % du TAC a été attribué à la pêche aux lignes. Les gestionnaires n'ont pas modifié le TAC depuis 2001, probablement en raison de l'absence d'avis issu d'une évaluation du stock.

La pêche au chalut de la veuve s'étend sur toute la côte de la C.-B., et les densités de CPUE sont élevées à divers endroits le long de l'isobathe de 200 m (Figure A.1, à gauche). La pêche pélagique (Figure A.1, à droite) met en évidence la région de la plate-forme activement exploitée à l'ouest et au sud-ouest de l'île Triangle (129,082°O, 50,864°N) qui a été étudiée par Stanley et ses collaborateurs (1999, 2000).

En 2012, des mesures ont été prises pour réduire et gérer les prises accessoires de coraux et d'éponges dans les pêches au chalut de fond de la C.-B. Ces mesures, élaborées conjointement par l'industrie et des organismes de protection de l'environnement non gouvernementaux (Wallace et coll., 2015), sont les suivantes : limitation de l'empreinte des activités de chalutage de fond dans la pêche des poissons de fond (Figure A.2); établissement d'une limite pour les prises accessoires combinées de coraux et d'éponges, à des fins de conservation; établissement d'un protocole en cas de rencontre de coraux et d'éponges pour chaque trait de chalut, lorsque les prises de ces organismes combinées dépassent 20 kg. Ces mesures ont été intégrées au [plan de gestion intégrée des pêches](#) de la région du Pacifique du MPO (21 février 2019, version 1.1).

Tableau A.1. Totaux autorisés des captures (TAC) annuels en tonnes pour la veuve capturée dans les eaux de la C.-B. Il s'agit de l'année civile de 1993 à 1996 et de l'année de pêche à partir de 1997. Les TAC pour la pêche au chalut et la pêche aux lignes sont délimités par le symbole « : ». Les agrégats A1 (1995-1996), A2 (1994) et A6 (1997-2005) sont définis dans le Tableau A.2. Le TAC pour les pêches combinées figure entre parenthèses pour les agrégats A1 et A2. La flottille de pêche aux lignes a utilisé un système fondé sur les agrégats de 1997 à 2005 et a officialisé une répartition du TAC entre la pêche au chalut et la pêche aux lignes de 0,982:0,018 à compter de 2006. (Les mesures de gestion, qui sont représentées par une lettre de la colonne « Notes », sont expliquées dans le Tableau A.2).

Année	Début	Fin	Côte	Notes
1993	1/1/2013	31/12/2013	2 200	-
1994	15/1/1994	31/12/1994	A2 (4 000)	a, b
1995	1/1/1995	31/12/1995	A1 (9 716)	c
1996	6/2/1996	31/3/1997	A1 (7 734)	d, e
1997	1/4/1997	31/3/1998	2 358:A6	f, g
1998	1/4/1998	31/3/1999	2 157:A6	h
1999	1/4/1999	31/3/2000	2 157:A6	-
2000	1/4/2000	31/3/2001	2 358:A6	i
2001	1/4/2001	31/3/2002	2 316:A6	-
2002	1/4/2002	31/3/2003	2 316:A6	j
2003	1/4/2003	31/3/2004	2 316:A6	-
2004	1/4/2004	31/3/2005	2 316:A6	-
2005	1/4/2005	31/3/2006	2 316:A6	-
2006	1/4/2006	31/3/2007	2 316:42	k, l, m
2007	10/3/2007	31/3/2008	2 316:42	-
2008	8/3/2008	20/2/2009	2 316:42	-
2009	21/2/2009	20/2/2010	2 316:42	-
2010	21/2/2010	20/2/2011	2 316:42	-
2011	21/2/2011	20/2/2013	2 316:42	-
2012	21/2/2011	20/2/2013	2 316:42	n
2013	21/2/2013	20/2/2014	2 316:42	o
2014	21/2/2014	20/2/2015	2 316:42	-
2015	21/2/2015	20/2/2016	2 316:42	p
2016	21/2/2016	20/2/2017	2 316:42	-
2017	21/2/2017	20/2/2018	2 316:42	-
2018	21/2/2018	20/2/2019	2 316:42	-
2019	21/2/2019	20/2/2020	2 316:42	-

Tableau A.2. Explication des notes sur les mesures de gestion et les ajustements des quotas figurant dans le Tableau A.1. Abréviations utilisées dans la colonne « Mesures de gestion » : PVQ = Programme de vérification à quai; CCPFPC = Comité consultatif sur les poissons de fond pêchés au chalut; PAL = pêche aux lignes; QIB = quota individuel de bateau; TAC = total autorisé des captures; PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches; MPO = ministère des Pêches et des Océans. **Abréviations des noms d'espèce** : SN = sébaste noir; SCA = sébaste canari; SBJ = sébaste à bandes jaunes; SCU = sébaste cuivré; SLE = sébastolobe à longues épines; AS = autres sébastes; SLM = sébaste à longue mâchoire; SDE = sébaste à dos épineux; SOE = sébaste à œil épineux; SRR = sébaste à raie rouge; SA = sébaste argenté; SB = sébaste boréal; SCE = sébastolobe à courtes épines; ST = sébaste-tigre; V = veuve; SBJ = sébaste à bouche jaune; SQJ = sébaste à queue jaune. Les [Plans de gestion intégrée des pêches archivés – Région du Pacifique](#) présentent de l'information détaillée.

Année	Mesures de gestion	
a	1994	Mise en place du PVQ pour la flottille de chalutiers.
b	1994	Afin de réduire les rejets de poissons en mer et de simplifier le régime de récolte, on a procédé à un regroupement des sébastes. En consultation avec le CCPFPC, on a formé les agrégats suivants : A1 = SLM, SBJ, SOE, SCA, SA, SQJ; A2 = SRR, V; A3 = SB, SCE, SLE; A4 = AS.
c	1995	Afin de réduire les rejets de poissons en mer et de simplifier le régime de récolte, on a procédé à un regroupement des sébastes. En consultation avec le CCPFPC, on a formé les agrégats suivants : A1 = SCA, SA, SQJ, V, SOE; A2 = SLM, SBJ, SRR; A3 = SB, SCE, SLE; A4 = AS.
d	1996	Le regroupement des sébastes se poursuit de façon limitée en 1996 : A1 = SQJ, V; A2 = SCA, SA; A3 = SLM, SBJ; A4 = SOE, SB; A5 = SRR, SMP; A6 = AS incl. SCE, SCE.
e	1996	Lancement d'un programme de présence d'observateurs à bord de tous les bateaux pour la flottille des chalutiers extracôtiers.
f	1997	Lancement du régime de QIB pour les espèces du TAC pêchées au chalut (1 ^{er} avril 1997).
g	1997	Tous les sébastes visés par la PAL, à l'exception du sébaste aux yeux jaunes, doivent être gérés selon les agrégats de sébastes suivants : A1 = SDE, SCU; A2 = SBJ, ST; A3 = SCA, SA; A4 = SOE, SB, SCE, SLE; A5 = SLM, SBJ, SRR; A6 = SQJ, SN, V; A7 = AS sauf le sébaste aux yeux jaunes.
h	1998	A4 PAL – Option A : quantité des A2 à A5 et A7 combinés ne dépassant pas 100 % du total de l'A1 par déchargement; excédent des A1 et A6 jusqu'à un maximum de 10 % par période de pêche qui doit être déduit de la limite de la période de pêche subséquente du bâtiment. Option B : quantité des A2 à A7 combinés ne devant pas dépasser 100 % du sébaste aux yeux jaunes par déchargement. Option C : 20 000 livres de l'A4 par période de pêche; un excédent pour chacun des A3 à A5 et, les A6 et A7 combinés, jusqu'à un maximum de 20 % par période de pêche qui doit être déduit de la période de pêche subséquente du bâtiment.
i	2000	Des discussions officielles sont entamées en 2000 entre les secteurs de la pêche aux lignes du sébaste, du flétan et de la pêche au chalut afin d'établir les répartitions individuelles des espèces de sébastes parmi les secteurs pour remplacer la répartition de 92/8. Des ententes de répartition sont conclues pour les espèces de sébaste qui ne sont pas alors assujetties au TAC. Les répartitions convenues de ces espèces seront mises en œuvre à l'avenir lorsque des TAC sont établis pour ces espèces, le cas échéant.
j	2002	Fermetures de zones pour préserver quatre récifs d'éponge Hexactinellides (siliceuses).
k	2006	Mise en place d'un PGIP pour la plupart des pêches de poissons de fond.
l	2006	Début de la surveillance électronique en mer à 100 % pour la PAL.
m	2006	Mise en place de la rétention obligatoire des sébastes pour la PAL.
n	2012	Gel de l'empreinte de l'endroit où les activités de pêche du sébaste au chalut de fond peuvent avoir lieu (tous les bâtiments sous l'autorité d'un permis valide de pêche commerciale au chalut de poissons de fond de catégorie T, en sélectionnant l'option A figurant au PGIP).
o	2013	À l'appui de la recherche sur les poissons de fond, l'industrie de la pêche au chalut de poissons de fond accepte les compensations de TAC pour le chalutage afin de tenir compte de la mortalité inévitable survenue durant les relevés de 2013 du MPO et l'industrie de la pêche au chalut convient de relevés plurispécifiques de poisson de fond par chalutage.
p	2015	Affectations de recherche pour 2015-2019 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises de relevés dans le cadre des TAC.

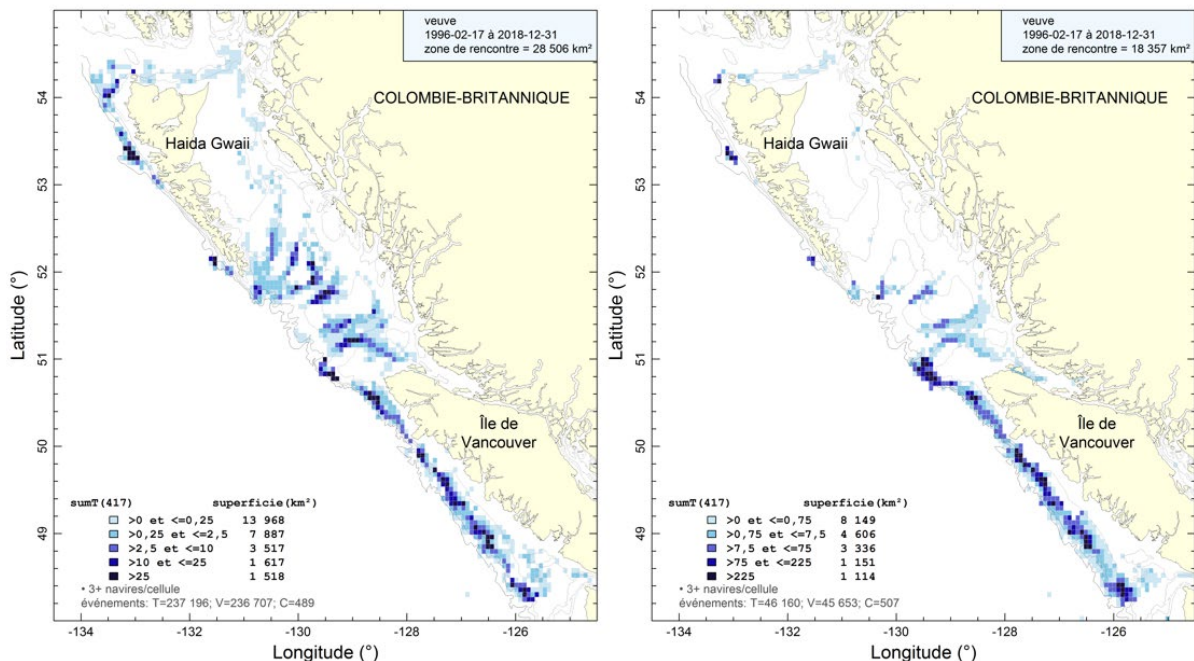


Figure A.1. Répartition des prises de veuve cumulées (en tonnes) par chalutage de fond (gauche) et pélagique (droite) de 1996 à 2018 en cellules de grille de 0,075° de longitude par 0,055° de latitude (environ 32 km²). Les isobathes présentent les contours des profondeurs de 100, 200, 500 et 1 000 m. Il convient de noter que les cellules contenant moins de trois bâtiments de pêche ne sont pas affichées.

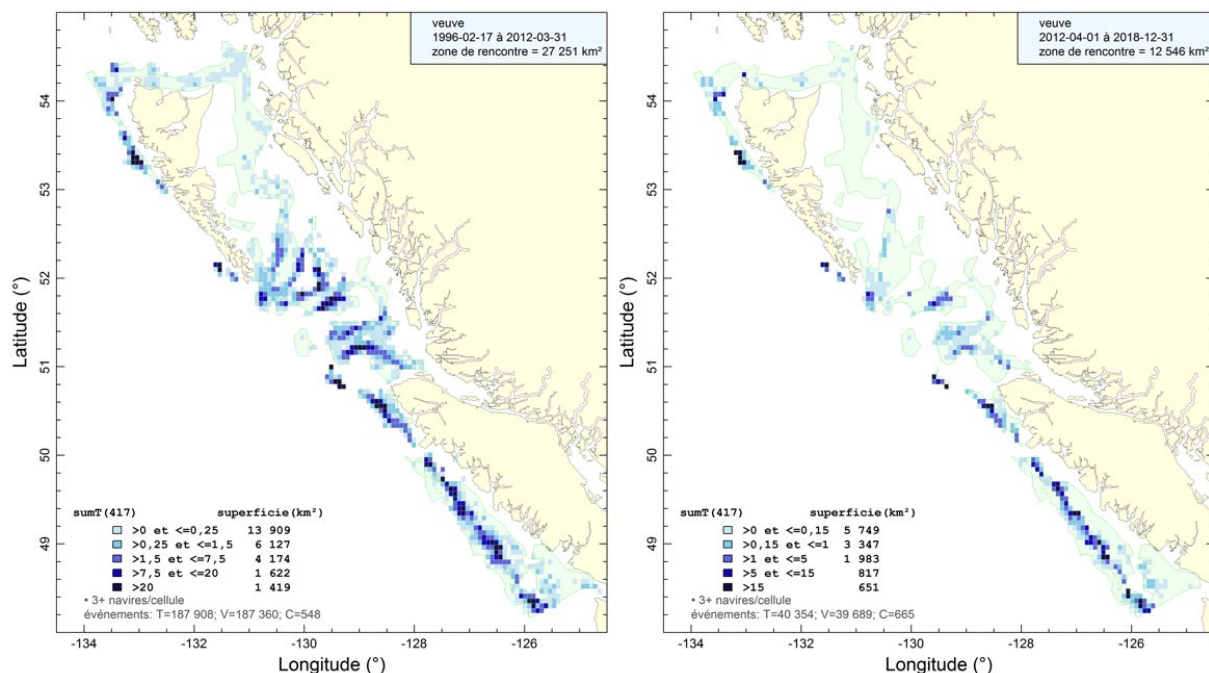


Figure A.2. Répartition des prises de veuve cumulées (en tonnes) avant (gauche) et après (droite) l'introduction de limites pour restreindre l'empreinte du chalutage en avril 2012, limitant les zones dans lesquelles les chalutiers peuvent pêcher. Il convient de noter que les cellules contenant moins de trois bâtiments de pêche ne sont pas affichées.

A.2. RECONSTITUTION DE L'HISTORIQUE DES PRISES

Aux fins de cette évaluation, on a reconstitué l'historique des prises de veuve depuis 1918, mais on considère que cette pêche a débuté en 1940 (Figure A.3), les activités ayant commencé à s'intensifier pendant la Seconde Guerre mondiale. De 1918 à 1939, les quantités prélevées étaient négligeables par rapport à celles prélevées après 1939. Au cours de la période de 1950 à 1975, des bâtiments américains ont régulièrement pêché plus de sébastes que les bâtiments canadiens. De plus, du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, des flottilles étrangères (russes et japonaises) ont prélevé de grandes quantités de sébastes, principalement des SLM. Ces prises de grande envergure ont été rapportées par divers auteurs (Westrheim et coll., 1972; Gunderson et coll., 1977; Leaman et Stanley, 1993). Cependant, Ketchen (1980a, b) a réexaminé les prises des flottilles étrangères, principalement parce que les Russes considéraient tous les sébastes comme des « perches » et que les Japonais utilisaient le terme « sébaste à longue mâchoire » sans distinction. Dans le cadre de la reconstitution de l'historique des prises, toutes les prises étrangères (déchargements annuels de sébastes) ont été suivies séparément des déchargements de veuve canadiens, converties en déchargements de veuve (section A.2.2), et ajoutées à cette dernière catégorie pendant le processus de reconstitution.

A.2.1. Sources de données

À compter de 2015, toutes les tables des prises canadiennes officielles des bases de données ci-dessous (sauf PacHarv3) ont été fusionnées en une table appelée « GF_MERGED_CATCH », disponible dans la base de données GFFOS du MPO. Toutes les bases de données du MPO sur les poissons de fond sont maintenant hébergées sur le serveur DFBCV9TWASP001. Les prises de veuve par secteur de pêche proviennent des sept bases de données ci-dessous du MPO.

- PacHarv3, borderaux de vente (1982-1995) – pêche aux lignes seulement.
- GFCatch (1954-1995) – pêche au chalut et pêche au casier.
- PacHarvHL, table de données fusionnée (1986-2006) – flétan, chien de mer+morue-lingue, pêche aux lignes du sébaste.
- PacHarvSable, registres des pêcheurs (1995-2005) – morue charbonnière.
- PacHarvest, chalutage avec observateur présent (1996-2007) – pêche au chalut.
- GFFOS, sous-ensemble des poissons de fond du système des opérations des pêches (2006-2018) – ensemble des pêches et relevés modernes.
- GFBioSQL, prises aux fins des relevés de recherche et de merluche en coentreprise (1947-2018) – plusieurs types d'engins.

Toutefois, toutes ces sources de données ont été remplacées par la base de données GFFOS à partir de 2007 parce que cette dernière a été conçue pour l'enregistrement de tous les débarquements canadiens et rejets des pêches commerciales et des activités de recherche.

Avant l'établissement des bases de données modernes sur les prises, les débarquements historiques de sébastes en agrégat, qu'il s'agisse du total de sébastes (TRF) ou de sébastes autres que la SLM (ORF), étaient déclarés par huit sources différentes (voir Haigh et Yamanaka, 2011). La première source historique de débarquements de sébastes provient du Bureau fédéral de la statistique du Canada (1918-1950). L'objectif est d'estimer les quantités de sébastes reconstituées (RRF) à partir des ratios RRF/ORF ou RRF/TRF, puis d'ajouter les rejets estimés de RRF/TAR, TAR dénotant l'espèce cible débarquée.

A.2.2. Détails de la reconstitution

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

Pêches : La reconstitution porte sur cinq pêches (même si la pêche au chalut est dominante).

- T = poissons de fond pêchés au chalut de fond et pélagique.
- H = flétan pêché à la palangre.
- S = morue charbonnière pêchée à la palangre et au casier.
- DL = Annexe II (principalement morue-lingue et chien de mer pêchés à la palangre).
- ZN = sébaste pêché aux lignes (appelé permis « ZN » depuis 1986).

TRF : Désigne le total de sébastes (tous les *Sebastes* et *Sebastolobus*).

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

POP : Désigne le sébaste à longue mâchoire.

RRF : Désigne les quantités de sébastes reconstituées, soit la veuve dans le cas présent.

TAR : Désigne les prises débarquées de l'espèce ciblée.

L & D : L = prises débarquées, D = rejets.

gamma : Désigne la moyenne des ratios annuels, $\sum_i \text{RRF}_i^L / \text{ORF}_i^L$, regroupés par zone principale de la CPMP et par pêche en utilisant les années de référence $i = 1997-2005$.
Remarque : les principales espèces de RRF pourraient utiliser le TRF dans le dénominateur.

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

Le modèle de population utilisé aux fins de l'évaluation repose sur les années civiles; les estimations des prises ont donc dû être calculées par année civile. Pour la pêche au chalut, on a utilisé par défaut les quantités de prises « officielles » (déclarées) depuis 1996. Pour les autres pêches, les quantités de prises sont minimales, mais on a utilisé par défaut les prises déclarées suivantes : H = 2000+; S/DL = 2007+; ZN = 1986+.

La reconstitution des débarquements canadiens de veuve comprend l'estimation des débarquements pour les années précédant les années de prises déclarées à l'aide de ratios gamma (Tableau A.3). Ces ratios sont également utilisés pour convertir les débarquements étrangers d'ORF en quantités de veuves. Les ratios sont calculés à partir d'une période relativement moderne (1997-2005); par conséquent, une mise en garde évidente est que les ratios calculés à partir d'une pêche moderne ne correspondront probablement pas aux ratios de prises pendant l'activité historique des flottilles étrangères ou en vertu de régimes réglementaires n'utilisant pas les QIB (quotas individuels de bateau).

Après l'estimation des débarquements de veuve, les prises non conservées (rejets) sont ajoutées durant les années par défaut identifiées par pêche : T = 1954:1995; H/S/DL/ZN = 1986:2005. Les prises non conservées sont estimées à l'aide des rapports de delta de veuves rejetées par une pêche aux cibles de débarquement spécifiques à la pêche (TAR) : T = veuve;

H = flétan du Pacifique; S = morue charbonnière; DL = aiguillat commun + morue-lingue; ZN = veuve (Tableau A.3).

Les prises de veuve annuelles actuelles pour la pêche au chalut et les autres pêches sont présentées dans le Tableau A.4 et la Figure A.3. Les prises combinées des flottilles ont été utilisées dans les modèles de population.

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

Dans les évaluations antérieures des stocks de sébaste à longue mâchoire (Edwards et coll., 2014a, b), les auteurs ont documenté deux écarts par rapport à l'algorithme de reconstitution des prises introduit par Haigh et Yamanaka (2011). Le premier écart a été l'élimination de l'utilisation des données de la pêche au chalut et au casier de la base de données des bordereaux de vente PacHarv3 parce que les prises étaient parfois déclarées par grandes zones statistiques qui ne pouvaient pas être clairement mises en correspondance avec les zones de la CPMP. En théorie, la base de données PacHarv3 devrait contenir les mêmes prises que la base de données GFCatch (Rutherford, 1999), mais les incohérences liées aux zones causent une inflation des prises lorsque certaines grandes zones statistiques couvrent plusieurs zones de la CPMP. Par conséquent, on a seulement utilisé la base de données GFCatch pour les déclarations de prises de la pêche au chalut et au casier de 1954 à 1995, plutôt que d'essayer d'intégrer GFCatch et PacHarv3. La distinction est devenue quelque peu futile, car les évaluations que l'on effectue depuis 2015 reposent sur la table de données de prises fusionnées (section A.2.1). Les données de PacHarv3 sur les pêches aux lignes sont encore utilisées, car elles ne figurent pas dans d'autres bases de données. Le deuxième écart a été l'inclusion d'une source de données supplémentaire pour la pêche de sébaste japonaise rapportée dans Ketchen (1980a).

Pour l'évaluation du sébaste à queue jaune de 2014 (Starr et coll., 2014¹), on a sélectionné des zones extracôtières qui reflétaient l'impact de l'activité des flottilles étrangères sur cette espèce pour calculer les rapports gamma (RRF/ORF) et de1ta (RRF/TAR). Cette option n'a pas été utilisée pour la reconstitution des prises de veuve.

Pour l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes de 2015 (Yamanaka et coll. 2018), on a adopté le concept de ratios gamma et de1ta stratifiés selon la profondeur; toutefois, cette fonctionnalité n'a pas été utilisée depuis. De plus, dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes, on a supprimé les prises de sébaste près des monts sous-marins (utilisées dans la reconstitution des prises de veuve), et il était possible d'exclure les prises de sébaste des flottilles étrangères et de la pêche expérimentale de sébaste à longue mâchoire près de la flèche de l'île Langara (ni l'une ni l'autre n'ont été exclues de la reconstitution des prises de veuve).

Dans l'évaluation du sébaste à raie rouge de 2018 (Starr et Haigh, 2021), on a calculé les ratios gamma et de1ta des années de référence (section A.2.2) en utilisant la moyenne géométrique sur plusieurs années au lieu de la moyenne arithmétique utilisée précédemment. Cette pratique réduit l'influence de ratios annuels uniques d'une importance anormale. La moyenne géométrique a été utilisée pour la reconstitution des prises de veuve. Une autre nouveauté en 2018 était la capacité d'estimer RRF (au moyen de gamma) pour les débarquements après 1996, si l'utilisateur décidait pour un motif quelconque de remplacer les débarquements observés par des débarquements estimés. Pour la veuve, les débarquements observés par pêche ont été utilisés à partir de 1996 (chalut), 2000 (flétan), 2007 (morue charbonnière), 2007 (chien de mer/morue-lingue) et 1986 (sébaste aux lignes); avant ces années, les débarquements étaient estimés au moyen de gamma. L'utilisateur peut également préciser les années par pêche auxquelles des ratios de rejets doivent être appliqués; pour la veuve, ces années étaient 1954:1995 (chalut), 1986:2005 (flétan), 1986:2005 (morue charbonnière), 1986:2005 (chien de

mer/morue-lingue) et 1986:2005 (sébaste pêché aux lignes). Comme précédemment, les années précédant la période de rejets supposent l'absence de rejets, et les années suivant la période de rejets supposent la déclaration des rejets dans les bases de données.

Dans GFBioSQL, une quantité importante de veuve a été déclarée comme prise étrangère (plus précisément 349 t pour les années 1982, 1987-1991 et 2000), provenant d'engins pélagiques au large de la COIV. Une nouveauté dans le cadre de la présente évaluation est que l'algorithme attribue la prise étrangère GFBio à quatre des cinq pêches selon le type d'engin – chalutage de fond et pélagique attribué au chalut, palangre attribuée au flétan, casier et casier-ligne combinés attribués à la morue charbonnière, lignes attribuées au sébaste pêché aux lignes – en supposant que la reconstitution tient compte des prises étrangères, ce qui est facultatif. Ces prises étrangères se sont produites bien après les activités des flottilles étrangères entre 1965 et la mise en œuvre d'une zone économique exclusive en 1977.

Tableau A.3. Estimations des ratios « gamma » (veuve/ORF) et « delta » (rejets) pour chaque pêche et chaque zone de la CPMP utilisés pour la reconstitution des prises de veuve.

gamma (proportion veuve/ORF)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/morue-lingue	Sébaste pêché aux lignes	
3C	0,1197	0,0001	0	0,0217	0,0055	
3D	0,1147	0,0001	0	0,0063	0,0007	
5A	0,2679	0,0001	0	0,0004	0,0007	
5B	0,0423	0,0001	0	0	0,0010	
5C	0,0106	0,0001	0	0,0045	0,0008	
5D	0,0023	0,0001	0	0,0085	0,0017	
5E	0,1168	0,0001	0	0,0029	0,0004	
delta (taux de rejets)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/morue-lingue	Sébaste pêché aux lignes	
3C	0,0031	0	0	0	0	
3D	0,0031	0	0	0	0	
5A	0,0011	0	0	0	0	
5B	0,0031	0	0	0,0001	0	
5C	0,0012	0	0	0	0	
5D	0,0520	0,0001	0	0	0	
5E	0,0057	0	0	0	0	

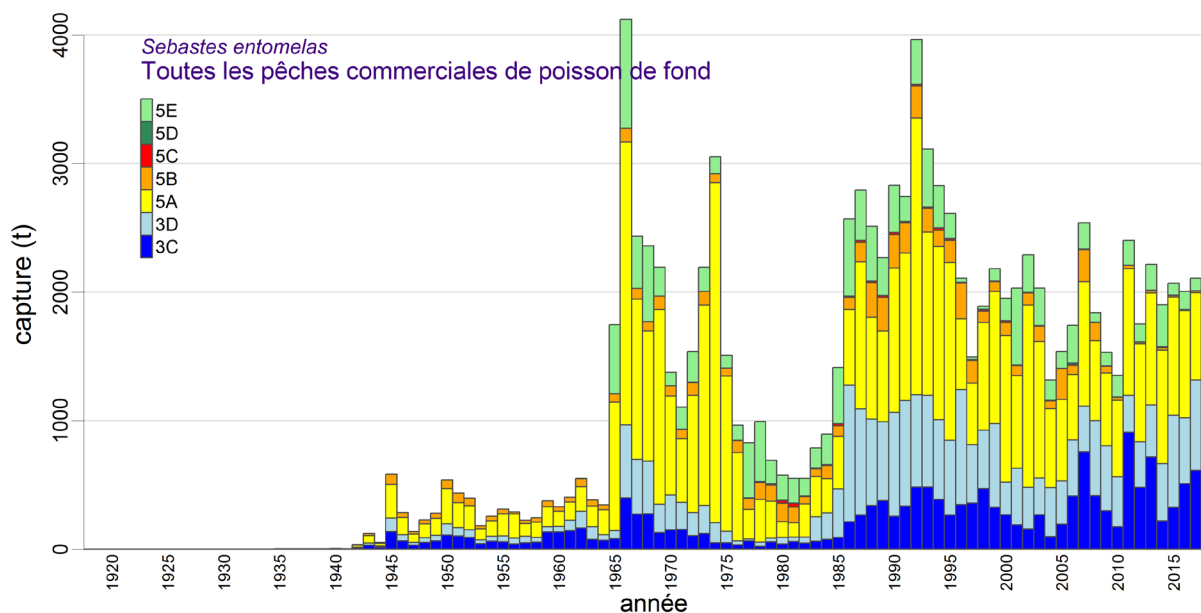


Figure A.3. Prises totales reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de veuve pour la pêche au chalut dans les zones principales 3C à 5E de la CPMP. Les prises des autres pêches étaient négligeables.

Tableau A.4. Prises reconstituées (en tonnes, débarquements et rejets) de veuve dans les zones de la CPMP à l'échelle de la côte (3C à 5E combinées) pour chaque pêche et à l'échelle de la côte de la C.-B.

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer + morue-lingue	Sébaste pêché aux lignes	Côte de la C.-B.
1940	4	0	0	0,001	0,002	4
1941	2	0	0	0,004	0,010	2
1942	36	0	0	0,008	0,015	36
1943	121	0	0	0,023	0,041	121
1944	52	0	0	0,031	0,055	52
1945	583	0	0	0,028	0,061	583
1946	285	0	0	0,029	0,073	286
1947	137	0	0	0,007	0,014	137
1948	228	0	0	0,011	0,022	228
1949	279	0	0	0,015	0,030	279
1950	539	0	0	0,006	0,012	539
1951	435	0	0	0,027	0,065	435
1952	396	0	0	0,016	0,039	397
1953	181	0	0	0,018	0,043	181
1954	256	0	0	0,023	0,046	256
1955	310	0	0	0,022	0,030	311
1956	290	0	0	0,022	0,040	290
1957	226	0	0	0,043	0,093	226
1958	244	0	0	0,030	0,042	244
1959	375	0	0	0,034	0,056	375
1960	331	0	0	0,041	0,075	331
1961	405	0	0	0,048	0,078	405
1962	549	0	0	0,067	0,145	549
1963	383	0	0	0,048	0,127	383
1964	344	0	0	0,027	0,054	344
1965	1 747	0	0	0,025	0,047	1 747

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer + morue-lingue	Sébaste pêché aux lignes	Côte de la C.-B.
1966	4 121	0	0	0,027	0,047	4 121
1967	2 436	0	0	0,042	0,081	2 436
1968	2 358	0	0	0,030	0,053	2 358
1969	2 194	0	0	0,037	0,107	2 194
1970	1 374	0	0	0,061	0,213	1 374
1971	1 104	0	0	0,032	0,143	1 104
1972	1 539	0	0	0,084	0,231	1 539
1973	2 193	0	0	0,050	0,155	2 193
1974	3 052	0	0	0,086	0,302	3 053
1975	1 506	0	0	0,073	0,285	1 507
1976	964	0	0	0,068	0,233	964
1977	827	0	0	0,080	0,305	827
1978	991	0,001	0	0,088	0,304	992
1979	689	0,001	0	0,141	0,456	690
1980	575	0,001	0	0,140	0,414	576
1981	551	0,001	0	0,110	0,343	551
1982	550	0,006	0	0,760	0,263	551
1983	785	0,006	0	0,817	0,265	786
1984	893	0,007	0	0,629	0,312	894
1985	1 413	0,018	0	0,849	0,506	1 414
1986	2 567	0,062	0	2,672	0,013	2 570
1987	2 791	0,090	0	3,915	0,007	2 795
1988	2 509	0,076	0	3,229	0,020	2 512
1989	2 265	0,082	0	2,186	0,005	2 268
1990	2 827	0,081	0	1,843	1,020	2 830
1991	2 741	0,058	0	1,865	0,414	2 743
1992	3 962	0,057	0	1,367	0,271	3 964
1993	3 111	0,102	0	1,171	0,071	3 112
1994	2 826	0,080	0	1,197	0,164	2 827
1995	2 608	0,117	0	2,208	1,263	2 611
1996	2 104	0,064	0	0,120	2,600	2 107
1997	1 491	0,070	0	0,209	2,985	1 494
1998	1 886	0,079	0	0,169	2,426	1 888
1999	2 179	0,069	0	0,162	2,299	2 182
2000	1 952	0,091	0	0,222	0,536	1 953
2001	2 029	0,090	0	0,127	0,203	2 030
2002	2 289	0,128	0	0,156	0,448	2 289
2003	2 031	0,083	0	0,159	0,112	2 032
2004	1 316	0,072	0	0,146	0,167	1 316
2005	1 537	0,072	0	0,254	0,264	1 538
2006	1 742	0,063	0	0,257	0,290	1 742
2007	2 537	0,035	0,002	0,002	0,057	2 537
2008	1 838	0,011	0,006	0,005	0,039	1 838
2009	1 530	0,013	0,000	0,014	0,051	1 530
2010	1 350	0,047	0,000	0,009	0,429	1 350
2011	2 400	0,071	0,005	0,020	0,198	2 400
2012	1 752	0,044	0,001	0,005	0,042	1 752
2013	2 215	0,018	0,016	0,001	0,017	2 215
2014	1 902	0,027	0,008	0,014	0,009	1 902
2015	2 069	0,020	0,005	0,008	0,010	2 069
2016	2 005	0,052	0,027	0,011	0,050	2 005
2017	2 107	0,045	0,012	0,000	0,029	2 107
2018	1 923	0,029	0,011	0,008	0,023	1 923

A.2.4. Mise en concordance des politiques sur les prises et des TAC pour les secteurs de l'UGPF

Les zones que les Sciences du MPO utilisent pour les poissons de fond (zones de la CPMP) diffèrent quelque peu de celles utilisées par l'Unité de gestion des poissons de fond du MPO, c'est-à-dire les [secteurs d'exploitation des pêcheries du Pacifique](#) (SEPP). Les raisons qui sous-tendent ces écarts varient selon l'espèce, mais ceux-ci existent parce que les Sciences du MPO et les gestionnaires ont des exigences différentes. En ce qui concerne les Sciences, il est nécessaire de faire référence aux prises historiques en utilisant des zones uniformes dans les bases de données et les registres de prises. Les zones de la CPMP et de l'UGPF sont similaires, mais non identiques (figure 1).

Étant donné que cette évaluation porte sur le stock de veuve à l'échelle de la côte (zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP) et que l'UGPF produit un seul TAC à l'échelle de la côte, il n'est pas nécessaire de procéder à une mise en concordance pour les politiques sur les prises présentées dans les tableaux de décision (annexe F). Si les gestionnaires désirent affecter des TAC à des régions précises, ils peuvent se fonder sur le Tableau A.5, qui présente la répartition des prises au cours des cinq dernières années dans chacune des zones de la CPMP. Ainsi, 20 % des prises de veuve ont été réalisées dans la zone 3C de la CPMP, 30 %, dans la zone 3D et 39 %, dans la zone 5A.

Tableau A.5. Prises de veuve réalisées dans les zones de la CPMP au cours des cinq dernières années pour les pêches combinées. Les proportions annuelles de prises par zone sont indiquées dans les lignes identifiées par année. Les moyennes géométriques des proportions annuelles sur cinq ans par zone sont indiquées à la dernière ligne.

Prises (t)								
Année	3C	3D	5A	5B	5C	5D	5E	C.-B.
2014	220	446	882	20	1	6	327	1 902
2015	325	716	921	12	1	0,3	94	2 069
2016	510	510	836	7	1	0,3	141	2 005
2017	611	704	680	13	0,4	0,4	97	2 107
2018	505	722	630	20	0,4	0,1	47	1 923
Proportion								
Année	3C	3D	5A	5B	5C	5D	5E	C.-B.
2014	0,1155	0,2343	0,4637	0,0105	0,0006	0,0032	0,1722	1
2015	0,1572	0,3461	0,4452	0,0056	0,0004	0,0002	0,0454	1
2016	0,2544	0,2545	0,4168	0,0037	0,0003	0,0002	0,0702	1
2017	0,2900	0,3343	0,3228	0,0064	0,0002	0,0002	0,0461	1
2018	0,2624	0,3752	0,3275	0,0102	0,0002	0,0001	0,0244	1
Moy. géo.	0,2038	0,3038	0,3907	0,0067	0,0003	0,0002	0,0573	1

A.2.5. Mises en garde

Les données disponibles sur les prises antérieures à 1996 (première année du programme d'observation à bord) présentent des difficultés d'utilisation dans un modèle d'évaluation du stock sans une certaine forme d'interprétation, tant du point de vue des déclarations erronées (c.-à-d. la déclaration de prises comme appartenant à une autre espèce) ou de l'identification erronée des espèces que de l'existence possible de rejets en mer parce que les prises dépassaient la limite permise. Bien qu'on ait signalé que des pêcheurs avaient mal indiqué l'emplacement des prises, ce problème n'est pas important pour l'évaluation d'un stock à l'échelle de la côte. 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 C.-B. Ces pays avaient tendance à déclarer leurs prises sous la forme d'agrégats, regroupant habituellement les sébastes en une seule catégorie. Ces pêches ont cessé après la déclaration de la zone économique exclusive de 200 milles marins par le Canada en 1977.

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

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

Bon nombre de ces problèmes ont été résolus grâce à l'instauration du programme d'observation à bord (mis en place en 1996 pour la flottille des chalutiers extracôtiers), à la surveillance à quai et à des quotas individuels de bateau échangeables (à compter de 1997) qui confèrent la propriété de la ressource au secteur de pêche.

La procédure de reconstitution des prises ne permet pas de reconstruire les prises par engin (p. ex., pêche au chalut de fond par rapport à la pêche au chalut pélagique). Bien que l'ajout de cette dimension soit possible, il faudrait fractionner les prises en remontant dans le temps à l'aide des ratios observés dans la pêche moderne, qui ne représenteraient probablement pas l'activité historique par type d'engin (voir la section A.2.2 pour des mises en garde similaires concernant l'estimation des ratios pour reconstituer les prises d'une espèce à partir des prises totales de sébaste). Dans cette évaluation, on a combiné les prises de veuve au chalut de fond et au chalut pélagique parce que les données biologiques (annexe D) selon le type d'engin n'étaient pas suffisantes pour distinguer deux flottilles dans le modèle de population et que l'on ne pouvait pas vraiment déterminer s'il y avait une différence de sélectivité démontrable. Tableau A.6 et la Figure A.4 présentent les prises déclarées à l'échelle de la côte (débarquements et rejets) par type d'engin.

Tableau A.6. Prises (en tonnes) par type d'engin pour le stock de veuve à l'échelle de la côte de la C.-B. depuis la mise en œuvre de la surveillance de la flottille par des observateurs à bord.

Année	Chalut de fond	Chalut pélagique	Pêche aux lignes
1996	140	1 949	2,057
1997	202	1 276	2,756
1998	178	1 636	2,336
1999	231	1 919	2,465
2000	298	1 644	0,508
2001	426	1 596	0,118
2002	537	1 743	0,515
2003	364	1 663	0,102
2004	216	1 095	0,139
2005	188	1 343	0,225
2006	273	1 462	0,322
2007	330	2 199	0,045

Année	Chalut de fond	Chalut pélagique	Pêche aux lignes
2008	187	1 635	0,051
2009	286	1 231	0,048
2010	186	1 131	0,452
2011	236	2 158	0,248
2012	182	1 563	0,082
2013	246	1 941	0,044
2014	234	1 657	0,040
2015	203	1 860	0,032
2016	223	1 773	0,104
2017	107	1 997	0,070
2018	189	1 716	0,055

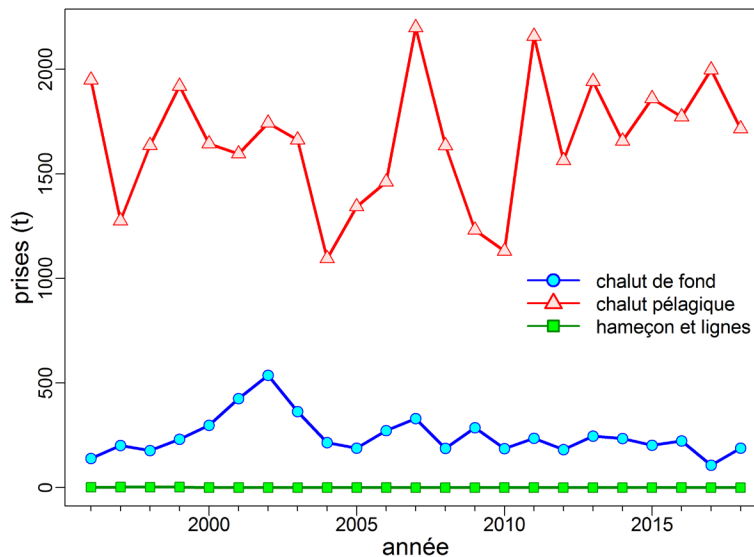


Figure A.4. Prises de veuve déclarées (débarquements et rejets) par engin depuis la mise en œuvre du programme d'observateurs à bord en 1996.

A.3. RÉFÉRENCES – PRISES

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

-
- Haigh, R. and Yamanaka, K.L. 2011. [Catch history reconstruction for rockfish \(*Sebastes* spp.\) caught in British Columbia coastal waters](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2943: viii + 124 p.
- Ketchen, K.S. 1976. [Catch and effort statistics of the Canadian and United States trawl fisheries in waters adjacent to the British Columbia coast 1950-1974](#). Fisheries and Marine Service, Nanaimo, BC, Data Record 6.
- Ketchen, K.S. 1980a. [Assessment of groundfish stocks off the west coast of Canada \(1979\)](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 185. xvii + 213 p..
- Ketchen, K.S. 1980b. [Reconstruction of Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock history in Queen Charlotte sound. Part I. Estimation of foreign catches, 1965–1976](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1570. iv + 46 p.
- Leaman, B.M. and Stanley, R.D. 1993. [Experimental management programs for two rockfish stocks off British Columbia, Canada](#). In S. J. Smith, J. J. Hunt and D. Rivard, eds., Risk evaluation and biological reference points for fisheries management, p. 403-418. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences 120.
- 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.
- Stanley, R.D., Cornthwaite, A.M., Kieser, R., Cooke, K., Workman, G.D. and Mose, B. 1999. [An acoustic biomass survey of the Triangle Island widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) aggregation by Fisheries and Oceans, Canada and the Canadian Groundfish Research and Conservation Society, January 16-February 7, 1998](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2262: 51 p.
- Stanley, R.D., Kieser, R., Cooke, K., Surry, A.M. and Mose, B. 2000. [Estimation of a widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) shoal off British Columbia, Canada as a joint exercise between stock assessment staff and the fishing industry](#). ICES Journal of Marine Science 57: 1035-1049.
- 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.
- Wallace, S., Turriss, 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 comment on a calculé les indices relatifs d'abondance de veuve à partir des relevés au chalut de fond suivants :

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

Seuls les relevés qui ont été utilisés dans l'évaluation du stock de veuve sont présentés. Le relevé plusréciproque du détroit d'Hecate, le relevé synoptique du détroit d'Hecate et les relevés ciblant les crevettes de la COIV et du détroit de la Reine-Charlotte ont été omis parce que la présence de veuve dans ces relevés a été sporadique ou que la couverture, par superficie ou profondeur, a été incomplète, ce qui fait de ces relevés de mauvais candidats pour produire des séries d'abondance de cette espèce.

B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

Données sur les prises et l'effort pour les strates i de l'année \mathcal{Y} produisant les valeurs de capture par unité d'effort (CPUE) U_{yi} étant donné un ensemble de données $\{C_{yij}, E_{yij}\}$ pour les traits $j = 1, \dots, n_{yi}$,

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

où C_{yij} = prises (kg) dans le trait j , la strate i , l'année \mathcal{Y} ;

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

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

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

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

où v = vitesse moyenne du bâtiment (km/h);

w = largeur moyenne du filet (km).

Autrement, s'il existe de l'information sur le bâtiment pour chaque trait, la densité de CPUE peut être exprimée ainsi :

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

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

L'estimation annuelle de la biomasse est alors la somme du produit des densités de CPUE et des superficies de 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 \mathcal{Y} ;
 - A_i = superficie (km)² de la strate i ;
 - B_{yi} = biomasse (kg) pour la strate i , l'année \mathcal{Y} ;
 - m = nombre de strates.

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

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

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

Le coefficient de variation (CV) de l'estimation annuelle de la biomasse pour l'année \mathcal{Y} est :

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

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

B.3.1. Sélection es données

Les données trait par trait provenant d'une série de relevés historiques au chalut étaient disponibles pour 12 années couvrant la période de 1965 à 1995. Les deux premiers relevés, menés en 1965 et en 1966, avaient une vaste portée. En effet, celui de 1965 allait de près de San Francisco jusqu'au milieu de la bande côtière de l'Alaska (Westrheim, 1966a, 1967b). Le relevé de 1966 était à peine moins ambitieux, allant de la frontière canado-américaine sud dans le détroit de Juan de Fuca jusqu'à la bande côtière de l'Alaska (Westrheim, 1966b, 1967b). Il

était évident que la conception de ces deux premiers relevés était de nature exploratoire et que ces relevés ne seraient pas comparables aux relevés subséquents dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), qui étaient beaucoup plus restreints du point de vue de la superficie couverte et qui avaient une densité de traits beaucoup plus élevée dans le goulet de l'île Goose (GIG). On peut le constater par le petit nombre de traits effectués dans le GIG lors des deux premiers relevés (Tableau B.1). Par conséquent, ces relevés ne sont pas inclus dans la série chronologique.

Les relevés de 1967 (Figure B.1, graphique de gauche) et de 1969 (Figure B.2, graphique de gauche) (Westrheim, 1967a, 1969; Westrheim et coll., 1968) ont également effectué des traits sur la côte ouest de l'île de Vancouver, la côte ouest de Haida Gwaii et le sud-est de l'Alaska, mais ces deux relevés comportaient un nombre raisonnable de traits sur les fonds du GIG (Tableau B.1). Le relevé de 1971 (Figure B.3, graphique de gauche) se limitait exclusivement au GIG (Harling et coll., 1971), tandis que les relevés de 1973 (Figure B.4, graphique de gauche), de 1976 (Figure B.5, graphique de gauche) et de 1977 (Figure B.6, graphique de gauche) portaient à la fois sur le GIG et le goulet de Mitchell dans le BRC (Harling et coll., 1973; Westrheim et coll., 1976; Harling et Davenport, 1977).

Le relevé de 1979 (Nagtegaal et Farlinger, 1980) a été réalisé par un bâtiment de pêche commerciale (*Southward Ho*, Tableau B.1), avec une répartition de traits très différente de celle des relevés précédents et subséquents (tracé non fourni; voir la figure C5 dans Edwards et coll., 2012). De plus, la répartition des traits selon la profondeur différait de celle des autres relevés (Tableau B.2). Ces observations permettent de déduire un plan de relevé considérablement différent et ce relevé n'a donc pas été inclus dans la série chronologique.

Le relevé de 1984 a été mené par deux bâtiments, le *G.B. Reed* et le *Eastward Ho* (Nagtegaal et coll., 1986). Une partie de la conception de ce relevé visait à comparer les taux de prise des deux bâtiments (l'un était un bâtiment de pêche commerciale et l'autre, un bâtiment de recherche du gouvernement – Greg Workman, MPO, comm. pers.), de sorte qu'ils suivaient tous deux des spécifications de conception similaires, y compris la configuration du filet. Malheureusement, les traits n'ont pas été répartis de la même façon dans toutes les zones : le *G.B. Reed* pêchait principalement dans les parties moins profondes du GIG, tandis que le *Eastward Ho* pêchait davantage dans les parties plus profondes et plus au large du GIG (Figure B.7, graphique de gauche), mais les deux bâtiments ont pêché de façon plus contiguë au goulet de Mitchell (immédiatement au nord). Lorsque les taux de prise stratifiés selon la profondeur pour le SLM (principale espèce du plan des relevés) des deux bâtiments ont été comparés dans le GIG seulement (au moyen d'une analyse de variance simple), les taux de prise du *Eastward Ho* étaient significativement plus élevés (0,049) que ceux observés pour le *G.B. Reed*. Toutefois, la différence dans les taux de prise n'était plus significative lorsque l'on ajoutait à l'analyse les traits du goulet de Mitchell (0,12). Compte tenu du manque d'importance des différences lorsque l'ensemble complet de traits disponibles a été comparé, ainsi que de la répartition spatiale inégale des traits entre les bâtiments à l'intérieur du GIG (bien que l'analyse de variance ait été stratifiée en profondeur, il se peut que les catégories de profondeur soient trop grossières), la conclusion la plus parcimonieuse était qu'il n'y avait pas de différence détectable entre les deux bâtiments. Par conséquent, tous les traits des deux bâtiments dans le GIG ont été regroupés pour cette année de relevé.

Le relevé de 1994, également mené par un bâtiment commercial (*Ocean Selector*, Tableau B.2) (Figure B.8, graphique de gauche), a été modifié par l'élimination de 19 traits qui faisaient partie d'une expérience acoustique et qui n'ont donc pas été jugés pertinents à l'estimation de la biomasse (ces traits ont servi à estimer la composition des espèces dans les bancs sondés). Bien que ce relevé ait été conçu pour reproduire le plus fidèlement possible les relevés antérieurs du *G.B. Reed* en ce qui a trait à la sélection des emplacements de trait (mêmes

emplacements de trait fixes, G. Workman, MPO, comm. pers.), le relevé a eu lieu environ deux à trois mois plus tôt que les relevés précédents (à partir de la mi-juin plutôt qu'en août ou septembre, Tableau B.3).

Le relevé de 1995, mené par deux bâtiments de pêche commerciale, l'*Ocean Selector* et le *Frosti* (Tableau B.2), utilisait un plan stratifié aléatoire selon lequel chaque bâtiment reproduisait chaque trait (G. Workman, MPO, comm. pers.). Ce type de plan était entièrement différent du principe de station fixe (fondée sur les coordonnées Loran) employé dans les relevés précédents. De plus, ce relevé était axé sur le sébaste à longue mâchoire (SLM), avec des traits optimisés pour la capture de cette espèce. Compte tenu de la différence de plan d'échantillonnage (stations aléatoires plutôt qu'emplacements fixes), ce relevé n'a pas été utilisé pour l'évaluation du stock.

Étant donné que le seul secteur qui a fait l'objet d'une surveillance constante dans le cadre de ces relevés était celui des fonds du GIG, les traits situés entre 50,9° N et 51,6° N de latitude des sept années de relevé acceptables, couvrant la période de 1967 à 1984, ont été pris en compte pour créer des indices de la population de veuve (Tableau B.1).

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

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

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

Zones autres que le GIG

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

GIG

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

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

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

Année de relevé	Strate de profondeur			Total	Date de début	Date de fin
	120-183 m (70-100 brasses)	184-218 m (100-120 brasses)	219-300 m (120-160 brasses)			
1967	7	11	15	33	07 sept. 67	03 oct. 67
1969	8	11	12	31	14 sept. 69	24 sept. 69
1971	4	15	17	36	14 oct. 71	28 oct. 71
1973	7	11	15	33	07 sept. 73	24 sept. 73
1976	7	13	13	33	09 sept. 76	26 sept. 76
1977	13	14	20	47	24 août 77	07 sept. 77
1984	13	23	33	69	05 août 84	08 sept. 84
1994	10	16	24	50	21 juin 94	06 juil. 94
1995	22	45	45	112	11 sept. 95	22 sept. 95

Tableau B.4. Biomasse de veuve estimée à partir des relevés historiques au chalut dans le goulet de l'île Goose pour les années 1967 à 1994. Les estimations de la biomasse sont fondées sur trois strates de profondeur (Tableau B.3) et les traits de relevé sont présumés avoir été sélectionnés au hasard dans ces zones. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les coefficients de variation (CV) reposent sur 1 000 traits 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)
1967	20,0	19,9	4,8	43,0	0,493	0,514
1969	8,1	8,0	1,3	18,7	0,546	0,551
1971	11,8	11,7	4,1	24,0	0,430	0,446
1973	11,5	11,6	4,0	24,3	0,464	0,462
1976	103,4	103,0	10,4	252,9	0,614	0,640
1977	81,0	82,7	19,4	219,6	0,597	0,587
1984	97,3	94,5	1,4	335,2	0,951	0,926
1994	45,9	45,1	0,0	158,7	0,926	0,946

Une densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été calculée pour chaque trait en fonction des prises de veuve, à l'aide d'une valeur fixe d'écartement des panneaux de 61,6 m

(Yamanaka et coll., 1996) pour chaque trait et de la distance parcourue consignée. Malheureusement, les champs relatifs à la vitesse, à l'effort et à la distance parcourue comportaient peu de données pour ces relevés. Lorsque ces données étaient manquantes, on a utilisé les valeurs moyennes pour l'année de relevé. Ainsi, la majorité des traits comportent des distances de trait de près de 3 km, ce qui était le résultat attendu compte tenu des spécifications du plan avec des traits d'une demi-heure à une vitesse approximative de 6 km/h (environ 3,2 nœuds).

B.3.2. Résultats

Les cartes indiquant les endroits où la veuve a été prise dans le goulet de l'île Goose (GIG) signalent que cette espèce se trouve de façon intermittente dans les parties extérieures du GIG certaines années, avec des observations occasionnelles dans la branche sud-est du goulet (voir Figure B.1 à Figure B.8). La veuve a été prise relativement peu fréquemment et en petites quantités, seulement 56 des 332 traits valides affichant un poids de prise médian de 2,1 kg. En 1984, le plus gros trait de veuve valide en poids de prise était de 98 kg. La veuve a été principalement prise à des profondeurs de 154 à 271 m (quantiles de 5 % et de 95 % de la distribution empirique de profondeur de départ), les profondeurs de trait minimale et maximale observées étant respectivement de 143 et 291 m (Figure B.9).

Les niveaux de biomasse de veuve dans le GIG estimés à partir des relevés historiques au chalut dans le GIG étaient variables, la biomasse maximale ayant été enregistrée en 1976 (à 103 t) et la biomasse minimale, en 1969 (à 8 t) (Figure B.10; Tableau B.4). Le niveau d'erreur relative de relevé allait d'élevé à très élevé pour cette espèce, partant d'un minimum de 0,43 en 1971 jusqu'à 0,95 en 1984 (Tableau B.4). La proportion des traits où l'on a capturé des veuves était faible et variable selon les années, variant entre 4 % et 28 % (Figure B.11). Dans l'ensemble, 56 traits sur un total de 332 traits valides (17 %) contenaient des veuves.

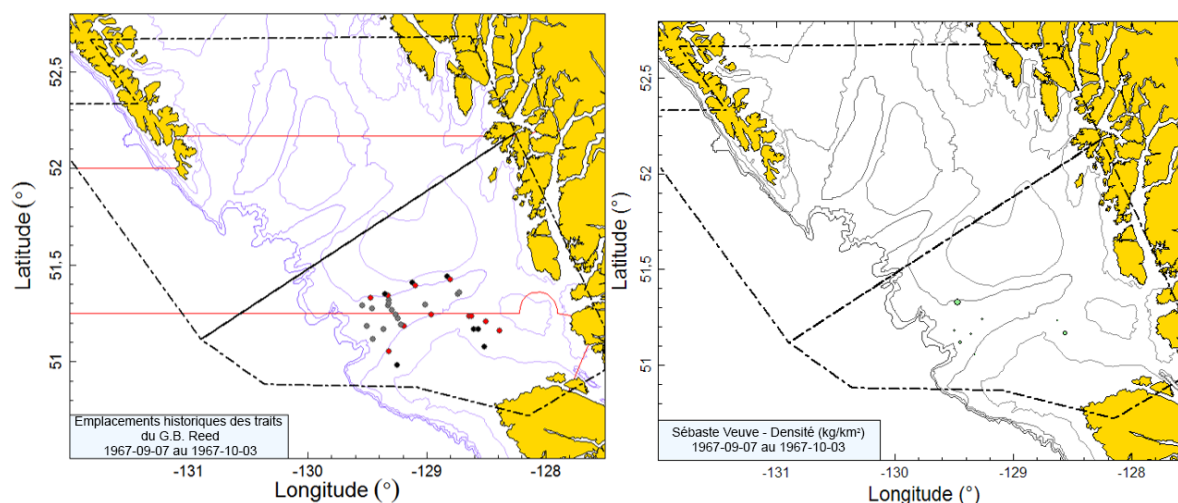


Figure B.1. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1967 dans le goulet de l'île Goose (GIG). Les emplacements de trait sont codés par couleur selon la profondeur : noir = 120-183 m; rouge = 184-218 m; gris = 219-300 m. La taille des cercles dans le tracé de la densité (à droite) a été mise à l'échelle sur toutes les années (1967, 1969, 1971, 1973, 1976, 1977, 1984 et 1994), le plus grand cercle représentant une densité de 551 kg/km² observée en 1984. Les lignes de démarcation en noir montrent l'étendue du relevé synoptique moderne dans le bassin de la Reine-Charlotte et les lignes pleines rouges dénotent les limites entre les zones 5A, 5B et 5C de la CPMP.

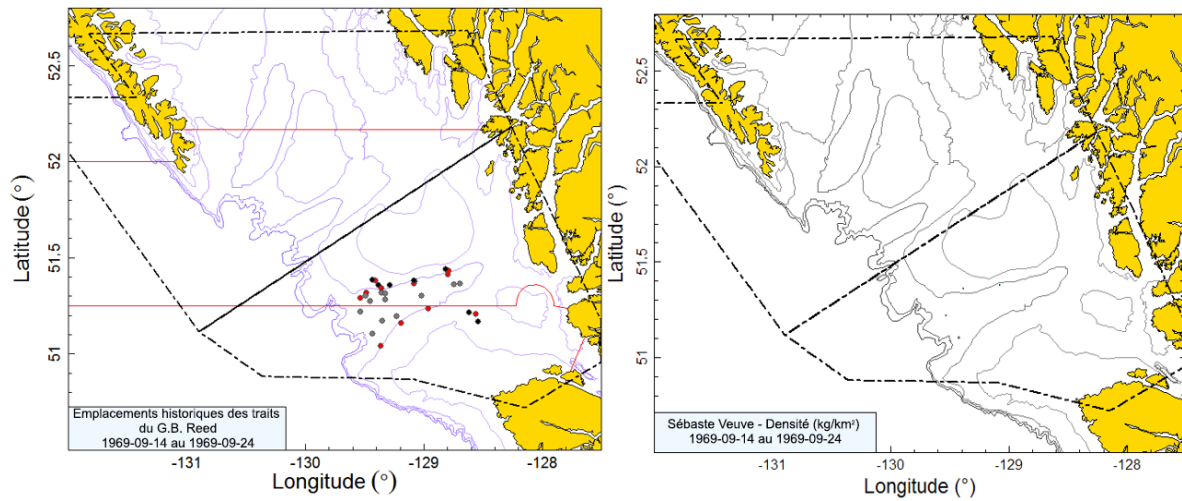


Figure B.2. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1969 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

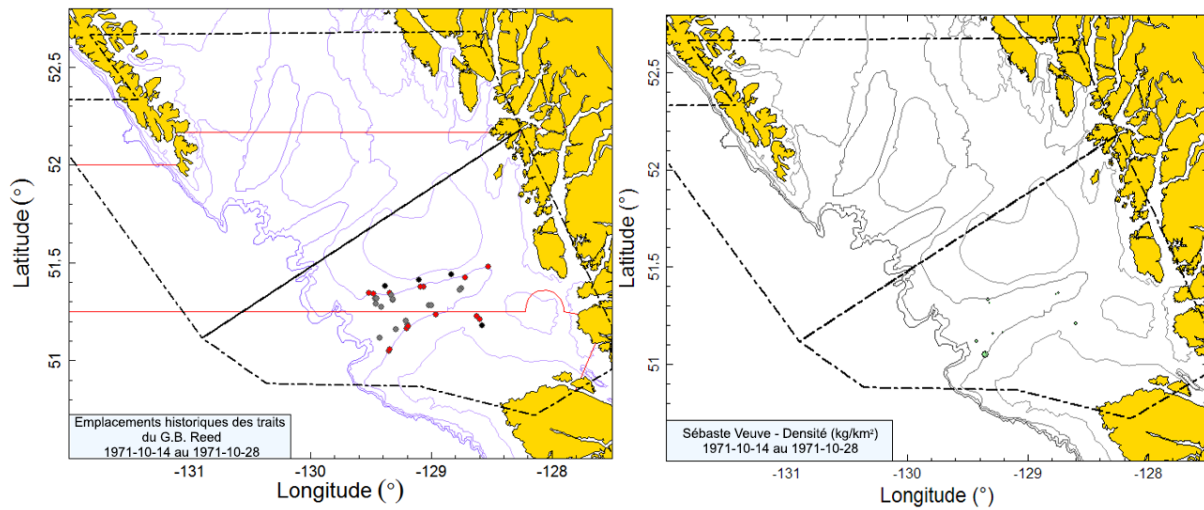


Figure B.3. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1971 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

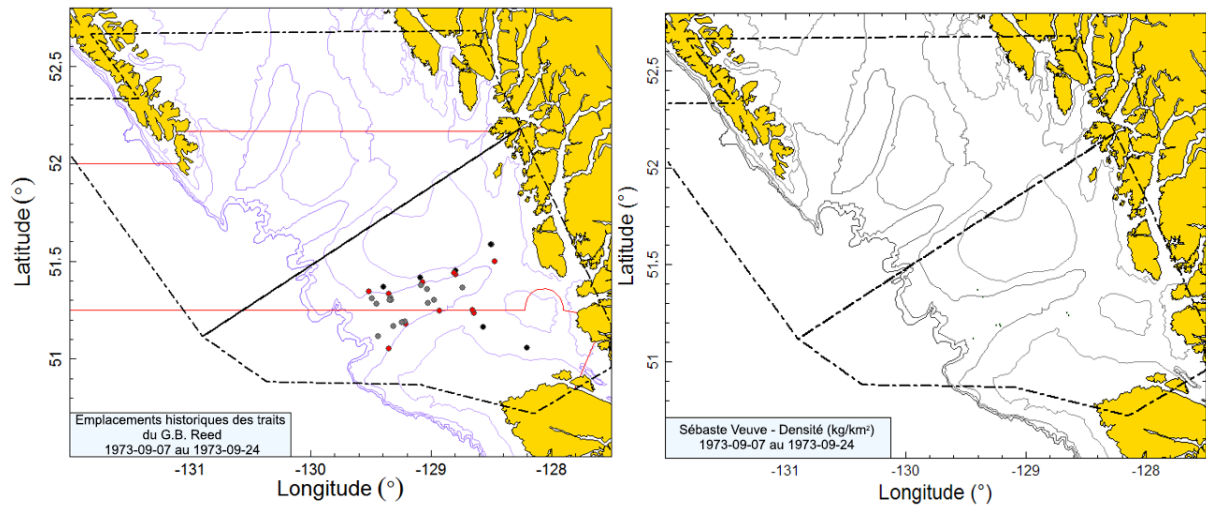


Figure B.4. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1973 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

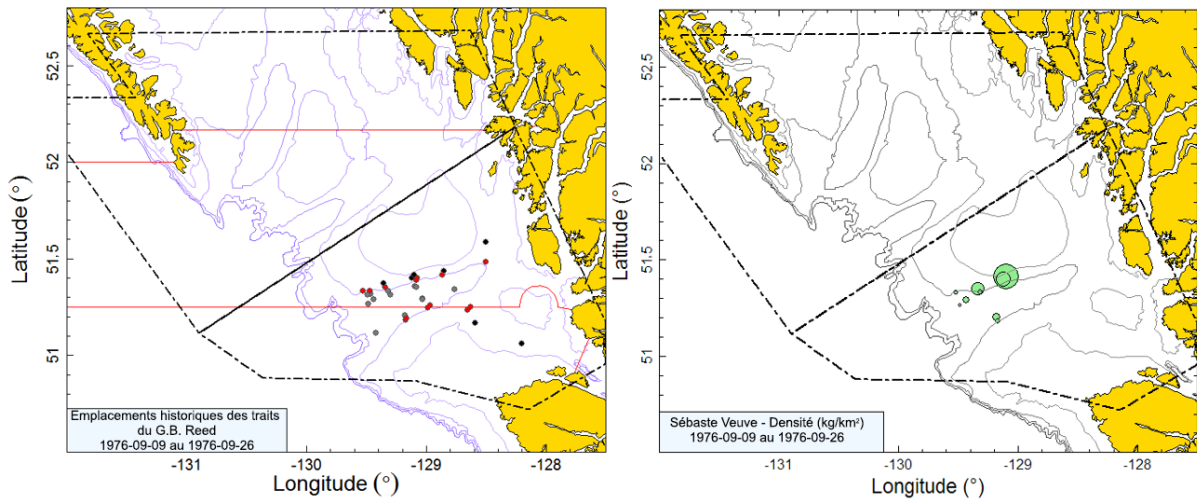


Figure B.5. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1976 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

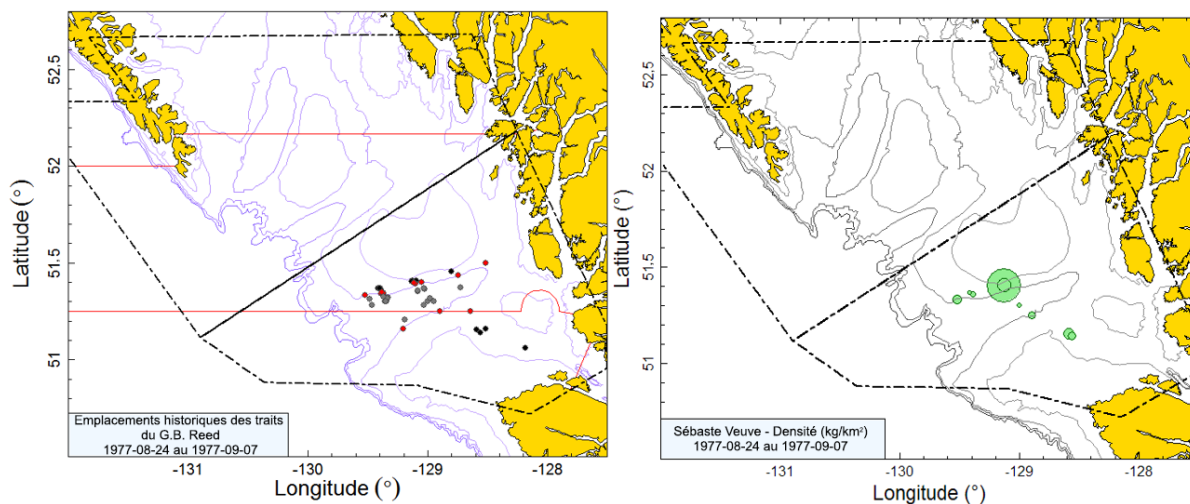


Figure B.6. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1977 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

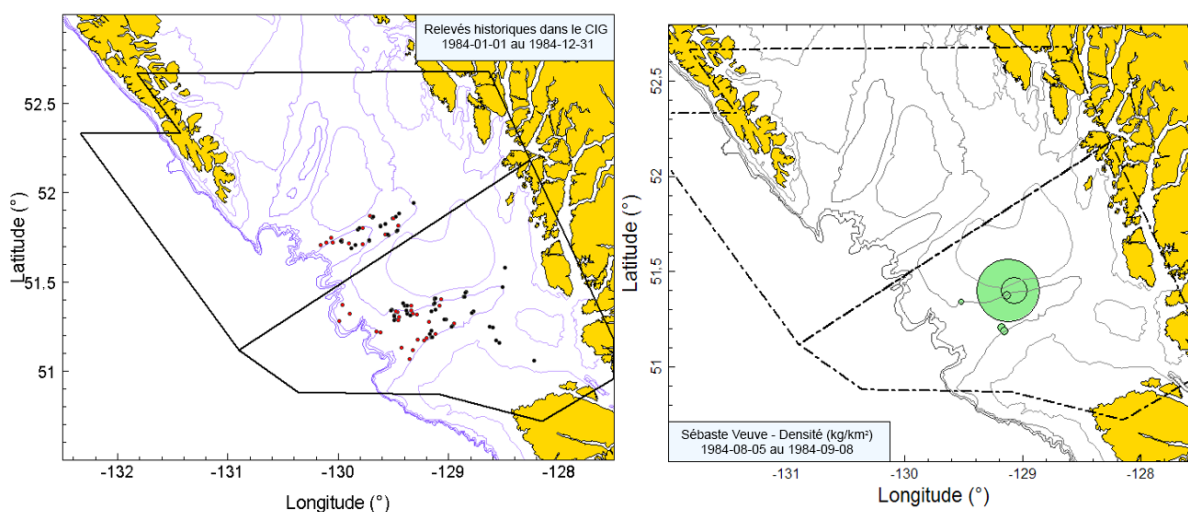


Figure B.7 Graphique de gauche : La couleur de l'emplacement de trait indique le bâtiment de pêche plutôt que la profondeur (noir = G.B. Reed; rouge = Eastward Ho). D'autres emplacements pêchés par bâtiment dans le goulet de Mitchell sont également montrés. Graphique de droite : Tracé de la densité pour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

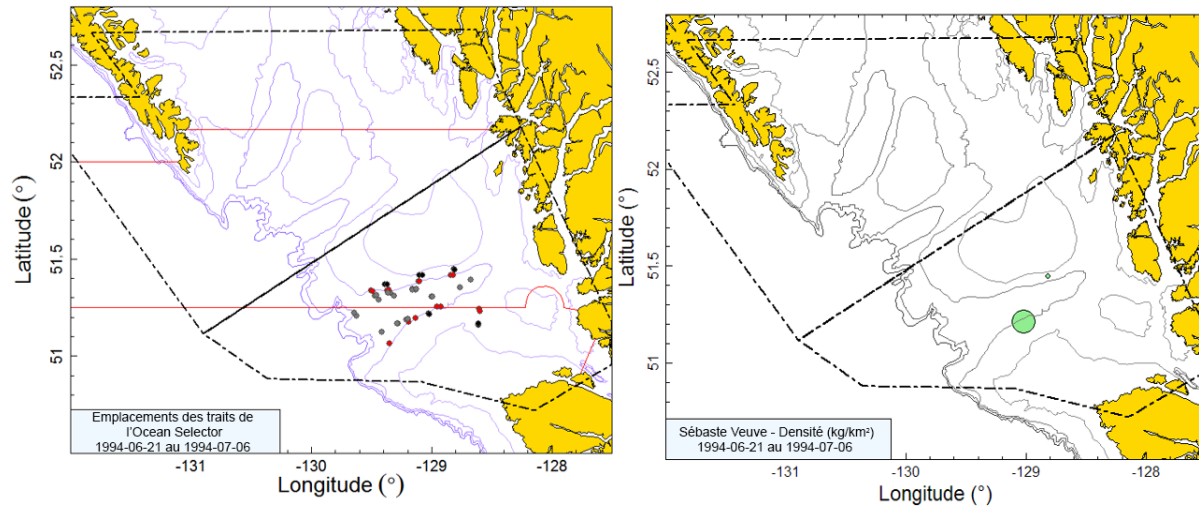


Figure B.8. Tracés de l'emplacement des traits valides et de la densité pour le relevé historique de 1994 dans le GIG (voir la légende de la Figure B.1).

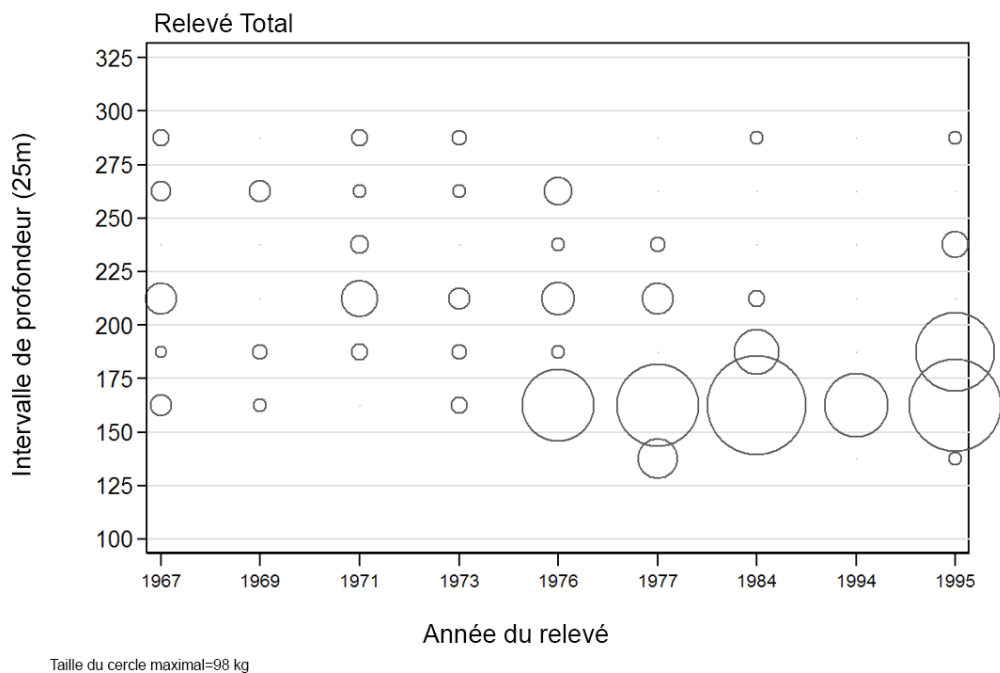


Figure B.9. Distribution des prises de veuve (en kilogrammes) observées lors des relevés historiques dans le goulet de l'île Goose (GIG) (Tableau B.3) par année de relevé selon des intervalles de profondeur de 25 m. Les prises sont indiquées en fonction du point médian de l'intervalle de profondeur et la taille des cercles est ajustée en fonction de la valeur maximale de 98 kg observée dans l'intervalle de 150 à 175 m en 1984. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la répartition de profondeur de trait de veuve sont de 146 m et de 282 m, respectivement.

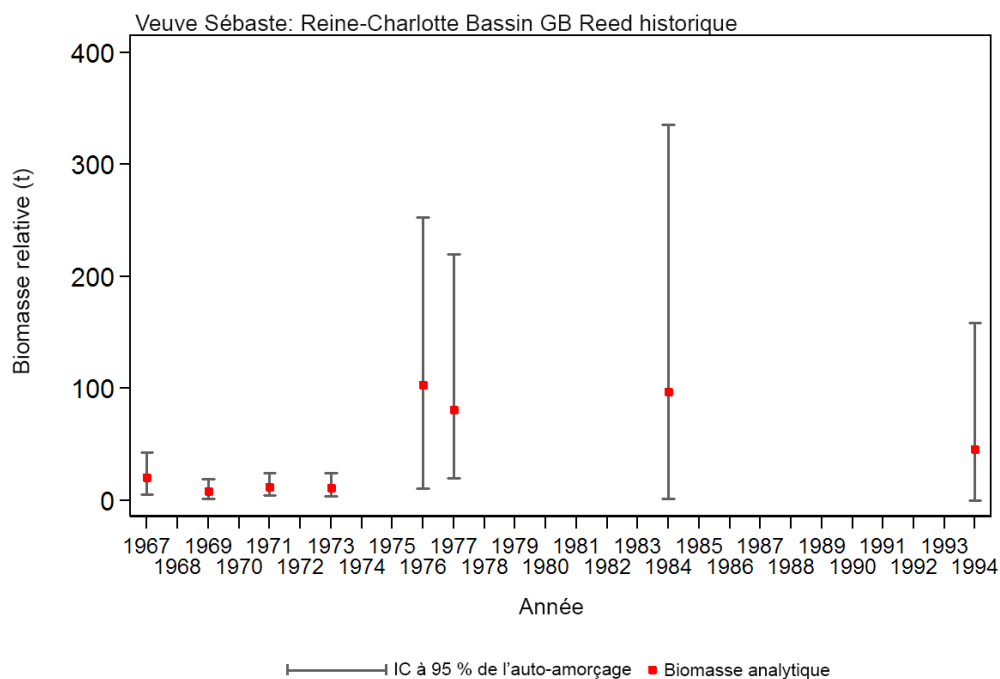


Figure B.10. Biomasse estimée à partir des relevés historiques de veuve effectués dans le goulet de l'île Goose (GIG) de 1967 à 1994 (valeurs présentées dans le Tableau B.4). Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

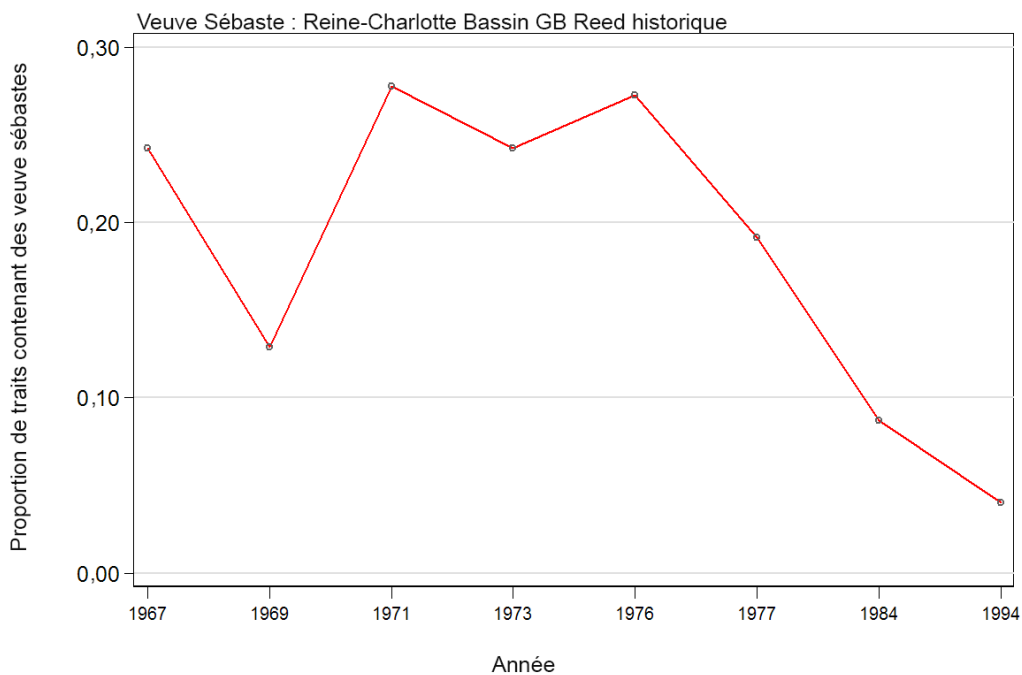


Figure B.11. Proportion des traits contenant des veuves pour chacun des relevés historiques du goulet de l'île Goose (GIG), de 1967 à 1994.

B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS

B.4.1. Sélection des données

Les données trait par trait du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis portant sur la zone de Vancouver de la CIPPN ([Commission internationale des pêcheries du Pacifique Nord](#)) ont été fournies par Mark Wilkins (NMFS, comm. pers.) pour les sept relevés effectués dans les eaux de la C.-B. (Tableau B.5; 1980 : Figure B.12; 1983 : Figure B.13; 1989 : Figure B.14; 1992 : Figure B.15; 1995 : Figure B.16; 1998 : Figure B.17; 2001 : Figure B.18). Le NMFS a attribué ces traits à des strates, mais la taille et la définition de ces strates ont changé au cours de la période des relevés (Tableau B.6). La base de données sur les relevés du NMFS indiquait également dans quel pays le trait se situait. Cette information a été reportée sur un tracé et vérifiée par rapport à la limite maritime Canada-États-Unis acceptée; tous les traits semblaient bien situés en fonction du pays, selon la position de départ du trait (Figure B.12 à Figure B.18). Les désignations du NMFS ont été acceptées pour les traits situés près de la frontière maritime.

Tableau B.5. Nombre de traits par strate et par année de relevé pour le relevé triennal du NMFS. Les strates de couleur grise ont été exclues de l'analyse en raison d'une couverture incomplète pendant les sept années de relevé ou de leur emplacement à l'extérieur de la zone de Vancouver de la CIPPN (Tableau B.6).

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

Tous les traits utilisables avaient une largeur médiane de filet (à l'intérieur des quantiles 1 à 99 %) de 13,4 m (11,3-15,7 m) et une distance médiane de déplacement de 2,8 km (1,4-3,5 km), ce qui permettait de calculer la superficie balayée par chaque trait. Les indices de biomasse et les CV analytiques connexes pour la veuve ont été calculés pour la totalité de la zone de Vancouver de la CIPPN et pour chacune de ses sous-régions canadiennes et américaines, à l'aide d'estimations de superficie appropriées pour chaque strate et année

(Tableau B.6). Les strates qui n'ont pas été étudiées de façon régulière au cours des sept années de relevé ont été exclues de l'analyse (Tableau B.5; Tableau B.6), ce qui permet de tirer des données restantes un ensemble comparable de données pour chaque année (Tableau B.7).

Les définitions de strate utilisées dans les relevés de 1980 et de 1983 étaient différentes de celles des relevés subséquents, particulièrement dans les eaux canadiennes (Tableau B.7). Par conséquent, les indices de 1980 et de 1983 ont été augmentés proportionnellement par le ratio ($9\,166\text{ km}^2/7\,399\text{ km}^2 = 1,24$) des superficies totales de strate par rapport aux relevés de 1989 et suivants, afin que la couverture des deux premiers relevés soit comparable à celle des relevés effectués à partir de 1989. La densité de trait était beaucoup plus élevée dans les eaux américaines, alors que le nombre total de traits était à peu près le même pour chaque pays (Tableau B.7). Cela s'explique par le fait que la superficie totale pêchée dans la zone de Vancouver de la CIPPN était environ deux fois plus étendue dans les eaux canadiennes que dans les eaux américaines (Tableau B.7). Il faut signaler que le prolongement nord du relevé a varié d'une année à l'autre (Figure B.12 à Figure B.18), mais on a compensé cette différence par l'utilisation d'une superficie de relevé constante pour toutes les années, en presumant que les taux de prise dans les superficies non échantillonnées étaient les mêmes que dans la superficie échantillonnée.

Tableau B.6. Définitions des strates par année utilisées dans le relevé triennal du NMFS pour distinguer les résultats des relevés par pays et par zone de la CIPPN. Les strates en gris ont été exclues de l'analyse en raison d'une couverture incomplète au cours des sept années de relevé ou de leur emplacement à l'extérieur de la zone de Vancouver de la CIPPN.

Année	N° de strate	Superficie (km ²)	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Fourchette de profondeurs
1980	10	3 537	47° 30	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1980	11	6 572	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	55-183 m
1980	30	443	47° 30	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1980	31	325	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	184-219 m
1980	50	758	47° 30	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	220-366 m
1980	51	503	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	220-366 m
1983	10	1 307	47° 30	47° 55	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1983	11	2 230	47° 55	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1983	12	6 572	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	55-183 m
1983	30	66	47° 30	47° 55	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1983	31	377	47° 55	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1983	32	325	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	184-219 m
1983	50	127	47° 30	47° 55	É.-U.	Vancouver	220-366 m
1983	51	631	47° 55	Frontière Can.-É.-U.	É.-U.	Vancouver	220-366 m
1983	52	503	Frontière Can.-É.-U.	49° 15	Can.	Vancouver	220-366 m
1989 et après	17N	1 033	47° 30	47° 50	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	17S	3 378	46° 30	47° 30	É.-U.	Columbia	55-183 m
1989 et après	18N	159	47° 50	48° 20	Can.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	18S	2 123	47° 50	48° 20	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	19N	8 224	48° 20	49° 40	Can.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	19S	363	48° 20	49° 40	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	27N	125	47° 30	47° 50	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	27S	412	46° 30	47° 30	É.-U.	Columbia	184-366 m
1989 et après	28N	88	47° 50	48° 20	Can.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	28S	787	47° 50	48° 20	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	29N	942	48° 20	49° 40	Can.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	29S	270	48° 20	49° 40	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1995 et après	37N	102	47° 30	47° 50	É.-U.	Vancouver	367-500 m
1995 et après	37S	218	46° 30	47° 30	É.-U.	Columbia	367-500 m
1995 et après	38N	66	47° 50	48° 20	Can.	Vancouver	367-500 m
1995 et après	38S	175	47° 50	48° 20	É.-U.	Vancouver	367-500 m

Lors de l'évaluation du stock de sébaste à queue jaune en 2014 (MPO 2015), un examinateur de la NOAA a signalé qu'un certain nombre de traits des premiers relevés triennaux avaient été considérés comme des « pêches nulles » (n'ayant permis de prendre aucun poisson ni invertébré) et qu'ils devraient être écartés. Les traits servant à estimer la biomasse relative de veuve (résumés au Tableau B.7) excluent ces traits de pêche nulle.

Tableau B.7. Nombre de traits utilisables effectués et superficie de relevé dans la zone de Vancouver de la CIPPN, séparés selon la frontière internationale entre le Canada et les États-Unis. Les strates 18N, 28N, 37, 38 et 39 (Tableau B.6) ont été supprimées de l'analyse, car elles n'ont pas été étudiées de façon uniforme au cours de la période des relevés. Toutes les strates se trouvant dans la zone de Columbia de la CIPPN (17S et 27S; Tableau B.6) ont également été écartées. Trente-trois « pêches nulles » ont été supprimées des totaux.

Année de relevé	Nombre de traits			Superficie de relevé (km ²)		
	Eaux Can.	Eaux É.-U.	Total	Eaux Can.	Eaux É.-U.	Total
1980	48	23	71	7 399	4 738	12 137
1983	39	65	104	7 399	4 738	12 137
1989	63	54	117	9 166	4 699	13 865
1992	59	47	106	9 166	4 699	13 865
1995	62	35	97	9 166	4 699	13 865
1998	54	42	96	9 166	4 699	13 865
2001	36	37	73	9 166	4 699	13 865
Total	361	303	664	–	–	–

Tableau B.8. Distribution des traits utilisables et des pêches nulles par année de relevé et pays. Seuls les traits utilisés pour l'estimation de la biomasse (voir le Tableau B.7) sont énumérés.

Année	Eaux canadiennes			Eaux américaines			Total		
	Traits utilisables	Pêches nulles	Total	Traits utilisables	Pêches nulles	Total	Traits utilisables	Pêches nulles	Total
1980	48	11	59	23	3	26	71	14	85
1983	39	8	47	65	5	70	104	13	117
1989	63	2	65	54	1	55	117	3	120
1992	59	-	59	47	3	50	106	3	109
1995	62	-	62	35	-	35	97	-	97
1998	54	-	54	42	-	42	96	-	96
2001	36	-	36	37	-	37	73	-	73
Total	361	21	382	303	12	315	664	33	697

Vingt et un traits dans les eaux canadiennes et 12 traits dans les eaux américaines ont été identifiés comme des pêches nulles, toutes les pêches nulles en eaux canadiennes étant survenues dans les trois premiers relevés (Tableau B.8).

B.4.2. Méthodes

Les données ont été analysées au moyen des équations fournies dans la section B.1. Aux fins du calcul de la variance pour ce relevé, on a présumé que la variance et la CPUE à l'intérieur de n'importe quelle strate étaient égales, même pour les strates traversées par la frontière

canado-américaine. La biomasse totale (B_{y_i}) dans une strate chevauchant la frontière a été

divisée entre les deux pays (B_{y_c}) par le ratio de la superficie relative dans chaque pays :

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

où $A_{y_{ic}}$ = superficie (km²) à l'intérieur du pays c pour l'année y et la strate i .

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

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

Dans Éq. B.5, on a utilisé la variance partielle $V_{y_{ic}}$ pour le pays c au lieu de la variance totale dans la strate V_{y_i} lors du calcul de la variance pour la biomasse totale dans les eaux canadiennes ou américaines. Les CV ont été calculés comme dans Éq. B.6.

Les estimations de la biomasse selon l'Éq. B.4 et les erreurs-types connexes ont été ajustées pour une superficie constante couverte en utilisant les ratios de la superficie de relevé figurant au Tableau B.7. Cette procédure a été nécessaire pour ajuster les estimations de la biomasse canadienne pour 1980 et 1983 afin de tenir compte de la superficie moindre de relevé lors de ces années comparativement aux années subséquentes. On a donc multiplié les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes pour 1980 et 1983 par le ratio 1,24 (9 166 km²/7 399 km²) pour les rendre équivalentes à la couverture des relevés à compter de 1989.

Les estimations de la biomasse ont été soumises à la méthode bootstrap pour 1 000 traits aléatoires avec remplacement afin d'obtenir des intervalles de confiance à 95 % avec correction de biais (Efron, 1982) pour chaque année et pour trois catégories de zone (Vancouver-zone totale, Vancouver-Canada seulement et Vancouver-États-Unis seulement) à partir de la distribution des estimations de biomasse et au moyen des équations ci-dessus.

B.4.3. Résultats

La veuve présente une occurrence intermittente dans ce relevé en raison de son comportement pélagique; les prises se sont chiffrées à moins de 30 kg dans les traits utilisables en 1980, en 1995 et en 2001. Au total, les prises de veuve se sont chiffrées à 500 kg dans les traits utilisables en eaux canadiennes au cours des sept années de relevé. Par conséquent, les prises sont maigres, survenant le long de la bordure de la plate-forme et dans le goulet profond à l'entrée du détroit de Juan de Fuca (p. ex., Figure B.12 et Figure B.13). On a obtenu une estimation cohérente de la biomasse en excluant les strates profondes qui n'étaient pas couvertes dans les premiers relevés (Tableau B.6). Figure B.19 montre que l'espèce a principalement été trouvée entre 121 et 223 m de profondeur (quantiles 1 et 99 % de [profondeur du fond]), avec des observations peu fréquentes plus en profondeur, ce qui signifie que les strates plus profondes (plus de 367 m) n'étaient pas nécessaires pour surveiller la veuve. Il convient de noter que les strates profondes qui n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse sont incluses dans la Figure B.19.

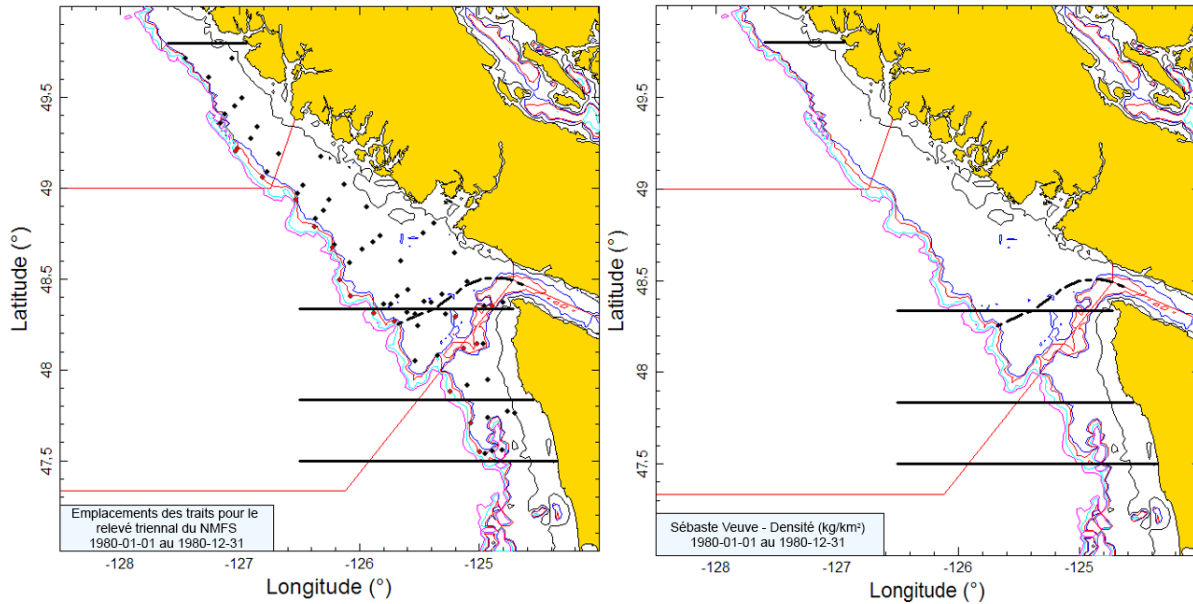


Figure B.12. Graphique de gauche : Tracé de l'emplacement des traits dans la zone de Vancouver de la CIPPN pour le relevé triennal du NMFS de 1980 dans les eaux américaines et canadiennes. Les emplacements de trait sont codés par couleur selon la profondeur : noir = 55-183 m et rouge = 184-366 m. La ligne tiretée indique la position approximative de la frontière maritime entre le Canada et les États-Unis. Les lignes horizontales sont les limites des strates 47° 30', 47° 50', 48° 20' et 49° 50'. Les traits au sud de la ligne de 47° 30' n'ont pas été inclus dans l'analyse. Les pêches nulles (Tableau B.8) ont été exclues. Graphique de droite : La taille des cercles dans le tracé de la densité est mise à l'échelle sur toutes les années (1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998 et 2001), le plus grand cercle représentant une densité de 52 357 kg/km² observée en 1989. Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones 3B, 3C et 3D de la CPMP.

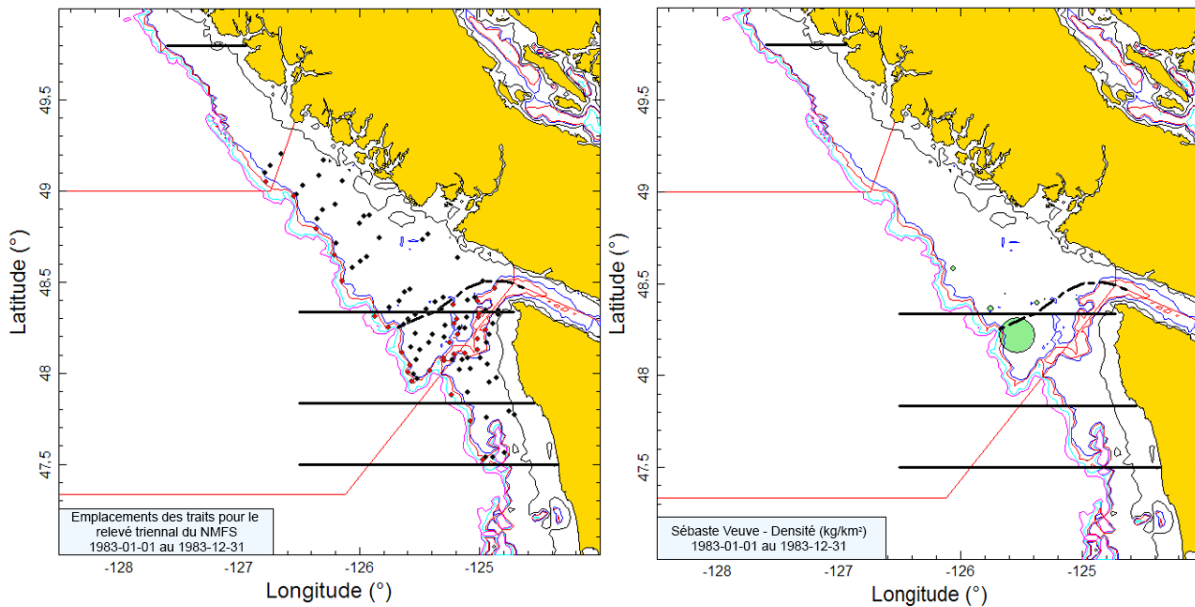


Figure B.13. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1983 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

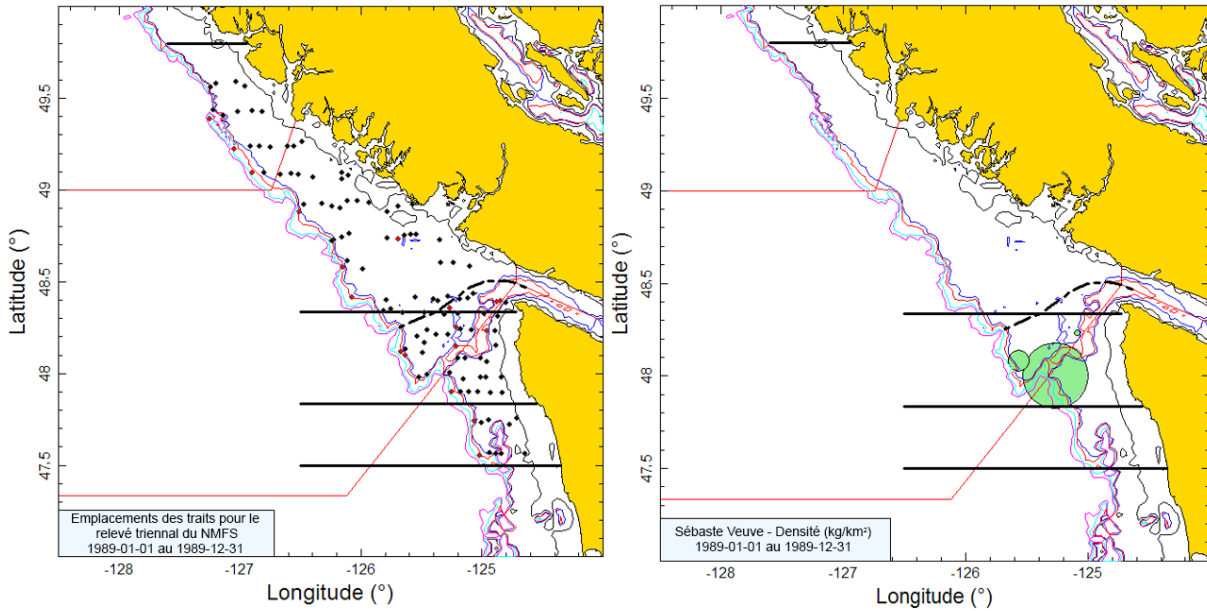


Figure B.14. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1989 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

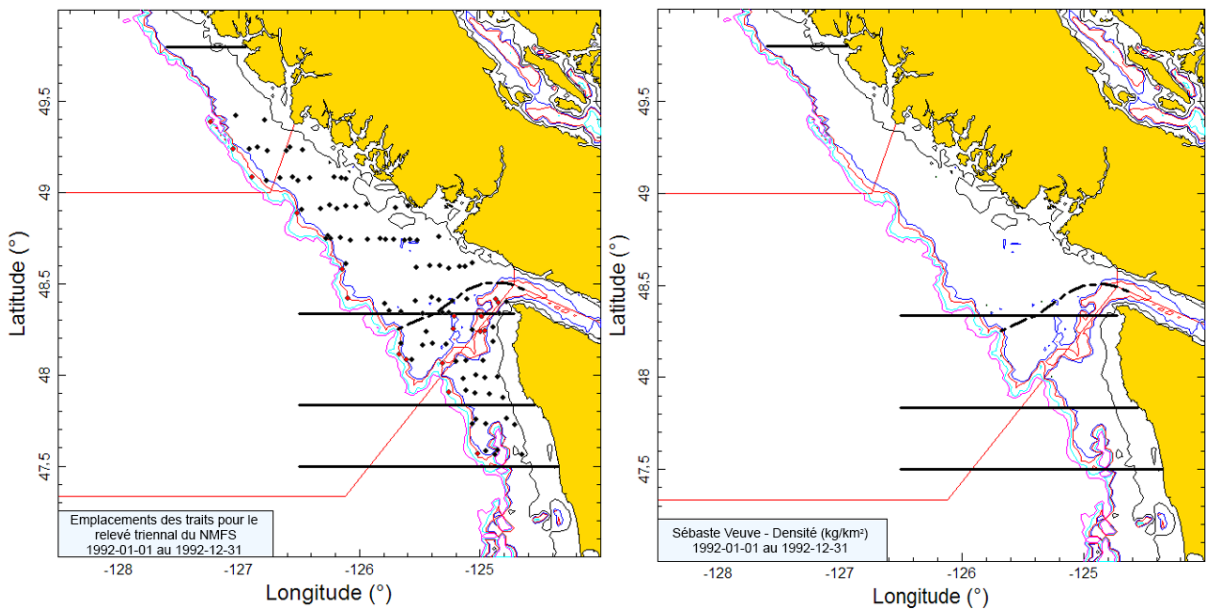


Figure B.15. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1992 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

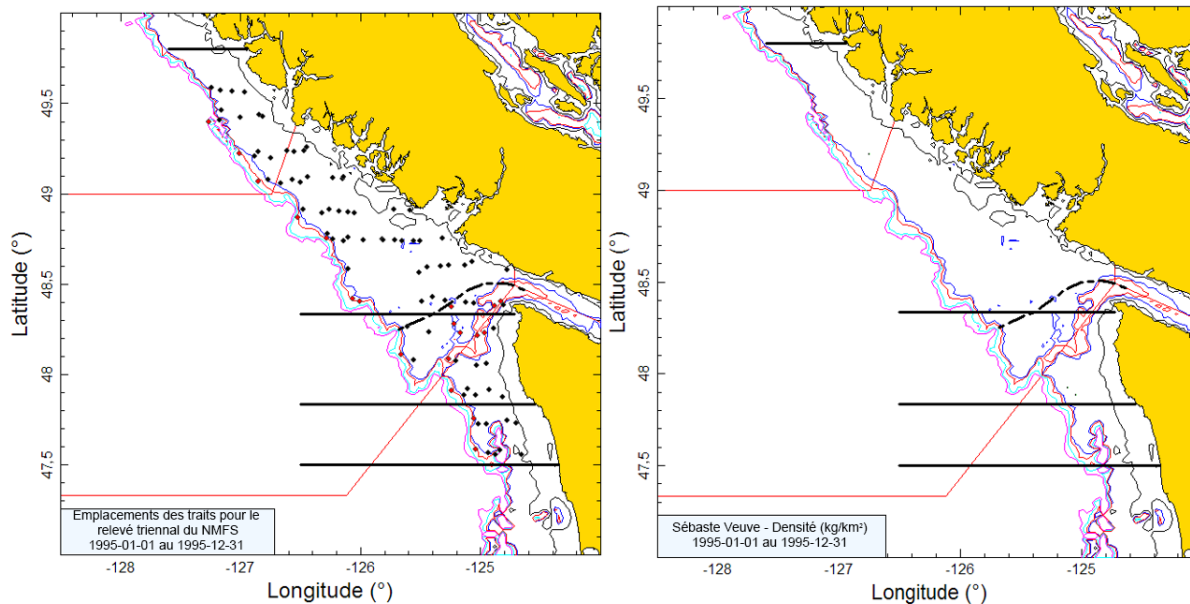


Figure B.16. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1995 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

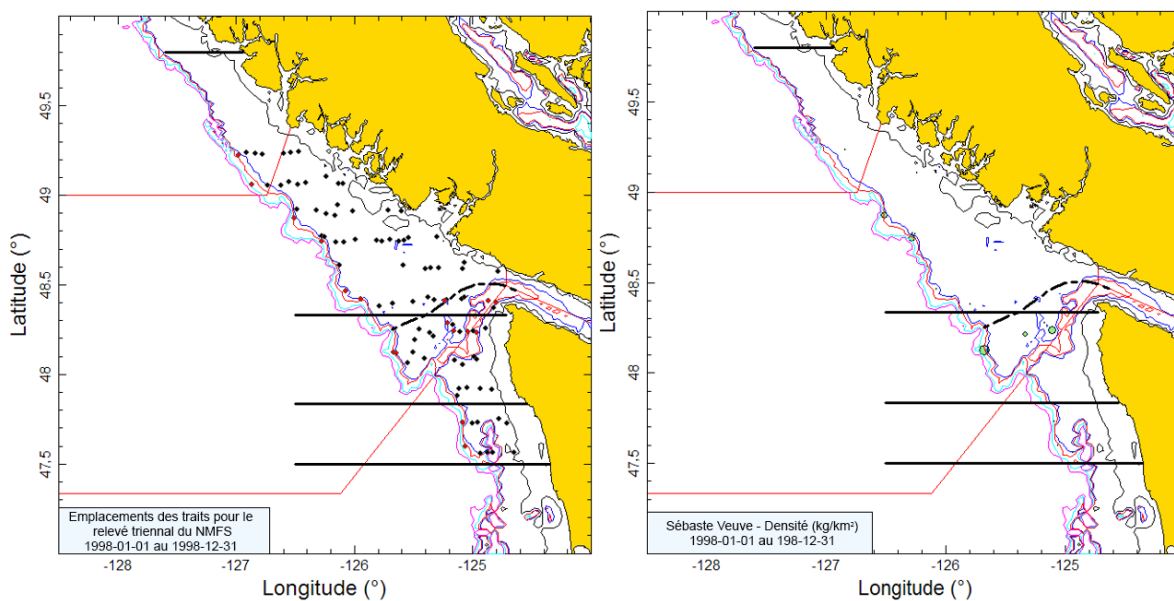


Figure B.17. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 1998 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

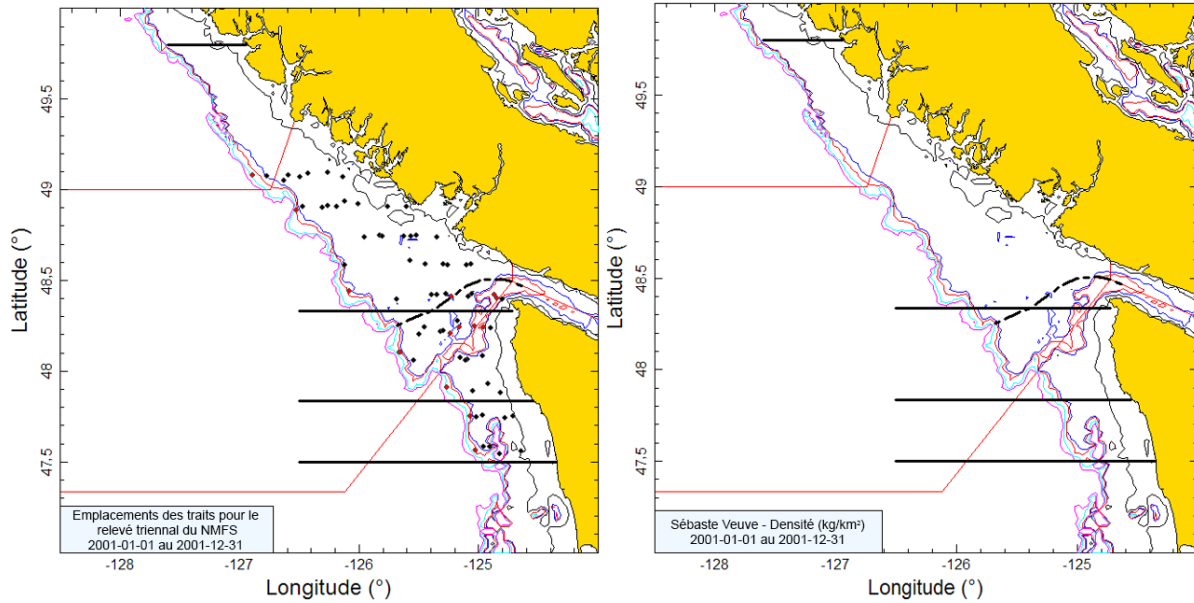


Figure B.18. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé triennal du NMFS de 2001 dans les eaux canadiennes et américaines (voir la légende de la Figure B.12).

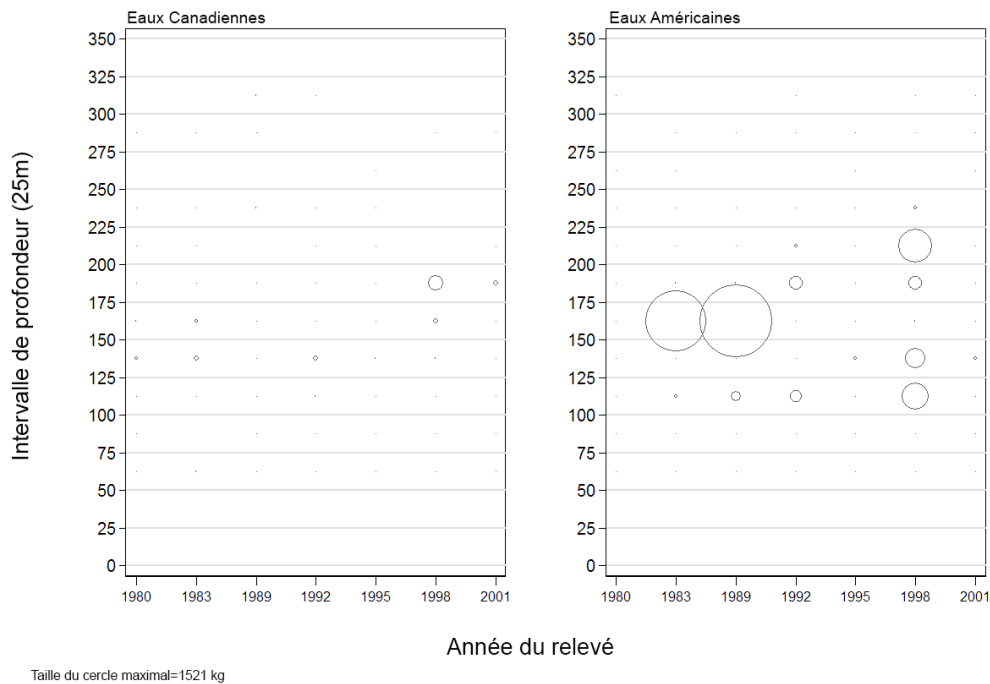


Figure B.19. Distribution des prises de veuve (en kilogrammes) observées par année de relevé selon des intervalles de profondeur de 25 m pour tous les traits (Tableau B.6) dans les eaux canadiennes et américaines de la zone de Vancouver de la CIPPN. Le tracé repose sur le milieu de l'intervalle des prises. Il convient de noter que les strates profondes ajoutées en 1995 (voir le Tableau B.6) ont été incluses dans ces tracés, mais qu'elles n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse.

Sébaste Veuve

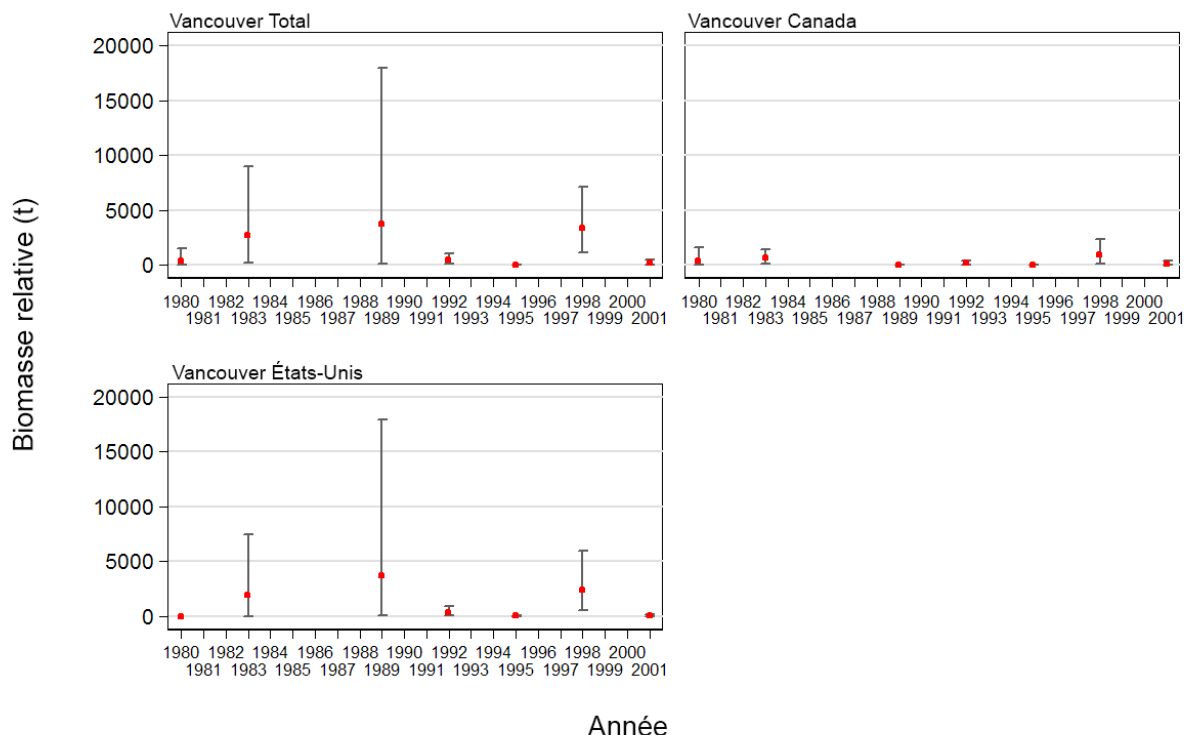


Figure B.20. Estimations de la biomasse pour trois séries de données sur la veuve dans la zone de Vancouver de la CIPPN (zone totale, eaux canadiennes seulement et eaux américaines seulement) avec barres d'erreur à 95 % estimées à partir de 1 000 échantillons selon la méthode bootstrap.

Tableau B.9. Estimations de la biomasse de veuve dans la zone de Vancouver de la CIPPN (zone totale, eaux canadiennes seulement et eaux américaines seulement) avec des limites de confiance de 95 % fondées sur la distribution de la biomasse selon la méthode bootstrap. Les estimations selon la méthode bootstrap se fondent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Série d'estimations	Année	Biomasse (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse	Biomasse à la limite inférieure	Biomasse à la limite supérieure	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
Vancouver (zone totale)	1980	388	404	0	1 515	0,874	0,910
	1983	2 708	2 652	243	8 968	0,791	0,797
	1989	3 698	3 590	65,5	17 945	0,911	0,969
	1992	466	451	144	1 014	0,470	0,468
	1995	23,5	23,6	4,2	55,7	0,561	0,599
	1998	3 384	3 300	1 152	7 093	0,432	0,419
	2001	152	152	0	456	0,786	0,858
Vancouver (Canada)	1980	421	438	0	1 643	0,874	0,910
	1983	609	629	70,8	1 381	0,523	0,527
	1989	11,2	8,8	3,1	28,8	0,662	0,590
	1992	152	153	21,5	418	0,637	0,651
	1995	4,0	4,1	0	19,9	0,975	1,000
	1998	981	964	102	2 358	0,571	0,561
	2001	100	101	0	399	0,942	1,000
Vancouver (États-Unis)	1980	0	0	-	-	-	0,000
	1983	1 864	1 799	3	7 437	1,000	0,996

Série d'estimations	Année	Biomasse (Éq. B.4)	Moyenne bootstrap de la biomasse	Biomasse à la limite inférieure	Biomasse à la limite supérieure	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
	1989	3 687	3 581	46,0	17 932	0,914	0,972
	1992	314	298	42,1	873	0,620	0,612
	1995	19,5	19,5	0	50,8	0,648	0,689
	1998	2 403	2 336	550	5 914	0,532	0,515
	2001	52,3	50,5	0	139	0,665	0,708

Les estimations de la biomasse de veuve dans les strates des deux pays se caractérisaient par des estimations variables très faibles en 1980, 1992, 1995 et 2001 et ne dénotant aucune tendance (Figure B.20, Tableau B.9). L'estimation dans les eaux américaines est nulle pour 1980 et de seulement 4 t pour les eaux canadiennes en 1995. Les estimations pour les eaux canadiennes sont également très faibles pour 1989 et 1995. Les erreurs relatives estimées sont très élevées, la plus faible erreur relative s'établissant à 0,42 en 1998 pour la zone de Vancouver au complet et la plus élevée, à 1,00 en 1995 et 2001, pour les eaux canadiennes seulement (Tableau B.9). Il s'agit d'une espèce pélagique que l'on ne peut pas bien surveiller au moyen de relevés au chalut de fond. Il convient de souligner que les estimations bootstrap de l'erreur relative ne tiennent pas compte de l'incertitude liée à l'expansion du ratio nécessaire pour rendre les estimations des relevés de 1980 et de 1983 comparables à celles des relevés de 1989 et des suivants. Par conséquent, il est probable que l'incertitude réelle pour cette série soit supérieure à l'estimation.

Seulement 48 des 664 traits valides (7,2 %) contenaient des veuves, et la moitié de ces 48 traits affichaient des prises de moins de 4,1 kg. Le trait le plus important dans les eaux américaines était de 1 520 kg en 1989, alors que le trait le plus important dans les eaux canadiennes était de 187 kg en 1998. La proportion de traits contenant des veuves était semblable dans les eaux américaines et canadiennes, les proportions américaines par année variant de 0 à 19 % (moyenne de 6,8 %), tandis que les valeurs canadiennes équivalentes variaient de 2 à 17 %, pour une moyenne de 7,4 % (Figure B.21). L'incidence de la veuve dans les eaux canadiennes pour ce relevé est semblable à celle associée au relevé synoptique mené dans les années 2000 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, ce dernier relevé ayant produit une incidence moyenne de 11 % (fourchette de 2 à 18 %) de traits contenant des veuves.

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



Figure B.21. Proportion des traits contenant des veuves par année pour la zone de Vancouver de la CIPPN (eaux canadiennes et américaines).

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

B.5.1. Sélection des données

Ce relevé a été réalisé neuf fois au cours de la période de 2003 à 2017 dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), qui se situe entre le sommet de l'île de Vancouver et la partie sud de l'île Moresby et s'étend jusqu'à la partie inférieure du détroit d'Hecate entre l'île Moresby et le continent. Le plan divisait le relevé entre deux grandes strates de superficie qui correspondent grosso modo aux zones 5A et 5B de la CPMP tout en incorporant une partie de la zone 5C (toutes les positions de départ des traits valides sont présentées par année de relevé de la Figure B.22 à la Figure B.29). Chacune de ces deux strates de superficie a été divisée en quatre strates de profondeur : 50-125 m; 125-200 m; 200-330 m; 330-500 m (Tableau B.10).

Une valeur de densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de veuve à partir de l'écartement moyen des panneaux pour le trait et de la distance parcourue. [distance parcourue] est un champ de base de données qui est calculé directement à partir de la trajectoire de trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable D_{yij} dans l'Éq. B.3. Une valeur calculée ([vitesse du bâtiment] X [durée du trait]) est utilisée pour cette variable si la donnée [distance parcourue] est manquante, mais il n'y a eu que deux cas du genre dans les neuf relevés au chalut. Lorsque le champ [écartement des panneaux] était vide, on a utilisé la valeur moyenne d'écartement des panneaux pour l'année de relevé (102 valeurs pour toutes les années, Tableau B.11).

Tableau B.10. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte au cours de la période 2003-2017. Sont également indiqués la superficie de chaque strate pour le relevé de 2017 et le bâtiment à bord duquel le relevé a été effectué chaque année.

Année	Bâtiment	Strates de profondeur (sud)				Strates de profondeur (nord)				Nbre total de traits ¹
		50-125	125-200	200-330	330-500	50-125	125-200	200-330	330-500	
2003	Viking Storm	29	56	29	6	5	39	50	19	233
2004	Viking Storm	42	48	31	8	20	38	37	6	230
2005	Viking Storm	29	60	29	8	8	45	37	8	224
2007	Viking Storm	33	61	24	7	19	56	48	7	255
2009	Viking Storm	34	60	28	8	10	44	43	6	233
2011	Nordic Pearl	38	67	24	8	10	51	45	8	251
2013	Nordic Pearl	32	65	29	10	9	46	44	5	240
2015	Frosti	30	65	26	4	12	49	44	8	238
2017	Nordic Pearl	36	57	29	8	12	51	40	7	240
Superficie ²		5 028	5 344	2 668	532	1 760	3 960	3 708	1 236	24 236 ²

¹ Codes d'utilisabilité de GFBio = 0, 1, 2, 6 ² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2017

Tableau B.11. Nombre de valeurs d'écartement des panneaux manquantes par année pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte au cours de la période 2003-2017, nombre d'observations d'écartement des panneaux disponibles et valeur moyenne de l'écartement des panneaux pour l'année de relevé.

Année	Nombre de traits sans valeur d'écartement des panneaux ¹	Nombre de traits avec observations de l'écartement des panneaux ²	Écartement moyen des panneaux (m) utilisé pour les traits sans valeur d'écartement ²
2003	13	236	72,1
2004	8	267	72,8
2005	1	258	74,5
2007	5	262	71,8
2009	2	248	71,3
2011	30	242	67,0
2013	42	226	69,5
2015	0	249	70,5
2017	1	265	64,7
Total	102	2 253	70,5

¹ Traits valides pour l'estimation de la biomasse seulement

² Comprend les traits non utilisés pour l'estimation de la biomasse

Tableau B.12. Estimations de la biomasse de veuve d'après le relevé synoptique au chalut du bassin de la Reine-Charlotte, pour la période 2003-2017. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les CV reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
2003	171,9	170,3	27,5	449,6	0,599	0,594
2004	359,1	362,8	27,4	923,5	0,602	0,601
2005	176,0	171,1	65,9	394,5	0,475	0,483
2007	35,6	34,1	11,7	79,8	0,497	0,490
2009	55,0	54,9	20,0	125,3	0,474	0,477
2011	11,4	11,5	2,4	26,5	0,519	0,516
2013	26,4	26,8	8,3	56,8	0,437	0,434
2015	150,6	151,5	45,0	385,0	0,587	0,580
2017	70,2	70,5	35,0	120,7	0,315	0,324

B.5.2. Résultats

La distribution de la veuve semble étendue mais sporadique dans le BRC, avec des prises observées dans toute l’empreinte des relevés (Figure B.22 à Figure B.30). Les prises de veuve sont généralement faibles, avec une seule année (2004) de prises d’environ 500 kg, et trois années (2007, 2009 et 2011) de prises de moins de 100 kg pour tous les traits positifs. Les veuves étaient principalement prises à des profondeurs de 69 à 282 m (quantiles de 5 à 95 % pour toutes les observations de poids positifs), mais il y a eu des observations sporadiques à des profondeurs de 45 m jusqu’à près de 350 m (Figure B.31).

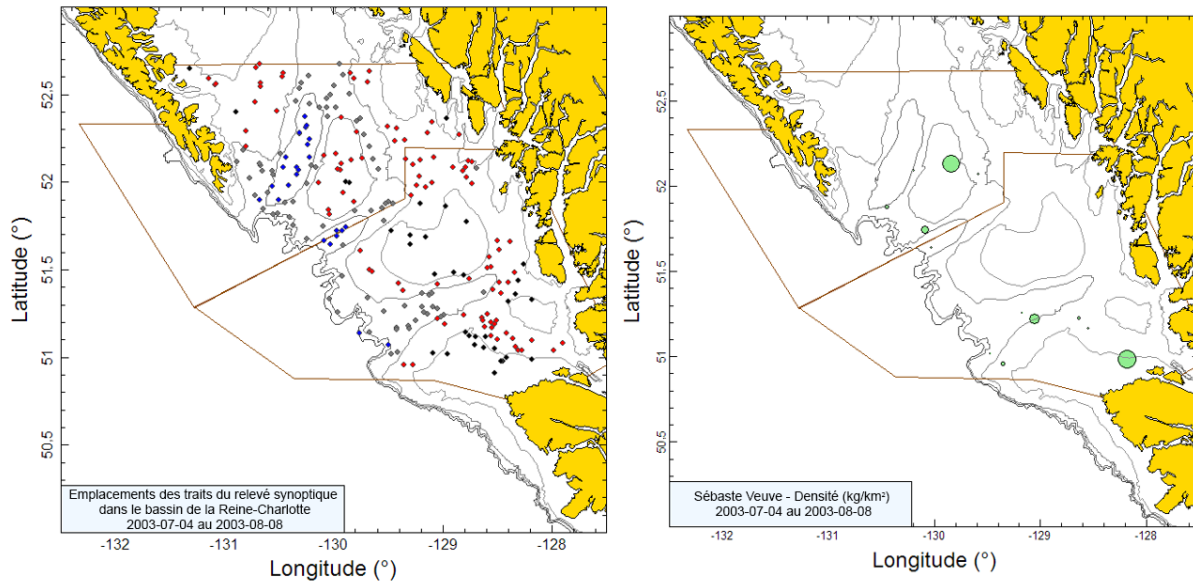


Figure B.22. Tracés de l’emplacement des traits valides (noir = 50-125 m; rouge = 126-200 m; gris = 201-330 m; bleu = 331-500 m) et de la densité pour le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (BRC) de 2003. La taille des cercles dans le tracé de droite a été mise à l’échelle sur toutes les années (2003-2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015 et 2017), le plus grand cercle représentant une densité de 1 743 kg/km² observée en 2004. Les lignes délimitent les strates de surface nord et sud.

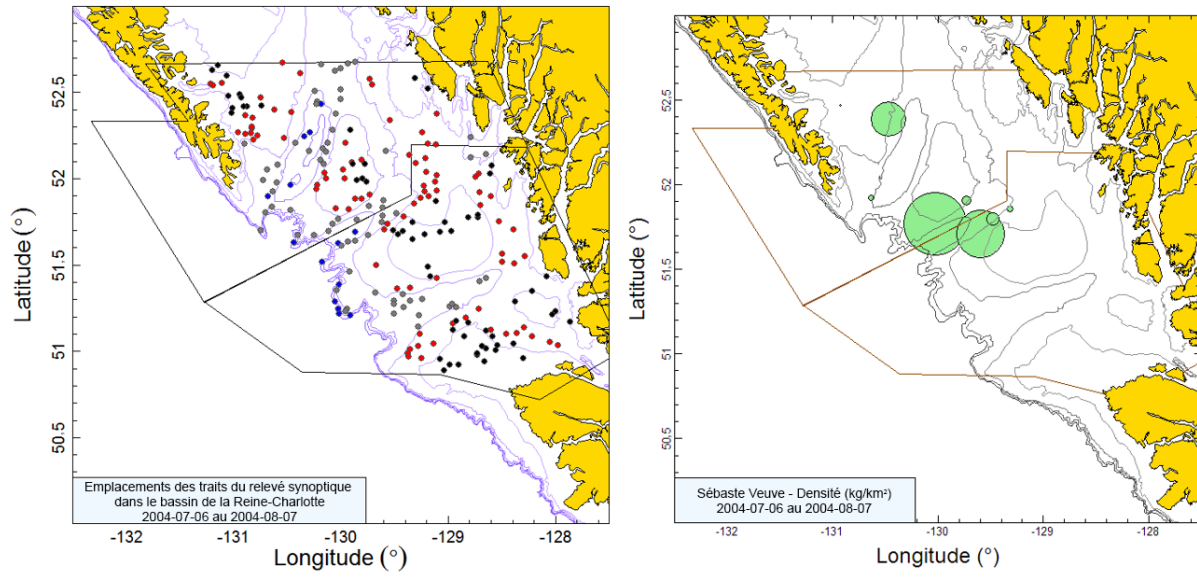


Figure B.23. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2004 (voir la légende de la Figure B.22).

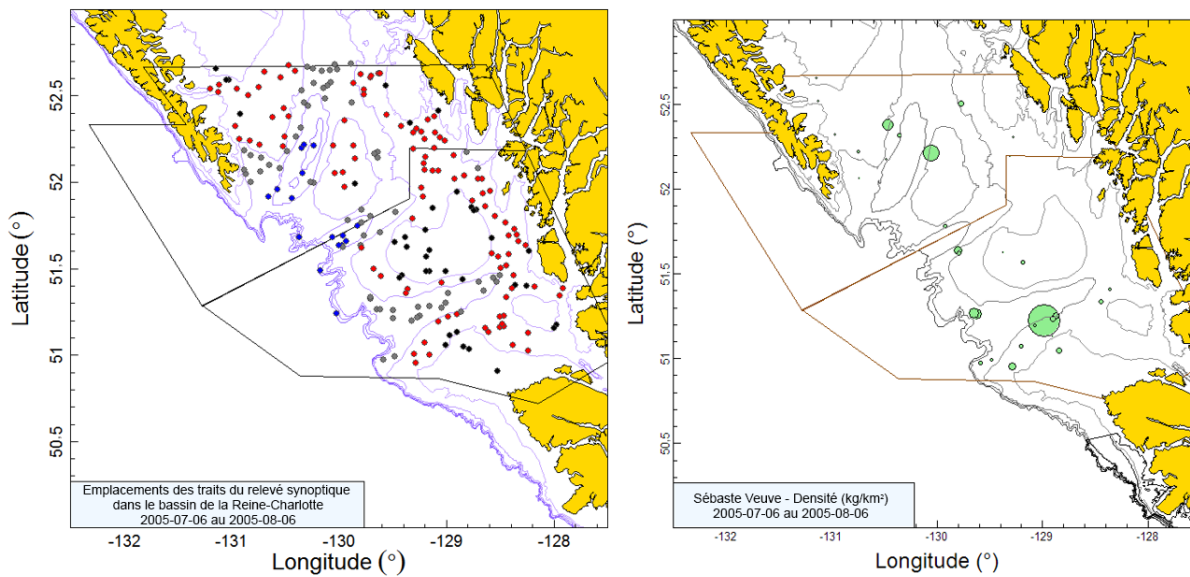


Figure B.24. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2005 (voir la légende de la Figure B.22).

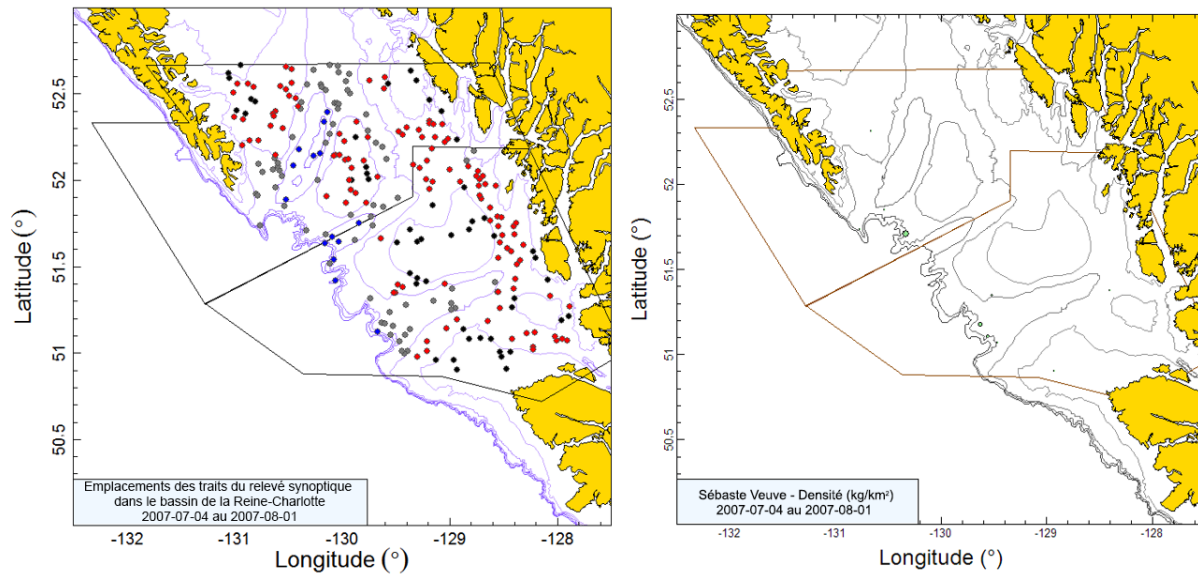


Figure B.25. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2007 (voir la légende de la Figure B.22).

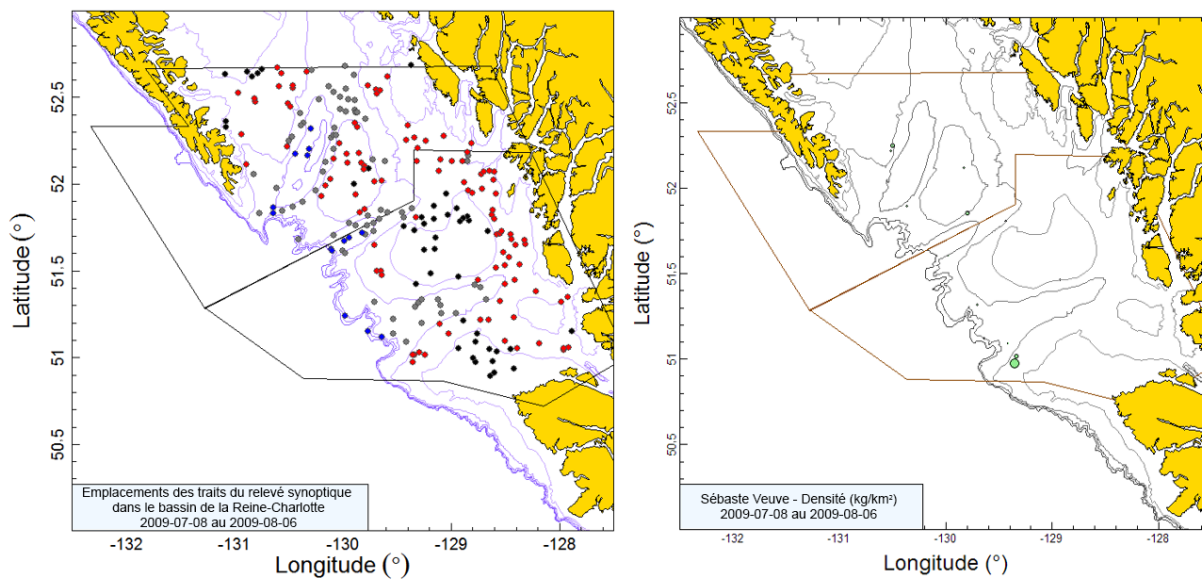


Figure B.26. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2009 (voir la légende de la Figure B.22).

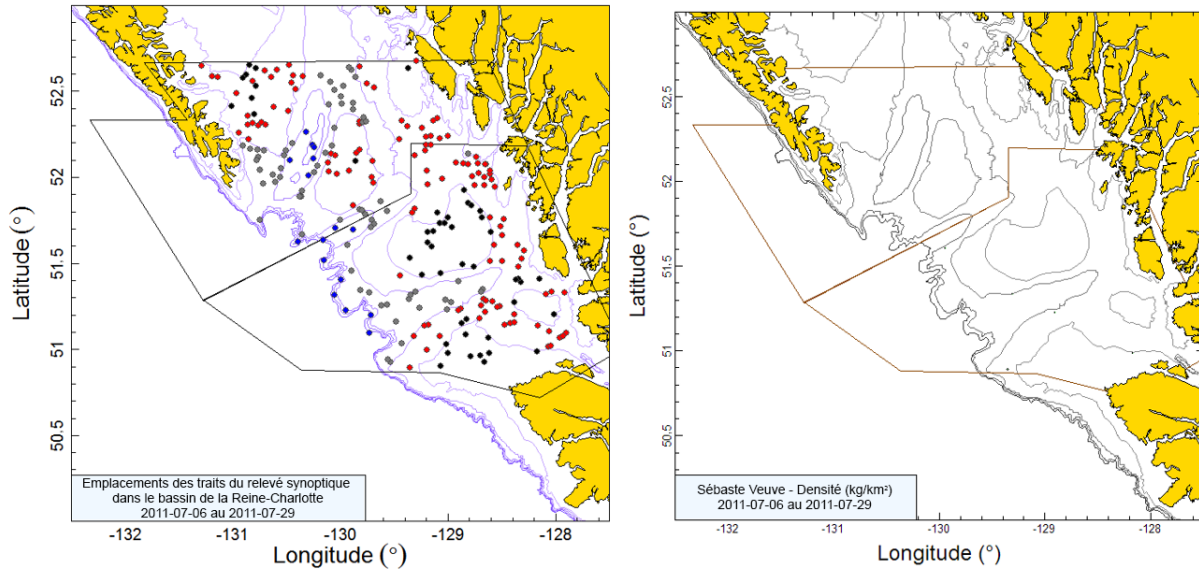


Figure B.27. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2011 (voir la légende de la Figure B.22).

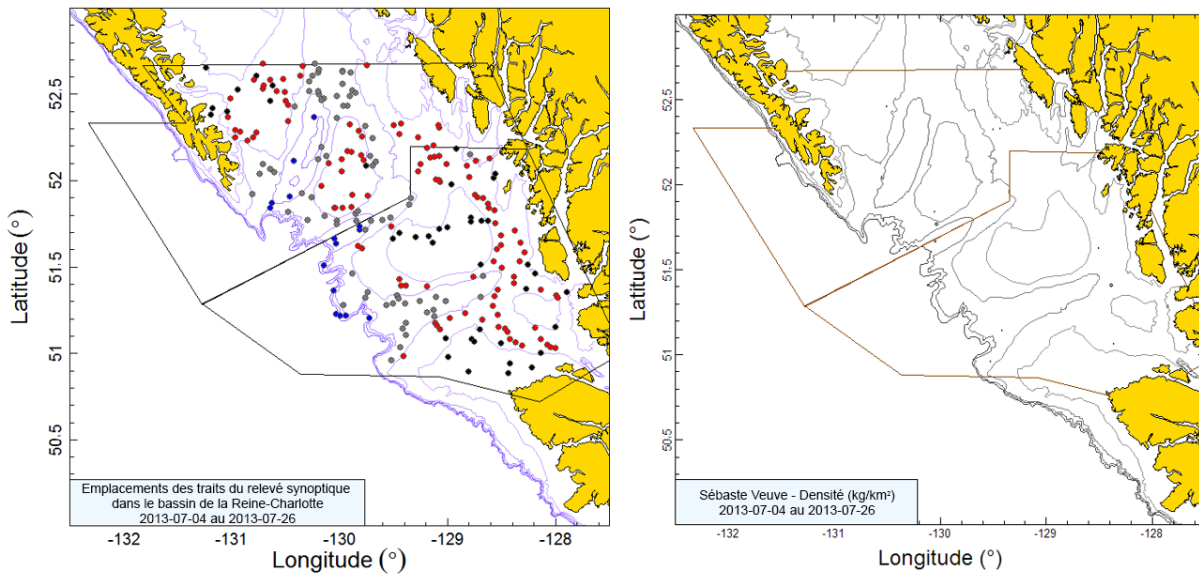


Figure B.28. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2013 (voir la légende de la Figure B.22).

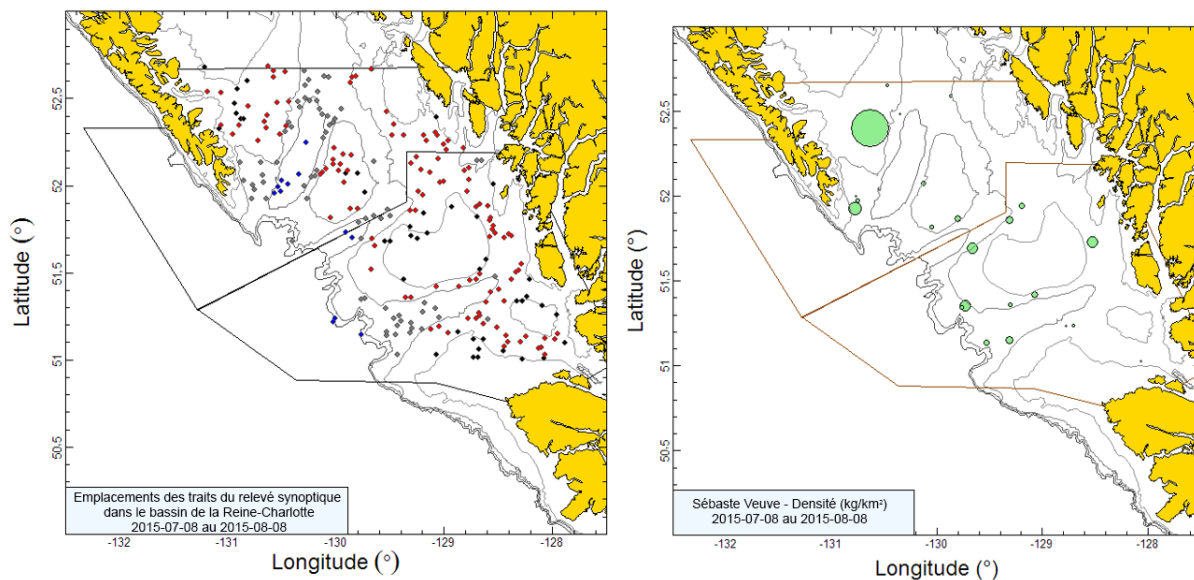


Figure B.29. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2015 (voir la légende de la Figure B.22).

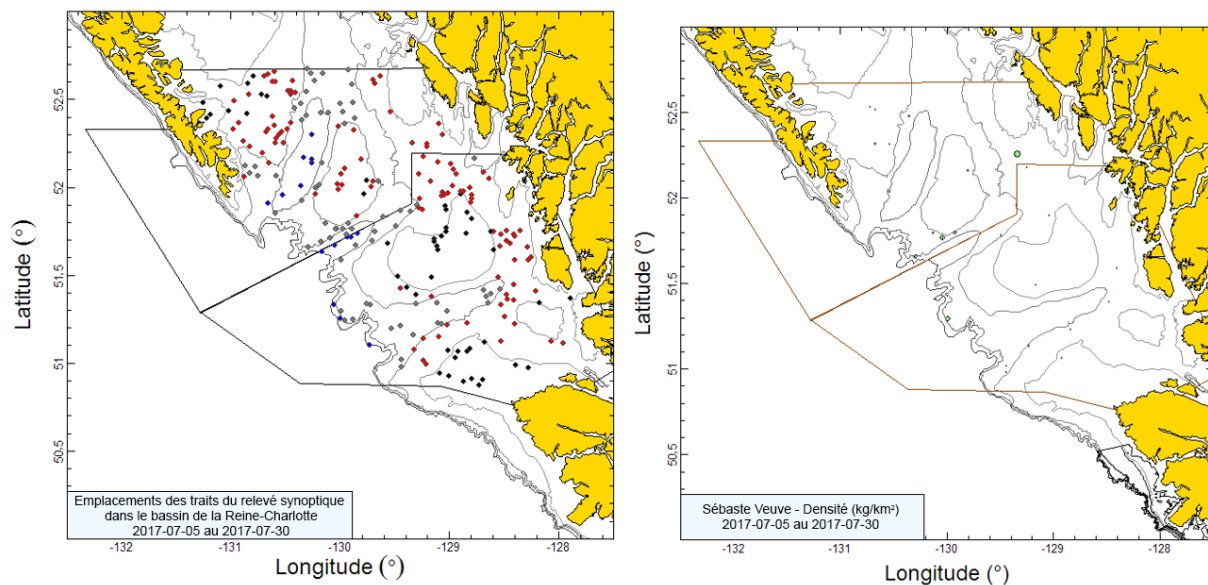


Figure B.30. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique du BRC de 2017 (voir la légende de la Figure B.22).

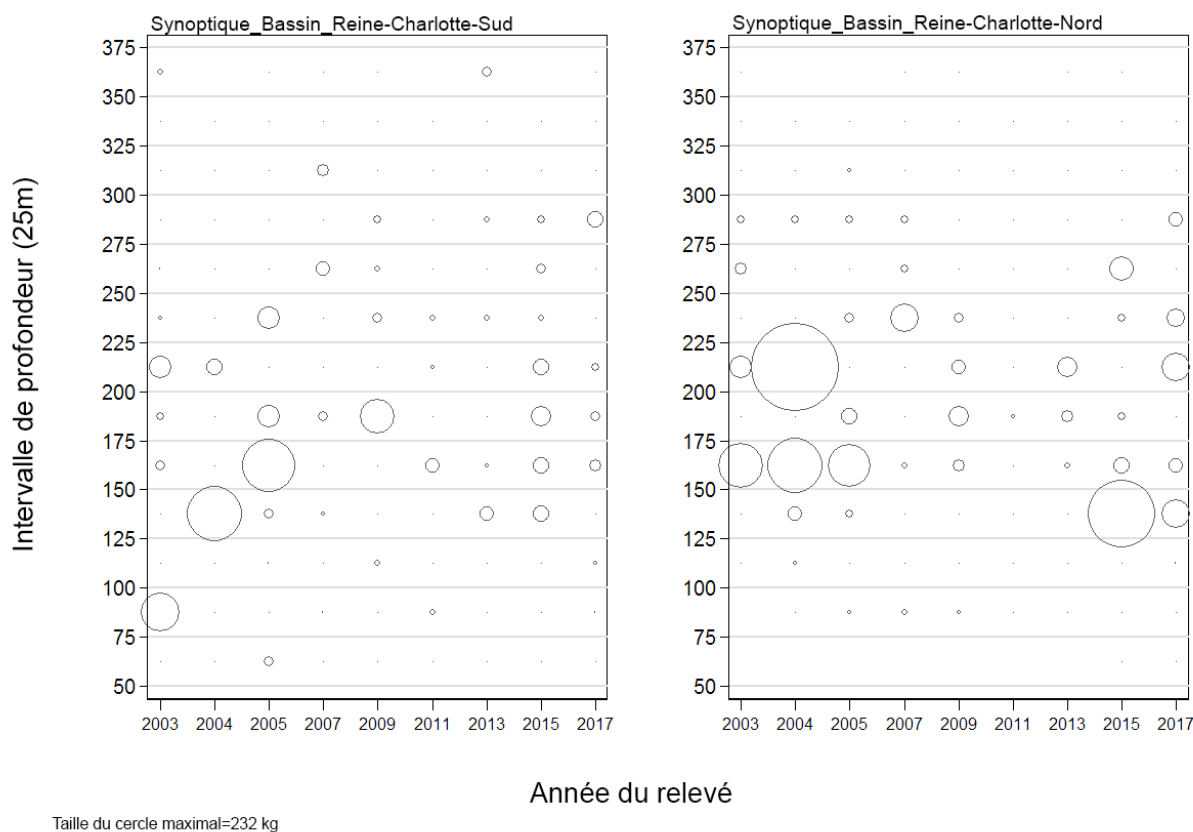


Figure B.31. Distribution des prises (en kilogrammes) observées dans les traits utilisés pour l'estimation de la biomasse de veuve dans les deux principales strates de surface du relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.10) par année de relevé selon des intervalles de profondeur de 25 m. Les prises sont indiquées en fonction du milieu de l'intervalle et la taille des cercles est ajustée en fonction de la valeur maximale de 232 kg observée dans l'intervalle de 200 à 225 m de la strate nord en 2004. Les quantiles de 1 % et de 99 % pour le début empirique de la répartition de profondeur de trait de veuve sont de 80 m et de 286 m, respectivement.

Les niveaux estimés de biomasse de veuve selon l'écartement des panneaux provenant de ce relevé au chalut ont été variables et faibles au cours des neuf années de relevé, variant entre 11 et 359 t (Tableau B.12; Figure B.32). Les années 2007-2013 et 2017 ont donné lieu à des estimations inférieures à 100 t. Les erreurs relatives estimées sont élevées, se situant entre 32 et 60 % (Tableau B.12). Entre 2 et 15 % des traits de la strate sud et entre 1 et 12 % des traits de la strate nord ont permis de capturer une certaine quantité de veuve (Figure B.33). Dans l'ensemble, 141 des 2 144 traits de relevé valides (7 %) contenaient des veuves, les strates nord et sud ayant une proportion moyenne de traits non vides se chiffrant entre 6 et 7 %. Le poids médian des prises dans les traits positifs était de 2,4 kg/trait pour les neuf relevés, et le poids maximal des prises était de 232 kg dans le relevé de 2004. L'incidence de l'espèce est faible et sporadique parce que la veuve se trouve principalement en milieu pélagique, alors que ce relevé fait appel à un chalut de fond.

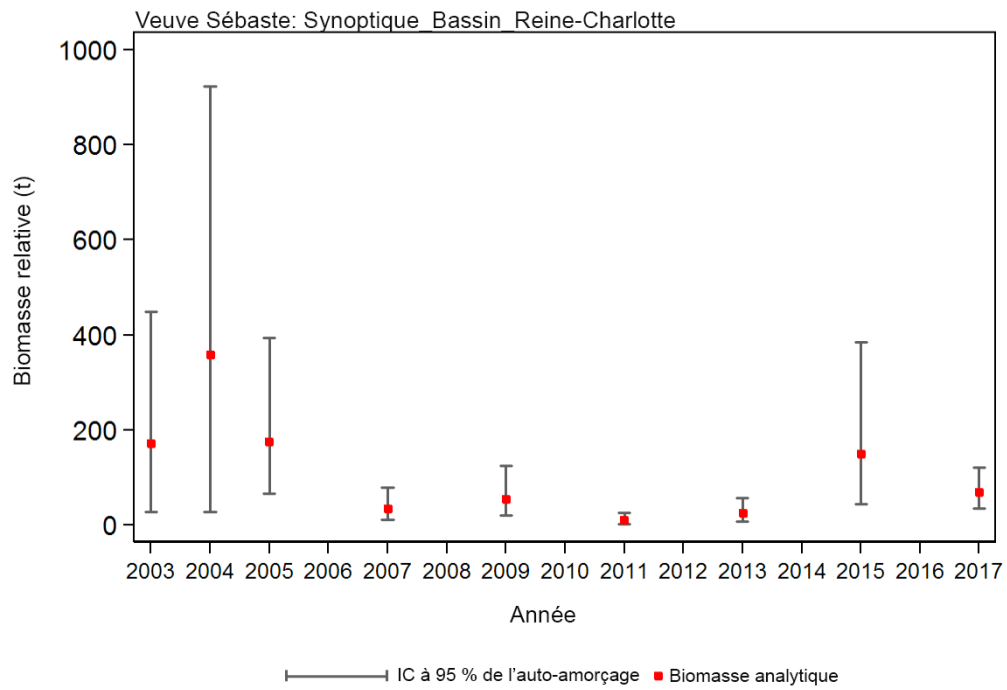


Figure B.32. Estimations de la biomasse de veuve (valeurs présentées dans le Tableau B.12) selon le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte pour la période de 2003 à 2017. Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

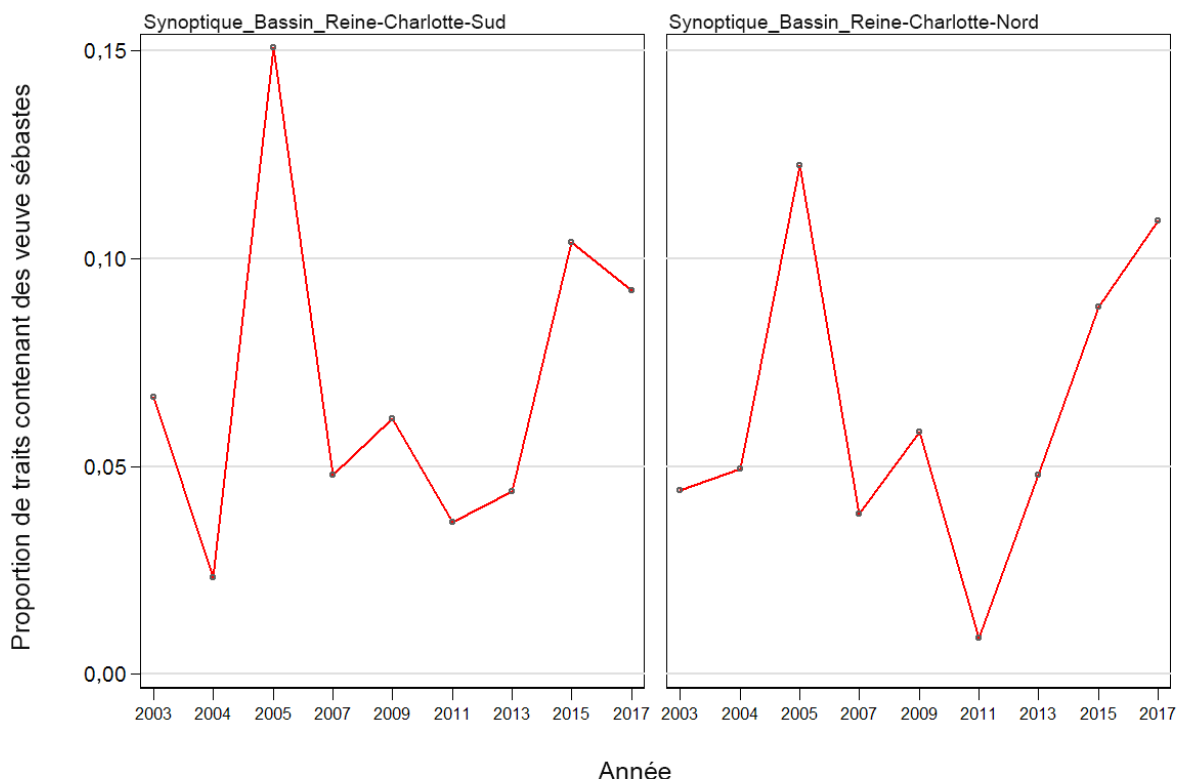


Figure B.33. Proportion des traits par année et strate contenant des veuves dans le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte, de 2003 à 2017.

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

B.6.1. 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 (COIV) à bord du bâtiment de recherche *W.E. Ricker*. Le huitième relevé a été réalisé en 2018 à bord du *Nordic Pearl* en raison de la mise hors service du *W.E. Ricker*. Le relevé couvre une strate de superficie unique, divisée en quatre strates de profondeur : 50-125 m; 125-200 m; 200-330 m; 330-500 m (Tableau B.13). Environ 150 à 180 blocs de 2 km² sont sélectionnés aléatoirement parmi les quatre strates de profondeur lors de la réalisation de chaque relevé (Olsen et coll., 2008).

Une valeur de « densité de l'écartement des panneaux » a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de veuve, de l'écartement moyen des panneaux pour le trait et de la distance parcourue (Éq. B.3). La distance parcourue a été fournie sous forme de champ de donnée, déterminé directement à partir des renseignements sur la trajectoire du bâtiment recueillis pendant chaque trait. Il y avait seulement deux valeurs manquantes pour ce champ, que l'on a calculées en multipliant la vitesse du bâtiment par la durée de remorquage du filet. Il y avait un grand nombre de valeurs manquantes pour le champ de l'écartement des panneaux, que l'on a calculées en utilisant l'écartement moyen des panneaux pour l'année de relevé ou une valeur par défaut de 64,6 m pour les trois années sans donnée d'écartement des panneaux (Tableau B.14). La valeur par défaut est fondée sur la moyenne de l'écartement des panneaux

observé à partir de l'équipement de mesure des filets, moyenne calculée sur l'ensemble des années avec les estimations de l'écartement des panneaux.

Tableau B.13. Désignations de strate et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année du relevé synoptique de la COIV. La superficie de chaque strate en 2018 et les dates de début et de fin de chaque relevé sont également indiquées.

Année de relevé	Bâtiment	Zone de profondeur de la strate				Total de traits ¹	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
		50-125 m	125-200 m	200-330 m	330-500 m				
2004	<i>W.E. Ricker</i>	34	34	13	8	89	17	26 mai 04	09 juin 04
2006	<i>W.E. Ricker</i>	61	62	28	13	164	12	24 mai 06	18 juin 06
2008	<i>W.E. Ricker</i>	54	50	32	23	159	19	27 mai 08	21 juin 08
2010	<i>W.E. Ricker</i>	58	47	22	9	136	8	08 juin 10	28 juin 10
2012	<i>W.E. Ricker</i>	61	46	26	20	153	4	23 mai 12	15 juin 12
2014	<i>W.E. Ricker</i>	55	49	29	14	147	6	29 mai 14	20 juin 14
2016	<i>W.E. Ricker</i>	54	41	26	19	140	7	25 mai 16	15 juin 16
2018	<i>Nordic Pearl</i>	69	64	36	21	190	12	19 mai 18	12 juin 18
Superficie ²		5 716	3 768	708	572	10 764 ²	-	-	-

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

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

Tableau B.14. Nombre de traits avec et sans mesure d'écartement des panneaux par année pour le relevé synoptique de la COIV. Les valeurs moyennes d'écartement des panneaux pour les traits avec mesures sont fournies.

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

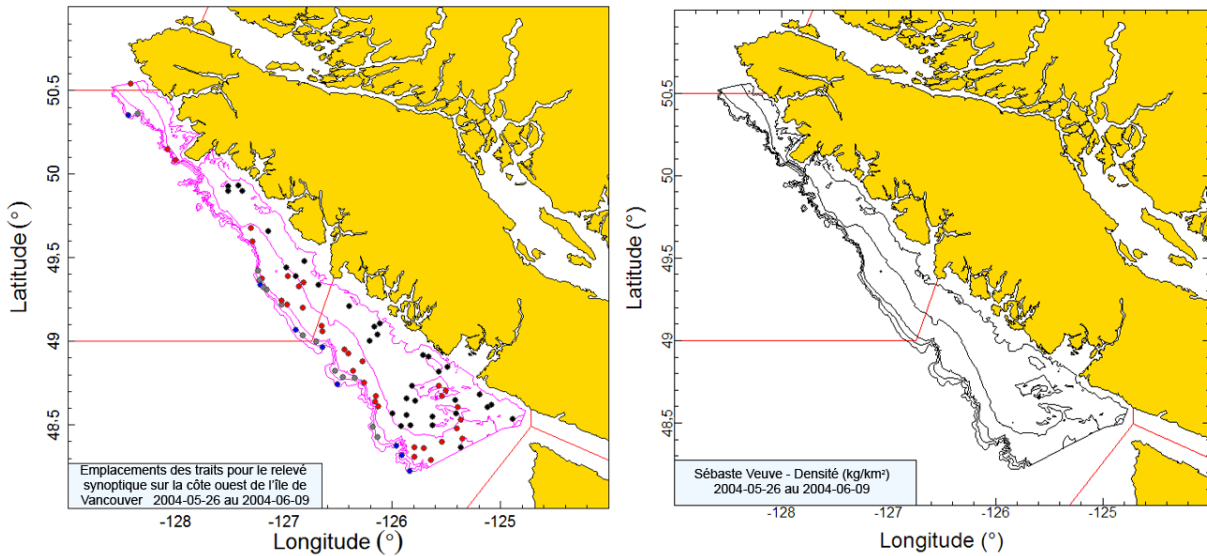


Figure B.34. Tracés de l'emplacement des traits valides (noir = 50-125 m; rouge = 126-200 m; gris = 201-330 m; bleu = 331-500 m) et de la densité pour le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) de 2004. La taille des cercles dans le tracé de la densité (à droite) a été mise à l'échelle sur toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016 et 2018), le plus grand cercle représentant une densité de 17 282 kg/km² observée en 2010. Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones 3C, 3D et 5A de la CPMP.

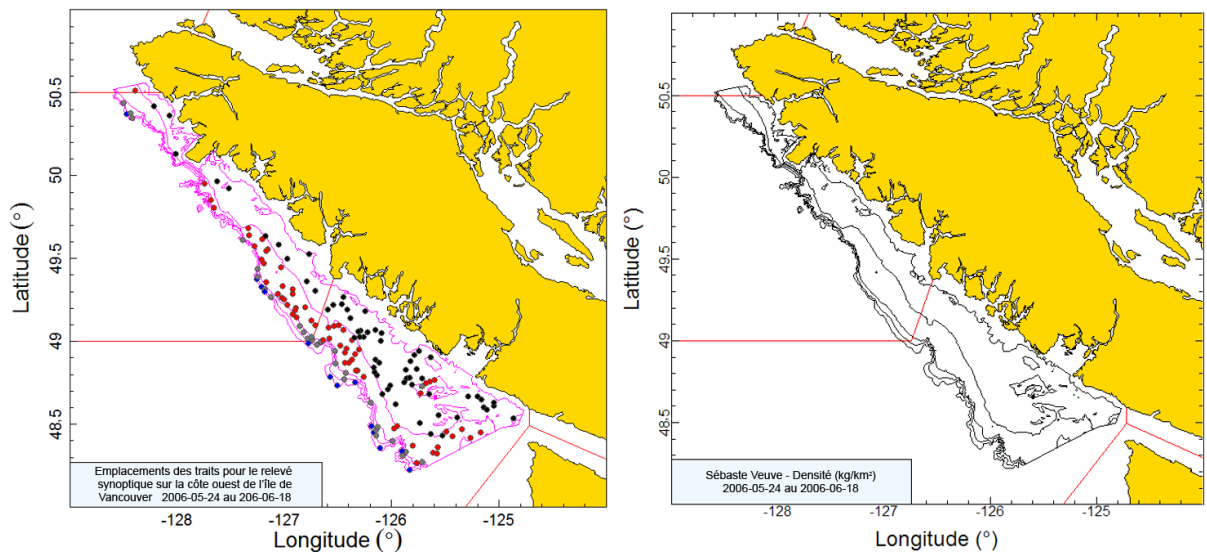


Figure B.35. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2006 (voir la légende de la Figure B.34).

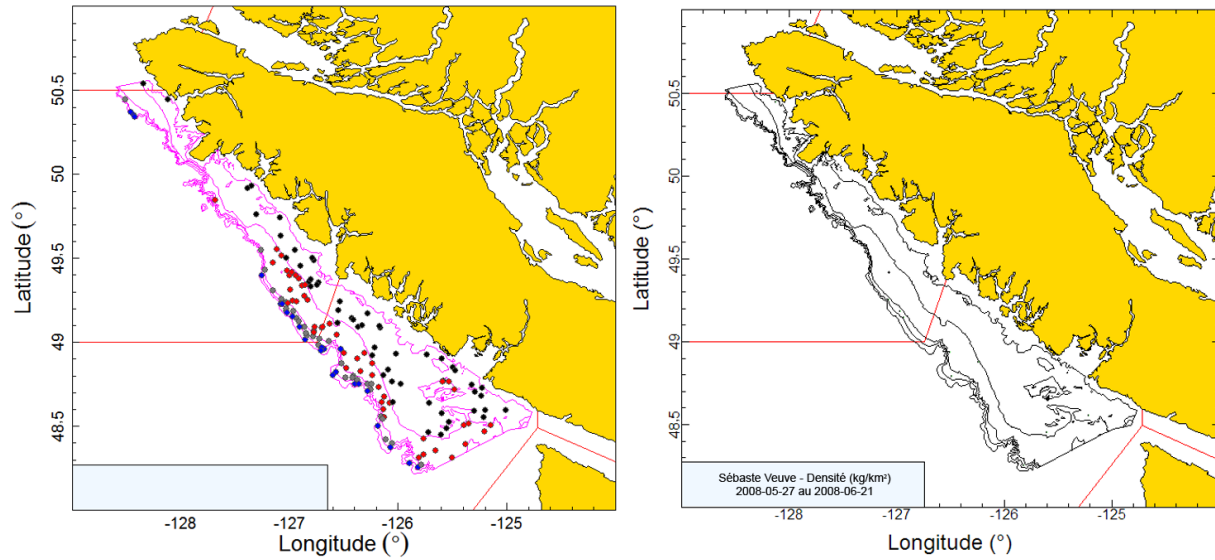


Figure B.36. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2008 (voir la légende de la Figure B.34).

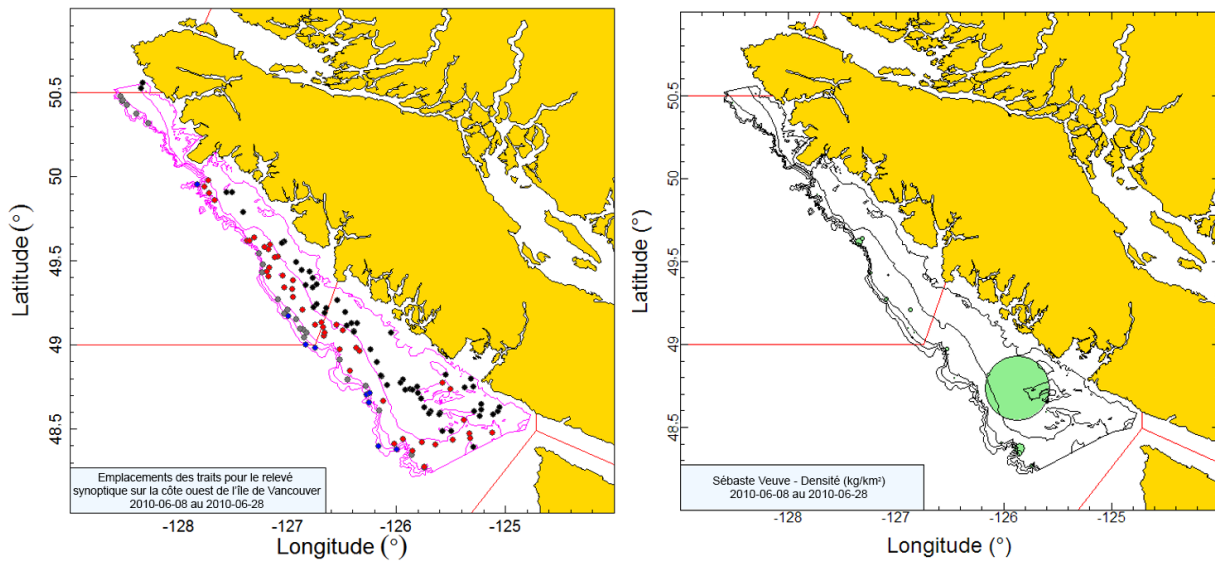


Figure B.37. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2010 (voir la légende de la Figure B.34).

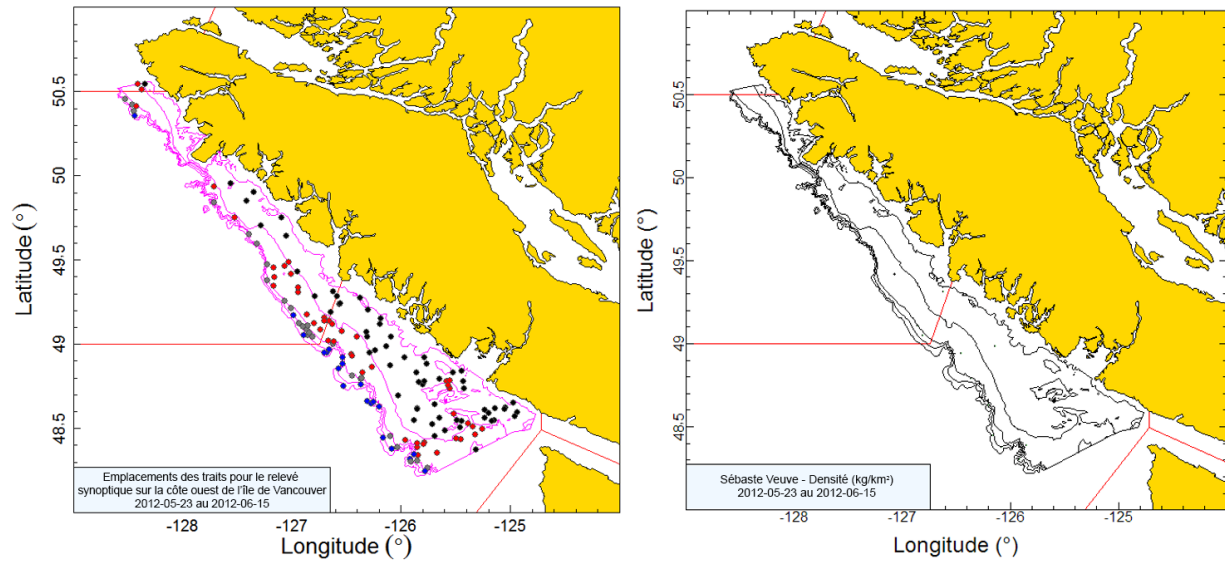


Figure B.38. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2012 (voir la légende de la Figure B.34).

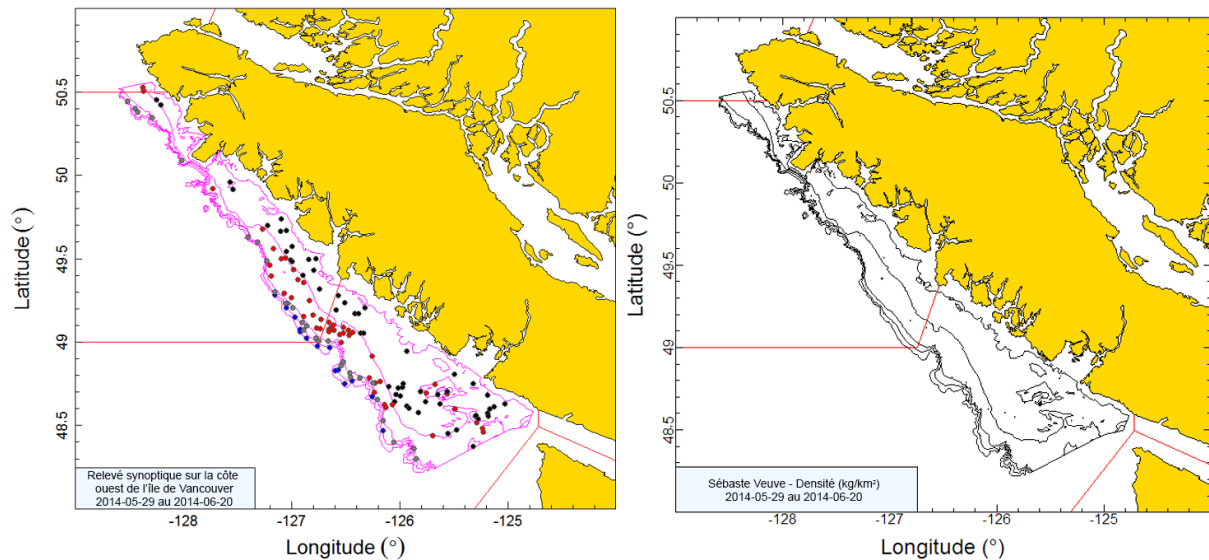


Figure B.39. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2014 (voir la légende de la Figure B.34).

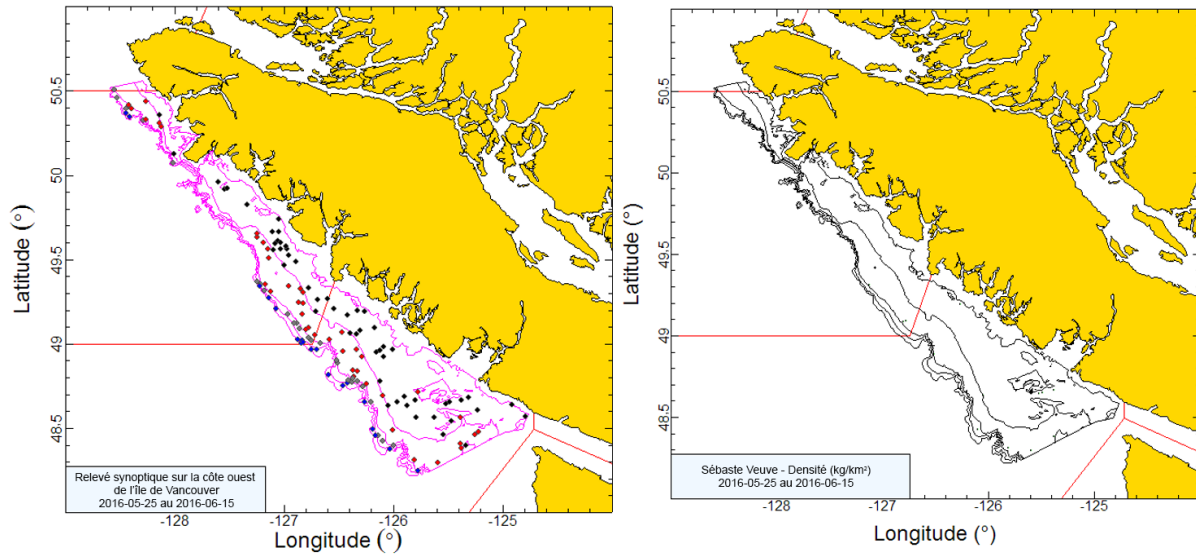


Figure B.40. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2016 (voir la légende de la Figure B.34).

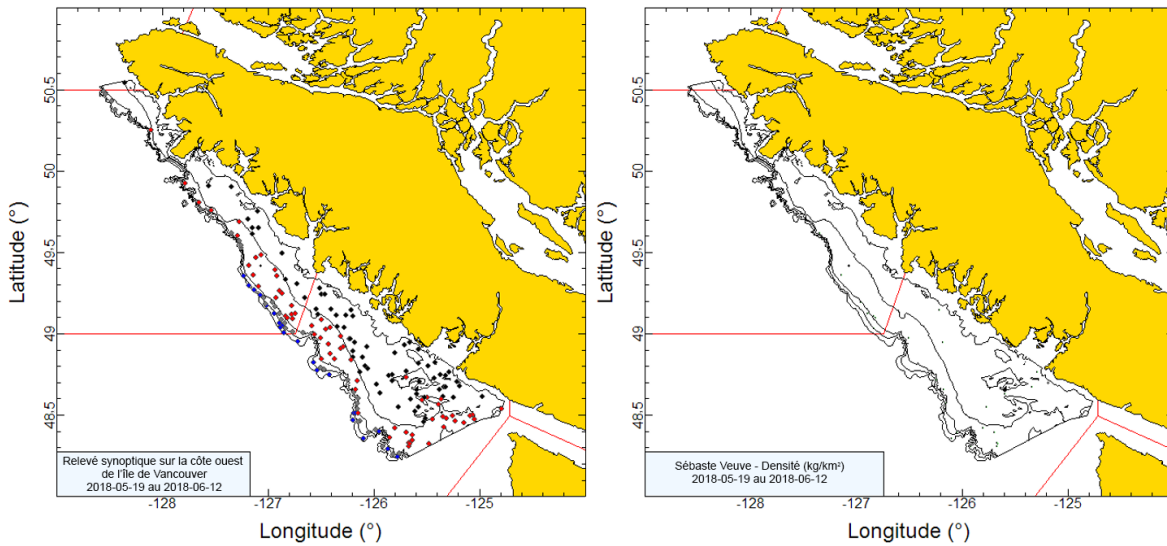


Figure B.41. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de la COIV de 2018 (voir la légende de la Figure B.34).

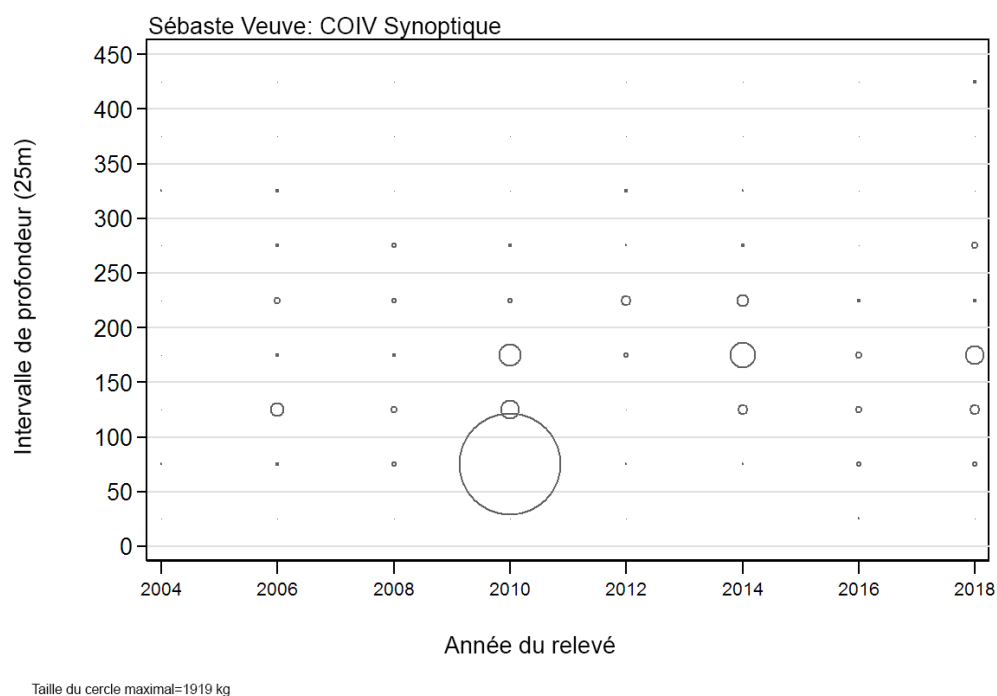


Figure B.42. Distribution des prises de veuve (en kilogrammes) observées par année de relevé selon des intervalles de profondeur de 50 m. Les prises sont indiquées en fonction du milieu de l'intervalle et la taille des cercles est mise à l'échelle en fonction de la valeur maximale de 1 919 kg observée dans l'intervalle de 50 à 100 m en 2010. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la répartition de profondeur de trait de veuve (pour les traits utilisés dans l'estimation de la biomasse) sont de 65 m et de 254 m, respectivement. Un trait très profond (988 m) contenant 2 kg de veuve a été omis de ce tracé.

B.6.2. Résultats

Comme l'a montré le relevé triennal du NMFS (qui couvrait la moitié inférieure de l'île de Vancouver, voir la section B.4), les prises de veuve au chalut de fond sont rares et sporadiques sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Figure B.34 à Figure B.39). Il ne semble pas y avoir de région qui prédomine dans la distribution spatiale, la veuve n'étant prise qu'occasionnellement. Malheureusement, les résultats du relevé sont dominés par un trait unique contenant près de 2 000 kg de veuve en 2010. La prise la plus importante suivante est de 83 kg et la prise médiane de veuve pour les traits positifs au cours des huit années de relevé est inférieure à 2 kg. Le comportement de rassemblement en bancs pélagiques de cette espèce se traduit par de grandes prises occasionnelles, comme on peut le voir ici.

Dans l'ensemble, la veuve a été principalement prise à des profondeurs de 67 à 320 m (quantiles de 5 à 95 % pour tous les traits positifs) et il n'y a eu que quatre observations à des profondeurs supérieures à 320 m, dont une à 988 m (Figure B.42). Les niveaux estimés de biomasse de veuve à partir de ce relevé au chalut montrent une très grande biomasse de 1 800 t en 2010 associée à une énorme erreur relative de 0,91, mais les estimations de biomasse pour les sept autres années de relevé sont toutes inférieures à 100 t (Figure B.43; Tableau B.15), sans tendance apparente au cours de la période des relevés. Les erreurs relatives étaient élevées, allant de 0,37 à 0,91 parmi les huit relevés (Figure B.43; Tableau B.15).

La proportion de traits contenant des veuves variait entre 2 et 18 % pour les huit relevés, avec une valeur moyenne de 11 % (Figure B.44). Cent vingt-quatre des 1 175 traits utilisables de ce relevé contenaient des veuves, avec un poids de prise médian de 1,8 kg/trait et un poids de prise maximal de 1 919 kg (2010) pour les huit relevés.

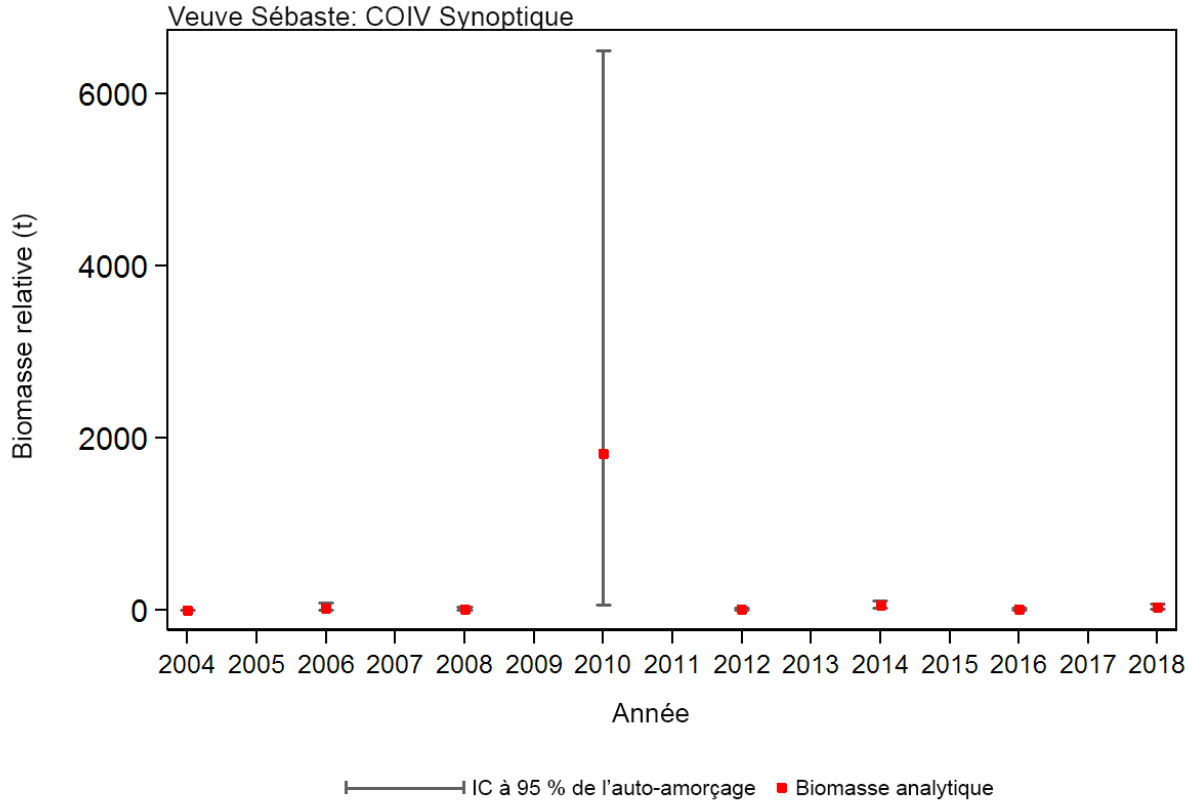


Figure B.43. Estimations de la biomasse de veuve d'après le relevé synoptique au chalut de la COIV, de 2004 à 2018 (Tableau B.15). Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

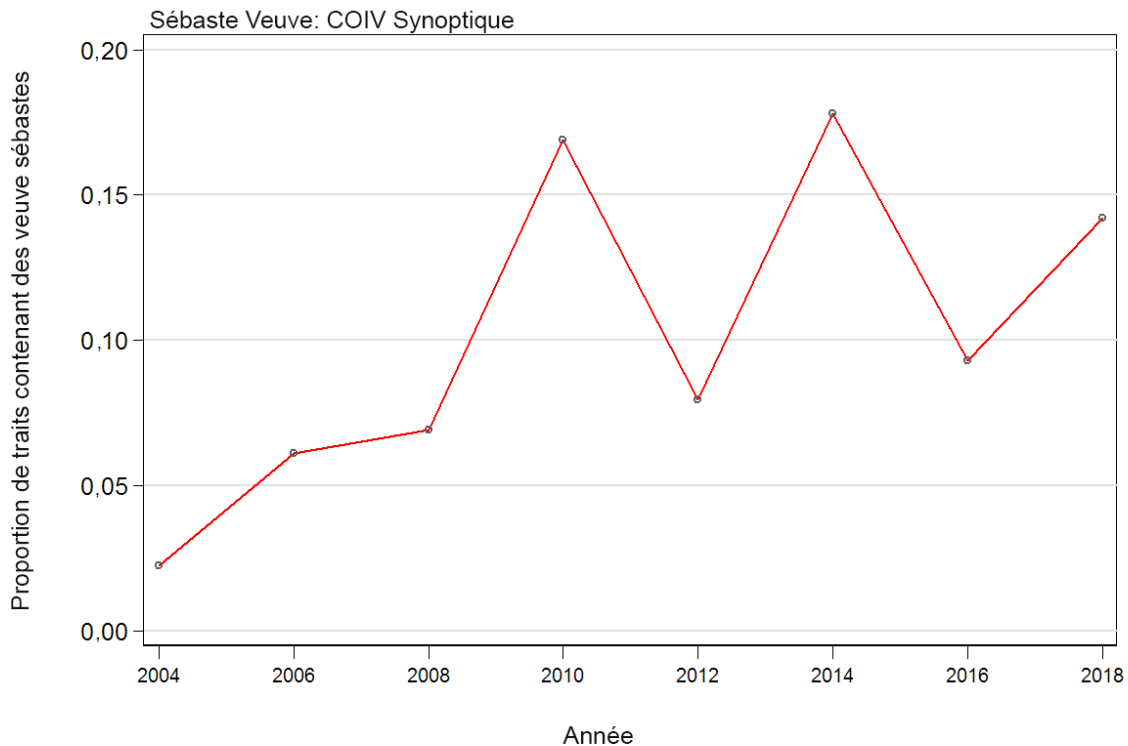


Figure B.44. Proportion des traits par strate et année contenant des veuves dans le relevé synoptique chalut de la COIV, de 2004 à 2018.

Tableau B.15. Estimations de la biomasse de veuve d'après le relevé synoptique au chalut de la COIV, pour les années de relevé 2004 à 2018. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les CV reposent sur 1 000 traits 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	1,0	1,0	0,0	2,9	0,714	0,707
2006	26,4	26,5	3,9	83,3	0,725	0,723
2008	14,8	14,7	3,5	36,8	0,559	0,551
2010	1 816,2	1 881,6	60,6	6 499,7	0,906	0,938
2012	9,9	9,9	2,4	23,4	0,552	0,554
2014	58,0	57,5	26,6	115,8	0,369	0,372
2016	16,6	16,8	6,5	31,4	0,372	0,363
2018	35,4	35,7	15,1	74,2	0,392	0,386

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

B.7.1. Sélection des données

Le relevé de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) a été mené huit fois entre 2006 et 2018 au large de la COHG. Le relevé de 2014 ne contenait pas suffisamment de traits pour être considéré comme complet et est donc omis du Tableau B.16. Un relevé antérieur (1997) faisant également appel à un plan stratifié aléatoire semblable au plan du relevé synoptique actuel, ainsi qu'à un filet de chalut Atlantic Western II (Workman et coll., 1998), a été inclus dans cette

série chronologique. Les deux relevés portent sur une seule strate de superficie allant de 53° N à la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska et à l'est à 133° O (p. ex., Olsen et coll., 2008). Le relevé de 1997 (stratification de la profondeur : 180-275 m; 275-365 m; 365-460 m; 460-625 m) et le relevé de 2006 (stratification de la profondeur : 150-200 m; 200-330 m; 330-500 m; 500-800 m; 800-1 300 m) ont été restratifiés selon les quatre strates de profondeur utilisées à partir de 2007 (180-330 m; 330-500 m; 500-800 m; 800-1 300 m), selon la moyenne des profondeurs de début et de fin de chaque trait (Tableau B.16). Tous les traits au sud de 53° N provenant des deux premiers relevés ont été exclus de l'estimation de la biomasse. Les tracés de l'emplacement de tous les traits valides par année et strate sont présentés à la Figure B.45 (1997), la Figure B.46 (2006), la Figure B.47 (2007), la Figure B.48 (2008), la Figure B.49 (2010), la Figure B.50 (2012), la Figure B.51 (2016) et la Figure B.52 (2018). Il convient de souligner que les limites de strate de profondeur pour ce relevé diffèrent de celles utilisées pour les relevés synoptiques du bassin de la Reine-Charlotte (Edwards et coll., 2012) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards et coll., 2014) en raison de la différence considérable dans la topographie des fonds marins de la région étudiée. La strate la plus profonde (800-1 300 m) a été omise dans la présente analyse en raison de l'absence de couverture en 2007.

Tableau B.16. Désignations de strate, nom du bâtiment utilisé et nombre de traits utilisables et inutilisables pour chaque année complète du relevé synoptique de la côte ouest de Haida Gwaii. Les dates du premier et du dernier trait du relevé sont également indiquées pour chaque année.

Année de relevé	Bâtiment	Strate de profondeur				Nbre total de traits ¹	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
		180-330 m	330-500 m	500-800 m	800-1 300 m				
1997	<i>Ocean Selector</i>	39	57	6	0	90	5	07 sept. 97	21 sept. 97
2006	<i>Viking Storm</i>	55	26	16	13	97	132	30 août 06	22 sept. 06
2007	<i>Nemesis</i>	68	34	9	0	111	5	14 sept. 07	12 oct. 07
2008	<i>Frosti</i>	71	31	8	8	110	9	28 août 08	18 sept. 08
2010	<i>Viking Storm</i>	82	29	12	6	123	2	28 août 10	16 sept. 10
2012	<i>Nordic Pearl</i>	75	29	10	16	114	11	27 août 12	16 sept. 12
2016	<i>Frosti</i>	69	28	5	10	101	8	28 août 16	24 sept. 16
2018	<i>Nordic Pearl</i>	67	31	10	11	108	11	05 sept. 18	20 sept. 18
Superficie ²		1 104	1 024	956	2 248	5 332 ³	–	–	–

¹ Codes d'utilisabilité GFBio = 0, 1, 2, 6 et omettant la strate 800-1 300 m

² Superficie totale en 2018 (km²)

³ Ne comprend pas deux traits S de 53° N

Une densité d'écartement des panneaux (Éq. B.3) a été générée pour chaque trait en fonction de la prise de veuve à partir de l'écartement moyen des panneaux pour le trait et de la distance parcourue. [distance parcourue] est un champ de base de données qui est calculé directement à partir de la trajectoire de trait. Ce champ est utilisé de préférence à la variable D_{yij} de l'Éq. B.3. Une valeur calculée ([vitesse du bâtiment] X [durée du trait]) est utilisée pour cette variable si la donnée [distance parcourue] est manquante, mais il n'y a pas eu de cas du genre dans les huit relevés au chalut. Les valeurs manquantes pour le champ [écartement des panneaux] ont été calculées à l'aide de la valeur moyenne d'écartement des panneaux pour l'année de relevé (103 valeurs pour toutes les années, Tableau B.17).

Tableau B.17. Nombre de traits valides avec mesure d'écartement des panneaux, valeur moyenne de l'écartement des panneaux (en mètres) de ces traits pour chaque année de relevé et nombre de traits valides sans mesure d'écartement des panneaux.

Année	Traits avec mesure d'écartement	Traits sans mesure d'écartement	Écartement moyen des panneaux (m)
1997	107	0	61,6
2006	93	30	77,7
2007	113	3	68,5
2008	123	4	80,7
2010	129	2	79,1
2012	92	49	73,8
2016	105	15	74,1
2018	130	0	67,0
Total/moyenne	995	103	73,1 ¹

¹ Moyenne de 2006 à 2018 : toutes les observations

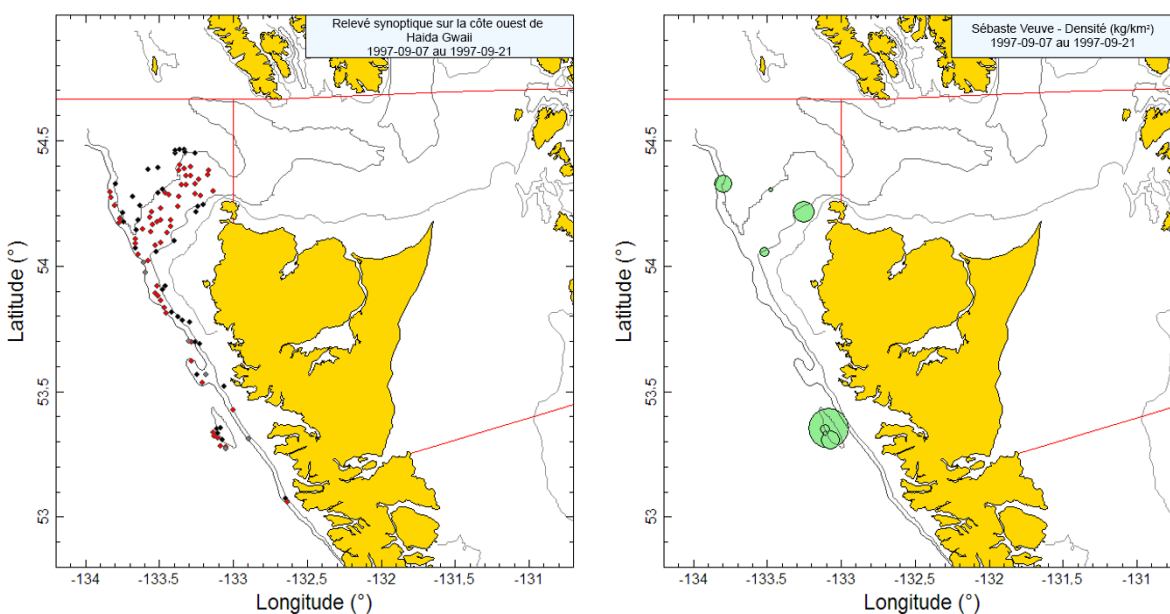


Figure B.45. Tracés de l'emplacement des traits valides par strate (noir = 180-330 m; rouge = 330-500 m; gris = 500-800 m; bleu = 800-1 300 m) et de la densité pour le relevé synoptique de 1997 mené à bord de l'Ocean Selector. La taille des cercles dans le tracé de la densité (à droite) a été mise à l'échelle sur toutes les années (1997 et 2006-2018), le plus grand cercle représentant une densité de 3 098 kg/km² observée en 2012. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales 5E et 5D de la CPMP.

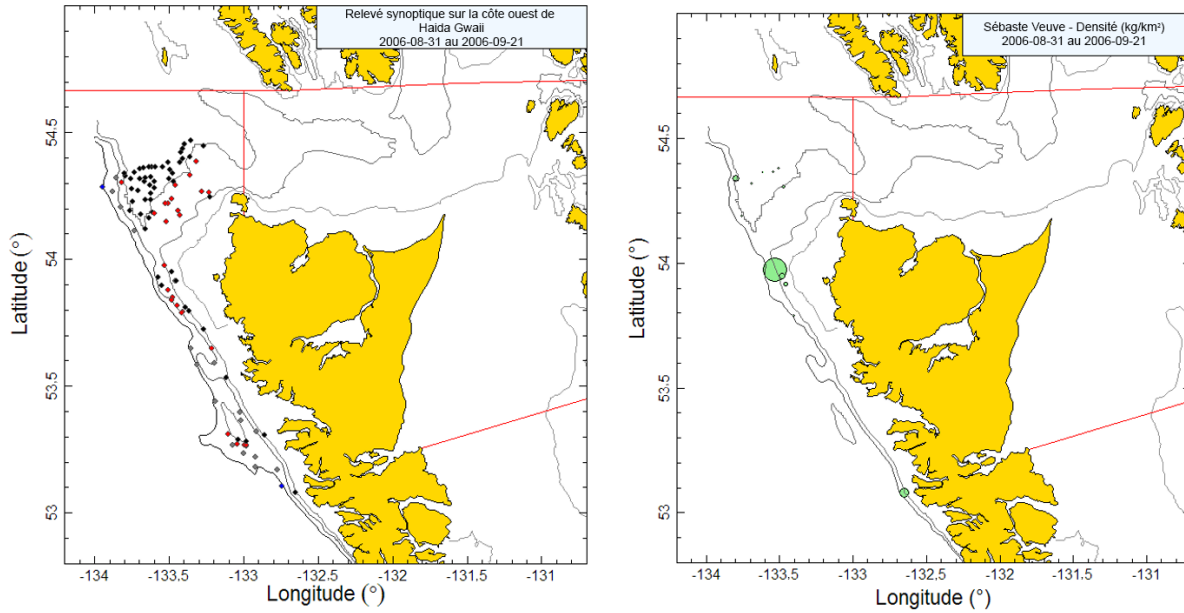


Figure B.46. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2006 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la Figure B.45).

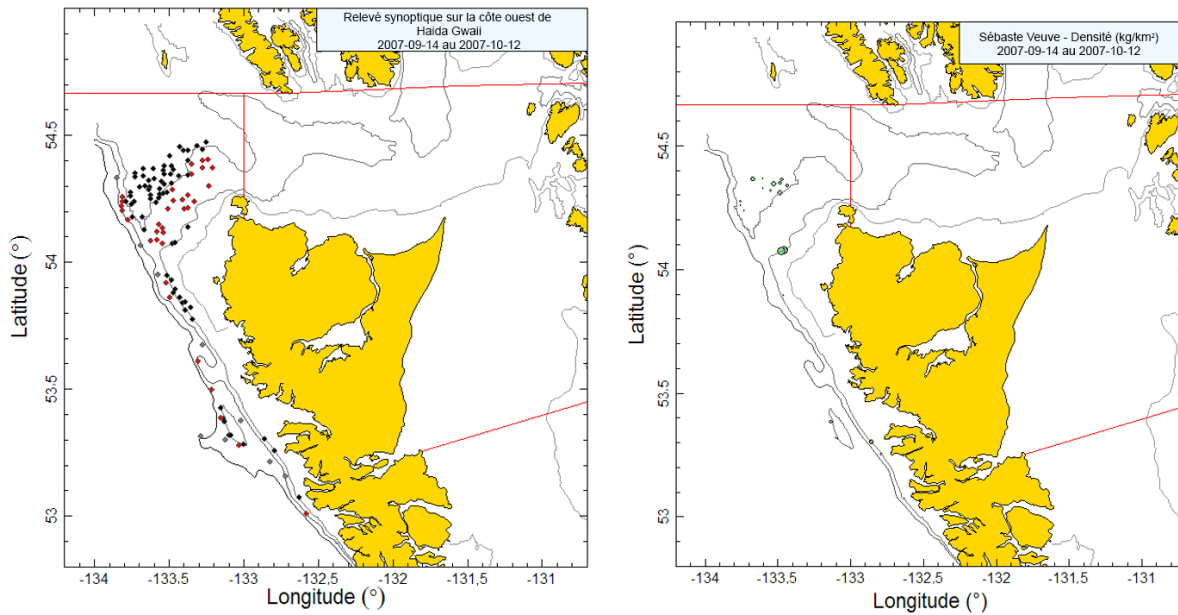


Figure B.47. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2007 mené à bord du Nemesis (voir la légende de la Figure B.45).

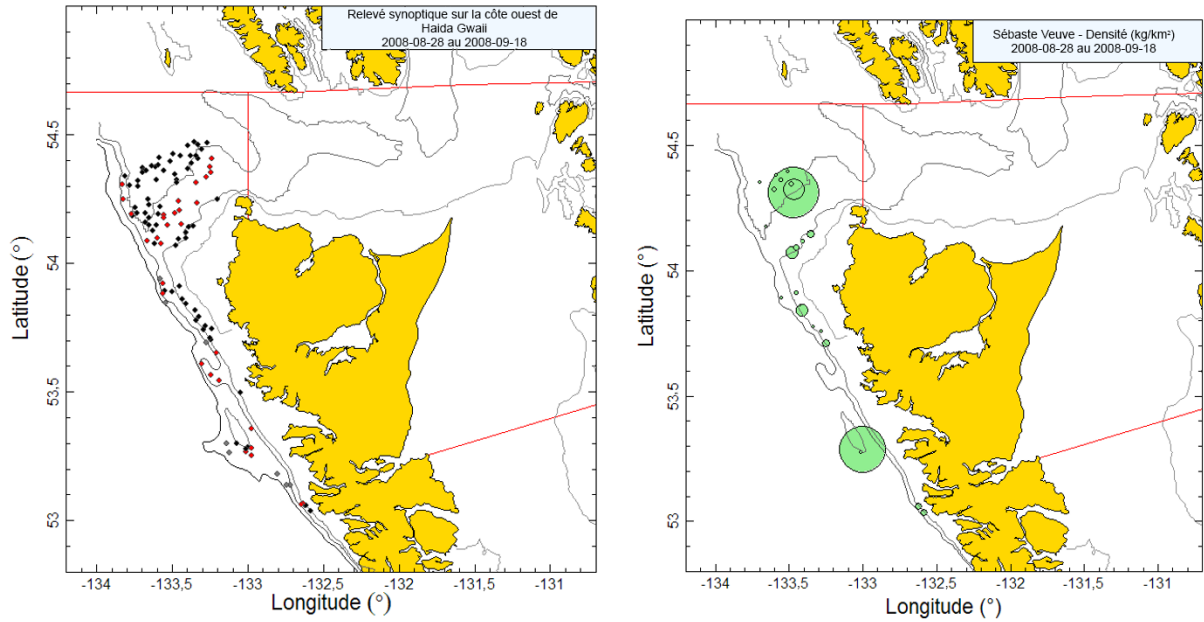


Figure B.48. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2008 mené à bord du Frosti (voir la légende de la Figure B.45).

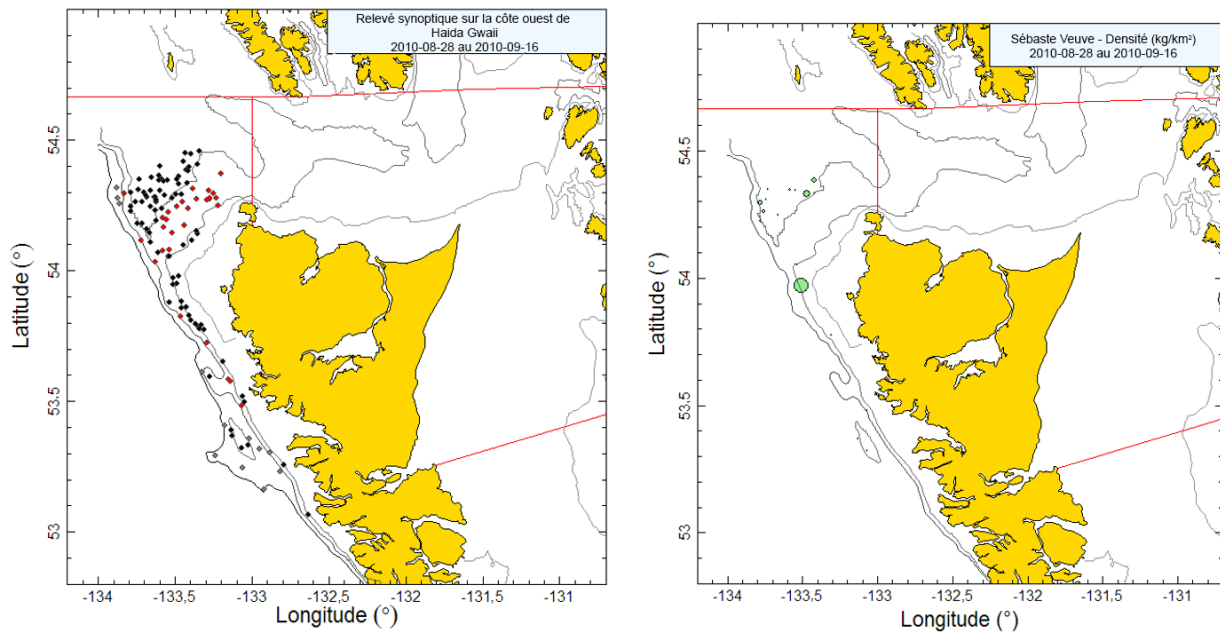


Figure B.49. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2010 mené à bord du Viking Storm (voir la légende de la Figure B.45).

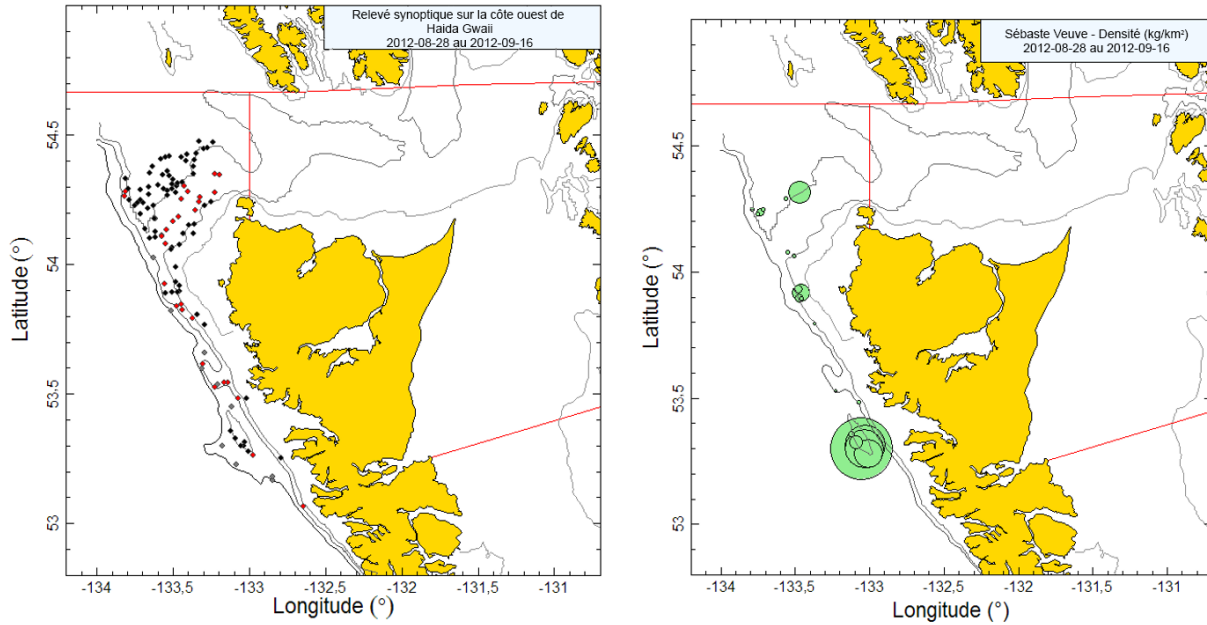


Figure B.50. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2012 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.45).

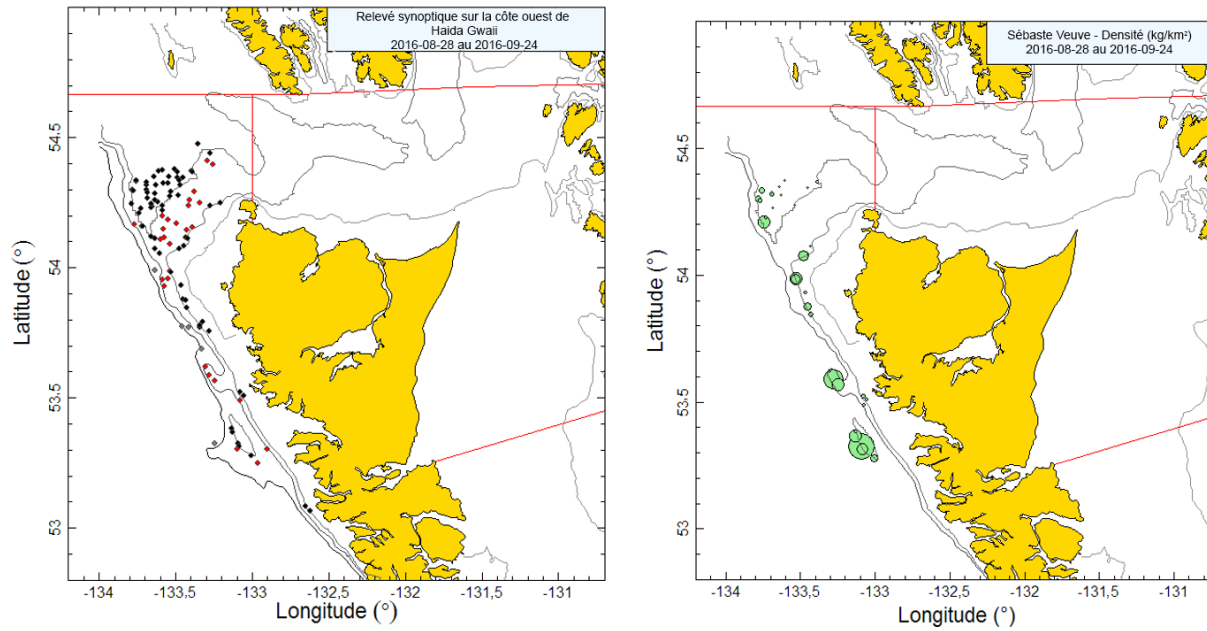


Figure B.51. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2016 mené à bord du Frosti (voir la légende de la Figure B.45).

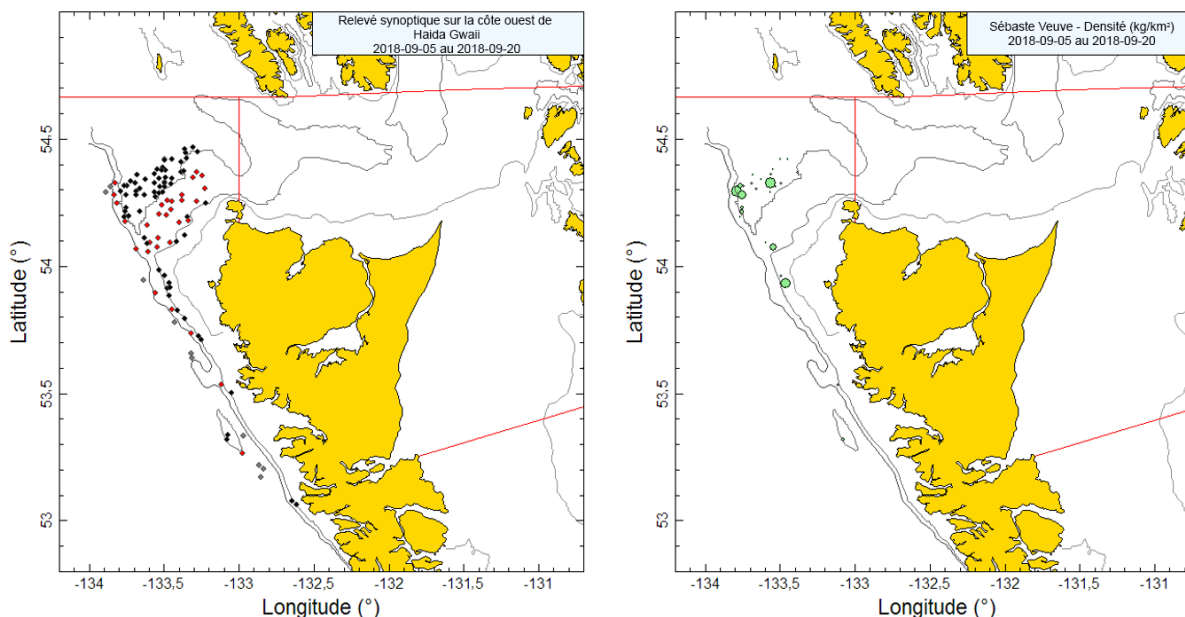


Figure B.52. Tracés de l'emplacement des traits et de la densité pour le relevé synoptique de 2018 mené à bord du Nordic Pearl (voir la légende de la Figure B.45).

B.7.2. Résultats

Les huit relevés utilisables déclaraient des prises de veuve dans la partie ouest de l'entrée Dixon et au large de la côte ouest de l'île Graham, jusqu'environ au détroit de Rennell (Figure B.45 à Figure B.52), avec des observations occasionnelles de veuve jusqu'à 53° N, la point le plus au sud de ce relevé. Les veuves ont été capturées principalement à des profondeurs de 207 à 278 m (quantiles de 5 à 95 %), la majorité des observations se situant entre 221 et 254 m de profondeur (quantiles de 25 à 75 %, Figure B.53).

Tableau B.18. Estimations de la biomasse de veuve d'après les huit relevés synoptiques de la côte ouest de Haida Gwaii. Les intervalles de confiance avec correction de biais par la méthode bootstrap et les coefficients de variation (CV) reposent sur 1 000 extractions aléatoires avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t) (Éq. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV analytique (Éq. B.6)
1997	109,0	108,2	25,7	291,8	0,574	0,565
2006	35,4	34,6	5,9	93,4	0,658	0,688
2007	31,6	31,5	15,9	55,2	0,313	0,314
2008	90,2	91,0	15,1	228,8	0,562	0,561
2010	18,6	19,1	5,8	47,5	0,545	0,539
2012	107,2	106,3	28,2	231,1	0,481	0,477
2016	103,1	99,4	48,7	198,3	0,364	0,363
2018	50,5	50,9	21,1	88,5	0,331	0,334

Les niveaux de biomasse de veuve estimés à partir de ces relevés au chalut ne dénotent aucune tendance, avec des barres d'erreur très larges (allant de 19 t en 2010 à 109 t en 1997) (Figure B.54; Tableau B.18). Les erreurs relatives estimées pour ces relevés étaient légèrement inférieures à celles d'autres relevés de veuve, allant de 31 à 66 %, mais demeuraient très importantes pour une utilisation comme indices de biomasse (Tableau B.18).

La proportion des traits contenant des veuves allait de 8 à 33 % pour les huit années de relevé, avec une moyenne globale de 19 % (Figure B.55). Le poids médian de prises de veuve pour les

traits positifs était de 4,1 kg/trait et le poids maximal de prises pour les huit relevés était de 488 kg (en 2012).

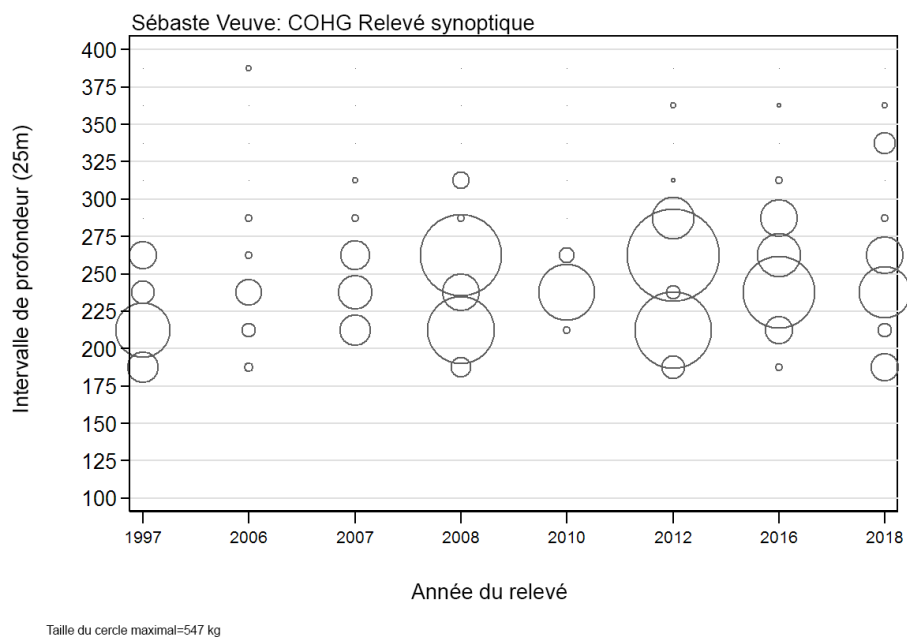


Figure B.53. Distribution des prises de veuve (en kilogrammes) observées par année de relevé selon des intervalles de profondeur de 25 m. Le tracé des prises suit le milieu de l'intervalle et la taille des cercles est mise à l'échelle en fonction de la valeur maximale de 547 kg observée dans l'intervalle de 250-275 m en 2012. Les profondeurs minimales et maximales observées pour la veuve sont de 188 m et de 376 m, respectivement.

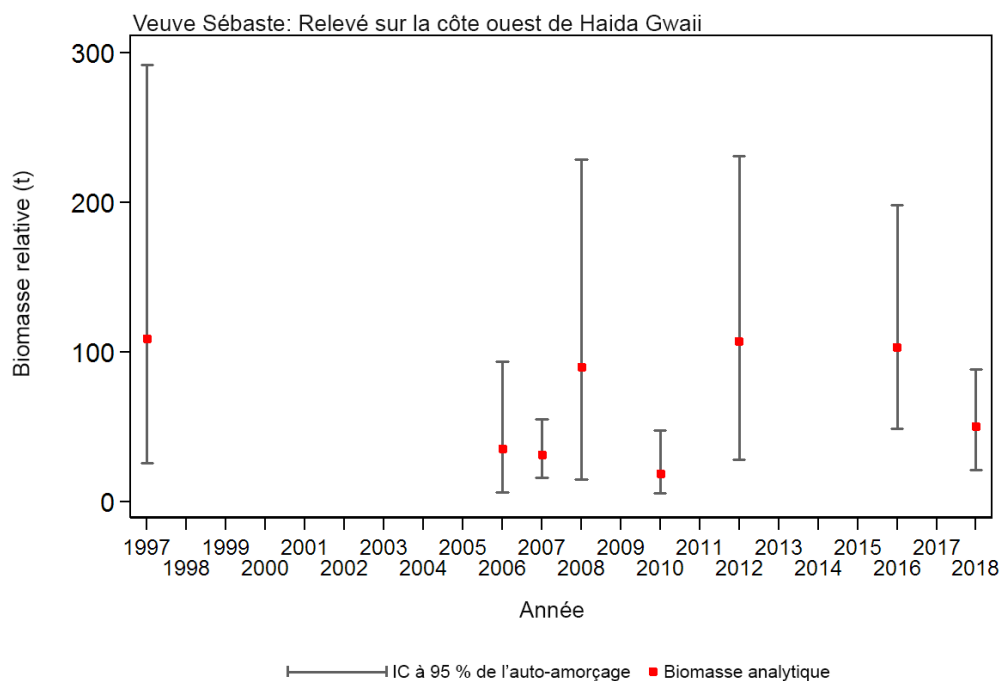


Figure B.54. Biomasse de la veuve estimée à partir des relevés synoptiques de la côte ouest de Haida Gwaii, de 2006 à 2018 (Tableau B.18). Les intervalles de confiance avec correction de biais à 95 % pour 1 000 répétitions en méthode bootstrap sont tracés.

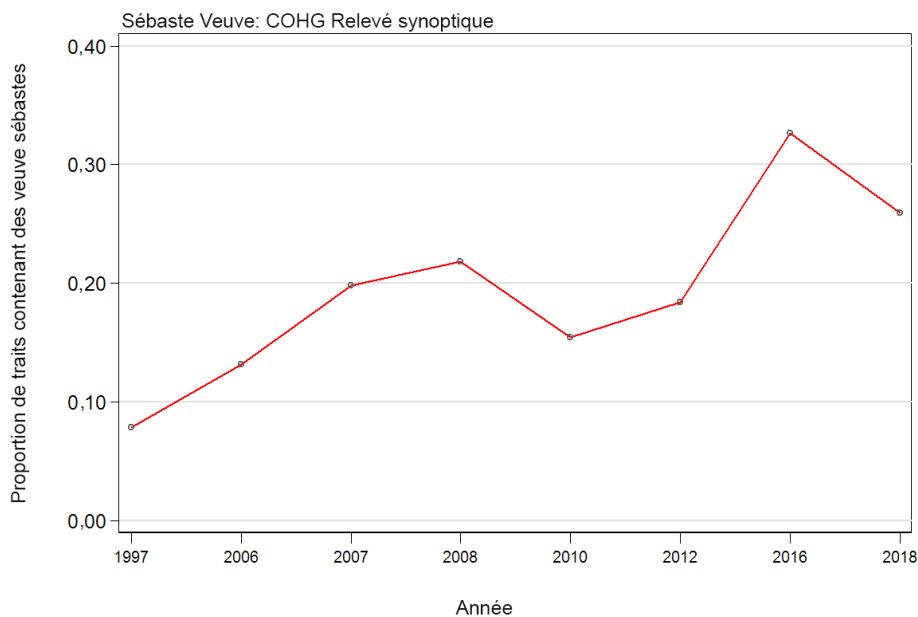


Figure B.55. Proportion des traits contenant des veuves pour chacun des huit relevés synoptiques de la côte ouest de Haida Gwaii.

B.8. RÉFÉRENCES – RELEVÉS

- 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.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 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.
- Efron, B. 1982. [The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans](#). No 38 dans CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Harling, W.R. and Davenport, D. 1977. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 77-3 August 22 to September 8, 1977](#). Fish. Mar. Serv. Data Rep. 42: iii + 46 p.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, H.S., Wowchuk, R.H. and Westrheim, S.J. 1971. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 71-3, October 1-29, 1971](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 290: 35 p.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S., Phillips, A.C. and Westrheim, S.J. 1973. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 73-2, September 5-25, 1973](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 424: 37 p.
- Nagtegaal, D.A. and Farlinger, S.P. 1980. [Catches and trawl locations of the M/V Southward Ho during a rockfish exploration and assessment cruise to Queen Charlotte Sound, September 7-27, 1979](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 216: iii + 95 p.
- Nagtegaal, D.A., Leaman, B.M. and Stanley, R.D. 1986. [Catches and trawl locations of R/V G.B. Reed and M/V Eastward Ho during the Pacific Ocean Perch assessment cruise to Queen Charlotte Sound, August-September, 1984](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 611: iii + 109 p.
- Olsen, N., Rutherford, K.L. and Stanley, R.D. 2008. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 25th to September 21st, 2008](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2858: vii + 50 p.
- Westrheim, S.J. 1966a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Cape Spencer, Alaska, August 23 to September 7, 1965](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 890: 27 p.
- Westrheim, S.J. 1966b. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Sitka Sound, Alaska, August 24 to September 15, 1966](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 891: 27 p.
- Westrheim, S.J. 1967a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia and Southeastern Alaska, September 6 - October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 934: 8 p.
- Westrheim, S.J. 1969. [Report of the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia, September 1969](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 1063: 6 p.

-
- Westrheim, S.J., Harling, W.R. and Davenport, D. 1968. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 67-2, September 6 to October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 46: 45 p.
- Westrheim, S.J., Leaman, B.M., Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S. and Wowchuk, R.M. 1976. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 76-3, September 8-27, 1976](#). Fish. Mar. Serv. Data Rec. 21: 47 p.
- Workman, G. D., N. Olsen and A. R. Kronlund. 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: 86 p.
- Workman, G.D., Olsen, N. and Rutherford, K.L. 2007. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 28th to September 25th , 2006](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2804: vii + 44 p.
- Yamanaka, K.L., Richards, L.J. and Workman, G.D. 1996. [Bottom trawl survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, September 11 to 22, 1995](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2362: iv + 116 p.

ANNEXE C. CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT

C.1. INTRODUCTION

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

C.2. MÉTHODES

C.2.1. CPUE arithmétique ou non normalisée

Les indices dérivés de la CPUE arithmétique ou non normalisée fournissent des mesures possibles de l'abondance relative, mais ils sont généralement considérés comme peu fiables parce qu'ils ne tiennent pas compte des changements dans la pêche, y compris les changements spatiaux et temporels, ainsi que les changements de comportement et d'engin. Ils sont souvent calculés parce qu'ils fournissent une mesure de l'effet global de la procédure de normalisation.

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

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

où $C_{i,y}$ est [prise] et $E_{i,y}$ est [traits] ou [heures_pêchées] pour le registre i de l'année y , n_y étant le nombre de registres pour l'année y .

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

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

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

C.2.2. CPUE normalisée

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

C.2.2.1 Modèle lognormal

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

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

où $I_i = C_i$ ou prise;

B = point d'intersection;

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

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

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

ε_i = terme d'erreur.

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

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

Des coefficients canoniques et des erreurs-types ont été calculés pour chaque variable nominale (Francis, 1999²). Les analyses normalisées fixent habituellement l'un des coefficients à 1,0 sans terme d'erreur et estiment les coefficients restants et l'erreur connexe par rapport au coefficient fixe. Cela est nécessaire en raison de la confusion des paramètres. La procédure de

² Francis, R.I.C.C. 1999. [The impact of correlations on standardised CPUE indices](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 99/42 : 30 p. Rapport non publié gardé à la bibliothèque du NIWA, Wellington, N.-Z.

Francis (1999²) rééchelonne tous les coefficients de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0 et calcule une erreur-type pour chaque coefficient, y compris le coefficient fixe.

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

C.2.2.2 Modèle logit binomial

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

C.2.2.3 Modèle combiné

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

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

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

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

Francis (2001) avance qu'une procédure bootstrap est la façon appropriée d'estimer la variabilité de l'indice combiné. Par conséquent, les limites de confiance pour le modèle combiné ont été estimées au moyen d'une procédure bootstrap fondée sur 250 répétitions, extraites avec remplacement.

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

C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES

Les analyses dans la présente annexe sont fondées sur les données de prises totales trait par trait (débarquements et rejets) recueillies de 1996 à 2018 pour lesquelles des données détaillées sur la position de chaque trait sont disponibles. Chaque trait comporte une estimation des prises retenues et rejetées en raison de la présence d'un observateur à bord du bâtiment.

Ces données sont conservées dans les bases de données PacHarvTrawl (PacHarvest) et GFFOS (Pêches et Océans Canada, région du Pacifique, Unité des données sur les poissons de fond) du MPO.

Les données sur les prises et l'effort trait par trait pour la veuve provenant de la pêche au chalut de la C.-B., active du détroit de Juan de Fuca à l'entrée Dixon de 1996 à 2018, ont été sélectionnées selon les critères suivants :

- date de début du trait entre le 1^{er} janvier 1996 et le 31 décembre 2018;
- type de chalut de fond (comprend le type d'engin « inconnu »);
- pêche dans les zones 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D ou 5E de la CPMP;
- code de réussite de la pêche inférieur ou égal à 1 (code 0 = inconnu; code 1 = utilisable);
- capture d'au moins une espèce de poisson ou d'invertébré (pas de pêche nulle ni de trait contenant des objets inanimés);
- champ de profondeur valide;
- coordonnées valides en latitude et longitude;
- estimation valide de la durée de trait qui était supérieure à 0 heure et inférieure ou égale à 5 heures.

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

Les données sur les prises et l'effort pour la veuve ont été traitées comme appartenant à une seule zone (3CD5ABCDE) représentant toutes les prises à l'extérieur du détroit de Georgia, du détroit supérieur de Johnstone et du détroit de Juan de Fuca, selon la distribution déclarée des prises au chalut (voir l'annexe A). Seules les données de la pêche au chalut de fond ont été prises en compte, parce que la veuve est une espèce pélagique qui se rassemble en bancs et peut donc être facilement localisée et ciblée, ce qui rend les données peu informatives pour la CPUE. Par ailleurs, la pêche au chalut de fond cible rarement cette espèce, qui est capturée comme prise accessoire lorsque l'on cible d'autres espèces de poissons de fond. La Figure C.1 indique la répartition de la profondeur des traits au chalut de fond avec prise de veuve dans la zone désignée. Une fourchette de profondeur pour cette analyse a été choisie à partir du tracé et est résumée dans le Tableau C.1.

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

Analyse	Type de chalut	Première année	Fourchette de profondeurs (m)	Limite supérieure d'effort (h)	Intervalle minimum + registres	Nbre intervalles profondeur	Nbre intervalles latitude	Nbre intervalles emplacement
3CD5ABCDE	Fond	1996	75-400	5	150	13	42	34

Les critères d'admissibilité des bâtiments pour la pêche au chalut de fond étaient fondés sur le nombre de sorties par année et le nombre d'années de pêche pour éviter d'inclure des bâtiments qui prenaient des veuves seulement occasionnellement. Les critères d'admissibilité des bâtiments utilisés dans cette analyse figurent au Tableau C.2 et la répartition des traits par bâtiment et par année est présentée dans la Figure C.2. Après la sélection d'un bâtiment, toutes les données relatives au bâtiment admissible ont été incluses, peu importe le nombre de sorties effectuées dans une année. Le Tableau C.2 indique le nombre de bâtiments utilisés dans cette

analyse et la fraction (87 %) de la prise totale représentée dans la flottille de base. Il y avait un bon chevauchement des bâtiments parmi les années (Figure C.2) dans la pêche, alors que 18 des 39 bâtiments de la flottille de base ont participé à la pêche au cours des 23 années de l'analyse et que six autres bâtiments y ont participé pendant 20 à 22 ans.

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

Analyse	Type de chalut	Critères de sélection des bâtiments			Caractéristiques des ensembles de données				
		Nbre années	Nbre sorties	Minimum registres positifs	Nbre bâtiments	% total prises ¹	Prises (t)	Total registres	Registres positifs
3CD5ABCDE	Fond	7	7	100	39	87	4 718	160 100	25 748

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

Le Tableau C.3 présente les variables explicatives offertes au modèle, d'après l'information trait par trait de chaque registre, le nombre de catégories disponibles variant comme indiqué au Tableau C.1 et au Tableau C.2. Le Tableau C.4 résume les données des bâtiments de la flottille de base utilisées dans chaque analyse par année civile, y compris le nombre de registres, le nombre total d'heures de pêche et les prises de veuve connexes. Ce tableau indique également la proportion de traits sans prise de veuve.

Tableau C.3. Variables explicatives offertes au modèle fondé sur la CPUE, selon l'information trait par trait.

Variable	Type de données
Année	23 catégories (années civiles)
Heures de pêche	Continues : 3 ^e ordre polynomial
Mois	12 catégories
Localité du MPO	Secteurs locaux de pêche identifiés par Rutherford (1999) (comprend une catégorie agrégée finale, Tableau C.1)
Latitude	Latitude agrégée par bandes de 0,1° à partir de 48° N (comprend une catégorie agrégée finale, Tableau C.1)
Bâtiment	Voir le Tableau C.2 pour le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale, Tableau C.2)
Profondeur	Voir le Tableau C.1 pour le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale, Tableau C.1)

Tableau C.4. Données sommaires pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE par année pour l'ensemble de données de base (après l'application de tous les filtres de données et la sélection des bâtiments de la flottille de base).

Année	Nombre de bâtiments ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre de registres ¹	Nombre de registres ²	% registres nuls ²	Total prises (t) ¹	Total heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1.)
1996	35	147	402	402	4 941	91,9	50,8	744	68,3
1997	37	277	917	917	6 755	86,4	123,9	1 802	68,8
1998	36	340	1 082	1 082	7 596	85,8	134,8	2 333	57,8
1999	36	381	1 120	1 120	8 436	86,7	189,9	2 316	82,0
2000	36	435	1 452	1 452	9 807	85,2	261,1	2 478	105,3
2001	36	422	1 354	1 354	8 820	84,6	308,6	2 289	134,8
2002	36	468	1 553	1 553	9 894	84,3	428,3	2 682	159,7
2003	36	492	1 528	1 528	9 412	83,8	285,3	2 574	110,8
2004	36	441	1 354	1 354	9 150	85,2	186,4	2 373	78,5
2005	36	468	1 455	1 455	9 957	85,4	173,8	2 784	62,4

Année	Nombre de bâtiments ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre de registres ¹	Nombre de registres ²	% registres nuls ²	Total prises (t) ¹	Total heures ¹	CPUE (kg/h) (Éq. C.1.)
2006	33	414	1 393	1 393	7 803	82,1	239,2	2 635	90,8
2007	32	350	1 252	1 252	6 879	81,8	266,7	2 357	113,1
2008	30	301	988	988	5 825	83,0	167,9	1 817	92,4
2009	30	321	1 184	1 184	6 348	81,3	250,2	2 077	120,5
2010	28	308	1 109	1 109	6 328	82,5	164,8	2 191	75,2
2011	30	299	1 094	1 094	6 379	82,8	224,2	2 090	107,3
2012	29	268	1 096	1 096	5 471	80,0	160,8	2 135	75,3
2013	28	255	930	930	5 857	84,1	218,4	1 778	122,8
2014	29	285	990	990	5 126	80,7	212,5	1 754	121,2
2015	26	253	886	886	5 336	83,4	179,4	1 600	112,1
2016	23	269	1 064	1 064	4 844	78,0	206,0	2 034	101,3
2017	24	244	797	797	4 855	83,6	103,3	1 428	72,3
2018	20	207	748	748	4 281	82,5	181,1	1 366	132,6

¹ Calculé pour les traits avec prise de veuve

² Calculé pour tous les traits

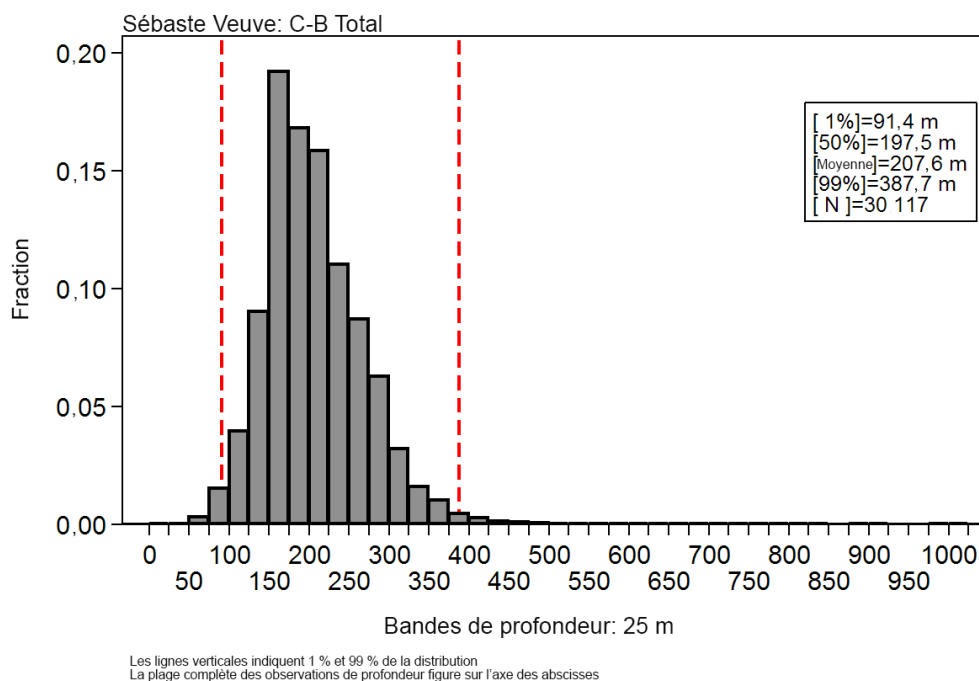


Figure C.1. Distribution de la profondeur des traits avec prise de veuve pour les analyses fondées sur le MLG de la pêche au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE de 1996 à 2017 selon des intervalles de 25 m (chaque intervalle est étiqueté à sa limite supérieure). Les lignes verticales indiquent les centiles de 1 % et de 99 %.

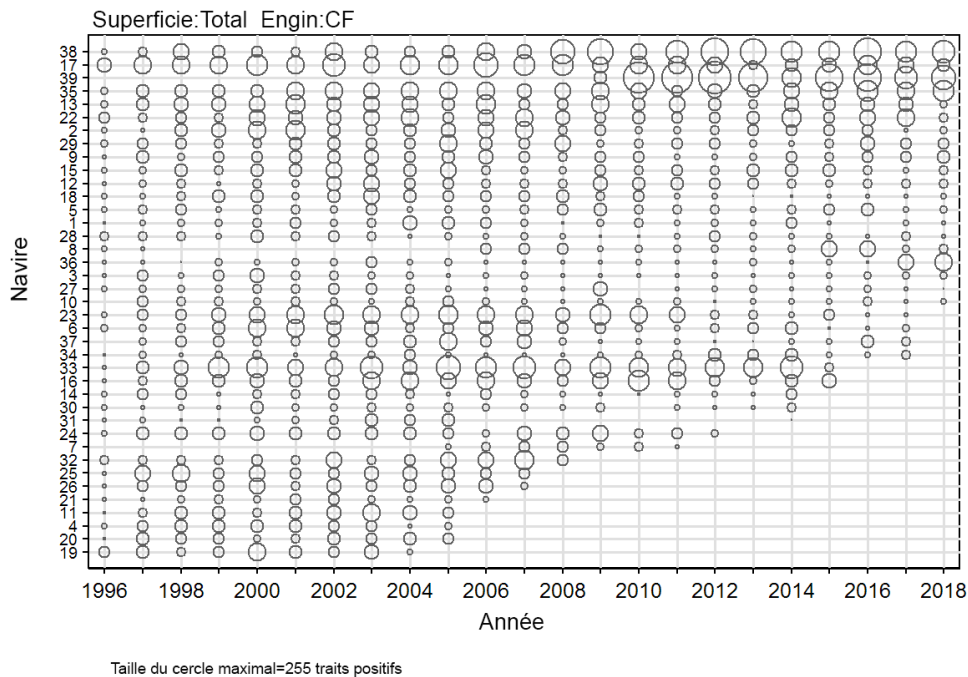


Figure C.2. Diagramme à bulles montrant la participation des bâtiments (nombre de traits positifs) de la flottille de base dans les analyses fondées sur le MLG de la pêche au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Les bâtiments sont codés en ordre croissant d'effort total par année.

C.4. RÉSULTATS

C.4.1. Zone 3CD5ABCDE de la CPMP

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

Une analyse lognormale normalisée fondée sur le modèle linéaire général (MLG) a été effectuée sur les registres de prises positifs de l'ensemble de données trait par trait de la pêche au chalut de fond générées comme décrit à la section C.3. Sept variables explicatives (décrites à la section C.3 ci-dessus) ont été offertes au modèle et $\ln(\text{catch})$ a été utilisé comme variable dépendante, la prise étant le poids total des veuves débarquées et rejetées dans chaque registre (trait) (Éq. C.3). Les séries d'indices dérivés de la CPUE qui en résultent sont présentées à la Figure C.3.

La variable nominale [année] a été imposée comme première variable du modèle sans tenir compte de son effet sur la déviance du modèle. Les six autres variables ont été offertes séquentiellement, avec une acceptation séquentielle des autres variables avec le meilleur critère d'information d'Akaike (AIC). Ce processus s'est poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.5). Ce modèle a sélectionné quatre des six variables explicatives restantes, y compris [localité du MPO], [intervalles_de_profondeur], [bâtiment] et [intervalles_latitude 0,1°] en plus de [année]. Le modèle lognormal final représentait 21 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.5), la variable de l'année expliquant moins de 1 % de la déviance du modèle.

Les valeurs résiduelles du modèle affichaient une bonne adéquation à l'hypothèse de distribution lognormale sous-jacente, avec seulement un petit écart à la tête de la distribution et aucun écart à la queue ou dans le corps de la distribution résiduelle (Figure C.4).

Un diagramme séquentiel illustrant l'effet de chaque variable explicative sur les indices d'année à leur introduction dans le modèle montre que la procédure de normalisation a apporté des ajustements relativement mineurs à la série non normalisée au début de la série et dans la période de 2008 à 2013, ce qui a donné lieu à une tendance annuelle relativement homogène (Figure C.5).

Tableau C.5. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle lognormal des mortalités totales positives (rejets et débarquements vérifiés) de la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE avec la quantité de déviance expliquée (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont identifiées par des caractères gras et un astérisque. L'année a été imposée comme première variable.

Variable	1	2	3	4	5	6
Année*	0,0091	-	-	-	-	-
Localité du MPO*	0,1091	0,1188	-	-	-	-
Intervalles de profondeur*	0,0422	0,0507	0,1626	-	-	-
Bâtiment*	0,0418	0,0511	0,1458	0,1888	-	-
Intervalles de latitude de 0,1°*	0,0832	0,0910	0,1493	0,1882	0,2124	-
Mois	0,0100	0,0191	0,1237	0,1693	0,1945	0,2175
Heures de pêche	0,0030	0,0120	0,1209	0,1655	0,1908	0,2142
Amélioration de la déviance	0	0,1097	0,0438	0,0262	0,0236	0,0051

Les tracés CDI des quatre variables explicatives introduites dans le modèle en plus de [année] montrent des effets de normalisation relativement mineurs dans la série. Bien que [localité du MPO] (Figure C.6) et [intervalles_de_profondeur] (Figure C.7) présentent la plus grande puissance explicative, aucune des variables n'a entraîné beaucoup de déplacement dans la série annuelle (Figure C.5). La variable [bâtiment] (Figure C.8) a eu plus d'impact, avec une certaine augmentation lors des premières années de la série et des changements mineurs vers la fin de la série. La variable [intervalles_latitude] (Figure C.9) n'a pas eu beaucoup d'impact sur les indices annuels globaux.

Les indices de l'année lognormaux montrent une tendance à la baisse au début de la série, qui se termine au milieu des années 2000, puis une tendance stable ou légèrement à la hausse vers la fin de la série (Figure C.3). Ce modèle comporte de bons diagnostics et n'affiche que de petits changements par rapport aux séries non normalisées.

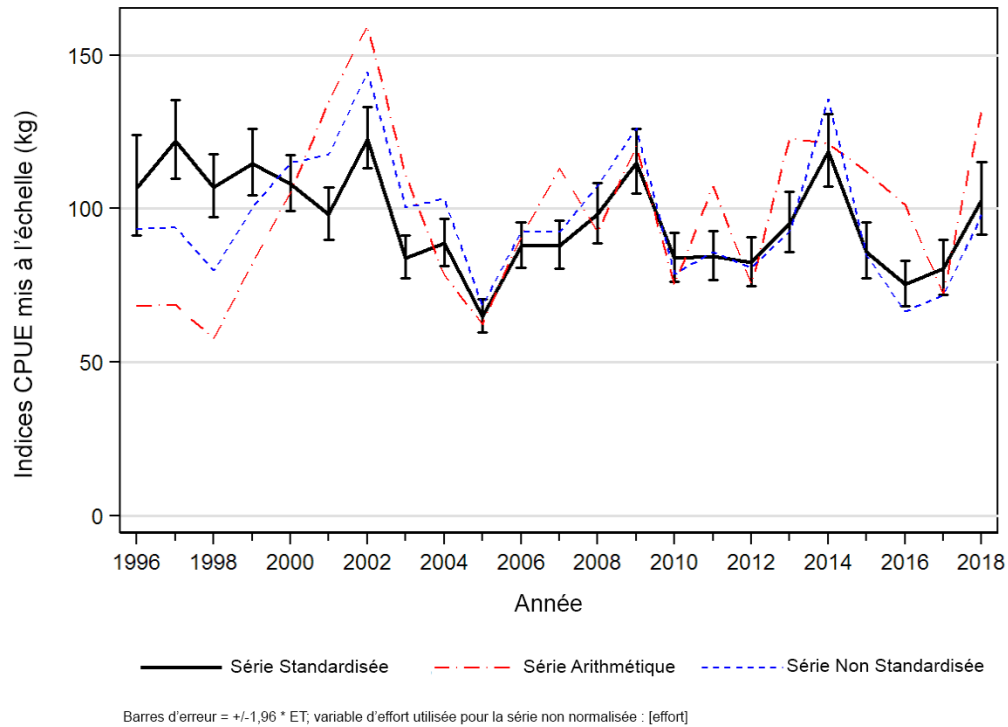


Figure C.3. Les trois séries d'indices dérivés de la CPUE pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE de 1996 à 2018. La ligne continue est la série de la CPUE normalisée du modèle lognormal (Éq. C.3). La série de la CPUE arithmétique (Éq. C.1) et la série de la CPUE non normalisée (Éq. C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été ajustées à la même moyenne géométrique.

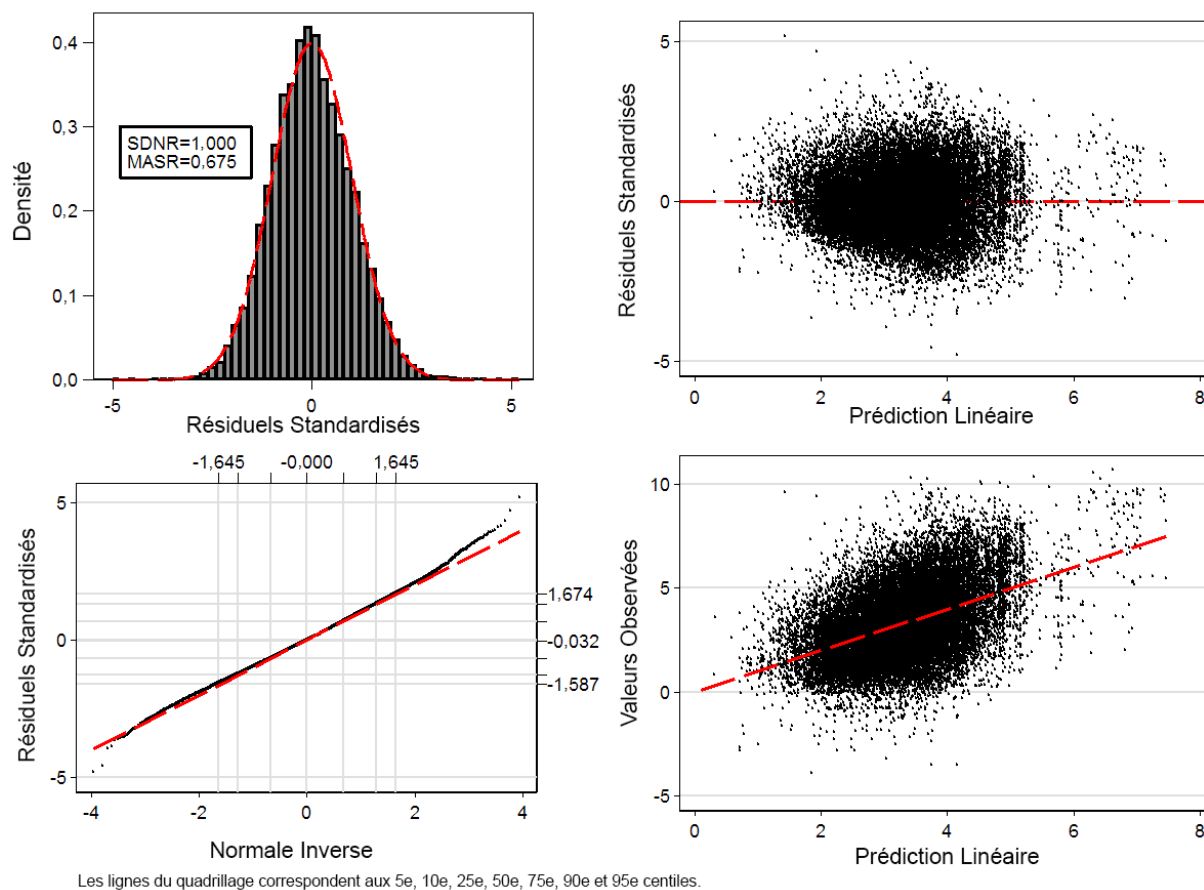


Figure C.4. Tracés diagnostiques de la variance résiduelle pour l'analyse lognormale fondée sur le MLG de la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Graphique supérieur gauche : Histogramme des variances résiduelles normalisées avec distribution lognormale superposée (ETVRN = écart-type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

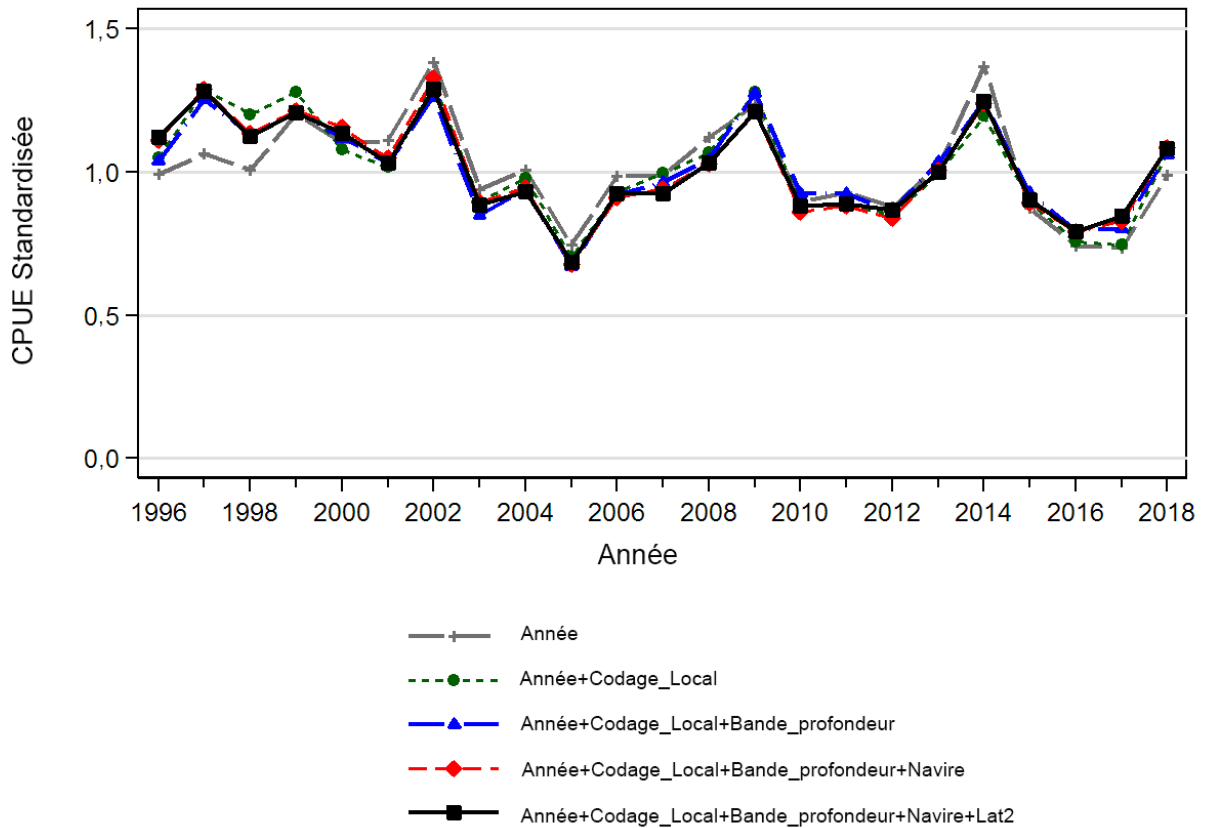


Figure C.5. Tracé des coefficients d'année après l'ajout de chaque terme successif de l'analyse de régression lognormale normalisée pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. La ligne noire épaisse représente le modèle final. Chaque ligne a été mise à l'échelle pour que la moyenne géométrique soit égale à 1.

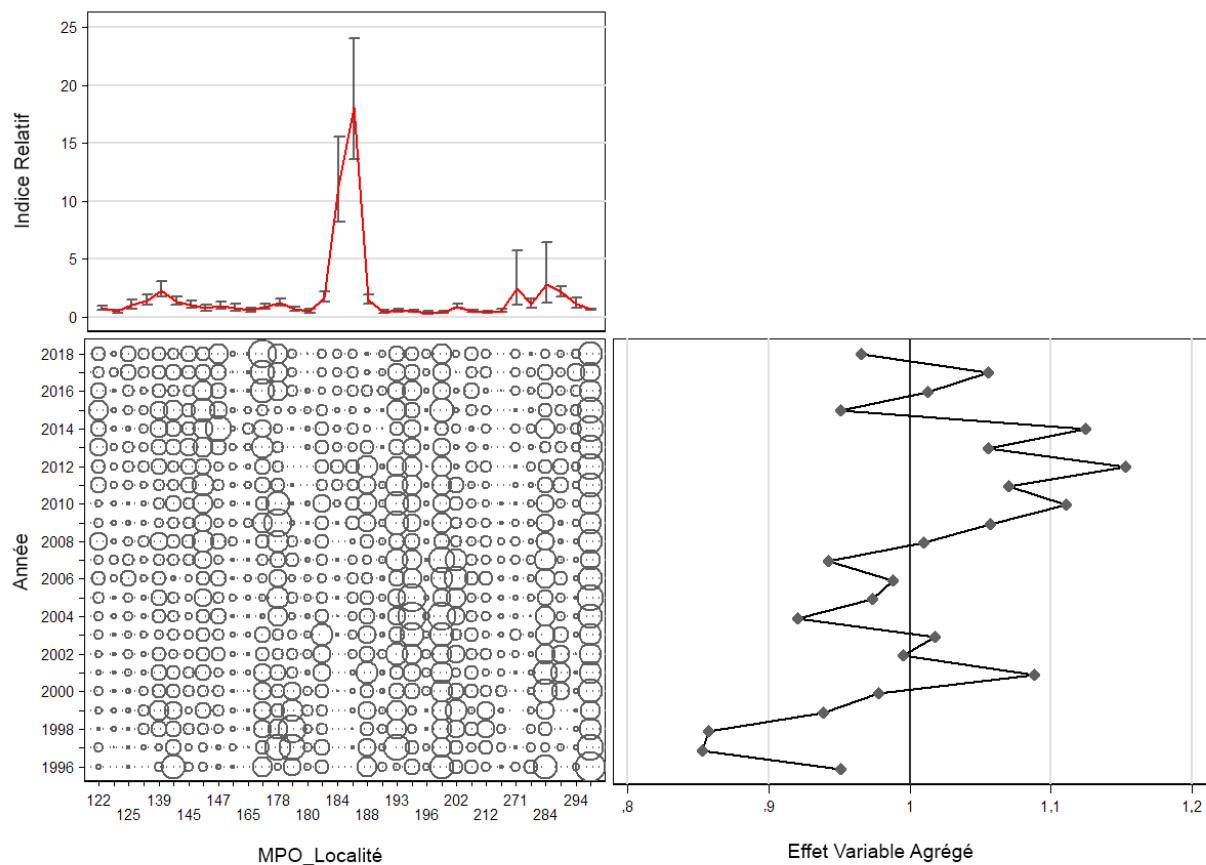


Figure C.6. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [localité du MPO] dans le modèle de régression lognormale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

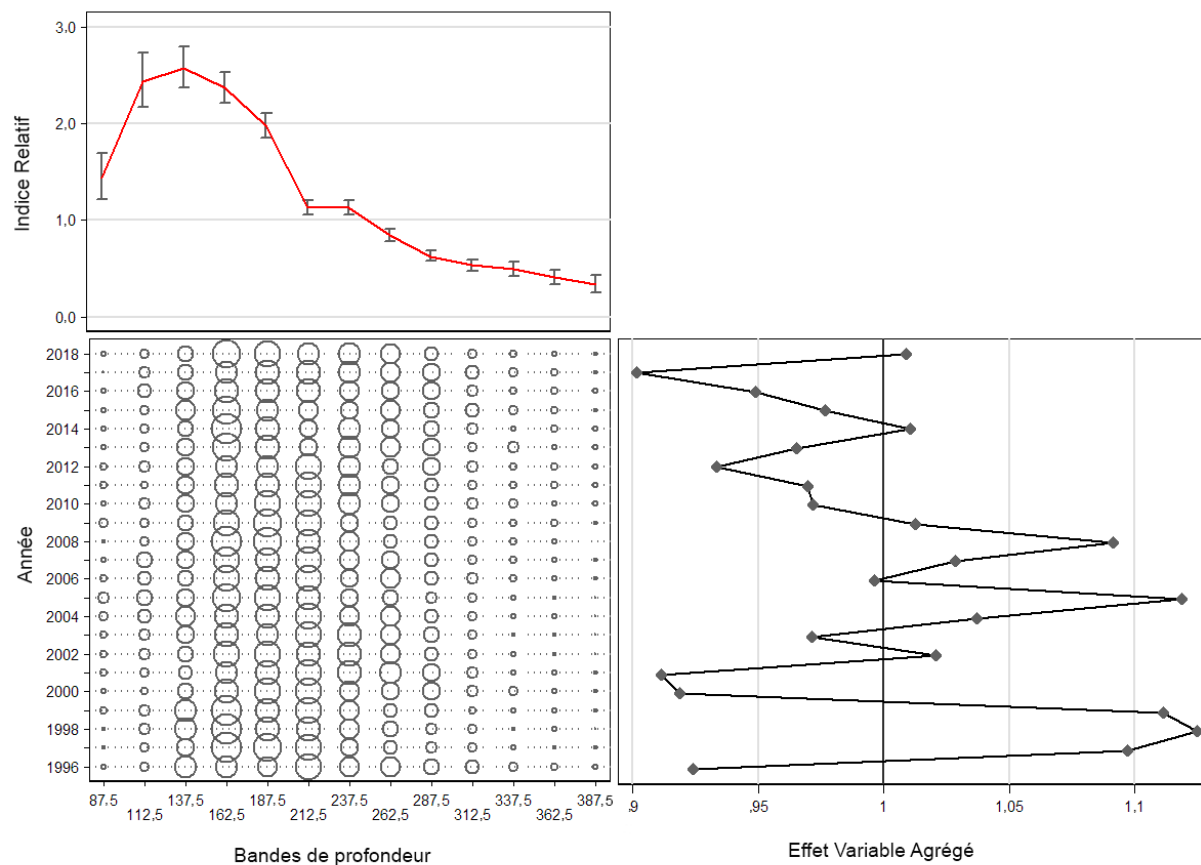


Figure C.7. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [intervalles profondeur] dans le modèle de régression lognormale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite). Les codes de localité sont définis au Tableau C.6.

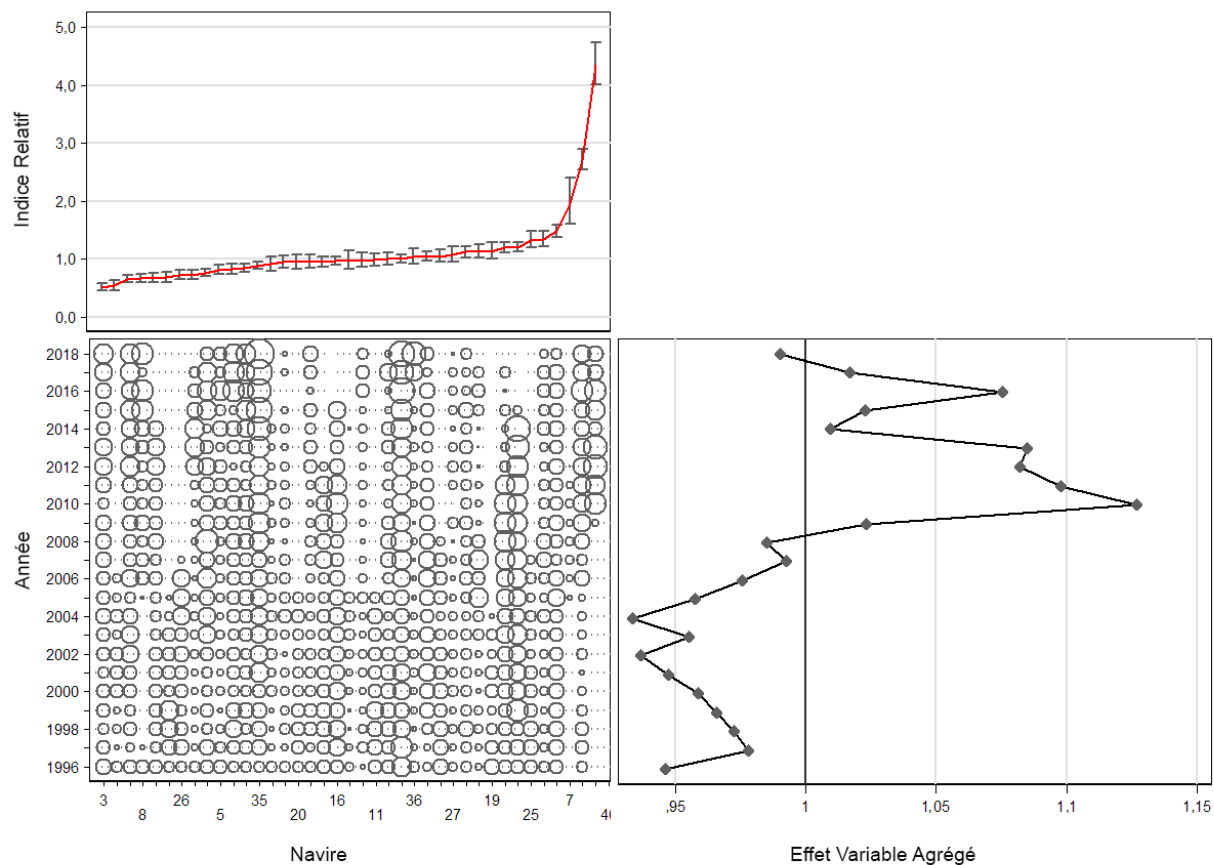


Figure C.8. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [bâtiment] dans le modèle de régression lognormale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

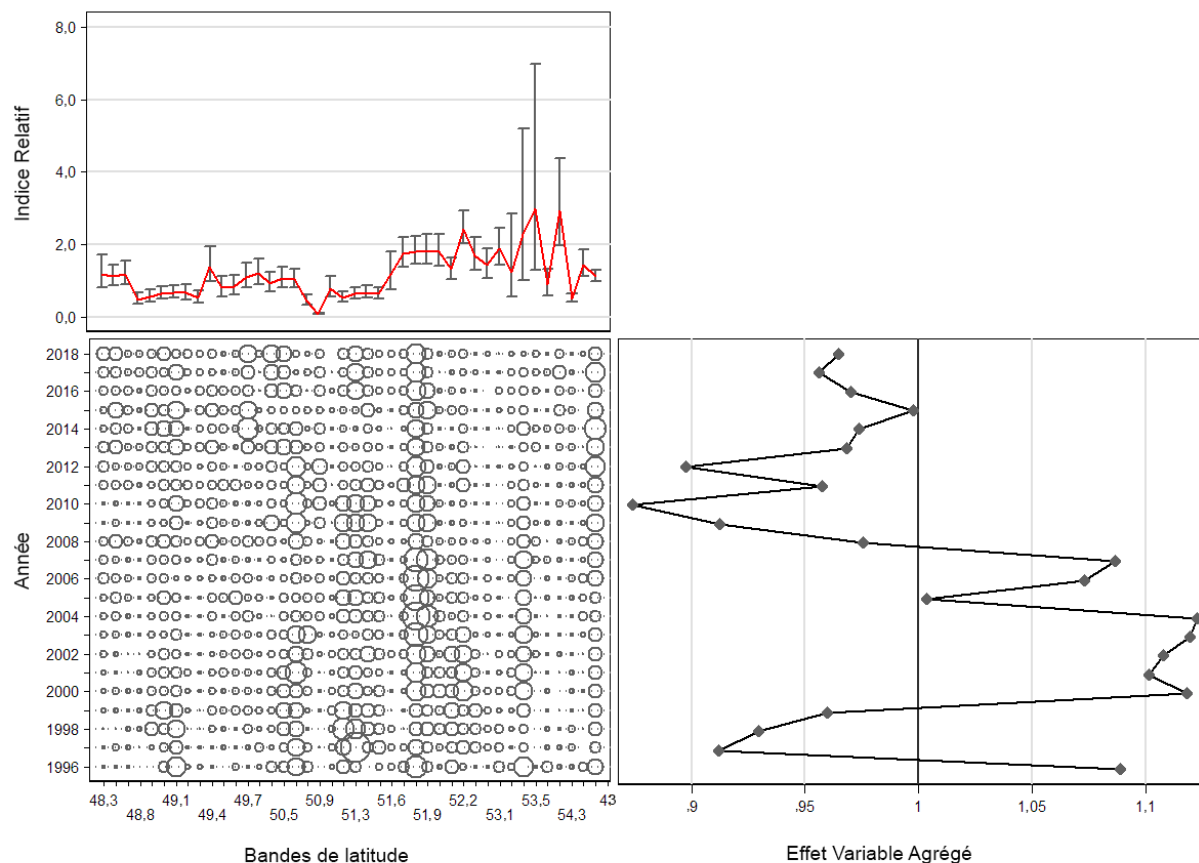


Figure C.9. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [intervalles latitude] dans le modèle de régression lognormale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

Tableau C.6. Définition des codes de localité utilisés dans la Figure C.6.

Code	CPMP Majeur	MPO Mineur	Nom mineur	Nom de localité	Indice	
					Lognormal	Binomial
122	3	23	Big Bank	Deep Big Bank/canyon Barkley	0,76	0,64
124	3	23	Big Bank	Canyons Ucluelet/Loudon	0,46	0,36
125	3	23	Big Bank	Canyon Nitinat	1,01	0,89
138	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	1,39	0,57
139	3	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	2,29	0,98
140	3	24	Baie Clayoquot	Estevan sud	1,29	0,63
145	4	25	Entrée Estevan-Esperanza	Estevan nord	1,05	0,62
146	4	25	Entrée Estevan-Esperanza	Nootka	0,73	0,54
147	4	25	Entrée Estevan-Esperanza	Esperanza est	0,96	0,77
157	4	26	Baie Kyuquot	Canyon Crowther	0,76	0,83
165	4	27	Baie Quatsino	Cape Cook ouest	0,55	0,58
166	4	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	0,82	1,05
178	5	11	Triangle-Cape Scott	Triangle	1,22	0,74
179	5	11	Triangle-Cape Scott	Flèche Cape Scott	0,66	0,43
180	5	11	Triangle-Cape Scott	Mexicana	0,46	0,29
183	5	11	Triangle-Cape Scott	Îles Scott sud	1,66	1,83
184	5	11	Triangle-Cape Scott	Triangle ouest (25 mi.)	11,30	2,84

Code	CPMP Majeur	MPO Mineur	Nom mineur	Nom de localité	Indice	
					Lognormal	Binomial
187	5	11	Triangle-Cape Scott	Triangle sud	18,09	3,11
188	5	11	Triangle-Cape Scott	Canyon Pisces	1,49	2,43
192	6	8	Banc de l'île Goose	Goose nord-est	0,40	0,37
193	6	8	Banc de l'île Goose	Goose sud-est	0,56	0,38
195	6	8	Banc de l'île Goose	Goose sud-ouest	0,48	1,38
196	6	8	Banc de l'île Goose	Goulet de Mitchell	0,36	0,85
197	6	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James sud-est	0,40	1,09
202	6	8	Banc de l'île Goose	Banc du Milieu sud-ouest	0,88	1,59
203	6	8	Banc de l'île Goose	À l'extérieur du Cap St. James	0,45	1,29
212	7	2	2B-Est	Moresby-Sud	0,44	0,60
218	7	2	2B-Est	Banc du Milieu nord-ouest	0,49	0,74
271	9	31	2A Ouest – baie Rennell	Baie Rennell	2,41	9,71
272	9	31	2A Ouest – baie Rennell	Île Frederick	1,11	0,98
284	9	31	2A Ouest – baie Rennell	Hogback sud	2,79	5,53
287	9	34	2B Ouest – Île Anthony	Île Anthony	2,16	7,12
294	9	35	1 Ouest – Langara	Fred-Langara nord (abîme)	1,10	1,68

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

Les mêmes variables que celles utilisées dans le modèle lognormal ont été introduites séquentiellement dans ce modèle, en commençant par la variable de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.7). Une variable binaire correspondant à 1 pour les traits avec prise positive et à 0 pour les traits avec prise nulle a été utilisée comme variable dépendante. Le modèle binomial final intégrait 18 % de la déviance totale du modèle, la variable de l'année n'expliquant presque aucunement la déviance du modèle.

Les variables explicatives sélectionnées comprenaient [localité_MPO], [intervalles_profondeur] et [bâtiment], en plus de [année]. Ce modèle affiche peu de tendance après une forte augmentation au cours de la première année (1996) de la série (ce qui peut être un problème de déclaration) (Figure C.10). Un diagramme séquentiel montrant l'effet de l'ajout de chaque variable explicative successive indique que la normalisation binomiale n'a produit que des changements mineurs, la fonction d'« occurrence » non normalisée paraissant très similaire à la série binomiale normalisée (Figure C.11).

La normalisation a pour effet d'aplanir la série. L'ajout des variables [localité_MPO] (Figure C.12) et [intervalles_profondeur] (Figure C.13) fait monter la première moitié de la série et descendre la deuxième moitié. L'ajout de la variable [bâtiment] (Figure C.14) entraîne autant de changements dans les coefficients [année] que l'effet combiné des variables [localité_MPO] et [intervalles_profondeur], même si cette variable présentait le moindre pouvoir explicatif des trois.

Tableau C.7. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence/absence de rejets et débarquements vérifiés de la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE avec la quantité de déviance expliquée (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont identifiées par des caractères gras et un astérisque. L'année a été imposée comme première variable.

Variable	1	2	3	4	5
Année*	0,005	-	-	-	-
Localité du MPO*	0,107	0,111	-	-	-
Intervalles de profondeur*	0,084	0,089	0,158	-	-
Bâtiment*	0,043	0,047	0,131	0,178	-
Intervalles de latitude de 0,1°	0,083	0,089	0,130	0,169	0,187
Heures de pêche	0,003	0,008	0,112	0,159	0,178
Mois	0,009	0,014	0,113	0,159	0,178
Amélioration de la déviance	0	0,106	0,047	0,020	0,010

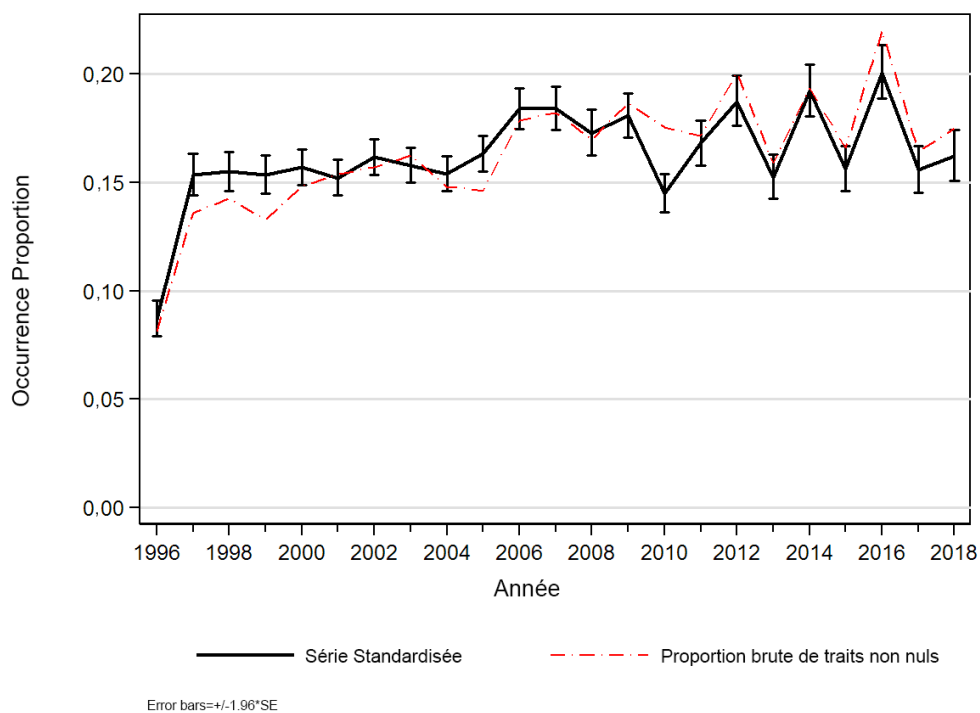


Figure C.10. Série d'indices binomiaux pour la pêche au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE montrant également la tendance en proportion de traits nuls du même ensemble de données.

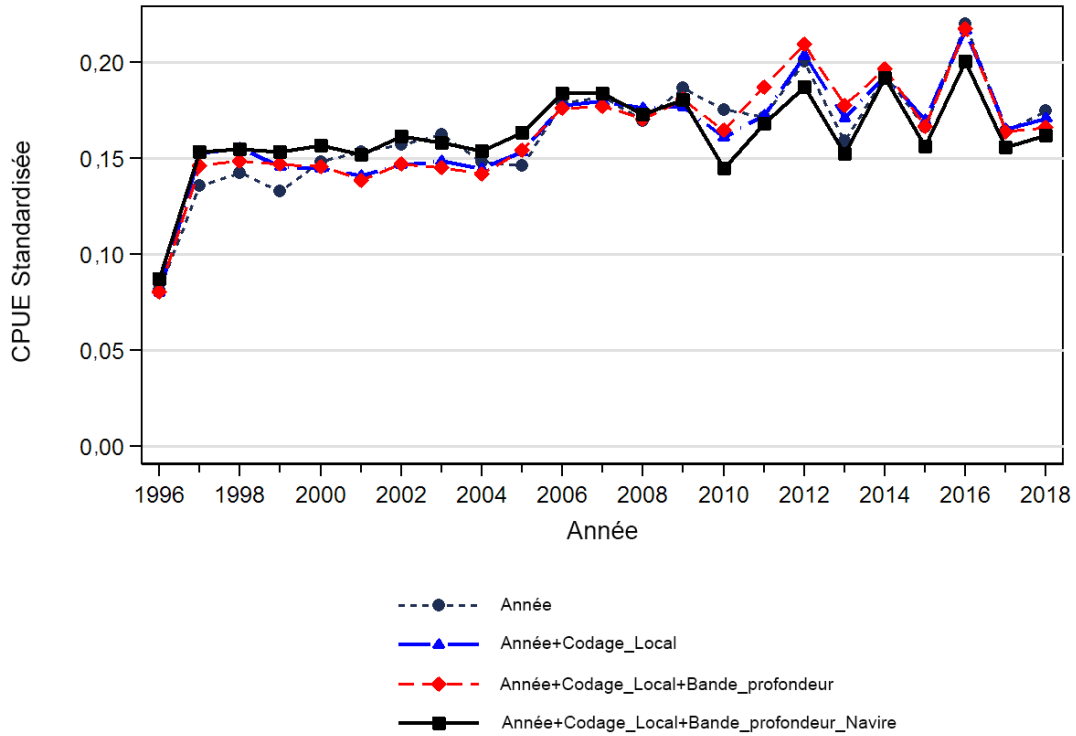


Figure C.11. Tracé des coefficients d'année après l'ajout de chaque terme successif de l'analyse de régression binomiale normalisée pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. La ligne noire épaisse représente le modèle final. Chaque ligne a été mise à l'échelle pour que la moyenne géométrique soit égale à 1.

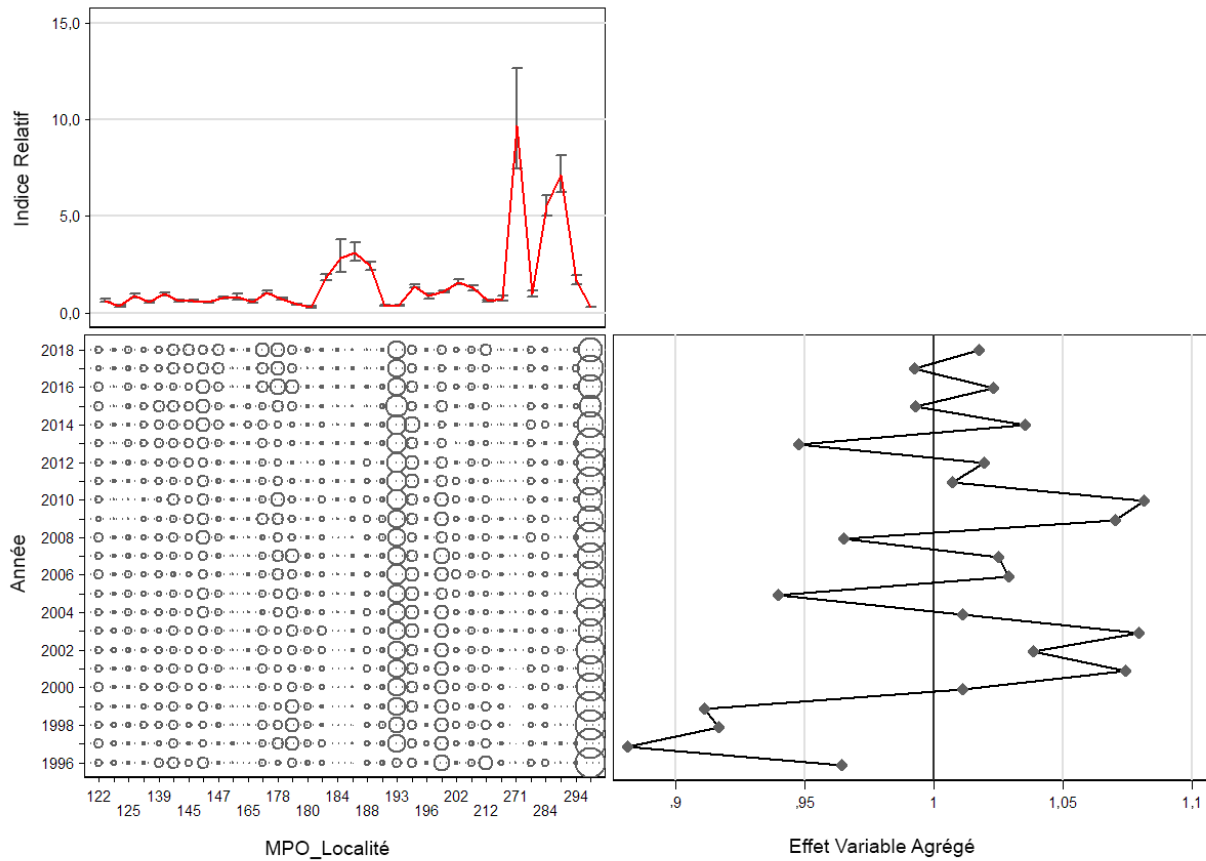


Figure C.12. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [localité du MPO] dans le modèle de régression binomiale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite). Les codes de localité sont définis au Tableau C.6.

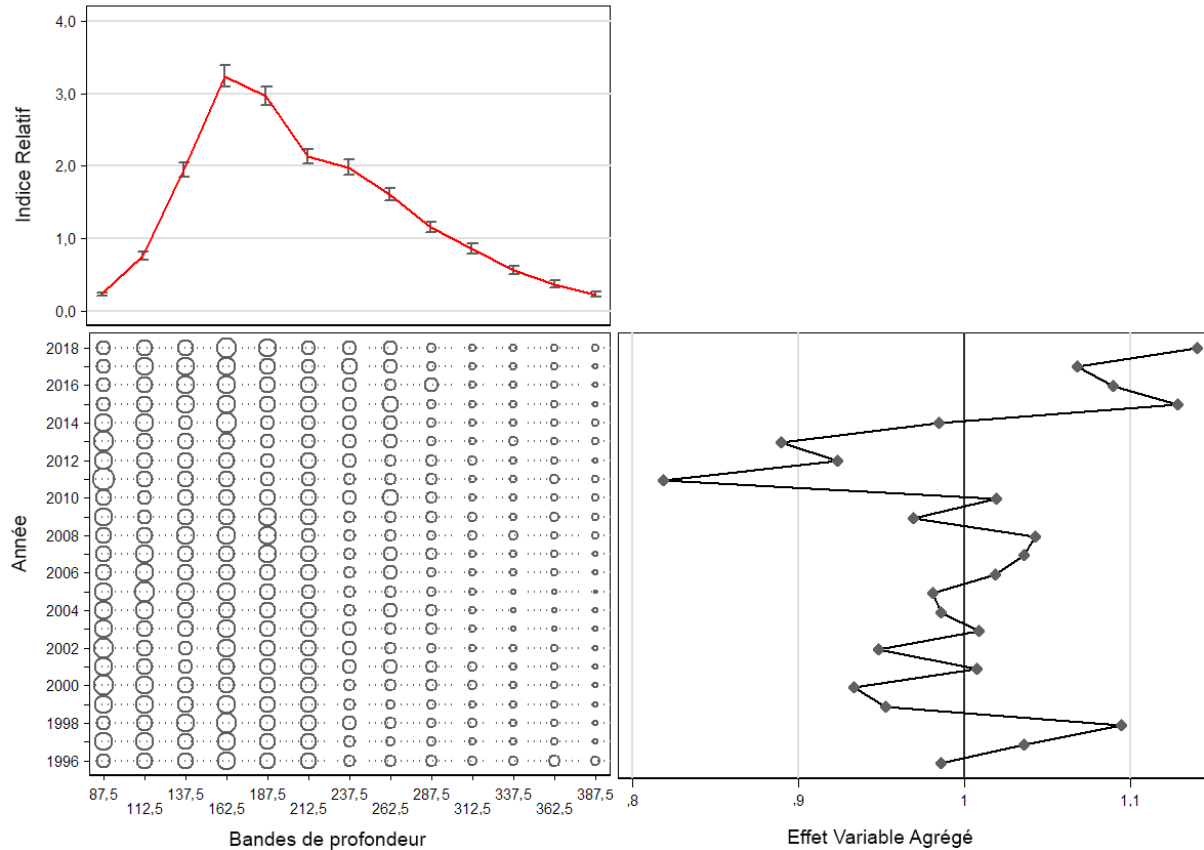


Figure C.13. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [intervalles profondeur] dans le modèle de régression binomiale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

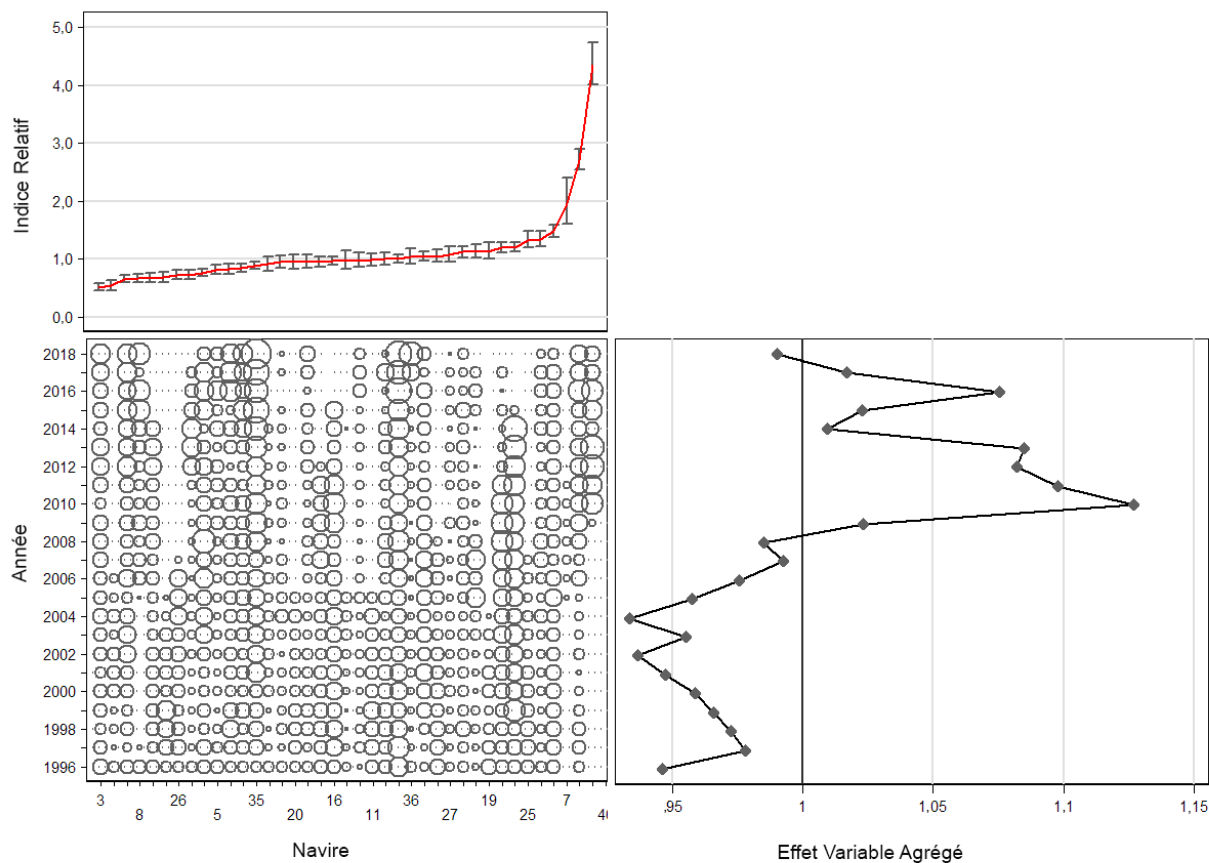


Figure C.14. Tracés CDI montrant l'effet de l'introduction de la variable [bâtiment] dans le modèle de régression binomiale pour la pêche de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Chaque tracé est composé de sous-tracés montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année de registres variables (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

C.4.1.3 Pêche au chalut de fond : modèle combiné

Le modèle combiné (Éq. C.4) se rapproche de près des indices lognormaux dans l'ensemble de la série, à l'exception de la forte augmentation observée la première année, qui provient de la série logit (Figure C.15).

C.5. INDICES RELATIFS D'ABONDANCE

Tableau C.8 résume les indices relatifs d'abondance de veuve dérivés de l'analyse de la CPUE. Les indices dérivés de la CPUE utilisés dans le modèle d'évaluation du stock structuré selon l'âge sont les indices delta-lognormaux (combinés) tirés des données de la pêche au chalut de fond (Figure C.15, Tableau C.8). Les erreurs-types (ET) bootstrap connexes ont été utilisées comme CV initiaux pour ajuster le modèle d'évaluation du stock.

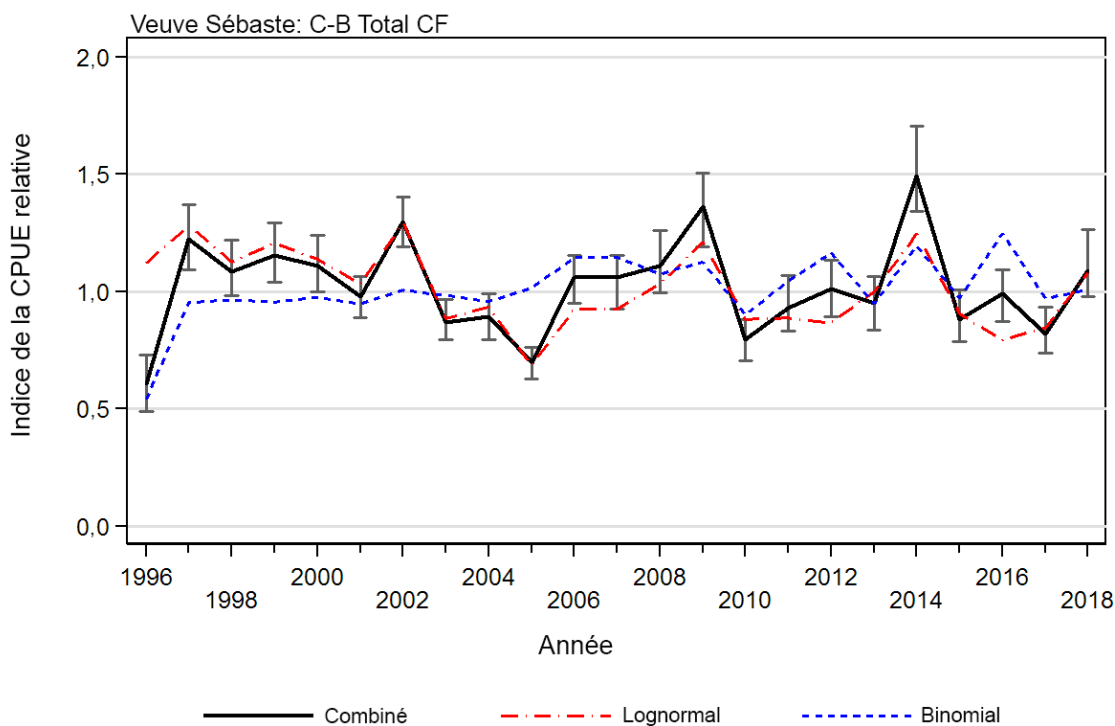


Figure C.15. Série d'indices combinés (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE; les séries d'indices lognormaux et binomiaux contributifs sont également présentées. Les limites de confiance sont fondées sur 250 répétitions bootstrap.

C.6. COMPARAISON DES MODÈLES DELTA-LOGNORMAL ET DE TWEEDIE

L'ensemble de données des bâtiments de la flottille de base qui a été élaboré pour cette analyse a également été analysé au moyen d'une procédure de normalisation utilisant un modèle fondé sur la distribution de Tweedie (Anderson et coll., 2019). L'avantage de la distribution de Tweedie est qu'elle accepte des observations zéro et positives dans le même modèle, éliminant ainsi la procédure en deux étapes décrite à la section C.2.2.3. En outre, la procédure de normalisation de Tweedie a été appliquée dans un cadre bayésien, qui peut produire une estimation plus réaliste de l'incertitude sous-jacente dans le modèle.

Toutefois, l'incidence globale de cette procédure de normalisation alternative sur les indices [année] relatifs est faible, les deux modèles estimant des effets [année] relatifs très semblables (Figure C.16). Plus important encore, les erreurs-types associées à la variable [année] du modèle de Tweedie sont beaucoup plus importantes que les intervalles d'erreur équivalents du modèle delta-lognormal. Ces estimations devraient atténuer ou éliminer la nécessité d'ajouter une erreur de processus aux séries d'indices dérivés de la CPUE.

Tableau C.8. Indices relatifs de la CPUE annuelle tirés des modèles arithmétique, non normalisé et lognormal des prises non nulles de veuve au chalut de fond dans la zone 3CD5ABCDE. Les indices tirés du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle delta-lognormal combiné sont également présentés (Éq. C.4). Tous les indices sont mis à l'échelle de manière à ce que leurs moyennes géométriques soient égales à 1. Les limites de confiance analytique supérieures et inférieures de 95 % et l'erreur-type (ET) connexe sont présentées pour le modèle lognormal, tandis que les limites de confiance supérieures et inférieures bootstrap de 95 % et l'erreur-type (ET) connexe sont présentées pour le modèle combiné.

Année	Indice arithmétique (Éq. C.1)	Indice géométrique (Éq. C.2)	Lognormal (Éq. C.3)				Indice binomial (Éq. C.3)	Combiné (Éq. C.4)			
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	ET
1996	0,719	0,983	1,121	0,890	1,209	0,0780	0,542	0,608	0,490	0,730	0,098
1997	0,724	0,989	1,283	1,069	1,318	0,0533	0,955	1,225	1,092	1,370	0,058
1998	0,608	0,841	1,126	0,946	1,147	0,0491	0,965	1,087	0,983	1,218	0,052
1999	0,863	1,055	1,207	1,016	1,227	0,0482	0,955	1,153	1,040	1,293	0,060
2000	1,109	1,209	1,137	0,967	1,143	0,0428	0,977	1,110	1,001	1,239	0,052
2001	1,419	1,238	1,033	0,876	1,041	0,0440	0,947	0,978	0,889	1,066	0,053
2002	1,681	1,521	1,292	1,103	1,295	0,0411	1,006	1,299	1,190	1,405	0,045
2003	1,166	1,055	0,884	0,754	0,888	0,0416	0,983	0,870	0,796	0,965	0,049
2004	0,827	1,087	0,934	0,793	0,941	0,0438	0,958	0,895	0,794	0,992	0,051
2005	0,657	0,720	0,684	0,582	0,688	0,0425	1,016	0,695	0,627	0,762	0,050
2006	0,955	0,973	0,926	0,787	0,932	0,0431	1,145	1,060	0,952	1,153	0,049
2007	1,191	0,973	0,926	0,784	0,936	0,0454	1,146	1,061	0,925	1,156	0,053
2008	0,972	1,131	1,032	0,865	1,054	0,0504	1,076	1,111	0,994	1,262	0,061
2009	1,268	1,329	1,211	1,022	1,227	0,0466	1,125	1,362	1,190	1,504	0,057
2010	0,791	0,828	0,883	0,743	0,898	0,0482	0,902	0,796	0,707	0,881	0,059
2011	1,129	0,905	0,888	0,747	0,903	0,0484	1,046	0,929	0,832	1,069	0,059
2012	0,793	0,850	0,868	0,730	0,883	0,0487	1,166	1,012	0,893	1,135	0,062
2013	1,293	0,976	1,001	0,835	1,026	0,0525	0,948	0,949	0,838	1,067	0,061
2014	1,275	1,428	1,247	1,044	1,275	0,0510	1,197	1,492	1,343	1,706	0,058
2015	1,180	0,893	0,905	0,753	0,930	0,0538	0,973	0,880	0,786	1,008	0,066
2016	1,066	0,700	0,793	0,666	0,808	0,0493	1,249	0,990	0,874	1,095	0,057
2017	0,761	0,757	0,846	0,701	0,875	0,0565	0,970	0,821	0,739	0,935	0,064
2018	1,396	1,032	1,081	0,891	1,122	0,0587	1,009	1,091	0,979	1,265	0,068

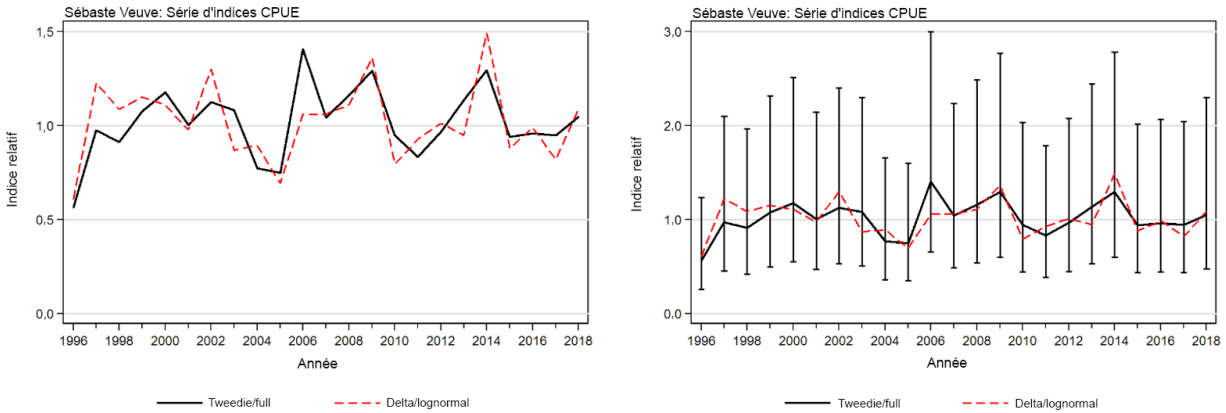


Figure C.16. Comparaison de deux modèles normalisés utilisant l'ensemble de données des bâtiments de la flottille de base de pêche au chalut dans la zone 3CD5ABCDE. Graphique de gauche : Comparaison des estimations médianes a posteriori du modèle de Tweedie au modèle delta-lognormal basé sur les mêmes données. Graphique de droite : Il s'agit de la même comparaison que dans le graphique de gauche, sauf avec des intervalles d'erreur supplémentaires (intervalles de crédibilité à 90 % de la distribution a posteriori du modèle bayésien de Tweedie).

C.7. RÉFÉRENCES – CPUE

- Anderson, S.C., Keppel, E.A. et 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. rech. 2019/041. vii + 333 p.
- Bentley, N., Kendrick, T.H., Starr, P.J. et Breen, P.A. 2012. [Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations](#). ICES J. Mar. Sci. 69(1) : pp. 84-88.
- Fletcher, D., Mackenzie, D. et E. Villouta. 2005. [Modelling skewed data with many zeros: A simple approach combining ordinary and logistic regression](#). Environ. Ecol. Stat. 12, pp. 45–54.
- Francis, R.I.C.C. 2001. [Orange roughy CPUE on the South and East Chatham Rise](#). N.Z. Fish. Ass. Rep. 2001/26 : 30 p.
- Quinn, T.R. et R.B. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press. 542 p.
- 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.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

La présente annexe décrit des analyses des données biologiques sur la veuve (code à trois lettres: SVV) de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.) aux fins de détermination de la relation longueur-poids, des modèles de croissance de von Bertalanffy, des stades de maturité et de la mortalité naturelle pour utilisation dans le modèle d'évaluation des prises selon l'âge du stock de veuve (voir les sections D.1 et D.2). De plus, on a examiné ces données pour déterminer les différences fonctionnelles entre les zones à titre d'indicateurs possibles de l'existence de stocks distincts (section D.3). Toutes les analyses biologiques reposent sur les données relatives à la veuve qui ont été extraites de la base de données sur les poissons de fond GFBioSQL de Pêches et Océans Canada (MPO) le 21 mars 2019 (45 286 registres). Les critères généraux de sélection des données pour la plupart des analyses sont résumés au Tableau D.1, mais la sélection des données peut varier d'une analyse à l'autre.

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

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

Il faut souligner que les codes de données de la base GFBioSQL pour le sexe (1 = mâle et 2 = femelle) sont inversés par rapport aux codes du modèle de prises selon l'âge (1 = femelle et 2 = mâle).

D.1. CYCLE BIOLOGIQUE

D.1.1. Longueur-poids

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été ajustée aux femelles, aux mâles et aux deux sexes combinés à toutes les paires de données valides de poids et de longueur

$$i, \{W_{is}, L_{is}\} :$$

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

α_s et β_s étant les paramètres d'intersection et de pente, respectivement, pour chaque sexe s (2 pour les femelles, 1 pour les mâles).

On a utilisé des échantillons de la pêche commerciale et des relevés de recherche, sans égard au type d'engin, pour calculer les paramètres longueur-poids à prendre en considération dans le modèle (Tableau D.2). Les ajustements aux données des zones de la CPMP individuelles et

regroupées sont présentés, avec seulement des différences mineures évidentes entre les zones. Seul l'ajustement à l'échelle de la côte (Figure D.1) a été utilisé dans le modèle.

Tableau D.2. Estimations des paramètres longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations (n) de veuve (femelles, mâles et combinés) pour tous les échantillons de la pêche commerciale et des relevés, sans égard au type d'engin, de 1989 à 2018. P = poids de l'échantillon (kg); P_{pred} = poids prédit à partir de l'ensemble de données ajusté.

Zone	Sexe	n	$\ln(a)$	ET $\ln(a)$	b	ET b	P_i moyen	ET P_i	P_i min	P_i max	P_{pred} moyen
Côte	F	2 024	-11,323	0,0322	3,0545	0,0084	1,556	0,6170	0,012	3,244	1,506
	M	2 005	-11,603	0,0285	3,1281	0,0076	1,313	0,5488	0,018	2,908	1,247
	F+M	4 033	-11,490	0,0210	3,0981	0,0056	1,435	0,6001	0,010	4,670	1,377
3CD	F	445	-11,661	0,1145	3,1551	0,0301	1,491	0,5703	0,325	2,852	1,421
	M	376	-11,351	0,1391	3,0669	0,0372	1,181	0,3784	0,304	2,310	1,109
	F+M	822	-11,616	0,0880	3,1409	0,0233	1,350	0,5158	0,304	2,852	1,264
5ABC	F	891	-11,486	0,0370	3,0976	0,0099	1,407	0,6919	0,010	3,244	1,569
	M	949	-11,638	0,0331	3,1367	0,0090	1,189	0,6208	0,018	2,908	1,313
	F+M	1 840	-11,597	0,0247	3,1262	0,0066	1,294	0,6650	0,012	3,244	1,442
5DE	F	690	-10,774	0,0798	2,9062	0,0205	1,780	0,4725	0,192	2,833	1,732
	M	677	-11,317	0,0893	3,0519	0,0232	1,565	0,4173	0,202	2,660	1,513
	F+M	1 369	-11,022	0,0589	2,9724	0,0153	1,671	0,4617	0,176	2,833	1,626
3C	F	259	-11,826	0,1474	3,1995	0,0393	1,318	0,5584	0,325	2,852	1,242
	M	210	-11,811	0,1671	3,1939	0,0452	1,053	0,3730	0,304	2,310	0,988
	F+M	469	-11,838	0,1075	3,2020	0,0288	1,199	0,5014	0,304	2,852	1,112
3D	F	186	-11,300	0,2258	3,0609	0,0586	1,732	0,4953	0,544	2,848	1,644
	M	161	-10,763	0,3122	2,9090	0,0822	1,364	0,2983	0,610	2,110	1,266
	F+M	351	-11,472	0,1765	3,1014	0,0461	1,554	0,4634	0,468	2,848	1,455
5A	F	624	-11,919	0,0491	3,2079	0,0129	1,500	0,5767	0,012	3,244	1,360
	M	568	-11,833	0,0407	3,1818	0,0110	1,147	0,4639	0,018	2,276	1,066
	F+M	1 193	-11,880	0,0312	3,1961	0,0083	1,333	0,5548	0,012	3,244	1,219
5B	F	142	-11,037	0,0960	2,9849	0,0255	1,621	0,8602	0,010	4,670	2,093
	M	195	-11,450	0,0822	3,1013	0,0217	1,613	0,6459	0,060	2,908	1,817
	F+M	337	-11,221	0,0639	3,0378	0,0169	1,616	0,7426	0,010	4,670	1,950
5C	F	124	-11,569	0,0780	3,1378	0,0228	0,714	0,6643	0,014	2,766	1,132
	M	184	-11,409	0,0624	3,0790	0,0178	0,871	0,7655	0,044	2,637	1,186
	F+M	308	-11,451	0,0498	3,0960	0,0144	0,808	0,7294	0,014	2,766	1,165
5D	F	17	-8,862	0,7850	2,2940	0,2403	0,256	0,0346	0,192	0,304	0,770
	M	19	-10,196	1,2435	2,7005	0,3809	0,253	0,0317	0,202	0,328	0,935
	F+M	36	-9,353	0,6841	2,4430	0,2095	0,255	0,0327	0,192	0,328	0,824
5E	F	675	-10,149	0,1192	2,7465	0,0305	1,816	0,4144	0,470	2,833	1,772
	M	657	-11,020	0,1455	2,9750	0,0377	1,603	0,3574	0,590	2,660	1,539
	F+M	1 332	-10,431	0,0901	2,8206	0,0232	1,711	0,4015	0,470	2,833	1,660

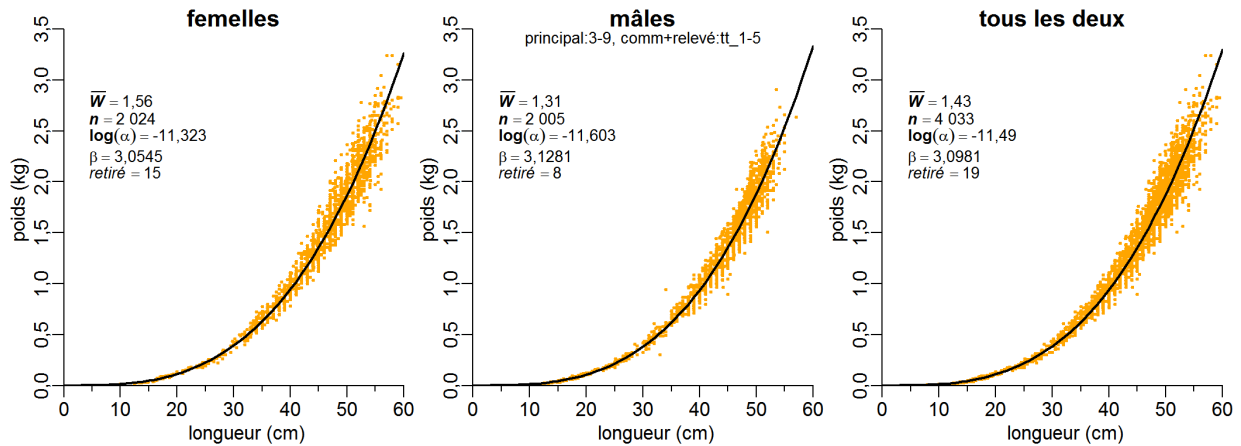


Figure D.1. Relation longueur-poids pour le stock de veuve à l'échelle de la côte calculée à partir d'échantillons provenant de la pêche commerciale et des relevés de recherche, sans égard au type d'engin. Les registres dont la valeur absolue des valeurs résiduelles normalisées est supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été supprimés; 19 observations ont donc été éliminées pour l'ajustement aux deux sexes combinés.

D.1.2. Modèle de croissance de von Bertalanffy

Les données sur l'âge déterminé selon les otolithes lors des relevés étaient maigres et potentiellement biaisées, compte tenu du comportement pélagique de l'espèce. On a donc combiné les données provenant de la pêche commerciale et des relevés de recherche pour déterminer la croissance. Les observations appariées i de la longueur et de l'âge selon le sexe, $\{L_{is}, a_{is}\}$, pour $s = 2, 1$ (femelles, mâles) ont été sélectionnées à partir de 12 577 échantillons, dont 90 ont été l'objet d'un examen en surface des otolithes et 12 487 ont été l'objet de la méthode fendre et brûler (F et B) (MacLellan, 1997). Tableau D.3 résume le nombre d'otolithes de veuve.

Tableau D.3. Nombre d'otolithes d'échantillons de veuve dont l'âge a été déterminé par la méthode fendre et brûler (F et B) et un examen en surface dans la base de données GFBioSQL (consultée le 21 mars 2019). Le nombre d'échantillons est indiqué entre parenthèses et n'est pas cumulatif (c.-à-d. que les otolithes selon le sexe proviennent habituellement du même échantillon).

Type de sortie	Activité	Méth. dét. âge	Femelles	Mâles	Inconnu
Canada sans obs.	Commerciale	F et B	1 490 (79)	1 609 (79)	---
		Surface	1 (1)	5 (1)	---
	Recherche	Relevé	18 (2)	9 (2)	---
Affrété	Relevé	F et B	292 (12)	311 (12)	---
		Surface	30 (2)	53 (2)	1 (1)
Canada avec obs.	Commerciale	F et B	4 170 (220)	4 412 (218)	79 (15)
Coent. avec obs.	Commerciale	F et B	40 (2)	57 (2)	---

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 :

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

où pour chaque sexe S ,

- $L_{\infty S}$ = longueur moyenne à l'âge maximum d'un individu,
 K_s = coefficient de taux de croissance,
 t_{0s} = âge auquel la taille moyenne est nulle.

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

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

Les ajustements selon la croissance (Tableau D.4, Figure D.2) montrent que les veuves femelles sont de plus grande taille que les veuves mâles. Les estimations des paramètres propres à la zone diffèrent peu d'une zone à l'autre. Seuls les paramètres pour toute la côte propres au sexe (L_{∞} , K , t_0) dans le Tableau D.4 ont été utilisés dans le modèle de population. Les ajustements à la croissance selon la zone sont indiqués pour la postérité.

Tableau D.4. Estimations des paramètres longueur-âge pour la veuve (femelles, mâles, combinés) selon l'ajustement du modèle de croissance de von Bertalanffy pour tous les échantillons de la pêche commerciale et des relevés, sans égard au type d'engin, à l'échelle de la côte et par zone.

Zone	Sexe	n	L_{∞} (cm)	K	t_0 (cm)	σ
Côte	F	5 949	52,8	0,1732	-0,8	2,52
	M	6 353	49,0	0,1965	-0,9	2,56
	F+M	12 327	50,8	0,1855	-0,8	2,81
3CD	F	2 125	53,3	0,1601	-1,3	2,52
	M	2 304	47,9	0,2078	-0,8	2,52
	F+M	4 457	43,5	0,9852	-4,8	5,42
5ABC	F	2 940	52,7	0,1767	-0,7	2,35
	M	3 240	49,4	0,1948	-0,8	2,42
	F+M	6 192	50,8	0,1882	-0,7	2,64
5DE	F	906	53,2	0,1256	-5,0	3,23
	M	828	49,2	0,1447	-5,0	3,25
	F+M	1 728	51,5	0,1315	-5,0	3,37
3C	F	655	54,2	0,1233	-3,1	2,46
	M	741	46,4	0,2177	-1,0	2,27
	F+M	1 396	49,0	0,1869	-1,2	2,60
3D	F	1 468	53,5	0,1620	-1,3	2,46
	M	1 563	48,1	0,2142	-0,5	2,58
	F+M	3 041	50,9	0,1824	-1,0	2,90
5A	F	2 400	52,1	0,1825	-0,7	2,28
	M	2 224	47,8	0,2236	-0,6	2,28
	F+M	4 636	50,5	0,1902	-0,7	2,58
5B	F	509	53,7	0,1800	-0,4	2,42
	M	911	49,8	0,2133	-0,3	2,35
	F+M	1 422	50,9	0,2112	-0,2	2,78
5C	F	30	54,1	0,1799	-0,4	1,75
	M	100	51,4	0,2417	1,6	2,08
	F+M	130	51,6	0,2636	2,0	2,09
5D	F	72	55,7	0,1265	-3,2	2,08
	M	62	50,4	0,1745	-2,4	1,94
	F+M	134	51,7	0,1816	-1,4	2,16

Zone	Sexe	<i>n</i>	<i>L_∞</i> (cm)	<i>K</i>	<i>t₀</i> (cm)	<i>σ</i>
5E	F	833	52,9	0,1290	-5,0	3,28
	M	770	49,0	0,1464	-5,0	3,41
	F+M	1 597	51,4	0,1333	-5,0	3,49

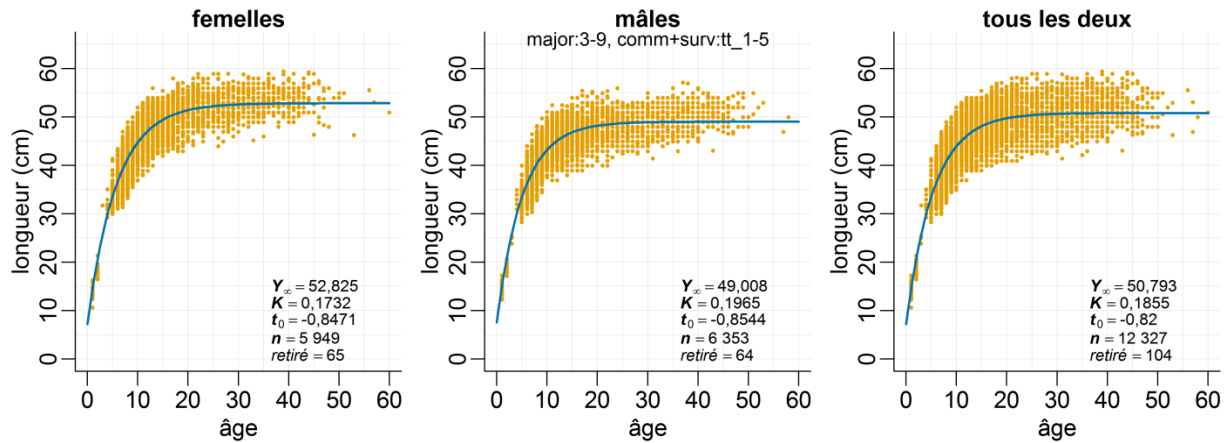


Figure D.2. Croissance spécifiée selon la relation âge-longueur. Ajustements du modèle de von Bertalanffy aux âges de veuve déterminés selon la méthode fendre et brûler et par un examen en surface des otolithes (âges 1 à 3). Les registres dont la valeur absolue des valeurs résiduelles normalisées est supérieure à 3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été supprimés.

D.1.3. Distribution selon l'âge

L'âge médian de la population de veuve semble variable parmi les zones de la CPMP, les poissons plus âgés étant prédominants dans la zone 5B, et parfois dans les zones 5C et 5E (Figure D.3). Hicks et Wetzel (2015) ont relevé une distribution semblable selon l'âge des cohortes (jeunes au sud et plus âgés au nord) le long du littoral continental du Pacifique des États-Unis. Toutefois, le faible nombre d'échantillons provenant des relevés de la C.-B. pourrait indiquer que les poissons plus âgés ont été échantillonnés par hasard. On peut le constater en comparant la distribution par âge dans la zone 5E selon les relevés avec celle selon la pêche commerciale, qui n'indique pas que les poissons dans la zone 5E sont plus âgés que ceux dans la plupart des autres zones. La distribution des échantillons dans les zones 5BC provenant de la pêche commerciale laisse effectivement penser que des poissons plus âgés y vivent, mais il semble s'agir d'un artefact d'échantillonnage en ce sens que la zone 5B est surreprésentée par des échantillons triés (échantillons sélectionnés selon la taille ou le sexe) plus tôt dans la série chronologique (Figure D.4, Tableau D.5). De plus, l'industrie de la pêche capture des veuves au repos (hors de la période de fraye) dans des localités de la plate-forme du BRC (principalement la zone 5B) en été, ce qui pourrait fausser la distribution selon l'âge pour cette zone pendant cette période de l'année (voir la section D.3.4).

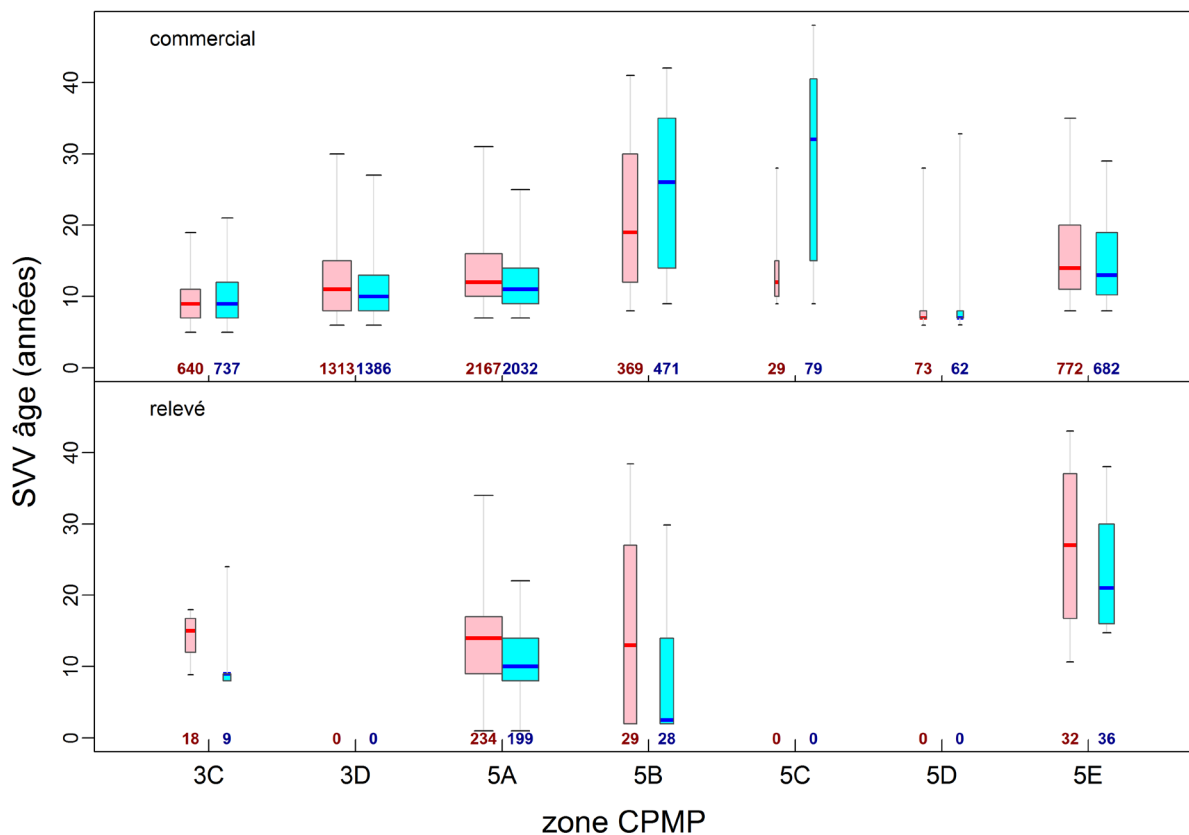


Figure D.3. Tracés par quantile de l'âge des veuves selon le sexe et la zone de la CPMP pour les sorties commerciales (en haut) et les relevés (en bas) de 1990 à 2018. Chaque case de quantiles comprend toutes les années et le nombre d'âges est indiqué en dessous.

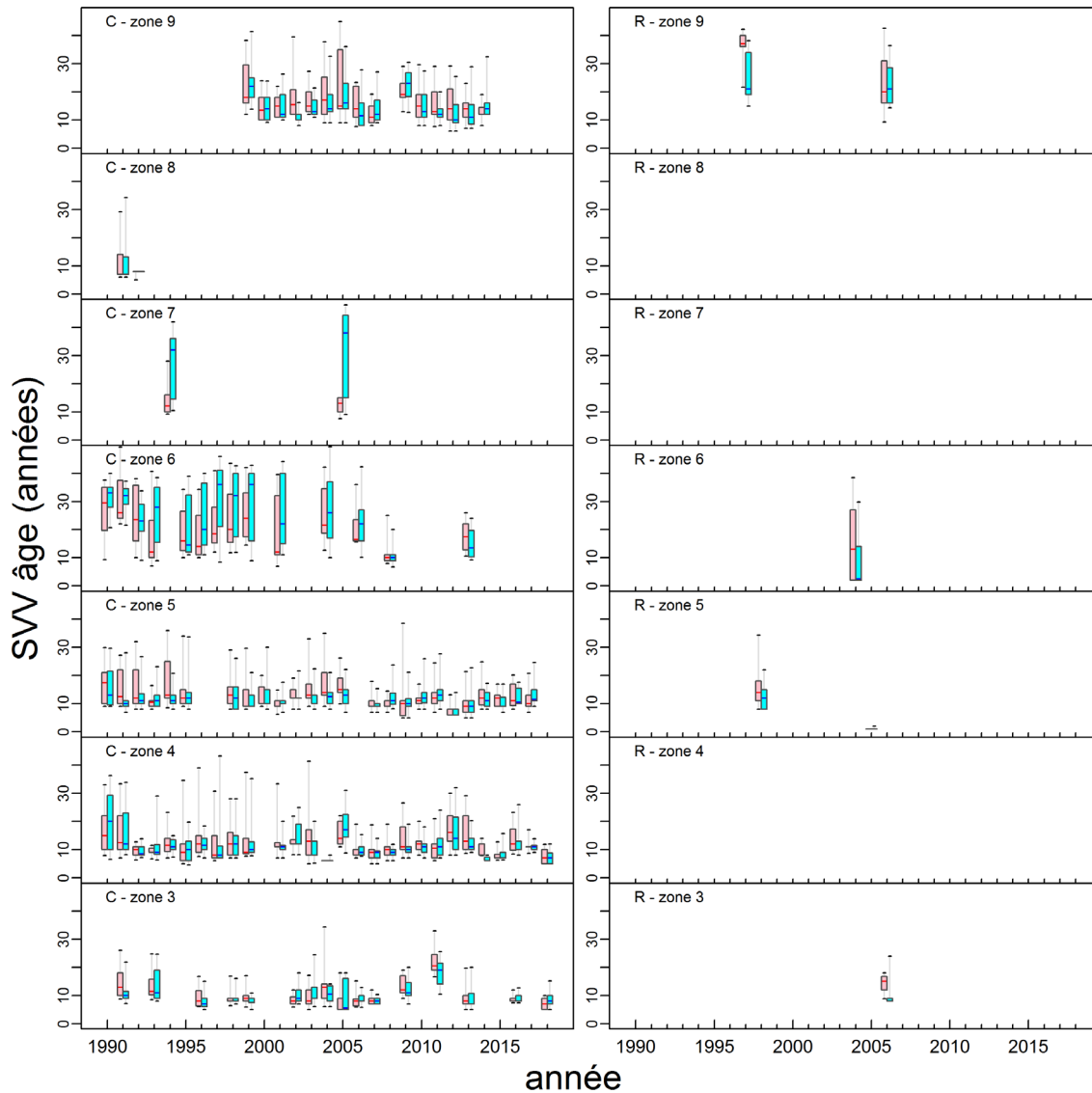


Figure D.4. Tracés par quantile de l'âge annuel des veuves selon le sexe et la zone de la CPMP pour les sorties commerciales (C) et les relevés (S). Codes des zones principales de la CPMP : 3 = 3C; 4 = 3D; 5 = 5A; 6 = 5B; 7 = 5C; 8 = 5D; 9 = 5E. Les tendances de l'âge moyen des femelles (lignes rouges) et des mâles (lignes bleues) sont affichées lorsque les années sont contiguës.

Tableau D.5. Âge moyen des veuves par zone de la CPMP pour trois types de chalut, de 1990 à 2018. Les entrées du tableau indiquent l'âge moyen de n poissons (entre parenthèses) pour les échantillons non triés et triés (selon la taille ou le sexe).

Échant. →	Non triés			Triés		
	CPMP↓ Fond	Pélagique	Inconnu	Fond	Pélagique	Inconnu
3C	9,3 (n = 99)	10,1 (n = 638)	---	12,4 (n = 29)	10,1 (n = 590)	13,1 (n = 53)
3D	14,2 (n = 176)	11,1 (n = 1229)	15 (n = 62)	16,8 (n = 140)	13,3 (n = 919)	13 (n = 185)
5A	10,2 (n = 348)	13,5 (n = 1732)	11,7 (n = 93)	14,3 (n = 341)	13,7 (n = 1604)	15,1 (n = 573)
5B	18,3 (n = 126)	23,5 (n = 76)	11,6 (n = 96)	25,0 (n = 82)	27,4 (n = 304)	22,3 (n = 217)
5C	---	---	---	29,2 (n = 48)	21,6 (n = 60)	---
5D	---	---	---	6,9 (n = 48)	---	13,2 (n = 87)
5E	17,8 (n = 450)	13,4 (n = 317)	13,7 (n = 43)	16,6 (n = 435)	17,6 (n = 277)	---

D.1.4. Maturité

Cette analyse était fondée sur toutes les femelles « codées » (examinées pour en déterminer l'état de maturité) dans la base de données GFBioSQL du MPO. Les codes de maturité pour la veuve dans la base de données (Tableau D.6) proviennent de la convention MATURITY_CONVENTION_CODE = 1, qui décrit sept stades de maturité pour le sébaste (1977+).

Tableau D.6. Codes de maturité dans la base GFBio pour le sébaste, y compris la veuve de la C.-B.

Code	Femelles	Mâles
1	Immature – translucide, petit	Immature – translucide, filamenteux
2	En phase de maturation – petits œufs jaunes, translucides ou opaques	En phase de maturation – gonflement, brun-blanc
3	Mature – gros œufs jaunes, opaques	-
4	Fécondé – gros œufs orange-jaune, translucides	Mature – blanc abondant, facilement rompu
5	Embryons ou larves – comprend les œufs nucléés	Mûr – sperme en écoulement
6	Vide – gros ovaires rouges flasques; peut-être quelques larves	Vide – flasque, rouge
7	Au repos – ovaires de taille moyenne, fermes, gris rouge	Au repos – rubans, faibles bruns

Les graphiques à bulles des données de fréquence (maturité c. mois) provenant de diverses sources sont présentés à la Figure D.5. Idéalement, la longueur et l'âge à la maturité sont calculés en période de pointe du développement (saison d'insémination pour les mâles et saison de parturition pour les femelles; Westrheim, 1975). Toutefois, tous les mois ont été utilisés pour créer la courbe de distribution de la maturité parce que ces données ont fourni une concordance plus précise que l'utilisation d'un sous-ensemble de mois.

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

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

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

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

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

Pour estimer une courbe de distribution de la maturité, les données biologiques ont été qualifiées comme suit :

- stock – toute la côte principale = 3:9 45 217 registres
- méthode d'établissement de l'âge metha = c(0,1,3,17) 12 432 registres
(voir la note ci-dessous)
- type d'échantillon typech = c(1,2,6,7) 12 431 registres
(prise totale/aléatoire)
- catégorie d'espèce (sans tri) cates = 1 12 431 registres
- sexe – femelles seulement sexe = 2 6 014 registres
- codes de maturité pour la veuve mats = c(1:7) 3 653 registres
- limites d'âge de la courbe age = c(0,40) 3 602 registres
- type de sortie types = c(1:10) 3 602 registres
(commerciale + relevés)
- mois – tous les mois mois = c(1:12) 3 602 registres

En règle générale, les analyses biologiques de la veuve utilisent l'âge déterminé par les otolithes traités et interprétés au moyen de la procédure « fendre et brûler » (metha = 3) ou codés « inconnu » (metha = 0), mais traités en 1980 ou après. Il existe également une méthode appelée « fendre et cuire » (metha = 17); toutefois, aucune veuve n'a été traitée au moyen de cette technique. Enfin, les otolithes de veuves d'âge 1 à 3 sont parfois traités par examen en surface (metha = 1) parce que le laboratoire d'établissement de l'âge trouve cette technique plus fiable que la méthode fendre et brûler pour les très jeunes poissons; voir le Tableau D.3 pour les otolithes de veuve traités.

La caractérisation qui précède a permis d'obtenir 3 602 spécimens femelles avec des interprétations de maturité et des âges valides. Les spécimens matures comprenaient les échantillons codés de 3 à 7 pour la veuve (Tableau D.6). La proportion empirique de femelles matures à chaque âge a été calculée (Tableau D.7). On a ajusté une fonction à double normale (éq. D.3) aux proportions observées d'individus matures entre les âges 1 et 40 pour aplanir les observations et déterminer une fonction monotone croissante à utiliser dans le modèle d'évaluation du stock (Figure D.6). En outre, la fonction logistique utilisée par Vivian Haist (VH) pour les modèles de longueur dans les évaluations de langouste de la Nouvelle-Zélande (Haist et coll., 2009) a été utilisée pour comparaison avec le modèle à double normale.

Suivant une procédure adoptée par Stanley et ses collaborateurs (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), les proportions d'individus matures à un jeune âge ajustées par l'éq. D.3 n'ont pas été utilisées parce que la ligne ajustée peut surestimer la proportion de femelles matures (Figure D.6). Par conséquent, la courbe de distribution de la maturité employée dans le modèle d'évaluation du stock (dernière colonne du Tableau D.7) établit la maturité à zéro pour les âges 1 à 4, puis passe à la fonction monotone ajustée pour les âges 5 à 40, tous forcés à 1 (pleine maturité) après l'âge 12. Cette stratégie est conforme à des évaluations antérieures de sébaste de la C.-B. pour lesquelles les individus plus jeunes n'avaient pas été bien échantillonnés, et ceux qui l'avaient été avaient tendance à être plus grands et plus

susceptibles d'être matures. La fonction de cette courbe de distribution dans le modèle d'évaluation du stock est de calculer la biomasse féconde utilisée dans la fonction stock-recrutement de Beverton-Holt, et est traitée comme une constante connue sans erreur. Les âges à demi et à pleine maturité selon l'ajustement à double normale sont estimés à 8,2 et 12,4, respectivement.

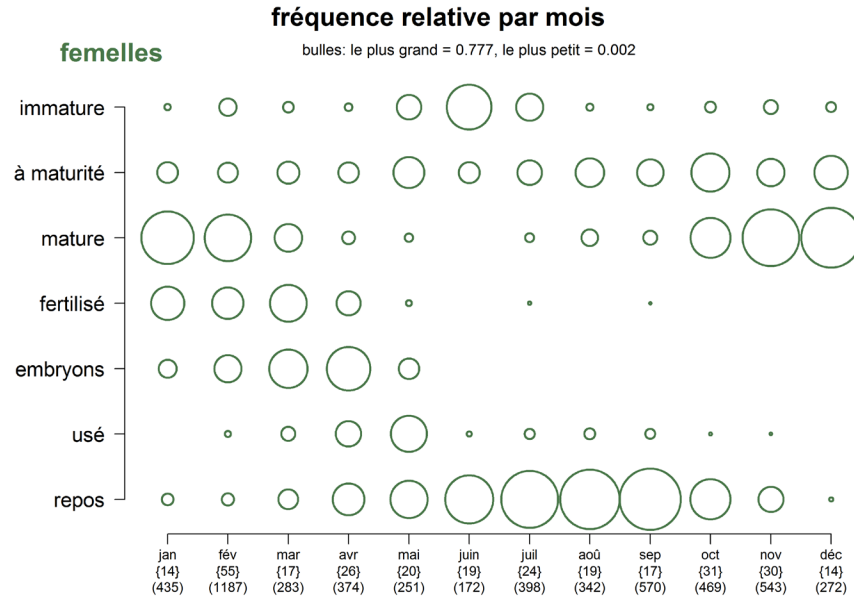


Figure D.5. Fréquence relative des codes de maturité par mois pour les veuves femelles. Les données comprennent la maturité des échantillons provenant de la pêche commerciale et des relevés recherche. Les fréquences sont calculées dans chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

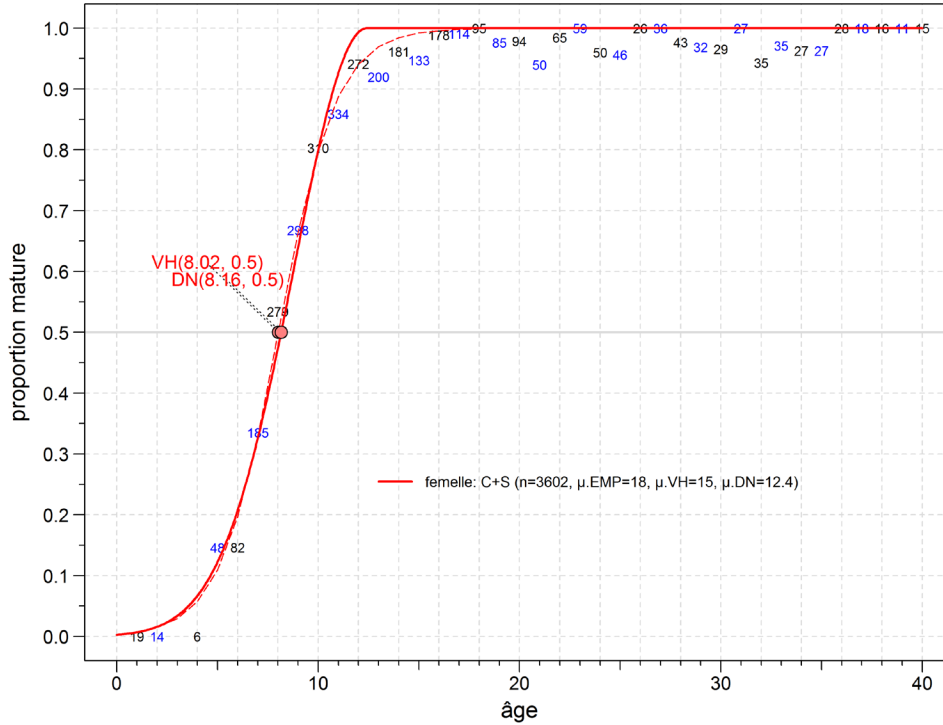


Figure D.6. Courbes de distribution de la maturité pour les veuves femelles. La ligne pleine montre l'ajustement de la courbe à double normale (DN); la ligne tiretée montre l'ajustement du modèle logistique (VH = Vivian Haist); les nombres en alternance bleu et noir (pour plus de clarté seulement) désignent le nombre de spécimens femelles utilisés pour calculer les proportions d'individus matures d'entrée (EMP = empirique); les croix indiquent les valeurs utilisées dans le modèle. Les âges estimés à demi maturité sont indiqués sur la ligne médiane; les âges à pleine maturité (μ .EMP, μ . VH, μ .DN) sont indiqués dans la légende.

Tableau D.7. Proportion de veuves femelles matures selon l'âge (m_a , p. ex., éq.D.3) utilisée dans le modèle de prises selon l'âge (dernière colonne). On a supposé que les stades de maturité 1 et 2 représentaient les individus immatures et que tous les autres individus à un stade défini (stades 3 à 7) étaient matures. EMP = empirique, LB = logit binomial, VH = fonction logistique utilisée par Vivian Haist, DN = double normale (éq. D.3), Modèle = utilisé dans le modèle de population.

Âge	Nombre d'individus	EMP m_a	LB m_a	VH m_a	DN m_a	Modèle m_a
1	19	0	0,062	0,0076	0,0069	0
2	14	0	0,0912	0,015	0,0159	0
3	0	-	0,1323	0,0296	0,0339	0
4	6	0	0,1881	0,0577	0,0669	0
5	48	0,1458	0,2604	0,1092	0,1224	0,1224
6	82	0,1463	0,3484	0,1971	0,2076	0,2076
7	185	0,3351	0,4482	0,3296	0,3261	0,3261
8	279	0,5341	0,5524	0,4961	0,4746	0,4746
9	298	0,6678	0,6522	0,6635	0,6401	0,6401
10	310	0,8032	0,7401	0,798	0,7998	0,7998
11	334	0,8593	0,8123	0,8878	0,926	0,926
12	272	0,9412	0,868	0,9406	0,9933	0,9933
13	200	0,9200	0,909	0,9694	1	1
14	181	0,9613	0,9382	0,9845	1	1

Âge	Nombre d'individus	EMP m_a	LB m_a	VH m_a	DN m_a	Modèle m_a
15	133	0,9474	0,9584	0,9922	1	1
16	178	0,9888	0,9722	0,9961	1	1
17	114	0,9912	0,9815	0,998	1	1
18	95	1	0,9878	0,999	1	1
19	85	0,9765	0,9919	0,9995	1	1
20	94	0,9787	0,9947	0,9998	1	1
21	50	0,94	0,9965	0,9999	1	1
22	65	0,9846	0,9977	0,9999	1	1
23	59	1	0,9985	1	1	1
24	50	0,96	0,999	1	1	1
25	46	0,9565	0,9993	1	1	1
26	26	1	0,9996	1	1	1
27	36	1	0,9997	1	1	1
28	43	0,9767	0,9998	1	1	1
29	32	0,9688	0,9999	1	1	1
30	29	0,9655	0,9999	1	1	1
31	27	1	0,9999	1	1	1
32	35	0,9429	1	1	1	1
33	35	0,9714	1	1	1	1
34	27	0,963	1	1	1	1
35	27	0,963	1	1	1	1
36	28	1	1	1	1	1
37	18	1	1	1	1	1
38	16	1	1	1	1	1
39	11	1	1	1	1	1
40	15	1	1	1	1	1

D.1.5. Mortalité naturelle

Les estimations de la mortalité naturelle (M) de la veuve couvrent un large éventail dans la littérature. À l'extrémité inférieure, M est fixée à 0,05 pour la veuve dans l'évaluation de 17 espèces de catégorie 5 dans le golfe de l'Alaska (Tribuzio et coll., 2017). Le long de la côte ouest des États-Unis, au sud de la C.-B., Hicks et Wetzel (2015) utilisent une valeur a priori lognormale fondée sur les travaux d'Owen Hamel utilisant un âge maximal de 54 ans, avec une médiane de 0,081 (-2,513 dans l'espace logarithmique) et un écart-type dans l'espace logarithmique de 0,524. Malgré l'a priori éclairé, la valeur M estimée par le modèle pour les femelles et les mâles (avec des quantiles 0,125 et 0,875) était de 0,157 (0,145-0,170) et de 0,171 (0,158-0,183), respectivement. Ces estimations dépassent de loin celles fondées sur les données de la veuve de la C.-B.

La principale différence entre le modèle américain et le modèle de la C.-B. est l'utilisation de flottilles. Hicks et Wetzel (2015) définissent cinq flottilles : (i) pêche au chalut de fond basée à terre; (ii) pêche au chalut pélagique basée à terre; (iii) diverses opérations de chalutage ciblant le merlu du Chili; (iv) pêche au filet en Californie; (v) pêche aux lignes (principalement à la palangre). Le modèle de la C.-B. fait appel à une seule flottille combinant le chalut de fond et le chalut pélagique, selon les résultats d'un groupe de travail technique qui n'a trouvé aucune preuve claire justifiant la séparation des flottilles (voir la section D.3.2).

Dans la base de données GFBioSQL du MPO, l'âge maximal est de 60 ans pour un spécimen femelle (longueur de 51 cm) capturé dans la zone 3D de la CPMP, plus précisément dans la

localité de pêche appelée « Nootka » (principale = 4, mineure = 25, localité = 2), le 27 juin 1996. L'âge moyen de la veuve en C.-B. est de 14,7 ans ($n = 12\,491$), l'âge médian est de 12 ans, et les quantiles 0,025, 0,975 et 0,99 sont respectivement de 5, 38 et 43 ans.

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

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

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

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

où t_{\max} = âge maximum.

Au cours du processus d'examen du sébaste à raie rouge (MPO, en préparation³), l'un des principaux examinateurs a relevé que Then et ses collaborateurs (2015) n'ont pas appliqué systématiquement une transformation logarithmique. Dans l'espace réel, on pourrait s'attendre à une hétéroscédasticité importante tant dans les erreurs d'observation que dans les erreurs de processus associées à la relation entre M et t_{\max} . En réévaluant les données utilisées par Then et ses collaborateurs (2015) selon l'ajustement du modèle à un paramètre t_{\max} à l'aide d'une transformation bilogarithmique (de sorte que la pente doit être de -1 dans l'espace transformé, comme dans Hamel 2015), l'estimation ponctuelle de M devient :

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

Lors de réunions d'évaluation antérieures, les participants s'opposaient à l'idée d'adopter un âge maximal provenant d'un seul individu, habituellement isolé, préférant plutôt observer la queue de la distribution des âges (Figure D.7). Pour la veuve, cette façon de procéder semble indiquer que l'âge 55 pourrait être une valeur plus appropriée pour t_{\max} , ce qui signifie que M varie de 0,08 (selon Hoenig) à 0,10 (selon Hamel, Tableau D.8). Dans cette évaluation, M est fixée à trois valeurs (0,07, 0,08, 0,09) pour diverses raisons abordées dans le document principal.

Tableau D.8. Estimations de la mortalité naturelle de la veuve à partir d'équations fondées sur la longévité des individus. Trois valeurs d'âge supérieures (t_{\max}) sont utilisées pour illustrer la variabilité de la base M sur l'âge maximal.

Source	Équation	$t_{\max}= 50$	= 55	= 60
Hoenig (1983)	$M = -LN(0,01)/t_{\max}$	0,092	0,084	0,077
Then et coll. (2015)	$M = 4,899(t_{\max}^{-0,916})$	0,136	0,125	0,115
Hamel (2015)	$M = 5,4/t_{\max}$	0,108	0,098	0,090

³ MPO. en préparation. Compte rendu de l'examen par les pairs de la région du Pacifique sur l'Évaluation des stocks du sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) de la Colombie-Britannique en 2018; 13-14 juin 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Comptes rendus.

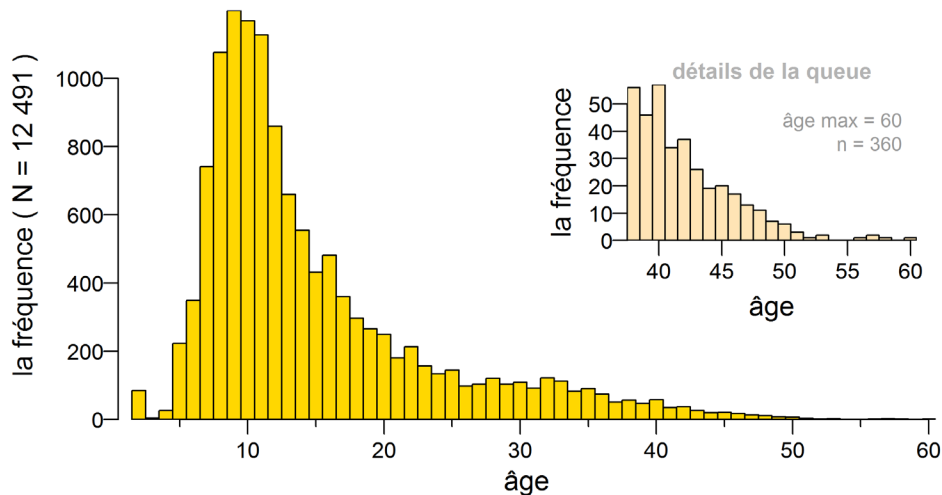


Figure D.7. Distribution des âges des femelles et des mâles. L'encart présente de l'information détaillée pour les âges 38 et plus, soit le quantile 0,975 de l'ensemble complet de données sur l'âge.

D.2. PROPORTIONS D'ÂGE PONDÉRÉES

La présente section résume une méthode pour représenter les structures selon l'âge des échantillons de la pêche commerciale et des relevés dans le modèle d'évaluation du stock pour une espèce donnée (ci-après appelée « cible ») en pondérant les fréquences d'âge observées

x_a ou les proportions x'_a par densité || prise dans des strates définies (h). (Tout au long de cette section, le symbole « || » est utilisé pour délimiter des valeurs parallèles dans les analyses des échantillons de la pêche commerciale et des relevés, respectivement, puisque les mécanismes de la procédure de pondération sont similaires dans les deux cas. Le symbole peut se lire comme « ou », p. ex., prise ou densité.) Pour les échantillons de la pêche commerciale, ces strates comprennent des périodes trimestrielles à l'intérieur d'une année, tandis que pour les échantillons des relevés, les strates sont définies par des limites de longitude, de latitude et de profondeur propres à chaque série de relevés. Un système de pondération à deux niveaux est appliqué comme suit.

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

Les âges selon les relevés sont pondérés de la même façon. Chaque trait échantillonné dans une strate de relevé est pondéré par la densité de prise cible du trait (t/km²) pour obtenir une fréquence d'âge pondérée par strate. Comme ci-dessus, les strates de relevé ne comportent pas toutes des échantillons d'âge, de sorte que les fréquences d'âge pondérées par strate échantillonnée sont pondérées par la superficie de strate appropriée (km²). Par exemple, si seulement des strates peu profondes sont échantillonnées pour l'âge, les strates profondes ne sont pas utilisées pour calculer au prorata les fréquences d'âge des strates peu profondes. Pour

ce qui est des âges selon la pêche commerciale, le système de pondération à deux niveaux produit une fréquence d'âge par année de relevé.

Idéalement, l'effort d'échantillonnage serait proportionnel à la quantité de cible prise, mais ce n'est habituellement pas le cas. Le personnel peut mieux contrôler l'effort d'échantillonnage dans les relevés qu'à bord des bâtiments de pêche commerciale, mais la prise relative parmi les strates au cours d'une année ou d'un relevé ne peut pas être connue avec certitude tant que les événements ne se sont pas produits. Par conséquent, le schéma de pondération stratifiée décrit ci-dessus et traité plus en détail ci-dessous tente d'ajuster l'effort d'échantillonnage inégal parmi les strates.

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

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

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

Symbole	Description
K'_{hi}	K_{hi} en proportion de la prise superficie totale $K_i = \sum_h K_{hi}$
p_{ai}	fréquences pondérées selon l'âge a de l'année du relevé i
p'_{ai}	proportions pondérées selon l'âge a de l'année du relevé i

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

$$C'_{dhi} = C_{dhi} / \sum_d C_{dhi} \quad (D.7)$$

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 :

$$y_{ahi} = \sum_d (C'_{dhi} x_{adhi}) \quad (D.8)$$

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

$$\sum_a x_{ahi} / \sum_a y_{ahi} \quad (D.9)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations. (Pour les proportions x' cela n'est pas nécessaire.) Bien que cette étape soit effectuée, elle n'est strictement pas nécessaire parce qu'à la fin de la pondération en deux étapes, les fréquences pondérées sont transformées pour représenter les proportions selon l'âge.

Au deuxième niveau de stratification par année || relevé i , la proportion annuelle des prises trimestrielles (t) pour les âges selon la pêche commerciale ou la proportion dans le relevé des superficies de strate (km²) pour les âges du relevé est calculée.

$$K'_{hi} = K_{hi} / \sum_h K_{hi} \quad (D.10)$$

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

$$p_{ai} = \sum_h (K'_{hi} y_{ahi}) \quad (D.11)$$

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

$$\sum_a y_{ai} / \sum_a p_{ai} \quad (D.12)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations.

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

$$p'_{ai} = p_{ai} / \sum_a p_{ai} \quad (D.13)$$

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

Le choix des données d'entrée (fréquences x ou proportions x') peut parfois avoir de l'importance, car le résultat numérique peut être très différent, surtout si les échantillons d'entrée comprennent peu d'observations. En théorie, la pondération des fréquences accentue notre confiance dans les observations individuelles à des âges particuliers, tandis que la pondération des proportions accentue notre confiance dans les distributions d'âges échantillonnées. Ni l'une ni l'autre des méthodes ne donne de meilleurs résultats intrinsèquement; toutefois, si la méthode d'échantillonnage originale favorisait l'échantillonnage d'un petit nombre de poissons à partir de nombreux traits plutôt que l'échantillonnage de nombreux poissons à partir de peu de traits, il est alors probablement plus logique de pondérer les fréquences plutôt que les proportions. Dans cette évaluation, les fréquences d'âge x sont pondérées.

D.2.1. Âges selon la pêche commerciale

Les fréquences d'âge échantillonnées par la pêche au chalut de fond et au chalut pélagique ont été combinées après comparaison des fréquences d'âge cumulatives pour chaque type d'engin selon le sexe et l'année de capture. On a conclu qu'il n'y avait pas de différences constantes dans les fréquences d'âge entre les deux types d'engins pour l'un ou l'autre sexe (femelles : Figure D.8, mâles : Figure D.9), ce qui mène à la conclusion qu'un modèle estimerait des sélectivités similaires pour chaque méthode de pêche. De plus, il n'y avait pas suffisamment d'échantillons de fréquences d'âge pour la pêche au chalut de fond pour séparer de façon fiable les deux types d'engins en pêches indépendantes (Tableau D.10). Par conséquent, on a exécuté le modèle en supposant une sélectivité conjointe pour les deux méthodes de pêche et en combinant les fréquences d'âge et les données de prises en une seule pêche.

Lors de l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge en 2018 (Starr et Haigh, 2021), on n'a pas séparé les échantillons triés (selon la taille ou le sexe) et non triés lorsqu'on a introduit des proportions selon l'âge dans le modèle. Cette pratique a également été suivie pour l'évaluation du stock de veuve après des exécutions exploratoires utilisant uniquement des échantillons triés et uniquement des échantillons non triés. Comme les échantillons triés ont tendance à être présents au cours des premières années (1989-2009 pour la veuve), tandis que les échantillons non triés ont tendance à être présents au cours des dernières années (1996-2018 pour la veuve), l'abandon des échantillons triés fait perdre de l'information sur la force du recrutement des premières années. Dans le cas de la veuve, l'ajustement d'un modèle de distribution a

posteriori (MDP) à partir d'échantillons triés a permis de repérer un pic de recrutement important en 1990, tandis que l'ajustement MDP à partir d'échantillons non triés a permis d'estimer un pic de recrutement important en 1961. L'ajustement MDP du cycle central a permis d'estimer que les deux années étaient tout aussi importantes, probablement parce que l'information sur la composition était plus complète. En général, l'utilisation d'échantillons non triés convient plutôt aux analyses du poids moyen au fil du temps (p. ex., section D.3.1), souvent employées dans les modèles à différences retardées.

Tableau D.10. Nombre d'échantillons d'âge de veuve provenant de sorties de pêche commerciale par type d'engin (CF = chalut de fond, CP = chalut pélagique).

Année	CF	CP	Année	CF	CP	Année	CF	CP	Année	CF	CP
1980	-	-	1990	3	9	2000	5	12	2010	1	9
1981	-	-	1991	5	5	2001	4	11	2011	3	6
1982	-	-	1992	-	2	2002	2	4	2012	4	4
1983	-	-	1993	-	-	2003	2	14	2013	5	6
1984	-	-	1994	-	4	2004	7	10	2014	1	2
1985	-	-	1995	1	9	2005	2	10	2015	-	3
1986	-	1	1996	-	7	2006	2	3	2016	-	2
1987	-	-	1997	-	4	2007	1	7	2017	-	2
1988	-	1	1998	2	22	2008	-	3	2018	1	2
1989	3	6	1999	2	7	2009	4	10	2019	-	-

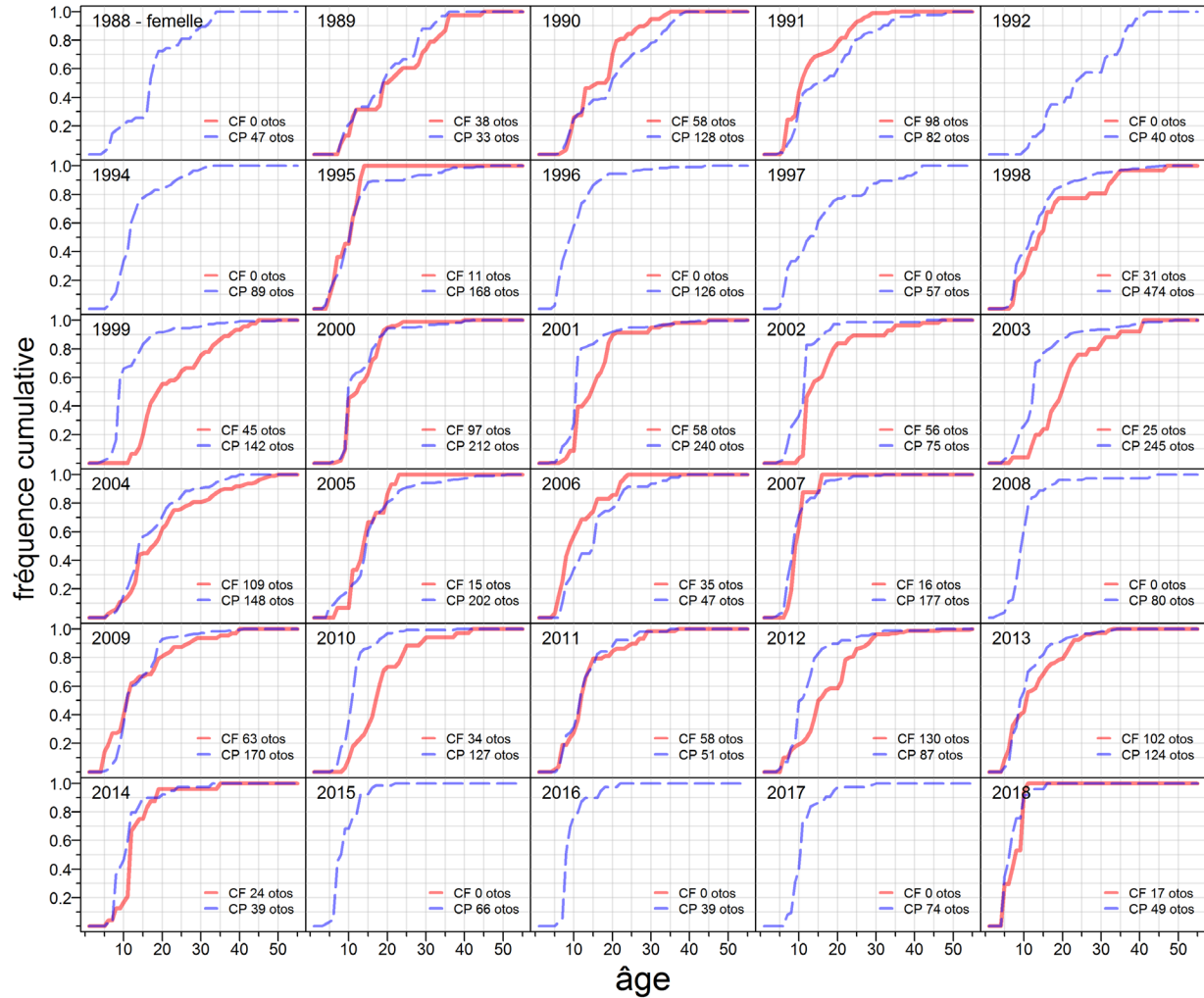


Figure D.8. Tracés comparant les fréquences d'âge cumulatives selon la pêche au chalut de fond (rouge) et la pêche au chalut pélagique (bleu) par année pour les veuves femelles à l'échelle de la côte. CF =chalut de fond, CP =chalut pélagique, otos = nombre d'otolithes lus.

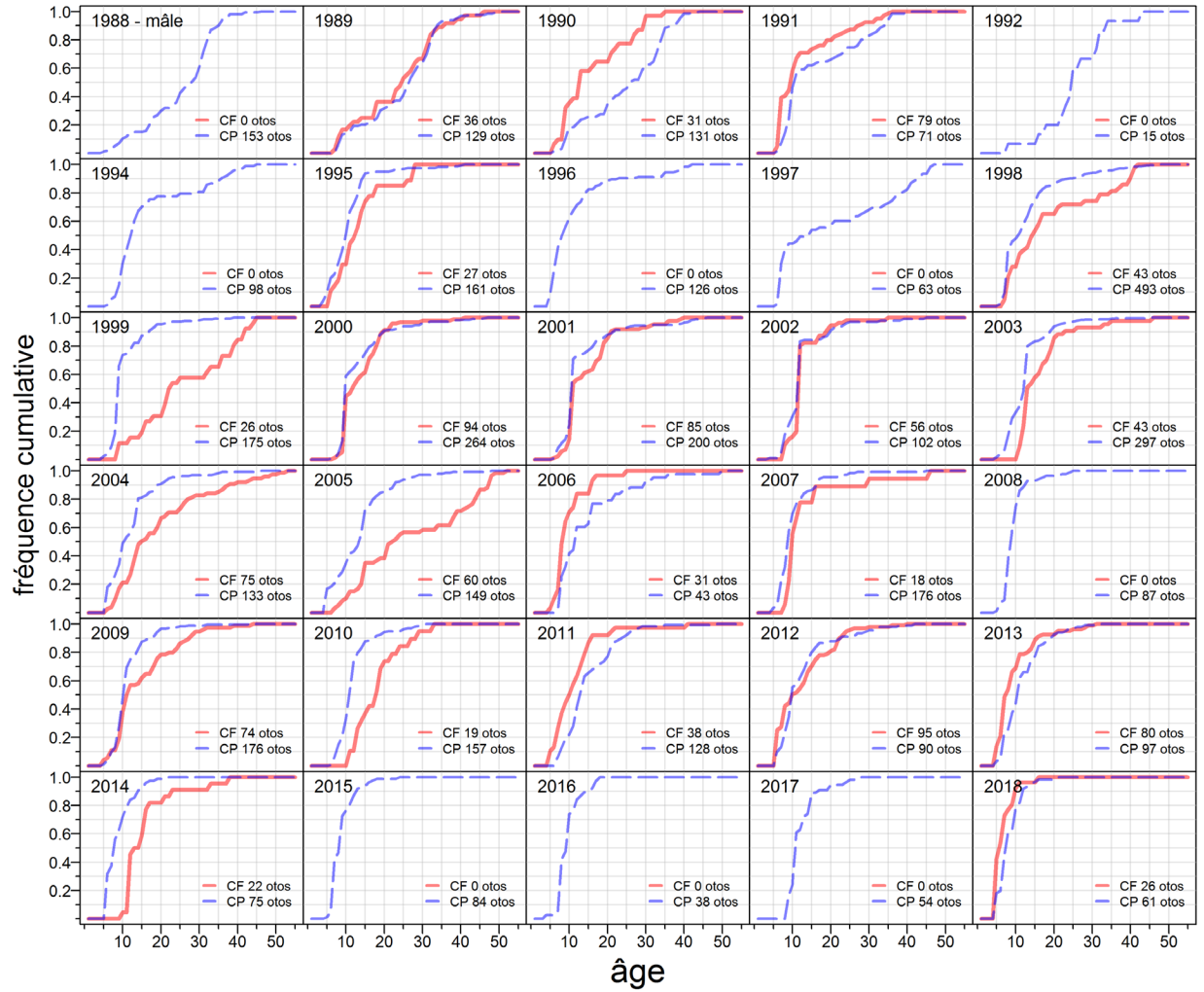


Figure D.9. Tracés comparant les fréquences d'âge cumulatives selon la pêche au chalut de fond (rouge) et la pêche au chalut pélagique (bleu) par année pour les veuves mâles à l'échelle de la côte. CF =chalut de fond, CP =chalut pélagique, otos = nombre d'otolithes lus.

Tableau D.11. Données trimestrielles provenant des sorties de pêche commerciale au chalut utilisées pour pondérer les proportions de veuve selon l'âge (nombre de sorties échantillonnées, prises de veuve lors des sorties échantillonnées et prises de veuve lors de toutes les sorties).

Année	Nombre de sorties				Prises (t) – Sorties échantillonnées				Prises (t) – Toutes les sorties			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
1986	1	-	-	-	27,2	-	-	-	286	32	41	491
1988	-	1	-	-	-	167,8	-	-	342	1 265	152	316
1989	2	8	2	-	8,6	156,3	18,6	-	143	900	444	207
1990	7	4	2	1	249	161	103,2	40,8	942	1 076	653	1 806
1991	6	-	2	5	163,7	-	56,7	158,8	695	423	559	1 785
1992	4	5	1	2	119,3	191,4	15,9	206,4	704	1 478	317	1 337
1993	3	1	1	3	46	6,8	13,6	40,4	327	355	375	919
1994	4	-	-	4	68	-	-	93	964	130	61	960
1995	2	-	2	8	5,4	-	10,2	194,6	211	135	653	1 420
1996	-	1	2	3	-	7,3	7,9	78,7	439	215	718	685
1997	-	-	3	1	-	-	24,5	18	345	353	156	633
1998	10	2	4	8	123,8	38,6	16	79,7	646	207	332	637
1999	3	1	4	2	32,4	4,2	21,5	51,3	710	119	514	814
2000	7	2	2	3	52,8	53,1	17,4	76,2	582	389	227	736
2001	6	4	2	2	76,1	34,6	20,6	19,7	645	393	439	552
2002	4	1	1	-	62,1	2,5	34	-	942	541	309	496
2003	5	3	2	6	25,6	12,8	9,9	116,5	500	426	300	805
2004	3	7	1	6	20,1	54,9	3,6	35,8	491	328	117	377
2005	-	7	1	3	-	88	5	53,3	719	233	199	374
2006	1	2	-	2	12,6	12,2	-	5,7	608	198	240	691
2007	2	2	-	4	28,5	30	-	47,9	1 076	451	337	644
2008	2	-	-	3	4,4	-	-	13,7	733	318	322	434
2009	2	2	1	5	0,3	9,3	36,3	49,2	317	360	333	506
2010	3	1	-	2	38,6	12,1	-	55,6	359	218	216	500
2011	2	3	1	4	25,1	23,8	4,9	41	277	809	796	486
2012	2	1	-	4	14,1	3,5	-	60,6	198	574	398	539
2013	3	4	1	2	57,7	7,2	5,3	4,9	486	541	600	518
2014	1	1	-	1	0,4	0,2	-	7,3	383	295	718	476
2015	3	-	-	1	36,2	-	-	32,6	450	416	561	620
2016	1	1	1	-	11,3	1,5	0,1	-	510	463	492	499
2017	1	-	1	-	10,5	-	7,7	-	565	508	486	521
2018	2	1	-	-	6,7	0,4	-	-	687	325	440	285

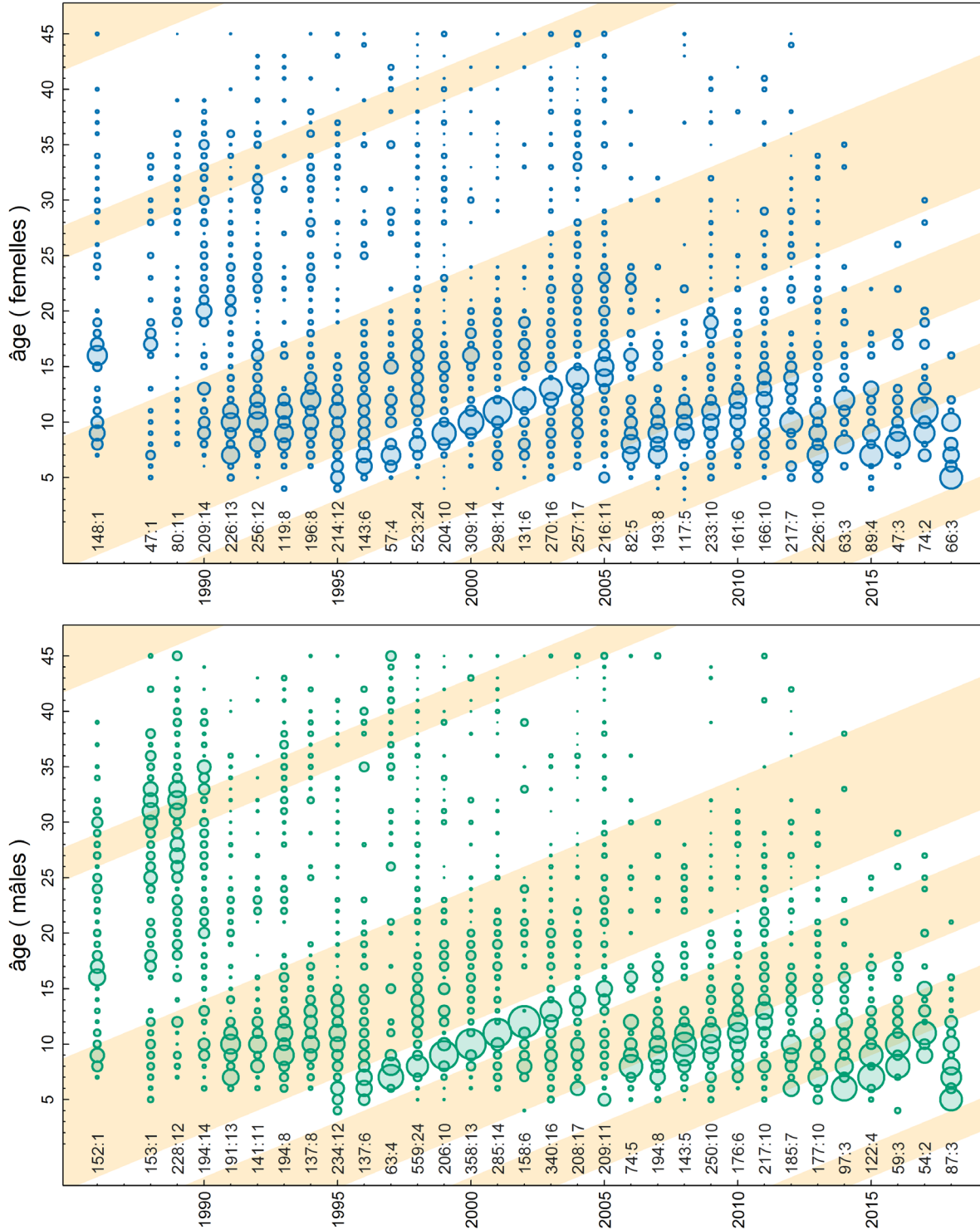


Figure D.10. Proportions selon l'âge à l'échelle de la côte des veuves prises par la pêche commerciale au chalut, calculées comme fréquences d'âge pondérées par les prises lors des sorties pour les trimestres et les prises de la pêche commerciale pour les années. Les bandes diagonales ombragées indiquent les cohortes nées lorsque l'oscillation décennale moyenne du Pacifique était positive. Les nombres le long de l'axe inférieur indiquent le nombre d'individus à l'âge déterminé et le nombre d'échantillons (séparés par un deux-points) par année.

D.2.2. Âges selon les relevés de recherche

Les données sur l'âge des veuves provenant des relevés étaient très rares, avec un seul échantillon par année par relevé (Tableau D.13). Deux relevés présentent des données sur la proportion selon l'âge pour une année seulement (Figure D.11) : le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV, code d'identification de la série de relevés = 4) et le relevé historique du goulet de l'île Goose (GIG, code d'identification de la série de relevés = 21). Les deux autres relevés ne comportent que deux proportions selon l'âge annuelles (Figure D.12) : le relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (BRC, code d'identification de la série de relevés = 1) et le relevé synoptique de la côte ouest de Haida Gwaii (COHG, code d'identification de la série de relevés = 16). Ce dernier comprend un seul point de relevé tiré d'un relevé préliminaire au large de la COHG en 1997 (côte ouest des îles de la Reine-Charlotte [COIRC], code d'identification de la série de relevés = 8). Les données sur les proportions selon l'âge des relevés ne montrent aucun signal de cohorte ni aucune cohérence (Figure D.13).

Tableau D.12. Numéro d'identification et superficie (km²) de la strate de relevé dans laquelle des échantillons d'otolithes de veuve ont été recueillis, puis utilisés dans l'évaluation.

Relevé	Strate (h) et sa superficie	
Synoptique de la COIV	66 (3 768 km ²)	68 (572 km ²)
Synoptique du BRC	18 (5 028 km ²)	19 (5 344 km ²)
COHG COIRC	114 (1 244 km ²)	126 (1 266 km ²)
Historique du GIG	161 (1 826 km ²)	-

Tableau D.13. Données annuelles sur l'âge de la veuve selon les relevés par strate (h), où s correspond au nombre de traits échantillonnés et d, à la densité (kt/km²).

Année – Relevé	Strate (h), nbre d'échantillons, densité moyenne (kt/km ²)	
2006 – COIV	h = 66, s = 1, d = 0,310	h = 68, s = 1, d = 0,031
2004 – BRC	h = 18, s = 1, d = 0,075	h = 19, s = 1, d = 1,023
2005 – BRC	h = 18, s = 1, d = 0,075	-
1997 – COHG	h = 114, s = 1, d = 0,564	-
2006 – COHG	-	h = 126, s = 1, d = 1,461
1979 – GIG	h = 161, s = 1, d = 5,253	-

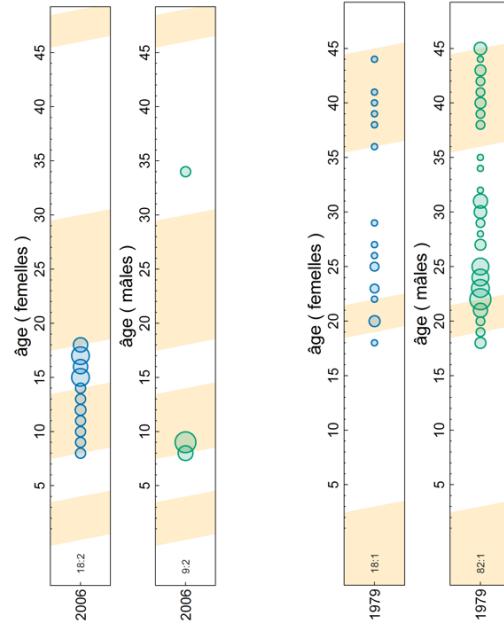


Figure D.11. Relevé synoptique de la COIV (à gauche) et relevé historique du GIG (à droite) : Proportions selon l'âge des veuves à l'échelle de la côte à partir des fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne de poisson à l'intérieur des strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé (Tableau D.12, Tableau D.13). Voir la Figure D.10 pour de l'information détaillée sur les bandes diagonales ombragées et les nombres affichés.

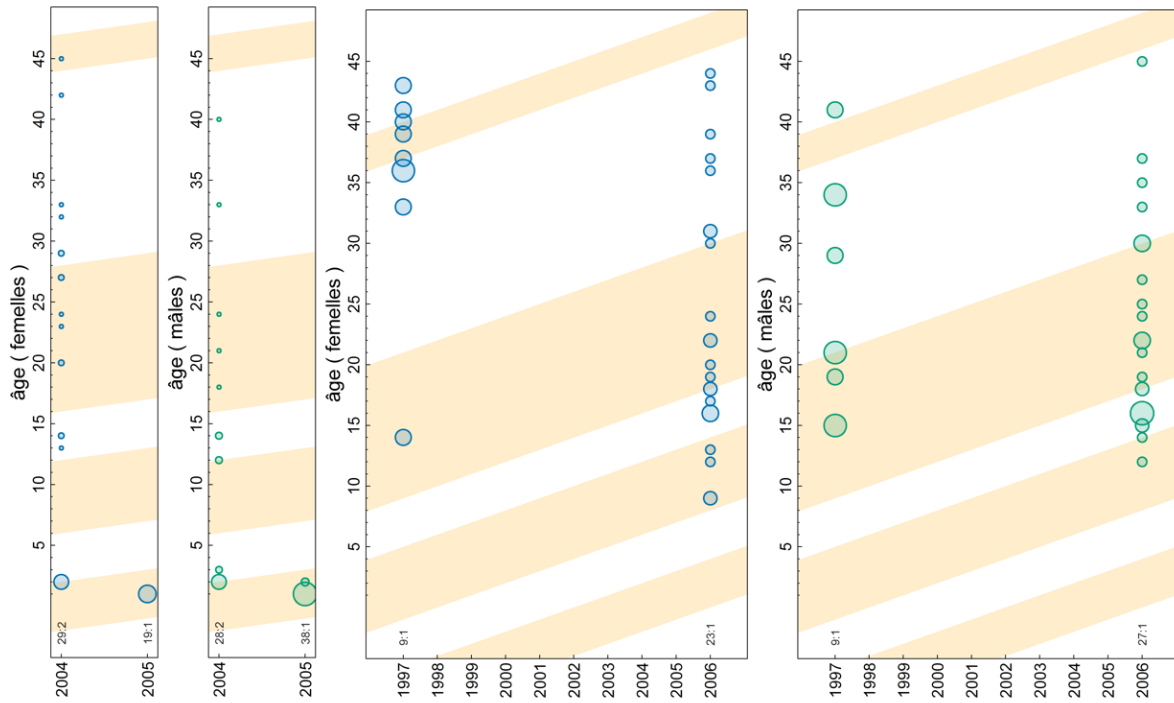


Figure D.12. Relevé synoptique du BRC (à gauche) et relevé de sébastes de la COIRC de 1997 plus relevé synoptique de la COHG de 2006 (à droite) : Proportions selon l'âge des veuves à l'échelle de la côte à partir des fréquences d'âge pondérées par la densité moyenne de poisson à l'intérieur des strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé (Tableau D.12, Tableau D.13). Voir la Figure D.10 pour de l'information détaillée sur les bandes diagonales ombragées et les nombres affichés.

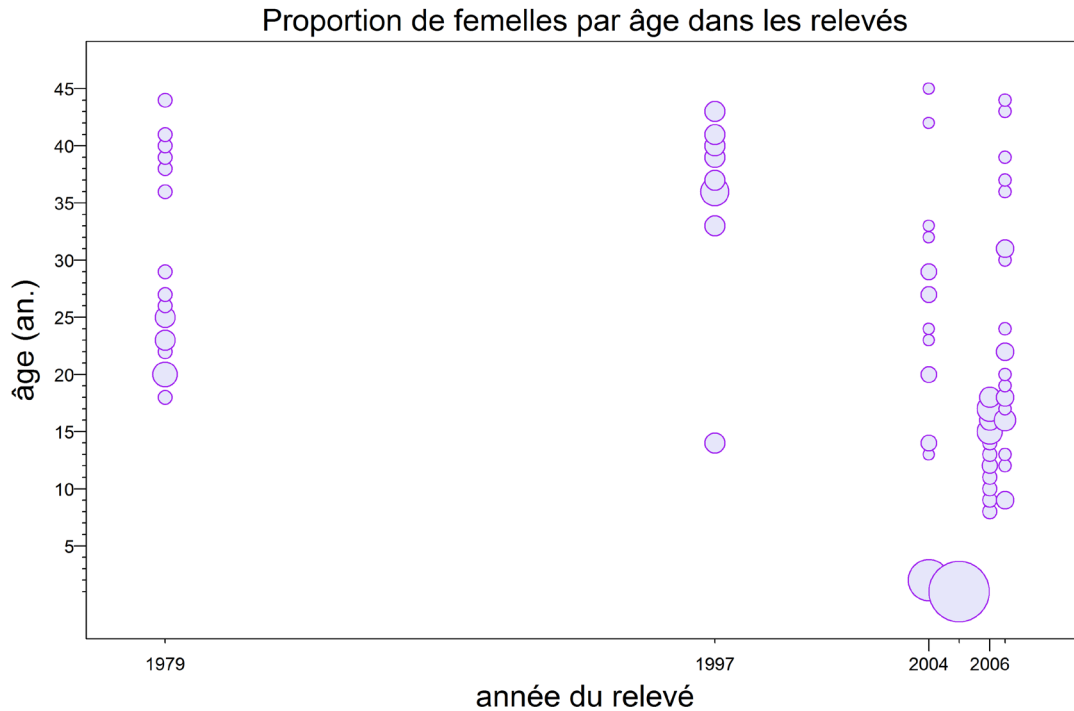


Figure D.13. Proportions selon l'âge des veuves femelles pour tous les relevés combinés : 1979 = GIG; 1997 = COIRC; 2004 = IRC; 2005 = IRC; 2006L = COIV; 2006R = COHG

D.2.3. Erreur d'établissement de l'âge

L'erreur d'établissement de l'âge est une difficulté récurrente dans les évaluations de stock. Le modèle de population de la veuve ne précise pas de matrice d'erreur d'établissement de l'âge; toutefois, la Figure D.14 suggère que les âges de la veuve sont bien spécifiés par les lecteurs primaires et peuvent être reproduits uniformément par les lecteurs secondaires lors des analyses de vérification ponctuelle.

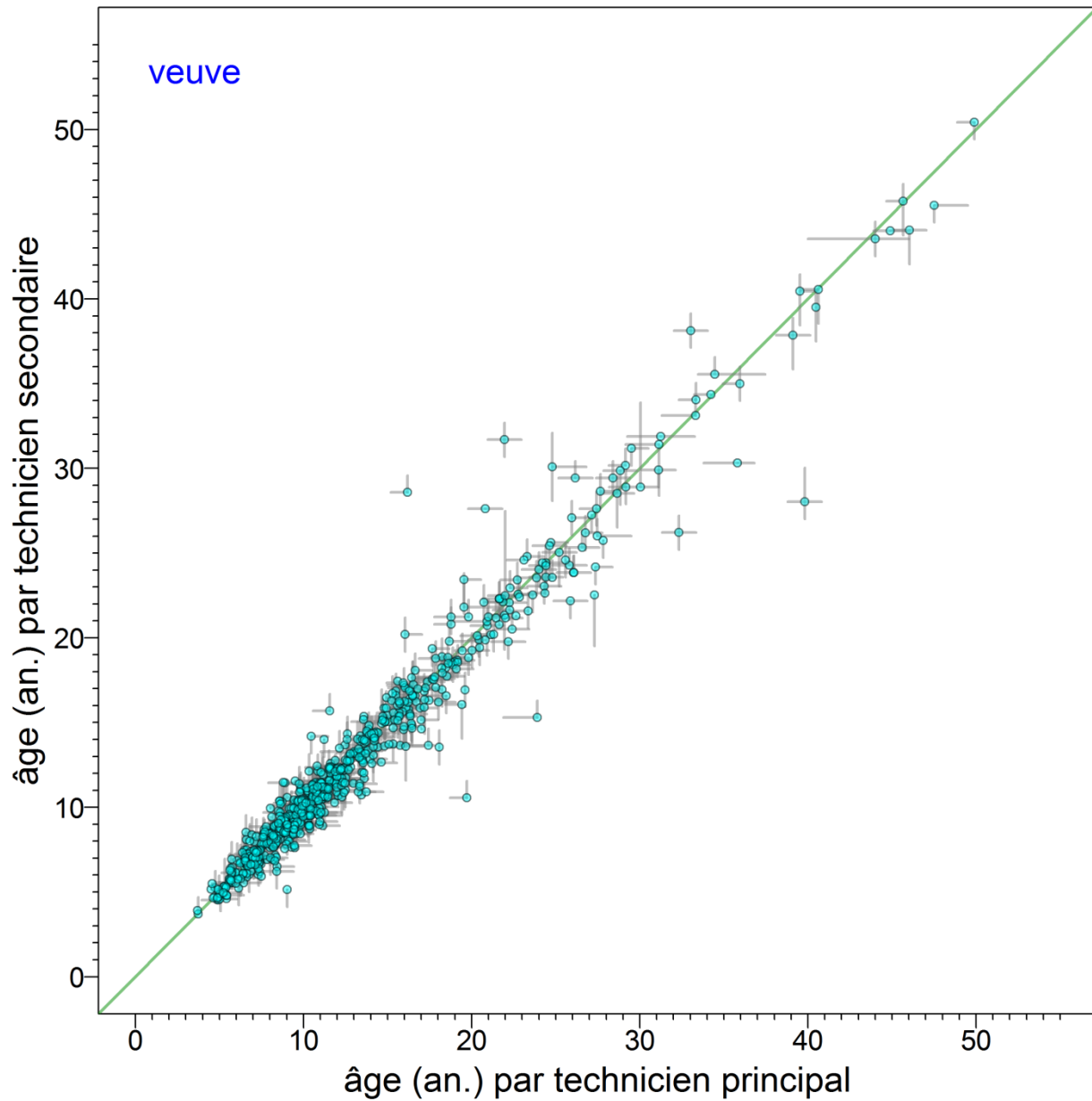


Figure D.14. Erreur d'établissement de l'âge des veuves spécifiée comme intervalle entre les âges minimum et maximum (barres grises) déterminés par les lecteurs primaires et secondaires pour chaque âge accepté (points). Les données sont soumises à un bruit aléatoire en utilisant une distribution uniforme aléatoire entre les âges -0,5 et 0,5.

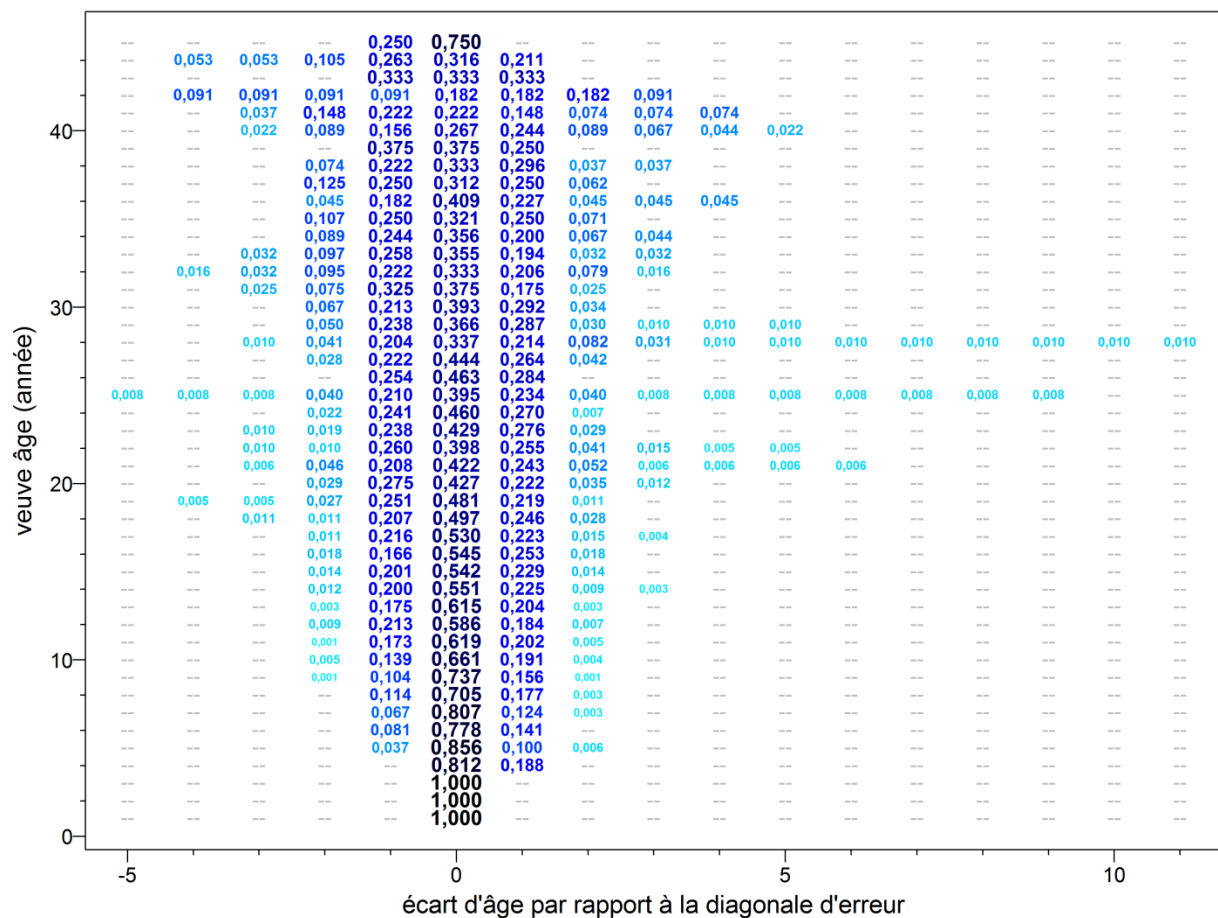


Figure D.15. Matrice d'erreur d'établissement de l'âge calculée comme probabilité cumulative en supposant des distributions uniformes entre les âges minimum et maximum par tous les lecteurs dans la Figure D.14

D.3. ANALYSES DE LA STRUCTURE DU STOCK

Cette évaluation du stock traite la population de veuve de la C.-B. comme un seul stock à l'échelle de la côte. On a pris cette décision en se fondant sur des analyses qui n'ont révélé aucune différence constante dans la comparaison des données provenant de trois définitions de stocks régionaux mises à l'essai :

- NCB – Nord de la C.-B. comprenant la côte ouest de Haida Gwaii (COHG) ou la zone 5E;
- CCB – Centre de la C.-B. comprenant le bassin de la Reine-Charlotte (BRC) ou les zones 5AB, plus le détroit d'Hecate et l'entrée Dixon (DH+DE) ou les zones 5CD;
- SCB – Sud de la C.-B. comprenant la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) ou les zones 3CD.

Des évaluations antérieures des stocks de sébaste à raie rouge (SRR, Starr et Haigh, 2021) et de goberge de l'Alaska (Starr et Haigh, 2021) ont chacune permis d'identifier deux stocks (un au large de la COHG, l'autre plus au sud). Cette séparation peut avoir été causée par la bifurcation du courant du Pacifique Nord (Pickard et Emery, 1982; Freeland, 2006; Cummins et Freeland, 2006; Batten et Freeland, 2007) qui garde séparées les larves nageuses des deux régions. Ce sont ces observations qui ont guidé les hypothèses régionales à l'essai susmentionnées.

D.3.1. Poids moyen dans le cadre de la pêche commerciale

De grandes différences dans le poids moyen par région ont aidé à éclairer les décisions relatives à la délimitation des stocks de goberge de l'Alaska (Starr et Haigh, 2021). Par conséquent, on a vérifié les poids moyens de la veuve pour déceler des différences régionales persistantes. Les données utilisées pour estimer le poids moyen par année ont été sélectionnées conformément aux lignes directrices pertinentes fournies dans le Tableau D.1. Les données biologiques initiales sur la veuve provenaient de 45 286 registres qui ont été filtrés comme suit.

- | | | |
|---------------------------------------|---------------------|------------------|
| • Longueur positive | $lon > 0$ | 45 084 registres |
| • Toutes les années disponibles | année = 1996:2018 | 31 081 registres |
| • Au large de la C.-B. | principale = 3:9 | 31 021 registres |
| • Sorties comm. incluant coent. merlu | types = c(1,4,5) | 25 357 registres |
| • Échant. aléatoires/prises totales | typech = c(1,2,6,7) | 25 356 registres |
| • Chalut : fond, pélagique, inconnu | engin = c(1,6,8) | 25 356 registres |
| • Catégorie d'espèce (sans tri) | cates = 1 | 12 774 registres |

Ce processus a abouti à 12 774 registres biologiques de veuve provenant d'échantillons non triés à l'échelle de la côte. Les poids ont été calculés à partir des longueurs mesurées au moyen des paramètres longueur-poids spécifiques à chaque hypothèse de stock régional (Tableau D.2). Les paramètres allométriques employés étaient propres au sexe (femelles, mâles); les longueurs pour les individus au sexe inconnu ou indéterminé ont été converties en utilisant les paramètres pour les sexes combinés.

Les équations pour le modèle de régression lognormal normalisé additif se trouvent à l'annexe D de l'évaluation des stocks de SRR (Starr et Haigh, 2021). Les facteurs offerts au MLG étaient l'année civile, le sexe, le type d'engin, la saison, la zone principale de la CPMP et la profondeur de pêche. Les tendances uniformisées et normalisées du poids moyen par région

ressemblaient à la tendance à l'échelle de la côte et n'ont révélé aucune différence régionale systématique (Figure D.16)

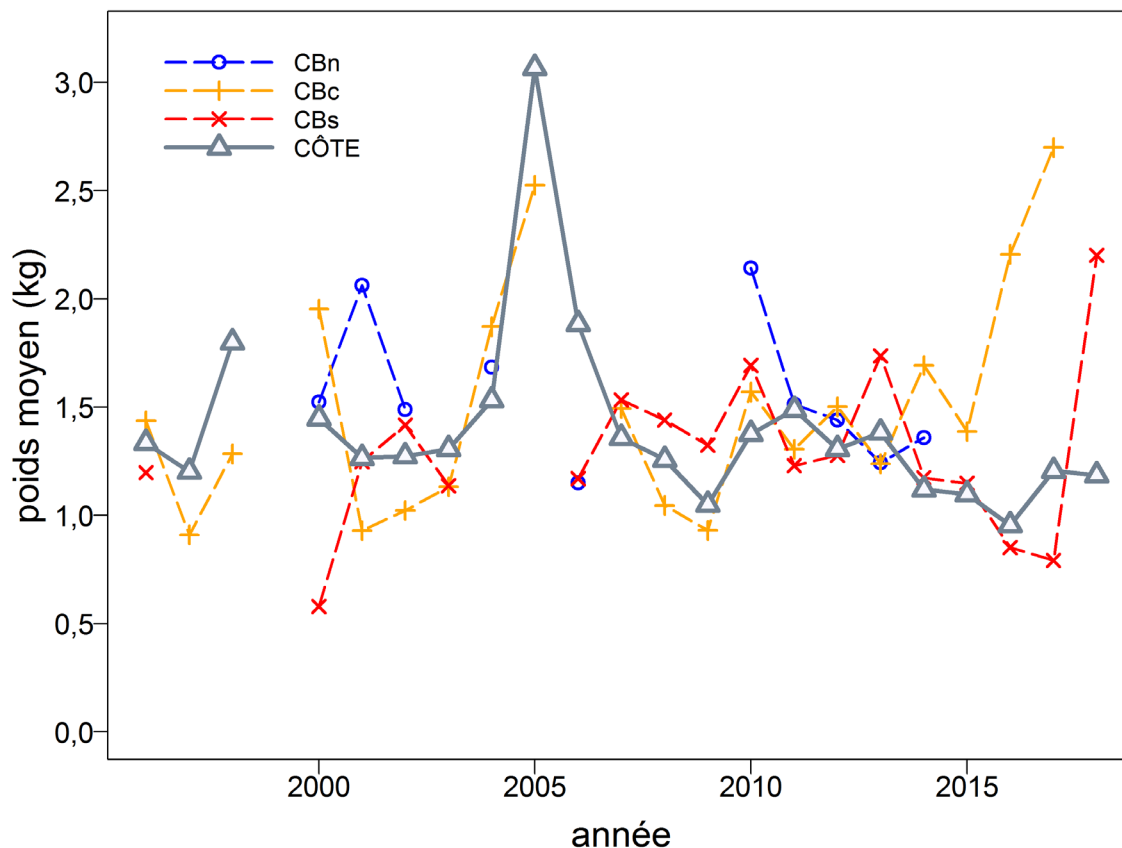


Figure D.16. Comparaison des séries de poids moyens de la veuve, après ajustement du MLG à divers facteurs et normalisation, de la série à l'échelle de la côte avec celles de trois sous-zones : 5E (CBn); 5ABCD (CBc); 3CD (CBs).

D.3.2. Distribution des longueurs de poisson

De simples comparaisons des distributions de longueurs observées lors de la pêche commerciale parmi les régions provenant des deux pêcheries par chalutage (de fond et pélagique) n'indiquent aucune différence marquée entre les distributions de fréquences de longueurs entre les méthodes de pêche dans chaque zone (Figure D.17). Cela donne à penser qu'il est probablement raisonnable de combiner les données des chalutages de fond et pélagiques.

Lorsque les deux méthodes de capture sont combinées parmi les régions pour accentuer la puissance de la comparaison (Figure D.18), il n'y a toujours pas de preuve solide de différences régionales :

- les longueurs dans la région NCB sont souvent légèrement supérieures celles dans les autres régions;
- les distributions de longueurs se chevauchent largement parmi les régions;
- les comparaisons ne sont pas uniformes d'une année à l'autre et d'un sexe à l'autre.

Ces observations sont semblables aux observations équivalentes tirées des comparaisons de poids ci-dessus et ne justifient pas la constitution de stocks régionaux de veuve.

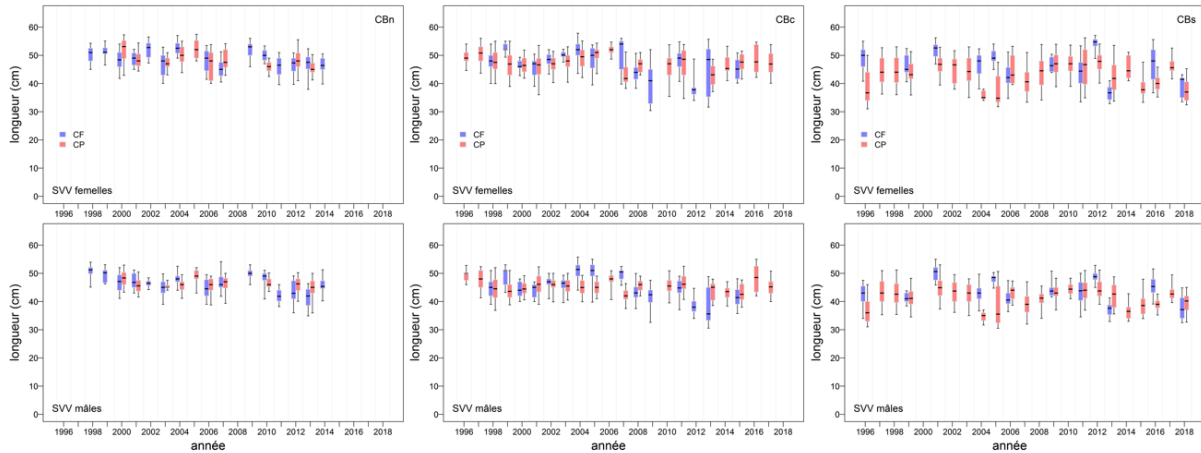


Figure D.17. Comparaison des distributions annuelles de longueurs de veuve par sexe selon le type d'engin (CF = chalut de fond; CP = chalut pélagique) dans chacune des trois régions côtières : CBN (à gauche); CBC (au centre); CBS (à droite). Quantiles du tracé en boîte : 0,05; 0,25; 0,5; 0,75; 0,95.

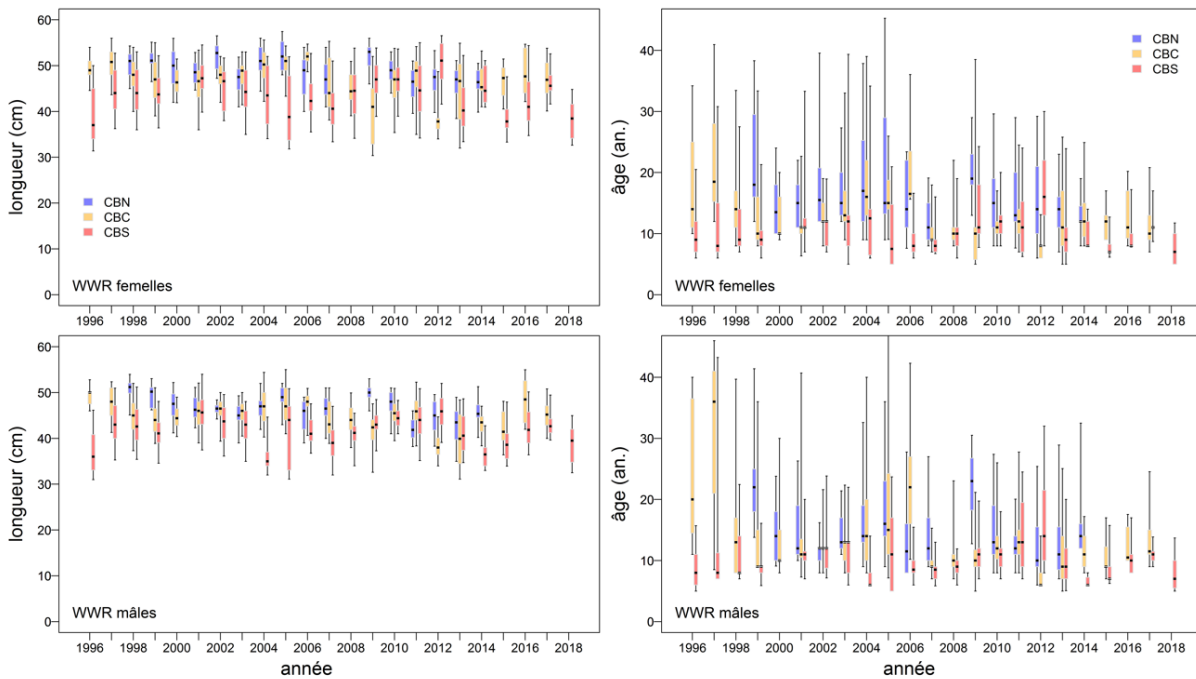


Figure D.18. Comparaison des distributions annuelles de longueurs (gauche) et d'âges (droite) des veuves par sexe parmi les trois régions côtières : NCB, CCB et SCB. Quantiles du diagramme : 0,05; 0,25; 0,5; 0,75; 0,95.

La distribution des longueurs selon les trois principaux relevés synoptiques de la veuve (Figure D.19) – côte ouest de Haida Gwaii (COHG) dans le NCB, bassin de la Reine-Charlottes (BRC) dans le CCB et côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) dans le SCB – montre que :

- le relevé de la COHG comporte « principalement » des observations de plus grande longueur (ce qui est vrai pour les deux sexes, vraisemblablement parce que les veuves de la zone 5E y sont plus âgées que dans les autres relevés);

- les prises de veuves selon le relevé du BRC sont trop peu fréquentes pour tirer des conclusions;
- les prises de veuves selon le relevé du COIV sont également très variables et probablement inutiles.

Les observations sur l'âge des relevés sont pratiquement inutiles, compte tenu du petit nombre d'observations et de l'occurrence peu fréquente de cette espèce dans les relevés par chalutage de fond (Figure D.19, colonne de droite).

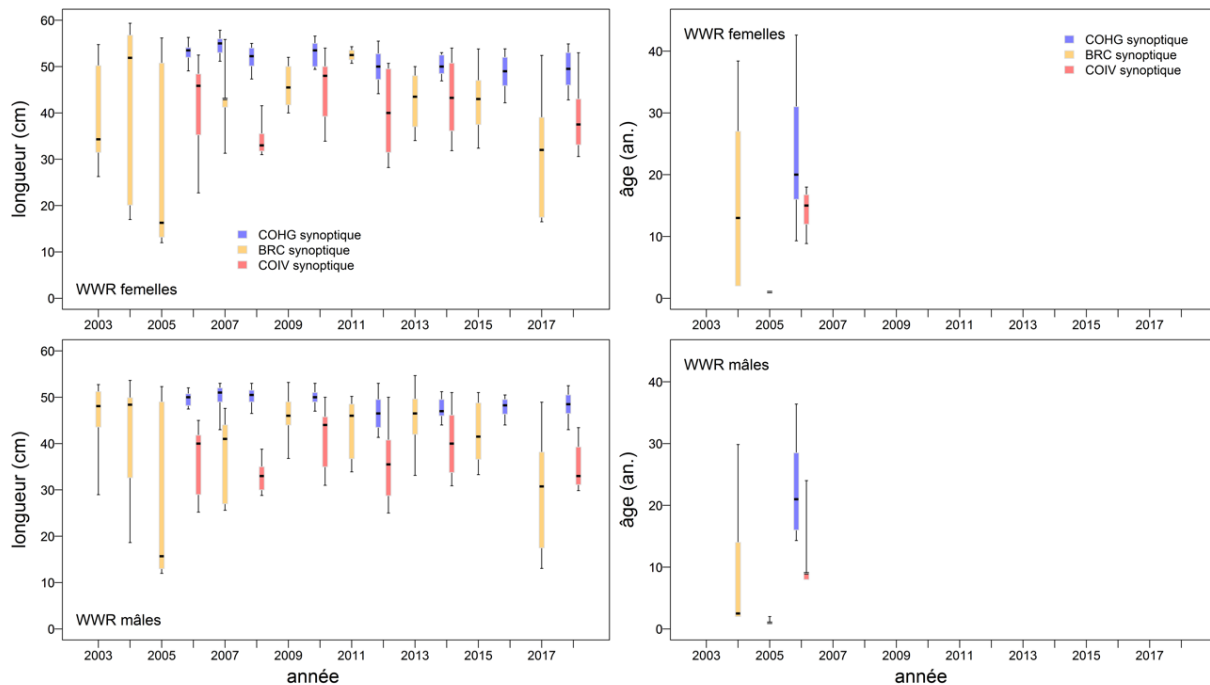


Figure D.19. Comparaison des distributions annuelles de longueurs (gauche) et d'âges (droite) des veuves parmi trois relevés synoptiques – COHG dans le NCB; BRC dans le CCB et COIV dans le SCB. Quantiles du diagramme : 0,05; 0,25; 0,5; 0,75; 0,95.

D.3.3. Comparaison des modèles de croissance

À elles seules, les données de relevés étaient trop peu nombreuses pour permettre des analyses significatives du modèle de croissance. À partir de données de la pêche commerciale, les modèles de croissance de von Bertalanffy ont été estimés à l'aide d'un modèle bayésien (ensemble rstan : équipe de développement Stan, 2018). Les modèles de croissance utilisant les estimations des paramètres MDP montrent qu'il y a peu de différences dans les ajustements du modèle entre les régions d'essai selon le sexe, mais qu'il y a une différence constante entre les sexes parmi les trois régions (Figure D.20). Les distributions des quantiles MCMC des paramètres estimés régionaux reflètent la différence de sexe dans la longueur asymptotique (L) et le paramètre de croissance (κ), mais montrent un chevauchement distributionnel considérable par région (Figure D.21). Ce manque de capacité de distinction entre les régions est exacerbé par la difficulté d'ajustement des données du NCB (reflétée dans une vaste gamme d'estimations t_0). Il est suggéré que L_∞ pour les femelles diminue en progressant vers le nord le long de la côte de la C.-B. (Figure D.21, panneau supérieur gauche), mais cela ne semble pas vouloir dénoter une séparation régionale étant donné que les mâles ne connaissent pas la même variation. Les ajustements MDP aux données de pêche commerciale et de relevés

combinées en utilisant la fonction de minimisation non linéaire de R `nlm` (R Core Team, 2019) montrent les mêmes tendances que celles présentées dans la Figure D.20 – différences selon le sexe, mais non selon la région (Figure D.22).

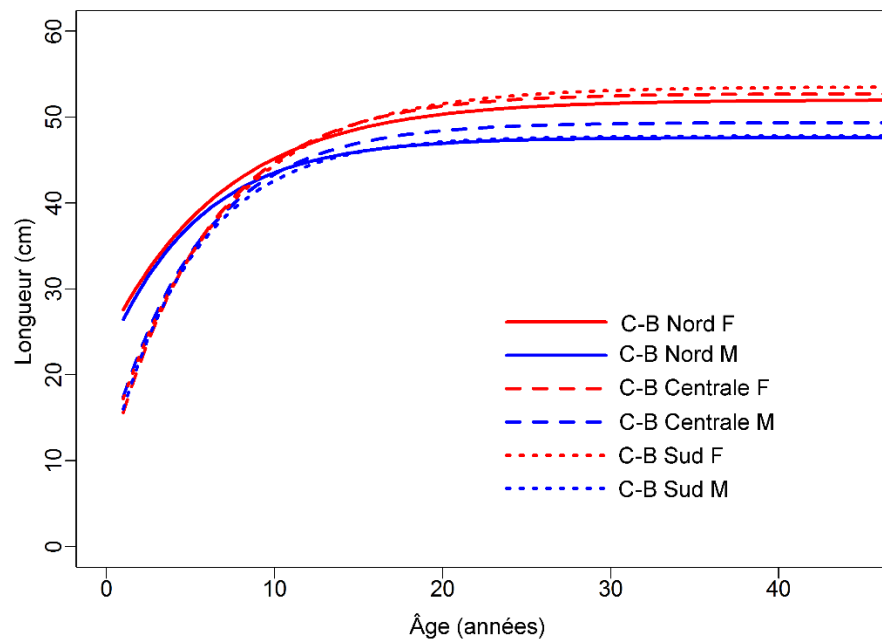


Figure D.20. Ajustements du modèle de von Bertalanffy à partir des estimations des paramètres MDP provenant de l'ajustement du modèle *rstan* aux données longueur-âge des veuves de la pêche commerciale par région. La couleur de la ligne indique le sexe (rouge = femelle, bleu = mâle) et le type de ligne indique la région (pleine = NCB, tiretée = CCB, pointillée = SCB).

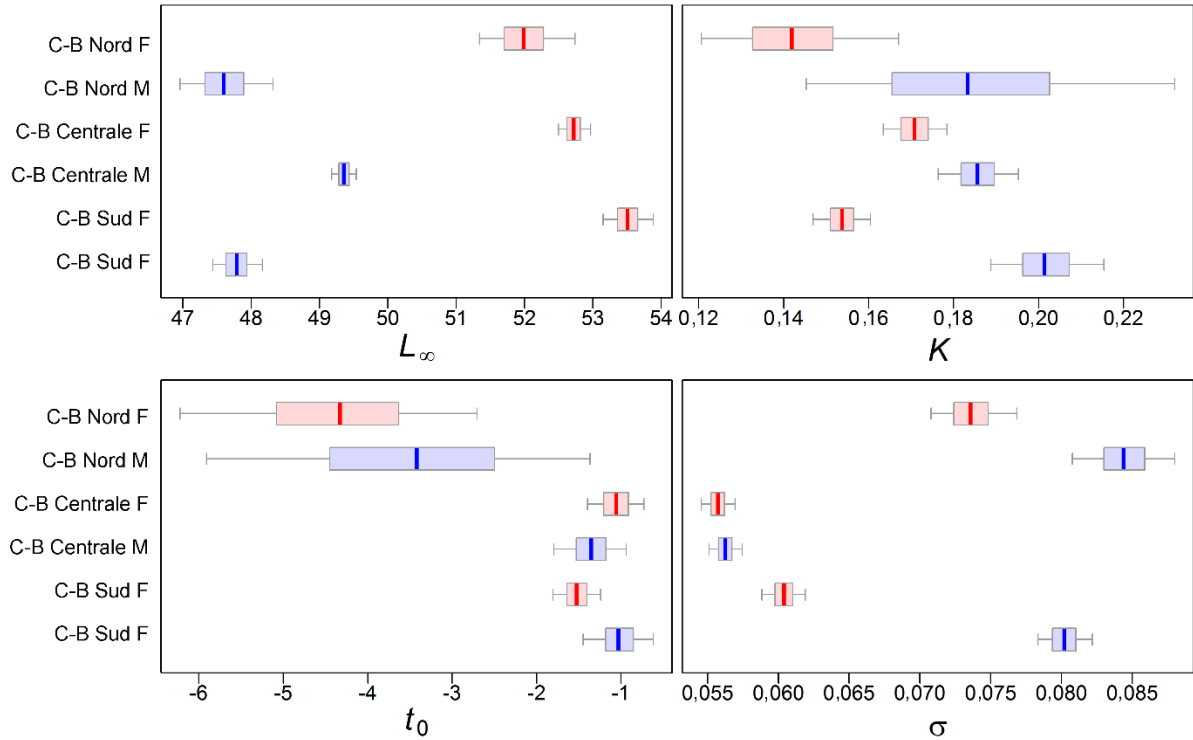


Figure D.21. Échantillons MCMC (4 chaînes, 1 000 chacune) pour les paramètres du modèle de von Bertalanffy à l'aide des données longueur-âge des veuves de la pêche commerciale par région. Les diagrammes (rouge = femelles, bleu = mâles) illustrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

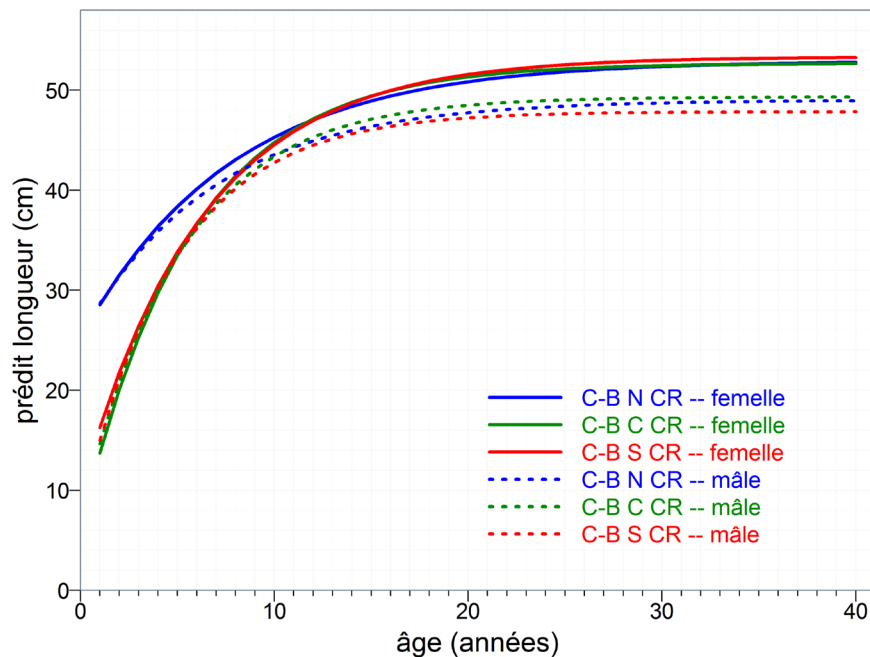


Figure D.22. Comparaison des ajustements du modèle de von Bertalanffy aux veuves par sexe et par région à partir des données combinées de la pêche commerciale et des relevés.

D.3.4. Plate-forme par opposition à pente

Les indices de chalutage de fond d'un modèle delta-log-normal (il s'agit d'analyses non documentées, mais la méthodologie est présentée à la section C.2.2) pour trois séries côtières extérieures (3CB, 5AB, 5E) ont affiché différentes tendances de CPUE (Figure D.23, rangée supérieure) :

- 3CD – aucune tendance globale, mais un nadir prononcé en 2005;
- 5AB – très variable, mais tendance stable jusqu'à environ 2010, puis baisse constante;
- 5E – variable, mais tendance généralement stable jusqu'en 2011, suivie d'une tendance à la hausse variable, et nadirs en 1998 et 2004.

Toutefois, la différence dans les tendances de CPUE entre les zones 3 CD et 5E n'était pas marquée (Figure D.23, rangée inférieure). Cela donne à penser que toute la « bordure » pourrait être combinée en une seule analyse regroupant les zones combinées 3CD, la bordure des zones 5A et 5E, les autres zones étant combinées pour une analyse « intérieure ». Les représentants de l'industrie participant au premier groupe de travail technique ont suggéré que les tendances apparentes de CPUE dans la pêche pourraient s'expliquer par :

- une pêche d'été sur la plate-forme (surtout à l'intérieur du BRC) hors de la période de fraye;
- une pêche hivernale sur la pente pendant la période de fraye.

C'est un phénomène bien connu dans la flottille de pêche que la veuve migre de la plate-forme en été vers la pente en hiver pour frayer.

Pour tester cette hypothèse, les données des zones 5AB ont été séparées en localités « plate-forme » et « pente » (Tableau D.14), et les données sur la maturité ont été analysées pour la veuve « plate-forme » (dans les zones 5CD + 5AB_plate-forme) et la veuve « pente » (dans les zones 3CD + 5E + 5AB_pente). Les données de la pêche au chalut de fond et pélagique ont été combinées et résumées pour la période 1996-2017 (Figure D.24), la somme des proportions dans les colonnes étant égale à 1 (c.-à-d. par mois). Les veuves « plate-forme » sont au stade de maturité « au repos » ou « mature » pendant les mois d'été ou d'automne, ce qui fournit des preuves qu'il ne s'agit pas de la période de fraye. Les veuves « pente » sont au stade de maturité « mature », « fraye » ou « vide » pendant les mois d'hiver, ce qui fournit des preuves qu'il s'agit de la période de fraye.

Figure D.25 est semblable au tracé précédent, sauf que les proportions de maturité mensuelles sont pondérées par les prises commerciales mensuelles cumulatives dans chaque zone. Les prises sur la plate-forme se produisent à la fin de l'été et à l'automne et comprennent en grande partie des spécimens au repos (hors de la période de fraye). Les prises sur la pente se produisent à la fin de l'automne et en hiver, pendant la période de fraye. L'analyse de la maturité corrobore l'explication par l'industrie des différences observées dans la taille des poissons et les tendances de CPUE. C'est pourquoi la veuve constitue fort probablement un seul stock à l'échelle de la C.-B., conformément à l'hypothèse sur le stock énoncée par Stanley (1999).

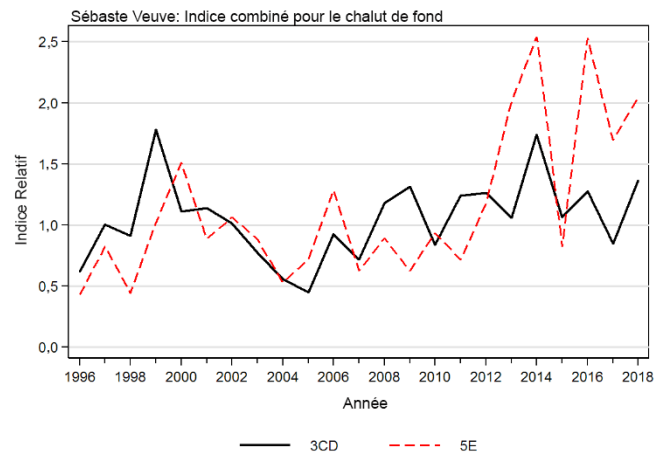
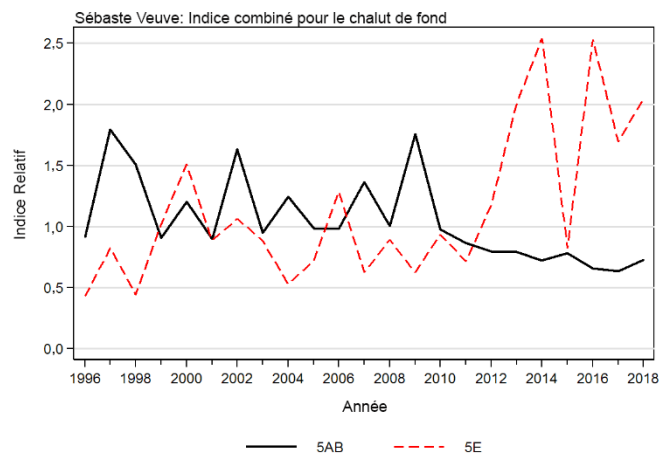
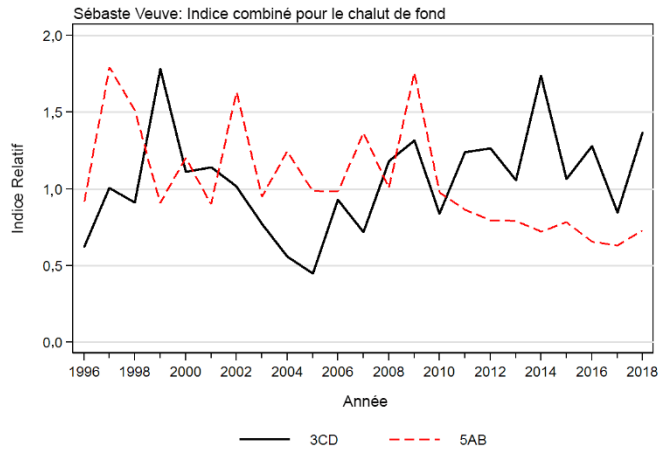


Figure D.23. Comparaisons des tendances du modèle delta-lognormal de la pêche au chalut de veuve à partir des données de CPUE par chalut de fond. Haut : 3CD et 5AB; milieu : 5AB et 5E; bas : 3CD et 5E. Ces analyses non documentées sont le produit de l'équation C.4 de la section C.2.2.

Tableau D.14. Prises (t) de veuve au chalut de fond (CF) et au chalut pélagique (CP) par localité dans les zones majeures 5A et 5B de la CPMP. Les localités en surbrillance se trouvent sur la plate-forme (jaune) ou sur la pente (bleu).

CPMP	Majeure	Mineure	Localité	Nom	Catégorie	CF (t)	CP (t)
5A	5	9	0	Manquant	-	0	4
5A	5	9	1	Rochers Vierges	-	0	0
5A	5	9	2	Baie Smith	-	0	0
5A	5	11	0	Inconnu	-	113	1 228
5A	5	11	1	Triangle	Plate-forme	172	58
5A	5	11	2	Flèche Cape Scott	Plate-forme	72	22
5A	5	11	3	Mexicana	Plate-forme	23	15
5A	5	11	4	Topknot	Pente	7	28
5A	5	11	5	Île Pine	Pente	0	0
5A	5	11	6	Îles Scott sud	Pente	145	774
5A	5	11	7	Triangle ouest (25 mi)	Pente	100	730
5A	5	11	10	Triangle sud	Pente	846	12 314
5A	5	11	11	Canyon Pisces	Pente	201	1 117
5A	5	11	12	South Tide Marks	Pente	0	0
5B	6	8	0	Inconnu	-	0	2
5B	6	8	1	Goose nord-est	Plate-forme	23	16
5B	6	8	2	Goose sud-est	Plate-forme	93	133
5B	6	8	3	Goose nord-ouest	Plate-forme	0	0
5B	6	8	4	Goose sud-ouest	Plate-forme	216	301
5B	6	8	5	Goulet de Mitchell	Plate-forme	25	11
5B	6	8	6	Cap St. James sud-est	Plate-forme	64	12
5B	6	8	7	Passage Hakai	Plate-forme	0	0
5B	6	8	8	Détroit de Fitzhugh	Plate-forme	0	0
5B	6	8	10	À l'extérieur de Goose et Mitchell	Plate-forme	0	1
5B	6	8	11	Banc du Milieu sud-ouest	Plate-forme	254	190
5B	6	8	12	À l'extérieur du Cap St. James	Pente	22	15
5B	6	8	13	Ouest des rochers Vierges	Pente	8	6
5B	6	8	14	Sous le Banc du Milieu	Plate-forme	54	449
5B	6	8	15	À l'extérieur du Banc du Milieu	Pente	0	0

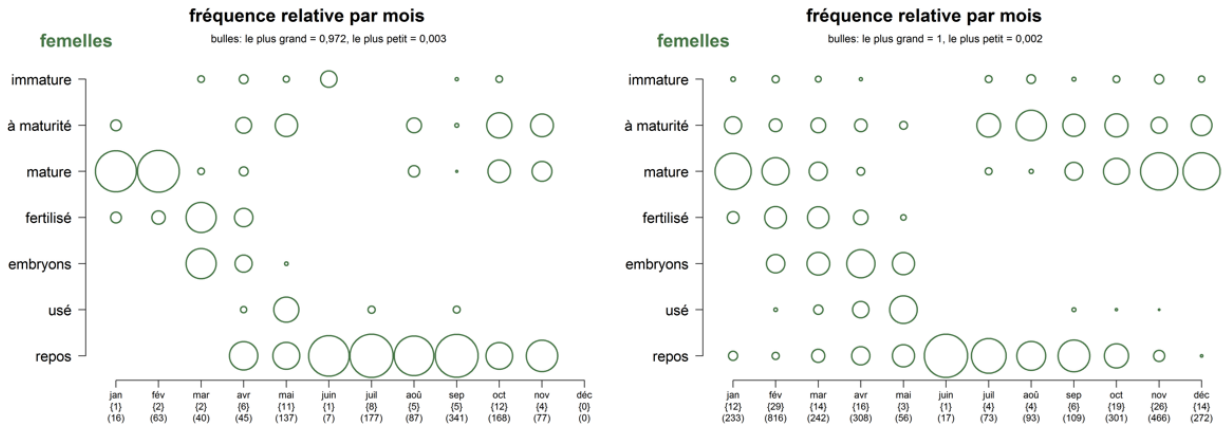


Figure D.24. Fréquence relative des codes de maturité pondérée selon les veuves femelles prises par la pêche commerciale sur la « plate-forme » de la C.-B. (gauche) et la « pente » de la C.-B. (droite). Les fréquences sont calculées dans chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

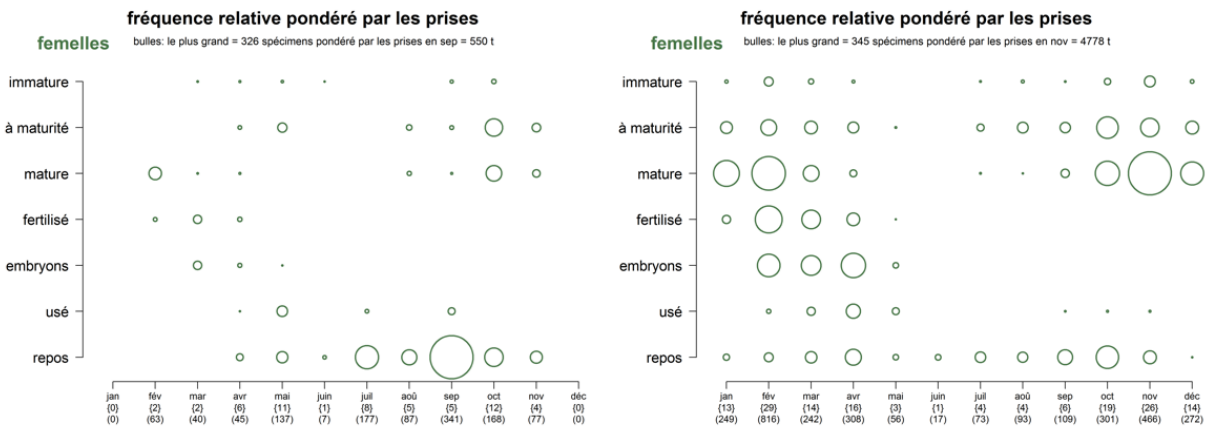


Figure D.25. Fréquence relative des codes de maturité pondérée selon les veuves femelles prises par la pêche commerciale sur la « plate-forme » de la C.-B. (gauche) et la « pente » de la C.-B. (droite). Les fréquences sont relatives aux prises mensuelles cumulatives les plus importantes de 1996 à 2017.

D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE

- Batten, S.D. et Freeland, H.J. 2007. [Plankton populations at the bifurcation of the North Pacific Current](#). Fisheries Oceanography 16(6) : pp. 536-546.
- Cummins, P.F. et Freeland, H.J. 2007. [Variability of the North Pacific Current and its bifurcation](#). Progress in Oceanography 75(2) : pp. 253-265.
- Freeland, H.J. 2006. [What proportion of the North Pacific Current finds its way into the Gulf of Alaska?](#) Atmosphere-Ocean 44(4) : pp. 321-330.
- Haist, V., Breen, P.A. et Starr, P.J. 2009. [A multi-stock, length-based assessment model for New Zealand rock lobster \(*Jasus edwardsii*\)](#). N.Z. J. Mar. Freshw. Doc. de 43 pp. 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) : pp. 62-69.

-
- Hicks, A.C. et Wetzel, C.R. 2015. [The status of Widow Rockfish \(*Sebastes entomelas*\) along the U.S. west coast in 2015](#). Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE), NMFS, NOAA
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(*Sebastes*\) using *S. alutus* as an example – the otolith burnt section technique](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2146: 39 p.
- Pickard, G.L. et Emery, W.J. 1982. Descriptive Physical Oceanography, an Introduction. Pergamon Press, Oxford UK, 4e édition (SI) augmentée.
- Quinn, T.J.I. et Deriso, R.B. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, New York (New York).
- R Core Team. 2019. [R : A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienne (Autriche).
- Stan Development Team. 2018. [rstan: the R interface to Stan](#). R package version 2.18.2.
- Stanley, R.D., Starr, P. and Olsen, N. 2009. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) dans les eaux de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. rech. 2009/013. xxii + 198 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. [Évaluation du stock de goberge de l'Alaska \(*Theragra chalcogramma*\) pour la Colombie-Britannique en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/004. viii + 294 p.
- 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.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1) : pp. 82-92.
- Tribuzio, C.A., Coutré, K. et Echave, K.B. 2017. [Chapter 16. Assessment of the Other Rockfish stock complex in the Gulf of Alaska](#). Dans NPFMC Gulf of Alaska SAFE, pp. 1177-1222. North Pacific Fisheries Management Council.
- Westrheim, S. 1975. Reproduction, maturation, and identification of larvae of some *Sebastes* (Scorpaenidae) species in the northeast Pacific Ocean. J. Fish. Res. Bd. Can. 32: 2399-2411.

APPENDIX E. ÉQUATIONS DU MODÈLE

E.1. INTRODUCTION

Dans le cadre bayésien, nous avons utilisé un modèle à deux sexes structuré selon l'âge appelé Awatea. Ce modèle permet, de façon simultanée, d'estimer le taux de variation de la fonction stock-recrutement et de séparer les mortalités selon le sexe. Cette approche correspond aux approches utilisées dans les évaluations des stocks suivantes, menées en Colombie-Britannique depuis 2010 :

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

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

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

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

Dans la présente section, on décrit de façon détaillée le modèle structuré selon l'âge, la procédure bayésienne, la procédure de repondération, les distributions *a priori*, et les méthodes utilisées pour calculer les points de référence et réaliser les projections.

E.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE

Voici les hypothèses relatives au modèle.

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

E.3. ÉQUATIONS ET NOTATION DU MODÈLE

La notation du modèle figure dans le tableau E.1, et les équations du modèle, dans les tableaux E.2 et E.3. Les descriptions des distributions *a priori* relatives aux paramètres estimés figurent dans le tableau E.4. La description du modèle est divisée selon les composantes déterministes, les composantes stochastiques et les distributions bayésiennes *a priori*. Des renseignements détaillés sur la notation et les équations sont présentés après les tableaux.

Selon la principale structure, les composantes déterministes du tableau E.2 permettent de calculer de façon itérative le nombre d'individus dans chaque classe d'âge (et de chaque sexe)

au fil du temps. Les seuls éléments nécessaires sont les données sur les captures issues de la pêche commerciale, les données sur la maturité et le poids selon l'âge, ainsi que des valeurs fixes connues pour tous les paramètres.

Étant donné qu'on ne dispose pas de valeurs fixes connues pour tous les paramètres, il a fallu estimer beaucoup de valeurs; on a donc ajouté de la stochasticité aux données sur le recrutement. Pour ce faire, on a utilisé les composantes stochastiques présentées dans le tableau E.3.

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

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

Symbole	Description et unités
Indices (tous inférieurs)	
a	Classe d'âge, où $a = 1, 2, 3, \dots, A$, et $A \in \{40, 45, 50\}$ est la classe d'âge maximal cumulatif
t	Année du modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$, correspond aux années réelles : 1940, ..., 2019, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche
g	Indice pour les données (abondance composition) des séries suivantes : 1 – Série du relevé synoptique au chalut de la COIV 2 – Série du relevé synoptique au chalut du BRC 3 – Série du relevé synoptique au chalut de la COHG 4 – Série du relevé historique au chalut du GIG 5 – Série du relevé triennal au chalut de la COIV 6 – Série des CPUE issues de la pêche commerciale (chalut de fond)
s	Sexe : 1 = femelles; 2 = mâles
Plage des indices	
A	Classe d'âge maximal cumulatif, $A \in \{40, 45, 50\}$
T	Nombre d'années du modèle, $T = 80$
\mathbf{T}_g	Ensembles d'années du modèle pour les indices d'abondance d'une série g , présentées ici Comme étant les années réelles par souci de clareté (soustraire 1939 pour obtenir l'année du modèle t) : $\mathbf{T}_1 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017\}$ $\mathbf{T}_3 = \{1997, 2006:2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018\}$ $\mathbf{T}_4 = \{1967, 1969, 1971, 1973, 1976:1977, 1984, 1994\}$ $\mathbf{T}_5 = \{1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998, 2001\}$ $\mathbf{T}_6 = \{1996, \dots, 2018\}$

Symbole	Description et unités
U_g	Ensembles d'années du modèle comportant des données sur les proportions selon l'âge pour une série g : $U_1 = \{2006\}$ $U_2 = \{2004:2005\}$ $U_3 = \{2006\}$ $U_4 = \{1979\}$ $U_6 = \{1989, \dots, 2018\}$
Données et paramètres fixes	
p_{atgs}	Proportion pondérée d'individus observés tirée d'une série g pour chaque année $t \in U_g$ qui correspondent à une classe d'âge a et à un sexe s ; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 p_{atgs} = 1$ pour chaque $t \in U_g, g = 1, \dots, 6$
n_{tg}	Taille d'échantillon effective pour laquelle le rendement correspond à p_{atgs}
C_t	Biomasse des prises observées (tonnes) pendant une année $t = 1, 2, \dots, T - 1$
w_{as}	Poids moyen (kg) des individus d'une classe d'âge a et de sexe s tiré de paramètres fixes
m_a	Proportion de femelles d'une classe d'âge a qui sont matures, valeur fixe tirée des données
I_{tg}	Estimations de la biomasse (tonnes) issues des relevés $g = 1, \dots, 5$, pour une année $t \in T_g$
κ_{tg}	Écart-type de I_{tg}
σ_R	Paramètre de l'écart-type pour l'erreur de processus liée au recrutement, $\sigma_R = 0,9$
Paramètres estimés	
Θ	Ensemble de paramètres estimés
R_0	Recrutement vierge d'individus d'âge 1 (nombre de veuves, en milliers)
M_s	Taux de mortalité naturelle pour les individus de sexe $s = 1, 2$ (M fixe pour l'évaluation de la veuve)
h	Paramètre du taux de variation pour le recrutement de Beverton-Holt
q_g	Capturabilité pour la série de relevé $g = 1, \dots, 5$
μ_g	Âge à la pleine sélectivité pour les femelles de la série $g = 1, \dots, 6$
Δ_g	Variation de la vulnérabilité pour les mâles de la série $g = 1, \dots, 6$
v_{gL}	Paramètre de variance de la partie gauche de la courbe de sélectivité pour la série $g = 1, \dots, 6$
s_{ags}	Sélectivité pour les individus de la classe d'âge a , de la série $g = 1, \dots, 6$, et de sexe s , calculée à partir des paramètres μ_g, Δ_g et v_{gL}
α, β	Formules de rechange pour le recrutement :
\hat{x}	$\alpha = (1 - h)B_0/(4hR_0)$ et $\beta = (5h - 1)/4hR_0$ Valeur estimée des données observées pour x

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

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

Composantes déterministes

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

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

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

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

Conditions initiales ($t = 1$)

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

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

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

Sélectivités ($g = 1, \dots, 6$)

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

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

États dérivés ($1 \leq t \leq T - 1$)

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

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

$$V_t = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} s_{a6s} N_{ats} \quad (\text{E.11})$$

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

$$u_{ats} = s_{a6s} u_t; \quad 1 \leq a \leq A, s = 1, 2 \quad (\text{E.13})$$

Observations estimées

$$\hat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) w_{as} s_{ags} N_{ats}; \quad t \in \mathbf{T}_g, g = 1, \dots, 6 \quad (\text{E.14})$$

$$\hat{p}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}; \quad 1 \leq a \leq A, t \in \mathbf{U}_g, g=1, \dots, 6, s=1, 2 \quad (\text{E.15})$$

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

Composantes stochastiques

Paramètres estimés

$$\Theta = \{R_0; M_{1,2}; h; q_{1,\dots,6}; \mu_{1,\dots,6}; \Delta_{1,\dots,6}; v_{1,\dots,6L}\} \quad (\text{E.16})$$

Écarts de recrutement

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

Fonctions de vraisemblance logarithmique

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

$$\begin{aligned} \log L_2(\Theta|\{\hat{p}_{atgs}\}) = & -\frac{1}{2} \sum_{g=1}^6 \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A} \right] \\ & + \sum_{g=1}^6 \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[\exp \left\{ \frac{-(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2 n_{tg}}{2(p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A})} \right\} + \frac{1}{100} \right] \end{aligned} \quad (\text{E.19})$$

$$\log L_3(\Theta|\{\hat{I}_{tg}\}) = \sum_{g=1}^6 \sum_{t \in \mathbf{T}_g} \left[-\frac{1}{2} \log 2\pi - \log \kappa_{tg} - \frac{(\log I_{tg} - \log \hat{I}_{tg})^2}{2\kappa_{tg}^2} \right] \quad (\text{E.20})$$

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

Distribution a priori conjointe et fonction objective

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

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

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

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne, ET	Limites	Valeur initiale
R_0	1	Uniforme	—	[1, 10e6]	10e3
M_1, M_2	-	Fixe	—	—	{0.07,0.08,0.09}
A	-	Fixe	—	—	{40,45,50}
h	5	Bêta	4.574, 2.212	[0.2, 0.999]	0.674
$\log \epsilon_t$	2	Normale	0, 0.9	[-15, 15]	0
$\log q_{1,\dots,5}$	1	Uniforme	0, 0.6	[-12, 5]	-5
$\log q_6$	1	Uniforme	0, 0.1	[-15, 15]	-1.609
$\mu_{1,3}$	3	Normale	13.802, 1.988	[5, 40]	13.802
$\mu_{2,4}$	3	Normale	11.733, 1.177	[5, 40]	11.733
μ_5	-	Fixe	—	—	13.802
μ_6	3	Uniforme	11.088, 0.325	[5, 40]	11.088
$\log v_{1,3}$	4	Normale	3.288, 0.567	[-15, 15]	3.288
$\log v_{2,4}$	4	Normale	2.148, 0.535	[-15, 15]	2.148
$\log v_5$	-	Fixe	—	—	3.288
$\log v_6$	4	Uniforme	2.082, 0.147	[-15, 15]	2.082
$\Delta_{1,\dots,5}$	-	Fixe	—	—	0
Δ_6	4	Uniforme	0.081, 0.171	[-8, 10]	0.081

E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

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

E.4.1. Classes d'âge

L'indice (inférieur) a représente les classes d'âge, qui vont de 1 à l'âge maximal d'une classe d'âge A regroupant les âges 40, 45 et 50 ans. Par exemple, la classe d'âge $a = 5$ représente les individus d'âges 4 et 5 (il s'agit d'une convention habituelle, mais pas universelle; Caswell 2001). Un individu de la classe d'âge 1 est donc né l'année précédente. La variable N_{ats} représente le nombre d'individus d'une classe d'âge a de sexe s au début de l'année t ; le modèle est donc exécuté jusqu'à l'année T , qui correspond à 2019.

E.4.2. Années

L'indice t représente une année du modèle, allant de 1 à $T = 80$, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche. L'année réelle correspondant à $t = 1$ est 1940, donc l'année du modèle $T = 80$ correspond à 2019. L'interprétation d'une année dépend de l'état dérivé du modèle ou des données saisies dans celui-ci.

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

E.4.3. Données de relevés

On a utilisé les données de 5 séries, tel que décrit de façon détaillée dans l'Annexe B. Le long de la côte, $g = 1$ décrit la série du relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV), $g = 2$ décrit la série du relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte (BRC), $g = 3$ décrit la série du relevé synoptique de la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (COHG), $g = 4$ décrit la série du relevé historique du goulet de l'île Goose (GIG), et $g = 5$ décrit la série du relevé triennal de la COIV. Le tableau E.1 présente les années pendant lesquelles des données étaient accessibles pour chaque relevé; \mathbf{T}_g correspond aux années relatives aux estimations de la biomasse issues des relevés I_{tg} (et aux écarts-types connexes κ_{tg}), et \mathbf{U}_g correspond aux années relatives aux données sur la proportion selon l'âge p_{atgs} (avec des tailles d'échantillon effectives n_{tg}). Il est important de noter que la taille d'échantillon réfère au nombre d'échantillons et que chaque échantillon comprend divers spécimens, habituellement de ~ 30 à 350 individus.

E.4.4. Données relatives à la pêche commerciale

Tel que décrit dans l'Annexe A, on a reconstitué les données sur les prises issues de la pêche commerciale jusqu'à 1918. En raison des prises négligeables au cours des premières années, on a établi que la première année du modèle serait 1940 et qu'on ne tiendrait pas compte des prises pêchées avant 1940. La série chronologique relative aux prises est représentée par C_t . L'ensemble \mathbf{U}_6 (tableau E.1) présente les années pour lesquelles des données sur l'âge des prises issues de la pêche commerciale sont accessibles. Les valeurs des proportions selon l'âge sont données par p_{atgs} et la taille de l'échantillon effective, par n_{tg} , où $g = 6$ (pour correspondre aux données relatives à la pêche commerciale). Ces proportions correspondent aux proportions pondérées qui ont été calculées au moyen du système de pondération stratifié décrit dans l'Annexe D, qui permet d'ajuster les données pour tenir compte des efforts d'échantillonnage inégaux entre les strates spatio-temporelles.

E.4.5. Sexe

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

E.4.6. Poids selon l'âge

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

E.4.7. Maturité des femelles

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

E.4.8. Dynamique des états

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

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

E.4.9. Conditions initiales

On a présumé qu'avant la reconstitution, il y avait une situation d'équilibre sans activité de pêche parce qu'il n'existe aucune preuve que d'importantes quantités de veuves ont été prélevées avant 1940. On a obtenu les conditions initiales (E.4) et (E.5) en ajoutant les valeurs $R_t = R_0$ (recrutement vierge), $N_{ats} = N_{a1s}$ (condition d'équilibre) et $u_{ats} = 0$ (aucune activité de pêche) dans les équations (E.1) à (E.3). On a ensuite obtenu la biomasse féconde vierge B_0 au moyen de l'équation (E.9).

E.4.10. Sélectivités

On a modélisé des sélectivités distinctes pour la pêche commerciale ainsi que pour chaque série de relevés (à l'exception de la série du relevé triennal de la COIV). Dans la présente évaluation (stock de veuve en 2019), les valeurs *a priori*, y compris les valeurs initiales relatives aux sélectivités ont été constituées à partir des moyennes et des écarts-types issus des données de la pêche commerciale du sébaste à queue jaune et des sélectivités *a priori* provenant de relevés. On a choisi ces valeurs *a priori* parce que le sébaste à queue jaune est un poisson semi-pélagique qui a une taille semblable à celle de la veuve et qui est souvent pêché en même temps que cette dernière (MPO 2015). Plus précisément, on a utilisé les estimations relatives au sébaste à queue jaune provenant des sources ci-dessous.

- On a utilisé les données du relevé synoptique de la COVI pour constituer les données sur la veuve relatives aux relevés synoptiques de la COVI et de la COHG, ainsi qu'au relevé triennal de la COIV.
- On a utilisé les données du relevé synoptique du BRC pour constituer les données sur la veuve relatives au relevé synoptique du BRC et au relevé historique du GIG.
- On a utilisé les données sur le sébaste à queue jaune issues de la pêche commerciale afin de constituer les données sur la veuve relatives à la pêche commerciale.

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

d'ascension de la partie gauche de la courbe est contrôlé par le paramètre v_{gL} . Pour les mâles, on a utilisé la même fonction, mais l'âge auquel les individus sont pleinement sélectionnés est décalé de Δ_g , voir (E.8). Dans la présente évaluation, on a fixé le paramètre de variation de la sélectivité des mâles (Δ_g) à 0 pour tous les relevés parce que les exécutions exploratoires ayant permis d'estimer ce paramètre indiquaient que les données étaient insuffisantes pour distinguer la sélectivité des mâles de celle des femelles (μ_g). De plus, les paramètres de variation de la sélectivité des mâles estimés dans l'évaluation du stock de sébaste à queue jaune étaient tous très près de zéro (= 0,2).

E.4.11. États dérivés

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

L'équation (E.13) permet de calculer, pour une année t , la proportion u_{ats} d'individus d'une classe d'âge a et de sexe s qui sont pêchés. Pour faire ces calculs, on a besoin des sélectivités de la pêche commerciale s_{a6s} et du ratio u_t qui, selon l'équation (E.12), représente le ratio de prises totales (on présume qu'elles sont toutes pêchées en même temps, au milieu de l'année) par rapport à la biomasse vulnérable au milieu d'une année, soit V_t , qu'on obtient à l'aide de l'équation (E.11). Par conséquent, l'équation (E.12) permet de calculer la proportion de la biomasse vulnérable qui est pêchée et l'équation (E.13) permet de séparer cette biomasse selon le sexe et l'âge des individus.

E.4.12. Fonction stock-recrutement

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

E.4.13. Estimations des données observées

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

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

E.5. DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES

E.5.1. Paramètres

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

E.5.2. Écarts de recrutement

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

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

Dans celle-ci, $\epsilon_t \sim \text{Normale}(0, \sigma_R^2)$, et la correction du biais exprimée par $-\sigma_R^2/2$ dans l'équation (E.24) fait en sorte que la moyenne des écarts de recrutement est égale à zéro. On obtient donc l'équation de l'écart de recrutement (E.17) et la fonction de vraisemblance logarithmique (E.18). Dans la présente évaluation, on a fixé la valeur de σ_R à 0,9, d'après des essais dans lesquels $\sigma_R \in \{0,6, 0,9, 1, 2\}$. Dans les évaluations antérieures, on a utilisé $\sigma_R = 0,6$, d'après une évaluation du sébaste argenté (Starr et coll. 2016) dans laquelle les auteurs ont indiqué que cette valeur était habituelle pour une espèce de sébaste marin (Mertz et Myers 1996). Dans un modèle Awatea pour la fausse limande, on a utilisé $\sigma_R = 0,6$ (Holt et coll. 2016); il était indiqué que cette valeur était fréquemment utilisée par défaut dans des évaluations de poissons osseux (Beddington et Cooke 1983). Dans les évaluations d'autres sébastes, les auteurs ont utilisé $\sigma_R = 0,9$, d'après un modèle empirique ajusté de façon conforme aux données sur la composition par âge du SLM des zones 5ABC (Edwards et coll. 2012b). Dans le cadre d'une étude réalisée par Thorson et coll. (2014), on a examiné 154 populations de poissons et on a estimé que $\sigma_R = 0,74$ (ET = 0,35) pour sept ordres taxonomiques; la valeur marginale pour les Scorpéniformes était $\sigma_R=0,78$ (ET = 0,32), mais celle-ci est seulement fondée sur sept stocks.

E.5.3. Fonctions de vraisemblance logarithmique

La fonction de vraisemblance logarithmique (E.19) découle de la comparaison entre les proportions selon l'âge estimées et les données. Il s'agit de la modification de Coleraine (Hilborn et coll. 2003) de l'équation de vraisemblance robuste de Fournier et coll. (1990, 1998). La formule de Coleraine remplace les proportions prévues, soit \hat{p}_{atgs} , tirées de la formule de Fournier et coll. (1990, 1998) par les proportions observées, soit p_{atgs} , sauf dans l'expression $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2$ term (Bull et coll. 2005).

L'expression $1/(10A)$ dans l'équation (E.19) permet de réduire le poids des proportions qui sont égales à zéro ou qui s'en rapproche. L'expression $1/100$ permet de réduire le poids des valeurs

résiduelles importantes ($p_{atgs} - \hat{p}_{atgs}$). L'effet net (Stanley et coll. 2009) est que les valeurs résiduelles supérieures à trois écarts-types provenant de la proportion ajustée sont considérées comme $3(p_{atgs}(1 - p_{atgs}))^{1/2}$.

On a présumé l'erreur log-normale pour les indices de relevé, d'après les résultats de l'équation de vraisemblance logarithmique (E.20). La vraisemblance logarithmique totale, soit $\log L(\Theta)$, correspond donc à la somme des composantes de vraisemblance – voir l'équation (E.21).

E.6. CALCULS BAYÉSIENS

L'estimation de paramètres permet de comparer les observations estimées (fondées sur le modèle) des indices de la biomasse tirés de relevés et les proportions par âge aux données, et de réduire au minimum les écarts de recrutement. Pour ce faire, on doit minimiser la fonction objective $f(\Theta)$; l'équation connexe (E.23) montre la valeur négative de la somme de la fonction de vraisemblance logarithmique totale et du logarithme de la distribution *a priori* conjointe, obtenue au moyen de l'équation (E.22).

Voici la procédure relative aux calculs bayésiens.

1. Minimiser la fonction objective $f(\Theta)$ afin d'obtenir les estimations du MDP pour chaque paramètre :
 - cette étape est réalisée en phases;
 - une procédure de repondération est réalisée.
2. Générer les échantillons à partir des distributions *a posteriori* conjointes des paramètres au moyen de la méthode MCCM, en commençant les chaînes à partir des estimations du MDP.

E.6.1. Phases

On a obtenu les estimations du MDP en minimisant la fonction objective $f(\Theta)$ à partir des composantes stochastiques (version non bayésienne) du modèle. On a ensuite utilisé les estimations obtenues afin d'entamer les chaînes pour la méthode MCCM concernant l'ensemble du modèle bayésien.

Il est déconseillé d'estimer simultanément tous les paramètres estimables dans le cas des modèles non linéaires complexes; le logiciel ADMB permet donc de maintenir certains paramètres estimables fixes durant la partie initiale du processus d'optimisation ADMB Project (2009). Certains paramètres sont estimés lors de la phase 1, puis d'autres sont estimés lors de la phase 2, et ainsi de suite, selon l'ordre ci-dessous.

Phase 1 : Recrutement vierge R_0 et capturabilités des relevés $q_{1,\dots,5}$

Phase 2 : Écarts de recrutement ϵ_t (maintenus à zéro dans la phase 1)

Phase 3 : Âge à la pleine sélectivité pour les femelles $\mu_{1,\dots,6}$

Phase 4 : Mortalité naturelle $M_{1,2}$ et paramètre de sélectivité Δ_g, v_{gL} pour $g = 1, \dots, 6$

Phase 5 : Taux de variation h

E.6.2. Repondération

Étant donné que les tailles d'échantillon des différents types de données ne sont pas comparables, on a besoin d'une procédure qui permet d'ajuster les poids relatifs entre les sources de données (abondance par rapport à composition). Dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), on a utilisé une procédure de repondération itérative fondée sur l'ajustement de l'écart-type de valeurs résiduelles normales (Pearson) des données établies

jusqu'à ce que les écarts-types soient d'environ 1 (soit l'écart-type prévu d'une distribution normale pour laquelle $\mu=0$). Cette procédure n'a pas bien fonctionné pour l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards et coll. 2012a), parce qu'elle a produit des cohortes erronées; dans l'évaluation du sébaste à bouche jaune, on a donc utilisé la procédure de repondération proposée par Francis (2011). Dans plusieurs évaluations du stock de divers sébastes réalisées au moyen d'un modèle Awatea depuis 2011, y compris la présente évaluation, on a adopté l'approche de repondération de Francis (2011). Selon celle-ci, on ajoute une erreur de processus propre à la série en question aux CV de l'indice d'abondance lors de la première repondération, et on repondère, de façon itérative, la taille d'échantillon de la fréquence d'âge (données sur la composition) selon l'âge moyen lors de la première repondération et des repondérations suivantes (voir ci-dessous). Pour l'ensemble de données sur la veuve, la repondération subséquente des données sur la composition a eu peu d'incidence; on a donc seulement effectué une repondération en utilisant l'âge moyen pour toutes les exécutions du modèle présentées.

Pour les données d'abondance comme les indices de relevé, Francis (2011) recommande d'effectuer une repondération des CV observés, c_0 , en ajoutant d'abord l'erreur de processus $c_p \sim 0,2$ afin de fournir un CV repondéré selon l'équation suivante :

$$c_1 = \sqrt{c_0^2 + c_p^2} \quad (\text{E.25})$$

Pour chaque exécution du modèle, on a ajusté les CV de l'indice d'abondance lors de la première repondération en utilisant seulement l'erreur de processus $c_p = 0, 0, 0, 0, 0$, et $0,1859$ le long de la côte ($g=1, \dots, 6$). La dernière valeur représentait le CV des valeurs résiduelles relatives aux indices des CPUE après l'application d'une fonction de lissage à la série de CPUE, ce qui a permis d'obtenir une approximation de l'ajustement futur aux indices (voir la section E.6.2.1.).

Francis (2011) soutient que les effets de corrélation sont habituellement importants dans les données sur la composition selon l'âge. Chaque ensemble de données sur la composition selon l'âge a une taille d'échantillon n_{tg} ($g = 1, \dots, 6, t \in \mathbf{U}_g$), qui se situe habituellement dans la plage de 3 à 20; chaque échantillon comprend de ~ 30 à 350 spécimens d'âge différent. L'équation (T3.4) de Francis (2011) est utilisée pour repondérer la taille d'échantillon de façon itérative, selon l'équation suivante :

$$n_{tg}^{(r)} = W_g^{(r)} n_{tg}^{(r-1)} \quad (\text{E.26})$$

Dans celle-ci, $r = 1, 2, 3$ représente l'itération de repondération, $n_{tg}^{(r)}$ correspond à la taille d'échantillon effective pour la repondération r , $W_g^{(r)}$ représente le poids utilisé pour obtenir la repondération r , et $n_{tg}^{(0)} = n_{tg}$. Ainsi, on a calculé un seul poids, soit $W_g^{(r)}$, pour chaque série $g = 1, \dots, 6$ afin d'effectuer la repondération r .

Plutôt que d'utiliser les écarts relatifs à chaque valeur de la proportion selon l'âge (p. ex., Edwards et coll. 2012b), on a recours au poids $W_g^{(r)}$ de Francis (2011) attribué à chaque ensemble de données, qui tient compte des écarts relatifs à l'âge moyen pour chaque année. Pour calculer le poids, on utilise l'équation (TA1.8) de Francis (2011) :

$$W_g^{(r)} = \left\{ \text{Var}_t \left[\frac{\bar{O}_{tg} - \bar{E}_{tg}}{\sqrt{\theta_{tg}/n_{tg}^{(r-1)}}} \right] \right\}^{-1} \quad (\text{E.27})$$

Dans cette équation, l'âge moyen observé, l'âge moyen prévu et la variance de la distribution des âges prévue sont calculés au moyen des équations suivantes, respectivement :

$$\bar{O}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a p_{atgs} \quad (\text{E.28})$$

$$\bar{E}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a \hat{p}_{atgs} \quad (\text{E.29})$$

$$\theta_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a^2 \hat{p}_{atgs} - \bar{E}_{tg}^2 \quad (\text{E.30})$$

Var_t est la fonction de variance habituelle d'un échantillon fini qui est appliquée à l'indice t .

La repondération des CV de l'abondance (une seule fois) et des fréquences d'âge pour les repondérations r influencent l'ajustement du modèle selon la série d'indices d'abondance \hat{I}_{tg} après chaque repondération. Les indices issus du modèle pour une repondération r servent à calculer les valeurs résiduelles normalisées pour chaque indice de relevé, selon l'équation suivante :

$$\delta_{tg}^{(r)} = \frac{\log I_{tg}^{(r-1)} - \log \hat{I}_{tg}^{(r)} + 0.5 \log(1 + c_{tg}^2)^2}{\sqrt{\log(1 + c_{tg}^2)}}, \quad (\text{E.31})$$

Dans celle-ci, $I_{tg}^{(r-1)}$ correspond aux indices de relevé observés lors de la repondération antérieure r ; l'écart-type des valeurs résiduelles normalisées pour chaque relevé g est calculé au moyen de l'équation suivante :

$$\sigma_{\delta_g}^{(r)} = \sqrt{\frac{\sum_t (\delta_{tg}^{(r)} - \bar{\delta}_{tg}^{(r)})^2}{\eta_g - 1}} \quad (\text{E.32})$$

où η_g correspond au nombre d'indices (années t) de la série d'indices g .

L'ensemble de données de repondération choisi pour l'analyse MCCM est habituellement celui pour lequel la somme des écarts absolus tirés de l'ensemble des écarts-types des variances résiduelles normalisées pour les 6 séries d'indices d'abondance était la plus faible (E.33). On a toutefois choisi la première repondération pour toutes les exécutions du modèle réalisées dans le cadre de la présente évaluation, y compris les analyses de sensibilité exécutées.

$$r' = \min_{r \in 1:3} \sum_{g=1}^6 |1 - \sigma_{\delta_g}^{(r)}|. \quad (\text{E.33})$$

E.6.2.1. Erreur de processus relative aux CPUE de la pêche commerciale

On a élaboré une procédure pour estimer l'erreur de processus c_p qui s'ajoute aux CPUE de la pêche commerciale au moyen d'une analyse de lissage par splines. Francis (2011) (qui cite Clark et Hare 2006) recommande qu'on utilise une fonction de lissage pour déterminer l'erreur de processus appropriée qui doit être ajoutée aux données de CPUE; l'objectif est de trouver un équilibre permettant d'ajuster les indices de façon rigoureuse sans enlever la majorité du signal

relatif aux données. On a utilisé une séquence arbitraire de 50 éléments comprenant des degrés de liberté (ν_i), dans laquelle $i = 2, \dots, N$ et N correspond au nombre de valeurs de CPUE U_t de $t = 1996, \dots, 2018$, pour ajuster les données de CPUE à l'aide du lissage par splines. Lorsque $i = N$, la courbe spline était parfaitement ajustée aux données et la somme des carrés des résidus (ρ_N) était nulle. On a ajusté la courbe spline à une plage de degrés de liberté d'essai (ν_i); les valeurs de la somme des carrés des résidus (ρ_i) obtenues formaient une courbe de type logistique avec un point d'inflexion à $i = k$ (figure E.1). La différence entre les estimations ponctuelles de ρ_i (indicateur de la pente δ_i) a produit une courbe concave pour laquelle l'indicateur minimal de la pente δ_i était situé près du point d'inflexion k . Au point d'inflexion k , $\nu_k = 6,2857$, donc $\rho_k = 0,7578$; on a converti cette valeur à une c_p de 0,1859, au moyen de l'équation suivante :

$$c_p = \sqrt{\frac{\rho_k}{N - 2}} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1996}^{2018} U_t \right]^{-1}. \quad (\text{E.34})$$

E.6.3. Distributions a priori

Les descriptions des distributions *a priori* des paramètres estimés (sans inclure les écarts de recrutement) figurent dans le tableau E.4. Les fonctions de probabilité de la densité obtenues produisent la $\pi_j(\Theta)$; les logarithmes connexes sont ensuite additionnés dans l'équation (E.22), ce qui produit la distribution *a priori* conjointe, soit $\pi(\Theta)$. Étant donné que les distributions *a priori* uniformes sont, par définition, constantes pour toutes les valeurs de leur plage (et zéro à l'extérieur de cette plage), leur contribution à la fonction objective peut être ignorée. Par conséquent, pour calculer la distribution *a priori* conjointe $\pi(\Theta)$ (E.22), il faut seulement additionner les distributions *a priori* non uniformes.

On a utilisé une distribution *a priori* uniforme avec une plage importante pour R_0 . Au départ, on a étudié des distributions *a priori* normales pour la mortalité naturelle des femelles et des mâles (M_1 et M_2 , respectivement) au moyen de divers estimateurs de la mortalité naturelle (Hoenig 1983; Then et coll. 2015; Hamel 2015), à des âges observés de $A_{\max} \in \{50, 55, 60\}$ (Annexe D). Les estimations de M issues de ces essais montrent que les distributions *a priori* n'ont pas été mises à jour par les données; par conséquent, dans le cadre de la présente évaluation, on a choisi trois valeurs fixes de M (0,07, 0,08 et 0,09) et trois classes d'âge maximal A (40, 45 et 55) pour générer une moyenne à partir de neuf exécutions du modèle.

Pour le taux de variation, h , on s'est servi de la distribution *a priori* utilisée dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), soit une distribution bêta avec des valeurs ajustées à la distribution *a posteriori* pour les sébastes, calculée par Forrest et coll. (2010). La moyenne de la distribution bêta (Cooper et Weekes 1983), en ce qui concerne ses deux paramètres de forme ($a=4,574$ et $b=2,212$ dans la présente évaluation) est égale à $a/(a + b) = 0,674$, et l'écart-type correspond à $\sqrt{ab/[(a + b + 1)(a + b)^2]} = 0,168$.

On a utilisé les distributions *a priori* uniformes sur une échelle logarithmique pour les paramètres de capturabilité q_g .

On aborde la sélectivité de façon plus détaillée dans la section E.4.10. Les valeurs *a priori* de la sélectivité (moyennes et écarts-types) étaient fondées sur les échantillons MCCM des prises de sébaste à queue jaune issues de la pêche commerciale et sur la sélectivité des relevés (MPO 2015). Le paramètre de variation de la sélectivité des mâles, soit Δ_g , a été fixé à 0 pour tous les relevés parce que les exécutions exploratoires permettant d'estimer ce paramètre indiquaient

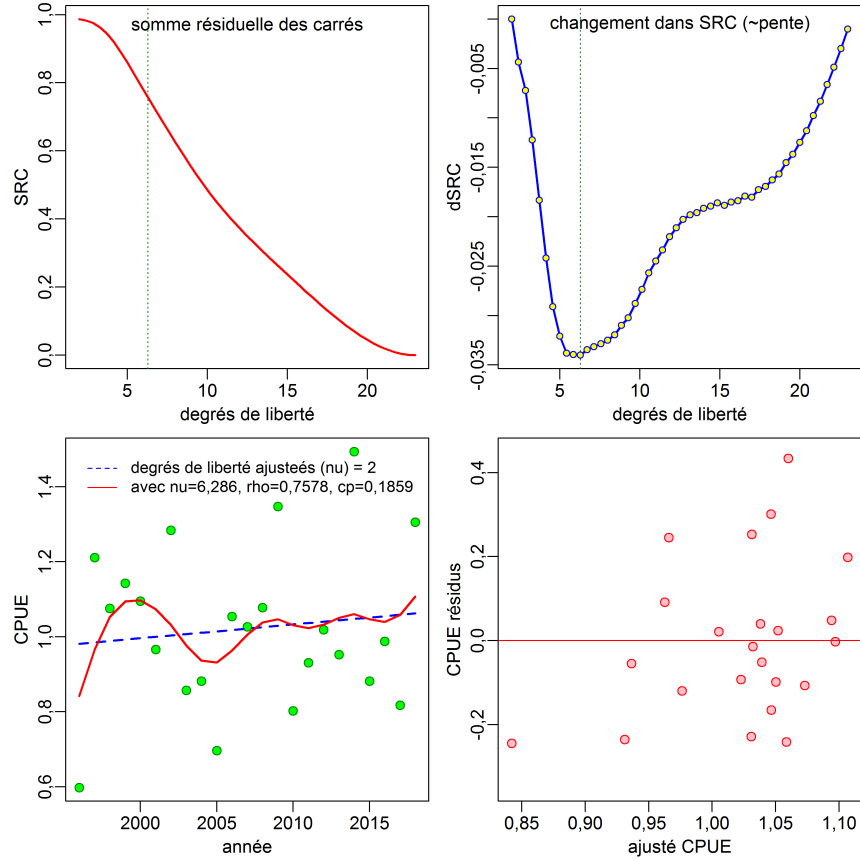


Figure E.1. Estimation de l'erreur de processus à ajouter aux données de CPUE issues de la pêche commerciale : graphique supérieur gauche – somme des carrés des résidus obtenue à l'aide du lissage par splines à divers degrés de liberté; graphique supérieur droit – pente de la somme des carrés des résidus (\sim première dérivée), la ligne verticale pointillée représente le degré de liberté correspondant à la valeur minimale de la pente; graphique inférieur gauche – données sur l'indice de CPUE lorsque la courbe spline est ajustée selon un degré de liberté de 2 (courbe tiretée bleue) et un degré de liberté de 6,2587 (courbe pleine rouge); graphique inférieur droit – ajustement des résidus normalisés.

que les données étaient insuffisantes pour distinguer la sélectivité des mâles de celle des femelles, μ_g .

E.6.4. Propriétés de la méthode MCCM

On a entamé la méthode MCCM à partir des valeurs du MDP et on a échantillonné chaque 10 000^e itération sur les 12 million itérations réalisées. On a donc obtenu 1 200 échantillons, mais on n'en a utilisé que 1 000; les premiers 200 échantillons ont été éliminés lors du rodage.

E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

On fournit des avis à l'intention des gestionnaires selon divers ensembles de points de référence. Le premier ensemble est fondé sur le rendement maximal soutenu (RMS); il comprend les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006), soit $0,4B_{RMS}$ et

$0,8B_{\text{RMS}}$ (on a aussi fourni B_{RMS} et u_{RMS} , qui représentent les estimations de la biomasse féconde à l'état d'équilibre et le taux d'exploitation au RMS, respectivement). Un deuxième ensemble de points de référence, qui comprend la biomasse féconde actuelle B_{2019} et le taux d'exploitation u_{2018} , sert à montrer la probabilité d'une augmentation par rapport à la biomasse féconde de femelles actuelle ou d'une diminution par rapport au taux d'exploitation actuel. Un troisième ensemble de points de référence, soit $0,2B_0$ et $0,4B_0$, est fondé sur l'estimation de la biomasse féconde non exploitée à l'équilibre, B_0 . Voir le texte principal pour plus de renseignements.

Pour estimer B_{RMS} , on s'est servi du modèle afin de faire des prévisions pour une plage de taux d'exploitation constants (u_t) donnée (de 0 à 0,401; augmentations de 0,001), jusqu'à un maximum de 15 000 années, jusqu'à ce que l'équilibre soit atteint (tolérance de 0,01 t). Le RMS est le rendement à l'équilibre le plus élevé; le taux d'exploitation connexe est donc u_{RMS} et la biomasse féconde connexe, B_{RMS} . On a fait les calculs pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, produisant des distributions marginales *a posteriori* pour le RMS, u_{RMS} et B_{RMS} .

On a ensuite calculé la probabilité $P(B_{2019} > 0,4B_{\text{RMS}})$ comme étant la proportion des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels $B_{2019} > 0,4B_{\text{RMS}}$ (on fait des calculs semblables pour les autres points de référence fondés sur la biomasse). Pour les taux d'exploitation, on a calculé la probabilité $P(u_{2018} < u_{\text{RMS}})$ pour que les indicateurs de l'état du stock fondés sur B et u (et les projections lorsque $t = 2019, \dots, 2024$) indiquent la probabilité que les taux soient satisfaisants.

On a réalisé des projections pour cinq ans en commençant par calculer la biomasse et la structure selon l'âge au début de 2019. On a utilisé une plage de stratégies de prises constantes, allant de 0 à 4 000 t, avec des augmentations de 250 t (la biomasse de prises moyenne de 2014 à 2018 était de 2 001 t le long de la côte de la Colombie-Britannique). Pour chaque stratégie, on a réalisé des projections pour chacun des 1 000 échantillons MCCM (produisant des distributions *a posteriori* de la future biomasse féconde). On a calculé les valeurs du recrutement de façon aléatoire au moyen de l'équation (E.24) (c.-à-d. d'après les écarts de recrutement log-normaux tirés de la courbe stock-recrutement estimée) au moyen de valeurs de $\epsilon_t \sim \text{Normale}(0, \sigma_R^2)$ générées aléatoirement. Pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, on a généré une série chronologique de $\{\epsilon_t\}$. Pour chaque échantillon MCCM, on a utilisé la même série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ pour chaque stratégie de prises (afin que, pour un échantillon MCCM donné, toutes les stratégies de prises fassent l'objet de la même stochasticité sur le plan du recrutement).

E.8. RÉFÉRENCES ÉQUATIONS DU MODÈLE

- ADMB Project. 2009. [AD Model Builder: Automatic Differentiation Model Builder](#). Développé par David Fournier et disponible gratuitement sur admb-project.org.
- Beamish, R.J. 1979. [New information on the longevity of Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\)](#). J. can. sci. halieut. aquat. 36(11). 1395–1400.
- Beddington, J.R. et Cooke, J.G. 1983. [The potential yield of fish stocks](#). FAO Fish. Tech. Paper 242. v + 47 p.
- Bull, B., Francis, R.I.C.C., Dunn, A., McKenzie, A., Gilbert, D.J. et Smith, M.H. 2005. [CASAL \(C++ algorithmic stock assessment laboratory\), user manual v2.07-2005/08/21](#). NIWA Tech. Rep. 127. 274 p.
- Caswell, H. 2001. Matrix Population Models: Construction, Analysis and Interpretation. Sinauer Associates, Massachusetts.
- Clark, W.G. et Hare, S.R. 2006. [Assessment and management of Pacific halibut: data, methods, and policy](#). Sci. Rep. 83, International Pacific Halibut Commission, Seattle, WA.

-
- Cooper, R.A. et Weekes, A.J. 1983. *Data, Models and Statistical Analysis*. Barnes & Noble Books, Totowa NJ. Printed in Great Britain.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2014a. [Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) sur la côte ouest de l'île de Vancouver, en Colombie Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. 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. rech. 2013/092. vi + 126 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2012a. [Évaluation du stock et évaluation du potentiel de rétablissement du sébaste à bouche jaune \(*Sebastes reedi*\) le long de la côte du Pacifique au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2012/095. iv + 188 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. et Haigh, R. 2012b. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine Charlotte, Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2011/111. viii + 172 p.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. et Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). J. can. sci. halieut. aquat. 67. 1611–1634.
- Fournier, D.A., Hampton, J. et Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*](#). J. can. sci. halieut. aquat. 55(9). 2105–2116.
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J. et Hampton, J. 1990. [MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna \(*Thunnus maccoyii*\)](#). J. can. sci. halieut. aquat. 47(2). 301–317.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. et Rubin, D.B. 2004. *Bayesian Data Analysis*, 2nd edition. Chapman and Hall/CRC, New York.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. et Lecomte, J.B. 2018a. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2018/038. v + 227 p.
- Haigh, R., Edwards, A.M. et Starr, P.J. 2018b. [PBSawatea: Tools for Running Awatea and Visualizing the Results](#). Paquet R version 1.4.2.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1). 62–69.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. et Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0. University of Washington Report SAFS-UW-0116](#). Rapp. tech., University of Washington.
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1). 898–903.

-
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R. et Krishka, B. 2016. [Évaluation du stock et avis sur les prélèvements de fausse limande \(*Lepidopsetta* spp.\) en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2016/009. ix + 256 p.
- Leisch, F. 2002. [Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis](#). Dans W. Härdle et B. Rönz, eds., *Compstat 2002 - Proceedings in Computational Statistics*, p. 575–580. Physica Verlag, Heidelberg.
- Mace, P.M. et Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4. 51 p.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(*Sebastes*\) using *S. alutus* as an example – the otolith burnt section technique](#). Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2146. 39 p.
- Magnusson, A. 2009. [Scape – statistical catch-at-age plotting environment](#). paquet R .
- Magnusson, A. et Stewart, I. 2020. [plotMCMC: MCMC diagnostic plots](#). R package version 2.0.1.
- Mertz, G. et Myers, R. 1996. [Influence of fecundity on recruitment variability of marine fish](#). J. can. sci. halieut. aquat. 53(7). 1618–1625.
- Michielsens, C.G.J. et McAllister, M.K. 2004. [A Bayesian hierarchical analysis of stock-recruit data: quantifying structural and parameter uncertainties](#). J. can. sci. halieut. aquat. 61(6). 1032–1047.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. Can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2006/023. 7 p.
- MPO. 2015. [Évaluation du stock de sébastes à queue jaune \(*Sebastes flavidus*\) pour le littoral de la Colombie-Britannique, au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/010. 16 p.
- R Core Team. 2019. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Stanley, R.D., Starr, P. et Olsen, N. 2009. [Évaluation du stock de sébaste canari \(*Sebastes pinniger*\) dans les eaux de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2009/013. xxii + 198 p.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) pour la Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.
- Starr, P.J., Haigh, R. et Grandin, C. 2016. [Évaluation du stock de sébaste argenté \(*Sebastes brevispinis*\) le long de la côte du Pacifique du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2016/042. vi + 170 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1). 82–92.
- Thorson, J.T., Jensen, O.P. et Zipkin, E.F. 2014. [How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory](#). J. can. sci. halieut. aquat. 71(7). 973–983.

ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats pour le stock de Veuve (SVV) à l'échelle de la côte à l'aide des éléments suivants :

- calculs du mode de distribution *a posteriori* (MDP) permettant de comparer les estimations du modèle aux observations;
- les simulations de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM) permettant de dériver des distributions *a posteriori* pour les paramètres estimés;
- les analyses diagnostiques MCCM;
- une variété d'exécutions du modèle relatives à la sensibilité.

L'avis final est issu des résultats de la méthode MCCM pour toutes les exécutions du modèle, mais le scénario de référence proposé fournit les principales orientations. Les estimations des quantités importantes ainsi que les avis à l'intention des gestionnaires (tableaux de décision) figurent dans la présente section ainsi que dans le texte principal.

F.2. STOCK À L'ÉCHELLE DE LA CÔTE COLOMBIE-BRITANNIQUE

F.2.1. Scénario de référence

On a choisi le scénario de référence pour la Veuve à partir des exécutions du modèle 1 à 9 combinées. Les décisions importantes ci-dessous ont été prises pendant l'évaluation de la SVV.

- Mortalité naturelle M fixe à trois niveaux : 0,07, 0,08 et 0,09.
- Trois catégories d'âge maximal cumulatif A : 40, 45 et 50 ans.
- Utilisation de cinq séries d'indices d'abondance (relevé synoptique de la COIV, relevé synoptique du BRC, relevé synoptique de la COHG, relevé historique du GIG et relevé triennal de la COIV), les quatre premières comportant des données sur la fréquence d'âge (FA).
- Utilisation d'une série d'indices d'abondance dérivés de la pêche commerciale (indices des CPUE de la pêche au chalut de fond).
- Présomption d'une pêche unique (pêche commerciale au chalut pélagique et de fond) avec prises et données de FA regroupées.
- Présomption de deux sexes (femelles et mâles).
- Élaboration de valeurs *a priori* de la sélectivité (μ_g , ν_{gL} et Δ_g) pour les relevés à partir des estimations par simulation MCCM de la sélectivité pour le sébaste à queue jaune (MPO 2015), mais en attribuant une valeur fixe de 0 à la variation de la vulnérabilité des mâles ($\Delta_{g=1:5}$).
- Repondération de l'abondance : ajout d'une erreur de processus concernant le CV aux CV des indices, soit $c_p=0$ pour les relevés et $c_p=0,1859$ pour la série des CPUE de la pêche commerciale.
- Repondération de l'abondance : ajustement des tailles d'échantillon effectives de la FA au moyen de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).
- Attribution d'une valeur fixe de 0,9 à l'écart-type des valeurs résiduelles du recrutement (σ_R).

- Exclusion de l'indice découlant du relevé historique du GIG effectué en 1995 (conception incompatible).
- Exclusion des pêches nulles de la série triennale de la COIV.
- Exclusion des données sur la FA du relevé de la COHG effectué en 1997 (créait de l'instabilité dans les simulations MCCM).

En combinant les trois valeurs fixes de M et les trois valeurs fixes de A , on a réalisé neuf exécutions du modèle, qui ont été regroupées pour former un scénario de référence utilisé pour formuler un avis à l'intention des gestionnaires. L'exécution centrale du scénario de référence composite (exécution05 : $M=0,08$, $A=45$) a été utilisée à titre d'exemple de cas et a servi d'exécution comparative pour les 12 analyses de sensibilité exécutées.

On a repondéré toutes les exécutions du modèle à une reprise pour les éléments suivants : i) l'abondance, en ajoutant l'erreur de processus $c_p \in \{ 0, 0, 0, 0, 0 \text{ et } 0,1859 \}$ aux CV de l'indice pour les relevés synoptiques de la COIV, du BRC et de la COHG, du relevé historique du GIG, du relevé triennal de la COIV et des CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement; ii) la composition, au moyen de la procédure de Francis (2011) relative aux fréquences d'âge.

F.2.1.1. MDP de l'exécution centrale

La procédure suivie dans le cadre de cette évaluation était de commencer par déterminer le meilleur ajustement du MDP selon les données en minimisant la vraisemblance logarithmique négative. Étant donné que le scénario de référence composite de la SVV comporte neuf modèles, on a seulement utilisé l'exécution centrale ($M=0,08$, $A=45$) à titre d'exemple (tableaux F.1 et F.2). Les MDP sont devenus les points de départ des simulations MCCM. Les descriptions des graphiques qui suivent concernent l'exécution centrale.

- Figure F.1 – ajustements de l'indice de relevé pour l'ensemble des années de relevé;
- Figures F.2-F.6 – ajustements et valeurs résiduelles de chaque relevé;
- Figure F.7 – ajustement et valeur résiduelle de la série de CPUE de la pêche au chalut de fond;
- Figures F.8-F.10 ajustements du modèle aux données de la fréquence d'âge des femelles et des mâles provenant de la pêche commerciale au chalut, et valeurs résiduelles pour les deux sexes combinés;
- Figure F.11-F.12 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique de la COIV et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.13-F.14 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique du BRC et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.15-F.16 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé synoptique de la COHG et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.17-F.18 – ajustements du modèle aux données sur l'âge provenant du relevé historique du GIG et valeurs résiduelles connexes;
- Figure F.19 – comparaison entre les estimations générées par le modèle et les données observées concernant l'âge moyen;
- Figure F.20 – relation stock-recrutement et série chronologique relative au recrutement;
- Figure F.21 – écarts de recrutement et autocorrélation de ces écarts;

- Figure F.22 – ajustements du modèle aux sélectivités selon les engins de pêche et courbe relative à la maturité des femelles;
- Figure F.23 – biomasse féconde relative (B_t/B_0) et exploitation au fil du temps.

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance étaient satisfaisants (figures F.1 et F.7), même si les CV élevés accordaient beaucoup d'espace pour que les ajustements puissent suivre les variations de trajectoire. Les ajustements des données sur la fréquence d'âge étaient généralement satisfaisants, même si les âges avancés étaient souvent sous-estimés (p. ex., figure F.17). Dans la majorité des cas, les estimations de l'âge moyen générées par le modèle correspondaient aux âges moyens observés (figure F.19) pour la série de la pêche commerciale, mais les ajustements étaient peu satisfaisants pour les séries de données de relevés. La faible concordance avec les données sur l'âge provenant des relevés n'était pas surprenante, compte tenu du comportement semi-pélagique de l'espèce et de la nature sporadique des données sur l'âge accessibles. En outre, les procédures d'échantillonnage associées aux relevés synoptiques ne sont pas optimales pour une seule espèce, quelle qu'elle soit. La méthode de pondération de Francis (2011) (TA1.8) a été conçue pour réduire le poids des données sur la composition par rapport aux données sur l'abondance, parce que la composition a tendance à être surpondérée dans ces modèles si une taille d'échantillon effective multinomiale est appliquée. Cette surpondération a lieu parce que la somme des proportions selon l'âge (ou la longueur) est égale à 1,0, ce qui signifie que les observations adjacentes ne sont pas indépendantes, tel que présumé par la distribution multinomiale; il y a donc un niveau élevé de corrélation entre les observations.

Étant donné que la présente évaluation du stock indique que la biomasse féconde de la veuve n'a jamais atteint des niveaux qui nuiraient au recrutement, la relation stock-recrutement (figure F.20) a révélé peu de contraste, avec quelques événements de recrutement importants répartis dans la population mère. Un recrutement épisodique élevé est survenu en 1961 et en 1990. Ce dernier sommet de recrutement était très bien défini, mais celui de 1961 semblait s'estomper dans les années adjacentes, probablement en raison d'une erreur liée à l'établissement de l'âge. Les écarts de recrutement ont fluctué au fil du temps, mais une autocorrélation significative de ces écarts ne s'est produite qu'au décalage 1 (figure F.21). L'estimation du MDP de l'âge à la pleine sélectivité (figure F.22) était semblable parmi les relevés ($\mu_{1,5} = 12,7-15,1$) et inférieure pour la pêche commerciale ($\mu_6 = 10,8$), mais les sélectivités des relevés ont peut-être été mal estimées en raison de la grande variabilité des données sur l'âge issues des relevés. Les courbes de sélectivité étaient en superposition ou étaient situées à droite de la courbe de la maturité, ce qui indique que des individus matures étaient capturés dans le cadre des activités de pêche et des relevés (figure F.22).

L'écart-type (aussi appelé « erreur quadratique moyenne ») de l'erreur de processus du recrutement, soit ϵ_t , (tableau E.1), qui a été calculé pendant la période où les données sur la fréquence d'âge ont permis d'estimer les écarts de recrutement (de 1957 à 2010), était de 0,58. Cette valeur est inférieure à l'écart-type prévu ($\sigma_R=0,9$), et des valeurs semblables pour l'erreur quadratique moyenne ont été obtenues pour toutes les exécutions réalisées à partir de cette hypothèse. Les exécutions d'analyses de sensibilité (voir la section F.2.2) dans le cadre desquelles on a modifié l'hypothèse relative à σ_R ont généré des valeurs de l'erreur quadratique moyenne qui étaient constamment inférieures à l'hypothèse concernant l'écart de l'erreur de processus du recrutement connexe : S01 ($\sigma_R=0,6$) = 0,46; S02 ($\sigma_R=1,2$) = 0,65. Ces résultats indiquent une bonne uniformité au sein des données sur la fréquence d'âge de la série de la pêche commerciale pendant une période de 30 ans (de 1989 à 2018); des ajustements

semblables ont été obtenus, peu importe l'hypothèse relative à l'écart de l'erreur de processus du recrutement.

Le rapport entre la biomasse féconde (B_t) et la biomasse à l'équilibre non exploitée (B_0) a montré une décroissance rapide de la fin des années 1970 au milieu des années 1990; l'estimation du MDP de 2019 pour la biomasse féconde (B_{2019}) était de $0,37B_0$ (figure F.23). Les taux d'exploitation (u_t) dépassaient 0,08 (exécution centrale M) pour 33 années; parmi celles-ci, 23 étaient postérieures à 1996, année pendant laquelle la pêche de l'espèce est devenue plus contrôlée. On a estimé que le taux d'exploitation actuel (moyenne des cinq dernières années) était de 0,11 (graphique du bas : figure F.23).

F.2.1.1.1. Tableaux liés au MDP pour le cycle central

Tableau F.1. EC.05.01: Valeurs a priori et estimations du MDP pour les paramètres estimés. Information a priori – distributions : 0 = uniforme, 1 = normale, 2 = lognormale, 5 = bêta

Phase	Fourchette	Type	(Moyenne, ET)	Initial	MDP
R_0 (recrutement à l'état vierge)					
1	(1, 10 000 000)	0	(0, 0)	10 000	4 169.91
M_s (mortalité naturelle selon le sexe s, où $s = 1$ [femelle], 2 [mâle])					
-4	(0,01, 0,2)	1	(0,08, 0,02)	0,08	0,08
-4	(0,01, 0,2)	1	(0,08, 0,02)	0,08	0,08
h (taux de variation de la courbe reproducteurs-recrues)					
5	(0,2, 0,999)	5	(4,574, 2,212)	0,674	0,822045
ϵ_t (écarts par rapport au recrutement)					
2	(-15, 15)	1	(0, 0,9)	0	Fig F.21
ω (recrutement initial)					
-1	(0, 2)	0	(1, 0,1)	1	1

Tableau F.2. EC.05.01: Valeurs a priori et estimations du MDP pour l'indice g (relevés et pêche commerciale).

Indice g	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne, ET)	Initial	MDP	exp (MDP)
Mode de capturabilité pour la CPUE ($\log q_g$, où $g = 6, \dots, 6$)							
6	1	(-15, 15)	0	(0, 0,1)	-1,60944	-9,6726	0,000062986
Mode de capturabilité pour les relevés ($\log q_g$, où $g = 1, \dots, 5$)							
1	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-6,3592	0,0017308
2	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-5,2368	0,0053174
3	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-5,118	0,0059879
4	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-6,9816	0,00092877
5	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-4,7415	0,0087255
Sélectivité pour la pêche commerciale (μ_g, où $g = 6$)							
6	3	(5, 40)	0	(11,0879, 0,324665)	11,0879	10,828	
Sélectivité pour les relevés (μ_g, où $g = 1, \dots, 5$)							
1	3	(5, 40)	1	(13,8018, 1,98806)	13,8018	12,676	
2	3	(5, 40)	1	(11,7325, 1,17733)	11,7325	11,985	
3	3	(5, 40)	1	(13,8018, 1,98806)	13,8018	15,089	
4	3	(5, 40)	1	(11,7325, 1,17733)	11,7325	13,05	
5	-3	(5, 40)	1	(13,8018, 1,98806)	13,8018	13,802	
Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité pour la pêche commerciale curve ($\log v_{gL}$, où $g = 6$)							
6	4	(-15, 15)	0	(2,08185, 0,147271)	2,08185	2,2105	
Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité pour les relevés curve ($\log v_{gL}$, où $g = 1, \dots, 5$)							
1	4	(-15, 15)	1	(3,28815, 0,567089)	3,28815	3,3624	
2	4	(-15, 15)	1	(2,14758, 0,535061)	2,14758	2,4654	
3	4	(-15, 15)	1	(3,28815, 0,567089)	3,28815	2,9504	
4	4	(-15, 15)	1	(2,14758, 0,535061)	2,14758	1,9074	
5	-4	(-15, 15)	1	(3,28815, 0,567089)	3,28815	3,2882	
Changement de la sélectivité pour la pêche commerciale mâles (Δ_g, où $g = 6$)							
6	4	(-8, 10)	0	(0,080832, 0,171381)	0,080832	-0,36646	
Changement de la sélectivité pour les relevés mâles (Δ_g, où $g = 1, \dots, 5$)							
1	-4	(-8, 10)	1	(0,219259, 0,06438)	0	0	
2	-4	(-8, 10)	1	(0,223938, 0,065273)	0	0	
3	-4	(-8, 10)	1	(0,219259, 0,06438)	0	0	
4	-4	(-8, 10)	1	(0,223938, 0,065273)	0	0	
5	-4	(-8, 10)	1	(0,219259, 0,06438)	0	0	

Tableau F.3. EC.05.01: Log-vraisemblances négatives et fonction objective des résultats du MDP pour les deux modèles. Les paramètres et les symboles de vraisemblance sont définis à l'annexe F. Pour les indices (\hat{I}_{tg}) et les proportions selon l'âge (\hat{p}_{atgs}), les indices $g = 1...5$ désignent les relevés au chalut et l'indice $g = 6+$ désigne la pêche commerciale.

Description	Log vraisemblance négative	Valeur
Relevé 1	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t1}\})$	28,32
Relevé 2	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t2}\})$	13,02
Relevé 3	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t3}\})$	1,74
Relevé 4	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t4}\})$	9,83
Relevé 5	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t5}\})$	24,61
CPUE 1	$\log L_3 (\Theta \{\hat{I}_{t1}\})$	-25,72
PAr 1	$\log L_2 (\Theta \{\hat{p}_{at1s}\})$	-246,34
PAr 2	$\log L_2 (\Theta \{\hat{p}_{at2s}\})$	-500,43
PAr 3	$\log L_2 (\Theta \{\hat{p}_{at3s}\})$	-232,02
PAr 4	$\log L_2 (\Theta \{\hat{p}_{at4s}\})$	-227,83
PAp 1	$\log L_2 (\Theta \{\hat{p}_{at6s}\})$	-6886,37
Prior	$\log L_1 (\Theta \{\epsilon_t\}) - \log (\pi(\Theta))$	16,48
Fonction objective $f(\Theta)$		-8024,72

F.2.1.1.2. Figures liées au MDP pour le cycle central

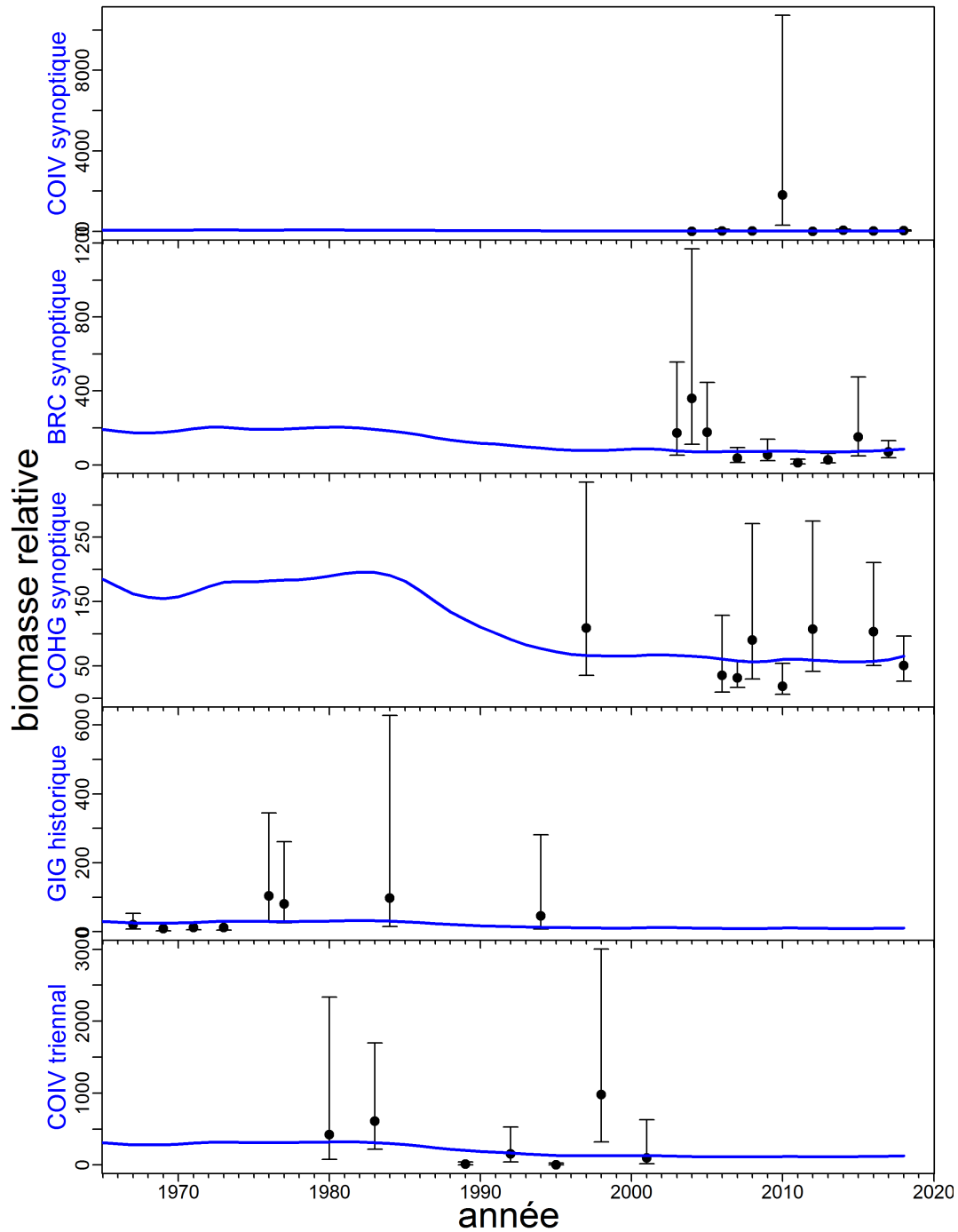


Figure F.1. EC.05.01: Les valeurs d'indice de relevé (points) avec des intervalles de confiance de 95% (barres) et des ajustements du modèle de MDP (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche.

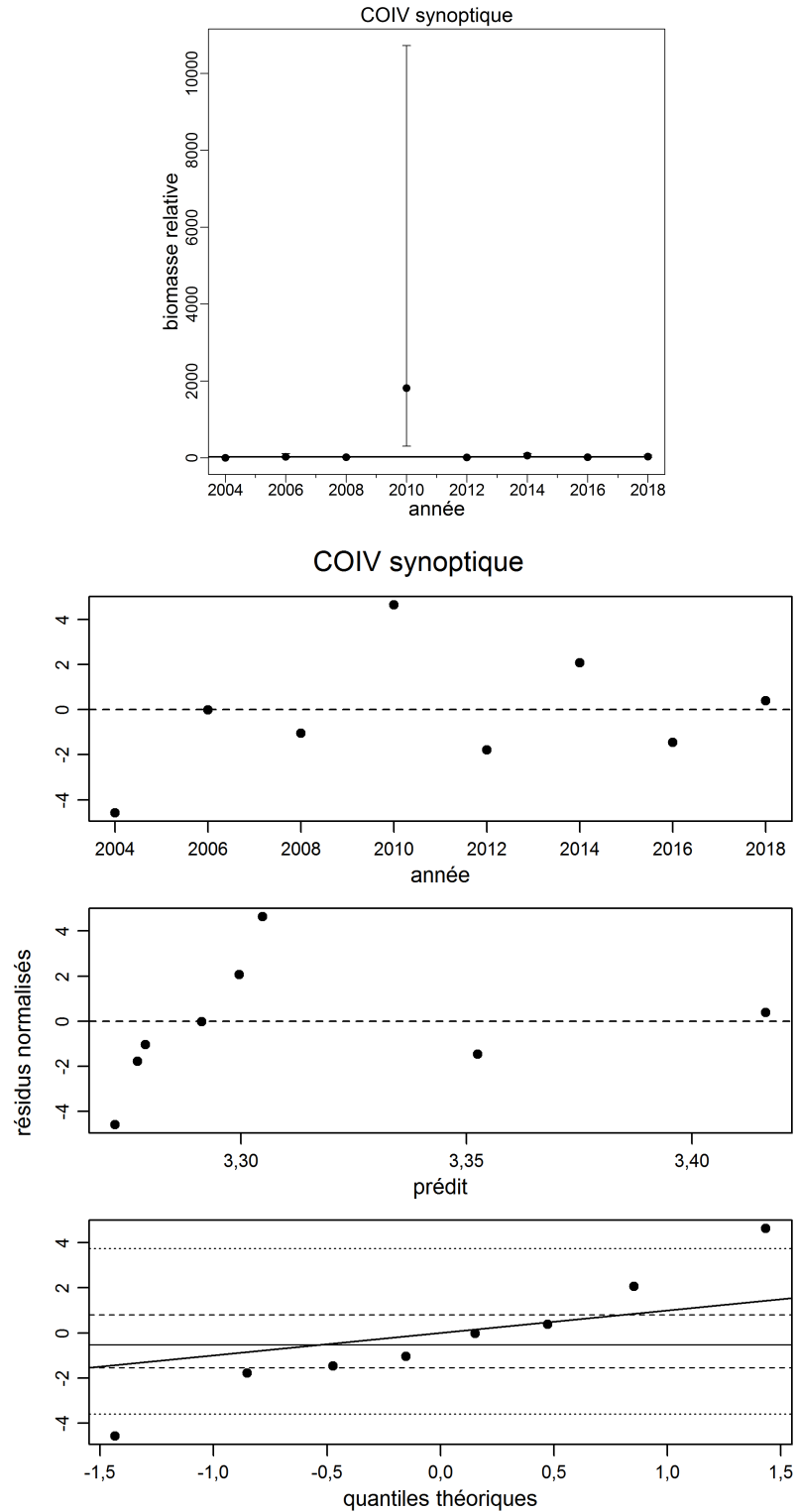


Figure F.2. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série de relevés synoptiques de la COIV (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

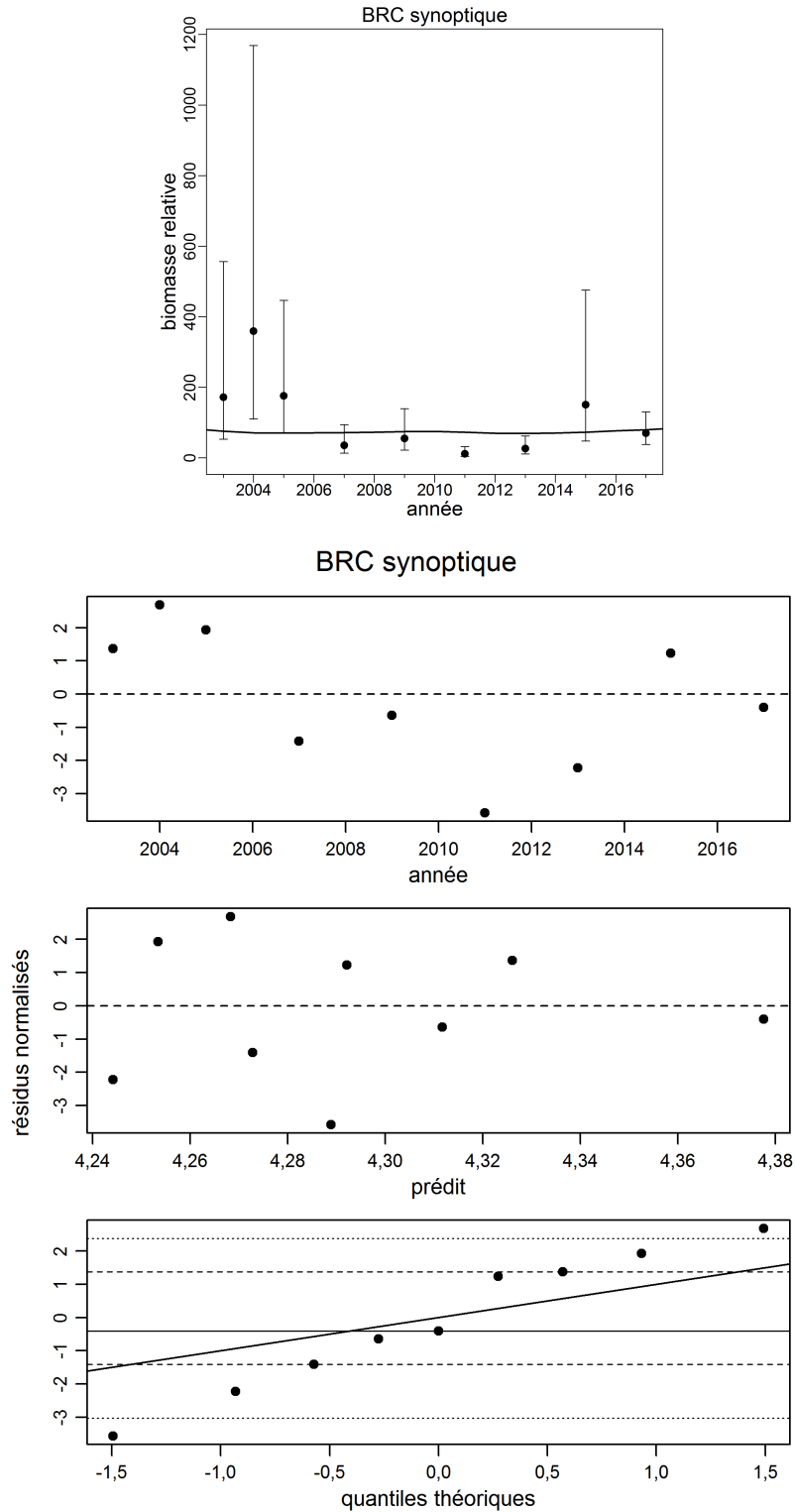


Figure F.3. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série de relevés synoptiques du BRC (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

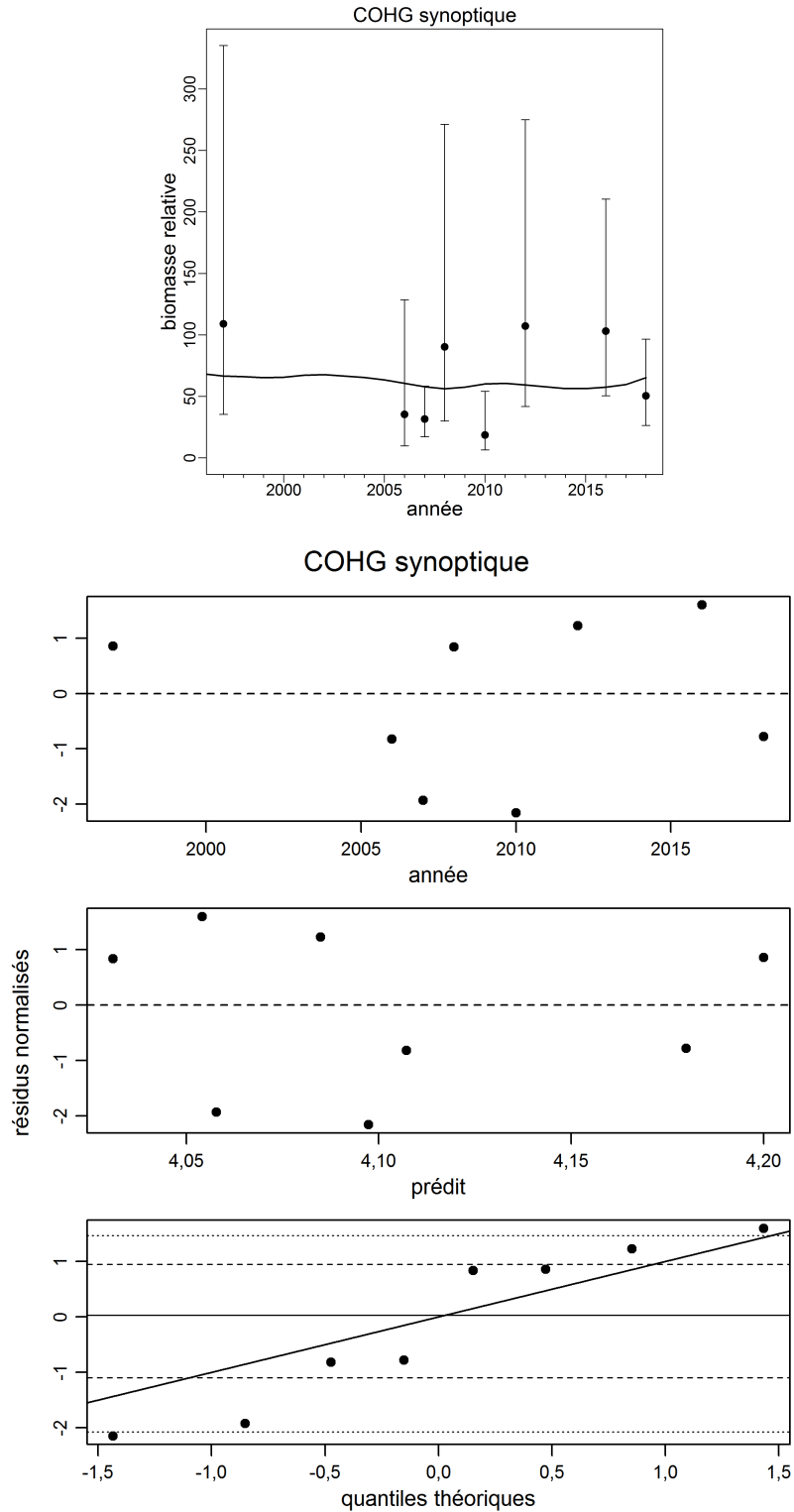


Figure F.4. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série de relevés synoptiques de la COHG (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

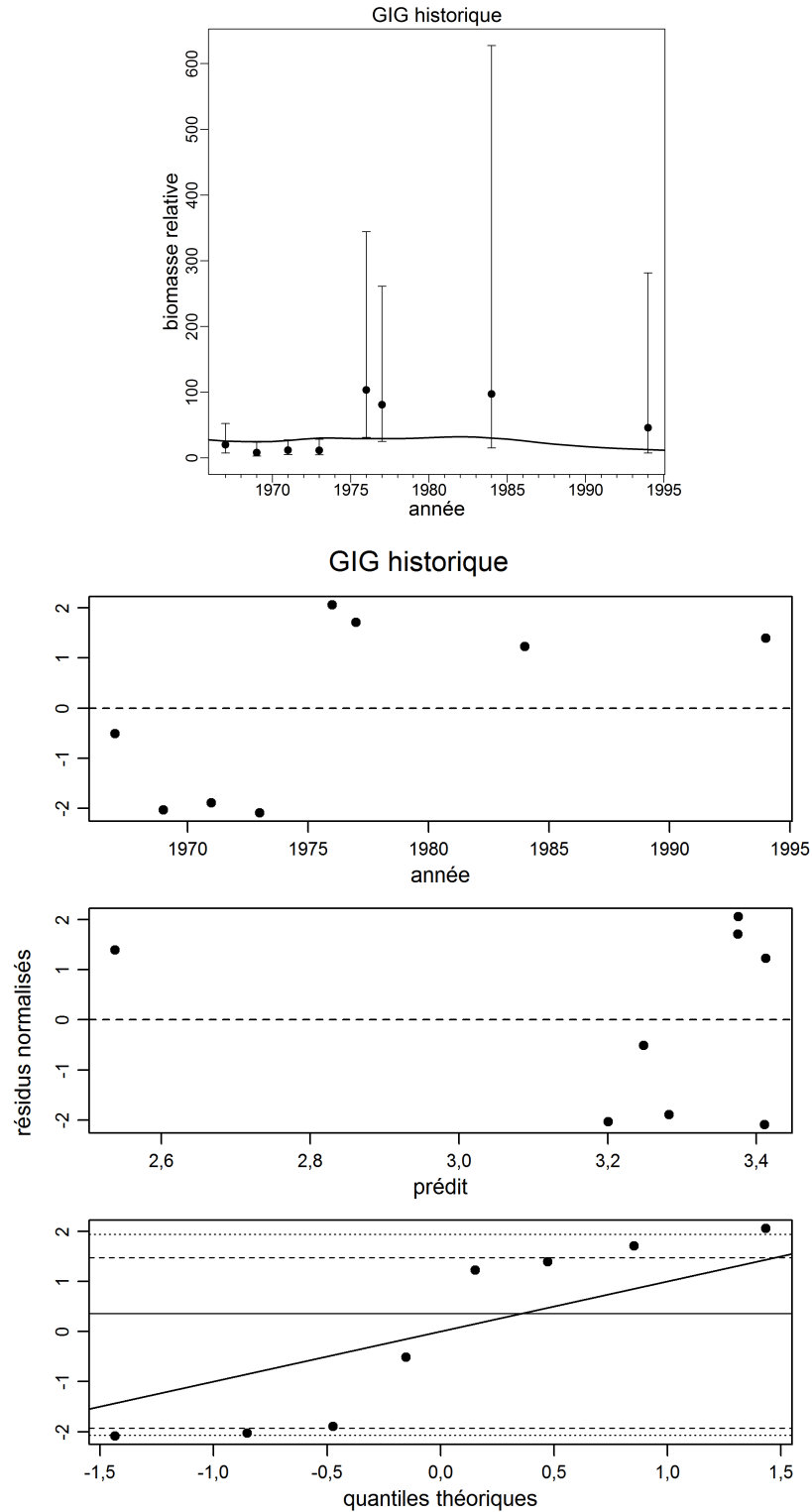


Figure F.5. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série de relevés historiques du GIG (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

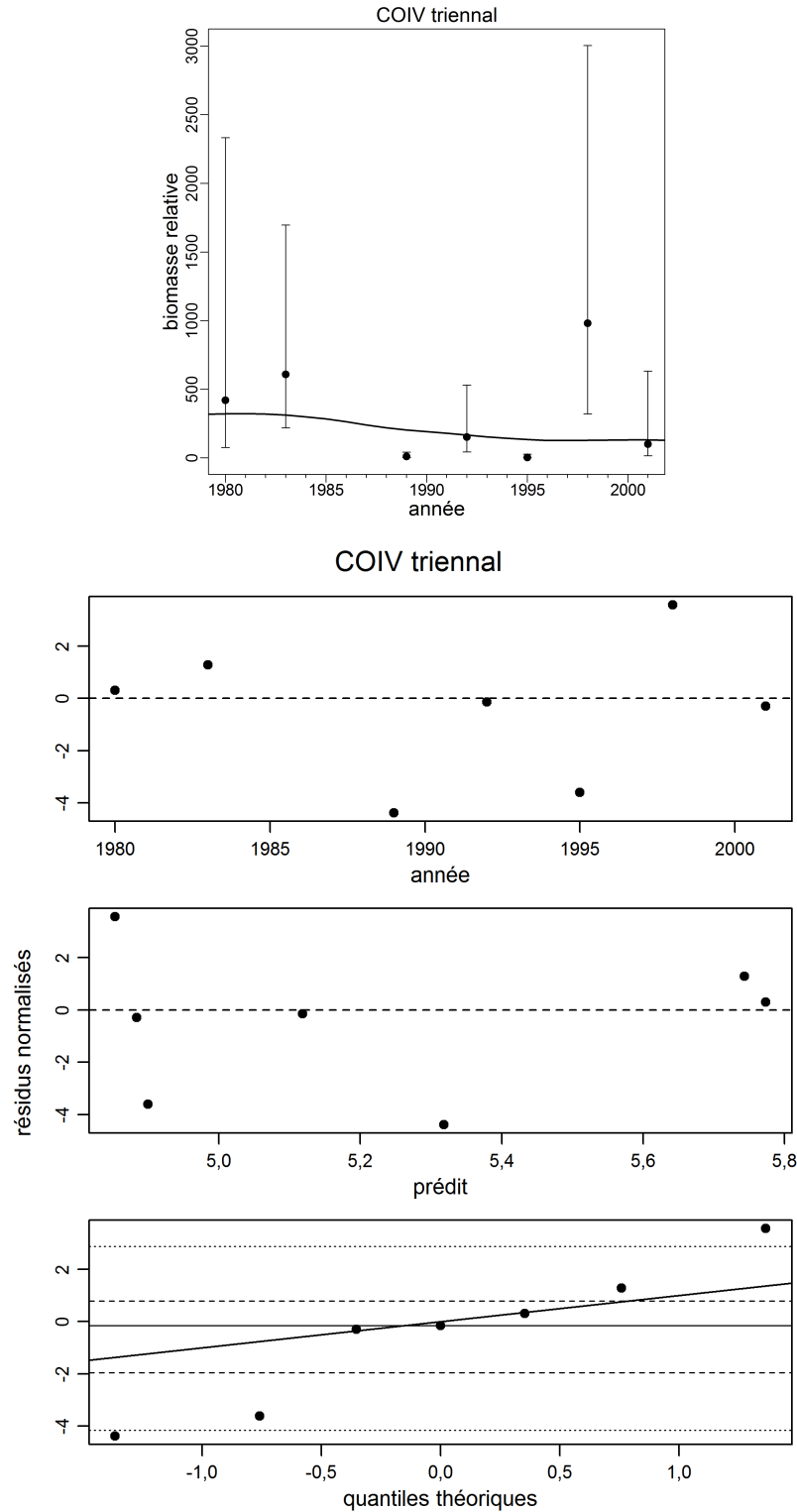


Figure F.6. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série de relevés triennaux de la COIV (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

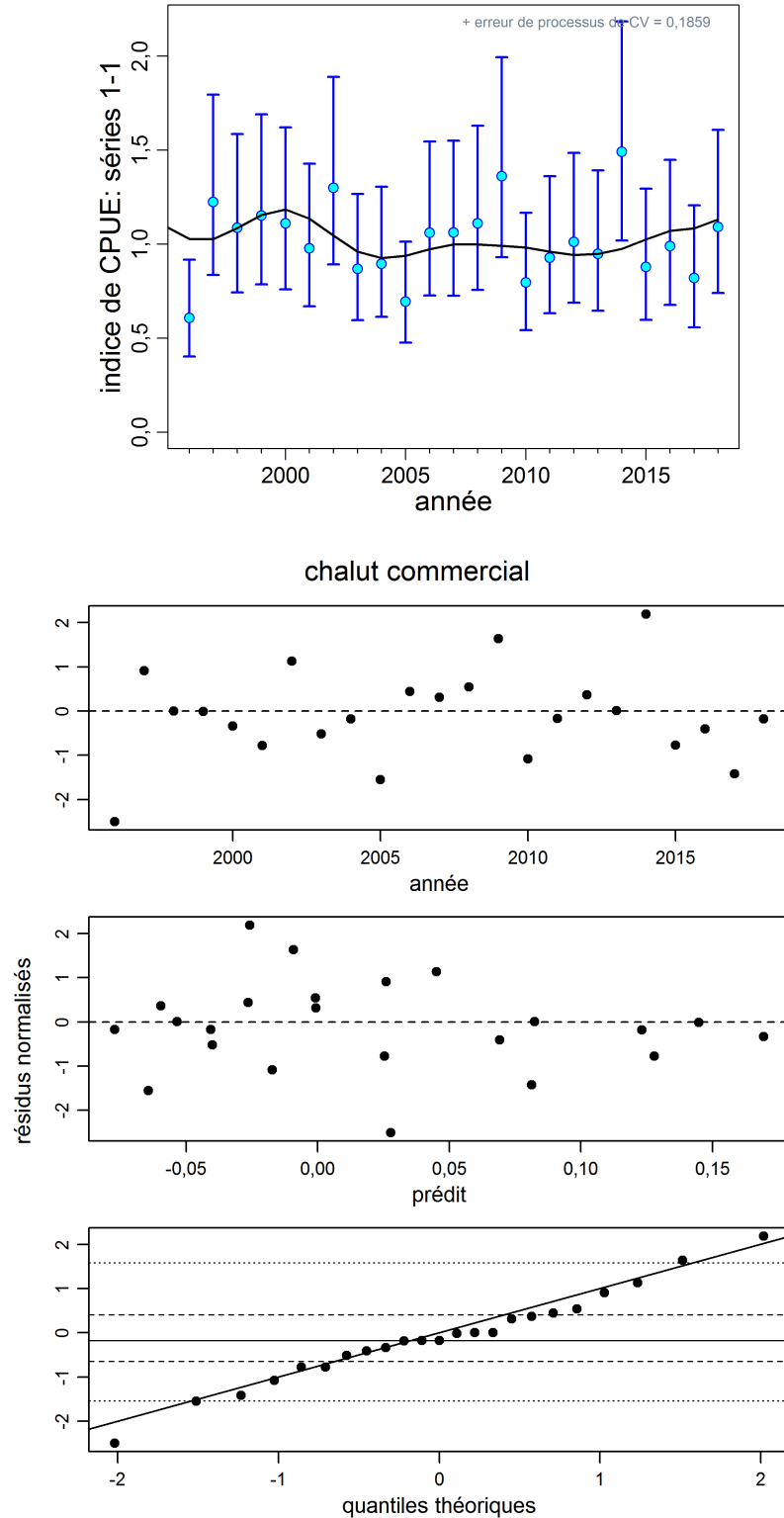


Figure F.7. EC.05.01: Ajustement (en haut) et résidus des ajustements (en bas) du modèle à la série d'indices de CPUE (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

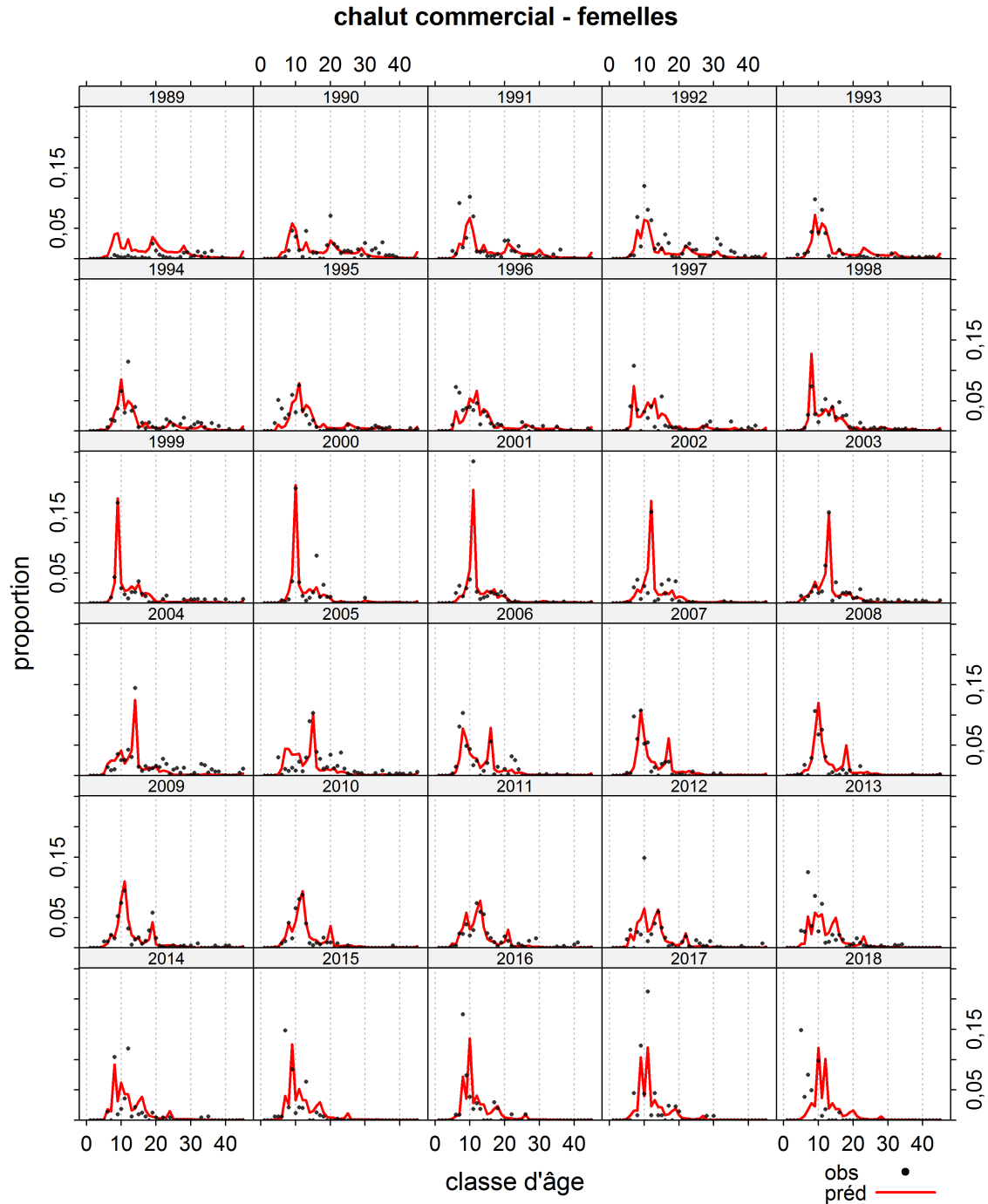


Figure F.8. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour la pêche commerciale (au chalut) chez les femelles. Il convient de noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

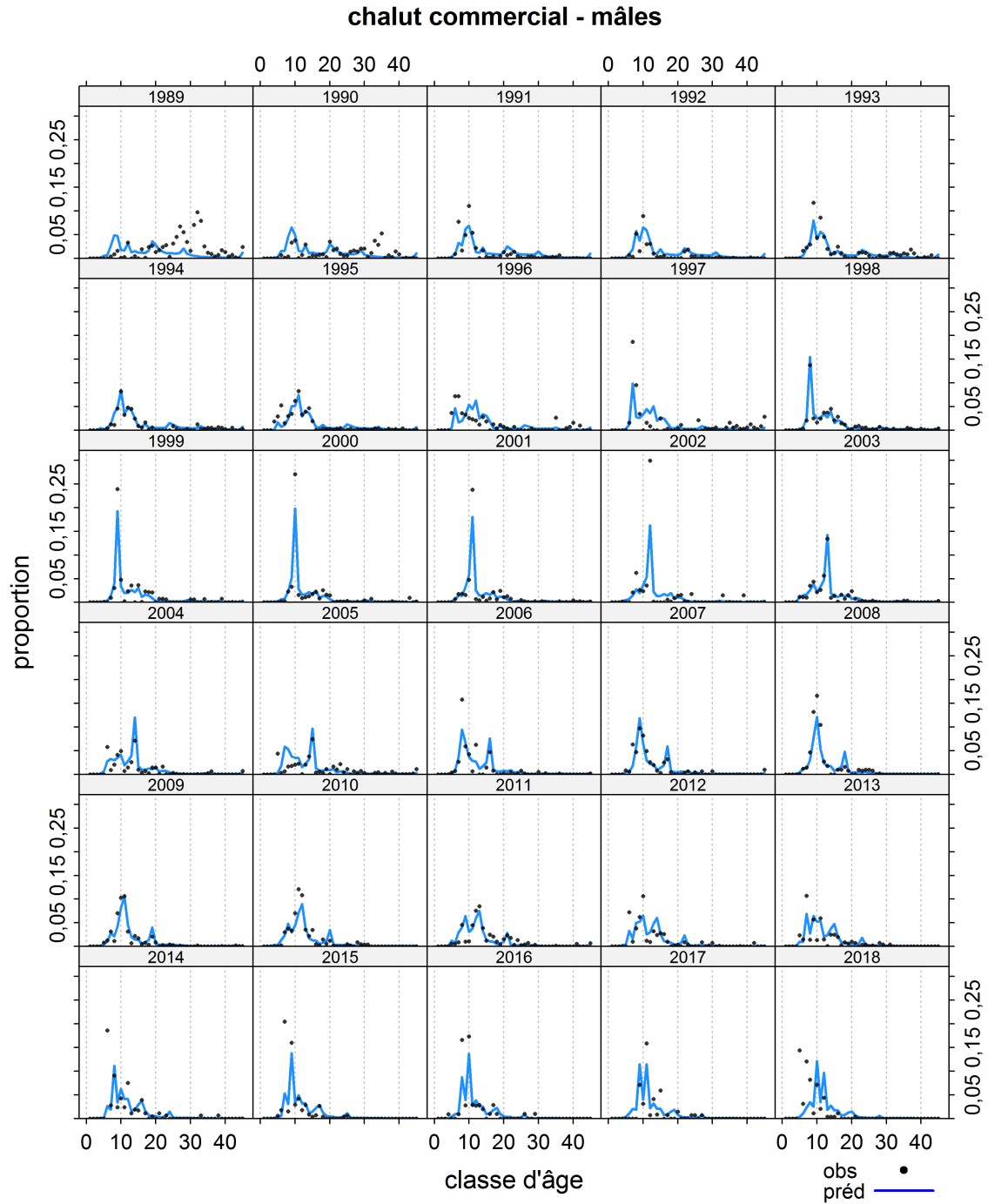


Figure F.9. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour la pêche commerciale (au chalut) chez les mâles. Il convient de noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

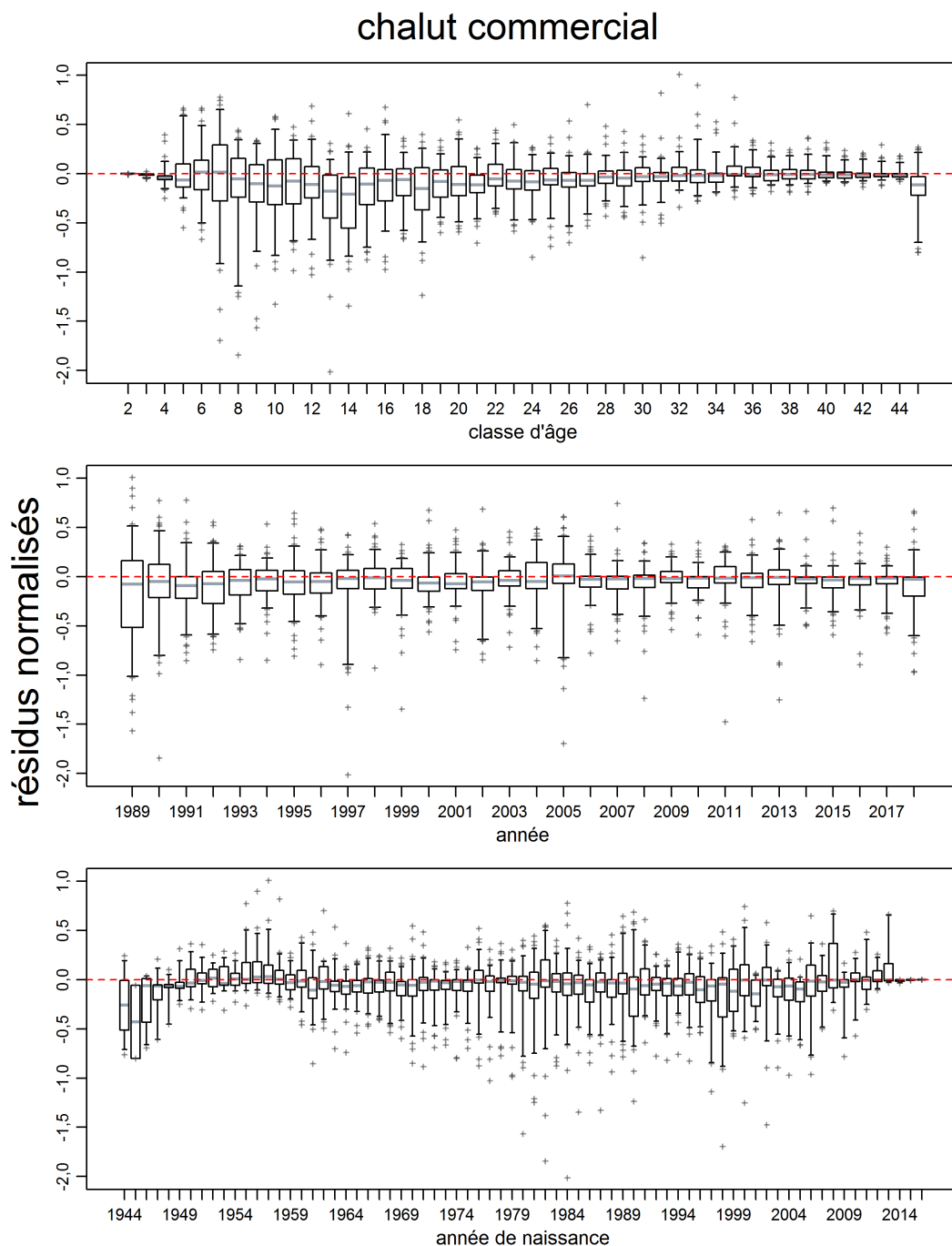
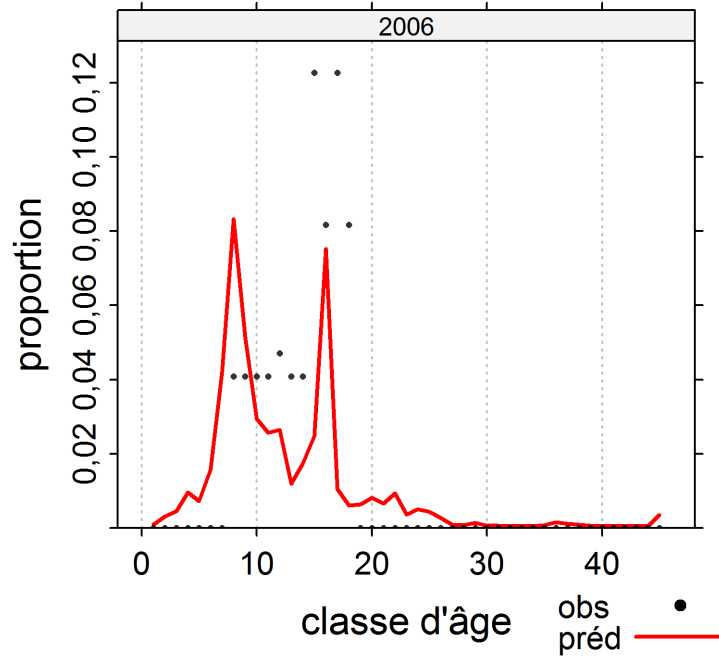


Figure F.10. EC.05.01: Résidus d'ajustement du modèle (2 640 au total) aux proportions selon l'âge pour la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les événements de chalutage commercial. Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les diagrammes de quartiles montrent, respectivement, les résidus par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (en suivant une cohorte au fil du temps). Les rectangles donnent des plages de quantiles (0,25 à 0,75) avec des lignes horizontales aux médianes, des moustaches verticales s'étendant aux quantiles de 0,05 et 0,95, et des valeurs aberrantes apparaissant sous la forme de signes plus.

COIV synoptique - femelles



COIV synoptique - mâles

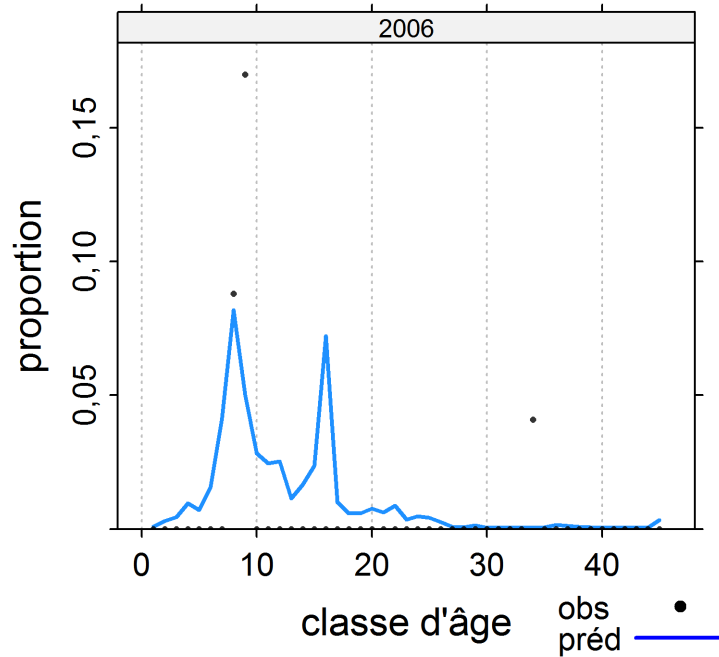


Figure F.11. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique de la COIV.

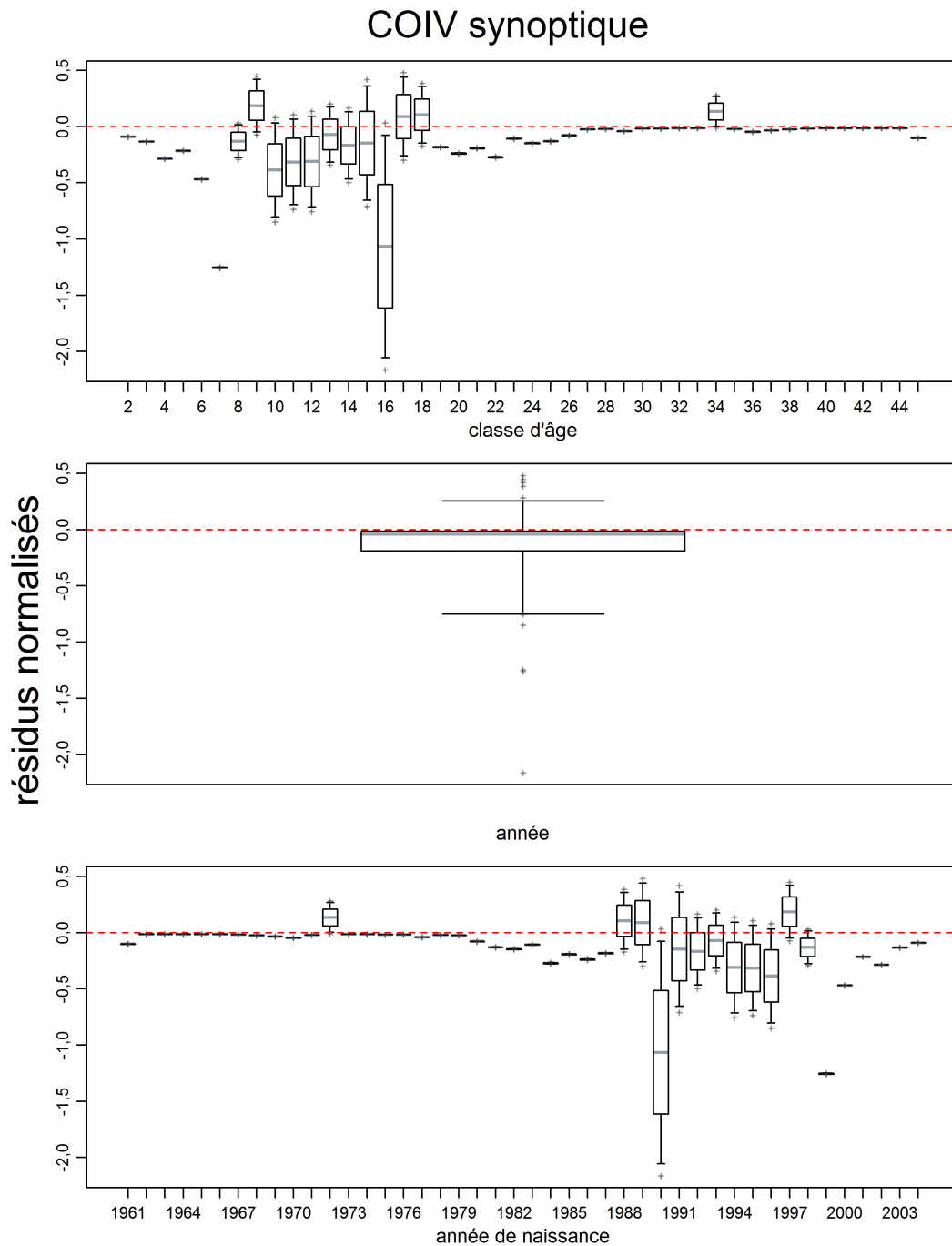


Figure F.12. EC.05.01: Résidus d'ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP de la série de relevés synoptiques de la COIV. Voir la description de de la figure F.10, pour un total de 88 résidus.

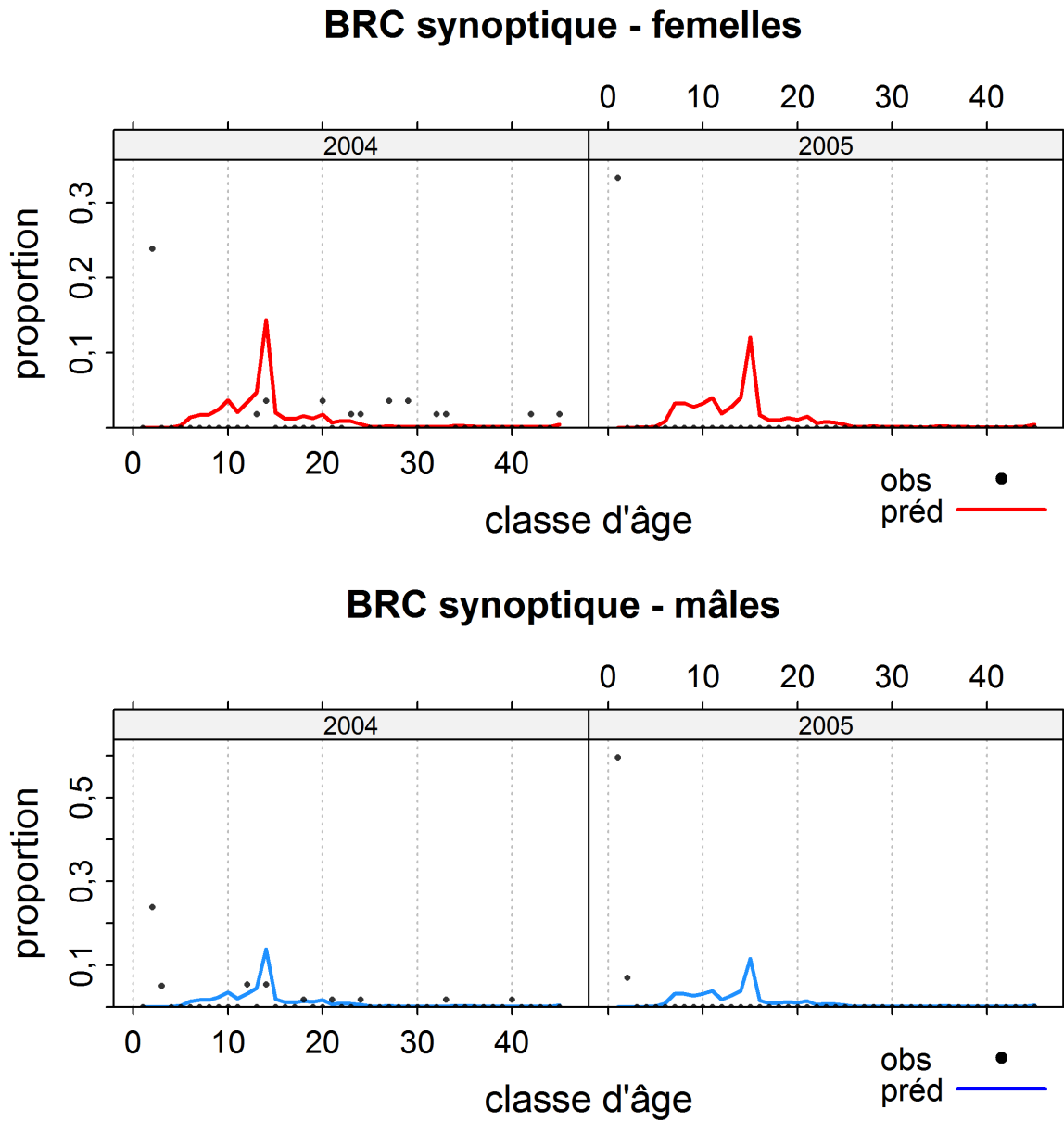


Figure F.13. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique du BRC.

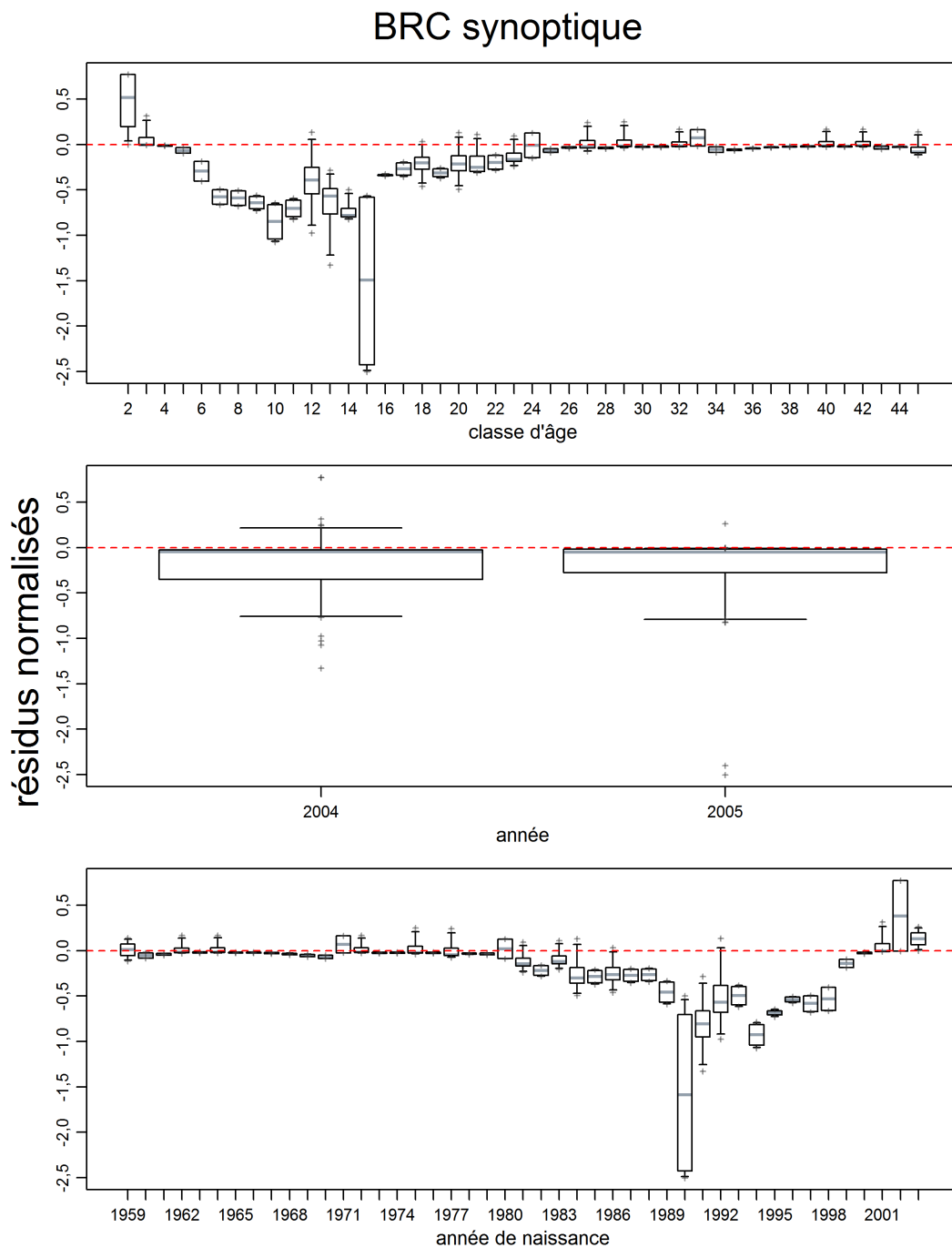
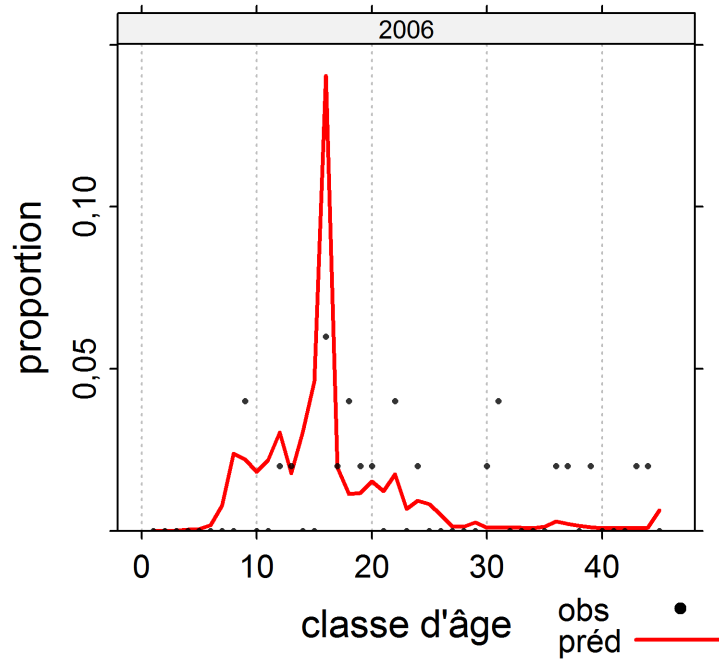


Figure F.14. EC.05.01: Résidus d'ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques du BRC. Voir la description de de la figure F.10, pour un total de 176 résidus.

COHG synoptique - femelles



COHG synoptique - mâles

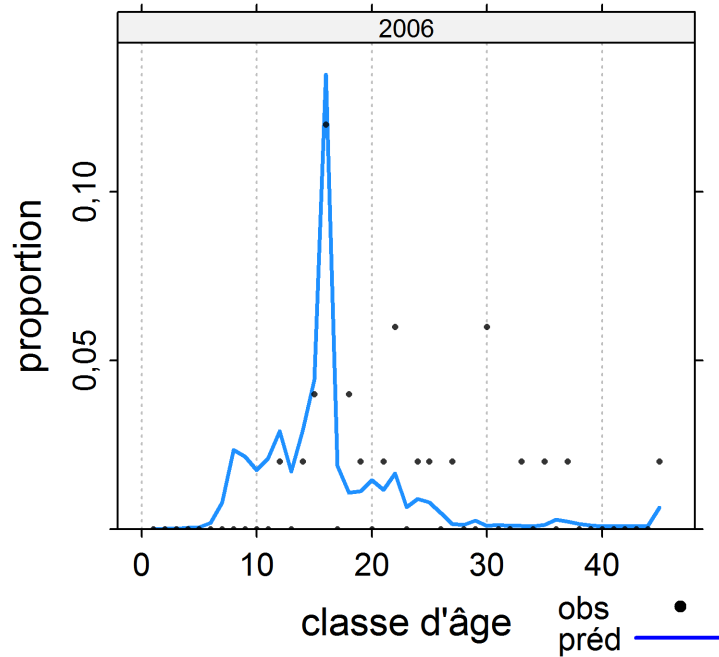


Figure F.15. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique de la COHG.

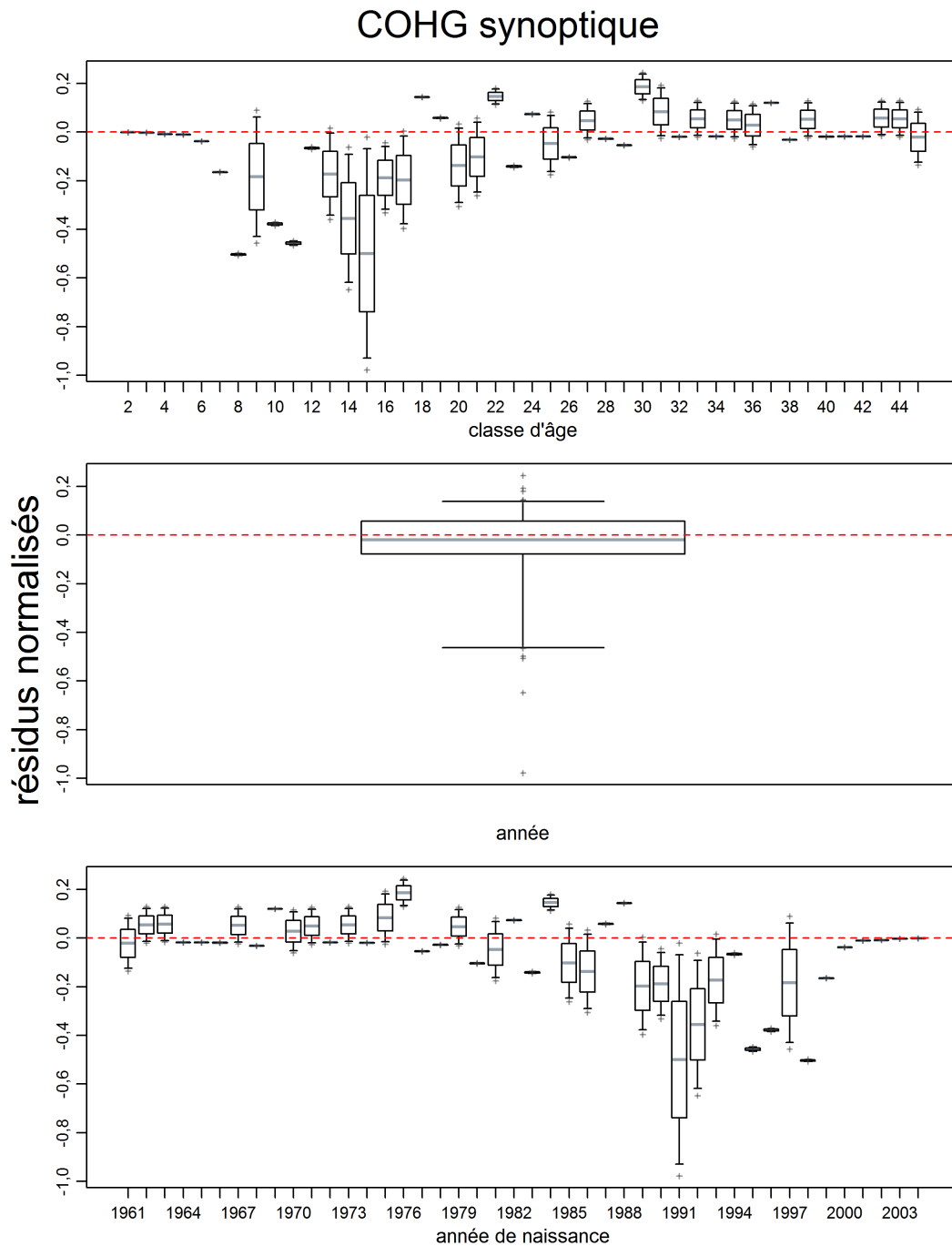
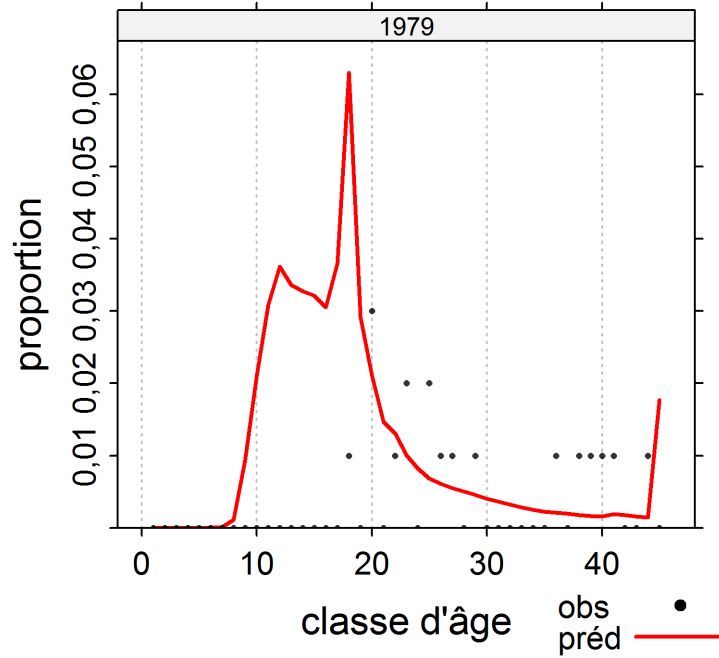


Figure F.16. EC.05.01: Résidus d'ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques de la COHG. Voir la description de de la figure F.10, pour un total de 88 résidus.

GIG historique - femelles



GIG historique - mâles

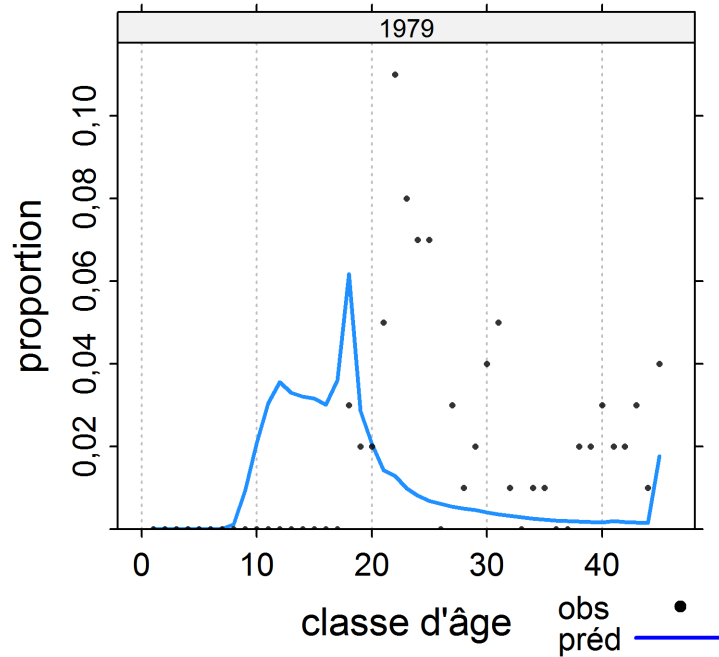


Figure F.17. EC.05.01: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé historique du GIG.

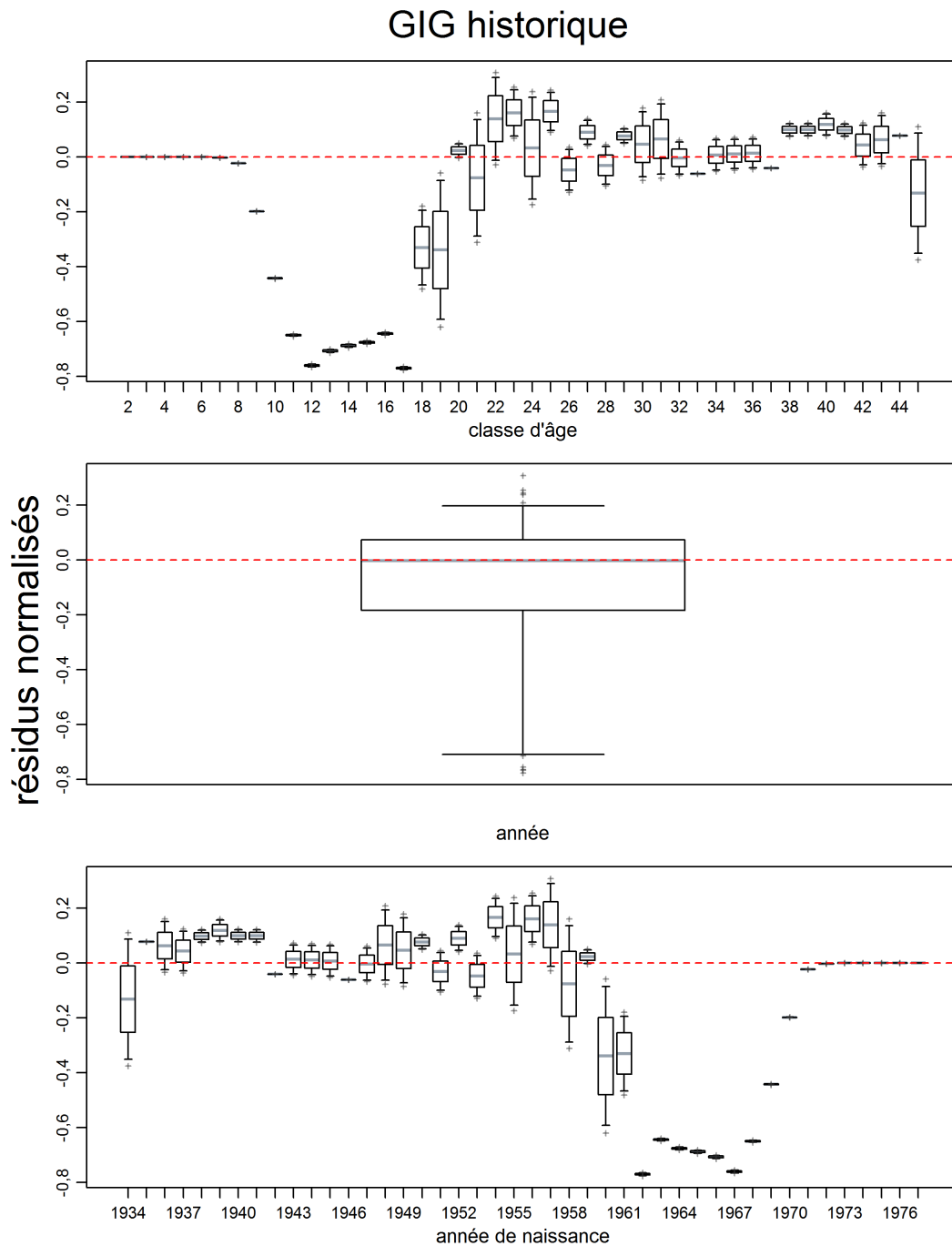


Figure F.18. EC.05.01: Résidus d'ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés historiques du GIG. Voir la description de de la figure F.10, pour un total de 88 résidus.

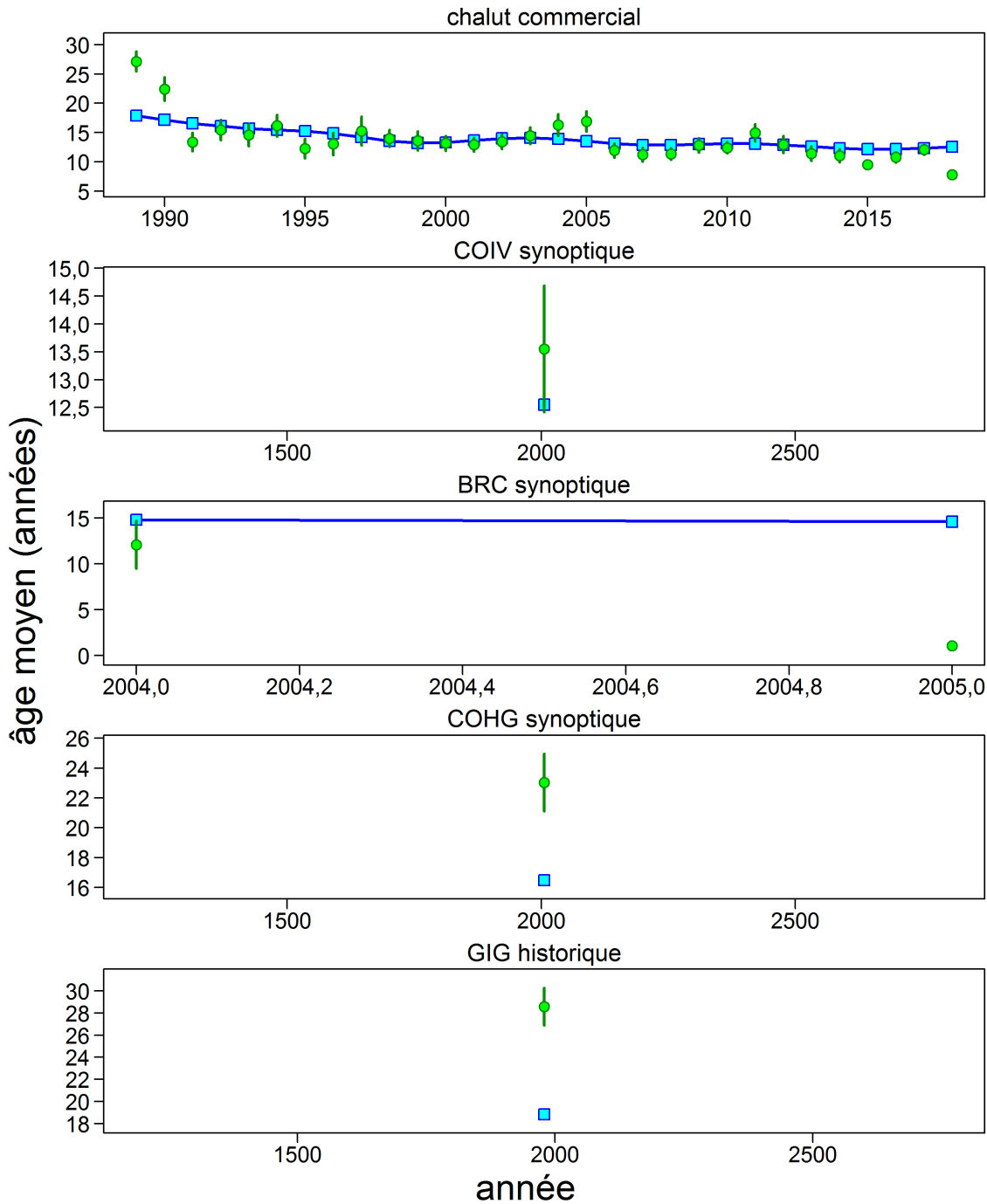


Figure F.19. EC.05.01: âges moyens chaque année pour les données (cercles pleins) avec des intervalles de confiance de 95% et les estimations du modèle (carrés ouverts) pour les données sur l'âge provenant de la pêche commerciale et des relevés.

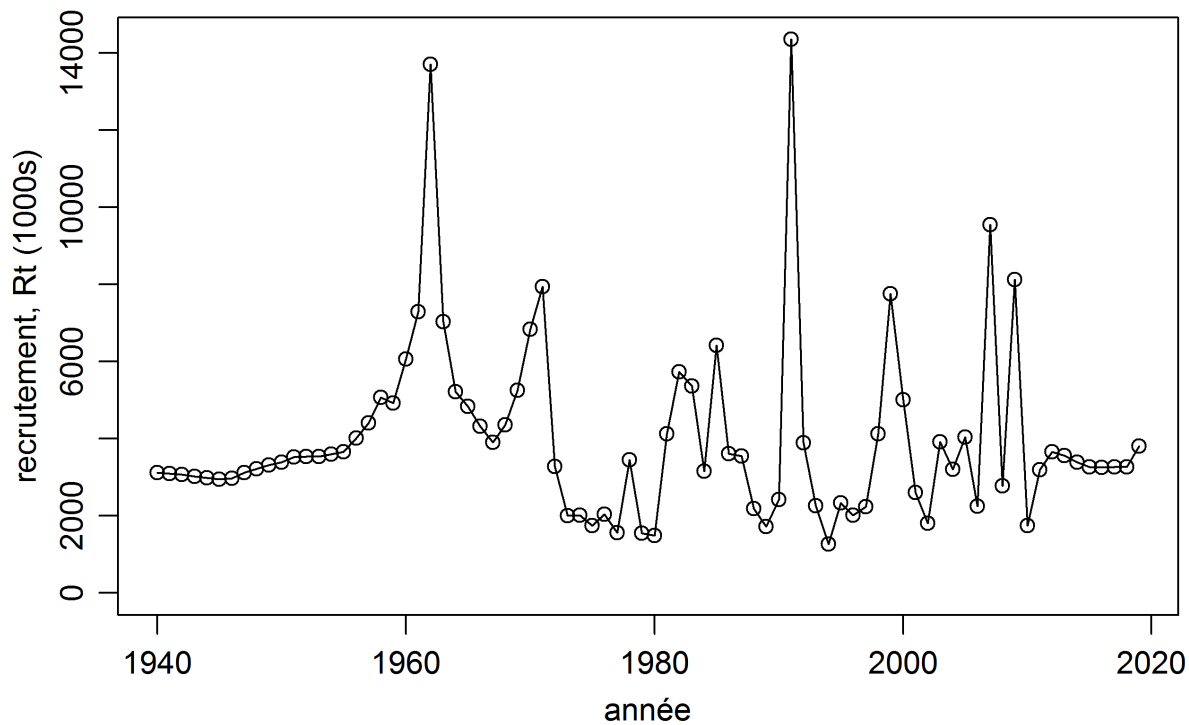
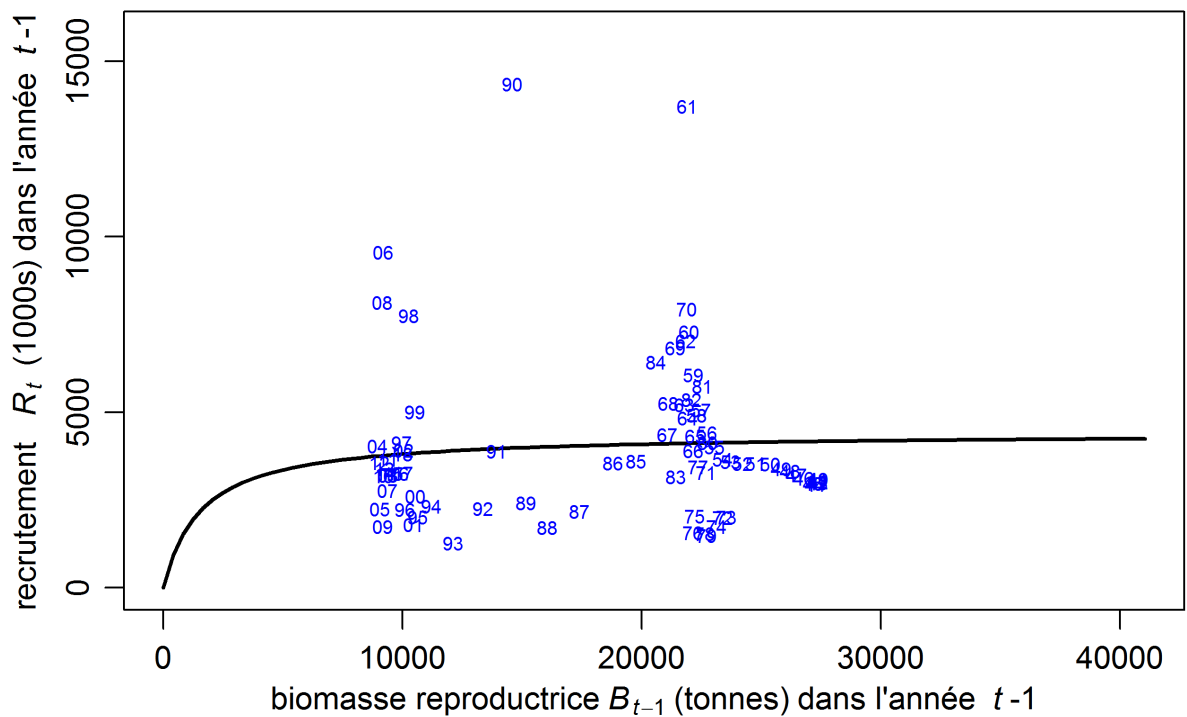


Figure F.20. EC.05.01: Haut : relation déterministe stock-recrue (courbe noire) et valeurs observées (indiquées par année de fraie) au moyen des valeurs du MDP. Bas : recrutement (valeurs du MDP pour les individus d'âge 1 à l'année t) au fil du temps, par 1 000s d'individus d'âge 1, avec une moyenne de 4 009,4.

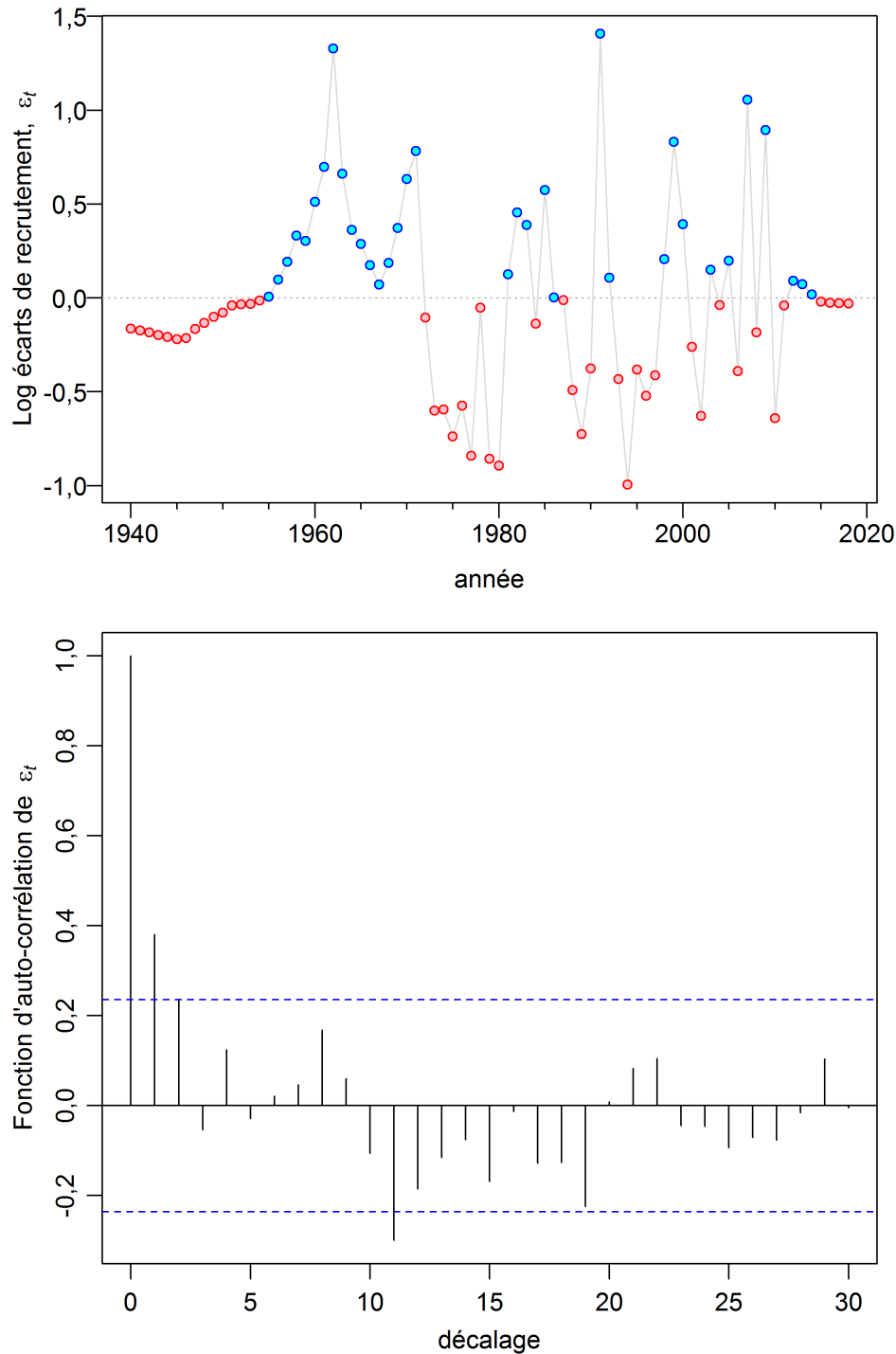


Figure F.21. EC.05.01: Haut : écarts log-recrutement annuels, ϵ_t , où l'écart multiplicatif avec correction de biais est $e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2}$ où $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$. Bas : fonction d'autocorrélation des écarts de recrutement enregistrés (ϵ_t), pour les années 1942 à 2010. Le début de cette fourchette est calculé comme étant la première année de données sur l'âge provenant de la pêche commerciale (1979) moins l'âge maximal cumulatif ($A = 45$) plus l'âge pour lequel la sélectivité pour la pêche commerciale des femelles est de 0,5 (soit 8); si le résultat est antérieur à l'année de début du modèle (1940), alors l'année de début du modèle est utilisée. La fin de la fourchette est la dernière année pour laquelle les recrutements sont calculés (2018) moins l'âge pour lequel la sélectivité pour la pêche commerciale des femelles est de 0,5 (soit 8 ans).

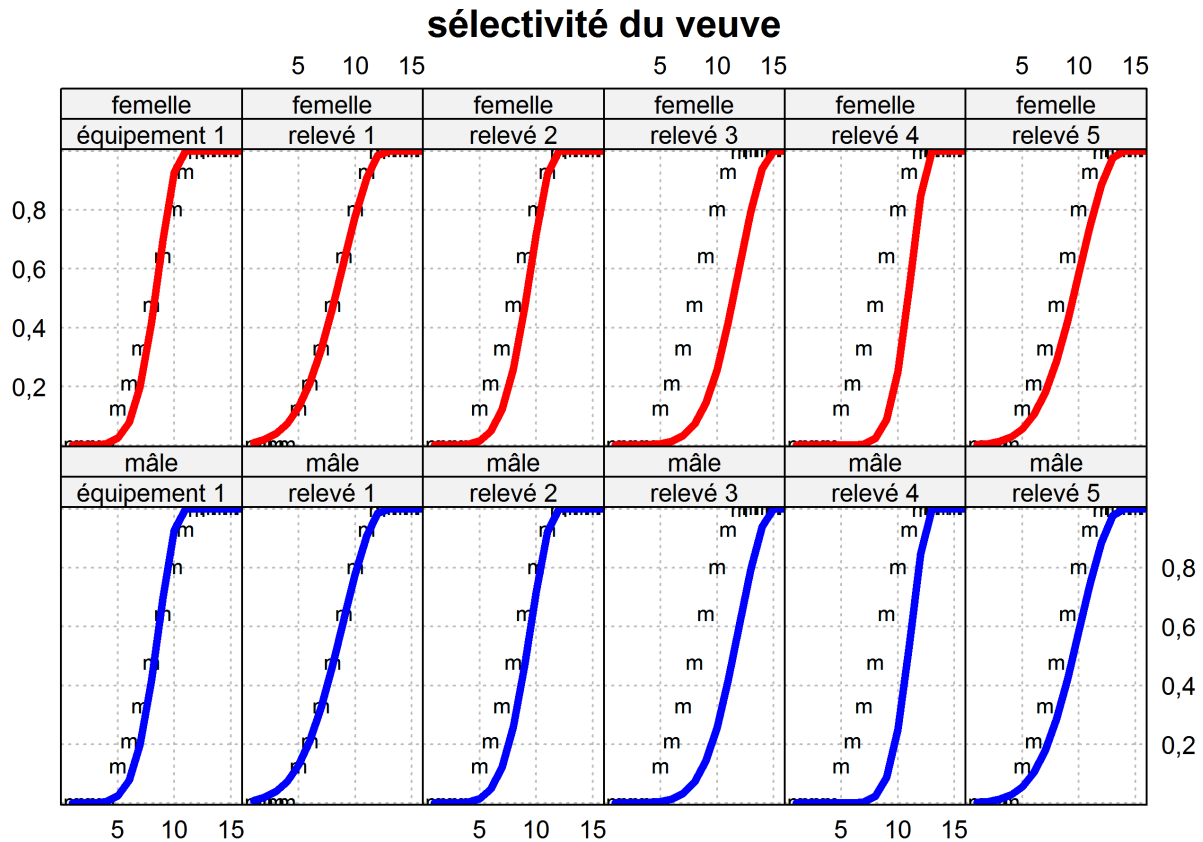


Figure F.22. EC.05.01: Sélectivités pour la pêche commerciale (Engin 1 : Chalut commercial) et les relevés (toutes les valeurs de MDP), avec courbe des fréquences cumulées de la maturité des femelles indiquée par 'm'.

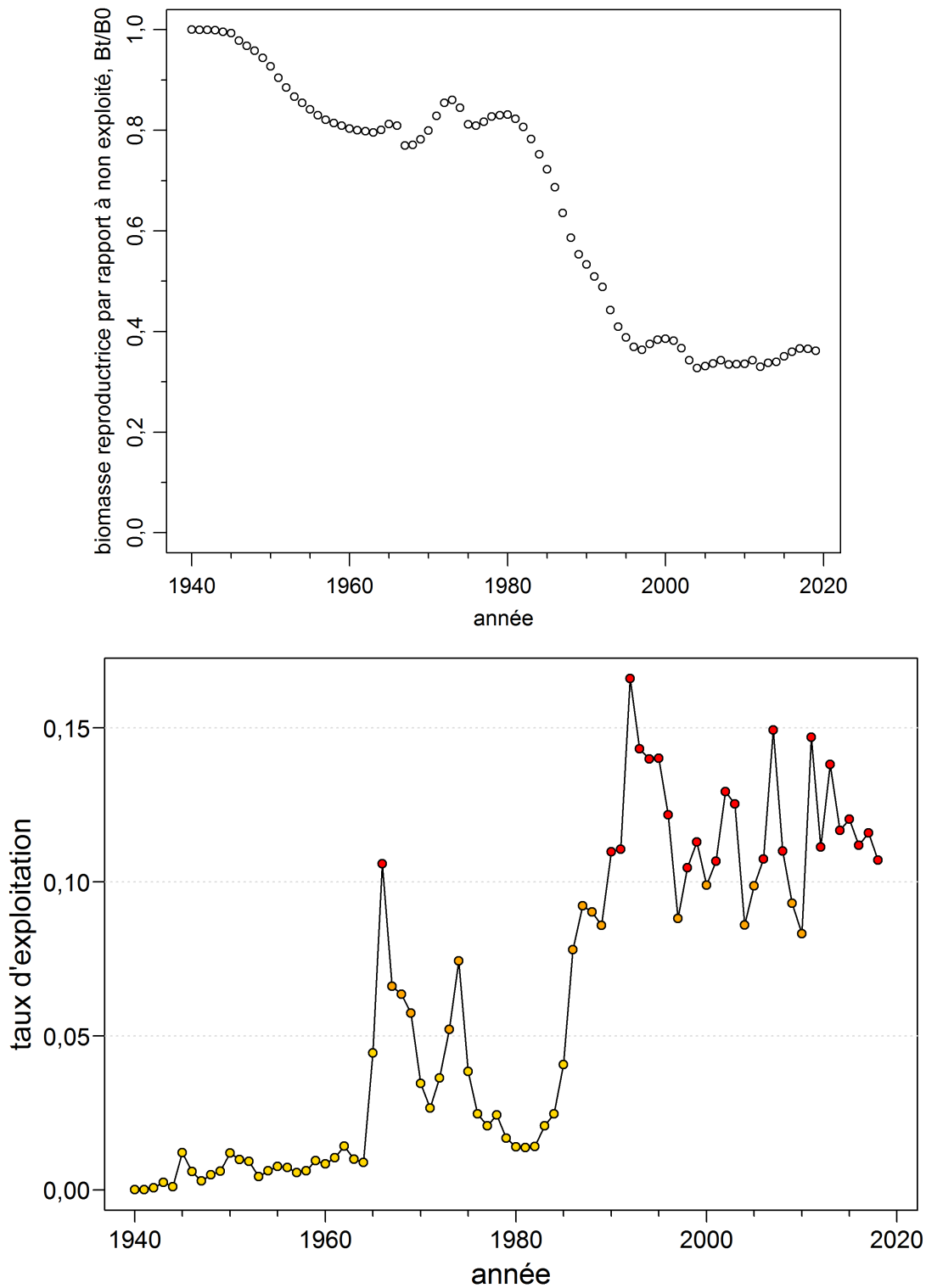


Figure F.23. EC.05.01: Haut : biomasse féconde (femelles matures) par rapport à la biomasse non exploitée, B_t/B_0 , Bas : taux d'exploitation (MDP) au fil du temps

F.2.1.2. Exécution centrale – Méthode MCCM

Dans le cadre de la méthode MCCM, on a réalisé 12 million itérations et on a échantillonné chaque 10 000^e itération; on a donc obtenu 1 200 échantillons MCCM. On a éliminé les 200 premiers échantillons et on a utilisé les 1 000 échantillons restants dans le cadre de l'analyse MCCM. Les quantiles (0,05, 0,50 et 0,95), qui ont été utilisés pour calculer les paramètres estimés et les quantités dérivées pour l'exécution centrale, figurent dans les tableaux F.4 et F.5. L'estimation médiane de B_{2019} pour l'année actuelle est de 10 662 t et l'estimation médiane de B_{2019}/B_0 est de 0,366.

Les figures relatives à la méthode MCCM montrent ce qui suit :

- Figure F.24 – traces des 1 000 échantillons pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.25 – tracés diagnostiques à chaînes fractionnées pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.26 – tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les principaux paramètres estimés;
- Figure F.27 – comparaison entre les densités marginales *a posteriori* pour les principaux paramètres et leurs fonctions de densité *a priori* respectives;
- Figure F.28 – graphique du haut : estimations de la biomasse vulnérable et des prises en fonction du temps; graphique du milieu : distribution marginale *a posteriori* du recrutement en fonction du temps; graphique du bas : distribution marginale *a posteriori* du taux d'exploitation en fonction du temps.

Les traces de la méthode MCCM ont révélé des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre croissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.24). C'est également le cas pour les analyses diagnostiques dans le cadre desquelles on a divisé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.25) et on a vérifié l'autocorrélation des paramètres à 60 décalages (figure F.26). Certains des paramètres (p. ex., R_0 , h , μ_2) se sont déplacés, passant de l'estimation du MDP initiale à une valeur médiane différente du MDP (figure F.24), ce qui indique que les simulations MCCM ont produit des ajustements plausibles aux données, à des niveaux différents de ceux trouvés par le meilleur ajustement. La distribution marginale *a posteriori* pour h – médiane = 0,79 (0,59, 0,95) – est devenue plus élevée que la valeur *a priori* fondée sur des données de 0,674 (figure F.27).

Les distributions marginales *a posteriori* de la biomasse vulnérable et des prises (figure F.28, graphique du haut) ont montré que les activités de pêche de flottilles étrangères au cours des premières années (de 1965 à 1976) n'ont pas réduit la biomasse du stock de façon importante. Par contre, elles ont aussi montré que la biomasse du stock a subi un déclin prolongé lorsque les flottilles nationales ont remplacé les flottilles étrangères, en 1977. Ce déclin a pris fin lorsque des limites de prises ont été imposées, en 1997, par l'entremise de quotas individuels de bateau. Un système de présence obligatoire d'observateurs à bord a également été mis en place au même moment. Un recrutement important en 1961 a probablement atténué les effets de l'activité des flottilles étrangères, et un deuxième recrutement important en 1990 a probablement stabilisé la population, de concert avec les mesures de contrôle de gestion (figure F.28, graphique du milieu). Les autres bonnes années de recrutement (2006 et 2008) devraient soutenir la population dans les années à venir. Le ratio entre la biomasse féconde médiane et la biomasse féconde à l'équilibre non exploitée a atteint un creux de 0,33 en 2012; il est actuellement de 0,37. Le taux d'exploitation a culminé à 0,16 en 1992; il était estimé à 0,10 en 2018 (figure F.28, graphique du bas).

F.2.1.2.1. Tableaux liés à la méthode MCMC pour le cycle central

Tableau F.4. EC.05.01: Les quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 pour les paramètres du modèle dérivés de l'estimation MCMC (définis dans Annexe E).

	5%	50%	95%
R_0	3 969	4 471	5 147
h	0,5908	0,7913	0,9450
q_1	0,0009785	0,001672	0,002799
q_2	0,003162	0,005629	0,01074
q_3	0,002965	0,005563	0,01047
q_4	0,0005143	0,0008014	0,001314
q_5	0,005309	0,008502	0,01318
q_6	0,00004017	0,00005923	0,00008135
μ_1	10,37	12,82	15,95
μ_2	10,80	12,54	14,58
μ_3	12,90	15,21	17,74
μ_4	10,59	12,75	14,65
μ_6	9,809	10,75	11,72
Δ_6	-0,9102	-0,3627	0,1927
$\log v_{1L}$	2,537	3,365	4,148
$\log v_{2L}$	1,297	2,190	2,973
$\log v_{3L}$	2,181	2,951	3,708
$\log v_{4L}$	1,166	1,978	2,927
$\log v_{6L}$	1,654	2,197	2,586

Tableau F.5. EC.05.01: Les quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 des quantités calculées par MCMC à partir des 1 000 échantillons de MCMC a posteriori. Définitions : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures), V_0 – biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles), B_{2019} – biomasse féconde au début de 2019, V_{2019} – biomasse vulnérable au milieu de 2019, u_{2018} – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) au milieu de 2018, u_{\max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2018), B_{RMS} – biomasse féconde à l'équilibre au RMS (rendement maximal soutenu), u_{RMS} – taux d'exploitation à l'équilibre au RMS, V_{RMS} – biomasse vulnérable à l'équilibre au RMS. Les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont exprimées en tonnes. à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2014 à 2018) s'élèvent à 2 001 t.

Valeur	Centile		
	5%	50%	95%
Sortie du modèle			
B_0	26 042	29 337	33 776
V_0	45 854	52 235	60 552
B_{2019}	7 562	10 662	16 385
V_{2019}	12 868	18 896	29 586
B_{2019}/B_0	0,27	0,366	0,499
V_{2019}/V_0	0,264	0,36	0,504
u_{2018}	0,066	0,1	0,143
u_{\max}	0,125	0,164	0,207
Quantités fondées sur le RMS			
MSY	1 499	1 918	2 405
B_{RMS}	4 687	7 223	10 081
$0,4B_{\text{RMS}}$	1 875	2 889	4 032
$0,8B_{\text{RMS}}$	3 750	5 778	8 064
B_{2019}/B_{RMS}	0,932	1,508	2,543
B_{RMS}/B_0	0,169	0,245	0,32
V_{RMS}	8 074	12 899	18 413
V_{RMS}/V_0	0,164	0,246	0,321
u_{RMS}	0,085	0,151	0,28
u_{2018}/u_{RMS}	0,325	0,66	1,285

F.2.1.2.2. Figures liées à la méthode MCMC pour le cycle central

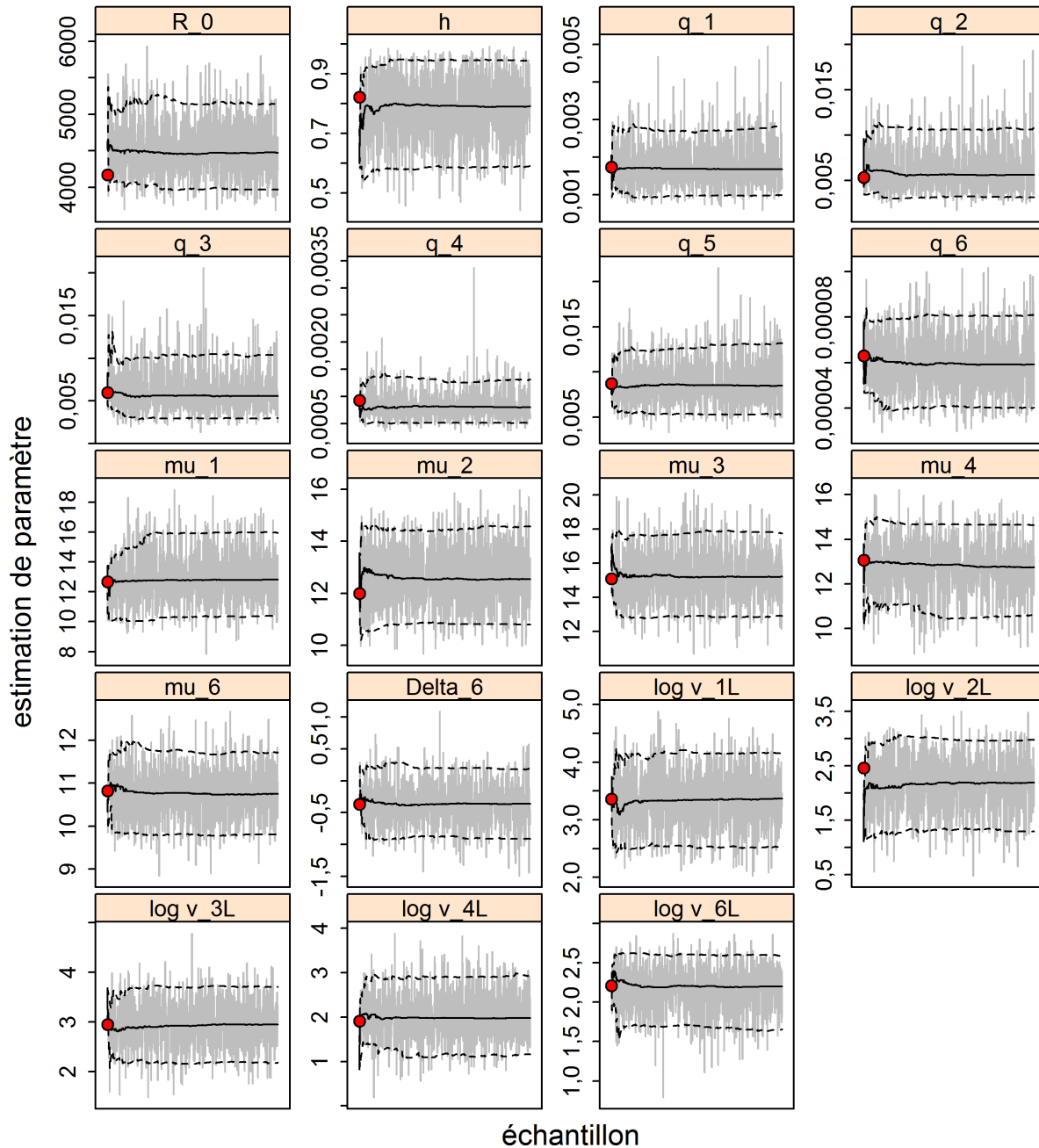


Figure F.24. EC.05.01: Traces de la méthode MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises indiquent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices ≤ 5 correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices ≥ 6 désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

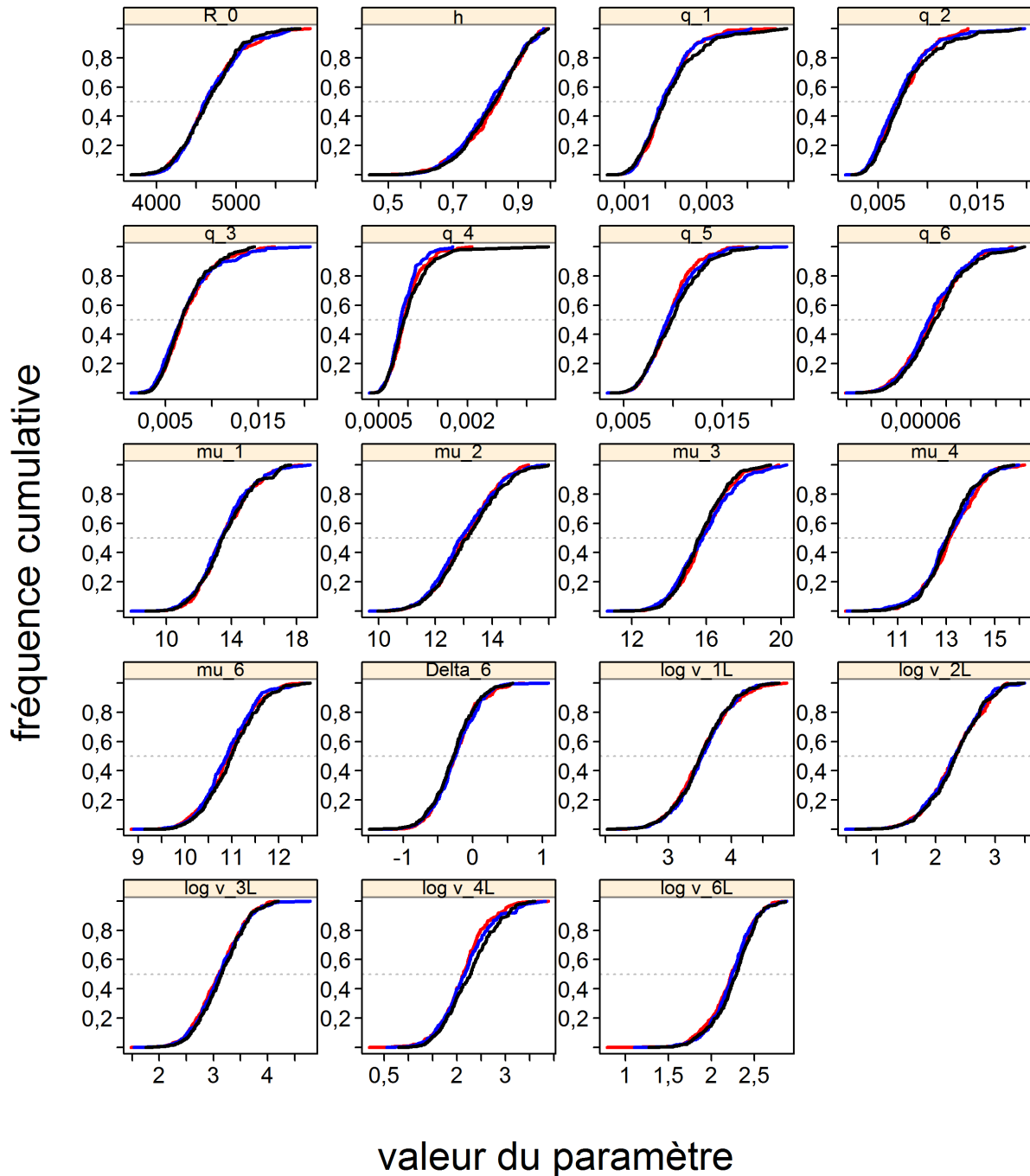


Figure F.25. EC.05.01: Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 MCMC échantillons en trois segments et par superposition du graphique des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

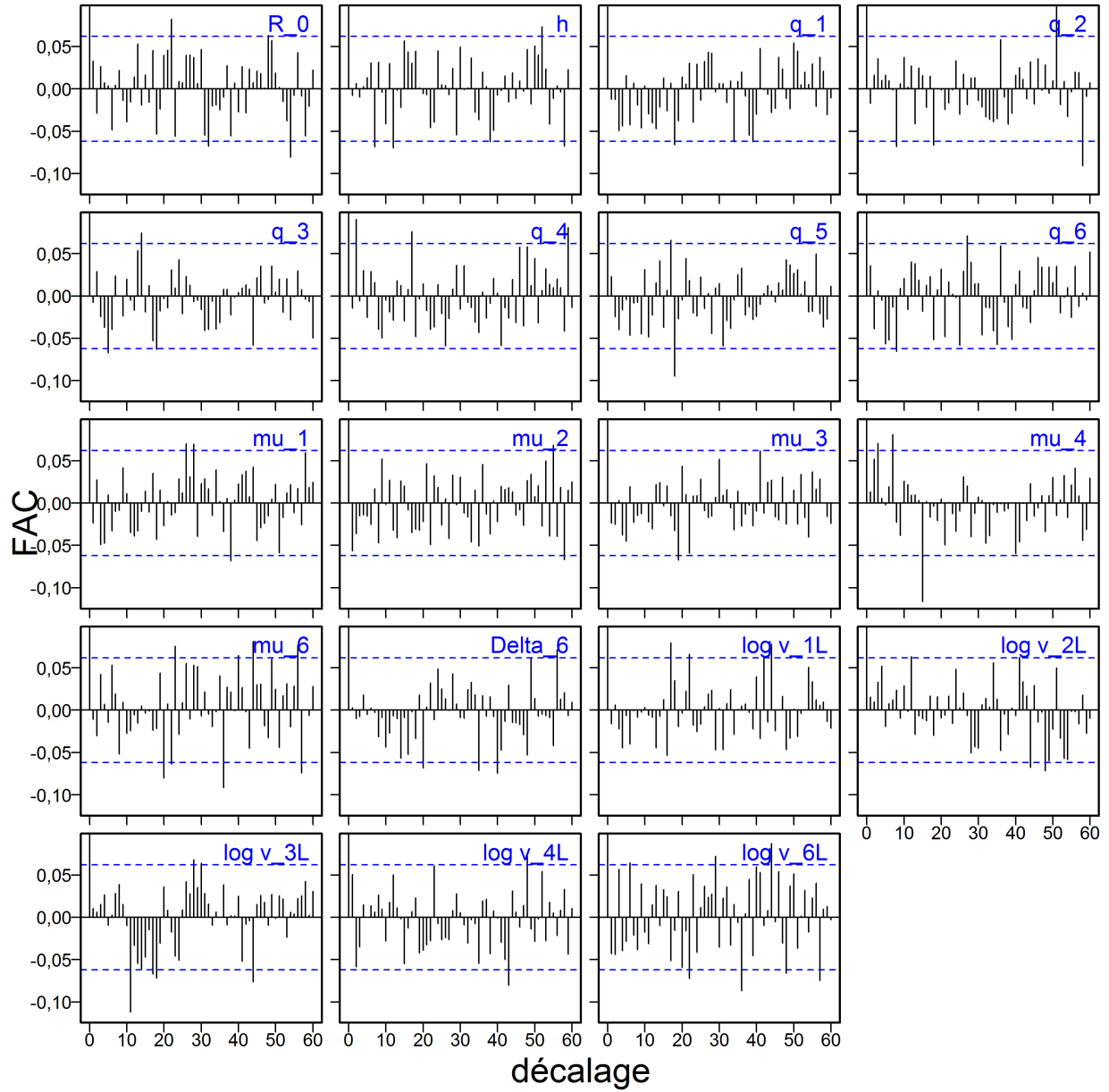


Figure F.26. EC.05.01: Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir de la sortie MCMC. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95% pour l'ensemble des corrélations décalées de chaque paramètre.

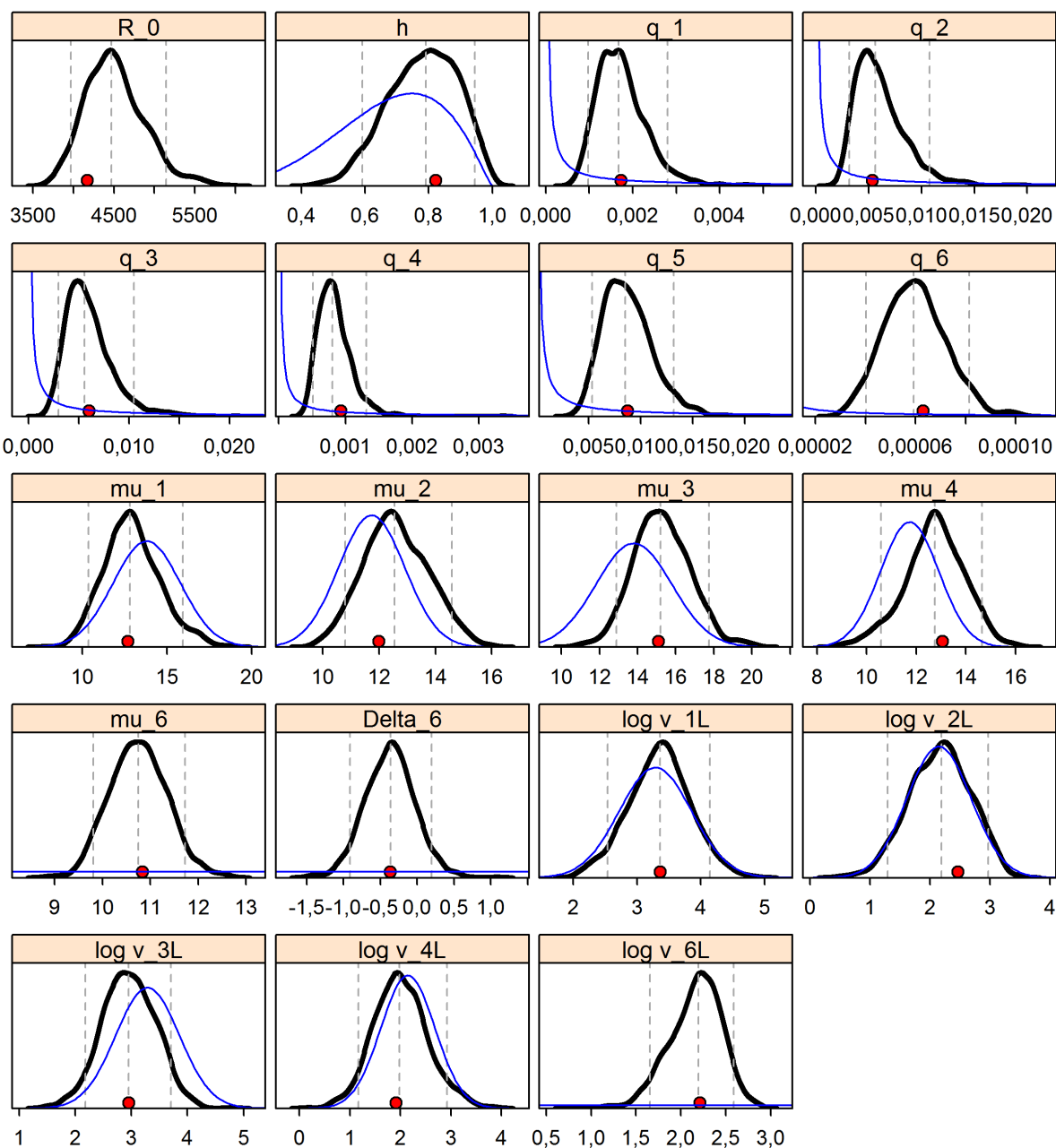


Figure F.27. EC.05.01: Densités marginales a posteriori (courbes noires épaisses) et fonctions de densité a priori (courbes bleues minces) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les quantiles 0,05, 0,5 et 0,95, et les points rouges sont les estimations du MDP. Pour R_0 la probabilité a priori est une distribution uniforme sur la plage $[1, 1e7]$. Les probabilités a priori pour q_g sont uniformes sur une échelle logarithmique, et la fonction de densité de probabilité est alors $1/(x(b-a))$ sur une échelle linéaire (où a et b sont les limites sur l'échelle logarithmique).

F.2.1.3. Scénario de référence composite

Le scénario de référence composite comprend nine exécutions qui permettent d'étudier d'importants axes d'incertitude relatifs à la présente évaluation du stock :

- **B1** (Run01) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,07$ et valeur établie de $A = 40$;
- **B2** (Run02) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,07$ et valeur établie de $A = 45$;
- **B3** (Run03) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,07$ et valeur établie de $A = 50$;
- **B4** (Run04) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,08$ et valeur établie de $A = 40$;
- **B5** (Run05) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,08$ et valeur établie de $A = 45$;
- **B6** (Run06) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,08$ et valeur établie de $A = 50$;
- **B7** (Run07) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,09$ et valeur établie de $A = 40$;
- **B8** (Run08) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,09$ et valeur établie de $A = 45$;
- **B9** (Run09) – valeur fixe de $M_{1,2} = 0,09$ et valeur établie de $A = 50$.

L'exploration d'une gamme de valeurs pour M était une démarche évidente, particulièrement lorsqu'il n'était pas possible d'estimer ce paramètre, mais il en a été autrement de la décision d'établir une moyenne sur une plage de valeurs pour A . On a procédé ainsi parce que les premiers ajustements du modèle ont indiqué une sensibilité dans certaines des quantités d'importance en matière de gestion, en particulier l'état actuel du stock, qui sont associées au choix de l'âge maximal cumulatif (figure F.33). Au départ, on a choisi $A = 40$ parce que c'était la valeur utilisée pour le sébaste à raie rouge (Starr et Haigh 2021) et que la distribution des âges pour ces deux espèces de *Sebastes* est similaire. Cependant, lorsqu'on a établi qu'une sensibilité dans l'avis découlait de ce choix, on a décidé de faire de ce paramètre le deuxième axe du scénario de référence composite.

Pour chaque exécution, 1 000 échantillons MCCM ont été générés, puis regroupés pour produire une trajectoire moyenne du stock concernant l'état de la population et l'avis à l'intention des gestionnaires. L'estimation de M n'était pas possible en raison de la nature peu informative des données, les estimations du MDP ne variant pas par rapport aux moyennes *a priori*. Les exécutions de simulation MCCM permettant d'estimer M affichaient un comportement instable sans convergence crédible.

Les estimations médianes des paramètres du scénario de référence composite figurent dans le tableau F.6, et les quantités dérivées à l'équilibre et relatives au RMS figurent dans le tableau F.7. Les différences entre les exécutions du scénario de référence de composantes sont résumées dans les figures suivantes :

- Figure F.29 – traces de la méthode MCCM de R_0 pour les neuf exécutions du scénario de référence;
- Figure F.30 – trois segments de chaînes MCCM pour R_0 ;
- Figure F.31 – tracés d'autocorrélation pour les données de sortie de la méthode MCCM concernant R_0 ;
- Figure F.32 – diagrammes des quantiles pour les paramètres estimés provenant des neuf exécutions de composantes;
- Figure F.33 – diagrammes des quantiles pour des quantités dérivées sélectionnées provenant des neuf exécutions de composantes.

Diverses trajectoires du modèle et l'état final du stock pour le scénario de référence composite sont illustrés dans les figures suivantes :

- Figure F.34 – estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) tirées de valeurs *a posteriori* du modèle regroupées;
- Figure F.35 – estimations de la biomasse vulnérable V_t (tonnes), du recrutement R_t (en milliers d'individus d'âge 1) et du taux d'exploitation u_t tirées de valeurs *a posteriori* du modèle regroupées;
- Figure F.36 – diagramme de phase selon le temps de la médiane de B_t/B_{RMS} et de u_{t-1}/u_{RMS} ;
- Figure F.37 – état du stock de SVV au début de 2019.

Les nine exécutions décrites ci-dessus ont convergé sans qu'il n'y ait de graves pathologies dans les diagnostics par simulation MCCM (résultats de diagnostics semblables à ceux décrits dans les figures F.24–F.26 pour l'exécution centrale). Les figures F.29 à F.31 montrent les diagnostics du paramètre R_0 dans chacune des neuf exécutions du scénario de référence. La figure F.32 montre la distribution de tous les paramètres estimés pour les neuf exécutions du scénario de référence. Dans la plupart des cas, les exécutions comportaient des estimations de paramètres avec des distributions très semblables. Le paramètre R_0 variait avec M et, dans une moindre mesure, avec A . Les chaînes MCCM de ce paramètre affichaient une autocorrélation croissante à mesure que M augmentait (figure F.31). L'établissement de $M=0,10$ a causé un degré élevé d'autocorrélation pour ce paramètre et pour tous les paramètres q . L'estimation de M avec un CV=50% a produit un degré élevé d'instabilité puisque M est simplement passé de 0,08 à 0,14. Ces sensibilités relatives au modèle sont présentées avec d'autres sensibilités dans la section F.2.2.

La trajectoire de la population issue du scénario de référence composite de 1940 à 2019 et la biomasse moyenne projetée jusqu'en 2024, en supposant une politique de prises constante de 2 000 t/a, sont illustrées dans la figure F.34. Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation par rapport au rendement maximal soutenu (figure F.36) semble indiquer que le stock a été exploité de manière durable au cours des dernières années; à l'heure actuelle, $B_{2019}/B_{RMS} = 1,51$ (0,92, 2,61) et $u_{2018}/u_{RMS} = 0,66$ (0,29, 1,35). Les tracés de l'état du stock à l'intention des gestionnaires, qui représentent les distributions de B_{2019}/B_{RMS} dans les zones délimitées par $0,4B_{RMS}$ (PRL) et $0,8B_{RMS}$ (PRS), montrent que le stock de SVV se trouve dans la zone saine (figure F.37). Plus précisément, la probabilité que le stock se trouve dans la zone critique est de 0, celle qu'il se trouve dans la zone de prudence est de 0,016 et celle qu'il se trouve dans la zone saine est de 0,984.

Les tableaux de décision pour le scénario de référence composite fournissent de l'information aux gestionnaires sur les probabilités que la biomasse projetée B_t ($t = 2019, \dots, 2024$) dépasse les points de référence fondés sur la biomasse (ou que le taux d'exploitation projeté u_t soit inférieur aux points de référence fondés sur les prises) lorsque des politiques de prises constantes sont appliquées. Plus précisément, ces tableaux portent sur les éléments ci-dessous.

- Tableau F.9 – probabilité que B_t dépasse le PRL $\equiv P(B_t > 0,4B_{RMS})$
- Tableau F.10 – probabilité que B_t dépasse le PRS $\equiv P(B_t > 0,8B_{RMS})$
- Tableau F.11 – probabilité que B_t dépasse la biomasse au RMS $\equiv P(B_t > B_{RMS})$
- Tableau F.12 – probabilité que u_t devienne inférieur au taux de récolte au RMS $\equiv P(u_t < u_{RMS})$

- Tableau F.13 – probabilité que B_t dépasse la biomasse actuelle $\equiv P(B_t > B_{2019})$
- Tableau F.14 – probabilité que u_t devienne inférieur au taux de récolte actuel $\equiv P(u_t < u_{2018})$
- Tableau F.15 – probabilité que B_t dépasse une limite non critique qui n'a pas été établie par le MPO ' $\equiv P(B_t > 0,2B_0)$
- Tableau F.16 – probabilité que B_t dépasse une biomasse cible qui n'a pas été établie par le MPO $\equiv P(B_t > 0,4B_0)$

Les points de référence fondés sur le RMS 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 recrutement du stock (Forrest et coll. 2018). Ainsi, d'autres administrations utilisent des points de référence qui sont exprimés en fonction de B_0 plutôt que de B_{RMS} (p. ex., N.Z. Min. Fish. 2011) étant donné que B_{RMS} est souvent mal estimé parce qu'il dépend de paramètres estimatifs et d'une pêche uniforme (même si bon nombre de ces mêmes problèmes s'appliquent aussi à B_0). C'est pourquoi les points de référence $0,2B_0$ et $0,4B_0$ sont également décrits dans la présente section. Il s'agit des valeurs par défaut utilisées en Nouvelle-Zélande respectivement à titre de « limite non critique » en fonction de laquelle il faut prendre des mesures de gestion, et de biomasse « cible » pour les stocks à productivité faible, soit une moyenne autour de laquelle on s'attend à voir varier la biomasse. La « limite non critique » est équivalente au PRS provisoire de $0,8B_{RMS}$, le Cadre pour la pêche durable du MPO ne spécifiant pas de biomasse « cible ». En outre, on fournit des résultats comparant la biomasse projetée à B_{RMS} et à la biomasse féconde actuelle B_{2019} , et comparant le taux de récolte projeté au taux de récolte actuel u_{2018} .

Tableau F.6. Quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 pour les paramètres du modèle regroupés (définis dans l'Annexe E) d'après de l'estimation MCCM obtenue à partir de neuf exécutions du scénario de référence du modèle.

	5%	50%	95%
R_0	3 301	4 551	6 774
h	0,567	0,788	0,945
q_1	0,000857	0,00161	0,00296
q_2	0,00274	0,00528	0,0110
q_3	0,00257	0,00535	0,0108
q_4	0,000469	0,000778	0,00129
q_5	0,00493	0,00829	0,0135
q_6	0,0000345	0,0000575	0,0000846
μ_1	10,4	12,8	15,9
μ_2	10,7	12,4	14,4
μ_3	12,8	15,2	17,8
μ_4	10,6	12,8	14,7
μ_6	9,72	10,7	11,7
Δ_6	-0,933	-0,355	0,209
$\log v_{1L}$	2,53	3,37	4,15
$\log v_{2L}$	1,32	2,22	3,00
$\log v_{3L}$	2,15	2,97	3,76
$\log v_{4L}$	1,16	2,00	2,91
$\log v_{6L}$	1,63	2,18	2,60

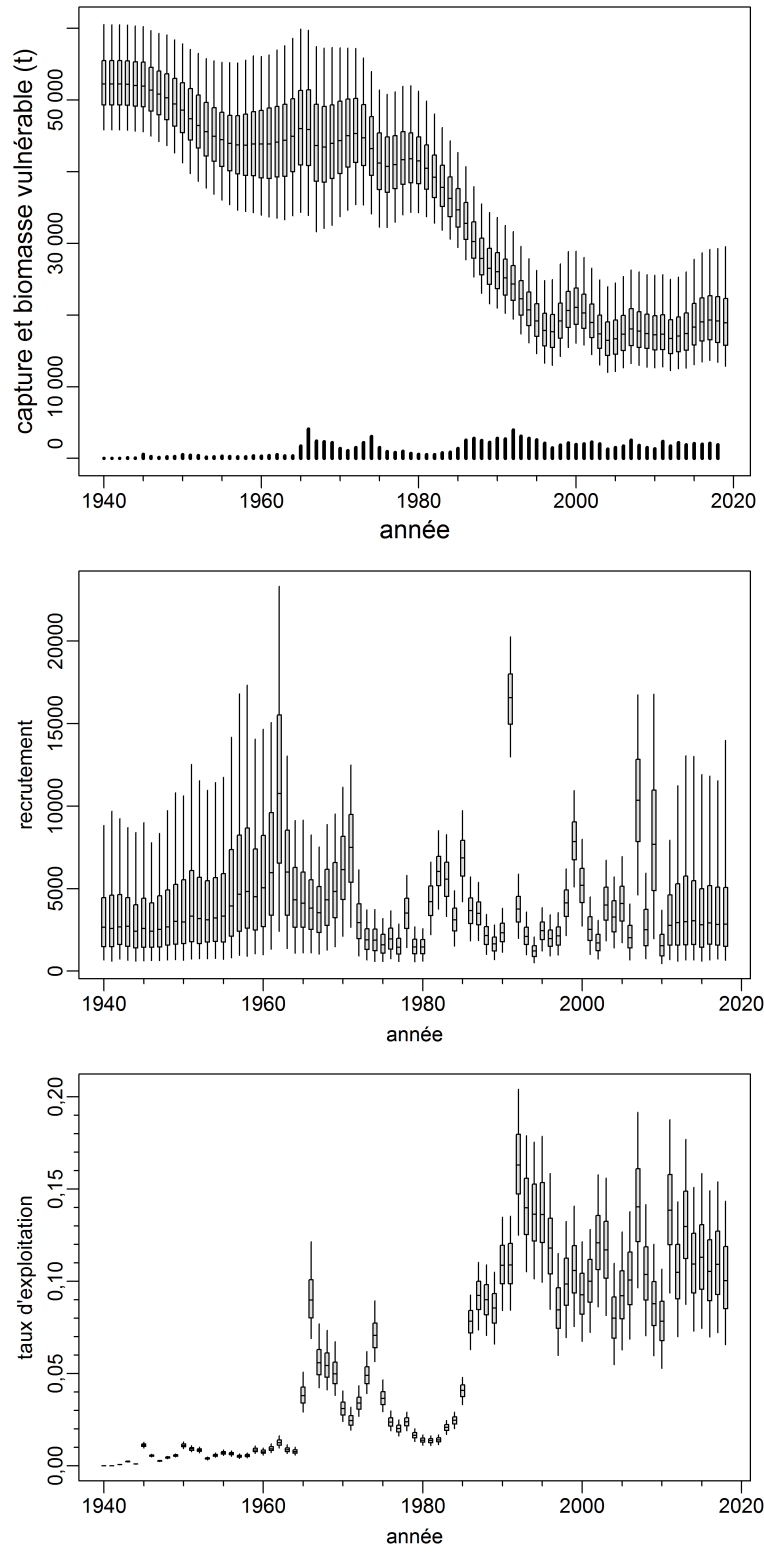


Figure F.28. EC.05.01: Haut : estimation de la biomasse vulnérable (diagrammes de quartiles) et des prises commerciales (barres verticales), en tonnes, au fil du temps. Centre : distribution marginale a posteriori du recrutement par milliers de poissons d'âge 1 représentée au fil du temps. Bas : distribution marginale a posteriori du taux d'exploitation représentée au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la simulation MCMC.

Tableau F.7. Quantiles 0,05, 0,5 et 0,95 pour les quantités dérivées des simulations MCCM issues de 9 000 échantillons regroupés provenant de neuf distributions MCCM a posteriori. Voici les définitions des valeurs présentées : B_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (femelles matures); V_0 – biomasse féconde à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles); B_{2019} – biomasse féconde au début de 2019; V_{2019} – biomasse vulnérable au milieu de 2019; u_{2018} – taux d'exploitation (ratio entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2018; u_{\max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2018); B_{RMS} – biomasse féconde à l'équilibre et au rendement maximal soutenu (RMS); u_{RMS} – taux d'exploitation à l'équilibre et au RMS; V_{RMS} – biomasse vulnérable à l'équilibre et au RMS. Toutes les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont en tonnes. À titre informatif, la moyenne des prises au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	5%	50%	95%
B_0	26 282	29 951	36 692
V_0	46 361	53 380	66 080
B_{2019}	7 179	11 017	18 660
V_{2019}	12 396	19 526	34 035
B_{2019}/B_0	0,257	0,369	0,537
V_{2019}/V_0	0,252	0,366	0,540
u_{2018}	0,0574	0,0975	0,149
u_{\max}	0,112	0,161	0,214
RMS	1 460	1 909	2 685
B_{RMS}	4 815	7 373	11 307
$0,4B_{2019}$	1 926	2 949	4 523
$0,8B_{2019}$	3 852	5 898	9 045
B_{2019}/B_{RMS}	0,921	1,51	2,61
B_{RMS}/B_0	0,170	0,246	0,327
V_{RMS}	8 284	13 145	20 430
V_{RMS}/V_0	0,168	0,247	0,330
u_{RMS}	0,0810	0,148	0,271
u_{2018}/u_{RMS}	0,289	0,658	1,35

Tableau F.8. Quantiles (0,05, 0,5 et 0,95) du taux d'exploitation annuel u_t (taux de récolte = prises divisées par la biomasse vulnérable) de 1940 à l'année actuelle du modèle, soit 2018, et projeté jusqu'en 2024, en supposant des prises constantes de 2 000 t. Prob. = $P(u_t < u_{RMS})$.

Année	5%	50%	95%	Prob.	Année	5%	50%	95%	Prob.
1940	<0,01	<0,01	<0,01	1	1983	0,02	0,02	0,03	1
1941	<0,01	<0,01	<0,01	1	1984	0,02	0,02	0,03	1
1942	<0,01	<0,01	<0,01	1	1985	0,03	0,04	0,05	>0,99
1943	<0,01	<0,01	<0,01	1	1986	0,06	0,08	0,10	0,96
1944	<0,01	<0,01	<0,01	1	1987	0,07	0,09	0,11	0,90
1945	0,01	0,01	0,01	1	1988	0,06	0,09	0,11	0,91
1946	<0,01	0,01	0,01	1	1989	0,06	0,08	0,11	0,93
1947	<0,01	<0,01	<0,01	1	1990	0,08	0,11	0,14	0,80
1948	<0,01	<0,01	0,01	1	1991	0,08	0,11	0,14	0,80
1949	<0,01	0,01	0,01	1	1992	0,11	0,16	0,21	0,42
1950	0,01	0,01	0,01	1	1993	0,09	0,14	0,18	0,57
1951	0,01	0,01	0,01	1	1994	0,09	0,13	0,18	0,60
1952	0,01	0,01	0,01	1	1995	0,09	0,13	0,19	0,59
1953	<0,01	<0,01	<0,01	1	1996	0,07	0,12	0,16	0,72
1954	<0,01	0,01	0,01	1	1997	0,05	0,08	0,12	0,93
1955	<0,01	0,01	0,01	1	1998	0,06	0,10	0,14	0,85
1956	<0,01	0,01	0,01	1	1999	0,07	0,10	0,15	0,81
1957	<0,01	<0,01	0,01	1	2000	0,06	0,09	0,13	0,89
1958	<0,01	0,01	0,01	1	2001	0,06	0,10	0,13	0,85
1959	0,01	0,01	0,01	1	2002	0,07	0,12	0,16	0,71
1960	0,01	0,01	0,01	1	2003	0,07	0,11	0,16	0,73
1961	0,01	0,01	0,01	1	2004	0,05	0,08	0,11	0,94
1962	0,01	0,01	0,02	1	2005	0,05	0,09	0,13	0,89
1963	0,01	0,01	0,01	1	2006	0,06	0,10	0,14	0,84
1964	0,01	0,01	0,01	1	2007	0,08	0,14	0,20	0,57
1965	0,03	0,04	0,05	>0,99	2008	0,06	0,10	0,15	0,82
1966	0,06	0,09	0,12	0,91	2009	0,05	0,09	0,12	0,91
1967	0,04	0,05	0,08	>0,99	2010	0,05	0,08	0,11	0,95
1968	0,04	0,05	0,07	>0,99	2011	0,08	0,13	0,19	0,58
1969	0,03	0,05	0,07	>0,99	2012	0,06	0,10	0,15	0,81
1970	0,02	0,03	0,04	1	2013	0,08	0,13	0,18	0,64
1971	0,02	0,02	0,03	1	2014	0,06	0,11	0,16	0,78
1972	0,02	0,03	0,05	>0,99	2015	0,06	0,11	0,16	0,75
1973	0,03	0,05	0,07	>0,99	2016	0,06	0,10	0,15	0,80
1974	0,05	0,07	0,09	0,97	2017	0,06	0,11	0,16	0,78
1975	0,03	0,04	0,05	>0,99	2018	0,06	0,10	0,15	0,82
1976	0,02	0,02	0,03	1	2019	0,06	0,10	0,16	0,78
1977	0,01	0,02	0,03	1	2020	0,06	0,10	0,17	0,77
1978	0,02	0,02	0,03	1	2021	0,06	0,10	0,18	0,75
1979	0,01	0,02	0,02	1	2022	0,05	0,10	0,20	0,73
1980	0,01	0,01	0,02	1	2023	0,05	0,10	0,21	0,72
1981	0,01	0,01	0,02	1	2024	0,05	0,11	0,23	0,70
1982	0,01	0,01	0,02	1	—	—	—	—	—

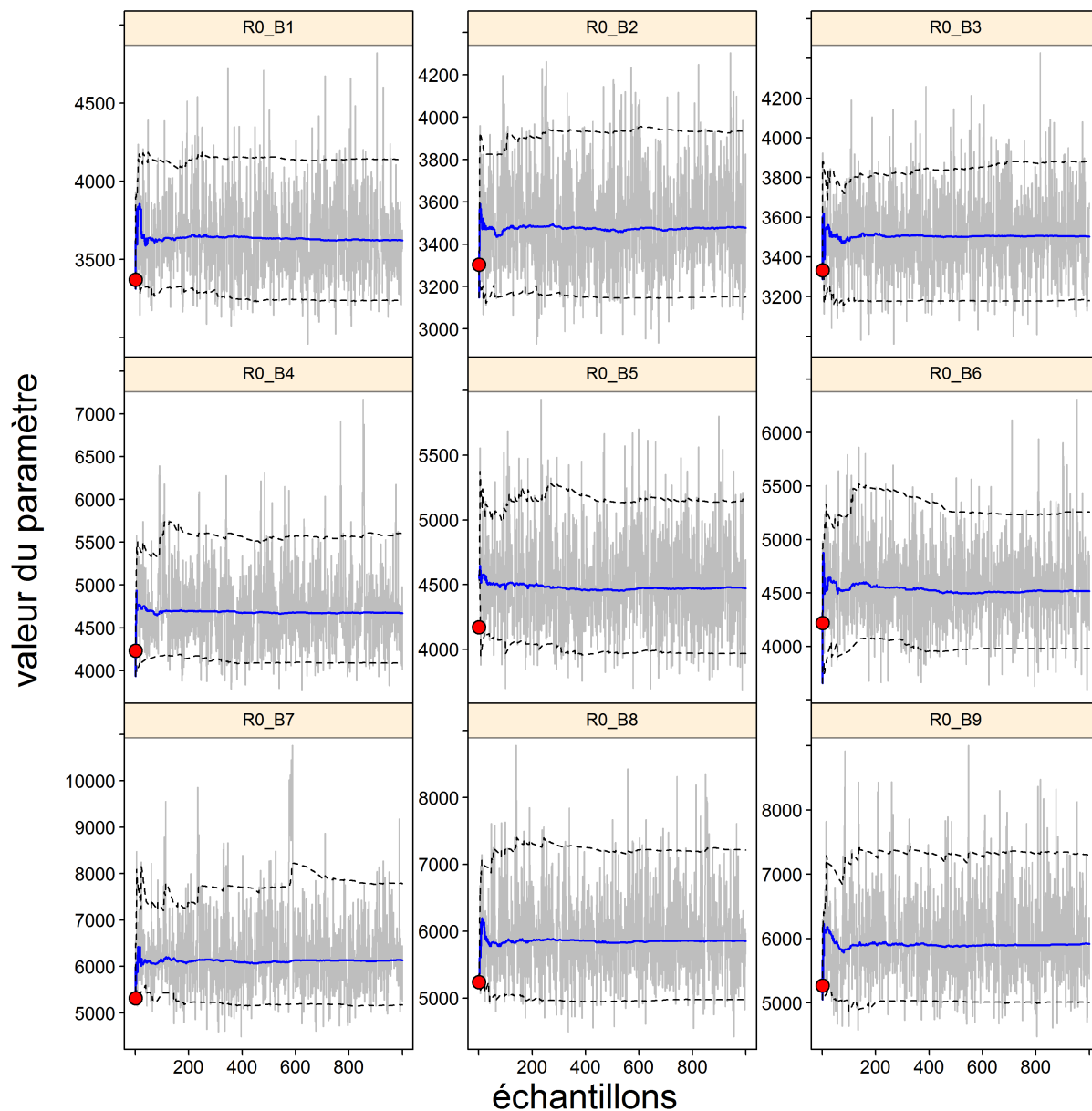


Figure F.29. Scénario de référence composite : Traces de la méthode MCMC relatives à R_0 pour les neuf exécutions du scénario de référence. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour le paramètre R_0 , les lignes pleines bleues montrent la médiane cumulative (jusqu'à l'échantillon en question) et les lignes pointillées montrent les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du MDP.

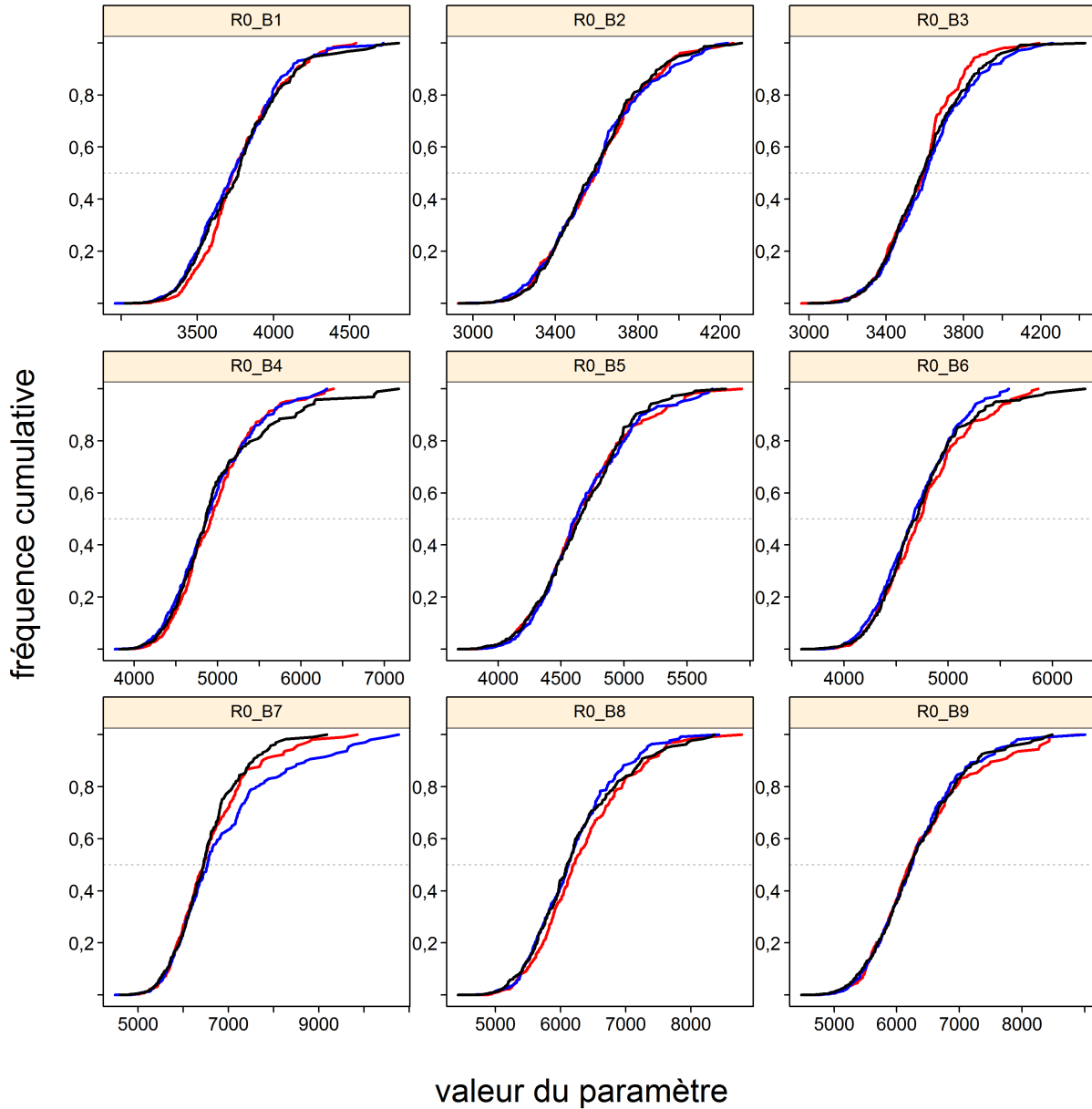


Figure F.30. Scénario de référence composite : Tracés diagnostiques obtenus en divisant les chaînes MCMC de R_0 formées de 1 000 échantillons divisés en trois segments, et en surreprésentant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du troisième segment (noir).

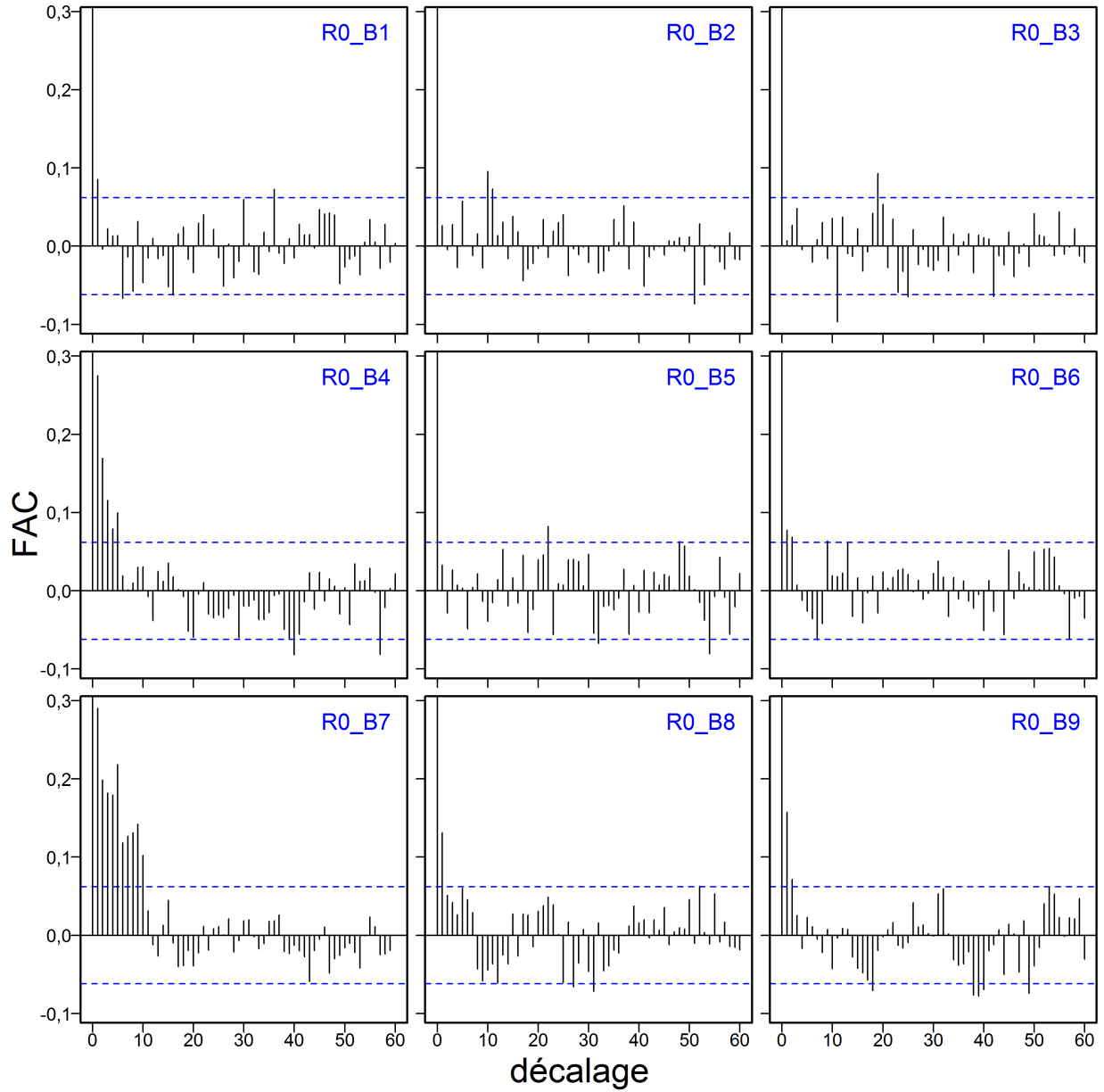


Figure F.31. Scénario de référence composite : Tracés d'autocorrélation pour le scénario de référence du paramètre R_0 , tirés des données de sorties de la méthode MCCM. Les lignes pointillées bleues délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour la série de corrélations avec décalage de chaque paramètre.

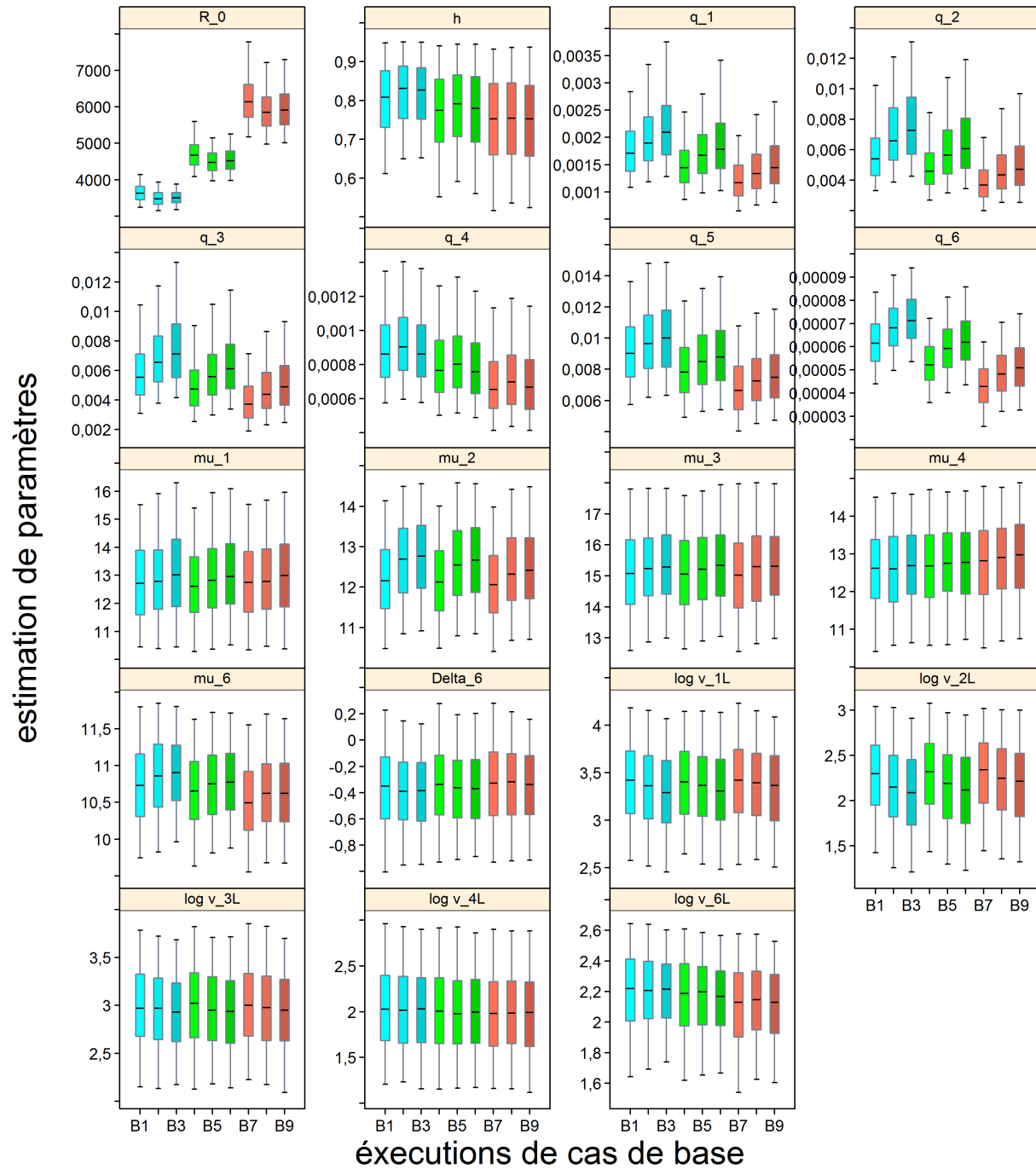


Figure F.32. Scénario de référence composite : diagrammes de quantiles sur les estimations des paramètres issus de neuf exécutions du scénario de référence; les boîtes bleues indiquent que $M=0,07$, les boîtes vertes indiquent que $M=0,08$ et les boîtes rouges indiquent que $M=0,09$, et dans chaque groupe de couleur, les valeurs de $A \in 40, 45, 50$ ans sont représentées. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont incluses.

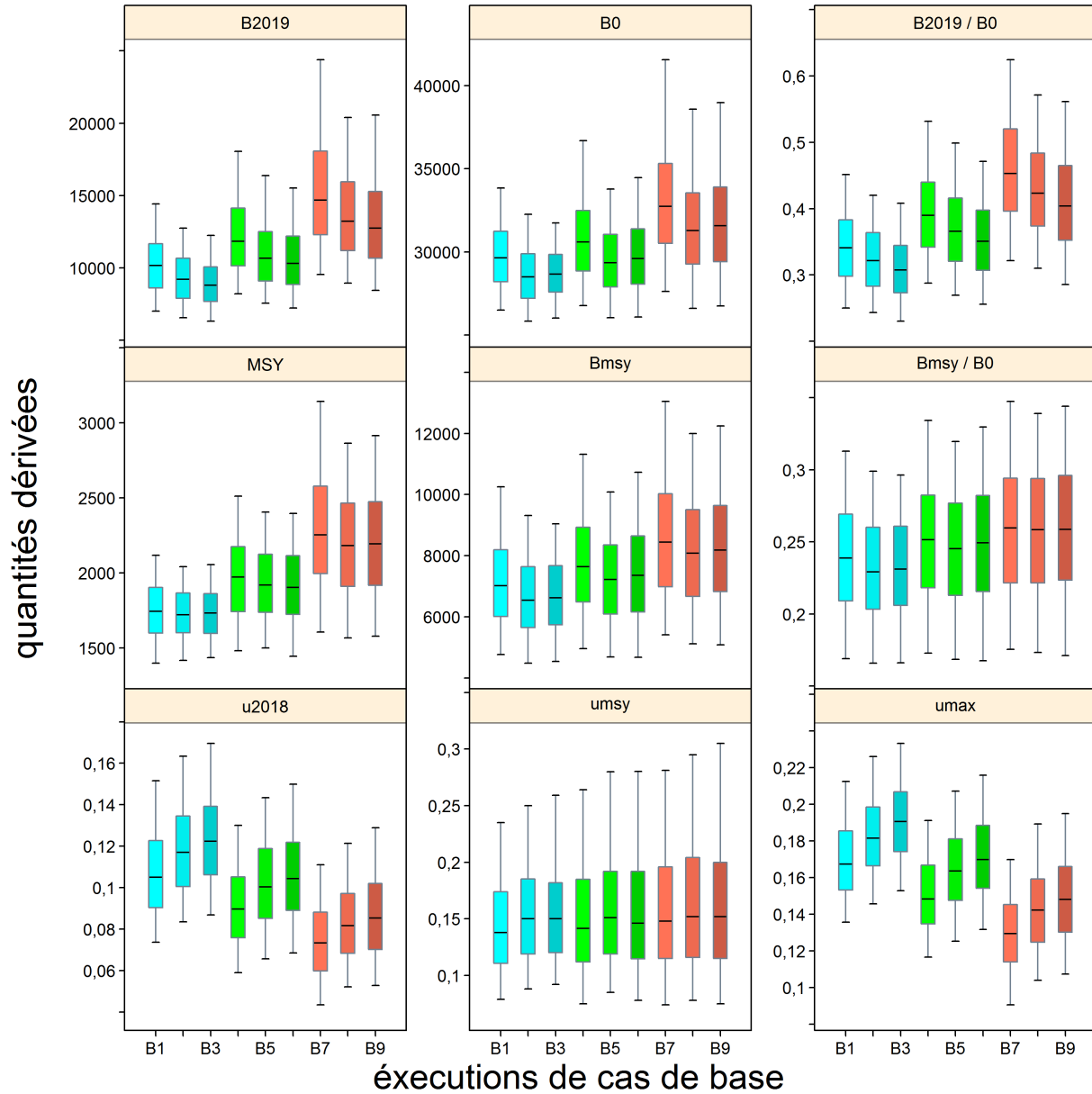


Figure F.33. Scénario de référence composite : diagrammes de quantiles de quantités dérivées sélectionnées (B_{2019} , B_0 , B_{2019}/B_0 , RMS , B_{RMS} , B_{RMS}/B_0 , u_{2018} , u_{RMS} et u_{max}) issues de neuf exécutions de composantes du scénario de référence; les boîtes bleues indiquent que $M=0,07$, les boîtes vertes indiquent que $M=0,08$ et les boîtes rouges indiquent que $M=0,09$, et dans chaque groupe de couleur, les valeurs de $A \in \{40, 45, 50\}$ ans sont représentées. Les diagrammes de quartile délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

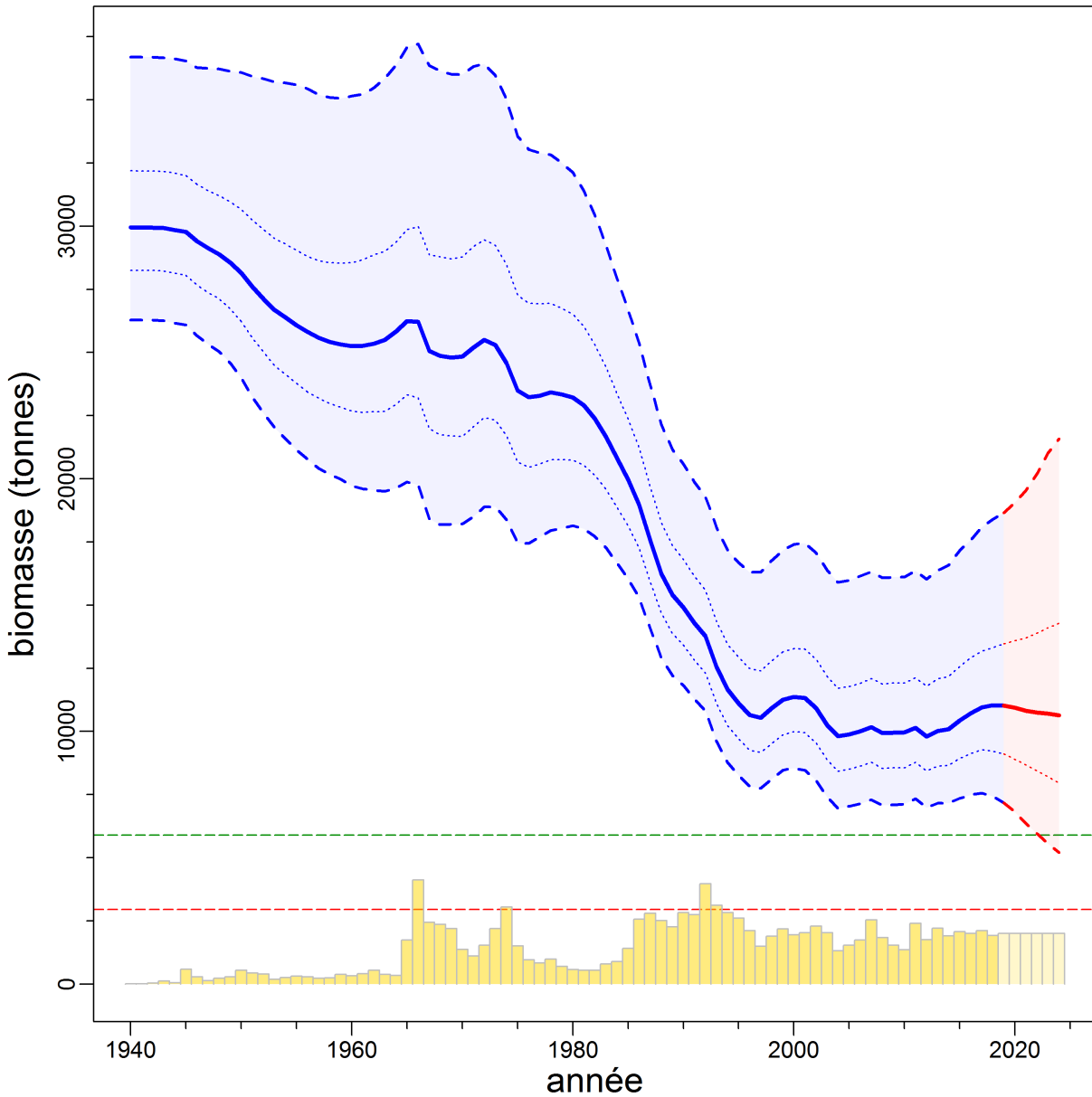


Figure F.34. Scénario de référence composite : estimations de la biomasse féconde B_t (tonnes) obtenues à partir de valeurs a posteriori du modèle regroupées. La couleur bleue représente les estimations de la biomasse relatives aux années $t=1940:2019$ et la couleur rouge, les valeurs projetées pour les années $t=2020:2024$. La biomasse médiane est représentée par une ligne pleine entourée de son intervalle de crédibilité à 90% (quantiles : 0,05-0,95), soit la zone ombragée qui est délimitée par des lignes tiretées. L'intervalle de crédibilité à 50% est délimité par des lignes pointillées (quantiles : 0,25-0,75). Les lignes horizontales tiretées montrent la médiane du PRL et du PRS. Les prises et les limites de prises présumées (2 000 t/a) sont représentées par les bandes le long de l'axe inférieur.

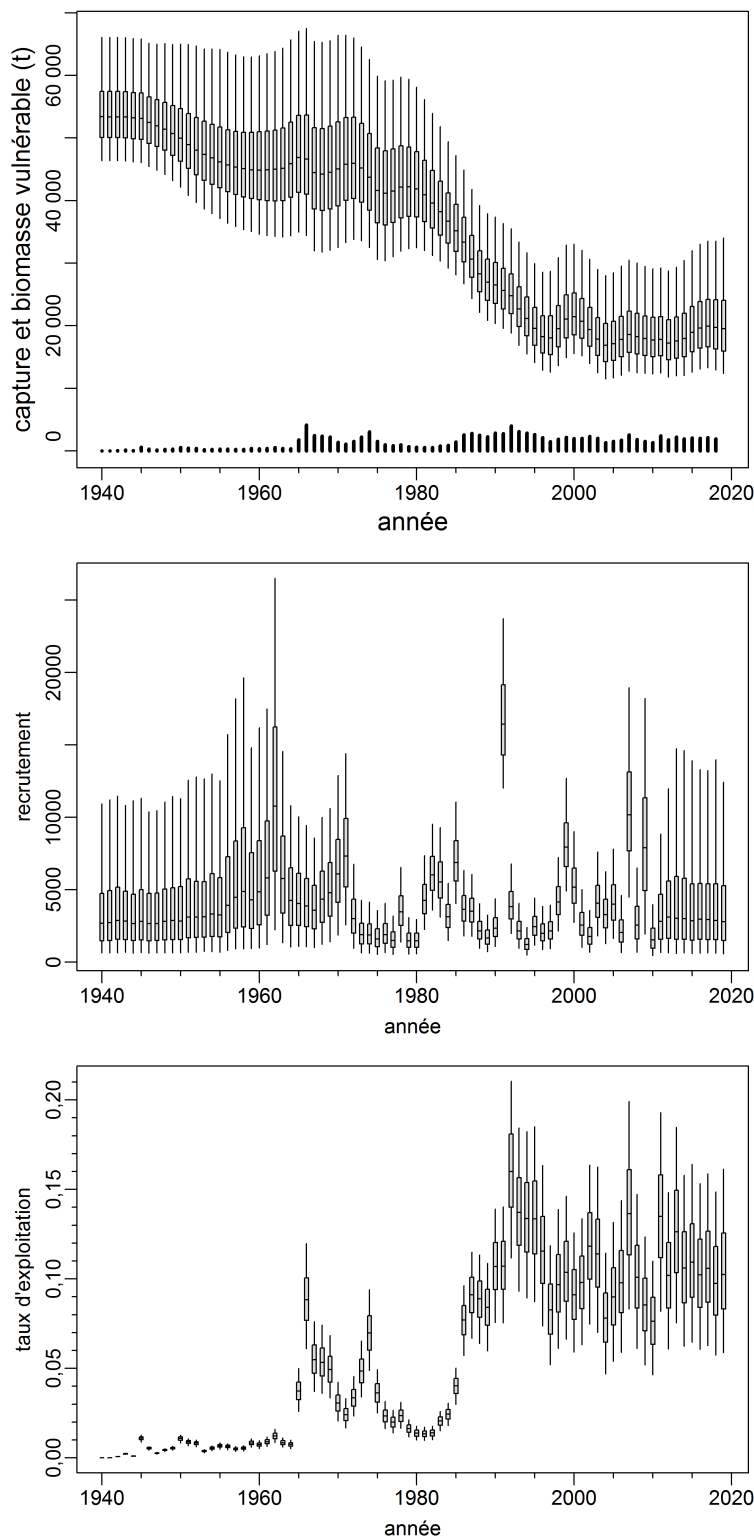


Figure F.35. Scénario de référence composite : graphique du haut – trajectoire de la biomasse vulnérable estimée (diagrammes de quartiles) et prises commerciales historiques (bandes verticales), en tonnes. Graphique du milieu : distribution marginale a posteriori de la trajectoire du recrutement, en milliers d'individus d'âge 1. Graphique du bas : distribution marginale a posteriori de la trajectoire du taux d'exploitation. Les diagrammes de quartiles montrent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 provenant des résultats de la méthode MCMC.

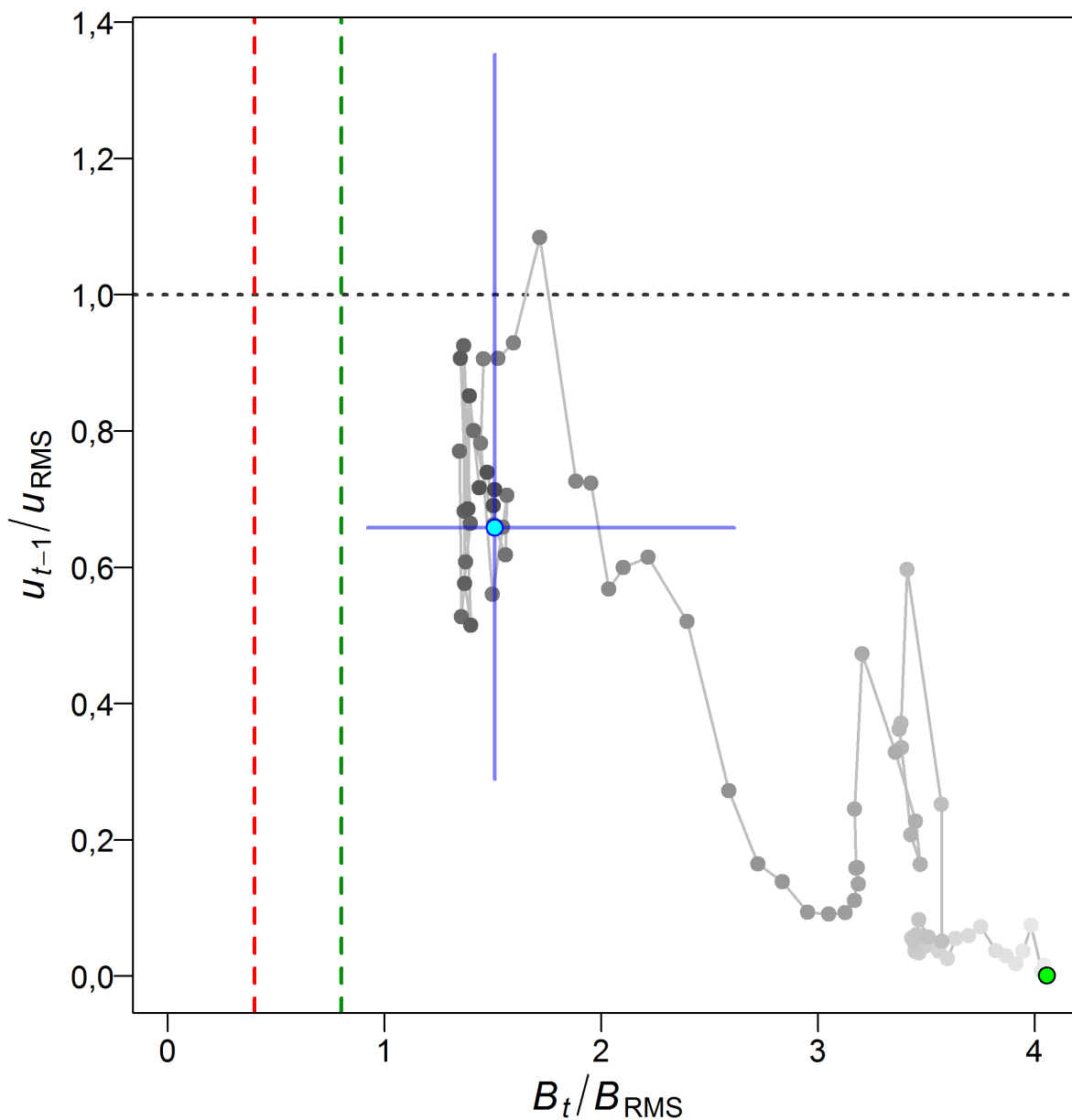


Figure F.36. Scénario de référence composite : diagramme de phase selon le temps des valeurs médianes des ratios B_t/B_{RMS} (biomasse féconde pendant l'année t par rapport à B_{RMS}) et u_{t-1}/u_{RMS} (taux d'exploitation pendant l'année $t - 1$ par rapport à u_{RMS}). Le point vert plein représente la première année de la série (1941). Les années suivantes sont représentées par des points passant de gris pâle à gris foncé, et la dernière année (2019) est représentée par un point cyan; les lignes bleues représentent les quantiles 0,05 et 0,95 des distributions a posteriori de la dernière année. Les lignes verticales tiretées, qui sont de couleur rouge et verte, représentent les points de référence provisoires selon l'approche de précaution du MPO (0,4, 0,8 B_{RMS}), et la ligne horizontale pointillée, qui est de couleur grise, représente la valeur de u au RMS.

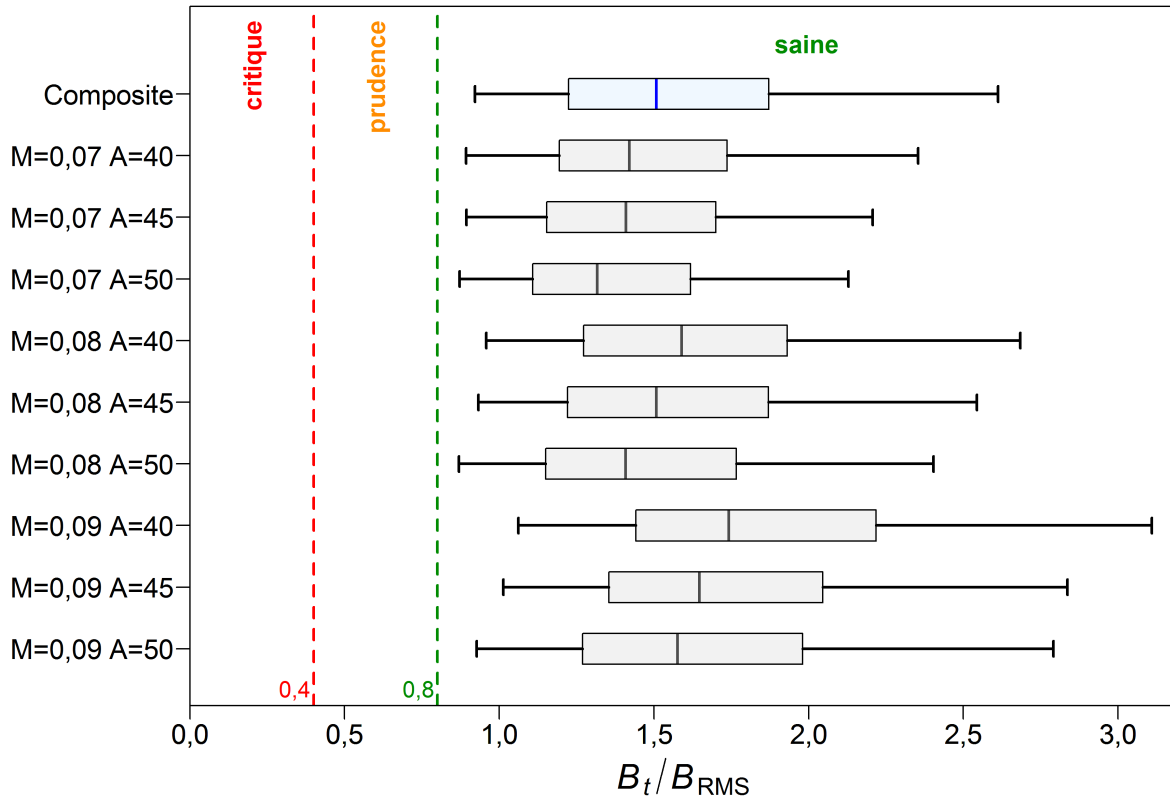


Figure F.37. Scénario de référence composite : état du stock de veuve (Colombie-Britannique) au début de l'année 2019 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit $0,4B_{RMS}$ et $0,8B_{RMS}$, pour le scénario de référence composite comportant neuf exécutions du modèle. Le diagramme de quartiles du haut représente la distribution du scénario de référence composite; les autres diagrammes représentent la distribution des neuf exécutions qui composent ce scénario. 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.

Tableau F.9. Tableau de décision présentant la probabilité que la biomasse dépasse le point de référence limite $0,4B_{RMS}$ grâce à des politiques de prises constantes (en tonnes) selon des projections sur cinq ans. Les valeurs représentent $P(B_t > 0,4B_{RMS})$, c.-à-d. la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année t soit supérieure au point de référence limite. Ces probabilités représentent la proportion des 9 000 échantillons MCCM pour lesquels $B_t > 0,4B_{RMS}$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
500	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
750	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1500	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1750	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99
2250	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99
2500	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	0,98
2750	1,00	1,00	1,00	0,99	0,98	0,97
3000	1,00	1,00	1,00	0,99	0,97	0,94
3250	1,00	1,00	1,00	0,99	0,96	0,91
3500	1,00	1,00	1,00	0,98	0,93	0,87
3750	1,00	1,00	0,99	0,97	0,90	0,82
4000	1,00	1,00	0,99	0,95	0,87	0,77

Tableau F.10. Tableau de décision présentant la probabilité de dépasser le point de référence supérieur $0,8B_{RMS}$ selon des projections sur cinq ans, de façon à ce que les valeurs représentent $P(B_t > 0,8B_{RMS})$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
250	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
500	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00
750	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1000	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
1250	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
1500	0,98	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96
1750	0,98	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94
2000	0,98	0,97	0,96	0,95	0,93	0,91
2250	0,98	0,97	0,95	0,93	0,90	0,87
2500	0,98	0,97	0,94	0,90	0,86	0,82
2750	0,98	0,96	0,93	0,87	0,82	0,77
3000	0,98	0,96	0,91	0,85	0,78	0,72
3250	0,98	0,95	0,89	0,81	0,73	0,66
3500	0,98	0,95	0,87	0,77	0,68	0,60
3750	0,98	0,94	0,85	0,74	0,63	0,55
4000	0,98	0,93	0,83	0,70	0,58	0,49

Tableau F.11. Tableau de décision présentant la probabilité de dépasser le point de référence B_{RMS} selon des projections sur cinq ans, de façon à ce que les valeurs représentent $P(B_t > B_{RMS})$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	0,91	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99
250	0,91	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99
500	0,91	0,94	0,95	0,97	0,97	0,98
750	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,96
1000	0,91	0,93	0,93	0,94	0,94	0,95
1250	0,91	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92
1500	0,91	0,91	0,90	0,90	0,89	0,89
1750	0,91	0,90	0,88	0,87	0,86	0,85
2000	0,91	0,89	0,87	0,84	0,82	0,80
2250	0,91	0,88	0,85	0,81	0,78	0,75
2500	0,91	0,87	0,82	0,77	0,73	0,69
2750	0,91	0,86	0,80	0,74	0,68	0,63
3000	0,91	0,85	0,77	0,70	0,64	0,58
3250	0,91	0,84	0,75	0,66	0,59	0,52
3500	0,91	0,83	0,72	0,62	0,54	0,47
3750	0,91	0,81	0,69	0,58	0,49	0,42
4000	0,91	0,80	0,66	0,54	0,44	0,37

Tableau F.12. Tableau de décision permettant de comparer le taux d'exploitation prévu et le taux d'exploitation au RMS, de façon à ce que les valeurs représentent $P(u_t < u_{RMS})$, c.-à-d. la probabilité que le taux d'exploitation au milieu de l'année t soit inférieur au taux d'exploitation au RMS. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
500	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
750	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1250	0,97	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96
1500	0,93	0,92	0,92	0,91	0,91	0,90
1750	0,86	0,85	0,84	0,83	0,82	0,81
2000	0,78	0,77	0,75	0,73	0,72	0,70
2250	0,70	0,67	0,65	0,63	0,61	0,59
2500	0,61	0,58	0,55	0,53	0,51	0,49
2750	0,54	0,50	0,47	0,44	0,42	0,40
3000	0,47	0,43	0,39	0,36	0,34	0,31
3250	0,40	0,36	0,33	0,30	0,27	0,25
3500	0,35	0,30	0,26	0,24	0,21	0,20
3750	0,30	0,25	0,21	0,19	0,17	0,15
4000	0,25	0,21	0,17	0,15	0,13	0,12

Tableau F.13. Tableau de décision permettant de comparer la biomasse prévue et la biomasse actuelle, de façon à évaluer la probabilité que $P(B_t > B_{2019})$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	0,00	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
500	0,00	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97
750	0,00	0,94	0,92	0,91	0,91	0,92
1000	0,00	0,85	0,83	0,82	0,83	0,83
1250	0,00	0,73	0,71	0,72	0,72	0,72
1500	0,00	0,60	0,58	0,59	0,60	0,61
1750	0,00	0,47	0,47	0,48	0,49	0,49
2000	0,00	0,37	0,37	0,39	0,39	0,40
2250	0,00	0,28	0,29	0,31	0,31	0,32
2500	0,00	0,21	0,22	0,24	0,25	0,25
2750	0,00	0,16	0,17	0,19	0,20	0,20
3000	0,00	0,12	0,14	0,15	0,15	0,15
3250	0,00	0,10	0,11	0,12	0,12	0,12
3500	0,00	0,07	0,08	0,09	0,10	0,09
3750	0,00	0,05	0,06	0,07	0,08	0,08
4000	0,00	0,04	0,05	0,06	0,06	0,06

Tableau F.14. Tableau de décision permettant de comparer le taux d'exploitation prévu et le taux d'exploitation de 2018, de façon à ce que les valeurs représentent $P(u_t < u_{2018})$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
500	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
750	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1500	1,00	1,00	0,99	0,96	0,92	0,90
1750	0,98	0,82	0,71	0,67	0,64	0,62
2000	0,11	0,22	0,28	0,32	0,33	0,35
2250	0,00	0,04	0,09	0,13	0,16	0,17
2500	0,00	0,01	0,03	0,05	0,07	0,08
2750	0,00	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04
3000	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02
3250	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
3500	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
3750	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
4000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Tableau F.15. Tableau de décision présentant les probabilités que la biomasse dépasse le point de référence limite de recharge, soit $0,2B_0$ (limite non critique) selon des projections sur cinq ans, de façon à ce que les valeurs représentent $P(B_t > 0,2B_0)$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
500	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
750	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1250	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99	0,99
1500	1,00	1,00	0,99	0,99	0,98	0,98
1750	1,00	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96
2000	1,00	0,99	0,98	0,97	0,95	0,93
2250	1,00	0,99	0,98	0,95	0,92	0,89
2500	1,00	0,99	0,97	0,93	0,89	0,84
2750	1,00	0,98	0,95	0,90	0,84	0,79
3000	1,00	0,98	0,94	0,87	0,79	0,72
3250	1,00	0,98	0,92	0,84	0,74	0,66
3500	1,00	0,97	0,90	0,79	0,69	0,60
3750	1,00	0,97	0,88	0,75	0,63	0,54
4000	1,00	0,96	0,85	0,71	0,58	0,48

Tableau F.16. Tableau de décision présentant les probabilités que la biomasse dépasse le point de référence supérieur de recharge, soit $0,4B_0$ (biomasse cible), selon des projections sur cinq ans, de façon à ce que les valeurs représentent $P(B_t > 0,4B_0)$. À titre de référence, la quantité de prises moyenne au cours des cinq dernières années (de 2014 à 2018) était de 2 001 t.

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
0	0,36	0,50	0,63	0,74	0,83	0,89
250	0,36	0,48	0,59	0,69	0,77	0,83
500	0,36	0,46	0,56	0,64	0,71	0,76
750	0,36	0,44	0,52	0,59	0,65	0,70
1000	0,36	0,42	0,48	0,54	0,59	0,63
1250	0,36	0,41	0,45	0,49	0,52	0,55
1500	0,36	0,39	0,42	0,44	0,47	0,49
1750	0,36	0,37	0,39	0,40	0,42	0,42
2000	0,36	0,36	0,36	0,36	0,37	0,37
2250	0,36	0,34	0,33	0,32	0,32	0,32
2500	0,36	0,33	0,31	0,29	0,28	0,28
2750	0,36	0,31	0,28	0,26	0,25	0,24
3000	0,36	0,30	0,26	0,23	0,22	0,20
3250	0,36	0,29	0,24	0,21	0,19	0,18
3500	0,36	0,27	0,22	0,18	0,17	0,15
3750	0,36	0,26	0,20	0,16	0,14	0,12
4000	0,36	0,25	0,18	0,15	0,12	0,10

F.2.2. Exécutions des analyses de sensibilité

On a exécuté Twelve analyses de sensibilité (avec des simulations MCCM entières) relatives à l'exécution centrale (Run05 : $M=0,08$, $A=45$) afin de tester la sensibilité des données de sortie par rapport aux hypothèses de rechange du modèle :

- **S01** (Run10) – diminution de σ_R de 0,9 à 0,6;
- **S02** (Run11) – augmentation de σ_R de 0,9 à 1,2;
- **S03** (Run12) – augmentation de M de 0,08 à 0,10;
- **S04** (Run13) – estimation de M à partir d'un CV à 50%;
- **S05** (Run14) – ajout d'une matrice d'erreur d'établissement de l'âge simple avec 0,8 le long de la diagonale et 0,1 de chaque côté de la diagonale;
- **S06** (Run15) – ajout d'une matrice d'erreur d'établissement de l'âge fondée sur l'écart observé entre les âges minimum et maximum spécifiés par les lecteurs;
- **S07** (Run16) – suppression de la série d'indices dérivés des CPUE;
- **S08** (Run17) – suppression de l'erreur de processus dans les séries de CPUE;
- **S09** (Run18) – suppression de toutes les données sur l'âge provenant des relevés et réglage des sélectivités de relevé aux moyennes *a priori*;
- **S10** (Run19) – réduction de moitié des prises commerciales pendant les années où des flottilles étrangères menaient des activités (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale pourrait avoir fait des déclarations erronées (1988-1995);
- **S11** (Run20) – doublement des prises commerciales pendant les années où des flottilles étrangères menaient des activités (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale pourrait avoir fait des déclarations erronées (1988-1995);
- **S12** (Run21) – utilisation des CPUE de Tweedie sans ajout d'erreur de processus.

Chaque analyse de sensibilité a été repondérée une seule fois au moyen de la procédure de Francis (2011) relative aux fréquences d'âge. On a ajusté les CV des indices d'abondance lors de la première repondération en utilisant seulement la même erreur de processus adoptée dans le scénario de référence : $c_p = 0, 0, 0, 0, 0$, et 0,1859 (à l'exception de S07, S08 et S12) pour le relevé synoptique de la COIV, le relevé synoptique du BRC, le relevé synoptique de la COHG, le relevé historique du GIG, le relevé triennal de la COIV et la série sur les CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement.

Les différences entre les exécutions des analyses de sensibilité (y compris l'exécution centrale) sont résumées dans les tableaux sur les estimations médianes des paramètres (tableau F.17) et les quantités médianes fondées sur le RMS (tableau F.18). Des tracés relatifs à la sensibilité sont présentés dans les figures suivantes :

- Figure F.38 – trajectoires des médianes de B_t/B_0 ;
- Figure F.39 – trajectoires des médianes du recrutement R_t (individus d'âge 1);
- Figure F.40 – trajectoires des médianes du taux d'exploitation u_t ;
- Figure F.41 – diagrammes de quantiles des paramètres sélectionnés pour les exécutions des analyses de sensibilité;
- Figure F.42 – diagrammes de quantiles des quantités dérivées sélectionnées pour les exécutions des analyses de sensibilité;

- Figure F.43 – tracés des chaînes relatives aux échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.44 – tracés diagnostiques à chaînes fractionnées pour les échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.45 – tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les échantillons MCCM de R_0 ;
- Figure F.46 – tracés de l'état du stock pour B_{2019}/B_{RMS} .

Les trajectoires des médianes de B_t par rapport à B_0 (figure F.38) indiquent que l'estimation de M (S04) et la valeur de $M=0,10$ (S03) produisaient les scénarios les plus optimistes, tandis que les exécutions les plus pessimistes ont été générées lorsque les prises antérieures à 1996 (pêches étrangères et pêches canadiennes avant la présence d'observateurs) ont été doublées (S11) et lorsque la série d'indices dérivés des CPUE de la pêche commerciale a été supprimée (S07). Toutes les autres sensibilités avaient tendance à correspondre étroitement à l'exécution centrale, surtout au cours des 20 dernières années de la trajectoire de population reconstituée. La conclusion générale est que les résultats du modèle reposent en grande partie sur les données parce que les seuls changements importants dans les avis découlaient de l'omission ou de la modification de séries de données. Cet ensemble de sélectivités indique également une cohérence raisonnable entre les différentes sources de données (CPUE, indices de biomasse dérivés des relevés et données sur l'établissement de l'âge), parce que l'omission progressive des ensembles de données n'a pas entraîné de variation importante dans les résultats du modèle.

Les tracés diagnostiques semblent indiquer que sept des sensibilités présentaient un bon comportement lors des simulations MCCM, trois étaient marginales, mais probablement acceptables, et deux avaient un mauvais comportement diagnostique.

- Bon – aucune tendance de trace, alignement des chaînes fractionnées, aucune autocorrélation
 - S01 ($\sigma_R=0,6$)
 - S05 (erreur d'âge simple)
 - S06 (erreur d'âge fondée sur le lecteur)
 - S07 (élimination des CPUE de la pêche commerciale)
 - S09 (élimination des données sur l'âge provenant des relevés)
 - S10 (moitié des prises commerciales antérieures à 1996)
 - S12 (série de CPUE de Tweedie)
- Marginal – tendance de trace interrompue temporairement, chaînes fractionnées quelque peu effilochées, certaine autocorrélation
 - S02 ($\sigma_R=1,2$)
 - S03 ($M=0,10$)
 - S11 (doublement des prises commerciales antérieures à 1996)
- Mauvais – tendance de trace qui fluctue considérablement ou affiche une augmentation ou une diminution persistante, les chaînes fractionnées diffèrent les unes des autres, autocorrélation importante
 - S04 (estimation de M)
 - S08 (aucune erreur de processus dans les CPUE)

L'exécution qui a permis d'estimer M au moyen d'une valeur *a priori* avec un CV de 50% (S04) semblait instable et ne convergerait probablement jamais. Par conséquent, les résultats déclarés doivent être interprétés avec prudence. L'exécution où M était élevée (S03) comportait une courte excursion majeure, ce qui indique peut-être que les données sur la SVV ne soutiennent pas des valeurs de mortalité naturelle plus élevées. Les tentatives d'ajustement des données du modèle à des valeurs où $M > 0,10$ ont donné lieu à de piètres diagnostics selon la méthode MCCM et ont été exclues du scénario de référence composite ou d'une exécution de l'analyse de sensibilité (ces exécutions n'ont pas été abordées dans le présent document). L'augmentation de σ_R a causé une détérioration des diagnostics selon la méthode MCCM, mais n'a pas affecté de façon appréciable les résultats du modèle. Comme on pouvait s'y attendre, le fait de forcer le modèle à correspondre étroitement aux indices dérivés de la CPUE a également donné lieu à de piètres diagnostics selon la méthode MCCM, mais, là encore, les résultats du modèle n'ont pas été influencés de façon appréciable. Même si le doublement des prises antérieures à 1996 a entraîné une baisse notable de l'état estimé du stock, il est peu probable que de tels niveaux de prises aient été atteints. Cette exécution visait uniquement à tester la sensibilité de l'évaluation du stock à cette hypothèse.

Les diagrammes de quantiles de l'état du stock (B_{2019}/B_{RMS}) (figure F.46) montrent que la plupart des sensibilités se trouvent dans la zone saine; seule l'exécution relative aux prises antérieures à 1996 se trouve dans la zone de prudence.

Tableau F.17. Valeurs médianes des échantillons MCCM pour les principaux paramètres estimés; comparaison entre le scénario de référence (exécutions 1 à 9, pour un total de 9 000 échantillons) et les exécutions des analyses de sensibilité (exécutions 10 à 21, 1 000 échantillons par exécution). Dans le tableau, C = exécution centrale, R = exécution, S = analyse de sensibilité. Les indices numériques autres que ceux pour R_0 et M indiquent les types d'engins g suivants : 1 = relevé synoptique de la COIV; 2 = relevé synoptique du BRC; 3 = relevé synoptique de la COHG; 4 = relevé historique du GIG; 5 = relevé triennal de la COIV; 6 = série de CPUE de la pêche commerciale au chalut. Exécutions des analyses de sensibilité : S01 = $\sigma R=0,6$; S02 = $\sigma R=1,2$; S03 = $M=0,10$; S04 = estimation de M ; S05 = erreur d'âge simple; S06 = erreur d'âge observée; S07 = aucune CPUE, S08 = aucune erreur de processus dans les CPUE; S09 = élimination des âges selon les relevés; S10 = moitié des prises; S11 = prises doublées; S12 = CPUE de Tweedie

	C(R05)	S01(R10)	S02(R11)	S03(R12)	S04(R13)	S05(R14)	S06(R15)	S07(R16)	S08(R17)	S09(R18)	S10(R19)	S11(R20)	S12(R21)
R_0	4 471	4 652	4 428	7 867	11 719	4 635	5 087	4 396	4 700	4 217	3 510	6 532	4 483
M_1	—	—	—	—	0,109	—	—	—	—	—	—	—	—
M_2	—	—	—	—	0,114	—	—	—	—	—	—	—	—
h	0,791	0,775	0,788	0,744	0,753	0,776	0,772	0,802	0,776	0,798	0,817	0,716	0,787
q_1	0,00167	0,00138	0,00179	0,000986	0,000858	0,00150	0,00119	0,00187	0,00162	0,00209	0,00184	0,00134	0,00165
q_2	0,00563	0,00434	0,00646	0,00319	0,00278	0,00484	0,00362	0,00722	0,00478	0,00555	0,00652	0,00428	0,00582
q_3	0,00556	0,00444	0,00615	0,00316	0,00276	0,00494	0,00363	0,00644	0,00497	0,00451	0,00629	0,00428	0,00572
q_4	0,000801	0,000745	0,000832	0,000584	0,000538	0,000768	0,000644	0,000831	0,000746	0,000882	0,00103	0,000549	0,000797
q_5	0,00850	0,00770	0,00888	0,00569	0,00495	0,00789	0,00640	0,00881	0,00769	0,00940	0,0105	0,00596	0,00848
q_6	0,0000592	0,0000500	0,0000641	0,0000364	0,0000309	0,0000546	0,0000420	—	0,0000496	0,0000649	0,0000647	0,0000484	0,000224
μ_1	12,8	12,8	12,8	12,8	12,9	12,8	12,8	12,6	13,2	—	12,8	12,7	12,8
μ_2	12,5	12,1	12,9	12,2	12,3	12,3	12,0	12,7	12,4	—	12,8	12,3	12,5
μ_3	15,2	15,1	15,2	15,0	15,1	15,1	14,9	14,9	15,3	—	15,3	15,0	15,1
μ_4	12,7	12,4	12,9	13,1	13,2	12,8	12,8	12,9	12,8	—	12,7	12,9	12,8
μ_6	10,8	10,5	10,9	10,4	10,6	10,5	10,1	10,9	8,01	10,9	10,8	10,6	10,9
Δ_6	-0,363	-0,379	-0,363	-0,307	-0,310	-0,358	-0,332	-0,389	-0,0286	-0,346	-0,331	-0,395	-0,371
$\log v_{1L}$	3,37	3,42	3,31	3,41	3,35	3,42	3,41	3,44	3,24	—	3,31	3,41	3,43
$\log v_{2L}$	2,19	2,34	2,08	2,30	2,23	2,28	2,43	2,16	2,25	—	2,15	2,29	2,22
$\log v_{3L}$	2,95	3,00	2,92	3,01	3,01	3,00	3,04	3,12	2,85	—	2,93	2,99	2,99
$\log v_{4L}$	1,98	2,07	1,95	1,91	1,91	1,98	1,95	2,04	1,96	—	2,00	1,95	2,00
$\log v_{6L}$	2,20	2,15	2,20	2,08	2,12	2,06	1,89	2,21	-0,600	2,22	2,16	2,17	2,21

Tableau F.18. Médianes des quantités dérivées de la méthode MCCM tirées de 9 000 échantillons du scénario de référence et de 1 000 échantillons de sensibilité provenant de la distribution MCCM a posteriori de chaque exécution. Voici les définitions : B_0 – biomasse féconde (femelles matures) à l'équilibre non exploitée; V_0 – biomasse vulnérable (mâles et femelles) à l'équilibre non exploitée; B_{2019} – biomasse féconde au début de 2019; V_{2019} – biomasse vulnérable au milieu de 2019; u_{2018} – taux d'exploitation (ratio entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2018; u_{max} – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2018); B_{RMS} – biomasse féconde à l'équilibre et au rendement maximal durable (RMS); u_{RMS} – taux d'exploitation à l'équilibre et au RMS; V_{RMS} – biomasse vulnérable à l'équilibre et au RMS. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMS) sont données en tonnes. Exécutions des analyses de sensibilité : S01 = $\sigma_R=0,6$; S02 = $\sigma_R=1,2$; S03 = $M=0,10$; S04 = estimation de M; S05 = erreur d'âge simple; S06 = erreur d'âge observée; S07 = aucune CPUE, S08 = aucune erreur de processus dans les CPUE; S09 = élimination des âges selon les relevés; S10 = moitié des prises; S11 = prises doublées; S12 = CPUE de Tweedie

	C(R05)	S01(R10)	S02(R11)	S03(R12)	S04(R13)	S05(R14)	S06(R15)	S07(R16)	S08(R17)	S09(R18)	S10(R19)	S11(R20)	S12(R21)
B_0	29 951	30 524	29 057	34 720	40 209	30 416	33 383	28 848	30 839	27 673	23 036	42 866	29 416
V_0	53 380	54 734	51 334	62 052	68 574	54 304	60 260	50 928	56 412	48 985	40 841	76 684	52 286
B_{2019}	11 017	12 090	10 342	17 476	22 185	11 607	14 430	10 595	11 339	9 674	9 409	13 362	11 522
V_{2019}	19 526	21 782	17 852	31 060	37 399	20 535	26 207	18 604	22 727	16 898	16 616	23 931	20 398
B_{2019}/B_0	0,369	0,397	0,355	0,505	0,547	0,381	0,432	0,372	0,369	0,347	0,413	0,313	0,390
V_{2019}/V_0	0,366	0,398	0,346	0,504	0,551	0,378	0,438	0,369	0,401	0,344	0,410	0,310	0,389
u_{2018}	0,0975	0,0877	0,106	0,0614	0,0512	0,0929	0,0735	0,103	0,0898	0,112	0,112	0,0811	0,0936
u_{max}	0,161	0,146	0,174	0,115	0,101	0,153	0,124	0,195	0,136	0,184	0,156	0,215	0,171
RMS	1 909	1 943	1 892	2 669	3 128	1 944	2 092	1 926	1 951	1 832	1 562	2 517	1 924
B_{RMS}	7 373	7 650	7 074	9 242	10 128	7 618	8 348	6 880	7 597	6 659	5 396	11 679	7 207
$0,4B_{RMS}$	2 949	3 060	2 830	3 697	4 051	3 047	3 339	2 752	3 039	2 664	2 158	4 672	2 883
$0,8B_{RMS}$	5 898	6 120	5 659	7 394	8 102	6 095	6 679	5 504	6 077	5 327	4 317	9 343	5 766
B_{2019}/B_{RMS}	1,51	1,60	1,42	1,99	2,10	1,54	1,72	1,54	1,51	1,47	1,81	1,16	1,61
B_{RMS}/B_0	0,246	0,252	0,246	0,261	0,255	0,251	0,252	0,240	0,247	0,242	0,235	0,274	0,247
V_{RMS}	13 145	13 972	12 442	16 632	17 554	13 641	15 479	11 934	14 940	11 685	9 500	21 139	12 681
V_{RMS}/V_0	0,247	0,255	0,243	0,265	0,259	0,253	0,260	0,235	0,266	0,241	0,235	0,276	0,244
u_{RMS}	0,148	0,141	0,154	0,162	0,181	0,142	0,136	0,163	0,131	0,157	0,163	0,120	0,152
u_{2018}/u_{RMS}	0,658	0,622	0,708	0,362	0,293	0,640	0,547	0,642	0,688	0,706	0,661	0,671	0,621

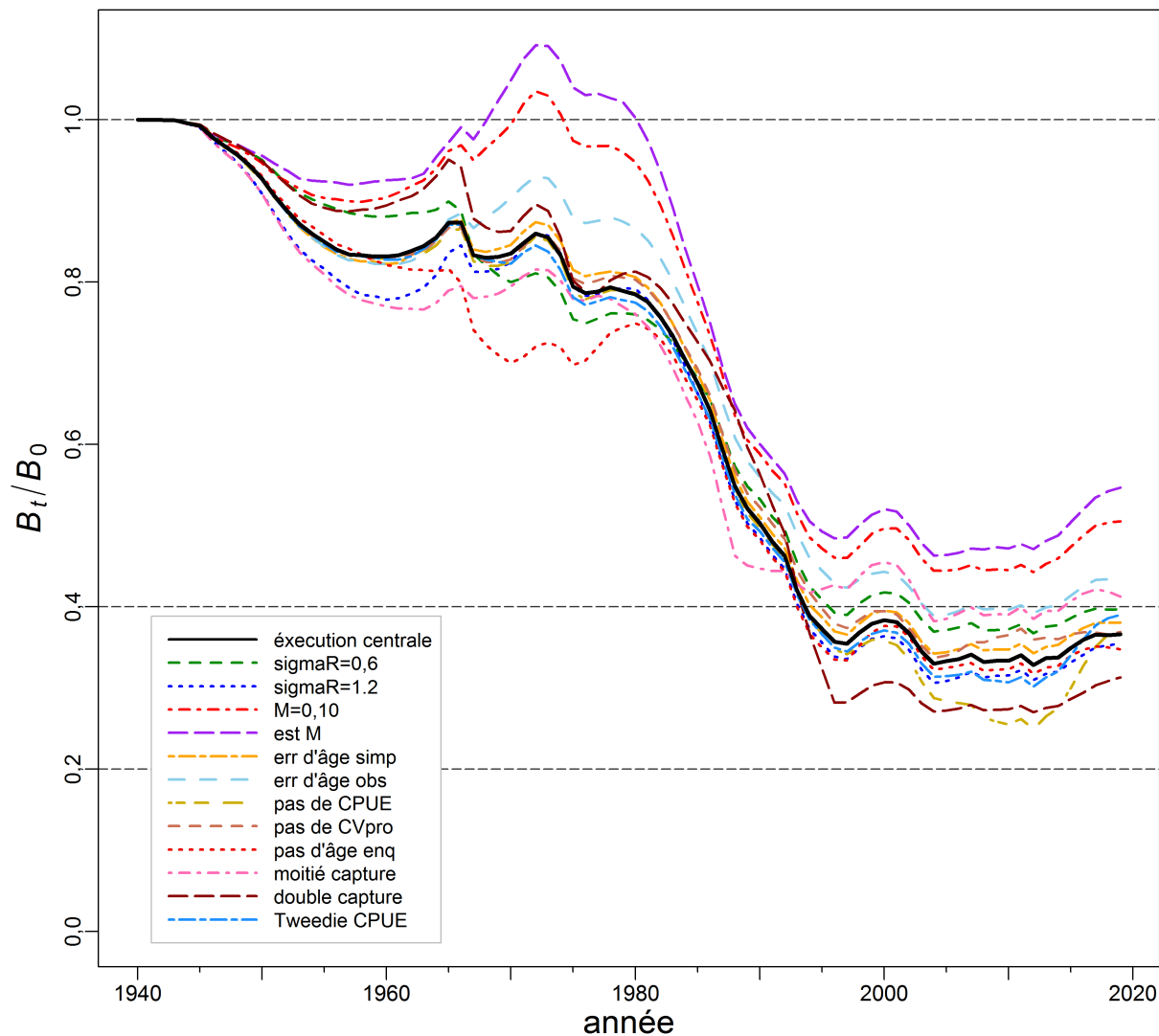


Figure F.38. Sensibilité : trajectoires médianes du modèle associées à la biomasse féconde, qui est considérée comme une proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre (B_t/B_0), pour l'exécution centrale et les 12 exécutions des analyses sensibilité (voir la légende dans le coin inférieur gauche). Les lignes tiretées horizontales indiquent les points de référence de recharge utilisés par d'autres administrations : $0,2B_0$ (\sim PRS du MPO), $0,4B_0$ (souvent un niveau cible supérieur à B_{RMS}), et B_0 (biomasse féconde à l'équilibre).

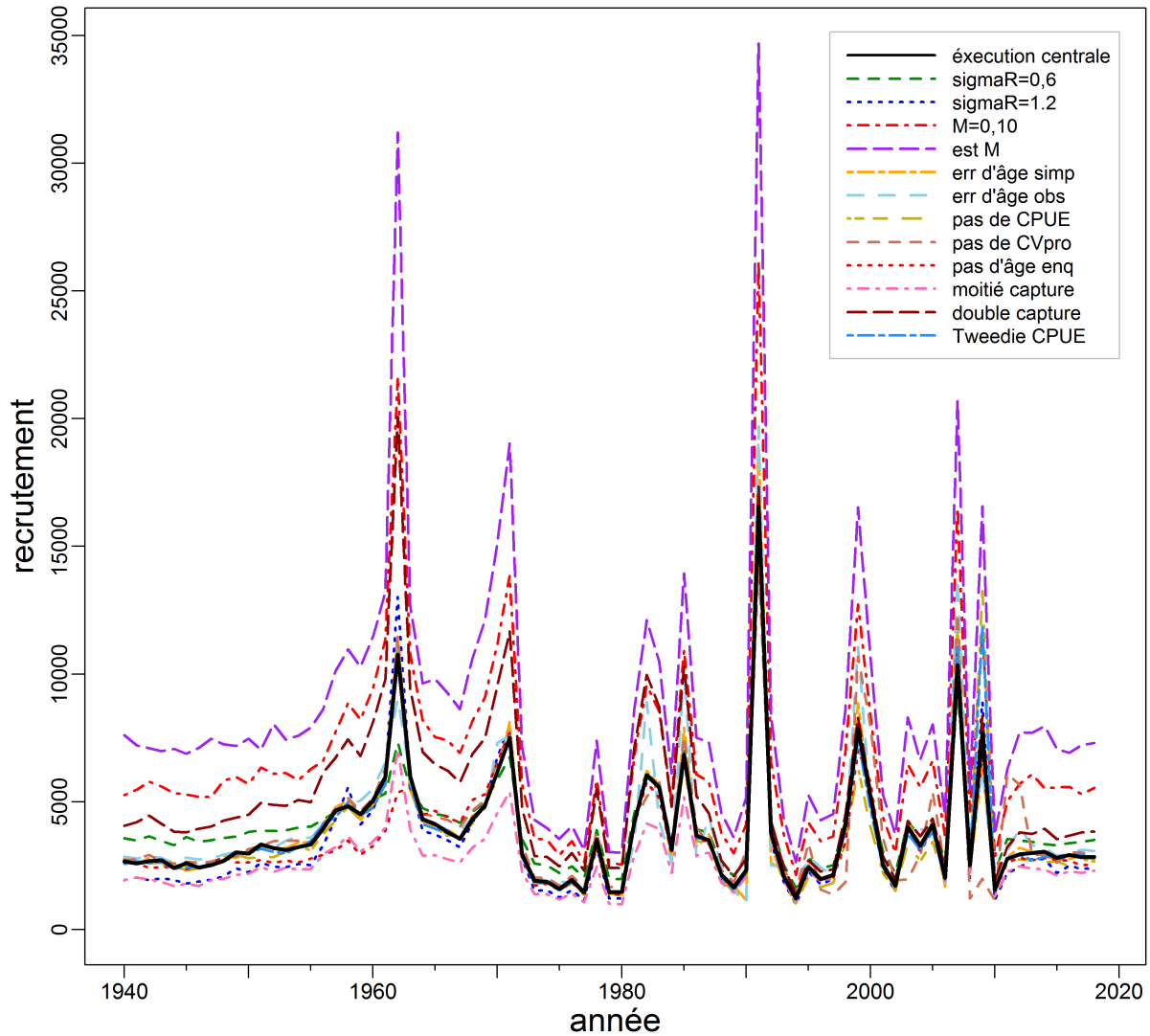


Figure F.39. Sensibilité : trajectoires médianes du modèle associées au recrutement des individus d'âge 1 (R_t , en milliers d'individus) pour l'exécution centrale du scénario de référence et les 12 exécutions des analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin supérieur droit).

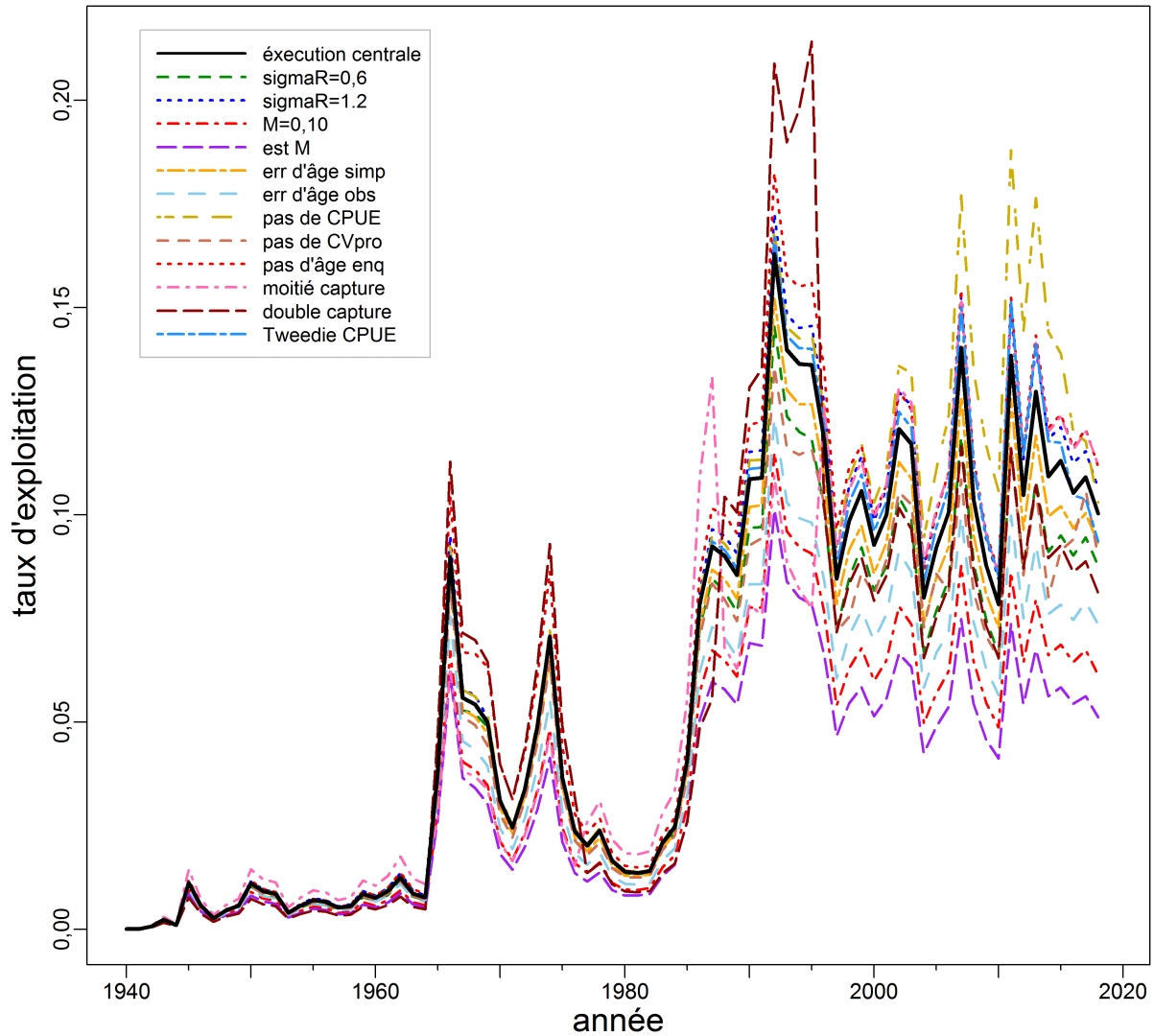


Figure F.40. Sensibilité : trajectoires médianes du modèle associées au taux d'exploitation de la biomasse vulnérable (u_t) pour l'exécution centrale du scénario de référence et les 12 exécutions des analyses de sensibilité (voir la légende dans le coin supérieur gauche).

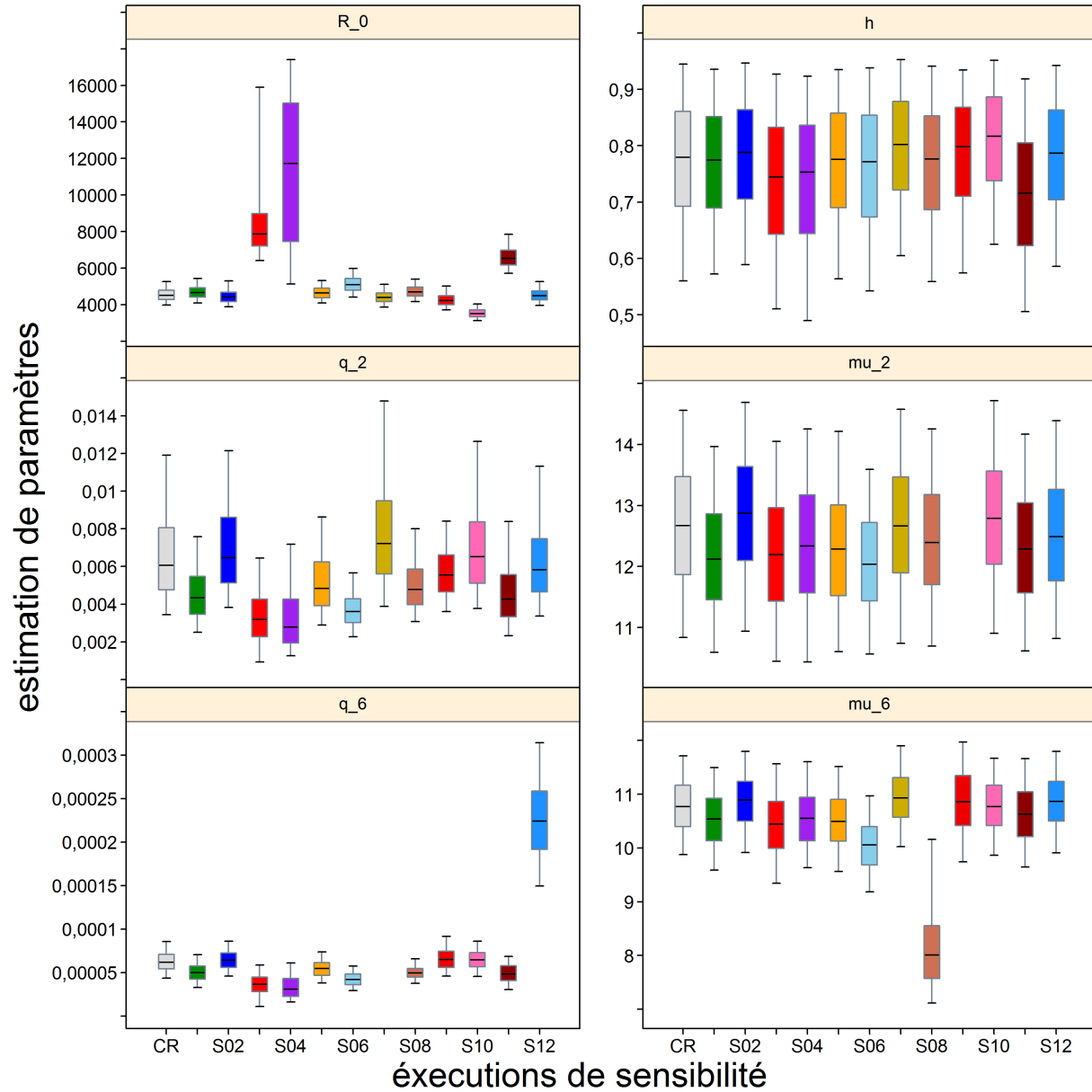


Figure F.41. Sensibilité : diagramme de quantiles des estimations des paramètres sélectionnés (R_0 , h , q_g et μ_g); comparaison entre l'exécution centrale et les 12 exécutions des analyses de sensibilité. Voici les indices : $g=2$ correspond au relevé synoptique du BRC; $g=6$ correspond à la pêche commerciale au chalut. Voir le texte sur les valeurs relatives à la sensibilité. Les diagrammes de quartiles délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

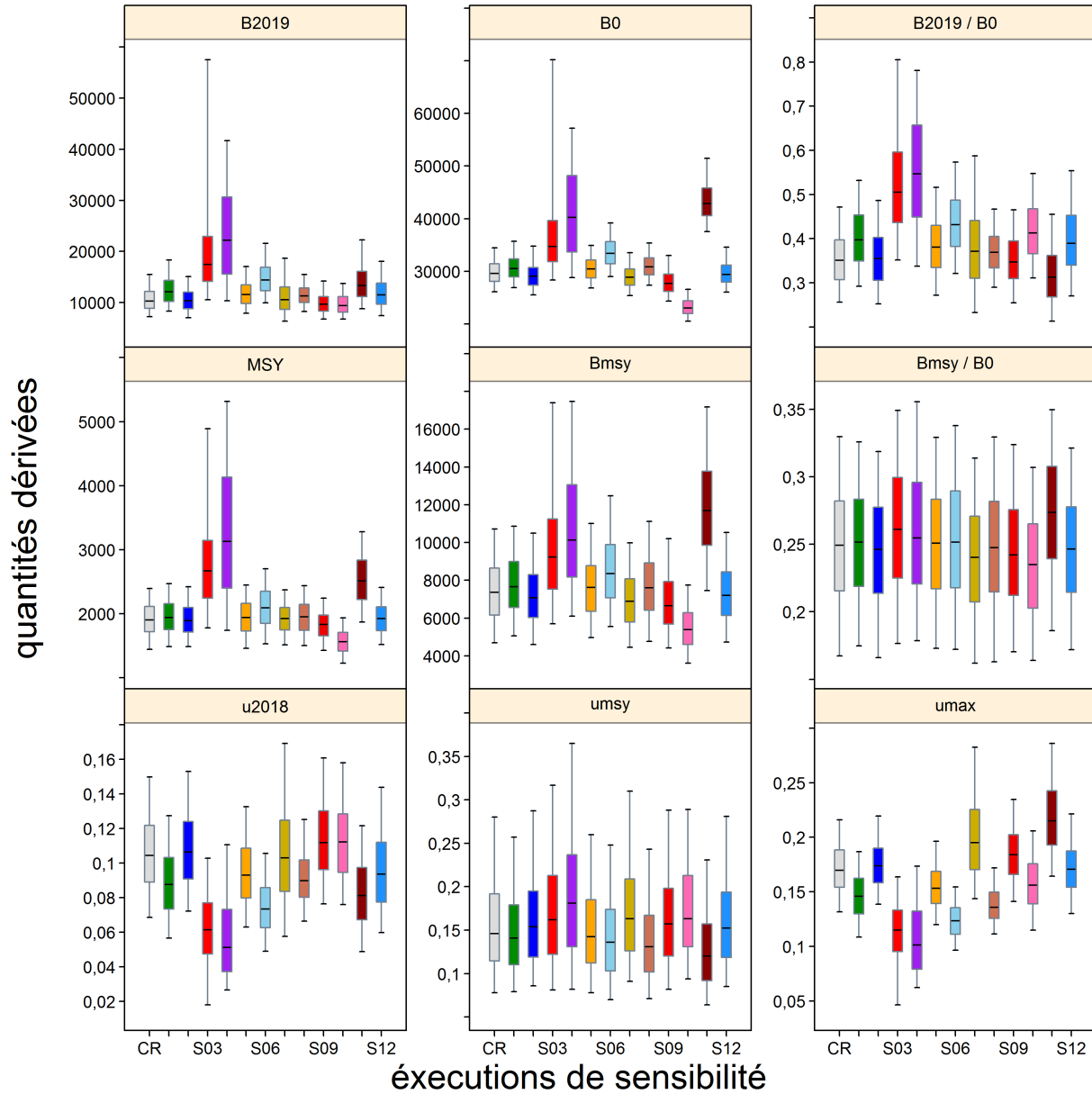


Figure F.42. Sensibilité : diagramme de quantiles des quantités dérivées sélectionnées (B_{2019} , B_0 , B_{2019}/B_0 , RMS , B_{RMS} , B_{RMS}/B_0 , u_{2018} , u_{RMS} et u_{max}); comparaison entre l'exécution centrale et les 12 exécutions des analyses de sensibilité. Voir le texte sur les valeurs relatives à la sensibilité. Les diagrammes de quantiles délimitent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95; les valeurs aberrantes sont exclues.

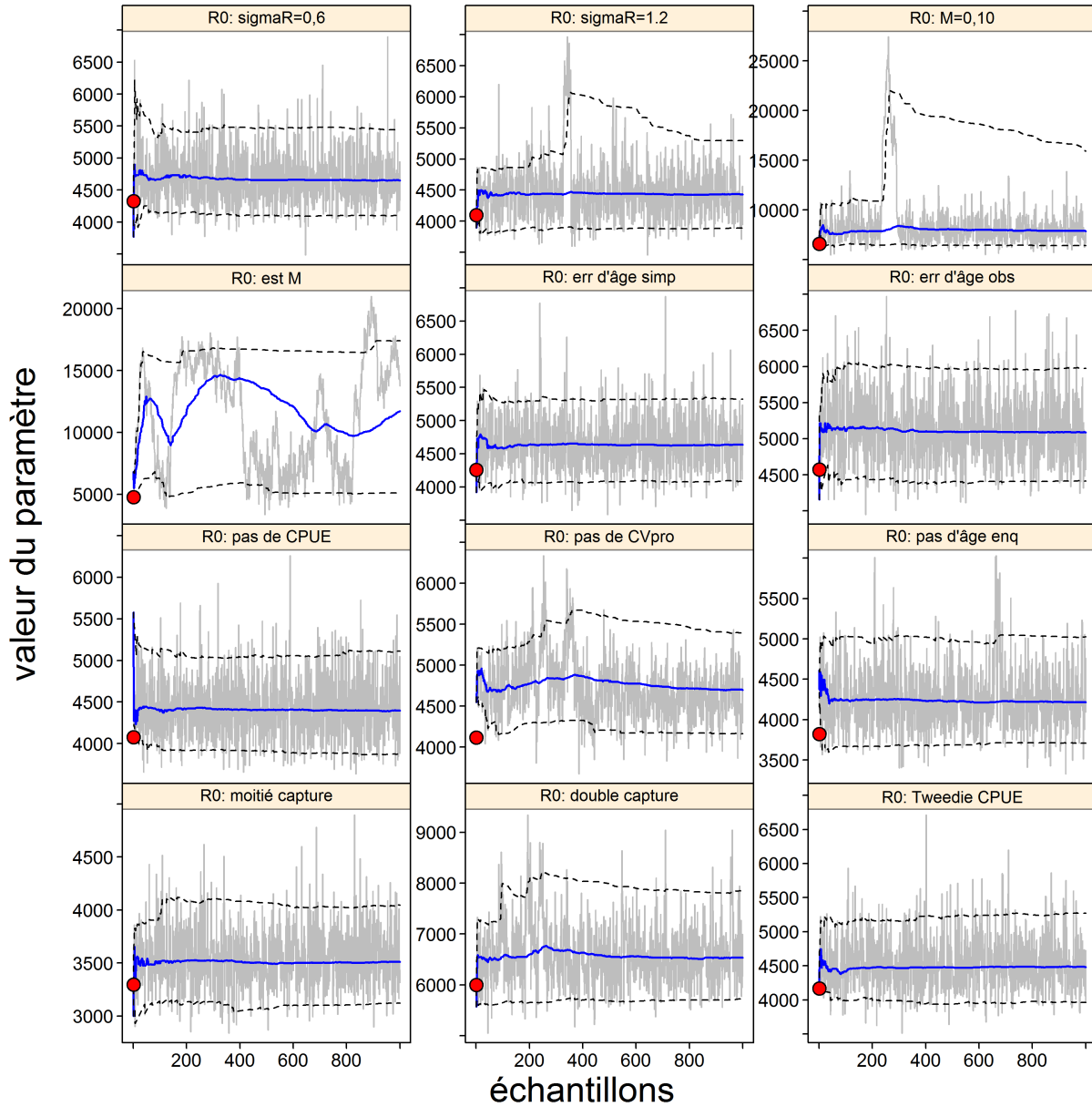


Figure F.43. Sensibilité R_0 : traces de la méthode MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines bleues montrent la médiane cumulative (jusqu'à l'échantillon en question) et les lignes tiretées montrent les quantiles cumulatifs 0,05 et 0,95. Les cercles rouges représentent les estimations du MDP.

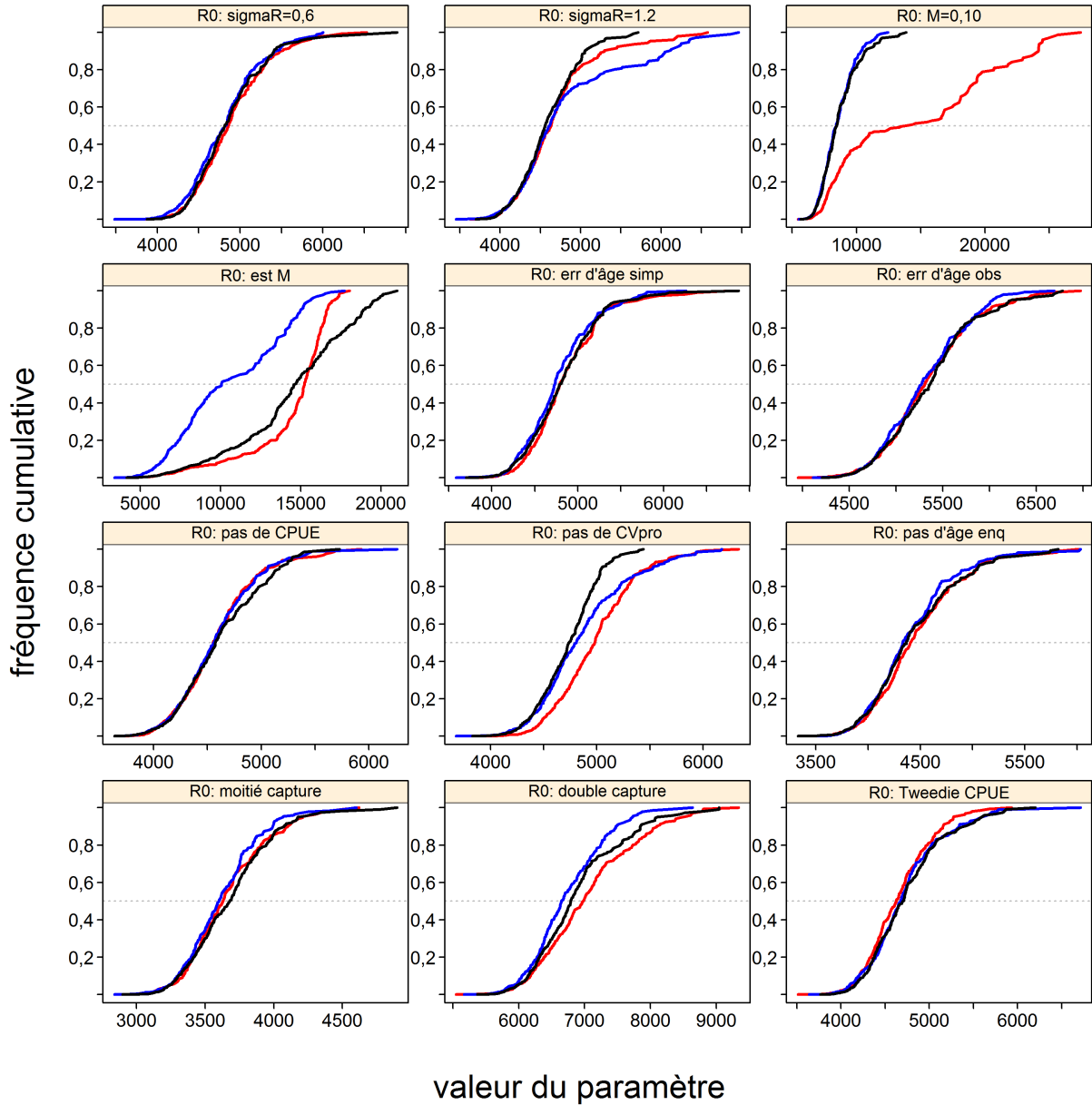


Figure F.44. Sensibilité R_0 : tracé diagnostique obtenu en divisant la chaîne MCMC composée de 1 000 échantillons MCMC en trois segments, et en surreprésentant les distributions cumulatives du premier segment (rouge), du deuxième segment (bleu) et du troisième segment (noir).

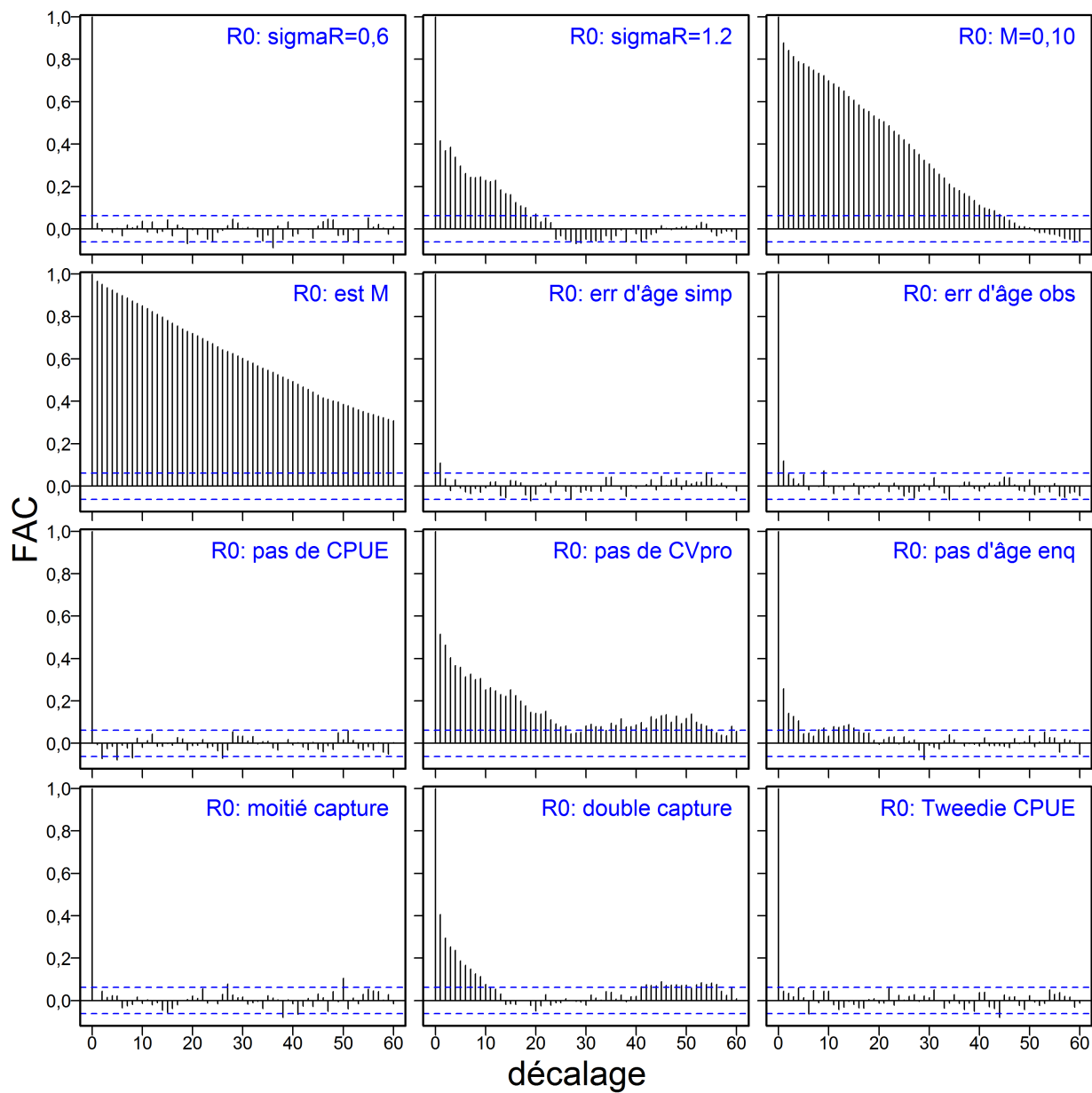


Figure F.45. Sensibilité R_0 : tracés d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés des données de sortie de la méthode MCMC. Les lignes pointillées bleues délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour la série de corrélations avec décalage de chaque paramètre.

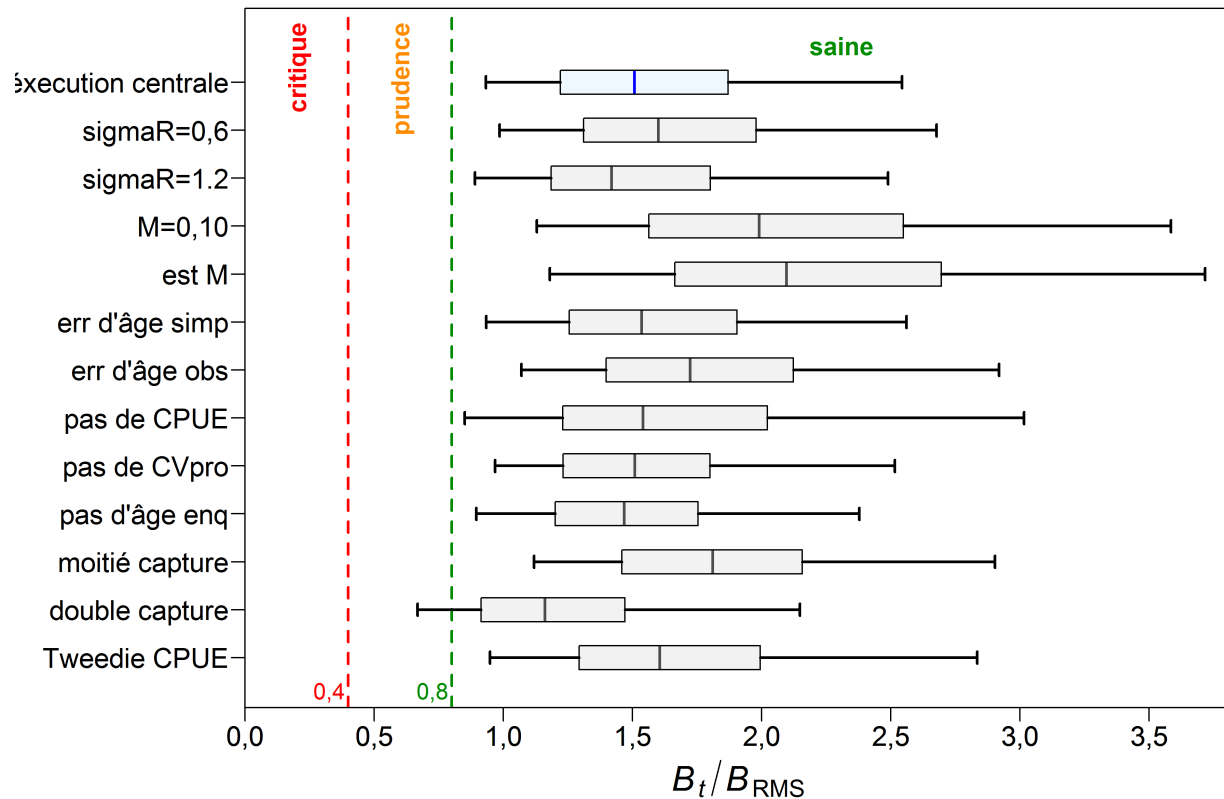


Figure F.46. Sensibilité : état du stock de veuve (Colombie-Britannique) au début de l'année 2019 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit $0,4B_{RMS}$ et $0,8B_{RMS}$, pour l'exécution centrale du scénario de référence composite (exécution05) et les 12 exécutions des analyses de sensibilité : S1 = (exécution10) retrait de l'indice de CPUE tiré de la pêche commerciale; S2 = (exécution11) réduction des prises pendant les périodes d'activité de flottilles étrangères avant la couverture d'observateurs; S3 = (exécution12) utilisation des fréquences d'âge d'échantillons non triés seulement; S4 = (exécution13) utilisation d'un écart-type plus important pour l'erreur de processus liée au recrutement ($\sigma_R=1,1$). 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 DU MODÈLE

- Forrest, R.E., Holt, K.R. et Kronlund, A.R. 2018. [Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: bias, robustness and trade-offs.](#) Fish. Res. 206. 259–286.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models.](#) J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- MPO. 2015. [Évaluation du stock de sébastes à queue jaune \(*Sebastes flavidus*\) pour le littoral de la Colombie-Britannique, au Canada.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/010. 16 p.
- 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. 2021. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) pour la Colombie-Britannique en 2018.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.

ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME

Préface : Cette annexe présente des renseignements sur l'écosystème pertinents pour la veuve le long de la côte de la Colombie-Britannique (C.-B.). Ces renseignements ne sont pas utilisés dans l'évaluation du stock, mais ils pourraient être utiles à d'autres organismes.

G.1. DISTRIBUTION SPATIALE

Les données pour les analyses spatiales de la veuve ont été extraites des bases de données SQL PacHarvest et GFFOS du MPO le 14 janvier 2019. Certaines des analyses ci-dessous visent à faciliter la communication des résultats au [COSEPAC](#) (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada), que l'espèce évaluée soit en péril ou non.

La veuve est omniprésente le long de la côte de la C.-B. et on sait qu'elle forme de grands bancs pélagiques le long du rebord de la plate-forme continentale (p. ex., OSO de l'île Triangle, Stanley et coll., 1999, 2000). De façon générale, sa zone d'occurrence (ZO) couvre 118 185 km² (sur l'eau, à l'exclusion des données sur les monts sous-marins) si on utilise les événements de pêche historiques (1982-2018) pour déterminer une enveloppe convexe en forme de coque (Figure G.1). Parmi les traits de chalut de fond contenant des veuves, 98 % se situent entre 91 et 384 m (Figure G.2). Pour les traits de chalut pélagique, cette plage s'élargit (Figure G.3). En utilisant la plage de profondeurs du chalutage de fond comme approximation de l'habitat benthique approprié pour la veuve, une estimation raffinée de la ZO s'établit à 58 940 km² dans la zone économique exclusive de la C.-B. (Figure G.4). Pour estimer la zone d'occupation, on a réparti les prises de veuve dans une grille composée de cellules de 4 km² (2 km × 2 km), et les cellules occupées par des veuves ont été additionnées pour estimer une zone d'occupation de 17 920 km² le long de la côte de la C.-B., de 1996 à 2018 (Figure G.5). La Figure G.6 et la Figure G.7 offrent d'autres représentations de l'abondance relative par localité de pêche.

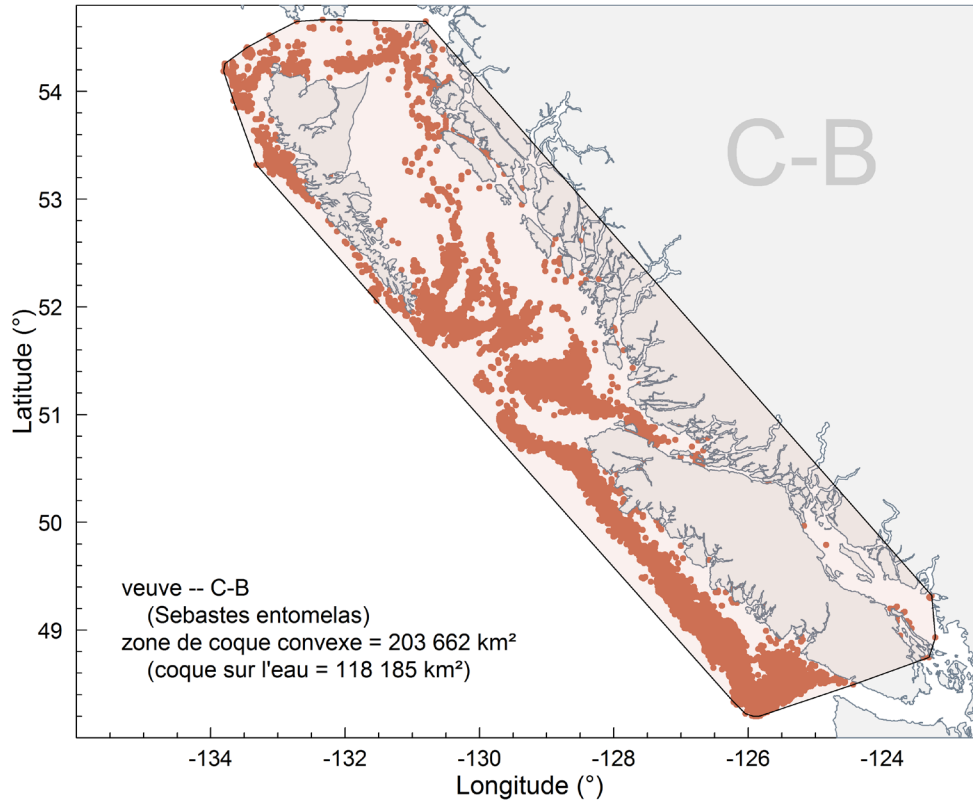


Figure G.1. Zone d'occurrence sous forme d'enveloppe convexe entourant les activités de pêche qui ont capturé des veuves le long de la côte de la C.-B.; l'ombrage dans l'enveloppe sur l'eau couvre 118 185 km².

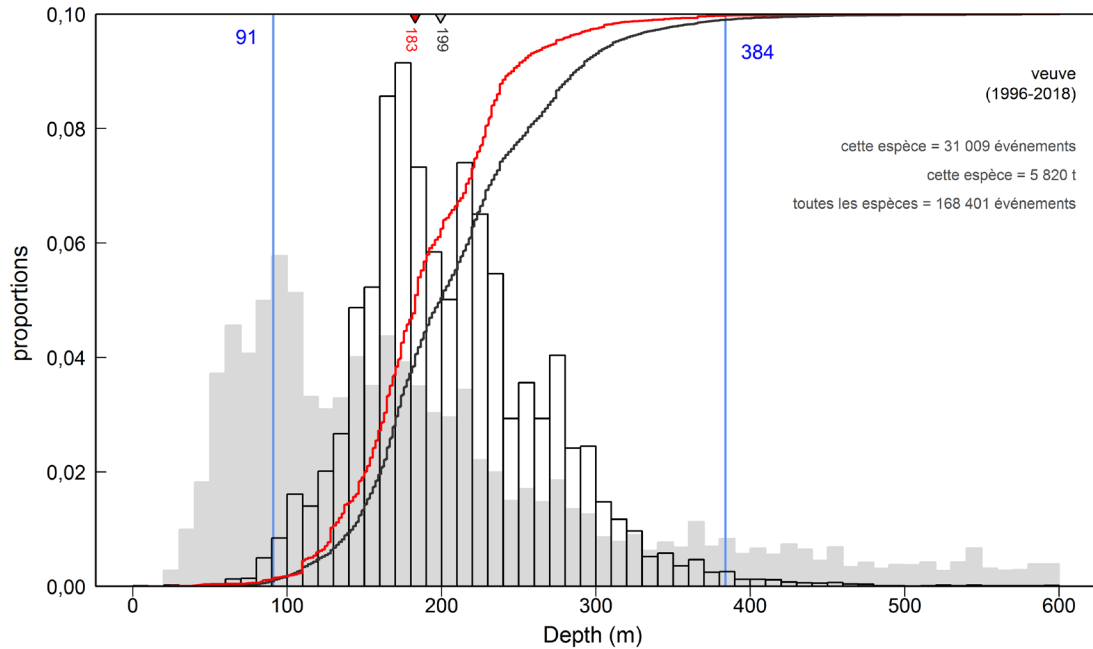


Figure G.2. Région extracôtière de la C.-B. – Fréquence de la profondeur des traits de chalut de fond (histogramme transparent) contenant des veuves à partir de registres commerciaux (1996-2018 dans PacHarvest et GFFOS) dans les zones à l'extérieur du détroit de Géorgie. Les lignes verticales pleines illustrent les centiles de 1 % et 99 %. La courbe noire montre la fréquence cumulative des traits contenant des veuves, tandis que la courbe rouge montre la prise cumulative de veuve à la profondeur (échelonnée de 0 à 1). Les profondeurs médianes des prises de veuves (triangle gris inversé) et des prises cumulatives (triangle rouge inversé) sont indiquées le long de l'axe supérieur. L'histogramme ombragé en arrière-plan fait état de l'effort relatif de la pêche au chalut pour toutes les espèces au large jusqu'à 600 m de profondeur.

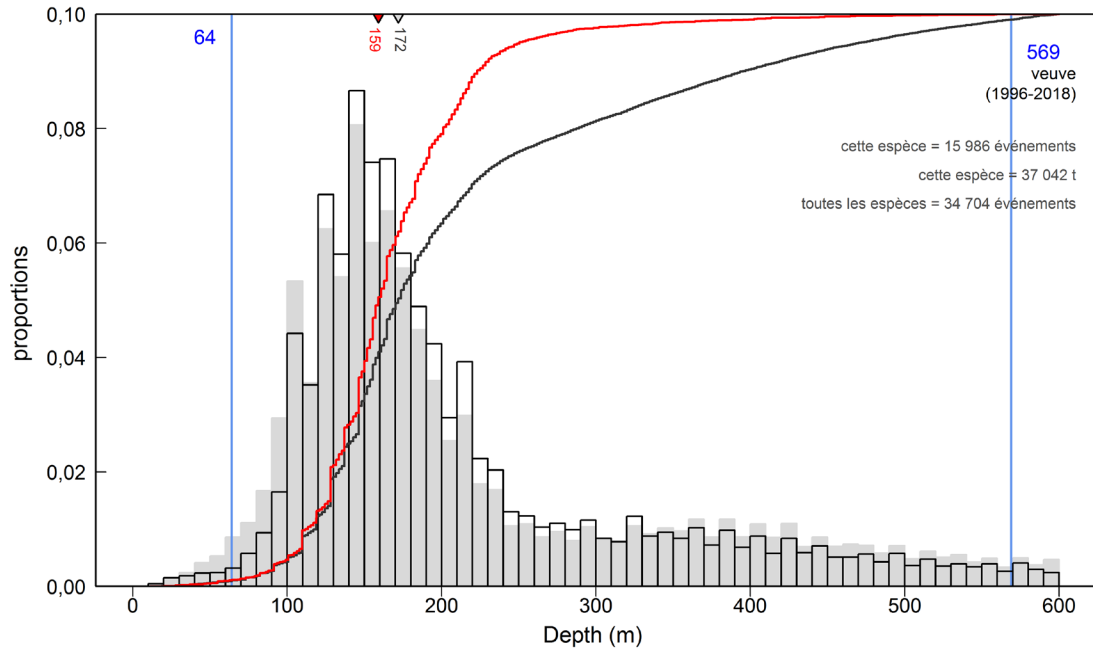


Figure G.3. Région extracôtière de la C.-B. – Fréquence de la profondeur des traits de chalut pélagique (histogramme transparent) limitée à 600 m de profondeur (proportion des prises de veuves à près 100 %). Voir la légende de la Figure G.2 pour de l'information plus détaillée.

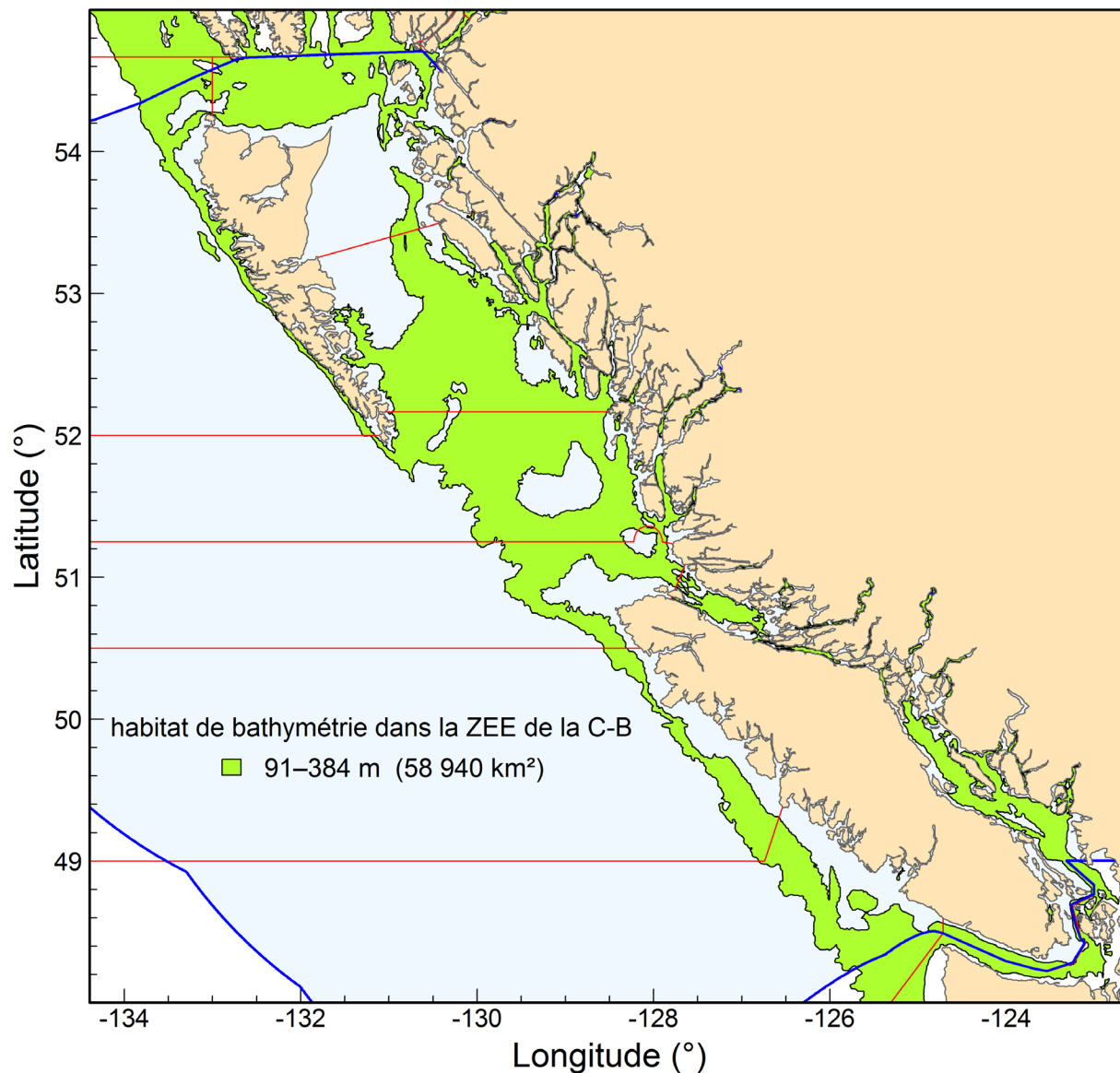


Figure G.4. La bathymétrie surlignée (en vert) de 91 à 384 m sert d'approximation de l'habitat benthique de la veuve le long de la côte de la C.-B. La région surlignée en vert dans la zone économique exclusive du Canada (ZEE, surlignée en bleu) couvre 58 940 km². Les zones de la CPMP sont délimitées en rouge.

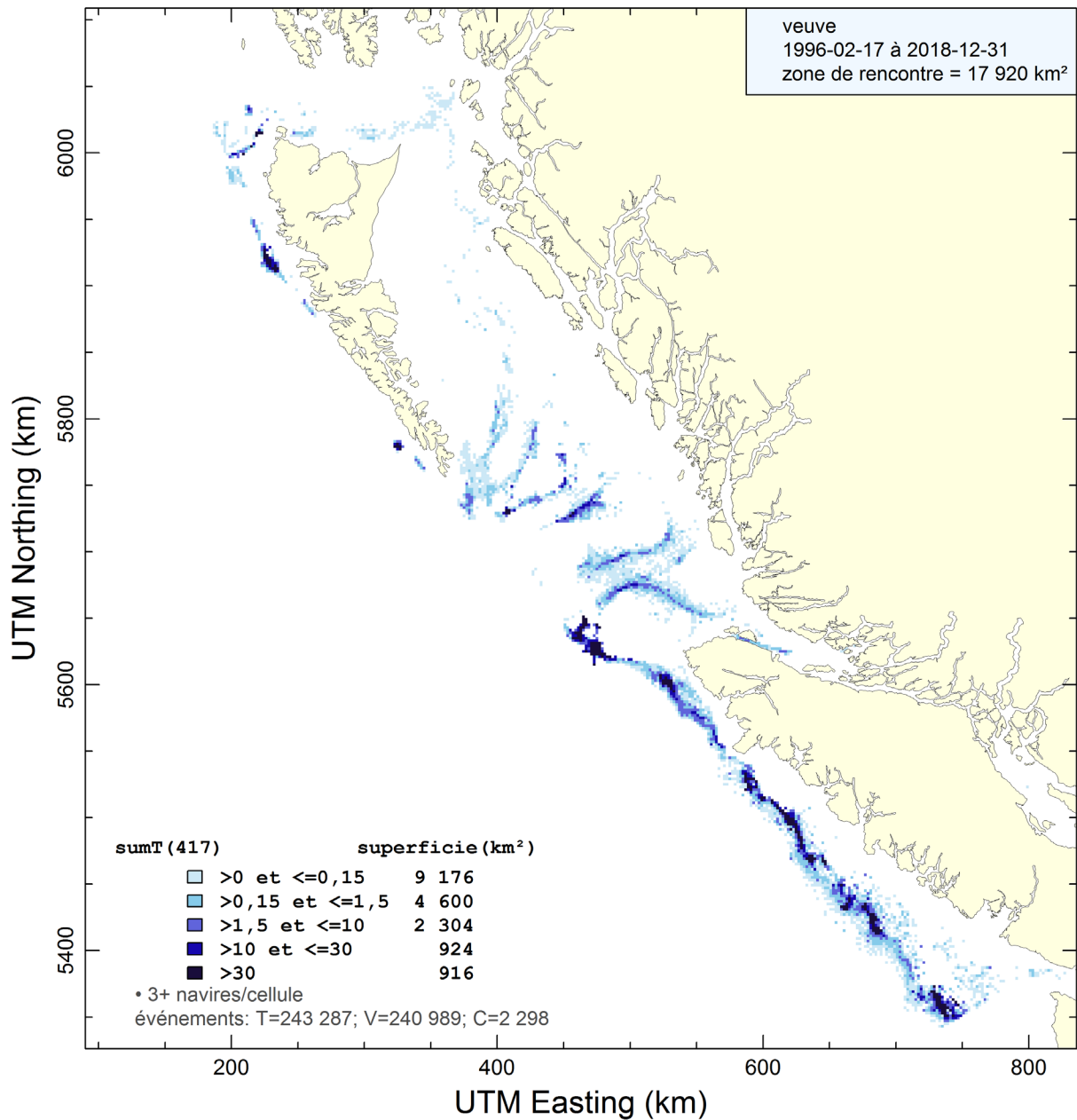


Figure G.5. Zone d'occupation déterminée par la capture de veuves au chalut dans des cellules de grille de 2 km × 2km. Les cellules comptant moins de trois bâtiments de pêche sont exclues. La zone d'occupation est estimée à 17 920 km² le long de la côte de la C.-B.

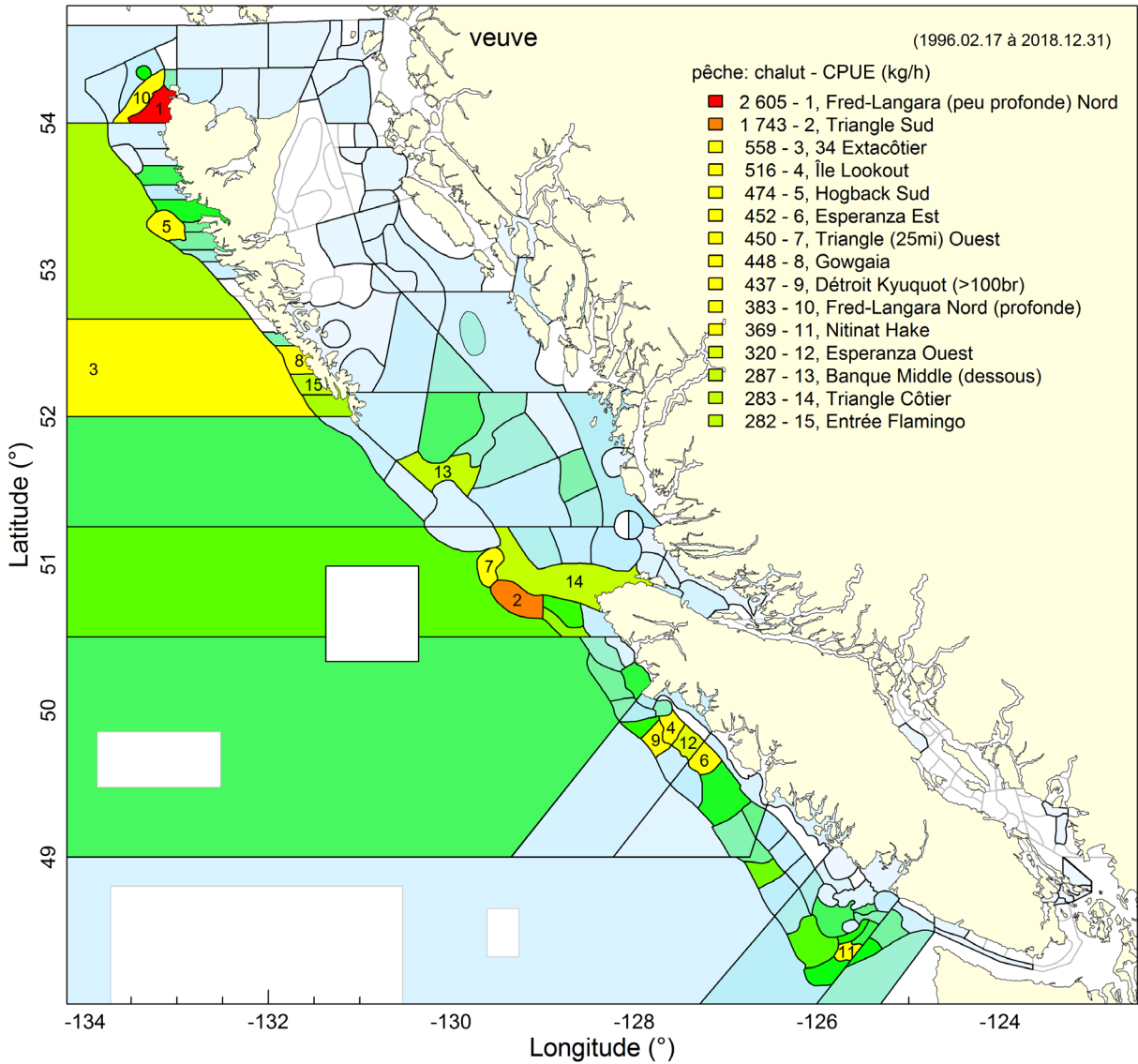


Figure G.6. Les 15 principales localités de pêche par CPUE moyenne (kg/h) où des veuves ont été prises par la flottille de chalutiers. Toutes les localités ombragées indiquent des zones où la veuve a été observée de 1996 à 2018, allant de nombres relativement faibles en bleu pâle à des taux de prise relativement élevés en rouge à l'autre extrémité du spectre.

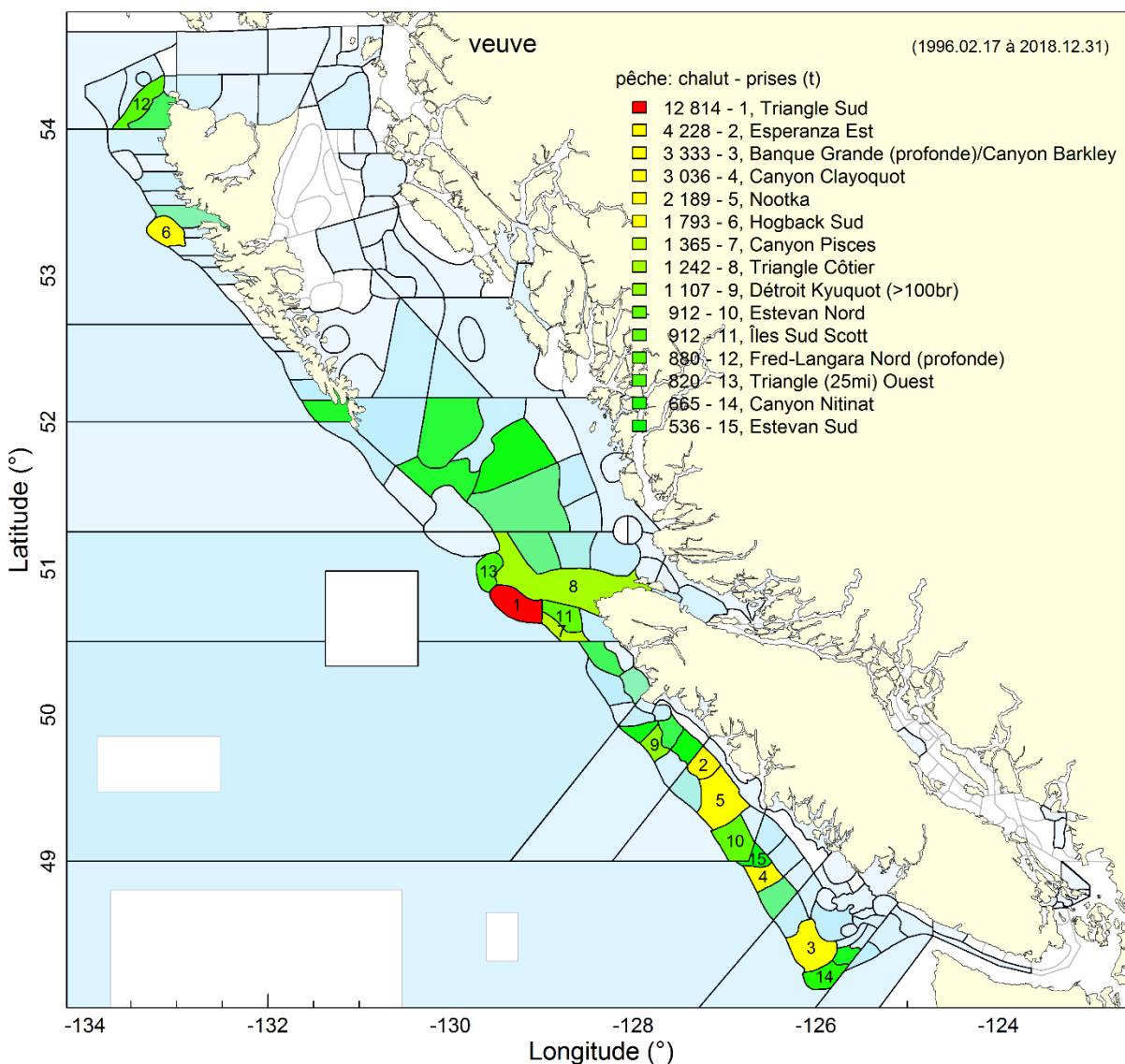


Figure G.7. Les 15 principales localités de pêche par prise totale (en tonnes) où des veuves ont été prises par la flotte de chalutiers. Toutes les localités ombragées indiquent des zones où la veuve a été observée de 1996 à 2018, allant de nombres relativement faibles en bleu pâle à des taux de prise relativement élevés en rouge à l'autre extrémité du spectre.

G.2. ESPÈCES CONCOMITANTES

Les espèces prises en même temps dans les traits de chalut de fond sur toute la côte contenant au moins un spécimen de veuve étaient surtout des espèces autres que la veuve, qui ne représentait que 1 % de la prise totale en poids (Tableau G.1, Figure G.8). Les six espèces prédominantes sont la plie à grande bouche (22 %), le sébaste à longue mâchoire (19 %), le sébaste à queue jaune (9 %), la limande-sole (5 %), le sébaste à bouche jaune (5 %) et le sébaste argenté (5 %). Dans les traits de chalut pélagique contenant au moins une veuve (Tableau G.2, Figure G.9), le merlu du Chili prédominait (83 % de la prise totale en poids), suivi du sébaste à queue jaune (6 %) et de la veuve (5 %). Les deux dernières espèces sont souvent prises ensemble dans des régions particulières le long de la côte de la C.-B. – voir les deux premiers groupes d'une analyse typologique des données de prises commerciales dans la

Figure G.10. Pour les autres espèces capturées dans les traits de chalut pélagique, la concomitance spatiale tridimensionnelle avec la veuve n'est pas aussi prononcée (p. ex., goberge de l'Alaska, Figure G.10).

Tableau G.1. Région extracôtière de la C.-B. – Les 25 espèces principales selon le poids des prises (somme des espèces débarquées et rejetées de 1996 à 2018) cooccurrentes avec la veuve dans les traits de chalut **de fond** le long de la côte de la C.-B. (Figure G.8). Les espèces de sébaste d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée (occurrence dans chaque trait), en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	123 269	21,65
	Sébaste à longue			
396	mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	108 928	19,14
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	50 137	8,81
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	30 821	5,41
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	29 877	5,25
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	29 183	5,13
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	23 240	4,08
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	15 803	2,78
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	15 445	2,71
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	14 849	2,61
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	13 895	2,44
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	10 123	1,78
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	9 343	1,64
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	8 314	1,46
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	8 125	1,43
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	7 856	1,38
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	7 380	1,30
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	6 937	1,22
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	6 578	1,16
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	5 657	0,99
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	5 534	0,97
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	5 413	0,95
	Sébaste à bandes			
401	rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	4 729	0,83
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	4 200	0,74
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	4 022	0,71

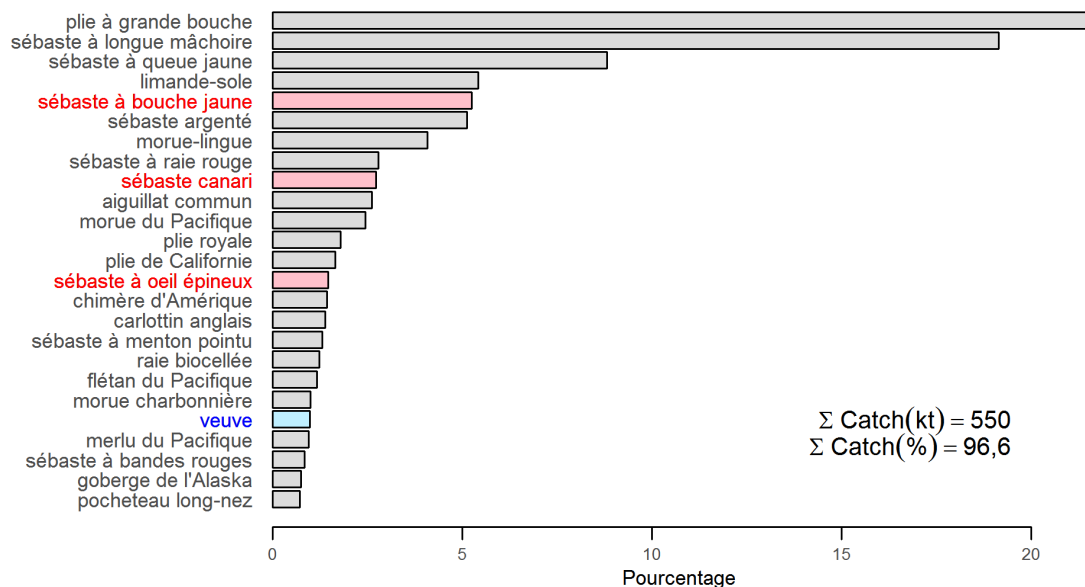


Figure G.8. Région extracôtière de la C.-B. – Distribution des poids de prises de veuves additionnés sur la période de février 1996 à janvier 2019 parmi les principales espèces de poissons dans les traits de chalut de fond contenant au moins une veuve à l'échelle de la côte. Les traits ont été sélectionnés sur une plage de profondeur de 91 à 384 m (plage de quantiles de 1 % et 99 %, voir la Figure G.2). La concomitance relative est exprimée en pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises calculé pour toutes les espèces de poissons au cours de la période spécifiée. La veuve est indiquée en bleu sur l'axe des y; les autres espèces d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge.

Tableau G.2. Région extracôtière de la C.-B. – Les 25 espèces principales selon le poids des prises (somme des espèces débarquées et rejetées de 1996 à 2017) cooccurrentes avec la veuve dans les traits de chalut pélagique le long de la côte de la C.-B. (Figure G.9). Les espèces de sébaste d'intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge et l'espèce ciblée (occurrence dans chaque trait), en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	609 665	82,66
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	44 724	6,06
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	36 810	4,99
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	17 721	2,40
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	5 905	0,80
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	5 338	0,72
	Sébaste à longue			
396	mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	5 104	0,69
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	2 056	0,28
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	1 921	0,26
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	1 709	0,23
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	1 173	0,16
394	Sébaste à oeil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	546	0,07
435	Sébaste bocace	<i>Sebastes paucispinis</i>	546	0,07
096	Hareng du Pacifique	<i>Clupea pallasii</i>	515	0,07
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	508	0,07
412	Bec de lièvre	<i>Sebastes diploproa</i>	434	0,06
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	393	0,05
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	242	0,03
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	241	0,03

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
92A	Calmars	Teuthides	190	0,03
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	179	0,02
621	Fausse limande	<i>Lepidopsetta bilineatus</i>	175	0,02
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	127	0,02
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	111	0,02
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	95	0,01

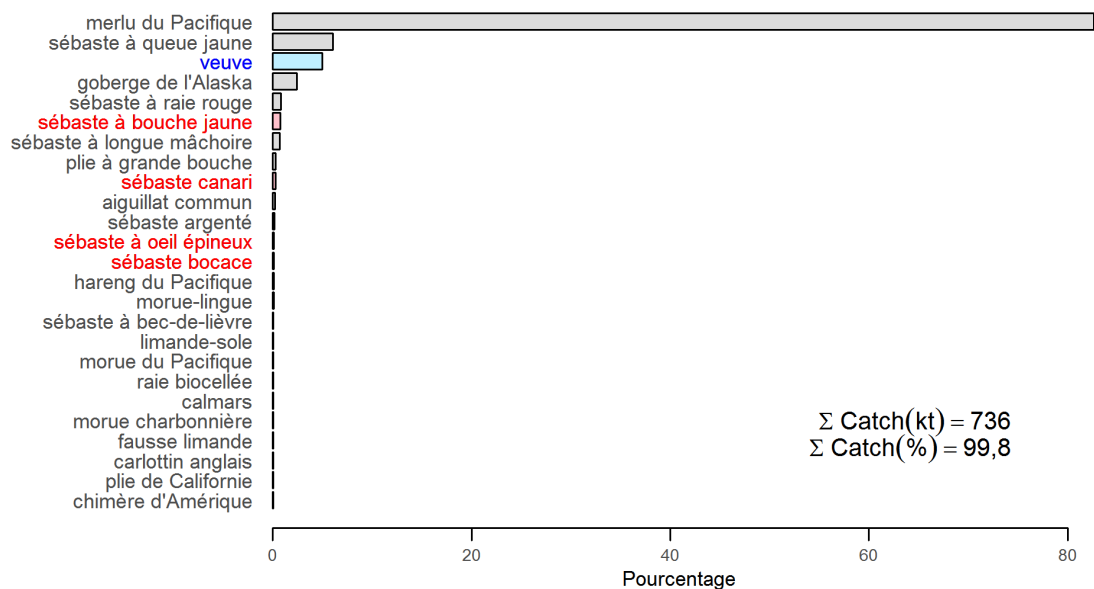


Figure G.9. Région extracôtière de la C.-B. – Distribution des poids de prises de veuve parmi les principales espèces de poissons dans les traits de chalut **pélagique** contenant au moins une veuve à l'échelle de la côte. Les traits ont été sélectionnés sur une plage de profondeur de 64 à 569 m (plage de quantiles de 1 % et 99 %, voir la Figure G.3). Voir la légende de la Figure G.8 pour de l'information plus détaillée.

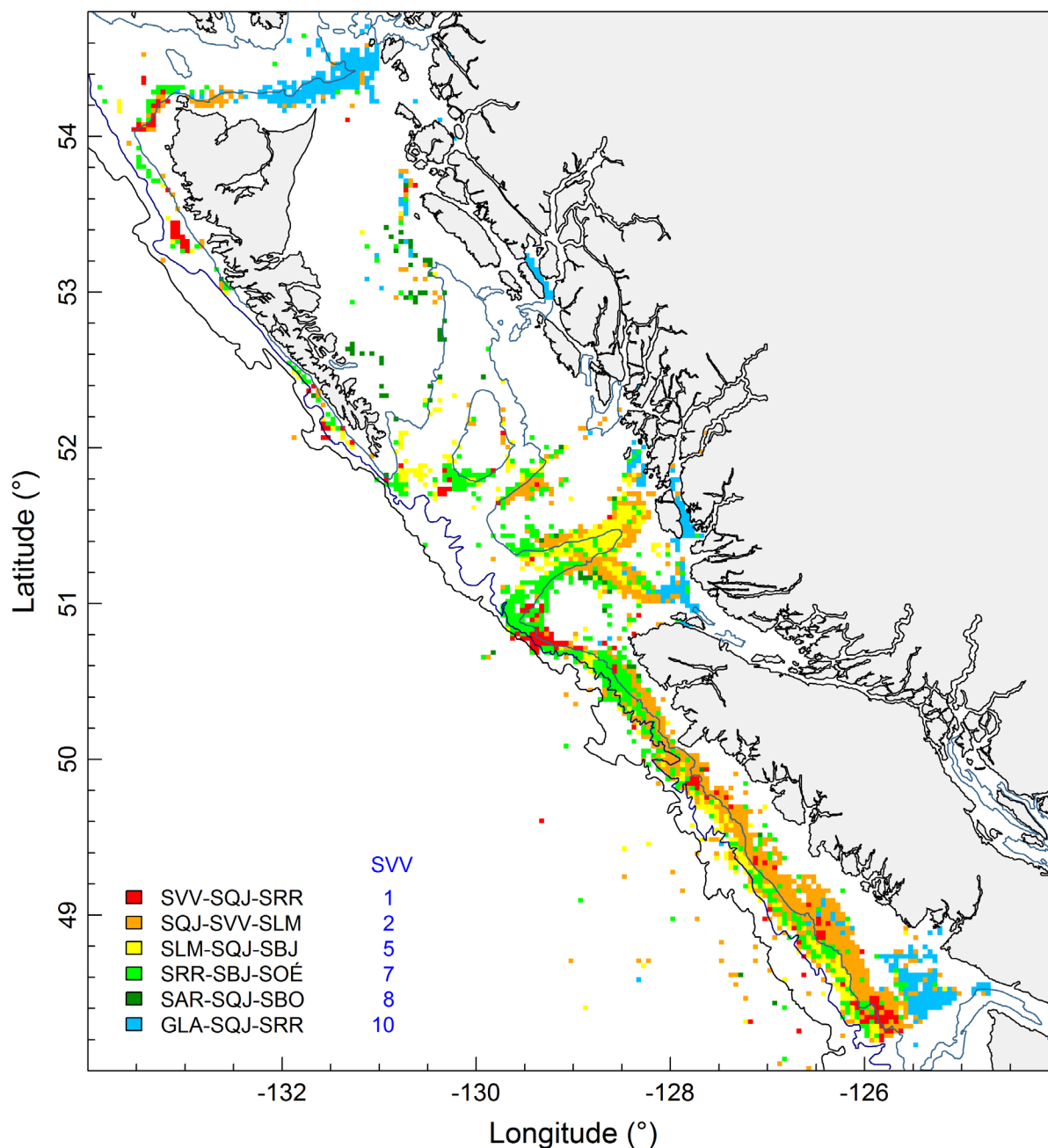


Figure G.10. Groupes de poissons (à l'exclusion du merlu du Chili) dans les traits de chalut pélagique (1996-2018) identifiés par clara (agrégation de grandes applications) dans l'agrégateur R (Maechler et coll., 2018). Les isobathes tracent les contours de 200, 1 000 et 1 800 m de profondeur. La légende identifie six grappes représentées par les trois principales espèces qui composent les médoïdes; les grappes sont ordonnées par la contribution de la veuve à chaque médoïde. Codes des espèces : SVV= veuve, SQJ = sébaste à queue jaune, SRR = sébaste à raie rouge, SLM = sébaste à longue mâchoire, SBJ = sébaste à bouche jaune, SOÉ = sébaste à œil épineux, SAR = sébaste argenté, SBO = sébaste bocace, GLA = goberge de l'Alaska.

G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES

Le régime alimentaire de la veuve comprend les copépodes, les amphipodes planctoniques, les salpes, le krill, les méduses, les petits poissons et les crabes (Adams, 1982; Love et coll., 2002). Adams (1987) a relevé un changement saisonnier dans le régime alimentaire de la veuve le long de la côte nord de la Californie, peut-être en raison de la migration côtière de la veuve : crevettes en hiver, salpes au printemps, euphausiacés en été, et merluches juvéniles en automne. Il a également constaté que les principales espèces de proies étaient des migrateurs verticaux, qui se déplaçaient vers la surface (100 m supérieurs) la nuit et revenaient en eau plus profonde (400 m) pendant la journée.

Un examen superficiel des spécimens de veuve recueillis à l'annexe D de la base de données GFBioSQL (consultée le 2019-03-19) donne la fréquence des proies dans le contenu de l'estomac comme étant des calmars (95), des euphausiacés (40), des harengs du Pacifique (28), des poissons-lanternes (9), des ascidies et des tuniciers (4) et des lançons (2).

Il y a peu de signalements de prédation de la veuve. Love et ses collaborateurs (2002) mentionnent que le saumon chinook (*Oncorhynchus tshawytscha*) et l'otarie à fourrure (*Callorhinus ursinus*) mangent des veuves juvéniles.

G.4. EFFETS ENVIRONNEMENTAUX

Woodbury (1999) a démontré un lien entre une année d'El Niño forte (1983) et une croissance réduite des otolithes des espèces *S. entomelas* et *S. flavidus* dans les eaux au large du nord de la Californie. La moindre croissance de l'otolithe a été considérée comme un indicateur prudent d'une diminution de la croissance corporelle. Le principal indicateur environnemental utilisé dans l'étude était corrélé à la température de l'océan, à la remontée d'eau et à une anomalie du niveau de la mer. De mauvaises conditions environnementales en 1983 (températures élevées, faible remontée d'eau, anomalie du niveau de la mer positive élevée) auraient théoriquement pu réduire la disponibilité des aliments privilégiés (diminution de la valeur nutritive), en supposant que le poisson ne migrait pas vers des zones où les aliments étaient normalement moins nutritifs.

G.5. AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES

Il est possible que des séries de données sur l'environnement puissent être intégrées aux modèles d'évaluation des stocks. Toutefois, une tentative antérieure de relier les estimations du recrutement pour le sébaste à longue mâchoire dans les zones 5ABC à un certain nombre d'indicateurs liés à l'environnement (Haigh et coll., 2018) s'est révélée non concluante. De même, les premières analyses qui utilisaient des indicateurs du niveau de la mer pour prédire le recrutement de la morue du Pacifique ont depuis perdu leur pertinence (Forrest et coll., 2020). Ce type d'information océanographique ne fait pas partie de nos sources de données habituelles au sein du groupe d'évaluation des stocks, mais la collaboration avec d'autres membres du personnel du MPO ou des collègues externes peut donner lieu à des hypothèses potentiellement utiles qui pourraient être intégrées à l'évaluation du stock. Par exemple, étant donné que la croissance réduite de la veuve au nord de la Californie a été liée à l'événement d'eau tiède de 1983 (section G.3.), il est possible que les récents événements d'eau tiède aient un effet similaire sur la veuve en Colombie-Britannique. Si elles sont accessibles, des séries chronologiques sur les proies potentielles (section G.3) pourraient fournir des hypothèses utilisables similaires.

G.6. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈME

- Adams, P.B. 1982. [Feeding behavior of the Widow Rockfish \(*Sebastes entomelas*\), a diurnally feeding rockfish](#). Dans G. M. Cailliet et C. A. Simenstad, édés., Gutshop '81, Washington Sea Grant Program, Seattle, USA. pp. 198-204.
- Adams, P.B. 1987. [The diet of widow rockfish *Sebastes entomelas* in northern California](#). Dans W. H. Lenarz et D. R. Gunderson, édés., Widow Rockfish: Proceedings of a workshop, Tiburon, California, December 11-12, 1980, NOAA Technical Report NMFS 48, pp.37-41.
- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J. et Starr, P.J. 2020. [Évaluation de la morue du Pacifique \(*Gadus macrocephalus*\) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte \(zone 5ABCD\), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver \(zone 3CD\) en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. doc. rech. 2020/070: iv + 203 p.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. et Lecomte, J.B. 2019. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(*Sebastes alutus*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. rech. 2018/038. v + 237 p.
- Love, M.S., Yoklavich, M. et Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- Maechler, M., Rousseeuw, P., Struyf, A., Hubert, M. et Hornik, K. 2018. cluster: Cluster Analysis Basics and Extensions. Paquet R version 2.0.7-1.
- Stanley, R.D., Cornthwaite, A.M., Kieser, R., Cooke, K., Workman, G.D. and Mose, B. 1999. [An acoustic biomass survey of the Triangle Island widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) aggregation by Fisheries and Oceans, Canada and the Canadian Groundfish Research and Conservation Society, January 16 - February 7, 1998](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2262: 51 p
- Stanley, R.D., Kieser, R., Cooke, K., Surry, A.M. et Mose, B. 2000. [Estimation of a widow rockfish \(*Sebastes entomelas*\) shoal off British Columbia, Canada as a joint exercise between stock assessment staff and the fishing industry](#). ICES Journal of Marine Science 57: 1035-1049.
- Woodbury, D. 1999. [Reduction of growth in otoliths of widow and yellowtail rockfish \(*Sebastes entomelas* and *S. flavidus*\) during the 1983 El Niño](#). Fish. Bull. 97:680-689.