



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 2018/038

Région du Pacifique

### Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017

Rowan Haigh<sup>1</sup>, Paul J. Starr<sup>2</sup>, Andrew M. Edwards<sup>1</sup>, Jacquelynn R. King<sup>1</sup> et  
Jean-Baptiste Lecomte<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Station biologique du Pacifique  
Pêches et Océans Canada  
3190, chemin Hammond Bay  
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

<sup>2</sup>Canadian Groundfish Research and Conservation Society  
1406, rue Rose Ann  
Nanaimo, BC V9T 4K8

---

## 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](mailto:csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2019  
ISSN 2292-4272

### La présente publication doit être citée comme suit :

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.

### Also available in English :

Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., and Lecomte, J.-B. 2019. Stock assessment for Pacific Ocean Perch (*Sebastes alutus*) in Queen Charlotte Sound, British Columbia in 2017. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/038. v + 227 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ .....	v
1. INTRODUCTION .....	1
1.1. AIRE DE RÉPARTITION .....	2
1.2. LIMITES DE L'ÉVALUATION .....	2
2. DONNÉES SUR LES PRISES .....	3
3. GESTION DES PÊCHES .....	3
4. DESCRIPTION DES RELEVÉS .....	3
5. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	4
5.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES .....	4
5.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE .....	5
5.3. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ .....	5
5.4. MORTALITÉ NATURELLE .....	5
5.5. INCLINAISON .....	5
6. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE.....	6
7. RÉSULTATS DU MODÈLE .....	7
7.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE .....	7
7.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ .....	9
8. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES.....	9
8.1. POINTS DE RÉFÉRENCE ET CRITÈRES.....	9
8.2. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE .....	10
8.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ .....	10
8.4. RÉSULTATS DES PROJECTIONS ET TABLEAUX DE DÉCISION .....	12
8.5. CALENDRIER D'ÉVALUATION.....	13
9. ÉTUDE DES IMPACTS DE LA VARIABILITÉ ENVIRONNEMENTALE ET CLIMATIQUE SUR LE RECRUTEMENT .....	13
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX .....	14
11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES.....	15
12. REMERCIEMENTS.....	16
13. RÉFÉRENCES .....	16
14. FIGURES.....	xix
15. TABLEAUX .....	xxvii
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES .....	32
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT .....	48
ANNEXE C. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	83
ANNEXE D. ÉQUATIONS DU MODÈLE .....	111

---

ANNEXE E. RÉSULTATS DU MODÈLE .....	129
APPENDIX F. ÉTUDE DES IMPACTS DE LA VARIABILITÉ ENVIRONNEMENTALE ET CLIMATIQUE SUR LE RECRUTEMENT DU SÉBASTE À LONGUE MÂCHOIRE .....	215
APPENDIX G. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS ET ANNÉES INTERMÉDIAIRES ENTRE LES ÉVALUATIONS .....	236



---

## RÉSUMÉ

Le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) est une espèce de sébaste importante sur le plan commercial qui fréquente les canyons marins le long de la côte de la Colombie-Britannique. L'état des stocks de sébaste à longue mâchoire dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, est évalué en partant de l'hypothèse qu'il s'agit d'un seul stock exploité entièrement dans les principales zones 5A, 5B, 5C et 5E au sud de 52°20' de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Ce stock soutient la pêche nationale au chalut depuis des décennies et a été lourdement exploité par des flottes étrangères du milieu des années 1960 au milieu des années 1970.

Nous avons utilisé un modèle annuel de prises selon l'âge ajusté à deux séries de relevés au chalut indépendants de la pêche, les estimations annuelles des prises commerciales depuis 1940 et les données sur la composition selon l'âge tirées de deux séries de relevés couvrant une période de onze ans et de la pêche commerciale couvrant une période de 34 ans. Le modèle débute avec un état d'équilibre présumé en 1940 et les données des relevés s'échelonnent de 1967 à 2016, bien que toutes les années intermédiaires ne soient pas représentées. Le modèle des deux sexes a été appliqué dans un cadre bayésien (à l'aide de la procédure de recherche de Monte Carlo par chaîne de Markov) selon un scénario qui estime une mortalité naturelle propre à chaque sexe ( $M$ ) et l'inclinaison de la fonction stock-recrutement ( $h$ ). Sept analyses de la sensibilité ont été réalisées pour tester l'effet des intrants sur le modèle. Une analyse de cheminement a été effectuée à l'aide des données de 2010 tirées de l'évaluation précédente pour déterminer l'effet de la pondération des fréquences selon l'âge par une nouvelle procédure qui pondère à la baisse les données sur la composition au lieu de la procédure de 2010 qui utilise une pondération multinomiale.

L'exécution du modèle de base permet de penser que le fort recrutement au début des années 1950 a soutenu la pêche étrangère et que quelques fortes classes d'âge engendrées à la fin des années 1970 et 1980 ont soutenu la pêche nationale dans les années 1990.

La biomasse reproductrice (femelles matures seulement) au début de 2017 ( $B_{2017}$ ) est estimée à 0,27 (0,18-0,42) de la biomasse reproductrice non exploitée (médiane et les centiles 5 et 95 de la distribution bayésienne a posteriori). La valeur  $B_{2017}$  est estimée à 1,03 (0,54-1,96) fois la biomasse reproductrice dans une condition de rendement maximal soutenu,  $B_{MSY}$ .

L'avis aux gestionnaires est présenté sous la forme de tables de décision qui indiquent les probabilités de dépassement des points de référence limite et supérieur du stock sur une période de projection de cinq ans pour une gamme de prises constantes. Les points de référence provisoires tirés de l'approche de précaution du MPO ont été utilisés, c'est-à-dire un point de référence limite de  $0,4B_{MSY}$  et un point de référence supérieur de  $0,8B_{MSY}$ . La biomasse reproductrice estimée au début de 2017 a une probabilité de 0,99 d'être supérieure au point de référence limite et une probabilité de 0,74 d'être supérieure au point de référence supérieur du stock. Selon les projections sur cinq ans établies à partir d'une prise constante de 2 500 t/an (proche de la moyenne récente sur cinq ans des prises, de 2 400 t/an), en 2022, la biomasse reproductrice aura des probabilités de 0,97 de demeurer au-dessus du point de référence limite et de 0,71 de demeurer au-dessus du point de référence supérieur du stock.

Nous avons mis au point une méthode bayésienne pour étudier les influences écosystémiques possibles sur le recrutement et l'avons appliquée au recrutement estimé à partir de l'évaluation du stock de 2010 en utilisant une série d'indicateurs climatiques et environnementaux. Les résultats montrent qu'aucun des indicateurs étudiés n'a permis de prédire avec fiabilité les écarts du recrutement observés, ce qui nous amène à conclure que nous ne sommes pas en mesure actuellement d'utiliser les renseignements environnementaux pour améliorer les prédictions modélisées pour ce stock.

---

## 1. INTRODUCTION

Le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) est une espèce de sébaste à grande longévité, importante pour la pêche commerciale, qui fréquente les eaux de la bordure de l'océan Pacifique Nord. Son intérêt commercial vient de sa couleur rouge vif et de sa longue durée de conservation lorsqu'elle est correctement traitée. C'est aussi l'une des espèces de sébastes les plus abondantes de la côte Ouest du Canada, et le pilier de la pêche au chalut sur le plateau et le talus depuis des décennies. Une caractéristique notable du sébaste à longue mâchoire est une protubérance osseuse sur la mâchoire inférieure (Love *et al.* 2002).

Le cycle biologique du sébaste à longue mâchoire suit des tendances semblables à celles des autres espèces de *Sebastes*, avec la libération des larves vivantes qui passent des périodes allant probablement de trois à douze mois sous la forme de larves pélagiques nageant librement avant de s'installer au fond en tant que juvéniles. La reproduction semble suivre les habitudes migratoires zone côtière-large, les femelles venant près des côtes pour l'insémination avant de migrer plus profond dans les entrées des canyons sous-marins où elles libèrent les larves de février à mai (Love *et al.* 2002). Les larves dépendent de la remontée d'eau verticale pour les amener dans la zone pélagique supérieure, où la croissance et la dispersion sont plus faciles. Elles passent ensuite jusqu'à un an dans la colonne d'eau avant de s'installer dans l'habitat benthique (Kendall et Lenarz 1987). L'habitat benthique des juvéniles est peu profond (100-200 m) par rapport aux profondeurs occupées par les adultes et comprend soit des fonds rocheux accidentés, soit des composantes à relief élevé comme des blocs, des anémones, des éponges et des coraux (Carlson et Straty 1981; Rooper *et al.* 2007).

L'âge maximal du sébaste à longue mâchoire signalé dans les ouvrages est de 98 ans pour un individu des îles Aléoutiennes (Munk 2001); on trouve cependant dans la base de données GFBio de Pêches et Océans Canada (MPO) des mentions de deux individus de plus de 98 ans (100 ans : femelle de Langara à 329 m en 1983; 103 ans : femelle du fossé Moresby à 364 m en 2002). Les valeurs du taux de mortalité naturelle utilisées dans les autres évaluations du stock publiées sont généralement proches de 0,06 (par exemple, Schnute *et al.* 2001; Hanselman *et al.* 2007; 2009). Par comparaison, l'espèce de *Sebastes* qui présente la plus grande longévité est le sébaste à œil épineux (*S. aleutianus*), avec un âge maximal signalé de 205 ans (Munk *et al.* 2001) et un taux de mortalité naturelle présumé fixe de 0,035 (McDermott 1994).

Le sébaste à longue mâchoire soutient la deuxième pêche du sébaste la plus importante (après le sébaste à queue jaune, *S. flavidus*) en Colombie-Britannique (C.-B.), avec un TAC (total autorisé des captures) annuel pour l'ensemble de la côte de 5 193 t en 2016 et des prises annuelles moyennes de 4 207 t de 2012 à 2016. Dans les zones 5ABC, le TAC annuel était de 3 231 t, les prises de 2 359 t en 2016 et les prises moyennes sur cinq ans de 2 397 t. La pêche au chalut représente 99,98 % du TAC pour l'ensemble de la côte, le reste étant attribué à la pêche à la ligne. Depuis 2006, les TAC annuels comprennent les prises des programmes de recherche sur le poisson de fond, essentiellement des relevés synoptiques.

Avant l'évaluation précédente en 2010 (Edwards *et al.* 2012), le sébaste à longue mâchoire était évalué selon les « zones des sébastes des pentes » (ZSP : 3C, 3D, 5AB, 5CD, 5ES, 5EN), tirées des codes des localités (lieux de pêche) enregistrés dans les bases de données sur les prises du MPO. De plus, trois grands canyons (sous-secteurs des sébastes des pentes : île Goose, Mitchell et Moresby) du bassin de la Reine-Charlotte constituent les principaux lieux de pêche de l'espèce et ont été analysés en tant que stocks distincts. La modélisation de la population de sébaste à longue mâchoire s'est cependant axée sur le canyon de l'île Goose car c'est l'emplacement pour lequel le jeu de données sur les otolithes était le plus complet et les

---

premiers relevés étaient concentrés sur cette zone. Richards et Olsen (1996) retracent un historique détaillé de la pêche du sébaste à longue mâchoire avant la mise en œuvre du programme de chalut d'observation en 1996. Le modèle des prises selon l'âge utilisé pour évaluer l'état du stock de sébaste à longue mâchoire dans le canyon de l'île Goose (Schnute et Richards 1995) a signalé une erreur de processus dans les recrutements avec une erreur de mesure dans l'indice de l'abondance. Ce concept a été repris dans les évaluations suivantes du stock (par exemple, Richards et Schnute 1998), jusqu'à celle de 2001 (Schnute *et al.* 2001).

Dans la présente évaluation du stock, nous conservons l'approche adoptée par Edwards *et al.* (2012), en utilisant une version modifiée du logiciel des prises selon l'âge statistiques de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003), Awatea (Appendix D). Le modèle de référence de l'évaluation comprend : (i) des paramètres propres au sexe; (ii) trois ensembles de données de la proportion selon l'âge (prises commerciales, relevés historiques dans le canyon de l'île Goose, relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte); (iii) deux séries d'indices de l'abondance tirés des relevés (historique du canyon de l'île Goose, synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte; le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte utilisé en 2010 a été exclu); (iv) un secteur délimité par les zones 5A, 5B, 5C et une partie de la zone 5E au sud de 52°20' (qu'on appellera ici l'île Anthony) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP); (v) un âge maximal modélisé de 60 ans, les âges supérieurs étant regroupés dans la dernière classe d'âge; (vi) les sélectivités indépendantes pour la pêche commerciale et pour chacun des indices des relevés.

Voici les différences importantes entre les évaluations du stock de 2010 et de 2017 :

- Retrait du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte en tant qu'indicateur de l'abondance;
- Élargissement de la zone 5ABC pour englober l'île Anthony;
- Système de repondération révisé (sur la base des recommandations formulées dans Francis 2011) afin d'équilibrer les données sur l'abondance (Appendix B) et la composition (Appendix C);
- Six années de données supplémentaires;
- Des a priori uniformes pour la sélectivité du relevé.

## 1.1. AIRE DE RÉPARTITION

Le sébaste à longue mâchoire vit le long du littoral du Pacifique Nord, de Honshu (Japon), dans la mer de Béring, le long des îles Aléoutiennes (Alaska), puis vers le sud sur la côte de la Colombie-Britannique jusqu'au centre de la Basse-Californie (Love *et al.* 2002). C'est au nord du 50 °N qu'il semble être le plus abondant (Allen et Smith 1988). En C.-B., les zones névralgiques ( $\geq$  au quantile des 0,95) des prises par unité d'effort (CPUE) des traits au chalut sur 21 ans (1996-2016) se trouvent au SE de l'île Moresby (fossé Moresby), au SO de l'île Moresby (île Anthony), au NO de l'île Graham (Langara Spit) et dans l'entrée Dixon au nord de l'île Graham (Figure 2). La CPUE dans les canyons de Mitchell et de l'île Goose est moins élevée que dans le fossé Moresby, même si les trois canyons soutiennent des pêches importantes. Le gros des captures commerciales de la population du bassin de la Reine-Charlotte se trouve entre 96 et 416 m de profondeur (Appendix C).

## 1.2. LIMITES DE L'ÉVALUATION

La présente évaluation porte sur les zones principales 5A, 5B, 5C et 5E au sud de 52°20' (désignées collectivement par 5ABC) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique

---

(CPMP), comme on le voit sur la Figure 1. La zone 5ABC représente la principale population de sébaste à longue mâchoire du bassin de la Reine-Charlotte, qui vit dans ce bassin (la zone comprise entre la pointe sud de l'île Moresby, la pointe nord-ouest de l'île de Vancouver et le continent) et le sud du détroit d'Hécate. Les zones de la CPMP sont semblables, mais pas identiques à celles utilisées par la zone de gestion du poisson de fond (ZGPF), qui combine les secteurs de gestion des pêches du Pacifique du MPO. Nous n'avons pas utilisé les ZGPF parce que les prises déclarées dans ces zones ne sont disponibles que depuis 1996. Dans l'évaluation de 2010, la partie de la zone 5E qui entoure le cap St. James et comprend l'île Anthony (-131.218°O, 52.095°N) a été exclue et un algorithme d'ajustement du TAC a été présenté pour traduire les TAC de la zone 5ABC évaluée en TAC de la zone 5AB et TAC de la zone 5CD. Aux fins de la présente évaluation du stock, la zone évaluée est semblable aux zones de TAC des ZGPF 5AB + 5C (5C a été séparée de 5CD en 2013) et les gestionnaires peuvent donc attribuer les politiques sur les prises mentionnées dans ce document à l'aide des simples ratios de TAC  $5AB/(5AB+5C)$  et  $5C/(5AB+5C)$ .

## 2. DONNÉES SUR LES PRISES

Les méthodes utilisées pour préparer un historique de la pêche pour la présente évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC sont présentées en détails à l'Appendix A. Les déclarations des prises canadiennes de sébaste à longue mâchoire remontent à 1951 et sont fiables depuis 1954; par conséquent, les prises canadiennes ne sont reconstituées que pour la période 1940 - 1953. De 1950 à 1975, les bateaux américains capturaient généralement davantage de sébaste que les navires canadiens. De plus, du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, des flottes étrangères (russe et japonaise) ont pêché de grandes quantités de sébaste, essentiellement du sébaste à longue mâchoire, mais les quantités estimées sont quelque peu incertaines. Toutes les prises étrangères historiques (débarquements annuels) ont fait l'objet d'un suivi distinct de celui des débarquements canadiens et leur ont été ajoutées pendant le processus de reconstitution. Les renseignements sur les espèces capturées en même temps que les prises commerciales de sébaste à longue mâchoire sont présentées à l'Appendix C.

## 3. GESTION DES PÊCHES

Toutes les mesures de gestion prises pour le sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte depuis 1979 sont récapitulées à l'Appendix B. Compte tenu des conclusions de l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012), le MPO a mis en œuvre une réduction du TAC de 258 t par an dans les zones 5AB + 5CD sur trois ans (soit une réduction totale de 774 t) à titre de mesure de conservation. D'autres mesures de conservation sont décrites à l'Appendix A.

## 4. DESCRIPTION DES RELEVÉS

Trois ensembles d'indices de relevés indépendants de la pêche, tous réalisés dans le bassin de la Reine-Charlotte, ont été pris en compte pour faire le suivi des changements de la biomasse de cette population (Appendix B). Seuls les deux premiers ont été utilisés dans le scénario de référence de la présente évaluation :

1. Indices historiques du canyon de l'île Goose - une première série de huit indices provenant d'une station fixe et portant sur la période 1967 - 1994. La plupart de ces relevés ont été effectués par le navire scientifique *G.B. Reed*, mais on a utilisé deux navires commerciaux (*Eastward Ho* et *Ocean Selector*) en 1984 et 1994, respectivement. Seuls les traits réalisés

---

dans le canyon de l'île Goose ont été utilisés afin d'assurer la continuité entre tous les relevés.

2. Indices du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte - un relevé au chalut « synoptique » à stratification aléatoire couvrant tout le bassin de la Reine-Charlotte et ciblant de nombreuses espèces de poissons. Ce relevé a été répété huit fois entre 2003 et 2015, à l'aide de trois navires différents (voir le tableau B.6), mais avec une conception uniforme;
3. Le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte - un relevé ciblant la crevette, effectué à la tête du canyon de l'île Goose, sur les côtes ouest et sud de l'île Calvert. Il a été réalisé chaque année de 1999 à 2013 et en 2016 à partir du navire scientifique *W.E. Ricker* (sauf en 2005, où l'on a utilisé le *Frosti*).

L'évaluation du stock de 2010 englobait le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte; cependant, pour la présente évaluation, les participants à l'examen régional par les pairs (ERP) ont conseillé de ne pas l'inclure en raison de la couverture spatiale et de profondeur incomplète et de sa redondance avec le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les indices de la biomasse relative pour les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose et synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte ont servi de données dans le modèle, de même que l'erreur relative associée pour chaque valeur d'indice, ajustée à l'aide d'une méthode calculant l'écart-type des résiduels normalisés (ETRN) pour équilibrer les pondérations relatives des deux relevés dans le modèle (Appendix D).

## 5. DONNÉES BIOLOGIQUES

### 5.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES

Dans le bassin de la Reine-Charlotte, les prises commerciales au chalut de sébaste à longue mâchoire sont échantillonnées depuis les années 1960 en vue de déterminer les proportions selon l'âge. Cependant, seuls les otolithes qui ont servi à déterminer l'âge par « cassure et brûlage » ont été inclus dans les échantillons d'âge utilisés dans la présente évaluation car on sait que la méthode employée précédemment (détermination de l'âge à partir d'observations sur la surface) est biaisée, surtout avec les poissons plus âgés (Stanley 1987). En pratique, cela signifie qu'aucune donnée sur l'âge n'est disponible avant 1978. Les données sur la fréquence selon l'âge dans les prises commerciales sont résumées pour chaque trimestre, pondérées par le poids des prises de sébaste à longue mâchoire pour la sortie échantillonnée. Les échantillons trimestriels totaux ont été rapportés à l'année entière à l'aide des poids des prises commerciales débarquées par trimestre. Se reporter à l'Appendix C pour plus de détails.

Les données sur la fréquence selon l'âge (FA) étaient disponibles dans deux séries de relevés : la série historique du canyon de l'île Goose (1984 et 1994 uniquement) et les huit relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (de 2003 à 2015). Les données sur la fréquence selon l'âge tirées d'un seul relevé, mené en 1995 selon une configuration de filet semblable à celle des relevés synoptiques, ont été incluses dans la série sur l'âge dans le canyon de l'île Goose. L'indice correspondant de la biomasse n'a pas été utilisé dans le modèle car il semblait que le paramètre de mise à l'échelle ( $q$  dans l'équation E.14) ne serait pas équivalent au  $q$  estimé pour équilibrer le relevé dans le canyon de l'île Goose ou le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir l'Appendix B). Les FA des relevés ont été mises à l'échelle afin de représenter le relevé total de la même manière que celle utilisée pour les échantillons des prises commerciales : dans une strate, les échantillons étaient pondérés par la densité des prises de sébaste à longue mâchoire dans les traits échantillonnés; les

---

échantillons de la strate étaient ensuite pondérés par les superficies de la strate (voir la description à l'Appendix C).

## 5.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les paramètres de croissance ont été estimés à partir des données sur la longueur et l'âge des poissons tirées des échantillons biologiques prélevés de 1978 à 2015 (Appendix C). Les échantillons biologiques provenant des prises commerciales et de l'échantillonnage scientifique dans la zone 5ABC ont été examinés; la majorité venaient des relevés de recherche. Seules les données des relevés de recherche ont servi à estimer la relation allométrique taille-poids propre à chaque sexe et les modèles de croissance de von Bertalanffy (Appendix D).

## 5.3. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ

Les proportions de femelles qui atteignent la maturité aux âges 1 à 25 ont été calculées à partir des échantillons biologiques. Le stade de maturité a été déterminé de façon macroscopique en répartissant les spécimens échantillonnés entre les sept stades de maturité (Stanley et Kronlund 2000). Les poissons classés dans les stades 1 ou 2 étaient considérés comme immatures, tandis que ceux classés dans les stades 3 à 7 étaient jugés matures. Les données représentant les femelles par stade de maturité et âge (selon la méthode de la « cassure et du brûlage ») ont été regroupées pour toutes les sources d'échantillonnage de la zone 5ABC et on a calculé la proportion mature observée à chaque âge. Un vecteur croissant monotone de la maturité selon l'âge a été tracé en adaptant une fonction normale double (équation C.3, équivalant à celle dans l'équation D.7) aux valeurs de la maturité observée (Appendix C). Cette fonction a été légèrement ajustée à l'aide des valeurs de la maturité observée pour les âges inférieurs à 9. En effet, le modèle adapté semblait surestimer la proportion mature à ces âges plus jeunes (figure C.8). Les femelles de plus de 25 ans (jusqu'à 60 ans) étaient supposées 100 % matures et la maturité était présumée constante dans le temps. On supposait que la fécondité était proportionnelle au poids corporel de la femelle.

## 5.4. MORTALITÉ NATURELLE

Les mortalités naturelles des mâles et des femelles ont été estimées en tant que paramètres du modèle (voir l'Appendix D) à l'aide d'un a priori informé solide fondé sur les résultats d'une évaluation du sébaste à longue mâchoire dans le golfe d'Alaska (Hanselman *et al.* 2009), qui avait utilisé un a priori informé solide de  $M$  tiré d'Archibald *et al.* (1981). L'ajustement le plus probable et l'estimation bayésienne médiane de  $M$  dans l'évaluation du golfe d'Alaska étaient 0,061 et 0,055, respectivement. Se fondant sur ces résultats, l'évaluation précédente du stock de sébaste à longue mâchoire en C.-B. (Edwards *et al.* 2012) a adopté un a priori normal de 0,06 pour  $M$  avec un étroit écart-type de 0,006 (CV=10 %), qui a été repris pour la présente évaluation.

## 5.5. INCLINAISON

Les estimations du recrutement moyen chaque année, à partir de la biomasse des femelles reproductrices, ont été générées à l'aide d'une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (BH) (équation D.10). On a laissé les recrutements s'écarter de cette moyenne (équations D.17 et D.24) afin d'améliorer l'ajustement du modèle aux données. La fonction de BH a été paramétrée avec un paramètre « d'inclinaison »,  $h$ , qui précisait la proportion du recrutement maximal qui était disponible à  $0,2 B_0$  (Mace et Doonan 1988), où  $B_0$  est la biomasse du stock reproducteur vierge (femelles matures). Le paramètre  $h$  a été estimé, contraint par un a priori élaboré pour les *Sebastes* de la côte Ouest par Forrest *et al.* (2010), après le retrait de toute l'information provenant de l'a priori pertinent pour le sébaste à longue mâchoire du bassin de la

---

Reine-Charlotte (R. Forrest, MPO, comm. pers.). Cet a priori a pris la forme d'une distribution bêta avec une moyenne de 0,674 et un écart-type de 0,168.

## 6. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

Un modèle stochastique structuré selon l'âge pour les deux sexes a servi à reconstituer la trajectoire de la population du sébaste à longue mâchoire du bassin de la Reine-Charlotte de 1940 au début de 2017. On a fait le suivi des âges de 1 à 60, 60 étant un accumulateur selon la catégorie d'âges. On a supposé que la population était à l'équilibre avec un recrutement moyen et sans pêche au début de la reconstitution. On a estimé les sélectivités par sexe pour les deux relevés et la pêche commerciale à l'aide de quatre paramètres décrivant les fonctions doubles semi-gaussiennes, bien que la partie droite soit présumée fixe à la sélectivité maximale afin d'éviter de créer une population cryptique. Le modèle et ses équations sont décrits à l'Appendix D.

Le modèle a été adapté aux données disponibles (deux ensembles d'indices des relevés, 34 échantillons annuels des proportions selon l'âge (sorties) de la pêche commerciale et 11 échantillons des proportions selon l'âge (traits) de deux relevés) en minimisant une fonction qui faisait la somme des logarithmes-vraisemblances négatifs de chaque ensemble de données, les écarts par rapport au recrutement moyen et les pénalités découlant des a priori bayésiens.

Les premiers ajustements du modèle aux données ont donné des résultats sensés et raisonnablement uniformes. Il ne semblait pas justifié de réaliser des analyses de sensibilité qui étudiaient les effets de toutes les différentes composantes des données sur les résultats du modèle compte tenu du petit nombre de données disponibles une fois qu'elles étaient réparties sur la longue période de reconstitution du stock (en particulier les premières années) et de la relative uniformité observée dans l'interprétation des données disponibles selon diverses hypothèses du modèle. De même, les fonctions de sélectivité pour la pêche commerciale et le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte semblaient bien estimées et ont produit des estimations crédibles. L'évaluation du stock de 2010 a tenu compte de l'incertitude dans les hypothèses sous-jacentes pour plusieurs paramètres du modèle, notamment la mortalité naturelle  $M$  et l'inclinaison du stock-recrutement  $h$ . Cette incertitude a été étudiée en fixant ou en estimant, en alternance, ces paramètres dans un schéma par paire. Seuls deux ont été recommandés aux gestionnaires : estimer  $M$  et  $h$  à l'aide des a priori informés, et estimer  $h$  et fixer  $M = 0,06$ . Les auteurs d'évaluations semblables du sébaste réalisées depuis (Edwards *et al.* 2014a, b; Starr *et al.* 2016) ont adopté la position suivante : s'il est possible d'estimer  $M$  et  $h$  à partir des données, c'est la meilleure approche à adopter car l'estimation de ces paramètres permet d'incorporer l'incertitude qui leur est associée.

Plusieurs analyses de sensibilité ont été exécutées pour voir comment les prédictions du modèle différaient de celles du scénario de référence lorsque l'on modifiait certains intrants :

- **Sensibilité 1** – ajouter l'indice du relevé de la crevette du bassin de la Reine-Charlotte ( $\mu=8,069$ ,  $v_L=2,277$ ) afin d'évaluer la sensibilité à l'abandon de cette série de données qui a été utilisée dans l'évaluation de 2010;
- **Sensibilité 2** – ajouter l'indice du relevé de la crevette du bassin de la Reine-Charlotte avec un a priori uniforme sur la sélectivité en forme de dôme afin d'évaluer l'absence de l'indice et des données sur la composition selon l'âge disponibles dans ce relevé, et ajouter un seul échantillon de la composition selon l'âge de 1999;
- **Sensibilité 3** – utiliser les CV observés dans le relevé sans ajouter d'erreur de processus afin d'évaluer la sensibilité à la pondération des indices de la biomasse du relevé en équilibrant les ETRN à 1,0;

- 
- **Sensibilité 4** – utiliser un a priori normal pour  $M$  avec une moyenne=0,07 et un ET=0,014 afin d'évaluer la sensibilité des résultats du modèle à un autre a priori de  $M$ ;
  - **Sensibilité 5** – utiliser un a priori uniforme pour  $M$  afin d'évaluer la sensibilité des résultats du modèle lorsqu'il n'y a pas d'attente a priori pour  $M$ ;
  - **Sensibilité 6** – diviser en deux les prises au chalut pendant la période des flottes étrangères (1965-1975) afin d'évaluer la sensibilité à la surestimation de leurs prises;
  - **Sensibilité 7** – doubler les prises au chalut pendant la période des flottes étrangères (1965-1975) afin d'évaluer la sensibilité à la sous-estimation de leurs prises.

Enfin, une analyse de « cheminement » a été exécutée avec les intrants de 2010, et a appliqué la procédure de repondération de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge décrites dans la section D.6.2 de l'Appendix D. Elle visait à tester si la modification de la procédure de pondération des données, en particulier pour les fréquences selon l'âge utilisées dans cette évaluation du stock, aurait changé l'avis tiré de l'évaluation du stock de 2010 dans la zone 5ABC. L'évaluation précédente de ce stock (Edwards *et al.* 2012) avait utilisé une procédure de pondération différente car elle avait été effectuée avant la publication des recommandations de repondération de Francis (2011). À l'époque, une procédure de repondération itérative ajustait les poids relatifs des composantes de la composition et de l'abondance jusqu'à ce que l'écart-type des résiduels de Pearson pour chaque ensemble de données soit proche de 1, la valeur théorique qu'il devrait avoir si la distribution des résiduels était cohérente avec la distribution présumée de cet ensemble de données.

La « meilleure solution » du MDP (mode de la distribution a posteriori) a servi de point de départ d'une recherche bayésienne dans les distributions conjuguées a posteriori des paramètres à l'aide de la procédure de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM). On a jugé que tous les modèles (scénario de base, sensibilité et cheminement) avaient convergé après 6 000 000 itérations, en échantillonnant chaque 5 000<sup>e</sup>, pour donner 1 200 tirages (1 000 échantillons après avoir abandonné les 200 premières).

## 7. RÉSULTATS DU MODÈLE

### 7.1. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

L'exécution du modèle pour le scénario de référence avait des ajustements crédibles aux données, comme l'a montré un examen visuel des ajustements du MDP et des tendances des résiduels (résultats dans l'Appendix E). Les ajustements des indices des relevés étaient généralement bons (figure E.1) et tous les résiduels normalisés étaient à moins de deux écarts-types de l'ajustement (figures E.2 et E.3). Les ajustements des données sur la composition selon l'âge des prises commerciales étaient exceptionnellement bons (figure E.8), mais ceux des âges dans les relevés semblaient sous-estimer les premières classes d'âge (par exemple, figure E.16). En général, les ajustements des données de la composition selon l'âge dans les relevés n'étaient pas aussi bons que ceux des données sur l'âge des prises commerciales, ce qui pourrait montrer la nature plurispécifique de ces relevés et une conception d'échantillonnage qui ne peut pas cibler une seule espèce pour un échantillonnage biologique optimal. Francis (2011) a recommandé d'utiliser un graphique de diagnostic qui compare l'âge moyen observé et prédit par année pour voir si le modèle avait capturé cette dynamique. La figure E.19 montre que le modèle du scénario de référence imite très bien la tendance des âges moyens annuels des prises commerciales, tandis que les estimations par le modèle de l'âge moyen pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte sont constamment en dessous des âges moyens observés.



---

La Figure 3 illustre les effets de la repondération des fréquences selon l'âge dans les données sur la composition, où  $W_g = n_{tg}^3 / n_{tg}^0$  décrit la pondération sur l'engin  $g$  à partir du nombre initial d'échantillons  $n^0$  (nombre de sorties pour la pêche, nombre de traits pour les relevés) par rapport au nombre effectif d'échantillons  $n^3$  pour la troisième repondération (voir l'équation D.26). La repondération de la fréquence selon l'âge a réduit les tailles effectives des échantillons (augmentant les limites d'erreur) pour les deux relevés (historique dans le canyon de l'île Goose, où  $W_g = 0,46$ , synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte avec  $W_g = 0,74$ ), tout en accroissant la taille effective des échantillons pour la pêche commerciale au chalut ( $W_g = 1,7$ ). Ces poids relatifs reflètent la qualité de l'ajustement aux données sur la composition selon l'âge.

Les résultats de la MCCM ont montré une convergence satisfaisante du processus de recherche de la MCCM (Appendix E, figures E.25-E.31) pour le modèle du scénario de référence. Les a priori et les a posteriori marginaux des paramètres estimés sont présentés sur la figure E.32 et dans le tableau E.4. Par exemple, on estime que la mortalité naturelle a une médiane (avec un intervalle de crédibilité de 5-95 %) de 0,060 (0,055 - 0,066) pour les femelles et de 0,065 (0,060 - 0,071) pour les mâles. On estime que l'inclinaison est de 0,70 (0,46 - 0,90). Les autres résultats de la MCCM sont donnés dans le Tableau 1 et le Tableau 2. Le rapport médian estimé de la biomasse du stock reproducteur au début de 2017 sur la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre associé au RMS ( $B_{2017}/B_{MSY}$ ) est de 1,03 (0,54 - 1,96). Le RMS médian estimé est de 3 843 t (2 539 - 5 255). À titre de référence, les prises moyennes de 2012 à 2016 sont de 2 397 t. Le rapport médian estimé de la biomasse du stock reproducteur au début de 2017 sur le niveau non exploité ( $B_{2017}/B_0$ ) est de 0,27 (0,18 - 0,42).

La Figure 4 montre les distributions a posteriori de la biomasse vulnérable reconstituée par année, ainsi que les prises historiques estimées. La Figure 5 compare la trajectoire des médianes estimées des biomasses vulnérables et reproductrices (femelles matures seulement) par rapport à leurs valeurs non exploitées. Ces résultats montrent un lent déclin dans la biomasse entre 1940 et 1960, suivi d'une augmentation de la biomasse causée par les poissons qui entrent dans la population après un grand événement de recrutement autour de 1952 (Figure 6). La forte pression exercée par les flottes de pêche étrangères (Figure 7) pendant la période 1965-1975 a entraîné un déclin de la biomasse qui s'est poursuivi dans les années 1980 avec l'intensification de la pression de la pêche de la flottille de chalutiers canadienne qui s'est produite lorsque les bateaux étrangers ont quitté les eaux de la C.-B. Une autre bonne année de recrutement aux alentours de 1976 a soutenu une augmentation de la biomasse reproductrice jusqu'en 1994, après quoi la biomasse a décliné jusqu'en 2005. Depuis, la biomasse reproductrice est restée relativement constante jusqu'à présent, ce qui a coïncidé avec une réduction du niveau des prises à partir du milieu des années 2000.

En ce qui concerne la zone 5ABC, on note deux événements de recrutement nettement plus élevé que la moyenne à long terme (Figure 6). Le modèle estime que ces événements se sont produits vers 1953 et 1977 (en tant que poissons d'un an), la taille de l'événement de recrutement débordant sur plusieurs années, probablement en raison d'une erreur dans la détermination de l'âge. Cet effet apparaît sur la Figure 6, avec les recrutements plus élevés des deux côtés de l'année modale, ce qui donne une augmentation globale additionnée de l'ordre de 5 à 20 fois le recrutement moyen à long terme. Chacun de ces événements a entraîné des augmentations des niveaux des biomasses reproductrice et vulnérable reconstituées (Figure 5), étant donné que ces poissons sont devenus matures ou suffisamment âgés pour être exploités dans le cadre de la pêche.

Le taux d'exploitation annuel estimé (rapport des prises totales sur la biomasse vulnérable au milieu de l'année) a affiché un pic au milieu des années 1960 (Figure 7) en raison de la grande

---

quantité de flottes étrangères, puis un nouveau pic en 2007 en raison d'une augmentation de l'exploitation nationale combinée à la baisse des niveaux de la biomasse vulnérable. Les taux d'exploitation ont décliné depuis que des réductions du TAC ont été mises en place à compter de 2006 (700 tonnes pour la recherche) et en 2011-2013 (774 tonnes sur trois ans dans un souci de conservation). Le taux d'exploitation pour 2016,  $u_{2016}$ , est estimé à 0,056 (0,033 - 0,085; Tableau 2).

## 7.2. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Sept analyses de sensibilité (décrites précédemment) ont été effectuées, ainsi qu'une analyse de cheminement répétant l'évaluation du stock de 2010 à l'aide des hypothèses formulées par la présente évaluation. Toutes les analyses de sensibilité, y compris l'analyse de cheminement, ont été évaluées avec une recherche de MCCM sur l'espace paramétrique (6 millions d'itérations échantillonnées à chaque 5 000<sup>e</sup> itération pendant 1 200 échantillons, 1 000 après le retrait des 200 premiers pour le rodage); les différences entre les analyses sont résumées dans les sections E.5 et E.6 (Appendix E. Les sorties détaillées (ajustements aux données, MPD et résultats de la MCCM) de ces analyses ne sont pas fournies car elles reflètent celles du scénario de référence; cependant, certains diagnostics de la MCCM pour chaque analyse de sensibilité sont présentés à l'Appendix E. Ces modèles sont tous bien adaptés aux données, mais plusieurs des analyses de sensibilité donnent des résultats inacceptables d'autocorrélation. Les prédictions modélisées de l'état du stock pour chaque analyse de sensibilité sont fournies dans la section 8.3.

## 8. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES

### 8.1. POINTS DE RÉFÉRENCE ET CRITÈRES

Le Cadre pour la pêche durable (CPD, MPO 2009) a établi des points de référence provisoires pour orienter la gestion et évaluer la durabilité de la récolte. Il s'agit du point de référence limite (PRL), de  $0,4 B_{MSY}$ , et du point de référence supérieur du stock (PRS), de  $0,8 B_{MSY}$ , qui ont été adoptés pour l'évaluation précédente de ce stock (Edwards *et al.* 2012) et repris pour la présente évaluation. Il convient de souligner qu'aucune évaluation n'a été réalisée pour déterminer l'adéquation de ces points pour ce stock, et qu'aucun niveau de risque acceptable n'a été défini.

La zone en dessous de  $0,4 B_{MSY}$  est appelée « zone critique », celle comprise entre  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  la « zone de prudence » et celle située au-dessus du point de référence supérieur du stock ( $0,8 B_{MSY}$ ) la « zone saine ». En général, l'état du stock est évalué comme la probabilité que la biomasse des femelles reproductrices à l'année  $t$  soit supérieure aux points de référence, c.-à-d.  $P(B_t > 0,4 B_{MSY})$  et  $P(B_t > 0,8 B_{MSY})$ . Le CPD stipule également que lorsque le stock est dans la zone saine, la mortalité par pêche doit être au niveau ou en dessous de la mortalité par pêche associée au RMS dans les conditions d'équilibre ( $u_{MSY}$ ), qu'elle doit être réduite lorsque le stock est dans la zone de prudence et égale à zéro lorsqu'il est dans la zone critique.

D'autres pays utilisent souvent des points de référence indicateurs qui sont exprimés sous la forme de  $B_0$  plutôt que de  $B_{MSY}$  (par exemple, ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011), car  $B_{MSY}$  est fréquemment mal estimé puisqu'il dépend de paramètres estimés et d'une pêche constante (bien que beaucoup de ces problèmes s'appliquent aussi à  $B_0$ ). C'est pourquoi nous présentons aussi les points de référence de  $0,2 B_0$  et  $0,4 B_0$  à l'Appendix E. Ce sont les 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. Nous indiquons aussi les résultats en comparant la biomasse projetée à deux autres points de référence :  $B_{MSY}$  et la biomasse actuelle,  $B_{2017}$  (Appendix E).

## 8.2. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

La Figure 8 montre que (selon les médianes), le stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC a été estimé comme se trouvant dans la zone saine pendant la majorité de la période de pêche historique et que la biomasse reproductrice est demeurée proche de  $B_{MSY}$  depuis dix ans. Les taux d'exploitation du stock ont été supérieurs à  $u_{MSY}$  neuf fois (1966-1968, 1974, 2003-2004, 2006-2007, 2010), et sont restés en deçà de  $u_{MSY}$  depuis 2010. La biomasse reproductrice médiane actuelle  $B_{2017}$  est égale à  $1,03 B_{MSY}$  et le taux d'exploitation est de  $0,68 u_{MSY}$  (Figure 8). On estime que la biomasse reproductrice est au-dessus de  $0,4 B_{MSY}$  avec une probabilité  $P(B_{2017} > 0,4 B_{MSY}) = 0,99$  et au-dessus de  $0,8 B_{MSY}$  avec une probabilité  $P(B_{2017} > 0,8 B_{MSY}) = 0,74$ . Elle a donc une probabilité de  $1 - 0,99 = 0,01$  d'être dans la zone critique, de  $0,99 - 0,74 = 0,25$  d'être dans la zone de prudence et de  $0,74$  d'être dans la zone saine (Figure 9).

## 8.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

La Figure 9 montre qu'en ajoutant la série d'indices du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte, on abaisse l'état du stock, que la sélectivité du relevé soit fixe (Sensibilité 1) ou ajustée en forme de dôme (Sensibilité 2). La médiane  $B_{2017} = B_{MSY}$  pour le scénario de référence est de  $1,03$ , et diminue pour passer à  $0,75$  et  $0,81$  pour les Sensibilités 1 et 2, respectivement.

Dans le document de travail remis aux participants à l'examen régional par les pairs, l'analyse Run08 (Sensibilité 1) a été présentée comme le scénario de référence, essentiellement pour correspondre aux choix de données effectués pour l'évaluation du stock en 2010 (Edwards *et al.* 2012). Le processus d'examen par les pairs a néanmoins permis de souligner que ce relevé ne couvre pas toute la gamme de profondeurs du sébaste à longue mâchoire, puisque les chaluts ne descendent qu'à  $200$  m environ (voir la figure B.37), alors que le poisson occupe généralement des profondeurs allant jusqu'à  $400$  m (voir la figure B.18) et que les taux de prise les plus élevés sont à plus de  $200$  m de profondeur. De même, ce relevé ne couvre qu'une partie relativement petite du canyon de l'île Goose à l'ouest de l'île Calvert (par exemple, figure B.36), mais le stock est bien réparti dans tout le bassin de la Reine-Charlotte, surtout le long de ses limites extérieures (par exemple, figure B.17). La conception du relevé de la crevette est optimisée pour la crevette, qui est présente dans des eaux moins profondes où les sébastes à longue mâchoire juvéniles sont plus nombreux, et la doublure de filet à mailles fines dans le cul de chalut est conçue pour attraper des crevettes; par conséquent, le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte donne probablement un indice relativement médiocre de la population de sébastes à longue mâchoire adultes. Pour combler le manque de sébastes à longue mâchoire plus âgés, présents dans les eaux plus profondes, dans ce relevé, la Sensibilité 2 a estimé la sélectivité en forme de dôme avec une vulnérabilité décroissante des poissons plus âgés (figure E.42), mais les estimations des paramètres qui ont été obtenues de cette manière différaient peu de celles fournies par une sélectivité fixe (tableau E.14). L'insensibilité des estimations des paramètres à ce changement d'hypothèse peut être due à la petite quantité de données disponibles sur la composition selon l'âge pour ce relevé (une seule année d'échantillon). Compte tenu de la couverture de la superficie et de la profondeur dans ce relevé et du fait qu'elle est redondante de celle du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, qui est spécialement conçue pour surveiller le poisson de fond, les participants à l'examen régional par les pairs ont décidé d'exclure ce relevé du scénario de référence et de fonder l'avis qu'ils enverraient aux gestionnaires sur les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose et les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte.

---

La Sensibilité 3 étudie l'effet de la repondération des CV du relevé en exécutant le modèle avec les CV du relevé observés (c-à-d. sans erreur de processus supplémentaire). La figure E.43 montre comment les CV du relevé diffèrent entre le scénario de référence et la Sensibilité 3 : les CV observés des relevés historiques dans le canyon de l'île Goose étaient plus petits que ceux utilisés dans le scénario de référence, mais ceux observés dans les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte étaient plus grands. La repondération du scénario de référence pondère effectivement à la baisse le relevé dans le canyon de l'île Goose tout en pondérant à la hausse celui dans le bassin de la Reine-Charlotte, ce qui contraint l'ajustement à mieux correspondre à l'abondance relative de ce dernier. Nous considérons que la pondération du scénario de référence est plus appropriée car le relevé historique dans le canyon de l'île Goose est une série assemblée à partir de relevés sans lien entre eux à l'aide d'une conception de station fixe (voir la section B.3) alors que le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte est spécialement conçu pour le poisson de fond et fait appel à une conception à stratification aléatoire (voir la section B.4). Il faut donc accorder un poids plus grand à la série de relevés plus récents et mieux conçus. Même si la plupart des estimations médianes des paramètres est semblable à celles du scénario de référence (tableau E.13), l'estimation médiane de la taille du stock, représentée par  $R_0$ , est environ 2 % plus élevée que dans le scénario de référence. On obtient ainsi une estimation médiane de  $B_{2017}$  plus élevée que dans le scénario de référence (28 968 t contre 24 302 t, respectivement), qui traduit sans doute les différences dans les distributions a posteriori de la taille du stock. Comme la biomasse reproductrice actuelle estimée est plus grande, alors que tout le reste demeure semblable, l'estimation de l'état du stock est meilleure dans cette analyse de sensibilité.

Les Sensibilités 4 et 5 étudient les effets de la variation des a priori sur la mortalité naturelle  $M$ . Dans le scénario de référence, l'a priori pour  $M$  a une moyenne de 0,06 avec un CV de 10 %, qui constitue un a priori étroit et uniquement marginalement meilleur qu'une  $M$  fixe; cependant, les CV des a posteriori pour  $M$  sont plus petits que celui de l'a priori (5,6 %, figure E.44), et la moyenne de a posteriori diffère à peine de celle de l'a priori pour les femelles tout en augmentant de 9 % pour les mâles. L'ajout du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte n'a pas fait varier de manière sensible les moyennes ou les écarts-types des valeurs estimées de  $M$  (figure E.45). Lorsque la moyenne de l'a priori a été portée à 0,07 et le CV à 20 % (figure E.46), le modèle converge vers une valeur de  $M$  plus élevée pour les deux sexes, mais la moyenne de l'a posteriori est inférieure de 3 % à celle de l'a priori pour les femelles et supérieure de 5 % à celle-ci pour les mâles, tandis que le CV a posteriori de  $M$  est de moins de 10 % pour les deux sexes. Ce modèle génère toutefois une autocorrélation importante dans un certain nombre de paramètres, notamment les deux paramètres de  $M$  (figure E.59). On obtient des résultats semblables à partir d'un modèle utilisant un a priori uniforme pour  $M$  (pas d'attente, figure E.47), avec la moyenne de la distribution a posteriori de  $M$  se situant juste en dessous de 0,07 pour les femelles et à 0,075 pour les mâles, le CV étant proche de 10 % pour les deux sexes. Avec la Sensibilité 5, l'état du stock est légèrement supérieur à celui obtenu avec la Sensibilité 4, bien que semblable, et on note à nouveau une forte autocorrélation entre tous les paramètres principaux (figure E.62). Les diagnostics MCCM pour ces deux analyses indiquent que cette procédure n'a probablement pas convergé (en particulier l'analyse 5), ce qui donne des estimations non fiables des paramètres. Il est cependant intéressant de noter que même avec un a priori uniforme, les estimations de  $M$  s'échelonnent de 0,057 à 0,080 (intervalle de crédibilité de 5-95 % pour les femelles) et de 0,062 à 0,088 (intervalle de crédibilité de 5-95 % pour les mâles), ce qui indique que l'a priori de  $M$  utilisé dans le scénario de référence est cohérent avec les données sur la composition selon l'âge et que la contrainte imposée par l'a priori de  $M$  dans le scénario de référence est appropriée puisque l'on obtient des diagnostics de MCCM bien meilleurs pour l'analyse du scénario de référence.

---

Les Sensibilités 6 et 7 étudient les effets d'une mauvaise spécification des prises pendant la période où l'activité des flottes étrangères était la plus intense. Ketchen (1980) donne des estimations minimales, intermédiaires et maximales des prises de sébaste et de sébaste à longue mâchoire par les chalutiers russes et japonais dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 1965 et 1975. Traditionnellement, les évaluations du stock de sébaste à longue mâchoire ont utilisé les estimations intermédiaires, mais celles-ci pourraient comporter un biais. Les intrants sur les prises de 1965 à 1975 dans le modèle sont arbitrairement divisés par deux dans la Sensibilité 6, et arbitrairement doublés dans la Sensibilité 7. Comme on pouvait le prédire, l'état du stock se déplace vers la droite si les prises sont divisées par deux et une proportion plus grande de la distribution a posteriori de  $B_{2017}/B_{MSY}$  se trouve dans la zone saine. À l'inverse, l'état du stock se déplace vers la gauche, dans la zone de prudence, lorsque les prises sont doublées (figure E.39). La médiane  $B_{2017}/B_{MSY}$  pour le scénario de référence est de 1,03, et passe à 1,18 et 0,83 pour les Sensibilités 6 et 7, respectivement. Les instabilités des chaînes MCCM apparaissent lorsque l'on double les prises étrangères (figures E.66-68), mais pas lorsqu'on les divise par deux (figures E.62-65).

Les résultats MCCM de l'analyse de cheminement, qui était basée sur la Sensibilité 1 parce qu'elle comprenait le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte (tableaux E.15 et E.16), étaient semblables aux résultats de 2010, mais le système de repondération de la fréquence selon l'âge a donné un état du stock plus bas que celui qui avait été estimé en 2010 (Figure 10) – l'estimation médiane de l'état du stock en 2011 était de 0,259 en 2010, mais la même estimation réalisée à l'aide de la procédure de repondération de Francis dans le modèle de l'analyse de cheminement était de 0,233, soit une diminution de 10 %. En retirant l'importance accordée aux données sur la composition selon l'âge par rapport aux données sur l'abondance, l'analyse de cheminement laisse penser que la procédure de pondération des données utilisée dans le modèle « Estimation de M et h » de 2010 a estimé un état du stock plus élevé et a donc donné une évaluation du stock plus optimiste par rapport à la procédure de pondération actuelle. Nous notons cependant que ces résultats révisés se situent dans la fourchette d'incertitude du modèle initial, ce qui indique qu'ils ne sont probablement pas très différents des résultats de 2010 au sens statistique. La méthodologie d'évaluation des stocks s'améliore constamment et nous avons adopté les recommandations de Francis (2011) parce qu'elles représentent une avancée par rapport aux méthodes appliquées en 2010.

#### **8.4. RÉSULTATS DES PROJECTIONS ET TABLEAUX DE DÉCISION**

Des projections sur cinq ans (Figure 11) ont été préparées pour l'analyse du scénario de référence afin d'évaluer le comportement futur de la population pour différents niveaux de prises constantes, compte tenu des hypothèses du modèle sans contrôle rétroactif. Ces projections, en commençant par la biomasse au début de 2017, ont été effectuées sur un éventail de stratégies de prises constantes (0-5 000 t) pour chacun des 1 000 échantillons MCCM de l'a posteriori, ce qui a produit les tendances de la biomasse future. Les recrutements futurs ont été obtenus avec la fonction stock-recrutement, en utilisant les écarts du recrutement tirés aléatoirement d'une distribution log-normale avec une moyenne de zéro et un écart-type constant de 0,9 (voir la description de cette procédure à l'Appendix D). Au niveau des prises moyennes actuelles de 2 397 t, la stratégie de 2 500 t illustrée sur la Figure 11 montre approximativement comment les projections évolueraient si les prises étaient maintenues à ces niveaux.

Des tableaux de décision sont présentés (à l'Appendix E et dans les Tableau 3 à Tableau 5) pour les points de référence décrits à la section 8.1. Chaque tableau exprime la probabilité que  $B_t$  (ou  $u_t$ ), où  $t = 2017...2022$ , dépasse le point de référence en question dans chaque stratégie de prises constantes. En général, ce sont les gestionnaires qui doivent choisir les niveaux de

---

prises de prédilection. Par exemple, il peut être souhaitable d'être certain à 95 % que  $B_t$  soit supérieur à un PRL, alors qu'il faudrait seulement une probabilité de 50 % qu'un PRS soit dépassé. En supposant ce profil de risque, le Tableau 3 indique qu'il serait possible de prélever 3 250 t de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC pour avoir une certitude à 95 % que la biomasse reproductrice demeurerait au-dessus de  $0,4 B_{MSY}$  au début de 2022. De même, le Tableau 4 indique qu'il serait possible de prélever 4 500 t pour avoir une certitude à 50 % que la biomasse reproductrice est au-dessus de  $0,8 B_{MSY}$  au début de 2022.

Nous tenons à préciser que même si l'incertitude est intégrée dans l'évaluation et ses projections en adoptant une démarche bayésienne pour estimer les paramètres, ces résultats dépendent fortement de la structure du modèle présumé, des a priori informatifs et des hypothèses portant sur les données (en particulier celles relatives au recrutement moyen) utilisées pour les projections. Ce dernier problème s'atténue avec les projections à court terme (5 ans) pour les stocks à grande longévité comme le sébaste à longue mâchoire, qui recrute à des âges plus avancés pour la pêche, puisque la plupart des recrutements dans les projections reposent sur les recrutements estimés pendant la phase de reconstitution du stock de l'évaluation.

## 8.5. CALENDRIER D'ÉVALUATION

Un avis a aussi été demandé au sujet de la durée appropriée entre les futures évaluations et, pour les années intermédiaires entre les évaluations, au sujet des valeurs potentielles des indicateurs pouvant déclencher une évaluation complète plus tôt que d'habitude (conformément à MPO 2016). Nous proposons de prévoir la prochaine évaluation complète du stock en 2022 car nous disposerons alors de trois nouveaux indices provenant du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte et de cinq années de données sur les prises et sur l'âge (voir les détails à l'Appendix G). Après avoir étudié les indicateurs qui pourraient être surveillés pendant les années intermédiaires, nous concluons qu'aucun ne convient pour déclencher une évaluation complète plus tôt que prévu (Appendix G). Il faut souligner que l'avis sur les années intermédiaires est explicitement inclus dans la présente évaluation sous la forme des tableaux de décision.

## 9. ÉTUDE DES IMPACTS DE LA VARIABILITÉ ENVIRONNEMENTALE ET CLIMATIQUE SUR LE RECRUTEMENT

Pour donner des avis dans le contexte de la gestion des pêches axée sur les écosystèmes, il faut comprendre comment les processus climatiques et environnementaux influent sur les populations de poissons. Nous présentons à l'Appendix F un nouveau cadre bayésien pour définir les relations entre les variables environnementales et climatiques et le recrutement et l'appliquer à ce stock de sébaste à longue mâchoire (en utilisant les estimations du recrutement tirées de l'évaluation précédente par Edwards *et al.* 2012). Contrairement aux approches précédentes, ce cadre intègre explicitement les incertitudes du recrutement historique, qui sont souvent estimées dans les estimations modernes des stocks. Il utilise de plus diverses variables environnementales et climatiques, menant à des conclusions qui risquent moins de s'avérer peu fiables dans le temps que celles qui reposent sur une seule variable.

Nous avons testé les impacts potentiels à l'aide des séries chronologiques de neuf variables environnementales et climatiques : l'indice Pacifique Est/Pacifique Nord, les anomalies du niveau de la mer ajustées en fonction de la pression, la superficie maximale normalisée couverte par le tourbillon Haïda, l'indice de basse pression dans les Aléoutiennes, l'indice normalisé du Pacifique Nord, l'oscillation décennale du Pacifique, l'oscillation de la circulation du Pacifique Nord, l'indice océanique Niño et l'indice d'oscillation australe. Nous n'avons

---

cependant pas réussi à déceler un ensemble de conditions semblant influencer fortement le recrutement du sébaste à longue mâchoire. Nous avons posé l'hypothèse que les conditions favorables au recrutement pourraient comprendre les circulations atmosphériques à l'échelle du bassin qui créent des vents côtiers vers le sud et le tourbillon Haïda qui peut influencer sur le transport des larves de sébaste à longue mâchoire des canyons marins dans les eaux du plateau, qui offrent un habitat propice aux juvéniles.

Selon nos résultats, nous ne devrions pas, pour l'instant, intégrer de facteurs climatiques ou environnementaux du recrutement dans le modèle d'évaluation du stock car il ne semble pas y avoir de facteur important de ce type. Pourtant, nous avons un stock d'une espèce à grande longévité sur lequel nous disposons de beaucoup de données, notamment une série chronologique du recrutement estimé sur plusieurs décennies. Ce résultat peut être en partie dû à la stratégie de recrutement adoptée par l'espèce, qui n'affiche que des épisodes occasionnels de recrutement fort, séparés par de longues périodes de recrutement inférieur à la moyenne. Dans la mesure où cette reconstitution ne permet de dégager que deux (trois au maximum) de ces épisodes (bien que la série commence en 1940), l'information disponible est peut-être simplement inadéquate pour découvrir les facteurs de ces rares périodes de fort recrutement. C'est pourquoi nous conservons l'approche de modélisation utilisée dans l'évaluation précédente.

Nos méthodes sont générales et peuvent s'appliquer à d'autres stocks pour lesquels on dispose de séries chronologiques des facteurs possibles et des estimations MCCM du recrutement.

## 10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

Comme les précédentes évaluations des stocks de sébaste, la présente évaluation décrit un stock à croissance lente et à productivité basse. Il a été gravement épuisé dans le milieu des années 1970 par la pêche commerciale des flottes étrangères (Figure 5). Cette pêche précoce semble avoir été soutenue par un recrutement massif ayant eu lieu au début des années 1950 (Figure 6). L'épuisement du stock s'est brièvement inversé au début des années 1980 avant de reprendre au milieu des années 1990 avec l'expansion de la flotte canadienne de chalutiers de fond. La pêche canadienne a elle aussi été alimentée par quelques fortes classes d'âge survenues à la fin des années 1970 et au début des années 1980. La tendance au déclin semble s'être arrêtée depuis 2006, ce qui correspond à une réduction de 700 t du TAC cette année-là (tableau A.1). Après l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012), la gestion a mis en œuvre une autre réduction du TAC de 258 t par an dans les zones 5AB/5CD sur trois ans (soit une réduction totale supplémentaire de 774 t) à titre de mesure de conservation. Cette mesure de gestion semble avoir amélioré l'état du stock en 2017 par rapport à 2011 (Figure 8).

Les taux annuels d'exploitation ont augmenté après les années 1980 et, à la fin des années 2000, s'approchaient des niveaux historiques élevés associés aux importantes prises effectuées par des flottilles étrangères vers la fin des années 1960 (Figure 7). La Figure 7 permet aussi de constater les déclins sensibles du taux d'exploitation après les deux grandes réductions du TAC susmentionnées. On estime que la médiane de  $B_{2017}/B_0$  est de 0,27 avec un intervalle de crédibilité de 90 % (0,18; 0,42) et que le taux d'exploitation médian est de 0,056 (0,033; 0,085) (Tableau 2). La médiane  $B_t/B_0$  est restée relativement constante, juste au-dessus de 0,25, depuis 10 ans (Figure 5). L'examen des tableaux de décision (Tableau 3 à Tableau 5) et de la Figure 11 confirme que les niveaux de prises actuels sont inférieurs aux prédictions du modèle pour la production excédentaire, avec des prises aux alentours de 2 750 t/an, ce qui donne des prédictions de la biomasse avec  $P(B_{2022} > B_{MSY}) \approx 0,5$ .

Ce modèle estime qu'il n'y a pas eu d'événement de recrutement exceptionnel après 1976 (1977 sur la Figure 6), ce qui contribue probablement au rétablissement lent de l'espèce depuis

---

l'évaluation du stock de 2010, même avec les réductions du TAC. La classe d'âge de 2001 semble la plus forte des 20 dernières années, mais elle n'était pas exceptionnelle. Des hausses mineures du nombre de poissons d'âge-1 en 2007 et 2009 sont évidentes, mais une incertitude considérable entoure le recrutement estimé après 2006 car les poissons ne sont pas entièrement sélectionnés par la pêche commerciale ou les relevés avant l'âge de 10-11 ans.

Le stock reproducteur actuel  $B_{2017}$  est égal à  $1,03 B_{MSY}$  et de  $0,68 u_{MSY}$  (Figure 8), en termes de médianes MCCM (Tableau 2). Bien que  $u_t/u_{MSY}$  ait fluctué au cours des dix dernières années, la biomasse reproductrice  $B_t$  est demeurée entre le PRS et  $B_{MSY}$  et  $u_t$  est resté en dessous de  $u_{MSY}$  depuis 2010 (Figure 8).

Le niveau de l'état du stock pour la Sensibilité 1 (ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte) était inférieur à celui du scénario de référence (médiane de  $B_{2017}/B_0=0,22$  contre 0,27), ce qui montre que ce relevé a un impact sur cette quantité. L'utilisation des relevés de la crevette pour surveiller les espèces de sébaste a été remise en question depuis la publication de l'évaluation du stock de 2010 car on pense que la conception et la couverture spatiale de ces relevés ne sont pas idéales à cette fin (MPO 2015). Les participants à l'examen régional par les pairs ont décidé d'exclure ce relevé pour modéliser le sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC en vue de produire un avis pour les gestionnaires.

Nous notons que les résultats de cette évaluation sont incertains. Bien que le sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC soit le stock de sébaste des eaux occidentales canadiennes sur lequel nous disposons du plus grand nombre de données, les données historiques disponibles pour le long historique précoce de la pêche sont incertaines avant le début de la pleine couverture par des observateurs en 1996. Il n'existe pas d'indices de la biomasse avant le milieu des années 1960 et la conception statistique des relevés de cette période n'était pas solide. Les données disponibles sur la composition selon l'âge sont toutes relativement récentes. Heureusement, les données sur l'âge les plus précoces peuvent nous renseigner sur les forces des classes d'âge dans les années 1950 et 1960 du fait de la grande longévité de l'espèce et de l'apparente grande précision de la méthode de détermination de l'âge.

Les tableaux de décision donnent des orientations pour sélectionner les recommandations sur le TAC à court terme et décrivent la fourchette des futurs résultats possibles sur la période de projection à des niveaux fixes de prises annuelles. Pour que les prédictions soient exactes, le modèle doit être correct. L'incertitude qui entoure les paramètres est expressément traitée par l'approche bayésienne; cependant, elle ne s'applique qu'au modèle utilisé et aux pondérations appliquées aux différentes composantes des données. L'exactitude des projections dépend également des valeurs très incertaines du futur recrutement.

Nous pensons que les résultats des relevés entamés dans la dernière décennie continueront à permettre de surveiller le sébaste à longue mâchoire au large de la côte de la C.-B. Les prises des pêches commerciales du poisson de fond sont aussi bien surveillées. Ces activités permanentes garantissent que ce stock est bien surveillé actuellement et la gestion a montré que des mesures correctives peuvent être prises au besoin.

## 11. BESOINS FUTURS DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

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

1. Poursuivre la série de relevés au chalut indépendants de la pêche qui ont été établis sur toute la côte de la C.-B., notamment prélever des échantillons sur la composition selon l'âge et la longueur, ce qui permettra d'estimer les courbes cumulatives de la sélectivité pour chaque relevé.



- 
2. L'utilisation des relevés de la crevette au chalut (dans le bassin de la Reine-Charlotte et au large de la COIV) a été contestée pour diverses évaluations du sébaste depuis 2010. En 2014, les participants à l'examen régional par les pairs de l'évaluation du sébaste à queue jaune (MPO 2015) ont recommandé de décrire les changements apportés à la conception et aux filets pour les relevés de la crevette au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte; et d'évaluer l'adéquation, ainsi que les limitations possibles, de ces relevés pour chaque espèce de poisson de fond qui sera évaluée à l'avenir. Ces recommandations sont réitérées ici.
  3. Il peut être possible d'établir des a priori éclairés pour les paramètres de capturabilité du relevé qui peuvent être utilisés dans des modèles bayésiens comme le modèle des prises selon l'âge présenté dans ce rapport. Pour préparer ces a priori, on pourrait placer des limites significatives sur les composantes de la capturabilité du relevé, ce qui permettra alors d'adapter les niveaux de la biomasse dans l'évaluation.
  4. Étudier comment on pourrait intégrer les sorties bayésiennes des modèles qui utilisent des indices environnementaux pour prédire les processus biologiques (le recrutement par exemple) dans les évaluations des stocks qui utilisent les distributions de probabilité.
  5. Les efforts pourraient viser à étudier comment des populations uniques comme le sébaste à longue mâchoire font partie d'un système complexe composé d'éléments biologiques et économiques (Walker et Salt 2006). Ces systèmes peuvent avoir plusieurs états stables, ce qui peut influencer sur notre compréhension de la dynamique de la population de sébaste à longue mâchoire et sa résilience.

## 12. REMERCIEMENTS

Paul Spencer et Chris Grandin ont fourni des examens écrits constructifs et ont largement contribué pendant la réunion d'examen par les pairs en vue d'améliorer l'évaluation du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC. Allan Hicks (NOAA) a continué d'appuyer la version Awatea du modèle d'évaluation de stock de Coleraine utilisé pour cette évaluation. Le personnel du laboratoire de détermination de l'âge de la SBP a, comme toujours, traité rapidement nos demandes de traitement d'otolithes de sébaste à longue mâchoire. Pour l'Appendix F, nous tenons à remercier Bill Crawford pour sa précieuse discussion sur l'océanographie du bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate. Nous soulignons également l'aide que Charles Hannan nous a apportée pour élaborer l'indice de la zone couverte par les tourbillons de Haïda et Sitka. Maria Surry a mis à jour les indices climatiques et régionaux utilisés dans cette étude et a produit la figure F.1. Robert Bowen (qui a contribué à la section F.5) et J-B. Lecomte ont reçu du financement du Programme stratégique de recherche et d'avis fondés sur l'écosystème de Pêches et Océans Canada; en ce qui concerne J-B. Lecomte, ce financement lui a été offert dans le cadre du Programme de bourse de recherche scientifique du CRSNG.

## 13. RÉFÉRENCES

- Allen, M.J., Smith, G.B. 1988. [Atlas and zoogeography of common fishes in the Bering Sea and northeastern Pacific](#). NOAA Technical Report NMFS, U.S. Department of Commerce 66: 151 pp. (Consulté le 30 mai 2018).
- Carlson, H.R., Straty, R.R. 1981. [Habitat and nursery grounds of Pacific rockfish, \*Sebastes\* spp., in rocky coastal areas of southeastern Alaska](#). Mar. Fish. Rev. 43(7): 13-19. (Consulté le 30 mai 2018).

- 
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Edwards, A.M., Starr, P.J., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124-1138. (Consulté le 30 mai 2018).
- Hanselman, D., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Shotwell, S.A., Ianelli, J.N. 2007. [Gulf of Alaska Pacific ocean perch](#). In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, chap. 9, p. 563-622. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC). (Consulté le 30 mai 2018).
- Hanselman, D., Shotwell, S.A., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Ianelli, J.N. 2009. [Assessment of Pacific ocean perch in the Gulf of Alaska](#). In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, chap. 9, p. 743-816. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC). (Consulté le 30 mai 2018).
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Kendall Jr., A.W. and Lenarz, W.H. 1987. [Status of early life history studies of northeast Pacific rockfishes](#). In Proceedings of the International Rockfish Symposium, Anchorage, Alaska USA, October 20-22, 1986, Lowell Wakefield Fisheries Symposium, Alaska Sea Grant Rep. No. 87-2, p. 99-128. (Accessed May 30, 2018)
- Love, M.S., Yoklavich, M., Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- Mace, P.M., Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4: 51 pp. (Consulté le 30 mai 2018).
- McDermott, S.F. 1994. Reproductive biology of rougheye and shortraker rockfish, *Sebastes aleutianus* and *Sebastes borealis*. Master's thesis, University of Washington, Seattle, WA. 81 pp.
- Ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande. 2011. Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard. Ministry of Fisheries, New Zealand.
- MPO. 2009. [Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#). (Consulté le 30 mai 2018).
-

- 
- MPO. 2015. [Proceedings of the Pacific regional peer review on Stock assessment for Yellowtail Rockfish \(\*Sebastes flavidus\*\) in British Columbia; November 18-19, 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2015/020. (Consulté le 30 mai 2018).
- 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Richards, L.J., Olsen, N. 1996. [Slope rockfish assessment for the west coast of Canada in 1996 and recommended yield options for 1997](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2134: iv + 91 pp. (Consulté le 30 mai 2018).
- Richards, L.J., Schnute, J.T. 1998. [Model complexity and catch-age analysis](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55(4): 949-957. (Consulté le 30 mai 2018).
- Rooper, C.N., Boldt, J.L., Zimmermann, M. 2007. [An assessment of juvenile Pacific Ocean perch \(\*Sebastes alutus\*\) habitat use in a deep-water nursery](#). Estuarine, Coastal Shelf Sci. 75(3): 371-380. (Consulté le 30 mai 2018).
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A., Starr, P.J. 2001. [Pacific Ocean Perch assessment for the west coast of Canada in 2001](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/138. iv + 90 p. (Consulté le 30 mai 2018).
- Stanley, R.D., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Starr, P.J., Haigh, R., Grandin, C. 2016. [Stock assessment for Silvergray Rockfish \(\*Sebastes brevispinis\*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/049. v + 170 p. (Consulté le 30 mai 2018).

## 14. FIGURES

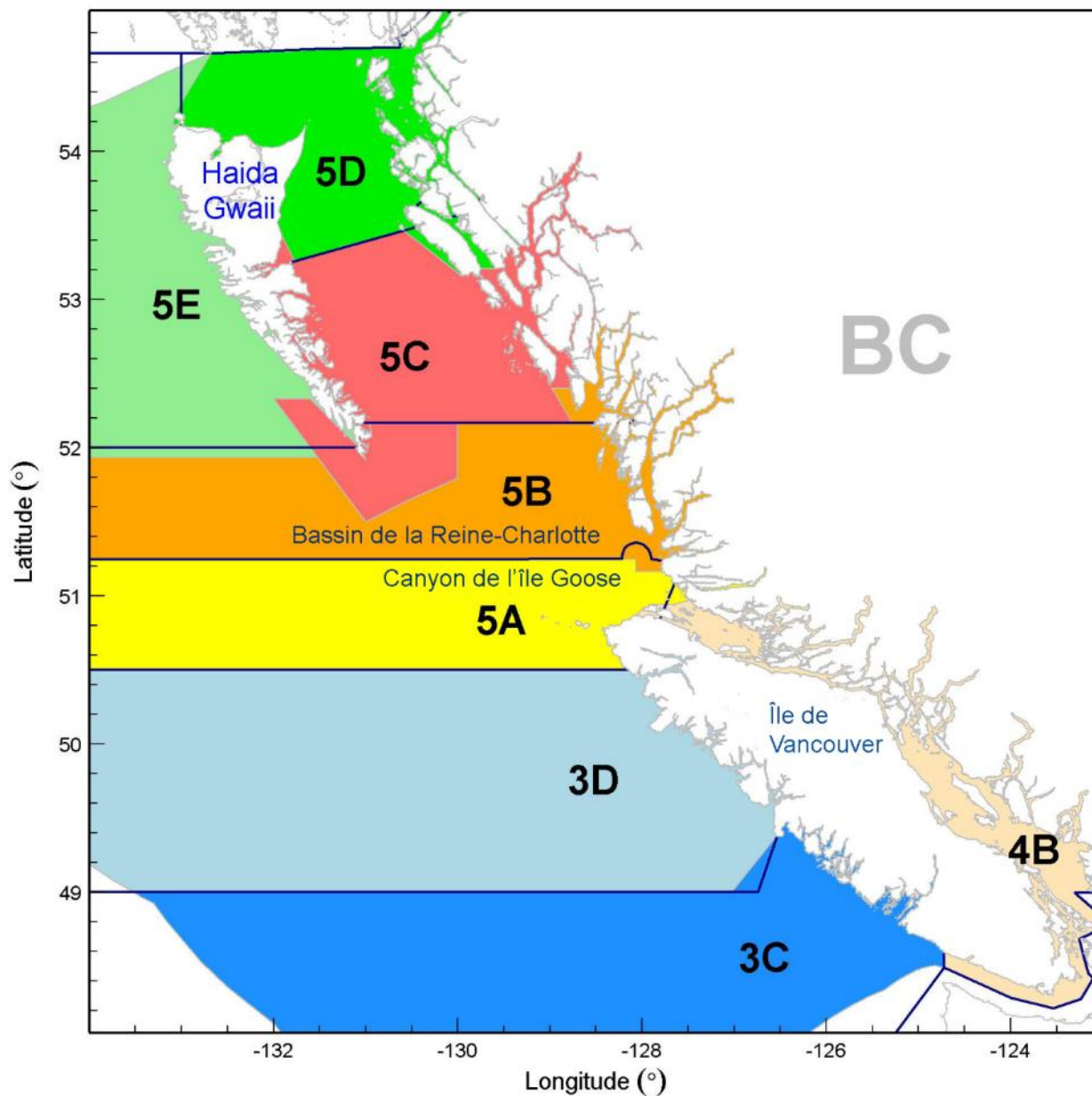


Figure 1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) (délimitées en bleu foncé) comparées aux zones de gestion du sébaste à bouche jaune et du sébaste à longue mâchoire (ombrées). La carte indique le bassin de la Reine-Charlotte et le canyon de l'île Goose à titre de référence. La présente évaluation couvre les zones 5ABC et de l'île Anthony (la zone en rouge à l'ouest de l'extrémité sud de Haïda Gwaii) combinées.

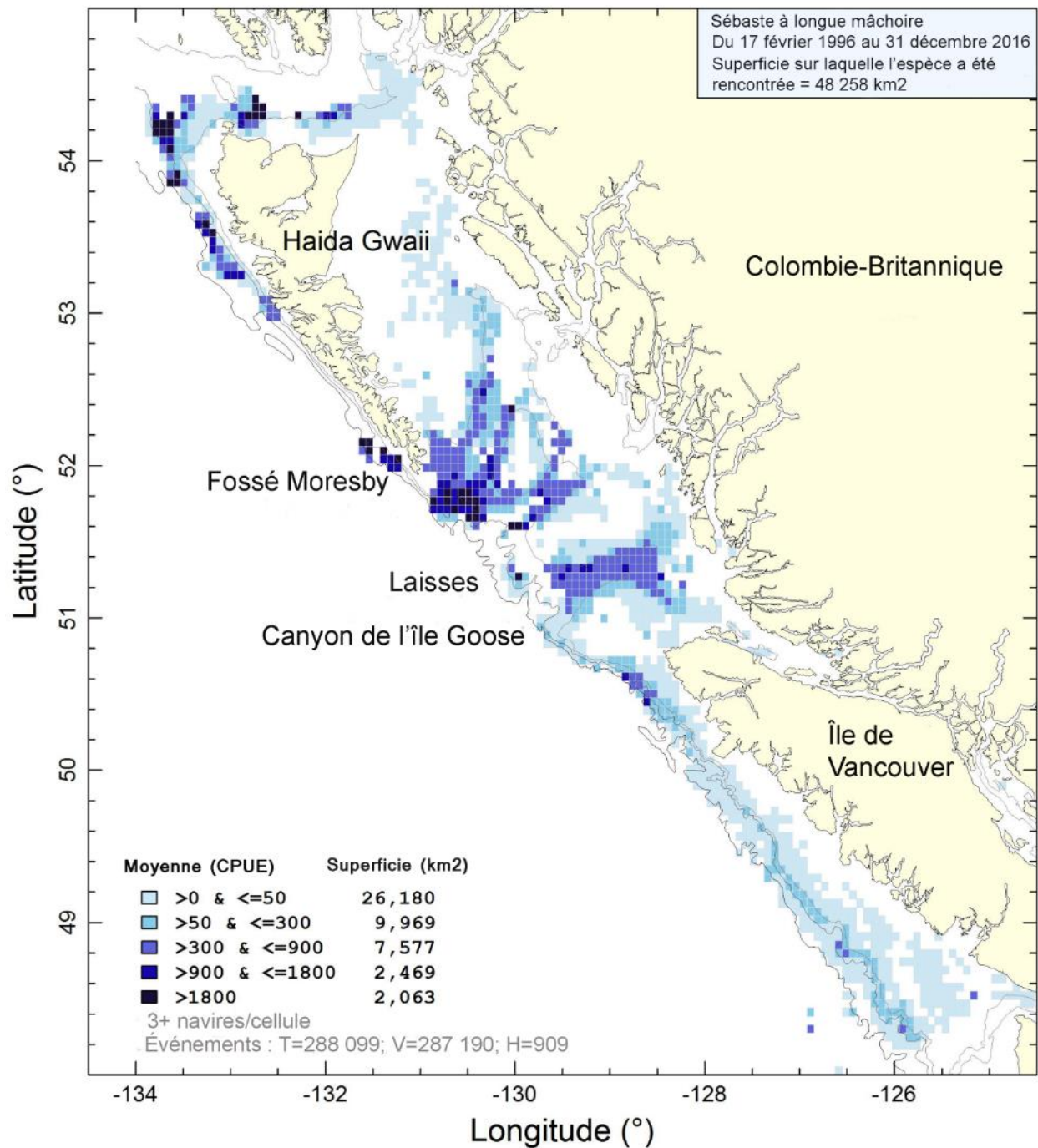


Figure 2. Répartition aérienne de la prise par unité d'effort par trait de chalut moyen du sébaste à longue mâchoire (kg/h) du 17 février 1996 au 31 décembre 2017, dans des cellules de 0,075° longitude par 0,055° latitude (environ 32 km<sup>2</sup>). Les isobathes de 200, 500 et 1 200 m sont représentées. Noter que les cellules avec <3 bateaux de pêche ne sont pas affichées.



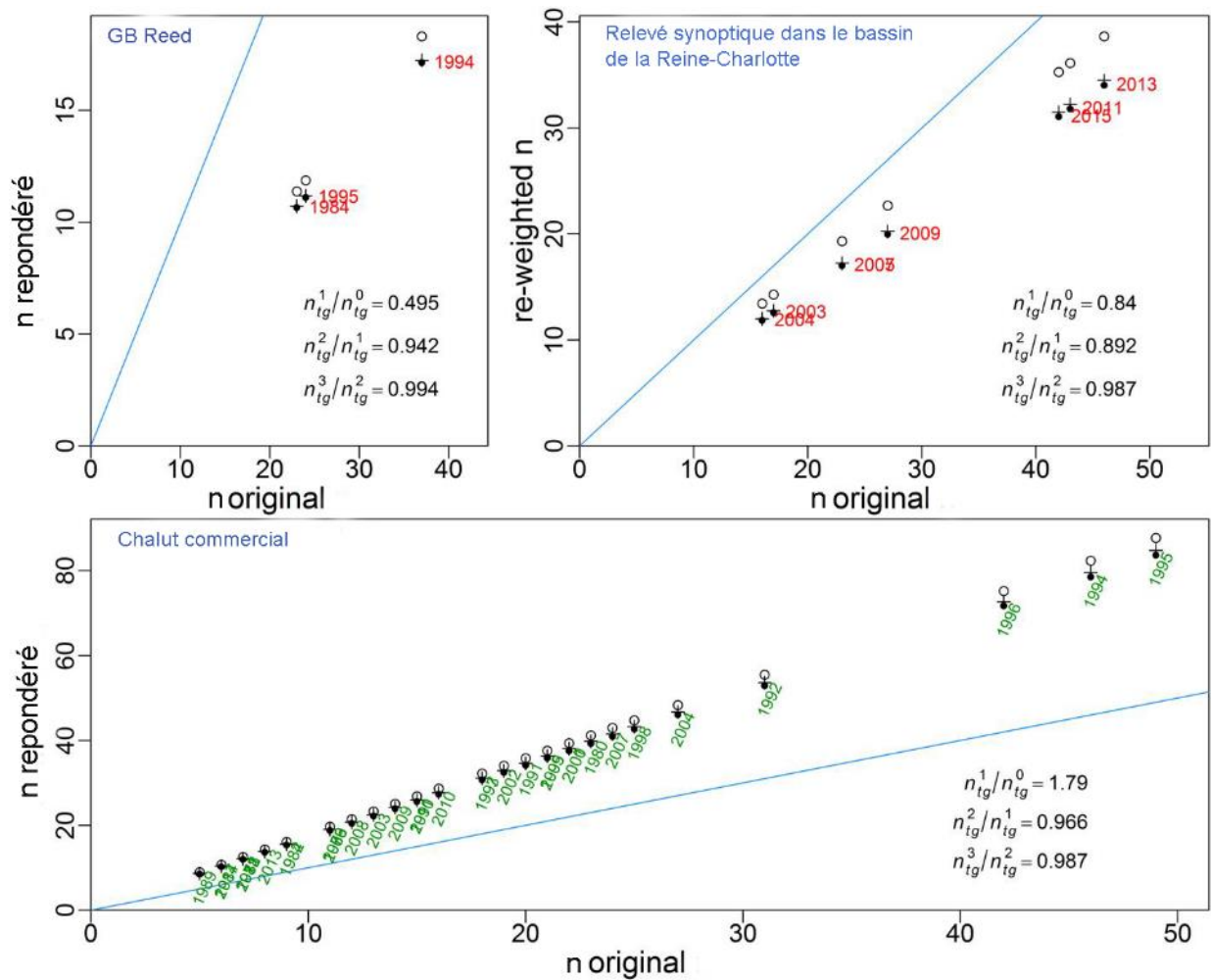


Figure 3. Effets de la repondération de Francis (2011) sur la taille effective de l'échantillon de la fréquence selon l'âge. Les tailles initiales des échantillons sont représentées sur l'axe des abscisses et les tailles repondérées (équation D.26) sur celui des ordonnées; les cercles ouverts sont les premières repondérations, les symboles plus les deuxièmes repondérations et les cercles pleins les troisièmes repondérations utilisées dans le modèle. Les rapports par étapes  $W_g$  sont affichés dans l'angle inférieur droit de chaque panneau; la repondération totale est simplement le produit des trois rapports. Les exposants de  $n$  indiquent le numéro de la repondération. La ligne diagonale bleue représente le rapport 1:1.

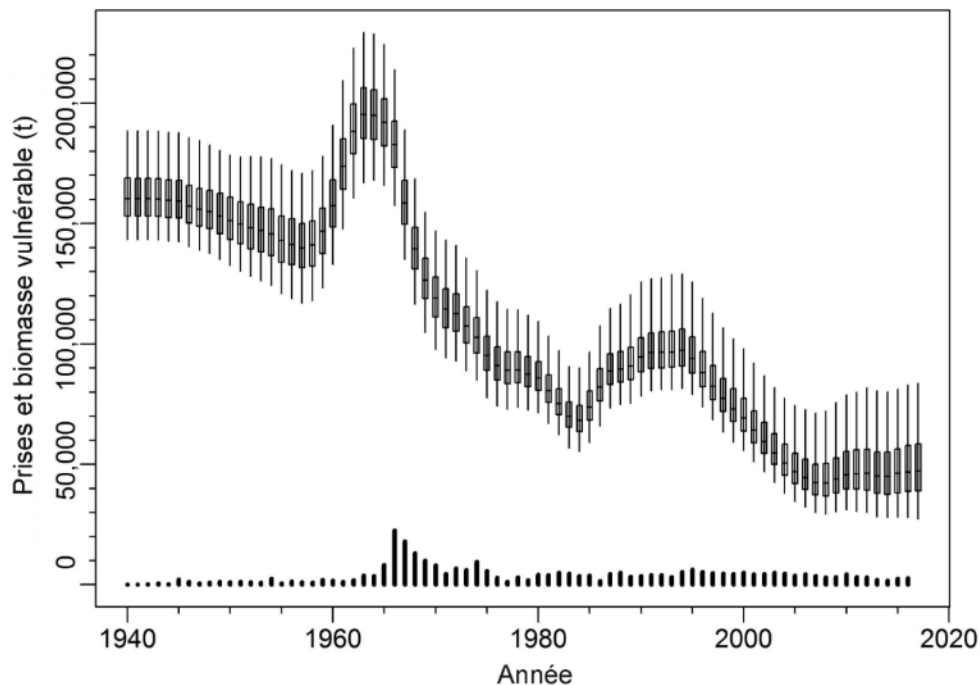


Figure 4. Biomasse vulnérable (tracés en rectangle illustrant les centiles à 2,5, 25, 50, 75 et 97,5 des a posteriori des résultats MCCM) pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les prises commerciales (barres verticales le long de l'axe des abscisses) sont présentées à la même échelle.

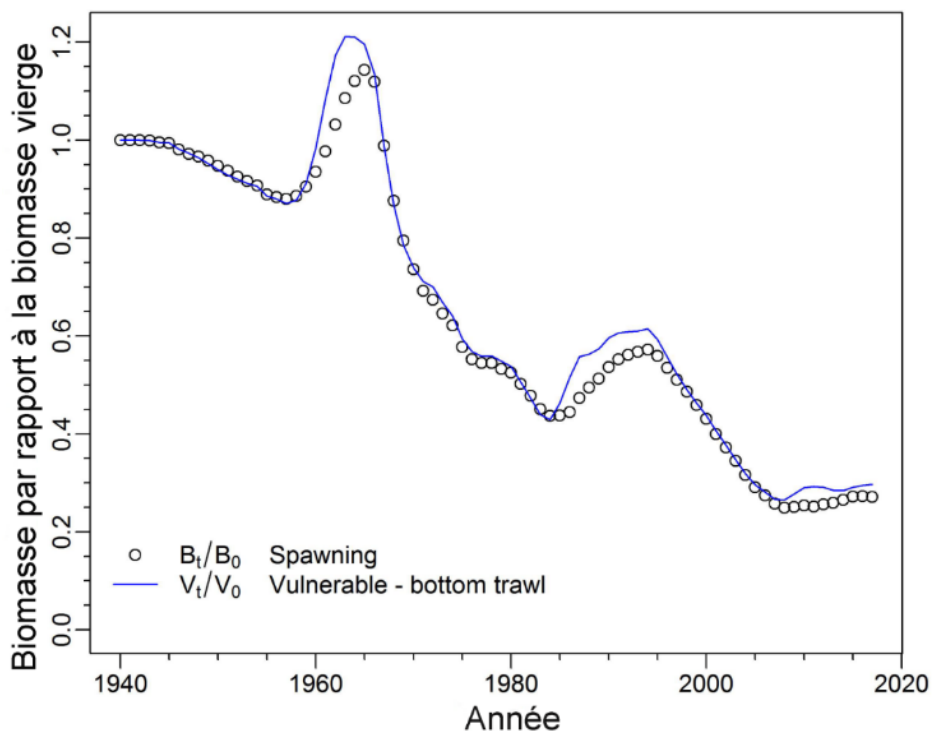


Figure 5. Trajectoires des biomasses reproductrice et vulnérable par rapport aux niveaux non exploités,  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  respectivement, dans le temps, illustrées en tant que médianes des a posteriori MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence.

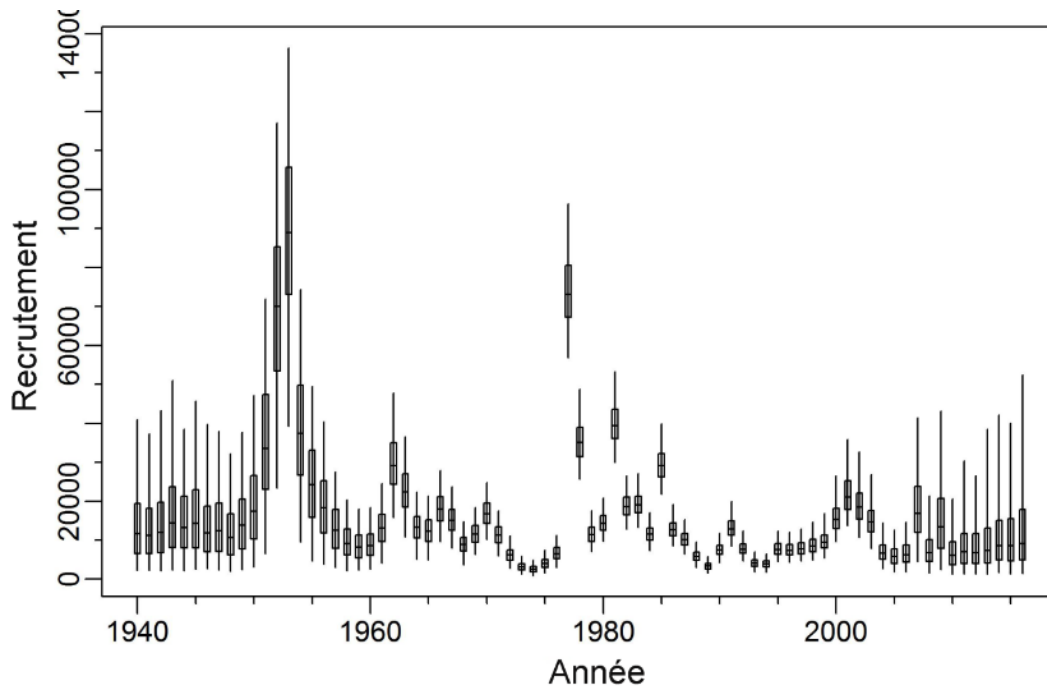


Figure 6. Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les cases donnent les 2,5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 97,5<sup>e</sup> centiles des résultats de la méthode de MCCM.

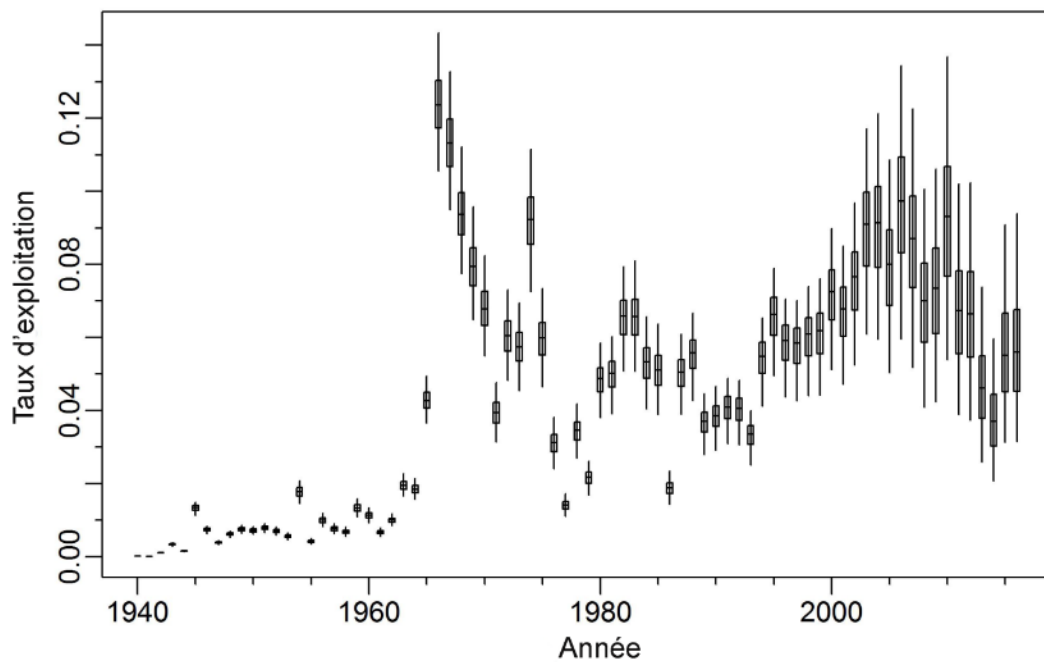


Figure 7. Densités marginales a posteriori du taux d'exploitation annuel (voir l'équation E.12) par année pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les cases donnent les 2,5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 97,5<sup>e</sup> centiles des résultats de la méthode de MCCM.



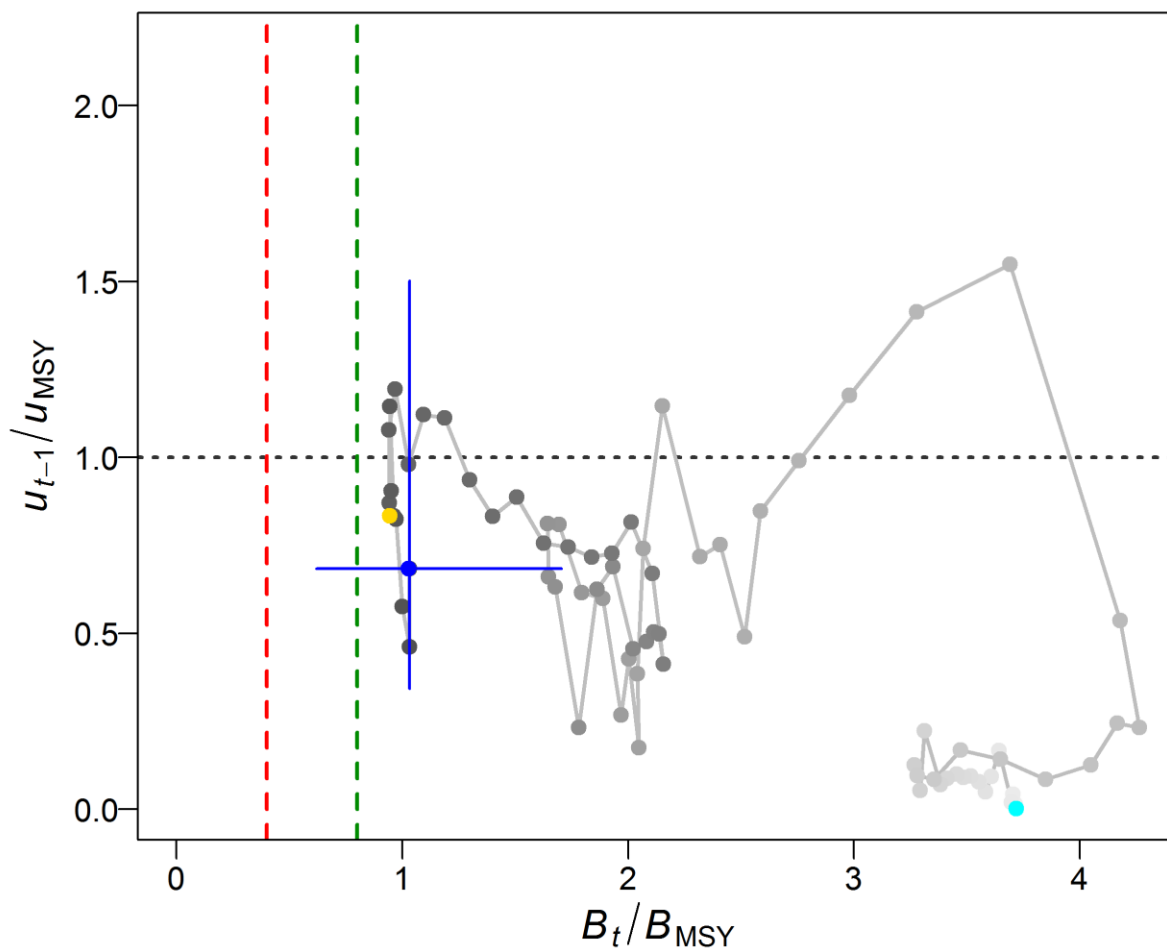


Figure 8. Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{MSY}$  (la biomasse reproductrice au début de l'année  $t$  par rapport à  $B_{MSY}$ ) et  $u_{t-1}/u_{MSY}$  (le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t$  par rapport à  $u_{MSY}$ ). Le cercle plein cyan est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2017) est représentée par un cercle plein bleu; les lignes bleues représentent les centiles à 10 et 90 % des distributions a posteriori pour la dernière année. Le cercle plein doré indique l'état en 2011 ( $B_{2011}/B_{MSY}$ ,  $u_{2010}/u_{MSY}$ ), qui coïncide avec la précédente évaluation du stock. Les lignes tiretées verticales rouges et vertes indiquent la limite provisoire selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock de  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$ , et la ligne pointillée horizontale grise indique  $u_{MSY}$ .

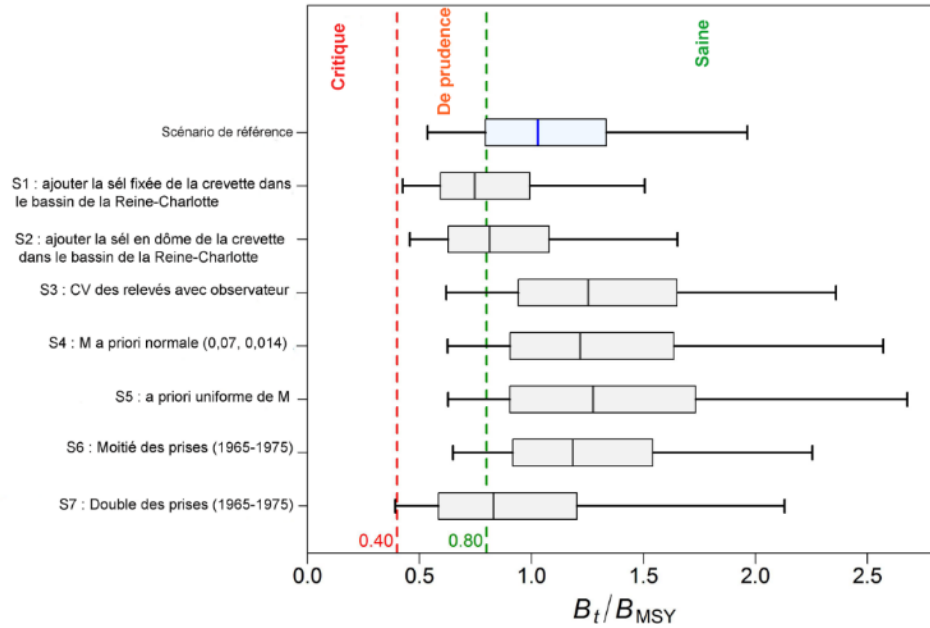


Figure 9. État au début de 2017 du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC de la Commission des pêches maritimes du Pacifique par rapport aux points de référence provisoires selon l'AP du MPO de  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  pour l'évaluation du stock du scénario de référence (Run09) et sept analyses de sensibilité : S1 = (Run08) ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte selon une courbe de sélectivité fixe; S2 = (Run15) ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte selon une courbe de sélectivité ajustée en forme de dôme; S3 = (Run20) utiliser les CV observés du relevé sans ajouter d'erreur de processus; S4 = (Run14) utiliser un a priori normal pour  $M$  avec une moyenne de  $0,07$  et un écart-type de  $0,014$  ( $CV=20\%$ ); S5 = (Run17) utiliser un a priori uniforme pour  $M$ ; S6 = (Run18) diviser par deux les prises des années 1965-1975 (période d'activité maximale des flottes étrangères); S7 = (Run19) doubler les prises des années 1965-1975. Les tracés en boîtes montrent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM. Les détails de ces analyses de sensibilité sont donnés à l'Appendix E.

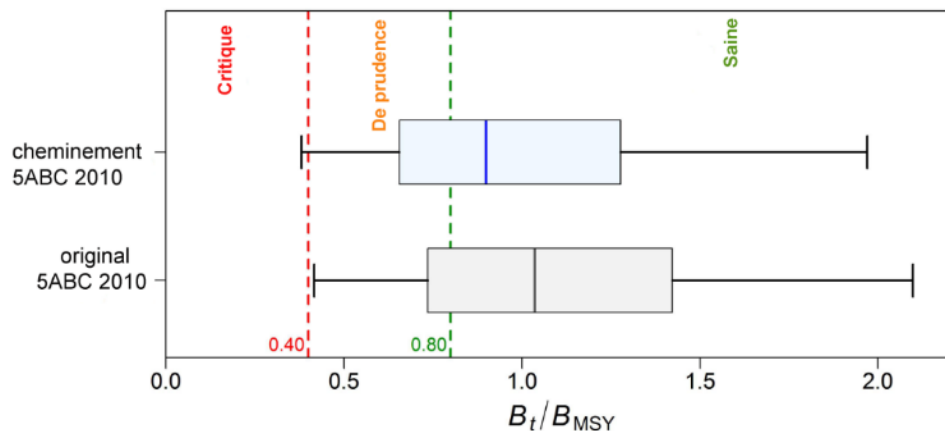


Figure 10. État au début de 2011 du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC de la Commission des pêches maritimes du Pacifique par rapport aux points de référence provisoires selon l'AP du MPO de  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  pour le modèle « Estimation de  $M$  et  $h$  » évalué en 2017 (cheminement) et en 2010 (initial). Les tracés en boîtes montrent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM.

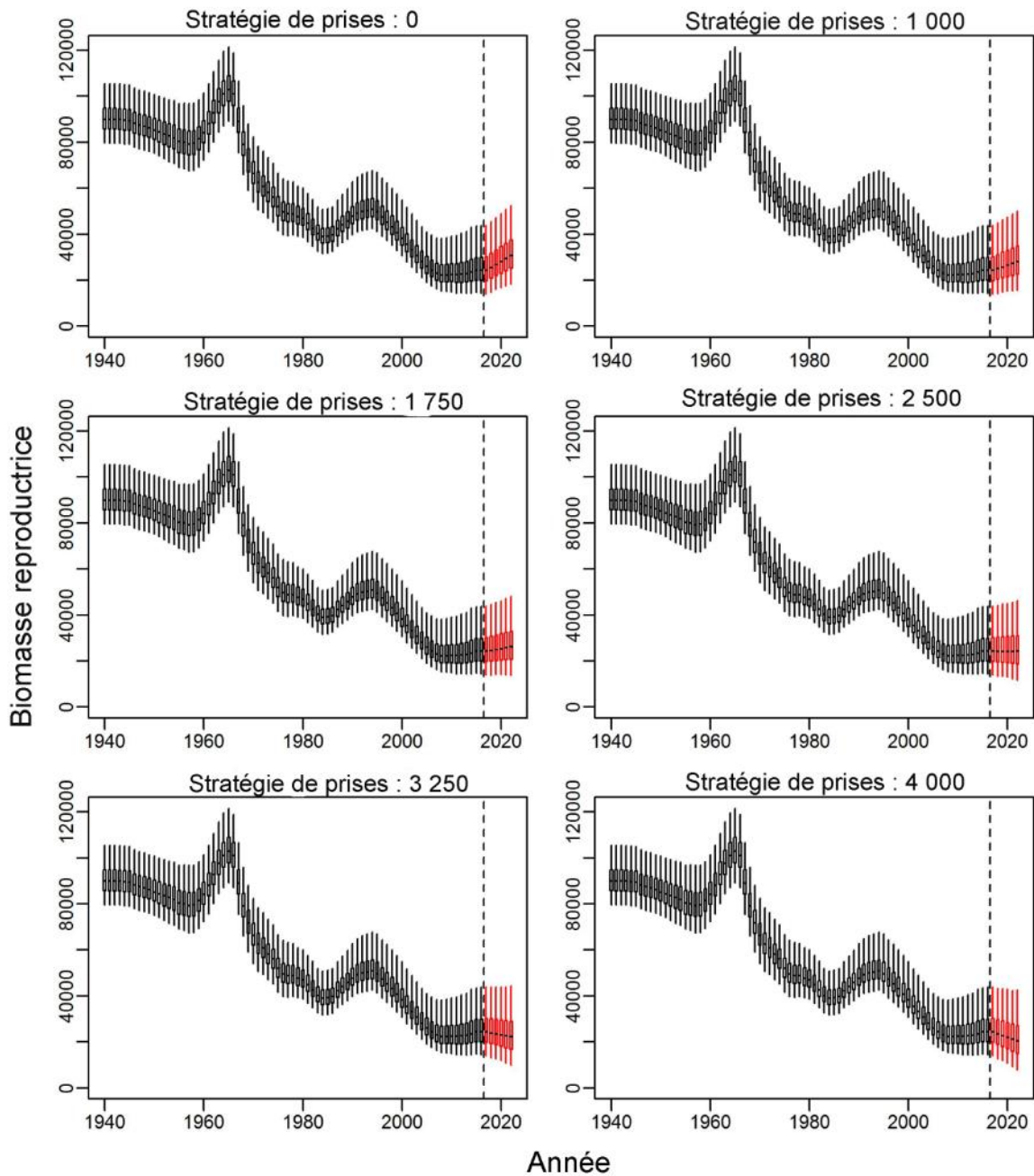


Figure 11. Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes (t); les tracés en rectangle illustrent les centiles à 2,5, 25, 50, 75 et 97,5 des a posteriori des résultats MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Pour chacun des 1 000 échantillons dérivés de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM, le modèle a été appliqué vers l'avenir (partie rouge, avec les médianes en noir) avec des prises constantes, et le recrutement a été simulé à partir de la fonction stock-recrutement avec une erreur log-normale (voir l'équation E.24). À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

## 15. TABLEAUX

Tableau 1. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des distributions a posteriori du scénario de référence selon la méthode de MCCM pour les principaux paramètres estimés du modèle pour l'évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC. À l'exception de  $R_0$ ,  $M_1$  et  $M_2$ , les indices renvoient à la source des données où 1=relevé historique du sébaste dans le canyon de l'île Goose, 2=relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte et 3=données sur la pêche commerciale au chalut.

Valeur	5 %	50 %	95 %
$R_0$	14 387	17 516	22 025
$M_1$	0,05495	0,06020	0,06599
$M_2$	0,05951	0,06523	0,07144
$h$	0,4630	0,7018	0,8994
$q_1$	0,1046	0,1366	0,194
$q_2$	0,2156	0,3480	0,5062
$\mu_1$	11,17	17,41	28,14
$\mu_2$	12,21	15,65	21,09
$\mu_3$	10,03	10,72	11,55
$\Delta_1$	-2,678	1,264	5,818
$\Delta_2$	-1,442	-0,1227	1,124
$\Delta_3$	-0,3857	0,01853	0,4051
$\log v_{1L}$	3,016	4,603	5,904
$\log v_{2L}$	2,848	3,721	4,509
$\log v_{3L}$	1,072	1,600	2,046

Tableau 2. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des quantités tirées de la méthode de MCCM des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM du scénario de référence. Les définitions sont :  $B_0$  – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2017}$  – biomasse reproductrice au début de 2017,  $V_{2017}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2017,  $u_{2016}$  – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016,  $u_{max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon entre 1940 et 2016),  $B_{MSY}$  – biomasse reproductrice à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $u_{MSY}$  – taux d'exploitation à l'équilibre au MSY,  $V_{MSY}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre au MSY. Les valeurs de la biomasse et du rendement maximal soutenu sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

Valeur	5 %	Centile 50 %	95 %
Sortie du modèle			
$B_0$	81 005	89 993	103 214
$V_0$	144 968	160 337	182 826
$B_{2017}$	15 312	24 302	40 768
$V_{2017}$	29 990	47 272	79 451
$B_{2017} / B_0$	0,177	0,271	0,417
$V_{2017} / V_0$	0,195	0,297	0,45
$u_{2016}$	0,033	0,056	0,085
$u_{max}$	0,108	0,124	0,142
Quantités fondées sur le MSY			
MSY	2 539	3 843	5 255
$B_{MSY}$	15 743	24 116	34 771
0,4 $B_{MSY}$	6 297	9 647	13 908
0,8 $B_{MSY}$	12 594	19 293	27 817
$B_{2017} / B_{MSY}$	0,537	1,029	1,964
$B_{MSY} / B_0$	0,183	0,269	0,362
$V_{MSY}$	33 785	47 982	66 674
$V_{MSY} / V_0$	0,218	0,301	0,382
$u_{MSY}$	0,039	0,08	0,148
$u_{2016} / u_{MSY}$	0,292	0,684	1,798

Tableau 3. Tableaux de décision concernant le point de référence  $0,4 B_{MSY}$  calculé d'après des projections sur un à cinq ans du scénario de référence réalisées en fonction d'une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(B_t > 0,4 B_{MSY})$ , soit la probabilité que la biomasse reproductrice (femelles matures) au début de l'année  $t$  soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités expriment la proportion des 1 000 échantillons dérivés de la méthode de MCCM qui affichent une valeur de  $B_t > 0,4 B_{MSY}$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

Stratégie de prises	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
500	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
750	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
1250	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1750	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2000	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2250	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
2500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97
2750	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
3000	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96
3250	0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95
3500	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,94
3750	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,92
4000	0,99	0,99	0,98	0,96	0,94	0,91
4250	0,99	0,99	0,98	0,95	0,93	0,90
4500	0,99	0,99	0,97	0,95	0,91	0,87
4750	0,99	0,98	0,97	0,94	0,90	0,85
5000	0,99	0,98	0,96	0,94	0,89	0,82

Tableau 4. Tableaux de décision concernant le point de référence supérieur du stock  $0,8 B_{MSY}$  calculé d'après des projections sur un à cinq ans du scénario de référence réalisées en fonction d'une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(B_t > 0,8 B_{MSY})$ , soit la probabilité que la biomasse reproductrice (femelles matures) au début de l'année  $t$  soit supérieure au point de référence supérieur du stock. Les probabilités expriment la proportion des 1 000 échantillons dérivés de la méthode de MCCM qui affichent une valeur de  $B_t > 0,8 B_{MSY}$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

Stratégie de prises	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,74	0,78	0,80	0,83	0,85	0,87
250	0,74	0,78	0,80	0,82	0,84	0,85
500	0,74	0,78	0,79	0,81	0,83	0,84
750	0,74	0,77	0,79	0,80	0,81	0,82
1000	0,74	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81
1250	0,74	0,76	0,77	0,78	0,79	0,79
1500	0,74	0,76	0,76	0,78	0,78	0,78
1750	0,74	0,75	0,76	0,77	0,77	0,77
2000	0,74	0,75	0,75	0,75	0,75	0,74
2250	0,74	0,74	0,74	0,73	0,73	0,72
2500	0,74	0,74	0,73	0,72	0,71	0,71
2750	0,74	0,73	0,71	0,71	0,70	0,68
3000	0,74	0,72	0,70	0,69	0,67	0,66
3250	0,74	0,72	0,69	0,67	0,65	0,63
3500	0,74	0,71	0,68	0,66	0,63	0,60
3750	0,74	0,70	0,67	0,64	0,61	0,58
4000	0,74	0,69	0,67	0,63	0,59	0,56
4250	0,74	0,69	0,65	0,61	0,58	0,54
4500	0,74	0,68	0,64	0,60	0,55	0,51
4750	0,74	0,68	0,63	0,59	0,53	0,48
5000	0,74	0,67	0,62	0,57	0,51	0,46

Tableau 5. Tableaux de décision concernant le point de référence  $u_{MSY}$  calculé d'après des projections sur un à cinq ans du scénario de référence réalisées en fonction d'une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(u_t > u_{MSY})$ , soit la probabilité que le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t$  soit supérieur au point de référence. Les probabilités expriment la proportion des 1 000 échantillons dérivés de la méthode de MCCM qui affichent une valeur de  $u_t > u_{MSY}$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

<b>Stratégie de prises</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>	<b>2019</b>	<b>2020</b>	<b>2021</b>	<b>2022</b>
0	0	0	0	0	0	0
250	0	0	0	0	0	0
500	0	0	0	0	0	0
750	0	0	0	0	0	0
1000	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
1250	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
1500	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07	0,06
1750	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11
2000	0,15	0,15	0,16	0,16	0,17	0,18
2250	0,19	0,19	0,20	0,21	0,22	0,22
2500	0,23	0,23	0,24	0,26	0,26	0,27
2750	0,28	0,29	0,30	0,32	0,33	0,33
3000	0,33	0,34	0,37	0,38	0,39	0,40
3250	0,39	0,40	0,42	0,43	0,45	0,46
3500	0,44	0,45	0,47	0,50	0,51	0,52
3750	0,48	0,50	0,52	0,55	0,57	0,59
4000	0,52	0,55	0,57	0,60	0,62	0,63
4250	0,57	0,59	0,62	0,65	0,67	0,68
4500	0,60	0,64	0,67	0,69	0,71	0,72
4750	0,65	0,67	0,70	0,72	0,75	0,76
5000	0,68	0,71	0,74	0,76	0,78	0,79



---

## ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

### A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

Le début de l'histoire de la flotte de chalutiers en Colombie-Britannique (C.-B.) est décrit par Forrester et Smith (1972). La pêche au chalut des sébastes des pentes existe en C.-B. depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottes étrangères ont pêché le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant une vingtaine d'années. Elles venaient surtout des États-Unis (1959-1980), de l'URSS (1965-1968) et du Japon (1966-1976). Les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de la biomasse de sébaste (y compris de sébaste à longue mâchoire), en particulier dans le bassin de la Reine-Charlotte. L'effort canadien a pris de l'ampleur en 1965, mais les prises n'ont jamais atteint les niveaux des flottes étrangères combinées.

Avant 1977, aucun quota n'avait été fixé pour les espèces de sébastes des pentes. Depuis, la zone de gestion du poisson de fond de Pêches et Océans Canada (MPO) a imposé une combinaison de quotas par espèce/zone, des fermetures de zone/temporelles et des limites par sortie pour les espèces principales. C'est en 1979 que les premiers quotas ont été établis pour le sébaste à longue mâchoire (et le sébaste à bouche jaune *Sebastes reedi*) dans la zone AB de la zone de gestion du poisson de fond (Figure A. 1 et Tableau A.2). Le 18 avril 1997 (un mois après le début du programme des quotas individuels de bateau, Barry Ackerman, zone de gestion du poisson de fond, comm. pers.), les limites des zones 5AB, 5CD et 5E de la zone de gestion du poisson de fond ont été ajustées pour étendre la zone 5CD au sud-ouest autour du cap St. James Figure A.1), uniquement pour ces deux espèces.

Dans les années 1980, une surpêche expérimentale des stocks de sébaste à longue mâchoire a été tentée dans deux régions le long de la côte de la C.-B. (Leaman et Stanley 1993; Leaman 1998). Les objectifs de ces expériences étaient les suivants :

1. Vérifier au sol les estimations de la biomasse produites par les relevés au chalut,
2. Estimer la mortalité par pêche,
3. Valider les techniques de détermination de l'âge en introduisant une grande anomalie négative dans la composition selon l'âge,
4. Explorer les relations stock-recrutement,
5. Inclure l'industrie dans la recherche et la gestion.

La première expérience a été réalisée au large de la COIV, où une surpêche précise a été fixée (TAC = 500 t) de 1980 à 1984 avant de revenir à un niveau jugé durable de 300 t (Stocker 1981). Elle n'a pas rencontré de problème de mise en œuvre et les déclarations de l'industrie ont été jugées acceptables. Le TAC de la zone 3C a ensuite été réduit à 100 t en 1986 et est resté bas jusqu'en 1993.

La seconde expérience de surpêche a eu lieu dans la zone de Langara Spit (zone 5E de la CPMP), au large de la côte nord-ouest de la région de Haïda Gwaii. Elle était différente de celle de la COIV car les quotas ont été entièrement supprimés en 1983 pour permettre cinq années de pêche non restreinte, suivies de cinq années de pêche strictement limitée. Cependant, une fermeture prévue en 1988 n'a pas été appliquée car les pêcheurs et la région étaient devenus dépendants des niveaux de prises élevés (Leaman 1998). Certains des pêcheurs affirmaient qu'il n'existait pas ou pratiquement pas de preuve de surpêche et il n'était pas possible de contrôler les fausses déclarations. Les discussions entre les pêcheurs, les responsables politiques et les gestionnaires du MPO (à l'exclusion des chercheurs initiaux) ont permis de

---

négocier des prolongations de la pêche, mais la zone de Langara Spit a finalement été fermée en 1993.

Un programme d'observateurs à bord a débuté en 1996, en vertu duquel des observateurs étaient placés à bord de tous les chalutiers hauturiers (option B). En 1997, un système de quota individuel de bateau (QIB) a été mis en place afin d'allouer à chaque navire enregistré des droits échangeables pour une part du total autorisé des captures (TAC), par espèce. Le MPO a réduit le TAC de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5CD de 300 t destinées à la recherche en guise de paiement de l'affrètement de la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate (sur trois saisons) en 2001 et une nouvelle fois, de 700 t destinées à d'éventuels programmes de recherche, en 2006 (Tableau A.2). Après l'évaluation de 2010 (Edwards *et al.* 2012), la gestion a mis en œuvre une réduction du TAC de 258 t par an dans les zones 5AB + 5CD sur trois ans (soit une réduction totale supplémentaire de 774 t) à titre de mesure de conservation.

En 2012, des mesures ont été prises pour réduire et gérer les prises accessoires de coraux et d'éponges dans les pêches au chalut de fond de la Colombie-Britannique. Voici quelques-unes de ces mesures, qui ont été élaborées conjointement par l'industrie et des organismes de protection de l'environnement non gouvernementaux : limitation de l'empreinte des activités de chalutage de fond; établissement d'une limite pour les prises accessoires combinées de coraux et d'éponges, à des fins de conservation; établissement d'un protocole en cas de rencontre de coraux et d'éponges pour chaque trait de chalut, lorsque les prises de ces organismes combinés dépassent 20 kg. Ces mesures ont été intégrées dans le [Plan de gestion intégrée de la pêche au poisson de fond du MPO pour la région du Pacifique \(21 février 2016, version 1.5\)](#).

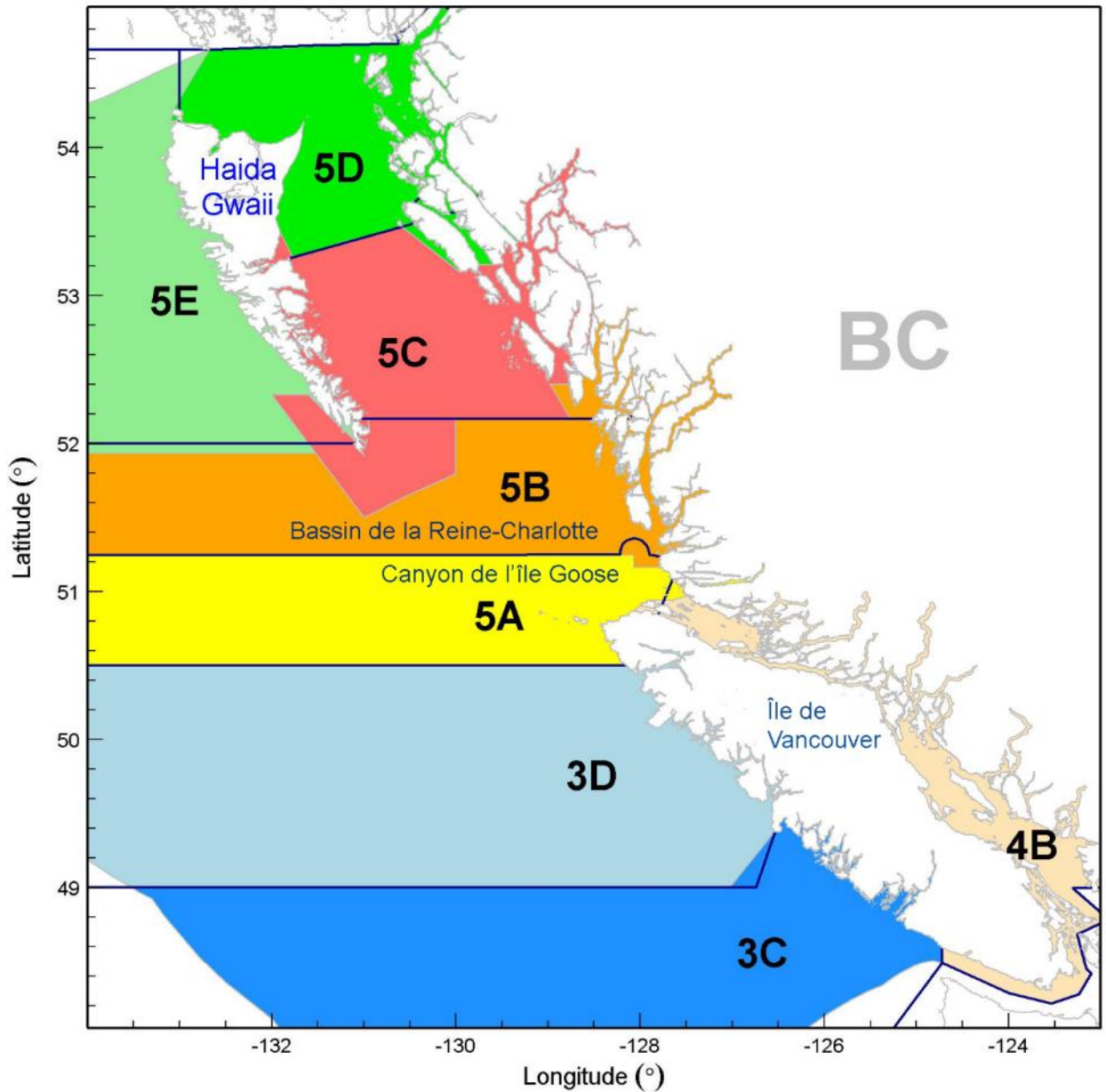


Figure A.1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) (délimitées en bleu foncé) comparées aux zones de gestion du sébaste à bouche jaune et du sébaste à longue mâchoire (ombrées). La carte indique le bassin de la Reine-Charlotte et le canyon de l'île Goose à titre de référence. Cette évaluation porte sur les zones 5ABC de la CPM et l'île Anthony combinées.

Tableau A.1. Totaux autorisés des captures (TAC) annuelles au chalut, en tonnes, pour le sébaste à longue mâchoire dans les zones de gestion du poisson de fond. Remarque : l'année peut être l'année civile (1979-1996) ou l'année de pêche (1997).

Année	Début	Fin	3C	3D	5AB	5CD	5E	Côte	Remarques*
1979	1/1/1979	12/31/1979	50	-	2000	-	600	2650	-
1980	1/1/1980	12/31/1980	600	-	2200	-	800	3600	A
1981	1/1/1981	12/31/1981	500	-	1500	1800	800	4600	-
1982	1/1/1982	12/31/1982	500	250	1000	2000	800	4550	-
1983	1/1/1983	12/31/1983	500	250	1000	2000	-	3750	b
1984	1/1/1984	12/31/1984	500	250	800	2000	-	3550	c
1985	1/1/1985	12/31/1985	300	350	850	2000	-	3500	-
1986	1/1/1986	12/31/1986	100	350	500	2000	-	2950	-
1987	1/1/1987	12/31/1987	100	350	500	2000	-	2950	-
1988	1/1/1988	12/31/1988	100	350	700	3000	-	4150	-
1989	1/1/1989	12/31/1989	150	400	850	3000	400	4800	-
1990	1/1/1990	12/31/1990	150	400	850	2450	400	4250	-
1991	1/1/1991	12/31/1991	0	400	850	2150	400	3800	-
1992	1/1/1992	12/31/1992	0	400	850	2400	400	4050	-
1993	1/1/1993	12/31/1993	150	400	850	2400	400	4200	d,e
1994	1/1/1994	12/31/1994	1173	207	2177	1107	253	4917	f
1995	1/1/1995	12/31/1995	548	72	1892	1178	544	4234	-
1996	2/6/1996	3/31/1997	491	164	1500	4003	726	6884	g
1997	4/1/1997	3/31/1998	431	230	2358	2818	644	6481	h,i,j
1998	4/1/1998	3/31/1999	300	230	2070	2817	730	6147	-
1999	4/1/1999	3/31/2000	300	230	2070	2817	730	6147	-
2000	4/1/2000	3/31/2001	300	230	2070	2818	730	6148	k
2001	4/1/2001	3/31/2002	300	230	2070	2818	730	6148	l
2002	4/1/2002	3/31/2003	300	230	2070	2518	730	5848	m
2003	4/1/2003	3/31/2004	300	230	2070	2818	730	6148	-
2004	4/1/2004	3/31/2005	300	230	2070	2818	730	6148	-
2005	4/1/2005	3/31/2006	300	230	2070	2818	730	6148	-
2006	4/1/2006	3/31/2007	300	230	2070	2118	730	5448	n,o
2007	3/10/2007	3/31/2008	300	230	2070	2118	730	5448	-
2008	3/8/2008	2/20/2009	300	230	2070	2118	730	5448	-
2009	2/21/2009	2/20/2010	300	230	2070	2118	730	5448	-
2010	2/21/2010	2/20/2011	300	230	2070	2118	730	5448	-
2011	2/21/2011	2/20/2013	300	230	1942	1987	730	5189	p
2012	2/21/2011	2/20/2013	300	230	1814	1856	730	4930	q

Année	Début	Fin	3CD	5AB	5C	5DE	Pêche à la ligne	Côte	-
2013	2/21/2013	2/20/2014	750	1687	1544	1200	1	5192	r,s,t,u
2014	2/21/2014	2/20/2015	750	1687	1544	1200	1	5192	
2015	2/21/2015	2/20/2016	750	1687	1544	1200	1	5192	v
2016	2/21/2016	2/20/2017	750	1687	1544	1200	1	5192	w

\*Voir le Tableau A.2 pour les mesures de gestion indiquées par une lettre dans la colonne Remarques.

Tableau A.2. Codes pour les notes sur les mesures de gestion et les ajustements de quotas qui apparaissent dans le Tableau A.1. Abréviations utilisées pour les mesures de gestion : PVQ = programme de vérification à quai, QIB := quota individuel de bateau, COIV = côte ouest de l'île de Vancouver, lbs = livres (0,4536 kg).

Année	Mesures de gestion*
a 1980	Début de la surpêche expérimentale du stock de sébaste à longue mâchoire au SO de l'île de Vancouver.
b 1983	Début de la récolte illimitée expérimentale du stock de sébaste à longue mâchoire de Langara Spit (5EN).
c 1984	Fin de la surpêche expérimentale du stock de sébaste à longue mâchoire au SO de l'île de Vancouver.
d 1993	Arrêt de la récolte expérimentale du stock de sébaste à longue mâchoire de Langara Spit (5EN).
e 1993	Fermeture de la pêche du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5EN de la CPM (Langara Spit).
f 1994	Début du PVQ pour la flotte de chalutiers.
g 1996	Début du programme de la présence à 100 % d'observateurs à bord des chalutiers hauturiers.
h 1997	Début du système de QIB pour les espèces pêchées au chalut selon un total autorisé des captures (TAC) (1 <sup>er</sup> avril 2007).
i 1997	Mise en œuvre de limites de prises (15 000 lbs par sortie) pour les espèces de sébastes non visées par un TAC combinées pour la flotte de chalutiers.
j 1997	Ajustement permanent des limites – Les sébastes à longue mâchoire et les sébastes à bouche jaune pêchés dans le sous-secteur 102-3 et les parties des sous-secteurs 142-1, 130-3 et 130-2 situées au sud et à l'est d'une droite commençant à 52°20'00"N 131°36'00"O, allant jusqu'à 52°20'00"N 132°00'00"O, puis jusqu'à 51°30'00"N 131°00'00"O et à l'est et au nord d'une droite commençant à 51°30'00"N 131°00'00"O et allant de là jusqu'à 51°39'20"N 130°30'30"O, seront déduits du QIB du navire pour la zone 5CD pour ces deux espèces.
k 2000	Des discussions officielles entre les secteurs de la pêche à la ligne du sébaste (ZN), du flétan et de la pêche au chalut ont commencé en 2000 en vue d'établir les allocations des différentes espèces de sébastes entre les secteurs pour remplacer la répartition à 92/8. Des allocations ont été convenues pour les espèces de sébastes qui ne sont pas visées actuellement par un TAC. Les répartitions ainsi décidées pour ces sébastes seront mises en œuvre à l'avenir lorsque ou si des TAC sont fixés pour ces espèces.
l 2001	Réduction du TAC (3y) pour le sébaste à longue mâchoire - Le MPO a réduit le TAC dans la zone 5CD de 300 tonnes destinées à la recherche en guise de paiement de l'affrètement de la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate pour chacune des trois saisons de pêche suivantes.
m 2002	Zones fermées afin de préserver pour remplacer la répartition à 92/8. Des allocations ont été convenues pour les espèces de sébastes qui ne sont pas visées actuellement par un TAC. Les répartitions ainsi décidées pour ces sébastes seront mises en œuvre à l'avenir lorsque ou si des TAC sont fixés pour ces espèces.
n 2006	Réduction du TAC pour le sébaste à longue mâchoire - Le MPO a réduit le TAC dans la zone 5CD de 700 tonnes destinées à d'éventuels programmes de recherche.
o 2006	Mise en place d'un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) pour la plupart des pêches de poisson de fond.
p 2011	Ajustement du TAC (3y) pour le sébaste à longue mâchoire - la réduction combinée du TAC à 3 413 t dans les zones 5ABCD sera atteinte sur trois ans en procédant à une réduction annuelle de 258 t. Le niveau de prises prévu sera de 68 % du TAC.
q 2012	Geler l'empreinte des endroits où la pêche au chalut de fond est possible (tous les bateaux visés par un permis valide de pêche commerciale au chalut de fond de catégorie T qui ont choisi l'option A définie dans le PGIP).
r 2013	Pour appuyer la recherche sur le poisson de fond, l'industrie de la pêche au chalut de fond a accepté les compensations du TAC au chalut pour tenir compte de la mortalité inévitable durant la pêche. En 2013, le MPO et cette industrie se sont mis d'accord sur les relevés multispécifiques au chalut de fond : sébaste à longue mâchoire dans la zone 5AB = 22,6 t et 0,6 t dans la zone 5C.
s 2013	De nouveaux groupes de zones par espèce ont été créés pour le sébaste à longue mâchoire dans les zones 3CD, 5AB, 5C et 5DE.
t 2013	La réduction combinée du TAC à 3 413 t dans les zones 5ABCD sera atteinte sur trois ans en procédant à une réduction annuelle de 258 t. 2013-2014 est la troisième année de cette période. Le niveau de prises prévu doit être de 68 % du TAC. Le TAC est revu chaque année.
u 2013	Les sébastes à longue mâchoire pêchés dans le sous-secteur 127-1 et dans la partie du sous-secteur 127-2 située au nord et à l'ouest de 50°06'00"N seront déduits du QIB du navire pour le sébaste à longue mâchoire dans les zones 5A et B.

---

	<b>Année</b>	<b>Mesures de gestion*</b>
v	2015	Allocations à la recherche pour 2015 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : sébaste à longue mâchoire = 17 t.
w	2016	Allocations à la recherche pour 2016 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : sébaste à longue mâchoire = 57,1 t.

---

\* Voir les [Plans de gestion intégrée des pêches intégrés - Région du Pacifique](#).

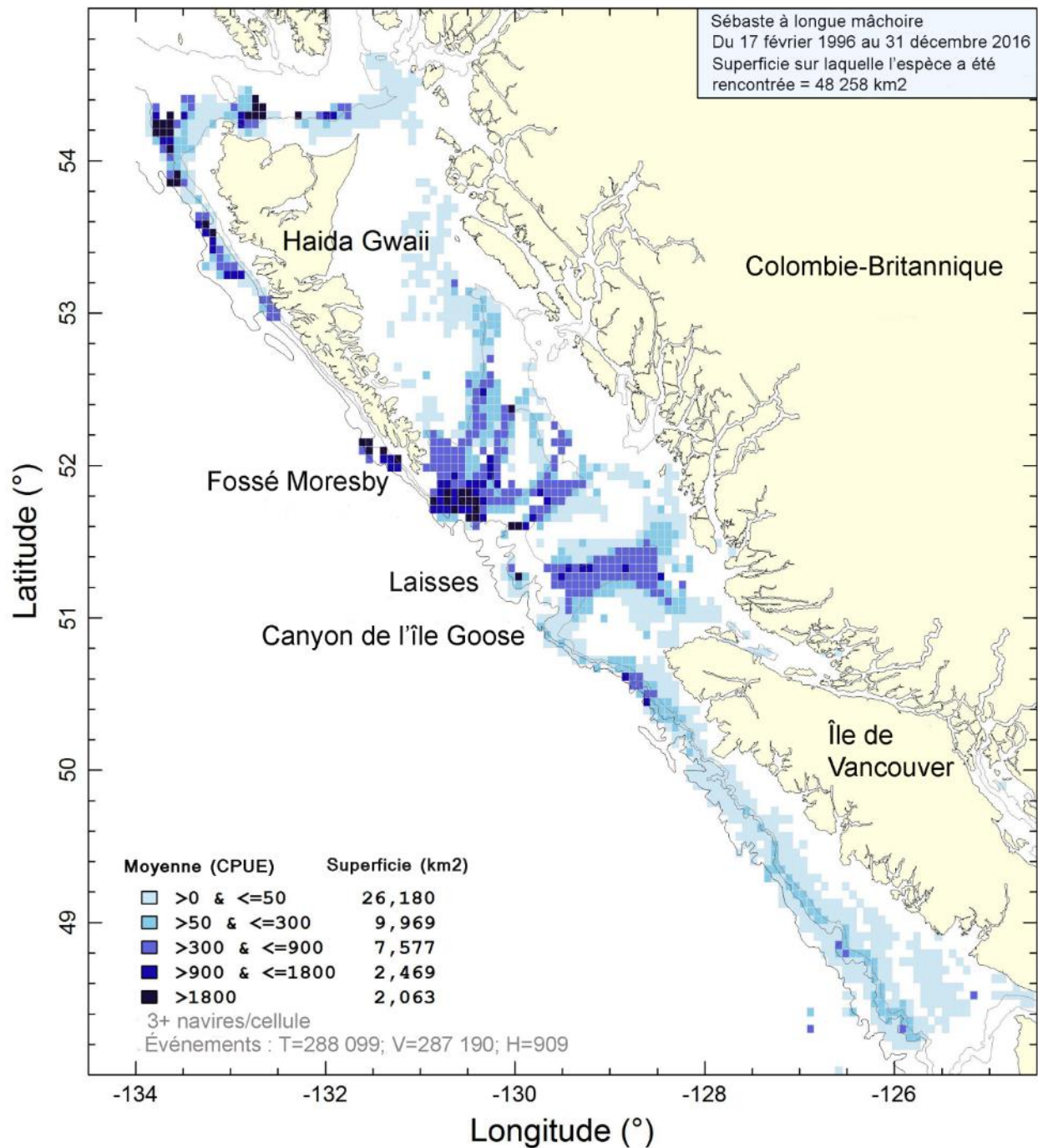


Figure A.2. Répartition surfacique de la prise par unité d'effort par trait de chalut moyen du sébaste à longue mâchoire (kg/h) du 17 février 1996 au 31 décembre 2017, dans des cellules de 0,075° longitude par 0,055° latitude (environ 32 km<sup>2</sup>). Les isobathes de 200, 500 et 1 200 m sont représentés. Noter que les cellules avec <3 bateaux de pêche ne sont pas affichées.



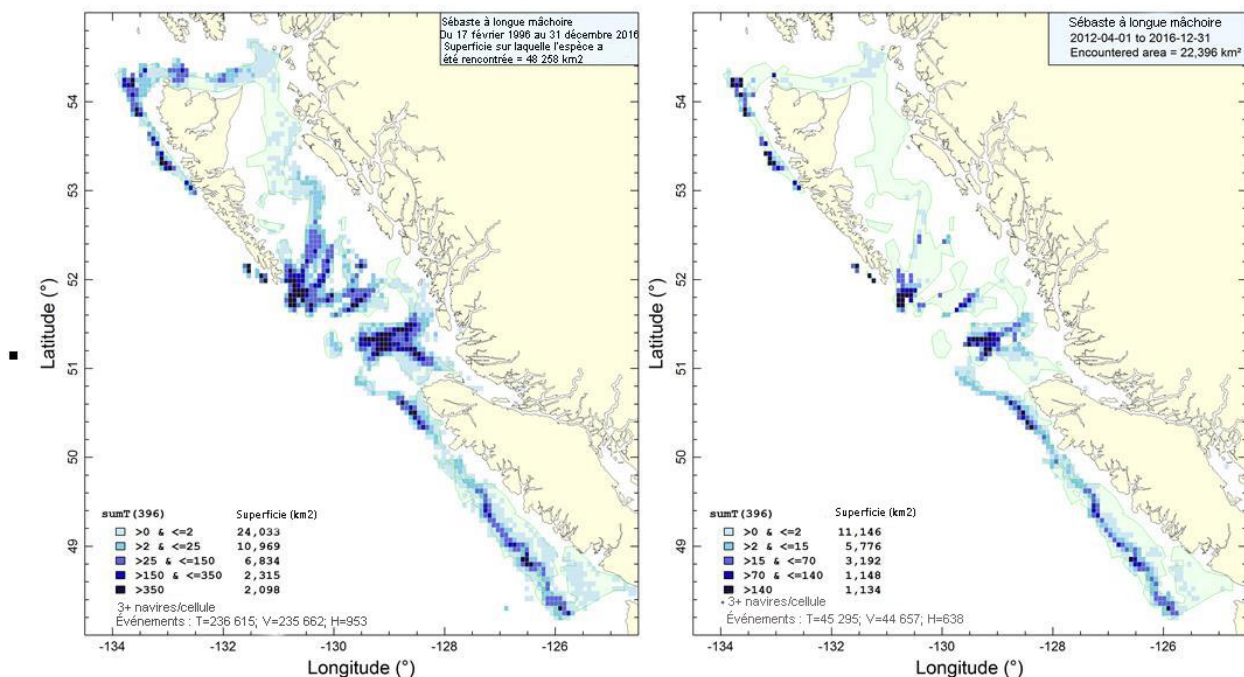


Figure A.3. Répartition surfacique des prises cumulées de sébaste à longue mâchoire (en tonnes) avant (à gauche) et après (à droite) la mise en place de l'empreinte de la pêche au chalut en avril 2012, limitant les zones dans lesquelles les chalutiers sont autorisés. Noter que les cellules avec <3 bateaux de pêche ne sont pas affichées.

## A.2. RECONSTITUTION DES PRISES

La présente évaluation reconstitue les prises jusqu'en 1918, mais considère que la pêche a débuté en 1940 (Figure A.4, Tableau A.5), lorsqu'elle a commencé à s'intensifier durant la Deuxième Guerre mondiale. De 1918 à 1939, les prélèvements étaient négligeables par rapport à ceux d'après 1939. De 1950 à 1975, les bateaux américains capturaient généralement davantage de sébaste que les navires canadiens. De plus, du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, des flottes étrangères (russe et japonaise) ont pêché de grandes quantités de sébaste, essentiellement du sébaste à longue mâchoire. Ces prises importantes ont été signalées d'abord par divers auteurs (Westrheim *et al.* 1972; Gunderson *et al.* 1976; Leaman et Stanley 1993); cependant, Ketchen (1980) a réexaminé les prises des flottes étrangères, surtout parce que les statistiques de l'URSS appelaient tous les sébastes des « perches » alors que les Japonais utilisaient « sébaste à longue mâchoire » sans distinction. Toutes les prises étrangères historiques (débarquements annuels) ont fait l'objet d'un suivi distinct de celui des débarquements canadiens et leur ont été ajoutées pendant le processus de reconstitution.

Depuis 2015, tous les tableaux officiels des prises canadiennes tirés des bases de données ci-après (sauf PacHarv3) ont été fusionnés en un seul intitulé GF\_MERGED\_CATCH, qui peut être consulté dans la base de données GFFOS du MPO. Toutes les bases de données du MPO sur le poisson de fond sont désormais hébergées sur le serveur DFBCV9TWWASP001 (autrefois elles étaient sur le serveur SVBCPBSGFIIS). Finalement, les prises de sébaste à longue mâchoire par secteur de pêche proviennent des sept bases de données suivantes du MPO :

- PacHarv3 : bordereaux de ventes (1982-1995) – pêche à la ligne uniquement;
- GFCatch (1954-1995) – chalut et piège;



- Tableau de données fusionné de PacHarvHL (1986-2006) – flétan, chien de mer + morue-lingue, sébaste pêché à la ligne;
- Registres des pêcheurs de PacHarvSable (1995-2005) – morue charbonnière;
- Chalut avec observateur de PacHarvest (1996-2007) – chalut;
- Sous-ensemble sur le poisson de fond du Système d'exploitation des pêches dans GFFOS (2006-2016) – toutes les pêches et tous les relevés modernes;
- Prises des relevés de recherche de la merluche de coentreprise GFBio (1947-2016) – différents types d'engins.

Cependant, GFFOS a remplacé toutes ces sources de données depuis 2007. En effet, ce référentiel a été conçu pour consigner tous les débarquements et les rejets canadiens des pêches commerciales et des activités de recherche.

Avant les bases de données modernes sur les prises, les débarquements historiques des espèces regroupées de sébastes - soit le total des sébastes (TRF), soit les sébastes autres que le sébaste à longue mâchoire (ORF) - sont déclarés par huit sources différentes (voir Haigh et Yamanaka 2011). La première source historique de débarquements de sébaste est tirée du Bureau fédéral de la statistique (1918-1950).

Le modèle de population de l'évaluation utilise l'année civile, et nécessite ainsi d'estimer les prises par année civile. Comme pour les évaluations précédentes du sébaste, nous utilisons les chiffres « officiels » des prises lorsqu'ils ont été correctement enregistrés (voir Edwards *et al.* 2014a, b et Yamanaka *et al.* 2018). Pour le sébaste à longue mâchoire, on considère que les débarquements en C.-B. sont fiables depuis 1954, mais pour la plupart des autres sébastes, l'historique des débarquements ne débute que bien plus tard (souvent en 1996). Comme nous disposons des débarquements de sébaste à longue mâchoire par les bateaux canadiens depuis si longtemps, nous n'avons besoin de les estimer afin de pouvoir les reconstituer que pour la période 1940 à 1953 à l'aide de divers ratios (voir ci-après), le principal étant le rapport débarquements de sébaste à longue mâchoire/débarquements TRF. Ces ratios servent aussi à convertir les débarquements étrangers de TRF en sébaste à longue mâchoire. Ils sont calculés à partir d'une période relativement moderne (1997-2005); une mise en garde évidente est par conséquent que les rapports tirés d'une pêche moderne ne refléteront probablement pas les ratios des prises pendant l'activité historique des flottes étrangères.

Une brève description des détails sur la reconstitution des prises est donnée ci-après, avec le rappel de la définition des termes employés :

**Pêches** : cinq pêches sont prises en compte dans la reconstitution (même si la domination du chalut est tellement complète que nous n'utilisons que cette pêche dans le modèle) :

poisson de fond au chalut (de fond et pélagique),  
flétan de l'Atlantique à la palangre,  
morue charbonnière au piège ou à la palangre,  
annexe II (surtout de la morue-lingue et du chien de mer à la palangre),  
sébaste à la ligne (maintenant ZN).

**TRF** : acronyme pour « total des sébastes » (toutes les espèces de *Sebastes* + *Sebastolobus*).

**ORF** : acronyme pour « autres sébastes » (= TRF moins le sébaste à longue mâchoire), prises débarquées cumulées par année, pêche et zone principale de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP).

---

**POP** : sébaste à longue mâchoire, L = prises débarquées, D = rejets sélectifs (les anciens « rejets »).

**RRF** : espèces de sébastes reconstituées – dans ce cas, le sébaste à longue mâchoire.

**TAR** : prises débarquées de l'espèce ciblée.

**gamma** : moyenne des ratios annuels,  $\sum_i \text{RRF}_i^L / \text{TRF}_i$ , groupés par zone principale de la CPMP et par pêche selon les années de référence  $i = 1997-2005$ . Remarque : il serait possible d'utiliser ORF en dénominateur pour d'autres RRF.

**delta** : moyenne des ratios annuels,  $\sum_i \text{RRF}_i^D / \text{TAR}_i$ , groupés par zone principale de la CPMP et par pêche selon les années de référence  $i = 1997-2006$  pour la pêche au chalut et 2000-2004 pour toutes les autres pêches. Les registres des observateurs ont été utilisés pour recueillir les données sur les rejets sélectifs.

Il est possible de stratifier les ratios gamma et delta (Tableau A.3 et Tableau A.4, respectivement) en fonction de la profondeur, mais cela n'a pas été fait dans la présente évaluation (les différences par rapport au résultat de la reconstitution étaient négligeables). Nous voulions aussi utiliser des ratios semblables à ceux utilisés dans la reconstitution de 2010 (Edwards *et al.* 2012a).

Pour la présente évaluation, nous incluons les prises de la zone de l'île Anthony, ce qui est une nouveauté par rapport à l'évaluation précédente. L'ajustement a utilisé l'un des critères suivants pour allouer les prises de la zone 5E à la zone 5C :

- un trait effectué dans la zone 5E de la CPMP avec une latitude valide  $\leq 52^\circ 20'$  ou
- un trait effectué dans la zone principale 5E de la CPMP, la zone secondaire 34 et les localités 1 ou 5.

L'ajustement de zone pour les prises non stratifiées a une incidence sur gamma dans les zones 5C et 5E (Tableau A.3), mais delta demeure inchangé (Tableau A.4). Les prises supplémentaires de la zone de l'île Anthony sont faibles comparées aux prises totales dans la zone 5ABC (Figure A.5) et les augmentations annuelles ne devraient pas avoir d'effet important sur le modèle de population. Dans l'évaluation de 2010, on a utilisé PacHarv3 pour toutes les pêches, ce qui a sans doute accru les prises au chalut déjà enregistrées dans GFCatch (Edwards *et al.* 2014b). Les prises annuelles actualisées de POP dans la zone 5ABC par la pêche au chalut et celles des autres pêches sont indiquées dans le Tableau A.5. Seules les prises de la pêche au chalut ont été utilisées dans le modèle de population.

Tableau A.3. Ratios « gamma » estimés pour chaque pêche et zone de la CPMP, sans et avec stratification en fonction de la profondeur. Les ratios sans stratification sont également indiqués pour un ajustement dans la zone 5C qui englobe l'île Anthony (AI). Seuls les gammas non stratifiés en fonction de la profondeur pour la pêche au chalut dans la zone 5ABC ajustée (surlignage vert) sont pertinents pour la reconstitution des prises aux fins de la présente évaluation.

Zone ajustée de la CPMP - sans stratification en fonction de la profondeur (utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,12526	0,00228	0	0,00056	0,00042
3D	0,05910	0,00203	0	0,00030	0,00083
5A	0,19490	0,00070	0	0	0,00060
5B	0,54392	0,00157	0	0,00005	0,00111
5C+AI	0,39933	0,00017	0	0,00659	0,00318
5D	0,34989	0,00012	0	0	0,00012
5E-AI	0,35695	0,00027	0	0,00009	0,00090

Zone de base de la CPMP - sans stratification en fonction de la profondeur (non utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,12526	0,00228	0	0,00056	0,00046
3D	0,05910	0,00203	0	0,00030	0,00087
5A	0,19490	0,00070	0	0	0,00061
5B	0,54392	0,00157	0	0,00005	0,00112
5C	0,32715	0,00007	0	2,1E-06	0,00058
5D	0,34989	0,00012	0	0	0,00013
5E	0,39464	0,00031	0	0,00459	0,00145

Zone de base de la CPMP - avec stratification en fonction de la profondeur (non utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,15415	0,00111	0	0	0,00001
3D	0,07816	0,00038	0	0	0,00030
5A	0,17242	0,00062	0	0	0,00027
5B	0,44167	0,00088	0	0	0,00045
5C	0,30149	0,00006	0	0	0,00054
5D	0,09305	0,00004	0	0	0,00002
5E	0,30557	0,00007	0	0,01239	0,00156

Tableau A.4. Ratios « delta » estimés pour chaque pêche et zone de la CPMP, sans et avec stratification en fonction de la profondeur. Les ratios sans stratification sont également indiqués pour un ajustement dans la zone 5C qui englobe l'île Anthony (AI). Seuls les deltas non stratifiés en fonction de la profondeur pour la pêche au chalut dans la zone 5ABC ajustée (surlignage vert) sont pertinents pour la reconstitution des prises aux fins de la présente évaluation.

Zone ajustée de la CPMP - sans stratification en fonction de la profondeur (utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,03683	0	0,00011	0	0
3D	0,03208	0	0,00018	0	0
5A	0,01611	6,9E-06	0,00003	0	0
5B	0,01671	5,0E-05	0,00020	0	0
5C+AI	0,04898	0	0	0	0
5D	0,00998	0	0	0	0
5E-AI	0,00273	1,5E-06	6,2E-06	0	0

Zone de base de la CPMP - sans stratification en fonction de la profondeur (non utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,03683	0	0,00011	0	0
3D	0,03208	0	0,00018	0	0
5A	0,01611	6,9E-06	0,00003	0	0
5B	0,01671	5,0E-05	0,00020	0	0
5C	0,04898	0	0	0	0
5D	0,00998	0	0	0	0
5E	0,00273	1,5E-06	6,2E-06	0	0

Zone de base de la CPMP - avec stratification en fonction de la profondeur (non utilisée)

CPMP	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne
3C	0,03377	0	0,00012	0	0
3D	0,02371	0	0,00019	0	0
5A	0,01463	9,0E-06	0,00021	0	0
5B	0,01634	0,00005	0,00016	0	0
5C	0,05756	0	0	0	0
5D	0,09210	0	0	0	0
5E	0,00219	1,3E-06	4,1E-06	0	0

Tableau A.5. Prises reconstituées (en tonnes, débarquements + rejets sélectifs) de POP dans la zone 5ABC de la CPMP, toutes pêches confondues. Seules les prises de la pêche au chalut ont été utilisées dans le modèle de population. Les prises qui apparaissent comme « 0 » sont des prises nulles; celles désignées par « 0,000 » indiquent des prises de moins de 1 kg.

Année	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne	Total
1940	27	0,001	0	0,001	0,025	27
1941	16	0,001	0	0,001	0,005	16
1942	180	0,004	0	0,000	0,003	180
1943	542	0,004	0	0,001	0,002	542
1944	249	0,011	0	0,003	0,002	249
1945	2 129	0,014	0	0,003	0,014	2 129

Année	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/ Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne	Total
1946	1 170	0,022	0	0,008	0,012	1 170
1947	609	0,032	0	0,011	0,033	609
1948	961	0,005	0	0,017	0,044	961
1949	1 157	0,008	0	0,025	0,069	1 157
1950	1 091	0,011	0	0,004	0,098	1 091
1951	1 185	0,005	0	0,006	0,016	1 185
1952	1 044	0,024	0	0,008	0,025	1 044
1953	820	0,022	0	0,003	0,033	821
1954	2 583	0,007	0	0,025	0,014	2 583
1955	602	0,006	0	0,010	0,091	602
1956	1 413	0,001	0	0,003	0,051	1 413
1957	1 067	0,003	0	0,002	0,016	1 067
1958	958	0,005	0	0,003	0,012	958
1959	1 960	0,001	0	0,001	0,008	1 960
1960	1 779	0,002	0	0,001	0,006	1 779
1961	1 167	0,004	0	0,000	0,008	1 167
1962	1 882	0,005	0	0,000	0,002	1 882
1963	3 809	0,005	0	0,006	0,003	3 809
1964	3 606	0,020	0	0,002	0,021	3 607
1965	8 202	0,006	0	0,014	0,011	8 202
1966	22 594	0,003	0	0,007	0,043	22 594
1967	17 937	0,005	0	0,002	0,041	17 937
1968	13 069	0,004	0	0,006	0,014	13 069
1969	10 047	0,004	0	0,003	0,019	10 047
1970	8 076	0,013	0	0,009	0,013	8 076
1971	4 504	0,024	0	0,001	0,029	4 504
1972	6 797	0,016	0	0,014	0,008	6 798
1973	6 171	0,019	0	0,041	0,052	6 171
1974	9 477	0,008	0	0,033	0,130	9 477
1975	5 700	0,006	0	0,023	0,104	5 700
1976	2 834	0,016	0	0,020	0,081	2 835
1977	1 261	0,020	0	0,054	0,062	1 261
1978	3 088	0,025	0	0,073	0,146	3 088
1979	1 900	0,020	0	0,021	0,204	1 900
1980	4 177	0,021	0	0,036	0,077	4 177
1981	4 043	0,016	0	0,048	0,129	4 043
1982	4 953	0,012	0	0,055	0,150	4 953
1983	4 605	0,059	0	0,042	0,175	4 605
1984	3 642	0,048	0	0,031	0,132	3 642
1985	3 768	0,046	0	0,032	0,099	3 768
1986	1 545	0,176	0	0,032	0,096	1 545
1987	4 479	0,329	0	0,030	0,097	4 479
1988	4 992	0,599	0,224	0,117	0,108	4 993
1989	3 364	0,394	0,142	0,204	0,357	3 365
1990	3 654	0,488	0,212	0,249	0,666	3 656
1991	3 942	0,429	0,182	0,172	0,366	3 943
1992	3 911	0,372	0,045	0,153	0,172	3 912
1993	3 244	0,327	0,086	0,210	0,052	3 245
1994	5 332	0,448	0,109	0,181	0,746	5 334
1995	6 236	0,441	0,134	0,188	2,305	6 239
1996	5 208	0,954	0,155	0,190	0,456	5 210
1997	4 814	0,180	0,158	0,139	1,777	4 816
1998	4 706	0,210	0,096	0,471	0,403	4 708
1999	4 516	0,283	0,104	0	1,342	4 518
2000	5 016	0,303	0,144	0	1,099	5 017
2001	4 354	0,304	0,214	0,000	0,827	4 355
2002	4 549	0,501	0,158	0,583	1,129	4 552
2003	4 986	0,390	0,156	0	0,975	4 987

Année	Chalut	Flétan de l'Atlantique	Morue charbonnière	Chien de mer/ Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne	Total
2004	4 611	0,367	0,134	0	1,595	4 613
2005	3 754	0,483	0,052	0	0,722	3 756
2006	4 337	0,352	0,092	0	0,524	4 338
2007	3 690	0,249	0,118	0	0,118	3 691
2008	2 956	0,264	0,559	0	0,073	2 957
2009	3 216	0,179	0,248	0,002	0,042	3 216
2010	4 252	0,120	0,001	0,001	0,013	4 252
2011	3 111	0,107	0,001	0,001	0,039	3 111
2012	3 069	0,189	0,007	0,001	0,127	3 070
2013	2 084	0,129	0,041	0,006	0,063	2 085
2014	1 666	0,067	0,055	0	0,068	1 666
2015	2 547	0,086	0,015	0	0,057	2 547
2016	2 618	0,088	0	0,001	0,015	2 618

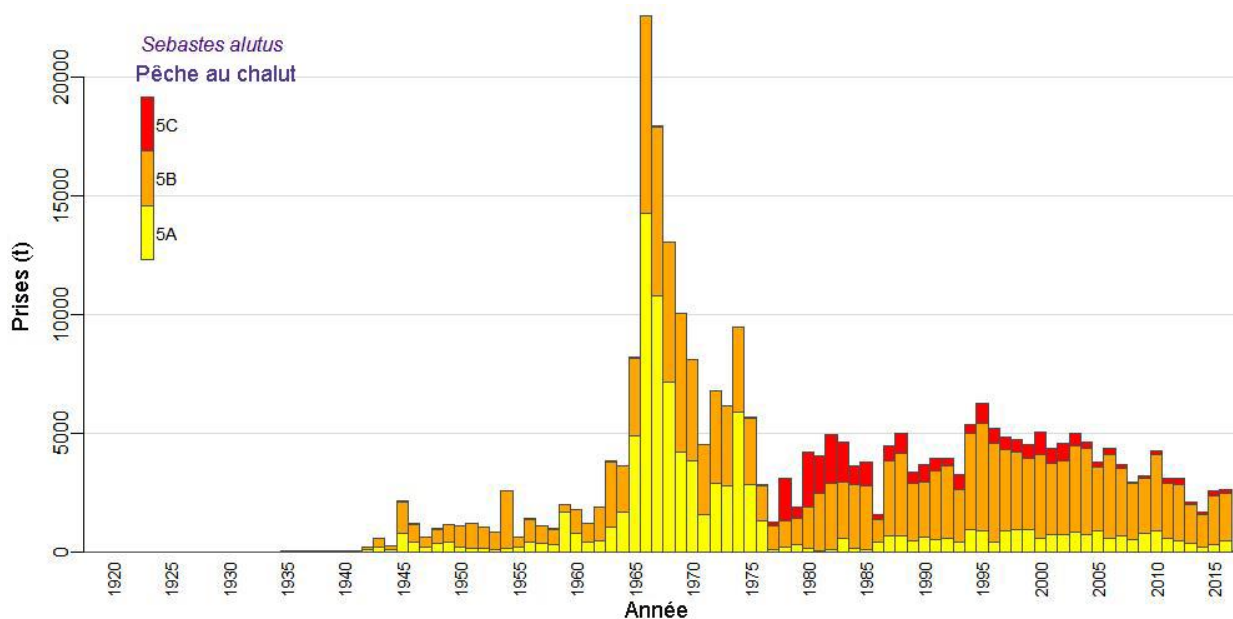


Figure A.4. Prises totales reconstituées (débarquements + rejets sélectifs) (en tonnes) de sébaste à longue mâchoire par la pêche au chalut dans les zones principales 5A, 5B et 5C de la CPMP ajustées pour inclure l'île Anthony. Les prises des autres pêches étaient négligeables.

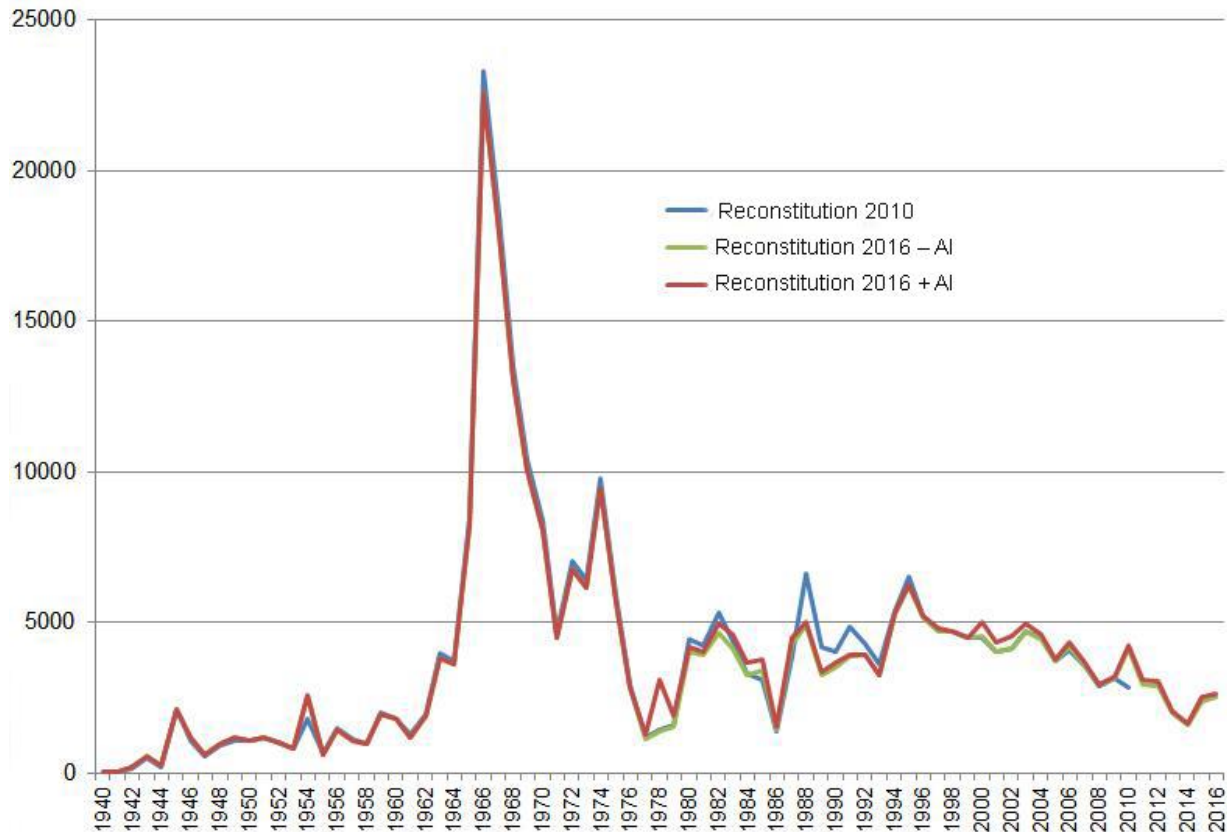


Figure A.5. Comparaison des prises reconstituées (en tonnes) de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC par la pêche au chalut pour 2010 en excluant les prises de l'île Anthony (AI) (en bleu), pour 2016 en excluant les prises de l'AI (en vert) et pour 2016 en incluant les prises de l'AI (en rouge).

### A.3. RÉFÉRENCES - PRISES

- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- Gunderson, D.R., Westrheim, S.J., Demory, R.L. and Fraidenburg, M.E. 1976. [The status of Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stocks off British Columbia, Washington, and Oregon in 1974](#). Fish. Mar. Serv. Tech. Rep. 690: 63 p. (Consulté le 30 mai 2018)

- 
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- Ketchen, K.S. 1980. [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: 46 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- Leaman, B.M. 1998. [Experimental rockfish management and implications for rockfish harvest refugia](#). In M. Yoklavich, ed., Marine Harvest Refugia For West Coast Rockfish: A Workshop, p. 17-26. NOAA-TM-NMFS-SWFSC-255. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- Stocker, M. 1981. [Groundfish stock assessments off the west coast of Canada in 1981 and recommended total allowable catches for 1982](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1626: xxx + 282 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)



---

## ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT

### B.1. INTRODUCTION

La présente annexe résume le calcul des indices de l'abondance relative du sébaste à longue mâchoire à partir des éléments suivants :

1. Relevés historiques dans le canyon de l'île Goose à l'intérieur du bassin de la Reine-Charlotte
2. Relevé synoptique du poisson de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte
3. Relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte

### B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

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

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

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

Les valeurs de la CPUE  $U_{yi}$  sont converties en densités de la CPUE  $\delta_{yi}$  (kg/km<sup>2</sup>) selon la formule :

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

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

Sinon, si l'on dispose des données sur le navire pour chaque trait, la densité de la CPUE peut être exprimée selon l'équation

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

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

L'estimation de la biomasse annuelle ( $B_y$ ) est alors la somme du produit des densités de la CPUE et des superficies au fond de toutes les  $m$  strates :

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

où  $\delta_{yi}$  = densité moyenne de la CPUE (kg/km<sup>2</sup>) pour la strate  $i$ , l'année  $y$  ;  
 $A_i$  = superficie (km<sup>2</sup>) de la strate  $i$  ;  
 $B_{yi}$  = biomasse (kg) pour la strate  $i$ , l'année  $y$  ;  
 $m$  = nombre de strates.

La variance de l'estimation de la biomasse du relevé  $V_y$  (kg<sup>2</sup>) est calculée comme suit :

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

où  $\sigma_{yi}^2$  = variance de la densité de la CPUE (kg<sup>2</sup>/km<sup>4</sup>) pour la strate  $i$ , l'année  $y$  ;  
 $V_{yi}$  = variance de l'estimation de la biomasse (kg<sup>2</sup>) pour la strate  $i$ , l'année  $y$  .

Le coefficient de variation ( $CV_y$ ) de l'estimation de la biomasse annuelle ( $B_y$ ) est exprimé par l'équation suivante :

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

### B.3. RELEVÉS INITIAUX DANS LE CANYON DE L'ÎLE GOOSE, À L'INTÉRIEUR DU BASSIN DE LA REINE- CHARLOTTE

#### B.3.1. Sélection des données

Les données trait par trait d'une série de relevés au chalut historiques étaient disponibles pour 12 années pendant la période 1965 - 1995. Les deux premiers de ces relevés, en 1965 et 1966, étaient très étendus : celui de 1965 (Westrheim 1966a, 1967b) partait de près de San Francisco jusqu'à mi-chemin de la bande côtière de l'Alaska ([panneau de gauche] Figure B.1). Celui de 1966 (Westrheim 1966b, 1967b) n'était que légèrement moins ambitieux, allant de la frontière méridionale entre les États-Unis et le Canada, dans le détroit Juan de Fuca, jusqu'à la bande côtière de l'Alaska ([panneau de droite] Figure B.1). Il était évident que leur conception était de nature exploratoire et que ces relevés ne seraient pas comparables aux relevés effectués par la suite dans le bassin de la Reine-Charlotte, qui couvraient une superficie beaucoup plus petite et prévoyaient une densité des traits beaucoup plus grande dans le canyon de l'île Goose. On le voit bien avec le petit nombre de traits réalisés lors des deux premiers relevés dans le canyon de l'île Goose (Tableau B.1).

Les relevés de 1967 ([panneau de gauche] Figure B.2) et de 1969 ([panneau de droite] Figure B.2) (Westrheim 1967a, 1969; Westrheim *et al.* 1968) ont effectué des traits sur la côte ouest de

---

l'île de Vancouver, dans les îles de la Reine-Charlotte et le sud-est de l'Alaska, mais tous deux comportaient un nombre raisonnable de traits dans le canyon de l'île Goose (Tableau B.1). En 1971, le relevé ([panneau de gauche] Figure B.3) était totalement limité au canyon de l'île Goose (Harling *et al.* 1971) tandis que ceux de 1973, 1976 et 1977 (Harling *et al.* 1973; Westrheim *et al.* 1976; Harling et Davenport 1977) couvraient à la fois les canyons de l'île Goose et de Mitchell dans le bassin de la Reine-Charlotte ([panneau de droite] Figure B.3 et Figure B.4).

Le relevé de 1979 (Nagtegaal et Farlinger 1980) a été confié à un bateau de pêche commerciale (*Southward Ho*, Tableau B.1), et la répartition des traits était différente des relevés précédents et suivants ([panneau de gauche] Figure B.5). La répartition des traits par profondeur était également différente de celle des autres relevés (Tableau B.2). La conception de ce relevé était par conséquent très différente et ce relevé n'a donc pas été inclus dans la série chronologique utilisée pour l'évaluation.

Le relevé de 1984 (Nagtegaal *et al.* 1986) a été effectué par deux navires : le *G.B. Reed* et le *Eastward Ho*. Une partie de la conception de ce relevé visait à comparer les taux de prise des deux bateaux (l'un était un bateau de pêche commerciale et l'autre un navire de recherche du gouvernement - G. Workman, MPO, comm. Pers.); les deux répondaient ainsi à des spécifications semblables, notamment la configuration du filet. Malheureusement, les traits n'étaient pas répartis de la même manière dans toutes les zones, le *G.B. Reed* pêchant surtout dans les parties les moins profondes du canyon de l'île Goose tandis que le *Eastward Ho* se trouvait dans les secteurs plus profonds et au large du canyon ([panneau de droite] Figure B.5). Les deux bateaux ont néanmoins opéré dans des zones plus contiguës dans le canyon de Mitchell ([panneau de droite] Figure B.5). Si l'on compare les taux de prise des deux bateaux stratifiés en fonction de la profondeur (à l'aide d'une simple ANOVA - analyse de la variance), ceux du *Eastward Ho* étaient nettement supérieurs ( $p=0,049$ ) à ceux du *G.B. Reed*. Cependant, cette différence n'est plus significative lorsque l'on ajoute les traits du canyon de Mitchell à l'analyse ( $p=0,12$ ). Puisque la différence n'est pas importante lorsque l'on compare tout l'ensemble des traits disponibles et compte tenu de la répartition spatiale inégale des traits entre les bateaux dans le canyon de l'île Goose (même si l'ANOVA était stratifiée en fonction de la profondeur, il est possible que les catégories de profondeurs aient été trop grossières), la conclusion la plus simple est qu'il n'y avait pas de différence décelable entre les deux bateaux. Par conséquent, tous les traits des deux bateaux dans le canyon de l'île Goose ont été regroupés pour cette année de relevé.

Le relevé de 1994 (Hand *et al.* 1995), lui aussi effectué par un autre bateau de pêche commerciale (*Ocean Selector*, Tableau B.2) ([panneau de gauche] Figure B.6), a été utilisé tel quel dans la série. En effet, il a été exécuté selon une conception qui reprenait autant que possible celle des relevés réalisés auparavant par le *G.B. Reed* (G. Workman, MPO, comm. pers.), et était appuyé par la conclusion selon laquelle en 1984, les taux de prise du navire de recherche et du bateau de pêche commerciale ne présentaient pas de différence significative.

Le relevé de 1995 (Yamanaka *et al.* 1996) a été effectué par deux bateaux de pêche commerciale : *Ocean Selector* et le *Frosti* (Tableau B.2), selon une conception à stratification aléatoire dans laquelle chaque bateau reproduisait chaque trait ([panneau de droite] Figure B.6) (G. Workman, MPO, com. pers.). Cette conception était entièrement différente de celle employée dans les relevés précédents et il n'a donc pas été possible d'utiliser ce relevé dans la série du canyon de l'île Goose.

Comme la seule zone régulièrement surveillée par ces relevés était ce canyon, les traits exécutés entre les latitudes de 50.9°N et 51.6°N pendant les huit années de relevés

---

acceptables, couvrant la période comprise entre 1967 et 1994, ont servi à calculer l'indice de la population de sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.1).

Pour ces relevés, la stratification initiale en fonction de la profondeur était prévue à des intervalles de 20 brasses (36,1 m), les strates importantes pour le sébaste à longue mâchoire allant de 100 à 180 brasses (183 à 329 m). Cette tranche d'eau représente 95 % des traits qui ont permis de remonter des sébastes à longue mâchoire (Tableau B.3). Pour la série de relevés dans le canyon de l'île Goose, le trait le moins profond qui a capturé des sébastes à longue mâchoire était à 121 m et le trait le plus profond à 428 m (c'était aussi le trait le plus profond enregistré). Pour l'analyse, ces strates de profondeur ont été combinées en trois plages : 70-100 m, 100-120 m et 120-160 m, pour un total de 352 traits pendant les huit années de relevés acceptés (Tableau B.4).

La valeur de la densité de l'écartement des portes (B.4) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire, en utilisant une valeur fixe de 61,6 m pour l'écartement des portes (Yamanaka *et al.* 1996) et la distance parcourue enregistrée. Malheureusement, les champs de la vitesse, de l'effort et de la distance parcourue n'ont pas été bien remplis pour ces relevés. On a donc utilisé les valeurs moyennes pour l'année du relevé à la place des valeurs manquantes pour ces champs. De ce fait, la distance de remorquage est proche de 3 km pour la majorité des traits, ce qui était le résultat attendu puisque la conception prévoyait des traits d'1/2 heure à une vitesse d'environ 6 km/h (3,2 nœuds approximativement).

### **B.3.2. Résultats**

Les cartes illustrant les emplacements où les sébastes à longue mâchoire ont été pêchés dans le canyon de l'île Goose indiquent que l'espèce est présente dans l'ensemble du canyon toutes les années (Figure B.7). Les niveaux estimés de la biomasse de sébaste à longue mâchoire dans le canyon de l'île Goose, tirés des relevés au chalut historiques, ont baissé de la fin des années 1960 à la fin des années 1970, avec un possible rétablissement dans les années 1980 et au début des années 1990 (Figure B.8; Tableau B.5). Cependant, le long intervalle entre les relevés pendant cette période limite notre confiance dans cette interprétation. La proportion de traits qui ont ramené des sébastes à longue mâchoire est élevée, à plus de 95 % pour toutes les années de relevés, sauf en 1994, où elle est de 90 % (Figure B.9). Les erreurs relatives du relevé sont faibles pour cette espèce, ce qui correspond à la fréquence élevée de l'espèce dans les traits, comprise entre 0,09 et 0,21 et inférieure à 0,20 pour sept des huit relevés acceptés (Tableau B.5).

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

### **B.4.1. Sélection des données**

Ce relevé a été exécuté huit années entre 2003 et 2015, entre l'île de Vancouver et l'île Moresby et s'étendant dans la partie inférieure du détroit d'Hécate entre l'île Moresby et le continent. Il était divisé entre deux grandes strates surfaciques qui correspondent en gros aux régions 5A et 5B de la CPMP, plus une partie de la zone 5C (toutes les positions de début de trait valides sont représentées par année de relevé sur les Figure B.11 à Figure B.17). Chacune de ces deux zones a été divisée en quatre strates de profondeur : 50–125 m; 125–200 m; 200–330 m; et 330–500 m (Tableau B.6).

On a envisagé d'inclure le relevé à stratification aléatoire de 1995, décrit dans la section précédente ([panneau de droite] Figure B.6), dans cette série. Cependant, le Centre des avis scientifiques du Pacifique (CASP) s'est penché sur cette suggestion lors d'une réunion en

---

décembre 2009 et l'a rejetée. En effet, même si les deux relevés reposaient sur une conception à stratification aléatoire, celui de 1995 ciblait uniquement le sébaste à longue mâchoire, tandis que le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte vise de nombreuses espèces, dont le sébaste à longue mâchoire. Les participants à la réunion ont conclu que cette différence d'espèce ciblée par le relevé aurait une incidence sur la méthode de pêche utilisée pour le relevé et que de ce fait, les taux de prise du sébaste à longue mâchoire ne seraient pas comparables entre le relevé de 1995 et ceux menés depuis 2003.

La valeur de la densité de l'écartement des portes (B.4) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire, de l'écartement moyen des portes pour le trait et de la distance parcourue. [distance travelled] est un champ de la base de données qui est calculé directement à partir du tracé du trait. Ce champ est utilisé de préférence pour la variable

$D_{yij}$  dans (B.3). On peut utiliser la valeur obtenue ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur de [distance travelled] est manquante, mais cela n'a été nécessaire que pour deux cas dans les huit relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (140 valeurs pour toutes les années : Tableau B.7) pour remplir le champ [doorspread] lorsque cette donnée était manquante.

## B.4.2. Résultats

Les sébastes à longue mâchoire ont surtout été capturés à des profondeurs de 160 à 320 m, mais des observations sporadiques ont été notées à des profondeurs allant jusqu'à 400 m (Figure B.18). C'est dans la strate Nord que les densités des prises étaient les plus élevées, mais l'espèce est présente à de bonnes densités dans les deux strates (voir les tracés de la densité à droite sur les Figure B.11 à Figure B.17).

La biomasse estimée du sébaste à longue mâchoire en fonction de l'écartement des portes, tirée de ce relevé au chalut, a baissé entre 2003 et 2007 et les quatre estimations suivantes ne permettent pas de dégager de tendance (Figure B.19; Tableau B.8). L'indice le plus récent (2015) montre une augmentation relative au niveau des quatre indices précédents, mais les limites de confiance étaient larges et se chevauchaient. Les erreurs relatives estimées étaient raisonnablement basses, de 14 à 25 % (Tableau B.8). La proportion de traits qui ont permis de capturer des sébastes à longue mâchoire était relativement plus élevée dans la strate Nord, où elle était comprise entre 0,63 et 0,78, tandis que ces valeurs passaient de 0,45 à 0,69 dans la strate Sud (Figure B.20). En tout, 1 194 des 1 909 traits valides du relevé ont remonté des sébastes à longue mâchoire.

## B.5. RELEVÉ DE LA CREVETTE DANS LE BASSIN DE LA REINE- CHARLOTTE

### B.5.1. Sélection des données

Ce relevé couvre l'angle SE du bassin de la Reine-Charlotte en s'étendant vers l'ouest à partir de l'île Calvert et du bras de mer Rivers jusque dans le canyon de l'île Goose (voir les cartes de distribution des traits sur le côté gauche pour chacune des 16 années de relevé : Figure B.21 à Figure B.36). Il y a aussi une strate qui couvre la région entre l'île Calvert et le continent, mais elle n'a pas été incluse dans les estimations de la biomasse. Cinq navires ont participé la première année du relevé (1998) et le relevé a eu lieu plus tard que les années suivantes (en juillet plutôt qu'en mai/début juin; Tableau B.9). Il a été décidé de ne pas tenir compte de cette première année du relevé en raison de l'apparente nature exploratoire de la conception et du risque de ne pas pouvoir établir de comparaisons entre les navires cette année-là et avec les relevés suivants. Après la première année, le relevé a été exécuté par le *W.E. Ricker* (sauf en 2005, où l'on a utilisé le *Frosti*) en mai ou en juin, jusqu'en 2013. Il y eu alors une interruption

---

pendant deux ans, puis un autre relevé en 2016. Toutes les années de relevés disponibles de 1999 à 2016 ont été utilisées pour la présente évaluation.

Le relevé est divisé en trois strates surfaciques : la strate 109, à l'ouest des îles extérieures et jusqu'au canyon de l'île Goose; la strate 110, au sud de l'île Calvert et la strate 111, entre l'île Calvert et le continent. La strate 111 a été écartée car son emplacement n'offre pas d'habitat convenable pour les espèces de sébastes et aucun sébaste à longue mâchoire n'y a jamais été pêché. La majorité des traits ont lieu dans la strate 109 (la plus grande des deux strates restantes), qui permet aussi d'échantillonner des profondeurs plus grandes, et seuls quelques traits sont réalisés dans la strate 110, qui couvre une tranche d'eau beaucoup moins profonde (Tableau B.10, Figure B.37). Seuls les traits avec des codes d'utilisabilité de 1 (utilisable), 2 (échec, mais toutes les données sont utilisables) et 6 (engin déchiré, mais toutes les données sont utilisables) ont été inclus dans l'estimation de la biomasse. Près de 1 100 traits utilisables ont été réalisés dans le cadre de ce relevé pendant les 16 années de relevés disponibles (Tableau B.10).

Ces données ont été analysées à l'aide de (B.1) à (B.6), qui présument que les emplacements des traits ont été choisis de manière aléatoire dans une strate par rapport à la biomasse du sébaste à longue mâchoire, même si la conception réelle du relevé n'est pas aléatoire. Mille répliques par auto-amorçage avec remplacement ont été effectuées sur les données des relevés afin d'estimer les plages de confiance à 95 % corrigées en fonction du biais pour chaque année de relevé (Efron 1982).

La valeur de la densité de l'écartement des portes (B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à longue mâchoire, d'un écartement arbitraire des portes (29,6 m) pour le trait et de la distance parcourue. La distance parcourue a été déterminée au moment du trait d'après le temps de contact avec le fond (J. Boutillier, MPO, comm. pers.). On a multiplié la vitesse du bateau et la durée du trait pour obtenir les quelques valeurs manquantes pour ce champ. Tous les traits ont été utilisés, quelle que soit leur profondeur, car ce relevé, contrairement au relevé de la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver, a régulièrement échantillonné des profondeurs allant jusqu'à 240 m (Figure B.37), ce qui fait qu'il n'était pas nécessaire de tronquer les traits en profondeur pour pouvoir établir des comparaisons entre les années de relevés.

## **B.5.2. Résultats**

Les prises de sébaste à longue mâchoire ont tendance à être réparties le long de la tranchée du canyon de l'île Goose et de la bordure du plateau des îles extérieures (voir les tracés à droite : Figure B.21 à Figure B.36). Des sébastes à longue mâchoire ont été capturés à des profondeurs de 140-240 m et presque entièrement dans la strate 109, le poids maximal des prises dans la strate 110 n'étant que de 1,0 kg/trait (Figure B.38).

Les niveaux estimés de la biomasse de sébaste à longue mâchoire tirés du relevé au chalut de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte sont raisonnablement uniformes de 1999 à 2008, sans permettre de dégager de tendance nette. Les indices de la biomasse ont chuté en 2009 et sont restés à des niveaux bas jusqu'en 2013, le plus faible de la série étant inférieur à 200 t. L'indice de la biomasse en 2016 est plus élevé, à 757 t, un résultat semblable à l'indice de 2010, mais généralement inférieur aux indices d'avant 2009. L'erreur relative dans ce relevé est variable, mais généralement élevée, comprise entre 21 % et 63 % (Figure B.39; Tableau B.11). La proportion de traits ayant remonté des sébastes à longue mâchoire est plus grande dans la strate 109, avec des valeurs allant de 0,31 à 0,93 (Figure B.40). On compte généralement moins de 10 traits par an dans la strate 110 (Tableau B.10) où les relevés échantillonnent normalement les profondeurs moins grandes où le sébaste à longue mâchoire

se trouve rarement (bien qu'une proportion importante ait été capturée dans les traits réalisés dans les deux strates en 2009 : 93 % dans la strate 109 et 86 % dans la strate 110; Figure B.40). Il convient de noter que l'estimation de la biomasse pour 2009 est parmi les plus basses de la série, malgré la proportion élevée de traits qui ont remonté des sébastes à longue mâchoire. Sur les 1 088 traits valides réalisés pendant ces 16 années, 616 contenaient des sébastes à longue mâchoire.

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

Relevé Année	GB Reed		Southward Ho		Eastward Ho		Ocean Selector		Frosti	
	Autres	Canyon de l'île Goose	Autres	Canyon de l'île Goose	Autres	Canyon de l'île Goose	Autres	Canyon de l'île Goose	Autres	Canyon de l'île Goose
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 de traits par intervalle de profondeur de 20 brasses (en mètres) dans le canyon de l'île Goose et dans toutes les autres zones (Autres), par année de relevé, pour les 12 relevés historiques (1965 - 1995). Les années de relevés en gris n'ont pas été utilisées dans l'évaluation.

Année du relevé	Zones autres que le canyon de l'île Goose									Total Traits
	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									
	146-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	403-439	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	2	2	1	1	4	-	17
1969	-	1	-	1	-	1	-	-	-	3
1971	-	1	-	1	1	-	-	-	-	3
1973	-	-	4	3	2	2	2	-	-	13
1976	-	-	6	4	5	4	4	-	-	23
1977	-	-	3	2	5	3	2	-	-	15
1979	11	2	1	5	1	-	-	-	-	20
1984	-	-	4	10	7	7	6	-	-	34
1994	-	-	-	-	2	-	-	-	-	2
1995	-	2	-	1	-	-	-	-	-	3

Année du relevé	Canyon de l'île Goose									Total
	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									
	146-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	403-439	440-549	
1965	-	2	4	1	1	-	-	-	-	8
1966	3	2	3	5	2	-	-	-	-	15
1967	1	6	11	5	10	-	-	-	-	33
1969	-	9	11	6	6	-	-	-	-	32
1971	-	4	15	8	9	-	-	-	-	36
1973	-	7	11	7	8	-	-	-	-	33
1976	-	7	13	8	5	-	-	-	-	33
1977	1	12	14	14	6	-	-	-	-	47
1979	23	12	18	6	-	-	-	-	-	59
1984	-	13	25	17	13	1	-	-	-	69
1994	-	15	18	20	16	-	-	-	-	69
1995	2	21	47	21	15	6	-	-	-	112

Tableau B.3. Poids des prises (t) de sébaste à longue mâchoire par intervalle de profondeur de 20 brasses (en mètres) dans le canyon de l'île Goose et dans toutes les autres zones (Autres), par année de relevé, pour les 12 relevés historiques (1965 - 1995). Les années de relevés en gris n'ont pas été utilisées dans l'évaluation.

Année du relevé	Zones autres que le canyon de l'île Goose									Total
	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									
	146-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	403-439	440-549	
1965	0,00	8,09	13,90	29,40	2,64	4,99	0,27	0,81	0,02	60,12
1966	0,09	1,76	9,55	6,00	1,35	0,35	7,28	0,92	0,10	27,40
1967	0,00	-	0,38	1,83	1,08	0,02	0,84	5,84	-	9,99
1969	-	0,04	-	1,86	-	1,30	-	-	-	3,20
1971	-	0,01	-	0,47	0,56	-	-	-	-	1,04
1973	-	-	1,99	0,68	0,37	0,31	0,29	-	-	3,64
1976	-	-	4,04	4,66	5,76	4,72	2,62	-	-	21,80
1977	-	-	0,25	0,47	2,66	0,73	0,86	-	-	4,97
1979	0,95	0,03	0,00	0,72	0,00	-	-	-	-	1,70
1984	-	-	3,13	3,38	2,29	2,37	0,96	-	-	12,13
1994	-	-	-	-	0,00	-	-	-	-	0,00
1995	-	0,00	-	0,00	-	-	-	-	-	0,00

Année du relevé	Canyon de l'île Goose									Total
	Intervalle de profondeur de 20 brasses (m)									
	146-183	184-219	220-256	257-292	293-329	330-366	367-402	403-439	440-549	
1965	-	1,78	1,91	1,60	2,06	-	-	-	-	7,35
1966	0,66	0,31	2,18	4,17	2,43	-	-	-	-	9,75
1967	0,00	1,93	10,79	5,29	9,56	-	-	-	-	27,57
1969	-	7,84	4,88	4,27	5,45	-	-	-	-	22,44
1971	-	0,05	7,70	10,17	9,26	-	-	-	-	27,18
1973	-	1,19	3,24	2,60	3,73	-	-	-	-	10,76
1976	-	1,38	20,21	9,81	8,86	-	-	-	-	40,26
1977	0,00	0,43	5,36	4,36	1,73	-	-	-	-	11,88
1979	0,03	0,48	6,38	1,92	-	-	-	-	-	8,81
1984	-	1,39	22,87	8,52	9,29	0,24	-	-	-	42,31
1994	-	3,02	14,50	9,02	12,11	-	-	-	-	38,65
1995	0,01	12,99	22,77	18,92	13,9	4,00	-	-	-	72,59



Tableau B.4. Nombre de traits disponibles par année de relevé et strate de profondeur pour l'analyse de la série de relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose.

Année du relevé	Strate de profondeur			Total
	120-183 m (70–100 brasses)	184-218 m (100–120 brasses)	219-300 m (100-160 brasses)	
1967	7	11	15	33
1969	9	11	12	32
1971	4	15	17	36
1973	7	11	15	33
1976	7	13	13	33
1977	13	14	20	47
1984	13	23	33	69
1994	14	18	37	69
Total	74	116	162	352

Tableau B.5. Estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire tirées des relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose pour les années 1967 à 1994. Les estimations de la biomasse reposent sur trois strates de profondeur (Tableau B.4), en supposant que les traits du relevé étaient choisis de manière aléatoire dans ces zones. Les intervalles de confiance corrigés en fonction du biais d'auto-amorçage et les CV sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t)	Biomasse d'auto-amorçage moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV de l'auto-amorçage	CV de l'analyse (B.6)
1967	19 539	19 609	15 321	24 432	0,116	0,121
1969	20 289	20 224	14 039	28 920	0,183	0,180
1971	13 799	13 795	11 579	16 462	0,092	0,093
1973	8 380	8 291	5 479	12 427	0,212	0,219
1976	11 902	11 890	9 064	15 187	0,131	0,133
1977	6 132	6 141	4 279	8 699	0,178	0,177
1984	10 409	10 454	8 625	12 321	0,096	0,098
1994	14 722	14 682	11 531	18 427	0,119	0,122

Tableau B.6. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2015. La zone de chaque strate et le navire ayant réalisé le relevé sont également indiqués, par année de relevé.

Année	Navire	Strates de profondeur Sud				Strate Nord				Total traits
		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	62	24	7	19	57	48	7	257
2009	Viking Storm	34	60	28	8	10	44	43	6	233
2011	Nordic Pearl	38	67	25	8	10	51	45	8	252
2013	Nordic Pearl	32	66	29	10	9	46	44	5	241
2015	Frosti	30	65	26	4	12	50	44	8	239
Superficie (km <sup>2</sup> )		5 072	5 432	2 712	548	1 804	4 060	3 748	1 252	24 628

Tableau B.7. Nombre de valeurs manquantes pour l'écartement des portes, par année, pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 2003 et 2015, ainsi que le nombre d'observations disponibles de l'écartement des portes et la valeur moyenne de l'écartement des portes pour l'année du relevé.

Année	Nombre de traits pour lesquels il manquait l'écartement des portes <sup>1</sup>	Nombre de traits pour lesquels il existait des observations sur l'écartement des portes <sup>2</sup>	Écartement moyen des portes (m) utilisé pour les traits pour lesquels les valeurs manquaient <sup>2</sup>
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
Total	101	1,988	71,2

<sup>1</sup> uniquement les traits valides pour l'estimation de la biomasse

<sup>2</sup> comprend les traits qui n'ont pas été utilisés pour l'estimation de la biomasse

Tableau B.8. Estimations de la biomasse du sébaste à longue mâchoire tirées du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte pour les années de relevé 2003 à 2009. Les intervalles de confiance corrigés en fonction du biais d'auto-amorçage et les CV sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année de relevé	Biomasse (t)	Biomasse d'auto-amorçage moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV de l'auto-amorçage	CV de l'analyse (B.6)
2003	22 655	22 706	17 216	29 340	0,136	0,140
2004	16 880	17 003	11 365	27 294	0,233	0,227
2005	14 547	14 727	9 849	21 662	0,193	0,195
2007	10 591	10 559	7 819	14 337	0,155	0,163
2009	12 464	12,361	7 994	20 344	0,245	0,238
2011	12 515	12 479	7 640	20 371	0,250	0,253
2013	11 419	11 323	7 619	15,923	0,183	0,186
2015	14 723	14 698	9 362	22,726	0,228	0,234

Tableau B.9. Nombre de traits réalisés par chaque navire participant au relevé de la crevette au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte, par mois et année de relevé. Tous les traits effectués dans le bassin de la Reine-Charlotte sont inclus, pas uniquement ceux qui ont été utilisés dans l'analyse.

Navire et année	Mois		
	Mai	Juin	Juillet
<b>Frosti</b>			
2005	50	-	-
<b>Ocean dancer</b>			
1998	-	-	18
<b>Pacific Rancher</b>			
1998	-	-	18
<b>Parr Four</b>			
1998	-	-	17
<b>W. E. Ricker</b>			
1999	-	83	-
2000	84	-	-
2001	72	-	-

Navire et année	Mois		
	Mai	Juin	Juillet
2002	72	-	-
2003	63	-	-
2004	65	-	-
2006	68	-	-
2007	65	-	-
2008	69	-	-
2009	66	-	-
2010	59	11	-
2011	67	-	-
2012	67	-	-
2013	67	-	-
2016	67	-	-
<b>Westerly Gail</b>			
1998	-	-	21
<b>Western Clipper</b>			
1998	-	-	18

Tableau B.10. Désignations des strates et nombre de traits utilisables pour le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte de 1999 à 2010.

Année de relevé	Strate		Total
	109	110	
1999	72	10	82
2000	76	8	84
2001	65	7	72
2002	65	7	72
2003	57	6	63
2004	59	6	65
2005	41	6	47
2006	61	6	67
2007	60	5	65
2008	63	6	69
2009	57	7	64
2010	64	6	70
2011	61	6	67
2012	61	6	67
2013	61	6	67
2016	61	6	67
Total	984	104	1 088
Superficie (km <sup>2</sup> )	2 142	159	2 301

Tableau B.11. Estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire tirées des relevés au chalut de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte pour les années de relevé 1999 à 2016. Les intervalles de confiance corrigés en fonction du biais d'auto-amorçage et les CV sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement. Le CV de l'analyse (B.6) repose sur l'hypothèse d'une sélection aléatoire des traits dans une strate.

Année de relevé	Biomasse (t)	Biomasse d'auto-amorçage moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV de l'auto-amorçage	CV de l'analyse (B.6)
1999	1 871	1 858	1 235	2 798	0,211	0,216
2000	1 318	1 337	685	2 283	0,307	0,303
2001	1 575	1 565	587	2 833	0,361	0,351
2002	1 199	1 182	357	2 434	0,441	0,468
2003	558	570	204	1 190	0,429	0,426
2004	1 406	1 412	754	2 246	0,265	0,269
2005	1 215	1 208	529	2 297	0,344	0,349
2006	1 896	1 901	1 069	2 884	0,239	0,245
2007	1 458	1 481	754	2 165	0,241	0,251
2008	1 158	1 149	636	1 962	0,281	0,274
2009	381	383	187	660	0,316	0,319
2010	782	783	378	1 395	0,334	0,347
2011	452	448	53	1 177	0,627	0,631
2012	501	515	95	1 260	0,532	0,519
2013	177	173	47	396	0,473	0,493
2016	757	752	388	1 373	0,331	0,342

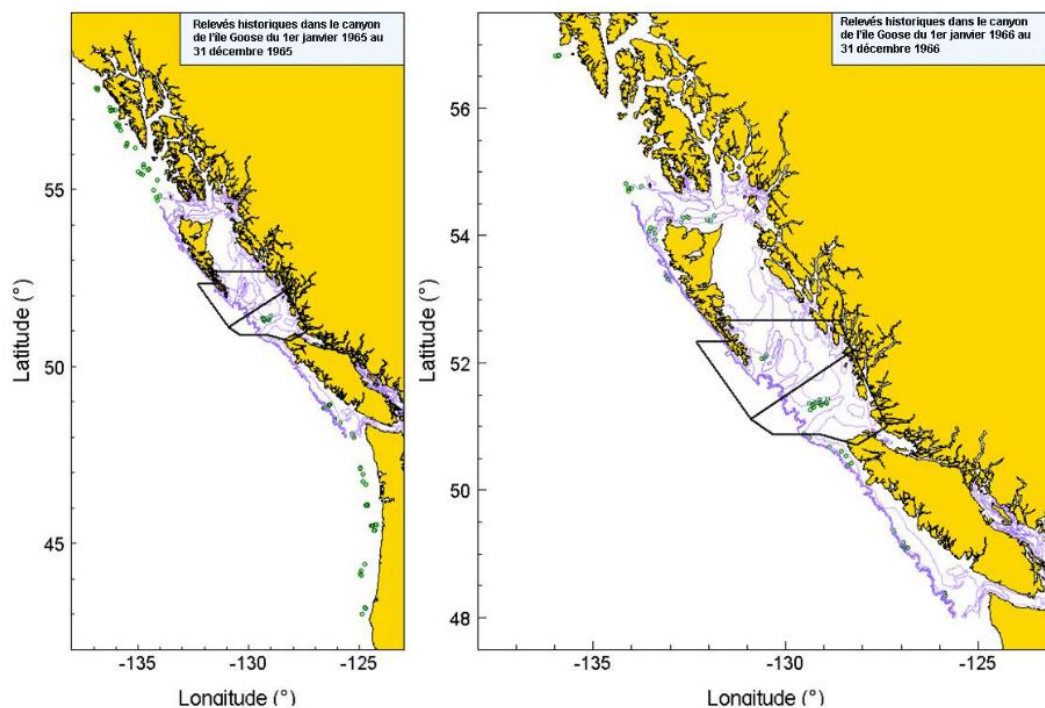


Figure B.1. Étendue des deux premiers relevés du G.B. Reed : [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1965; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1966.

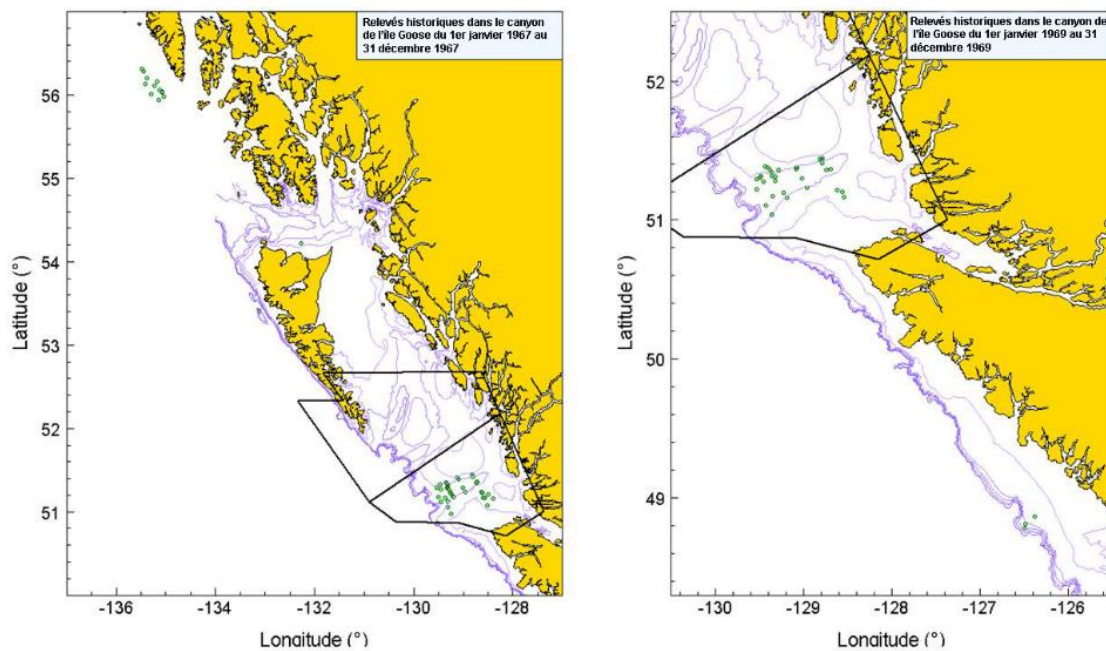


Figure B.2. Étendue des deux relevés historiques suivants du G.B. Reed. [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1967; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1969.

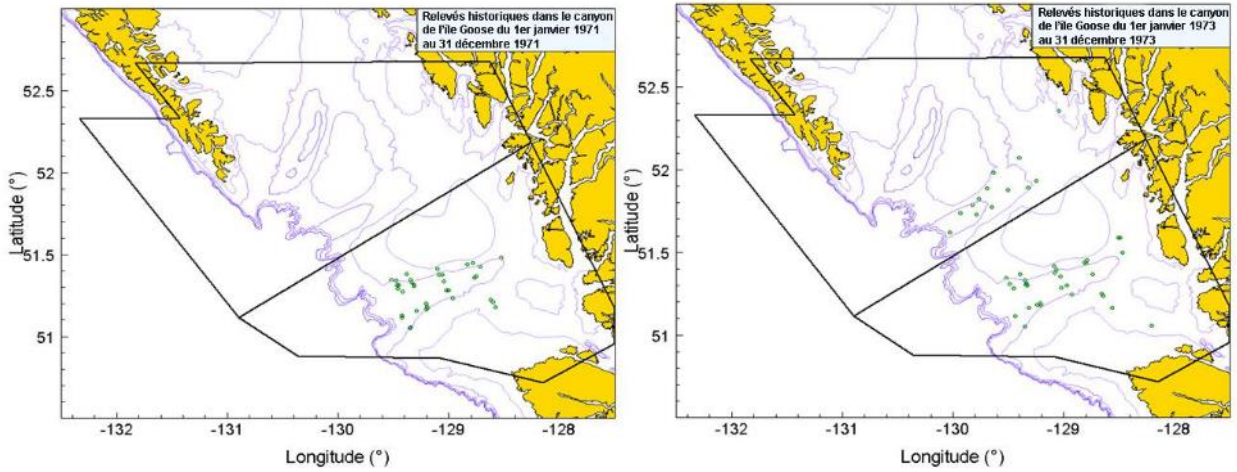


Figure B.3. Étendue des deux relevés historiques suivants du G.B. Reed. [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1971; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1973.

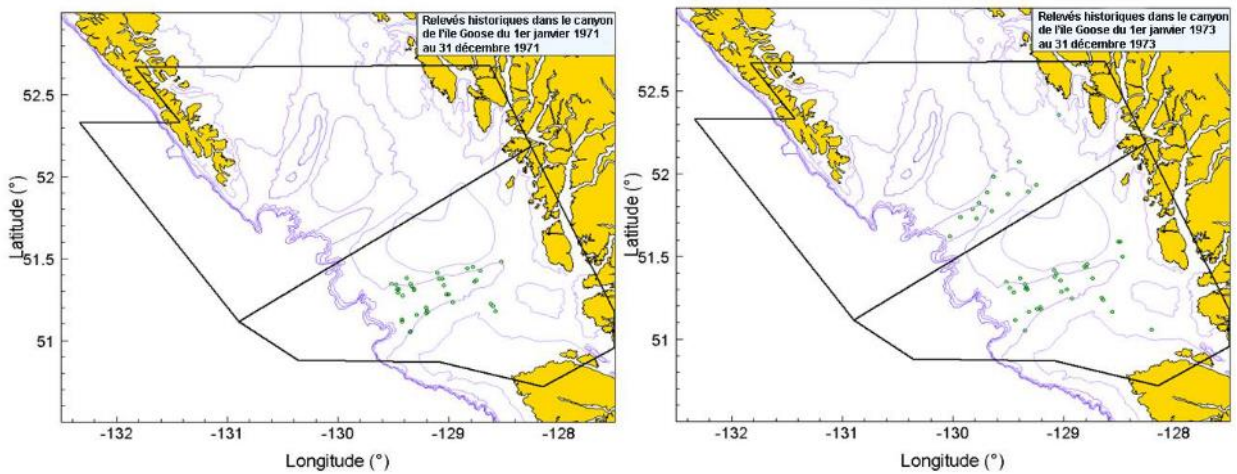


Figure B.4. Étendue des deux relevés historiques suivants du G.B. Reed. [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1976; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1977.



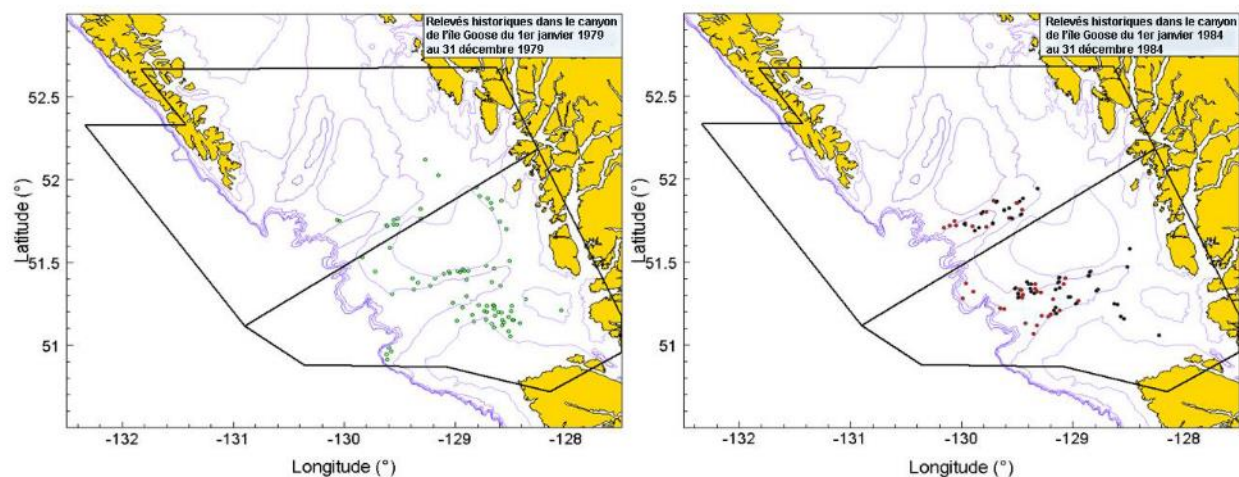


Figure B.5. Étendue des deux relevés historiques suivants du G.B. Reed. [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1979; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1984 (remarque : les traits du G.B. Reed apparaissent en noir, ceux du Eastward Ho en rouge).

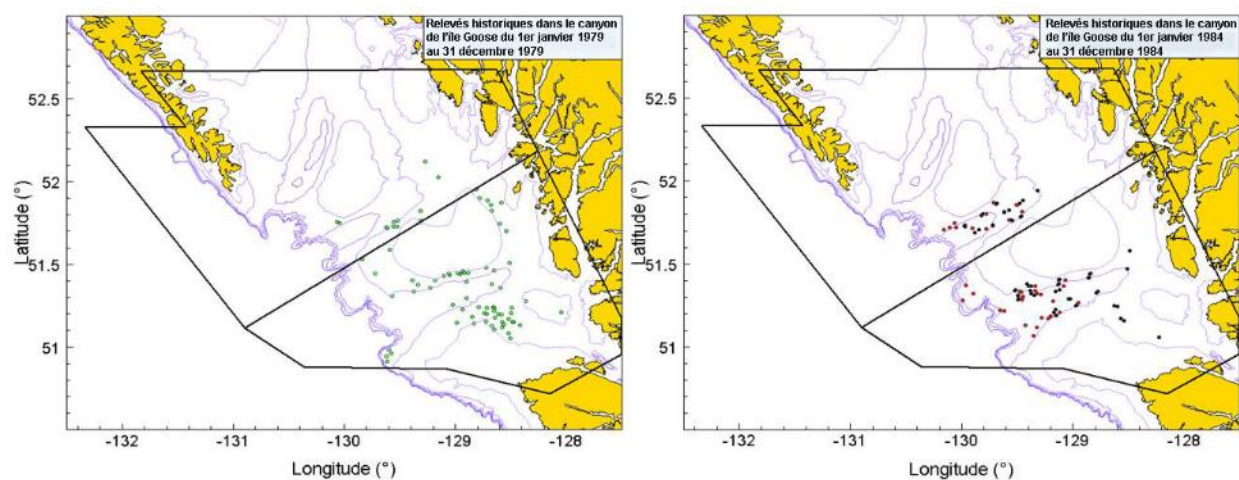


Figure B.6. Étendue des deux derniers relevés historiques du G.B. Reed. [panneau de gauche] emplacements des traits pour le relevé de 1994; [panneau de droite] emplacements des traits pour le relevé de 1995 (remarque : les traits de l'Ocean Selector apparaissent en noir, ceux du Frosti en rouge).

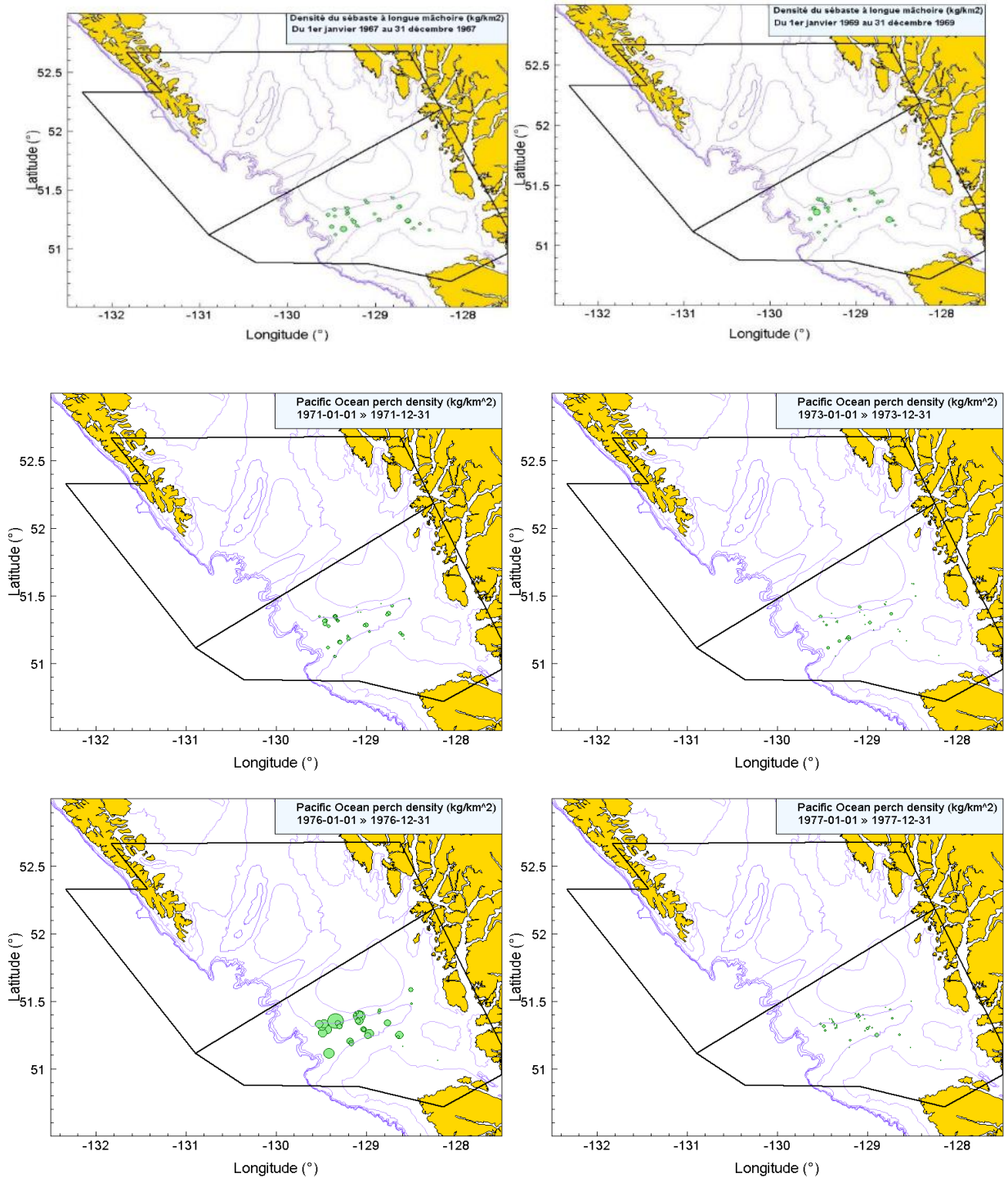


Figure B.7. Carte des emplacements de tous les traits qui ont remonté des sébastes à longue mâchoire, tirée des relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose, par année de relevé (1967 à 1994). Les cercles sont proportionnels à la densité des prises de sébaste à longue mâchoire (plus grand cercle=30 731 kg/km<sup>2</sup> en 1976). Les isobathes de 100, 200, 300 et 400 m sont également représentés. Les lignes indiquent les limites de la strate pour le relevé synoptique restratifié dans le bassin de la Reine-Charlotte.



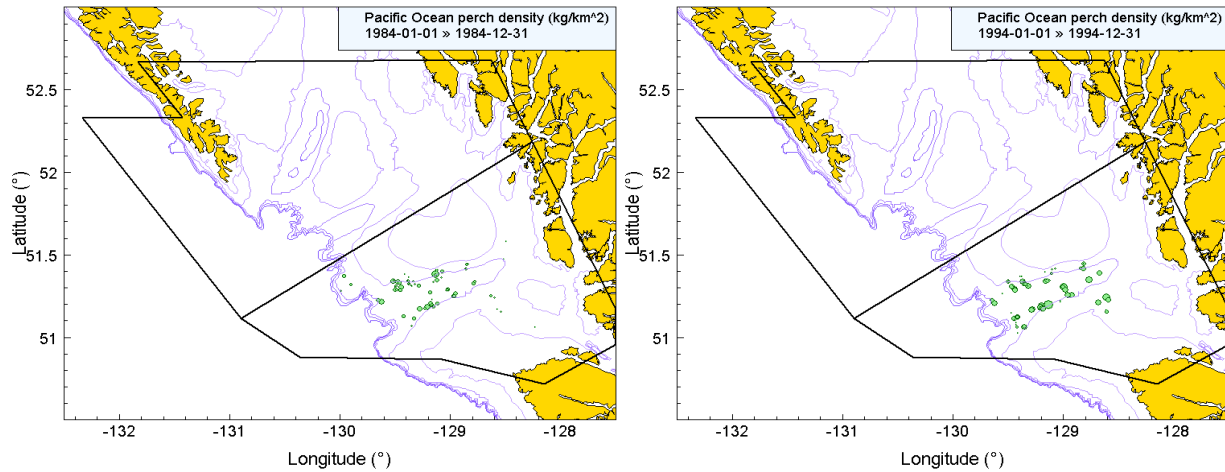


Figure B.7 (suite).

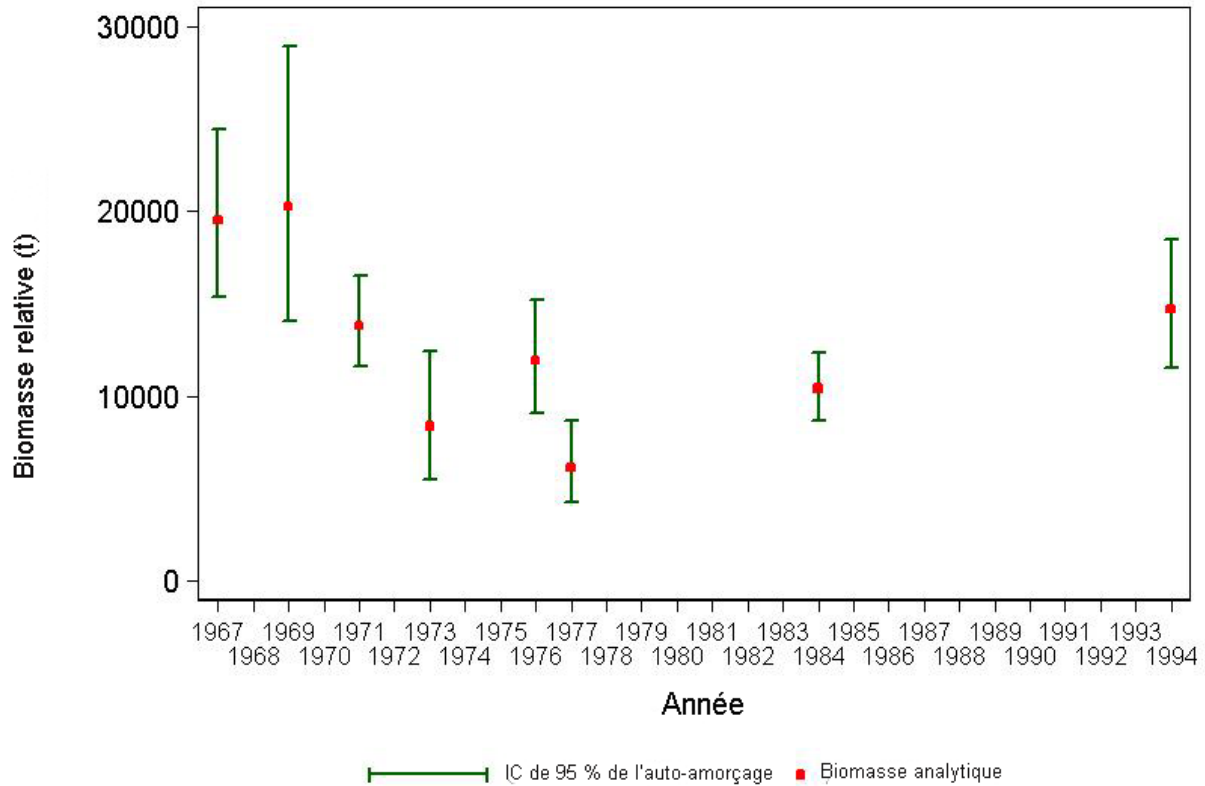


Figure B.8. Tracé des estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire tirées des relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose réalisés par le G.B. Reed pour les années 1967 à 1994. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

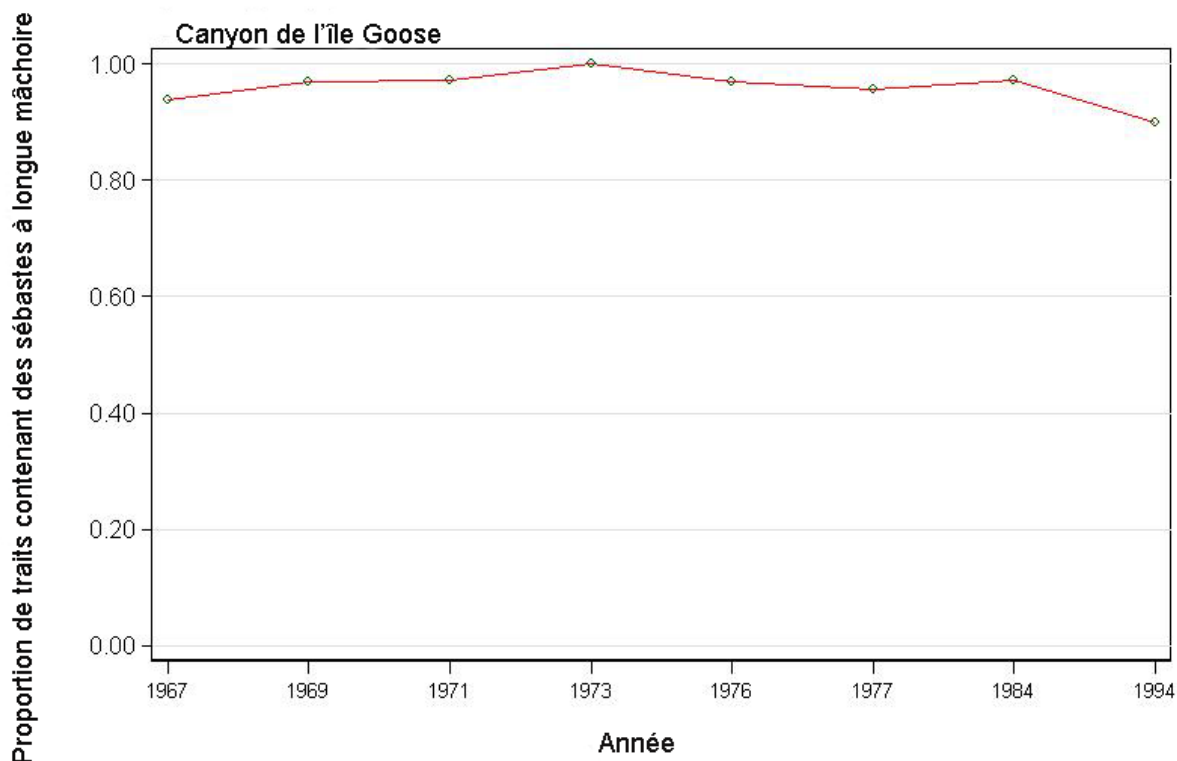


Figure B.9. Proportion de traits par année qui remontent des sébastes à longue mâchoire dans les relevés utilisables dans le canyon de l'île Goose.

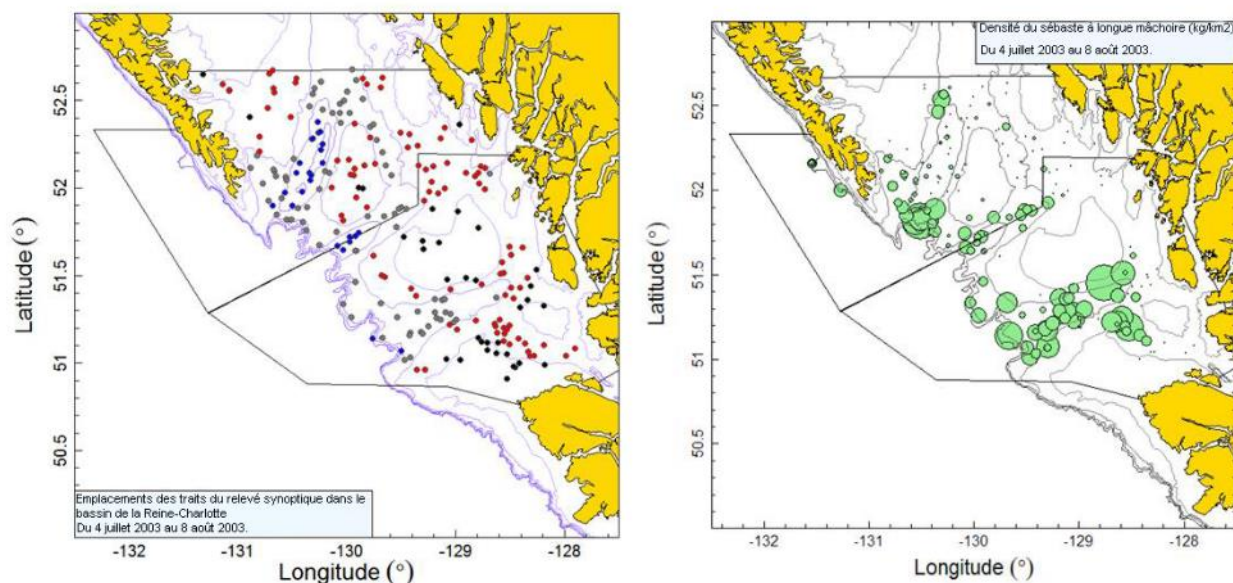


Figure B.10. Emplacements des traits valides (strate de 50-125 m : noir; strate de 126-200 m : rouge; strate de 201-330 m : gris; strate de 331-500 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2003 dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2003–2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015), le plus grand cercle = 34 852 kg/km<sup>2</sup> en 2004. Les limites séparent les strates superficielles Nord et Sud.

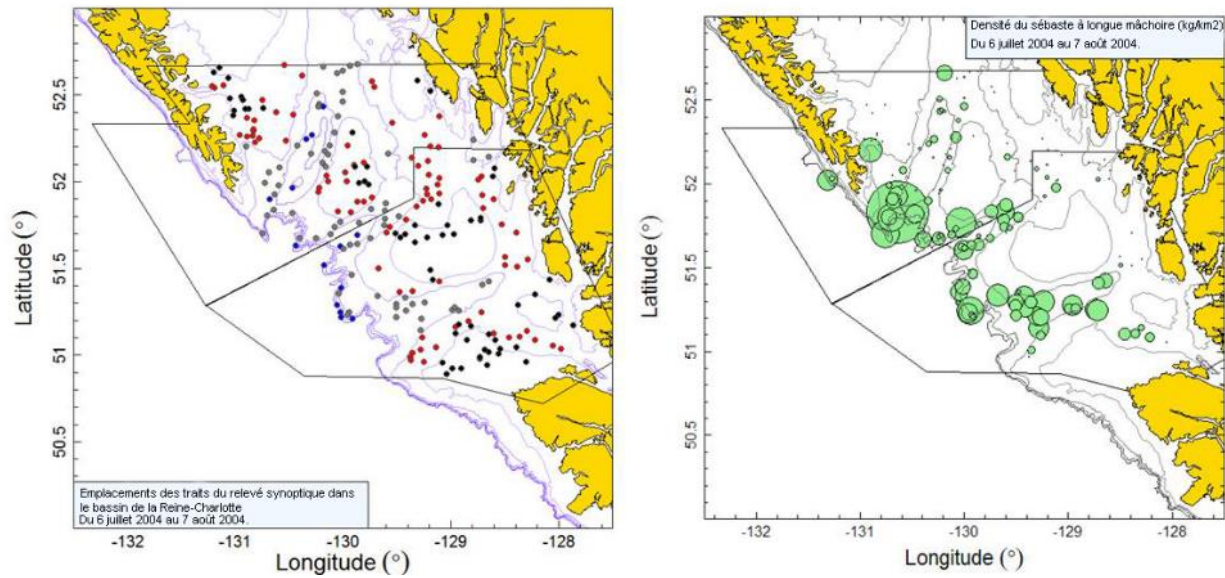


Figure B.11. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2004 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).

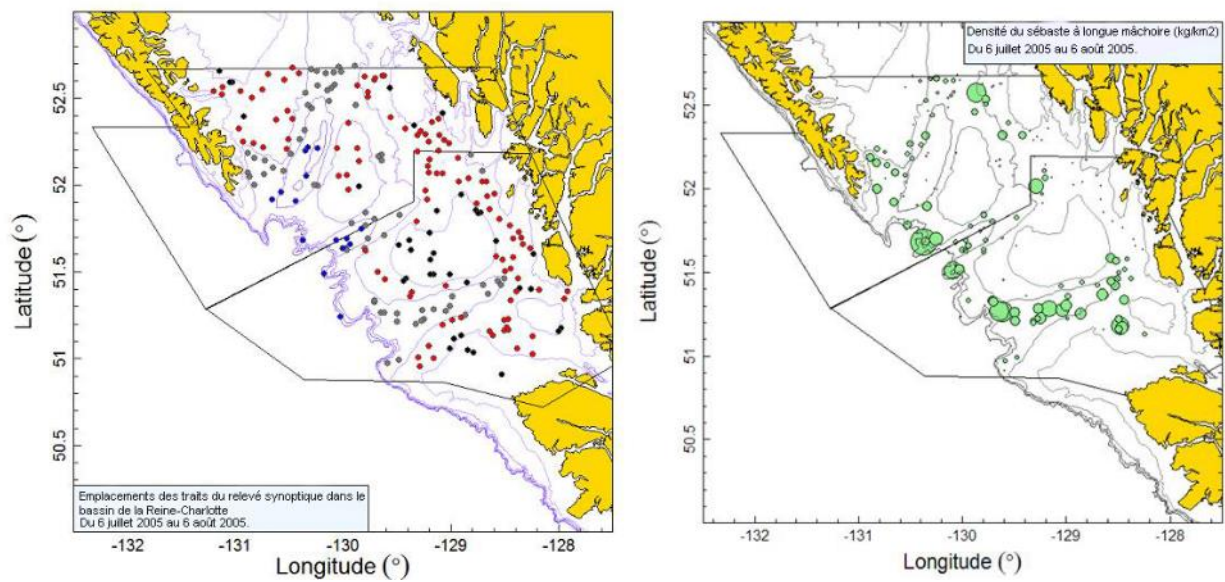


Figure B.12. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2005 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).



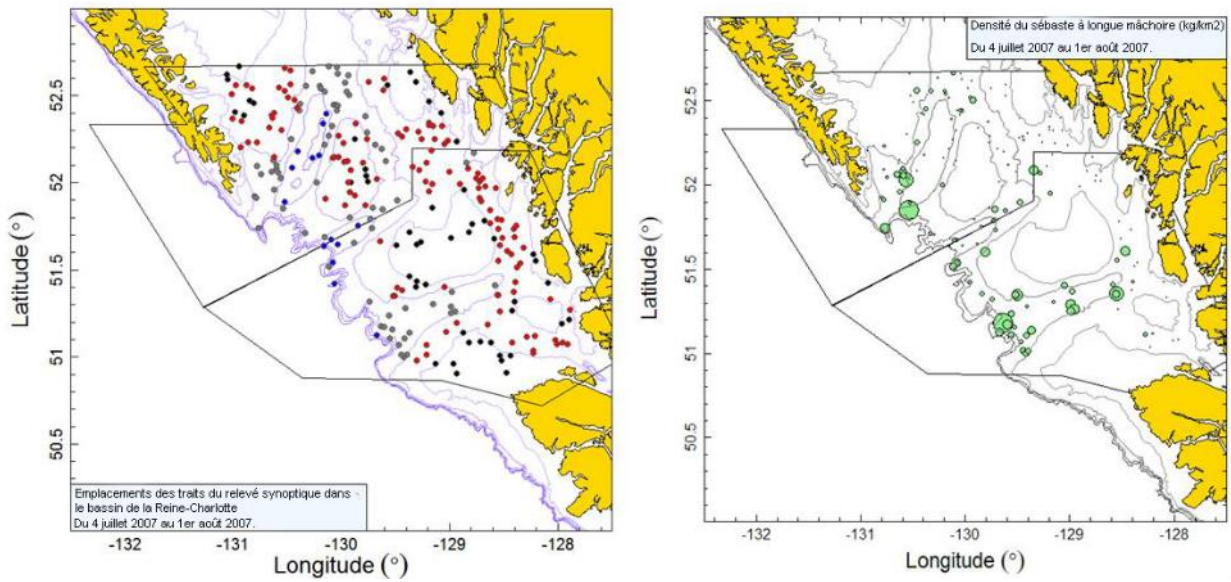


Figure B.13. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).

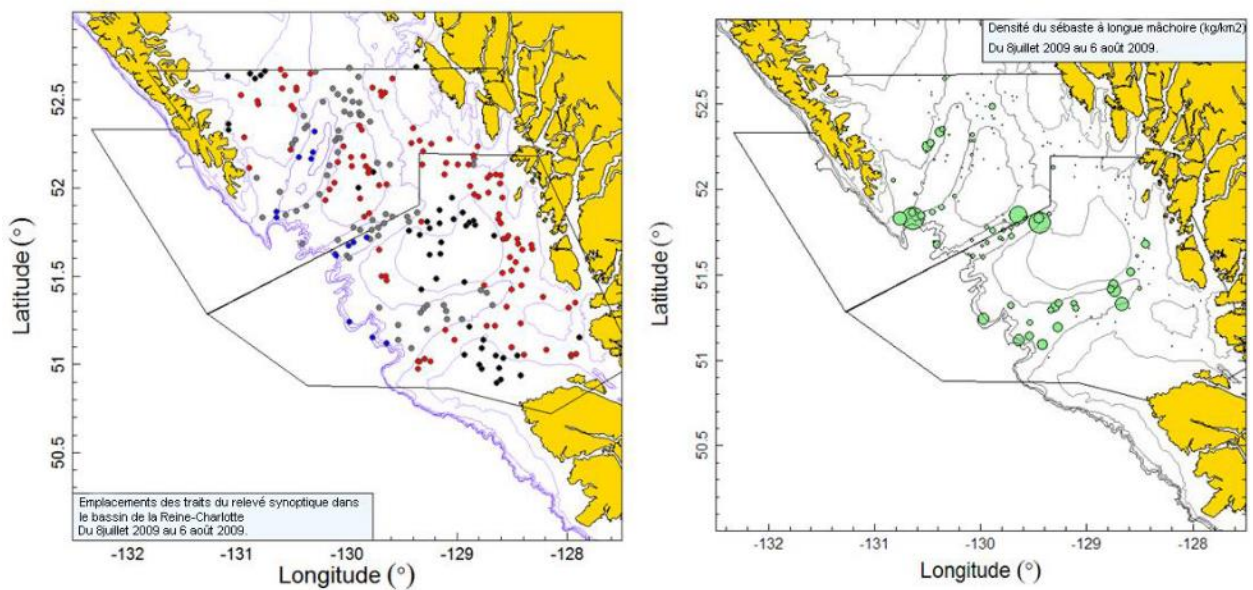


Figure B.14. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).

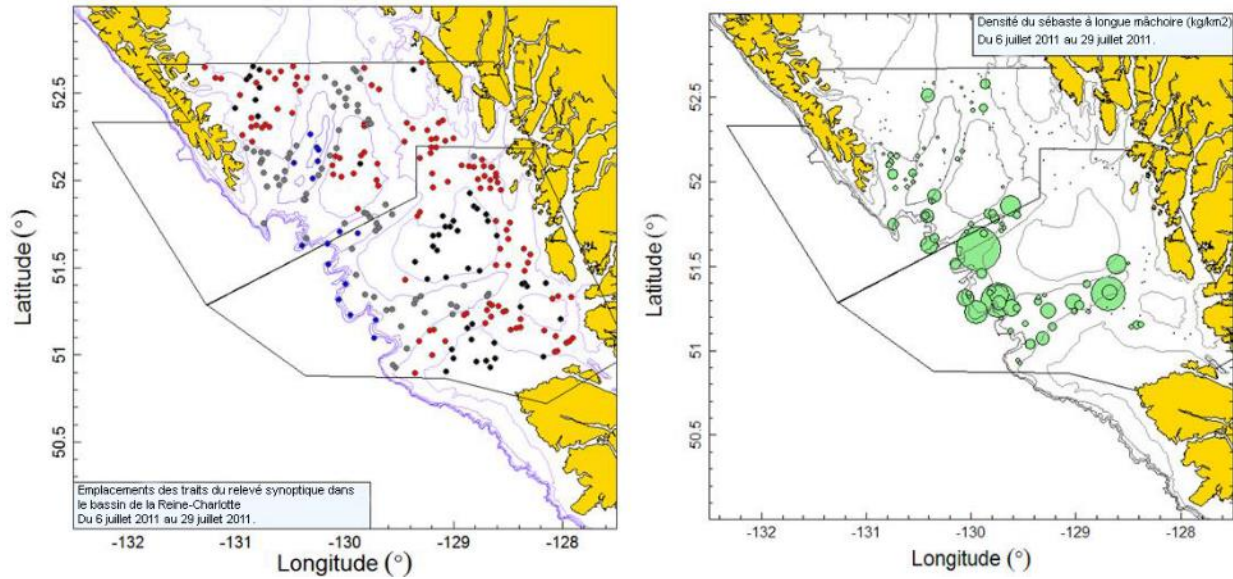


Figure B.15. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).

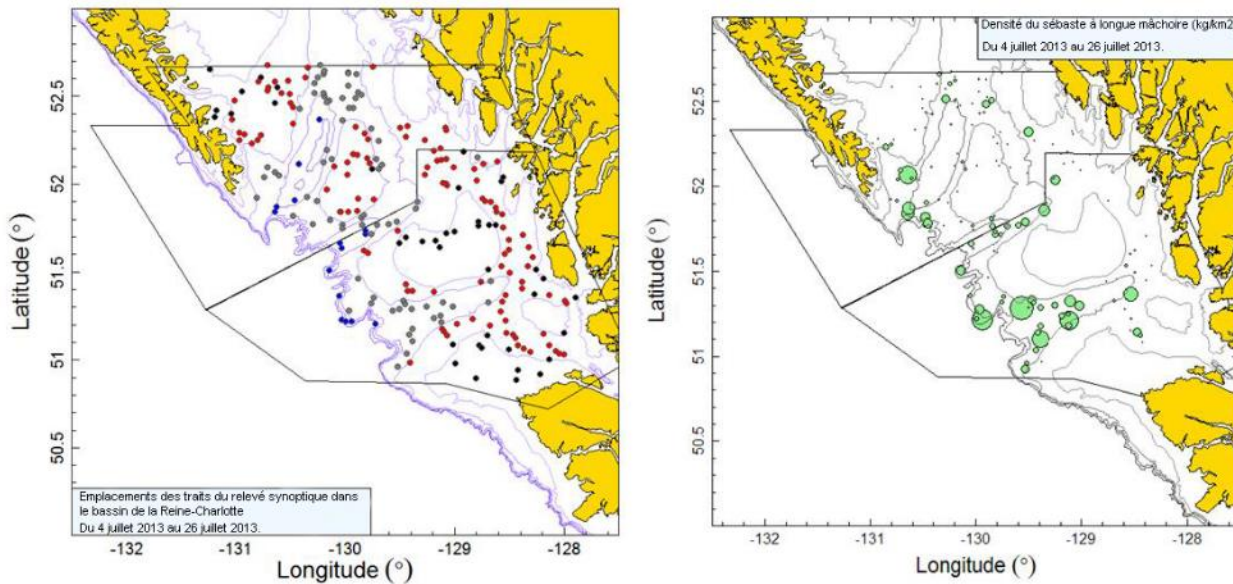


Figure B.16. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).



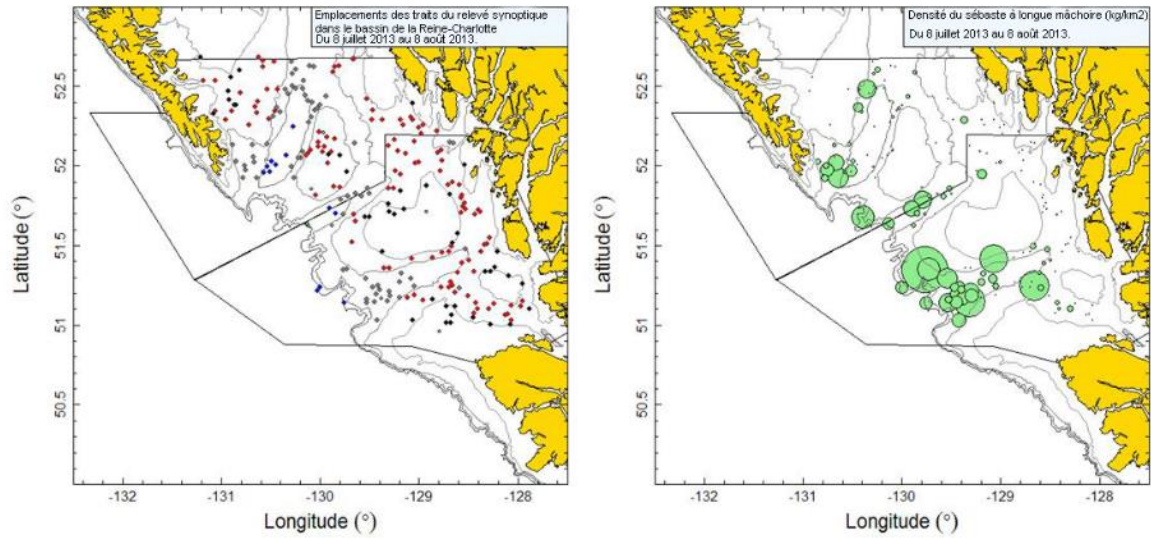


Figure B.17. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.10).

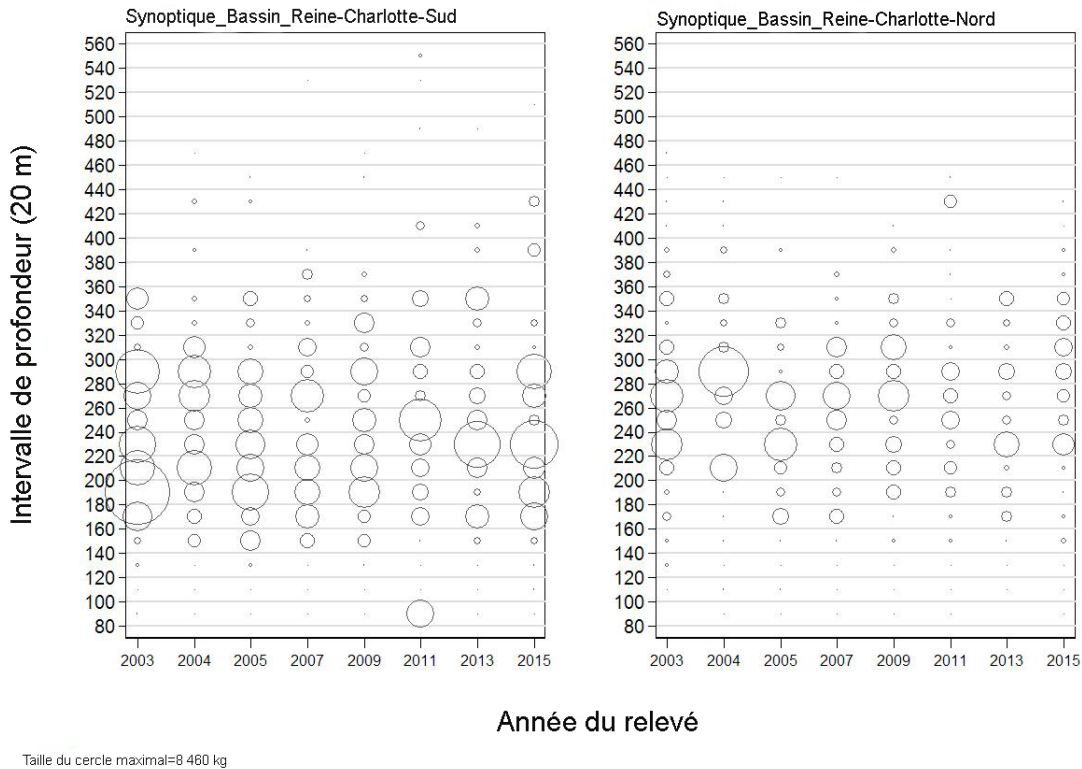


Figure B.18. Répartition des poids observés des prises de sébaste à longue mâchoire dans les deux strates superficielles (Tableau B.6), par année de relevé et tranche de profondeur de 20 m. Les tranches de profondeur sont indiquées par le point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le panneau sont mis à l'échelle de la valeur maximale dans la strate du canyon de l'île Goose (8 460 kg : intervalle de 180-200 m en 2003). Profondeur minimale observée pour le sébaste à longue mâchoire : 82 m; profondeur maximale observée pour le sébaste à longue mâchoire : 547 m. La profondeur est mesurée à la position de début de chaque trait.

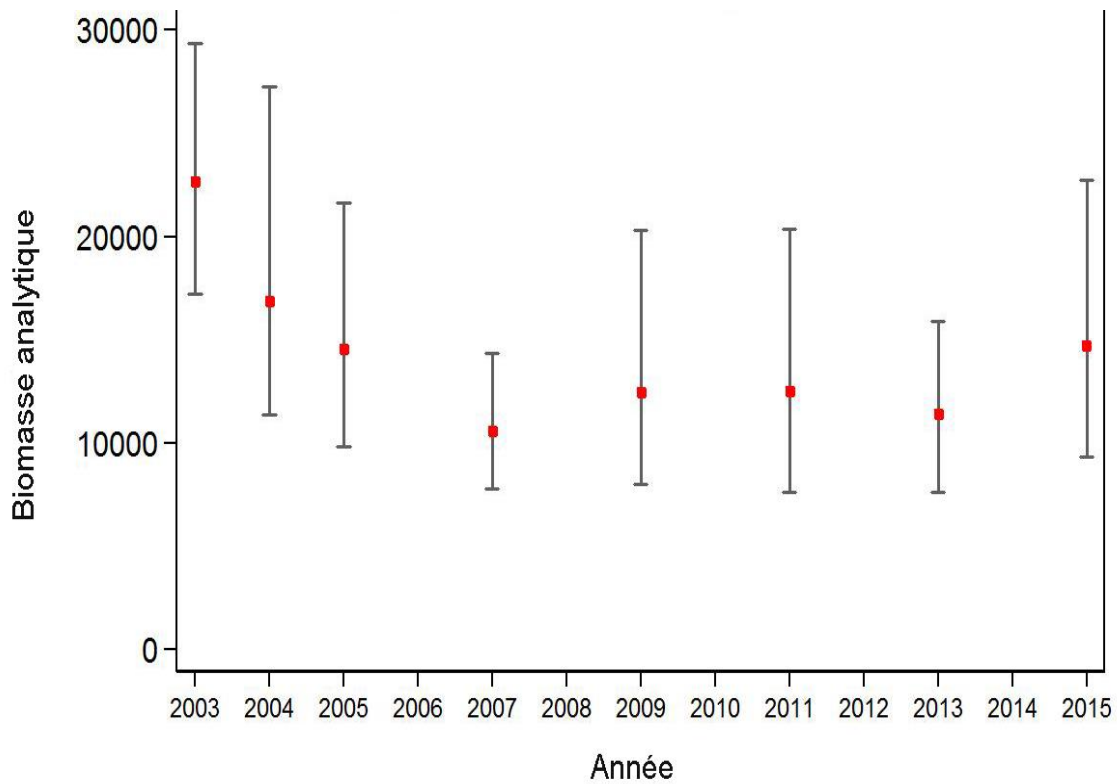


Figure B.19. Tracé des estimations de la biomasse du sébaste à longue mâchoire tirées du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2015. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

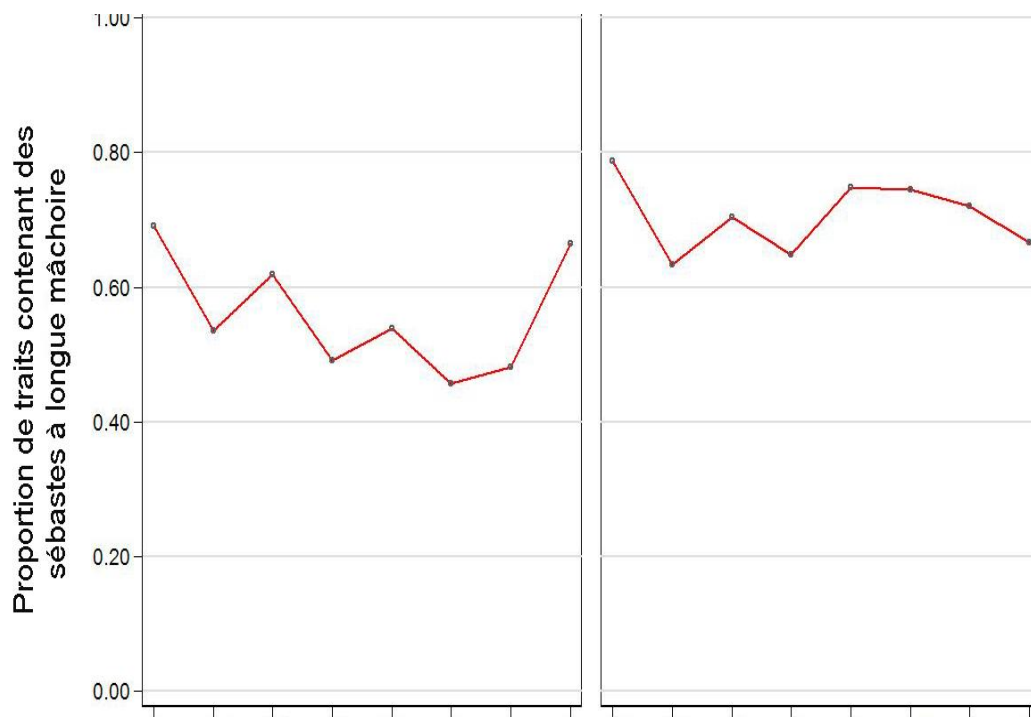


Figure B.20. Proportion de traits par strate et année qui remontent des sébastes à longue mâchoire pour le relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte.

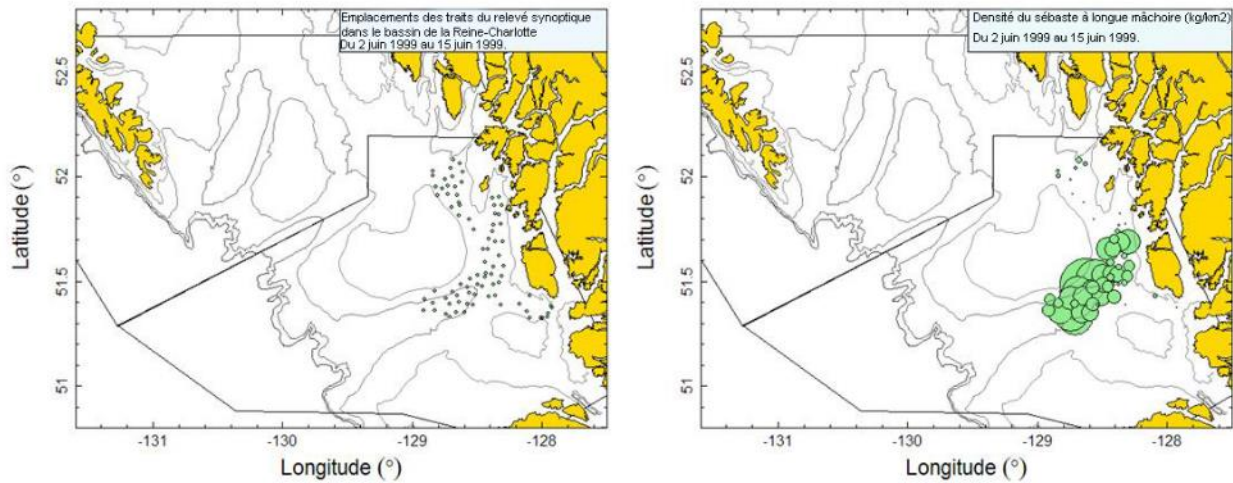


Figure B.21. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 1999 dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (1999–2013, 2016), le plus grand cercle = 11 694 kg/km<sup>2</sup> en 2002. Les limites séparent les strates superficielles Nord et Sud.

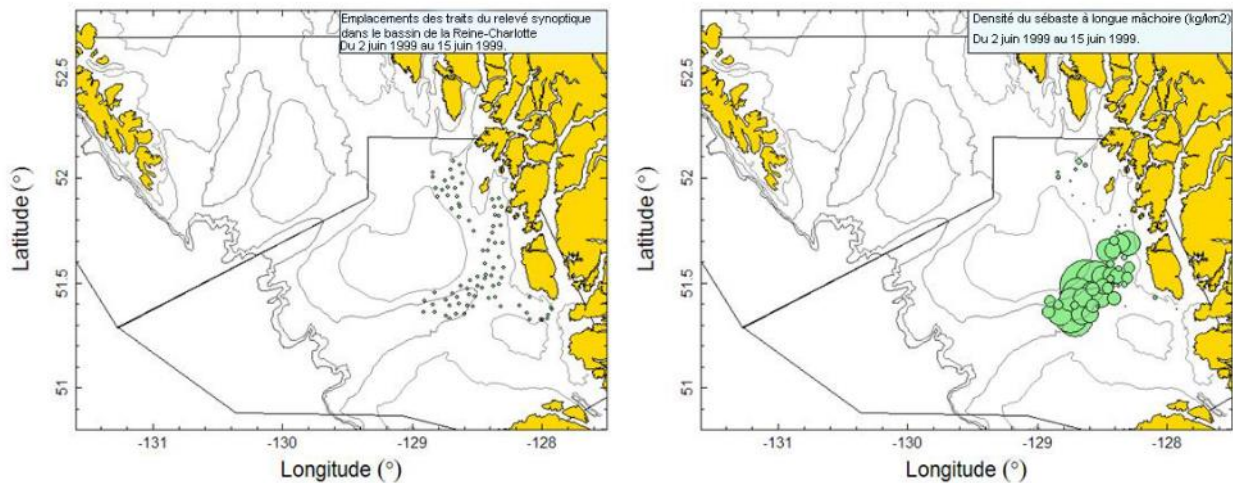


Figure B.22. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2000 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).



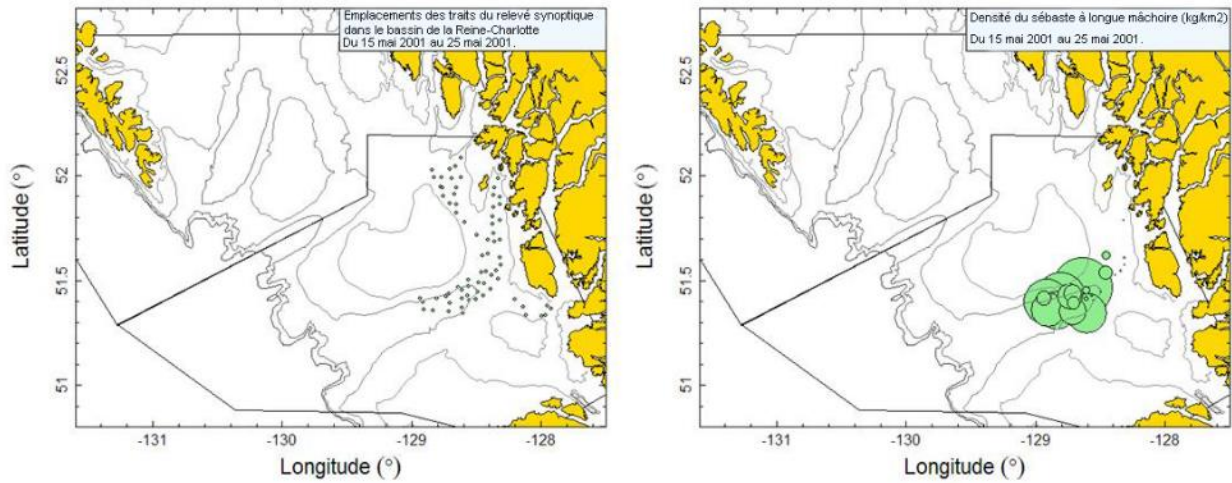


Figure B.23. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2001 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

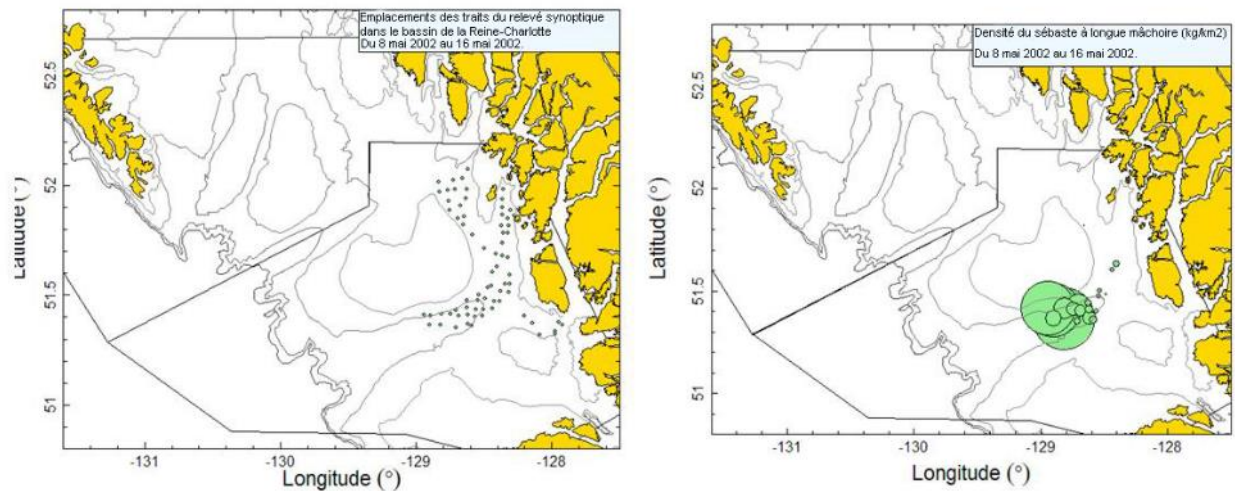


Figure B.24. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2002 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

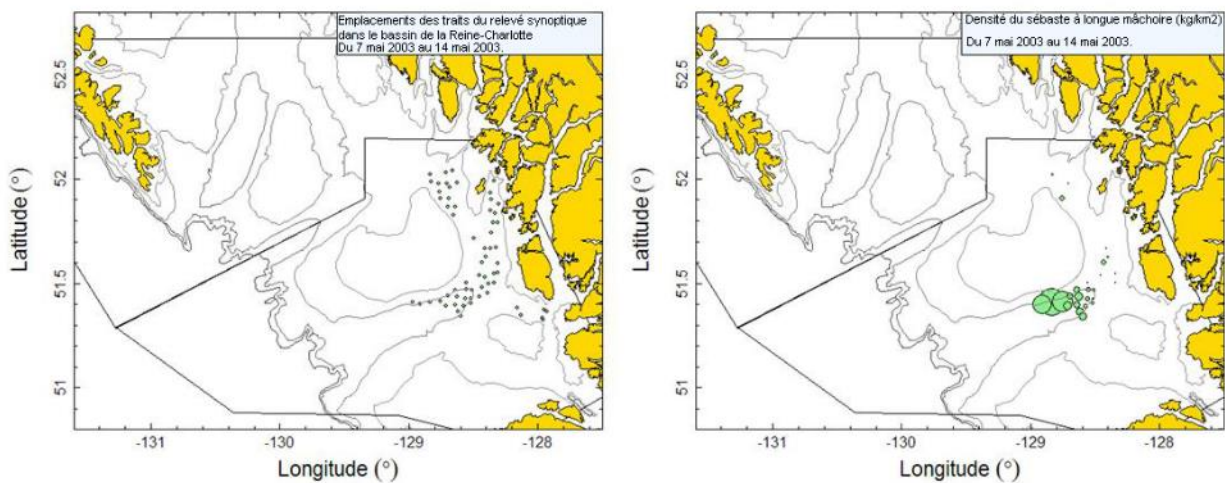


Figure B.25. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2003 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

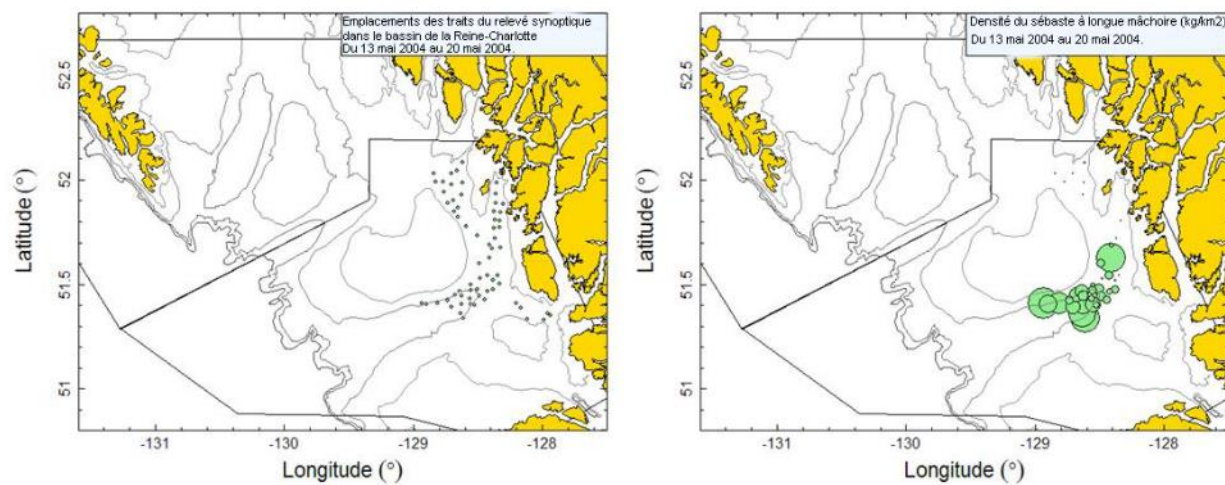


Figure B.26. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2004 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

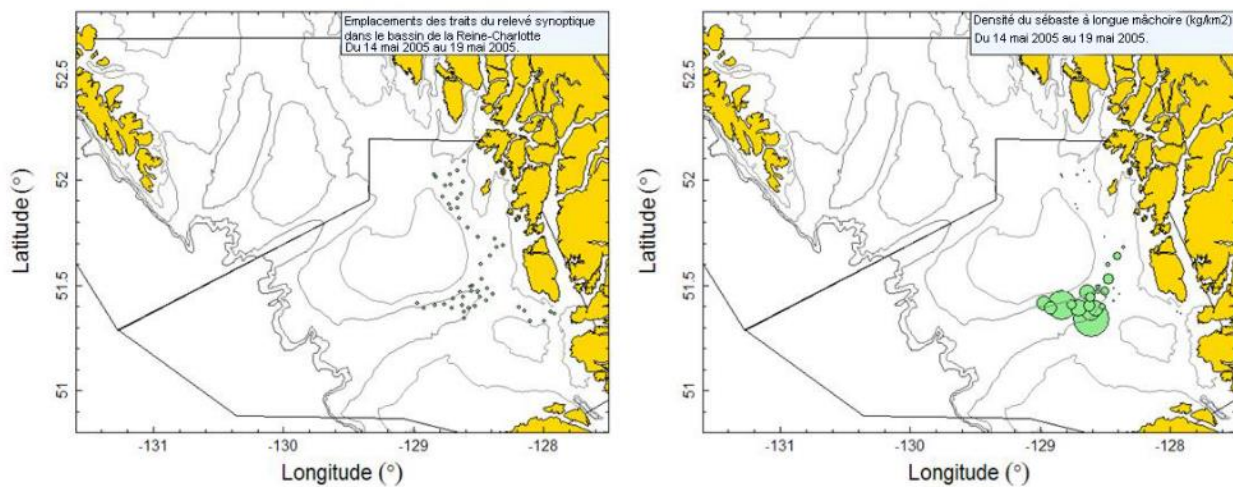


Figure B.27. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2005 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

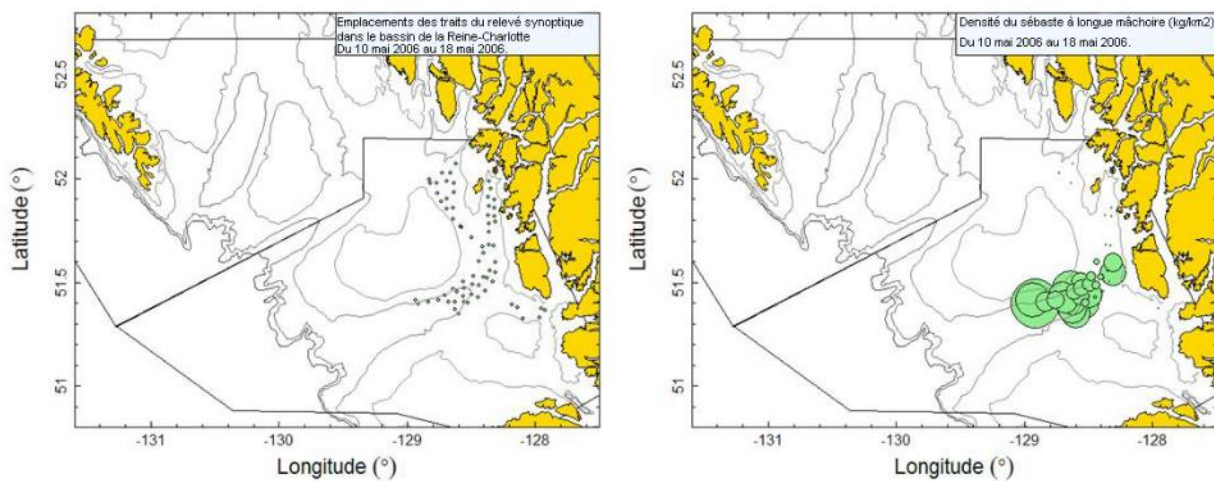


Figure B.28. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2006 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).



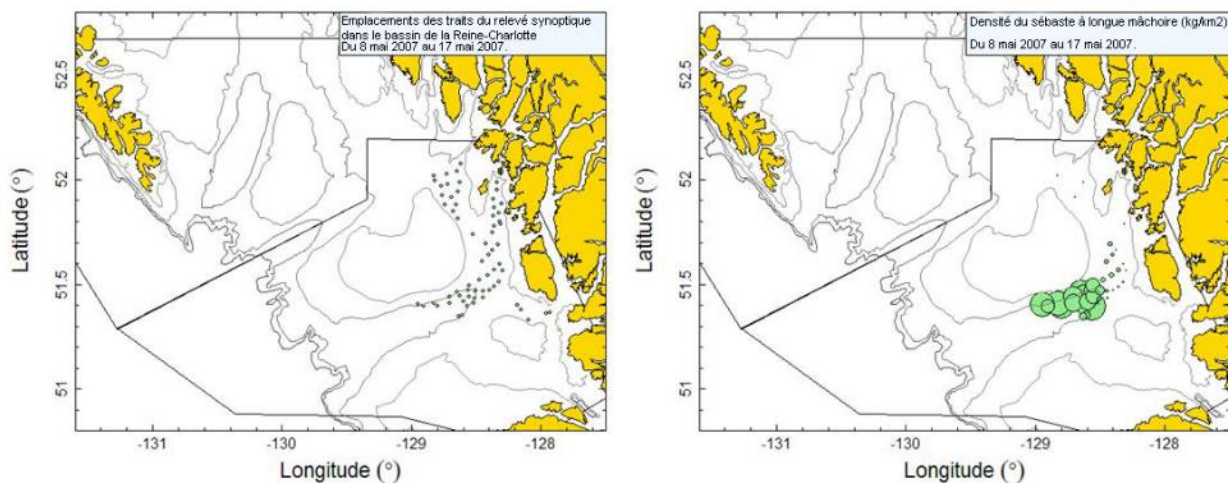


Figure B.29. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2007 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

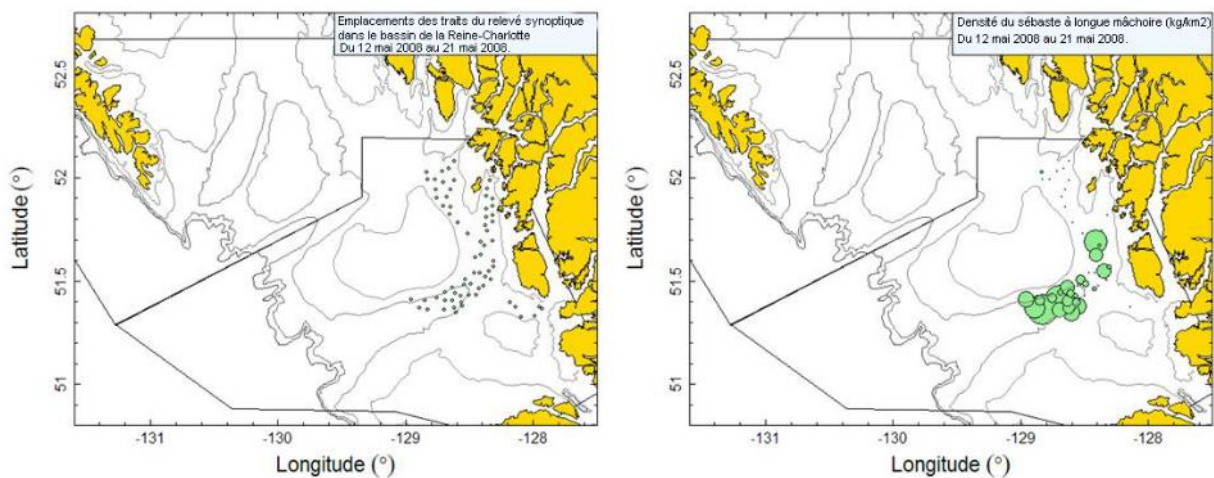


Figure B.30. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2008 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

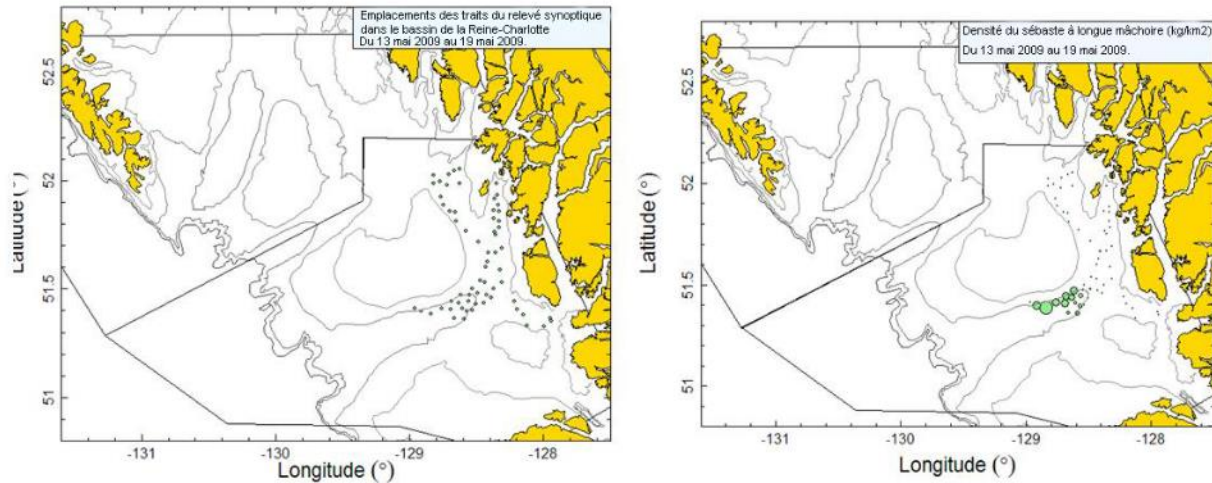


Figure B.31. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2009 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

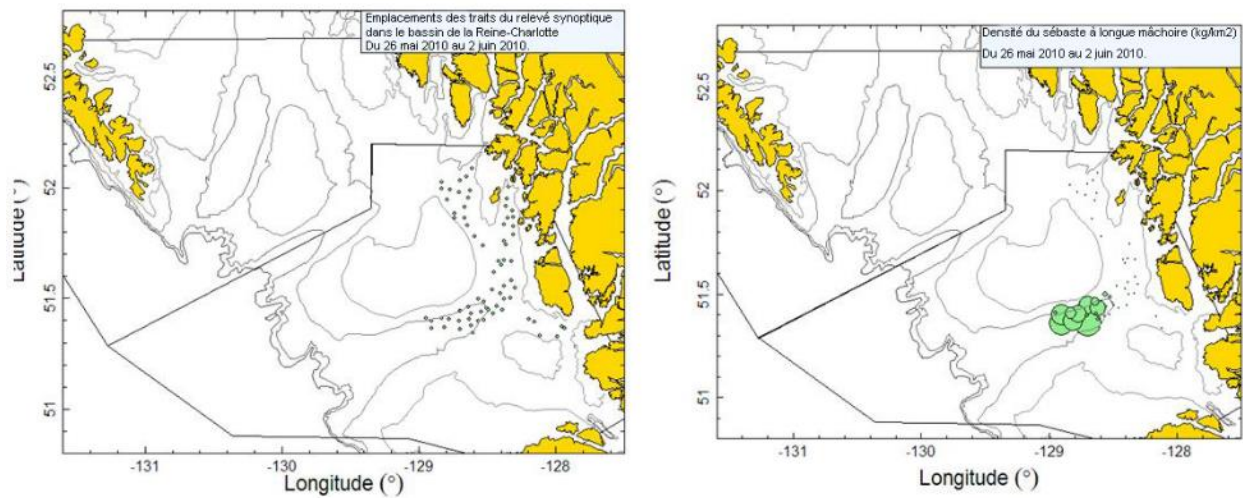


Figure B.32. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2010 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

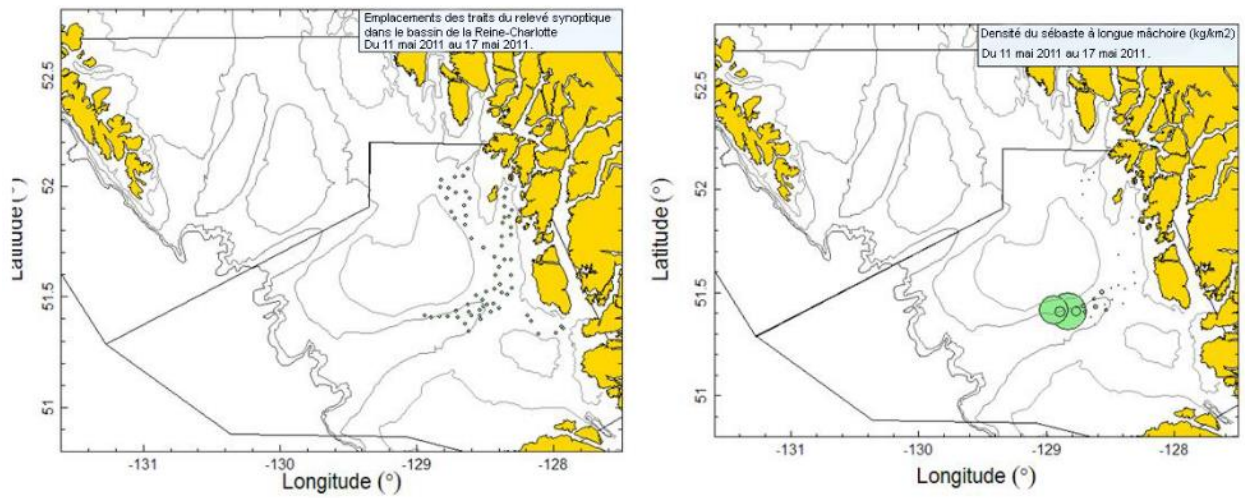


Figure B.33. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2011 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

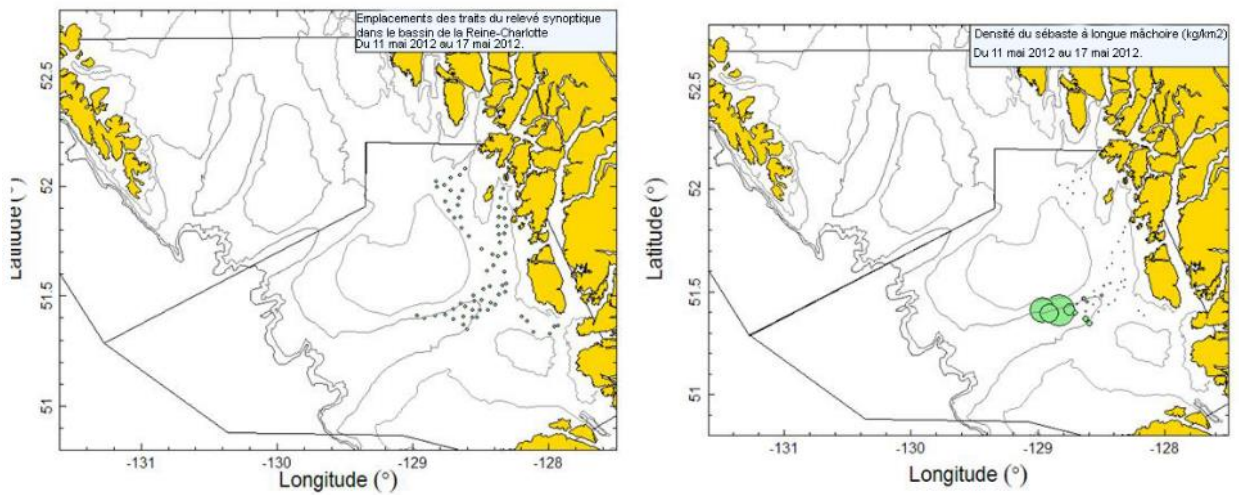


Figure B.34. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2012 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).



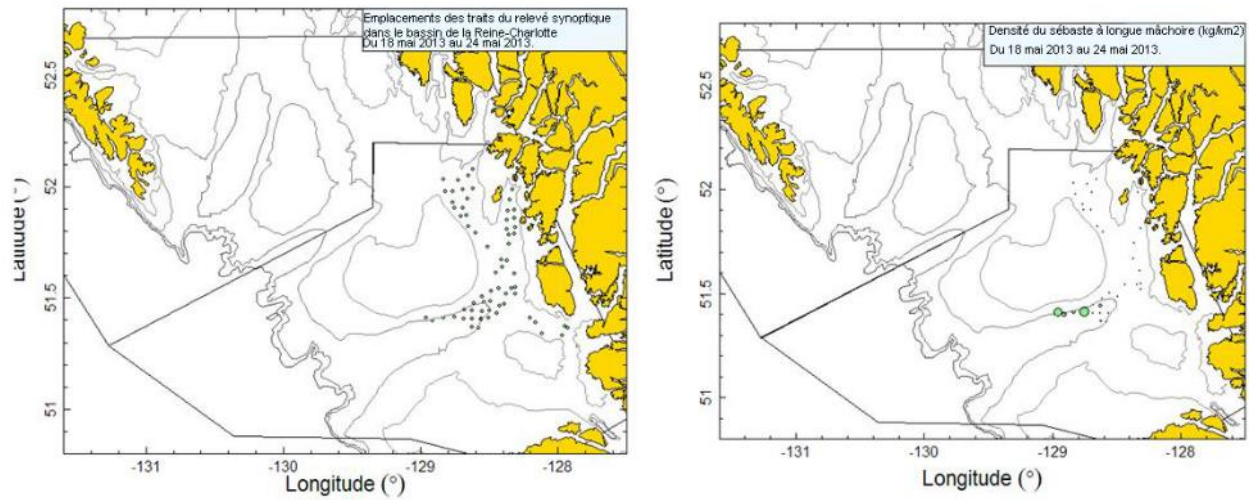


Figure B.35. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2013 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

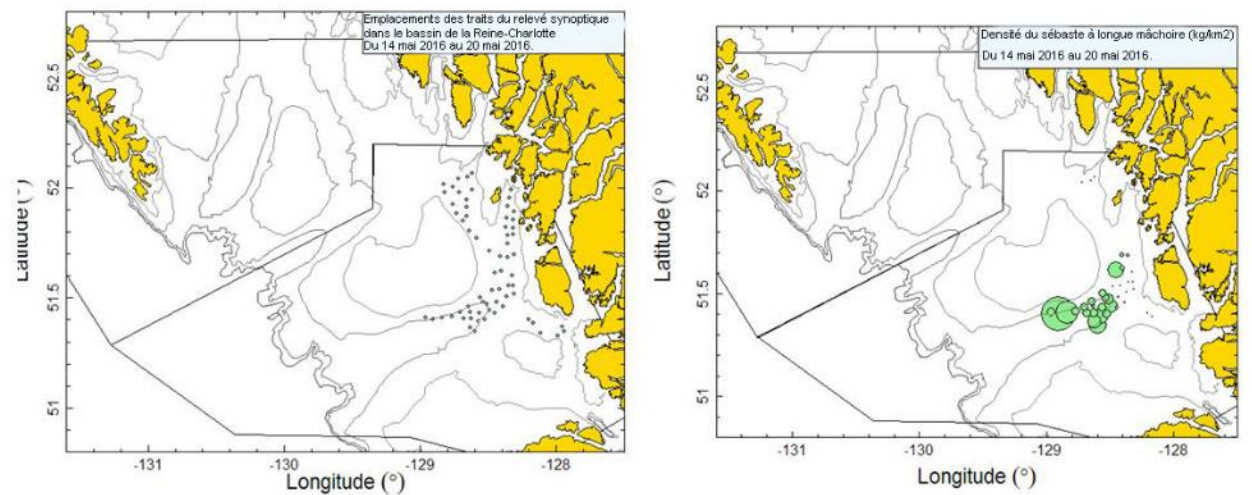


Figure B.36. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la crevette de 2016 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.21).

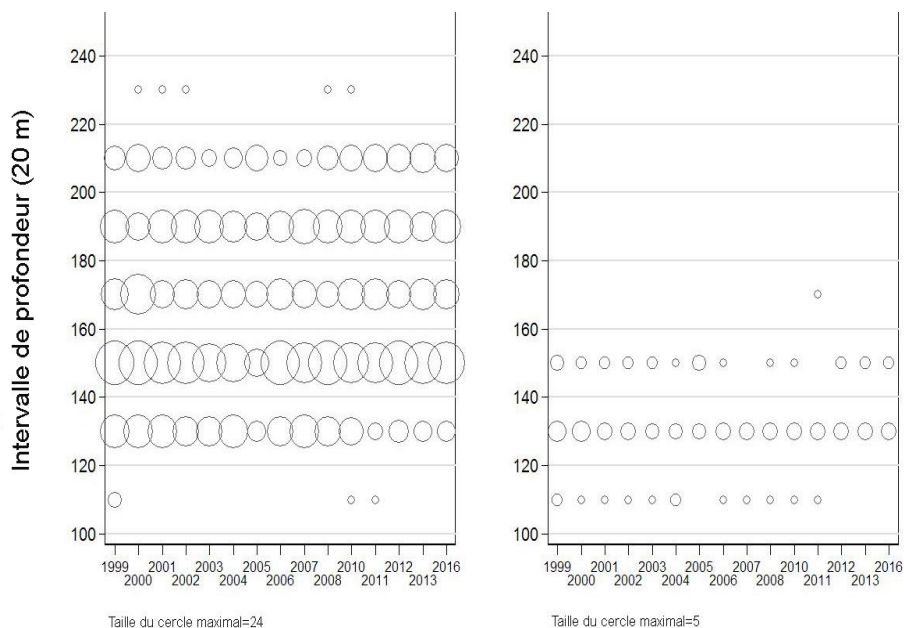


Figure B.37. Répartition des traits par strate, année de relevé et tranche de profondeur de 20 m pour le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les tranches de profondeur sont indiquées par la valeur médiane de l'intervalle de profondeur, pondérée par le nombre de traits. La profondeur s'entend de la profondeur au début du trait.

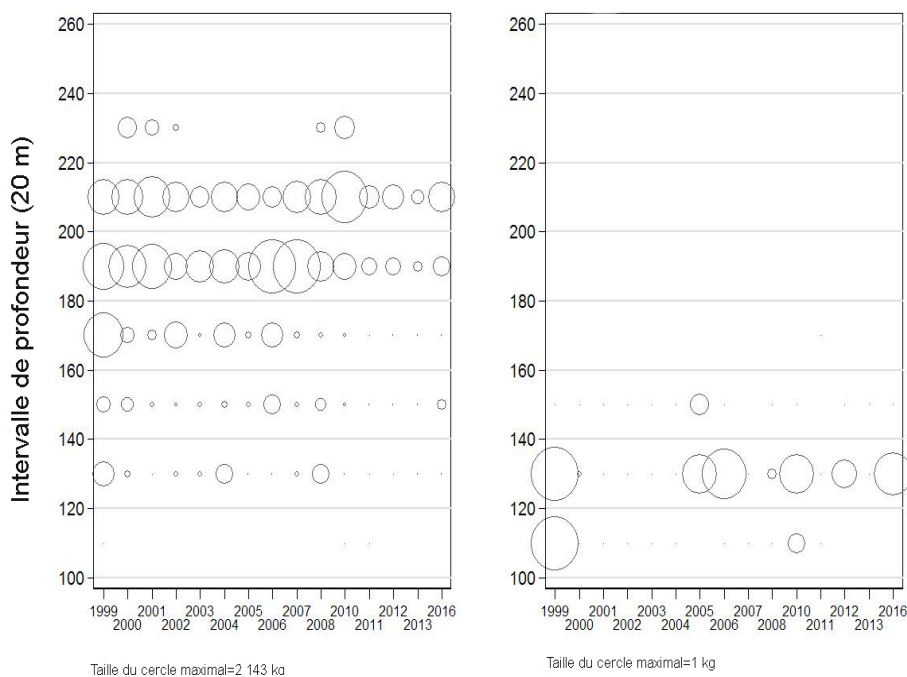


Figure B.38. Répartition des poids des prises de sébaste à longue mâchoire par strate (Tableau B.10), année de relevé et tranche de profondeur de 20 m pour le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les tranches de profondeur sont indiquées par le centre de l'intervalle de profondeur. Taille maximale du cercle : 2 143 kg (tranche des 180–200 m en 2007 dans la strate 109). Profondeur minimale observée pour le sébaste à longue mâchoire : 108 m; profondeur maximale observée pour le sébaste à longue mâchoire : 231 m. La profondeur est définie comme étant la profondeur au début du trait.



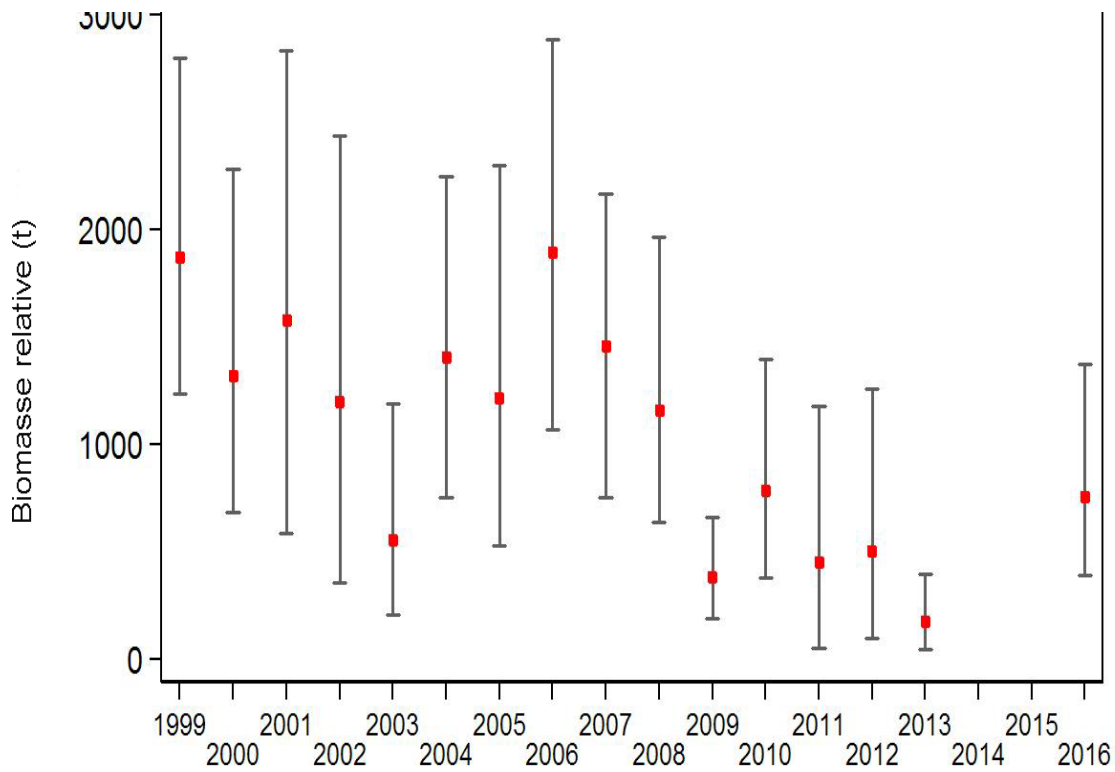


Figure B.39. Tracé des estimations de la biomasse de sébaste à longue mâchoire tirées des relevés au chalut de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte de 1999 à 2016. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

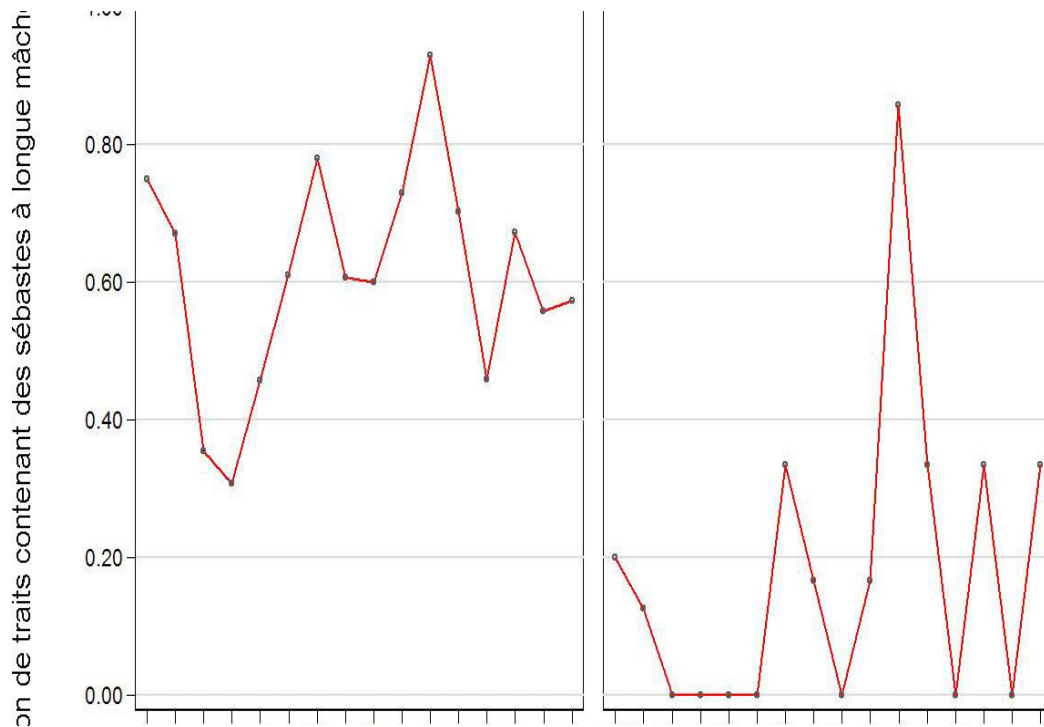


Figure B.40. Proportion de traits par strate et année qui remontent des sébastes à longue mâchoire pour le relevé de la crevette au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte.

---

## B.6. RÉFÉRENCES - RELEVÉS

- Efron, B. 1982. [The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans](#). No. 38 in CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics. Society for Industrial and Applied Mathematics. (Consulté le 30 mai 2018)
- Hand, C.M., Workman, G.D., Richards, L.J., Kieser, R. and Perry, R.I. 1995. [Bottom trawl and exploratory hydroacoustic survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, June 20 to July 7, 1994](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2300: iv + 87 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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: 46 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S., Phillips, A.C. and Westrheim, S.J. 1973. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 73-2, September 5-25, 1973](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 424: 37 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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: 95 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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: 109 p. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- 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. (Consulté le 30 mai 2018)
- Westrheim, S.J. 1967a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia and Southeastern Alaska, September 6 - October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 934: 8 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- Westrheim, S.J. 1967b. [G.B. Reed groundfish cruise reports, 1963-66](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 30: ii + 286 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- Westrheim, S.J. 1969. [Report of the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia, September 1969](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 1063: 6 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- Westrheim, S.J., Harling, W.R. and Davenport, D. 1968. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 67-2, September 6 to October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 46: 45 pp. (Consulté le 30 mai 2018)
- Westrheim, S.J., Leaman, B.M., Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S. and Wowchuk, R.M. 1976. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 76-3, September 8-27, 1976](#). Fish. Mar. Serv. Data Rec. 21: 47 pp. (Consulté le 30 mai 2018)

---

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. (Consulté le 30 mai 2018)

---

## ANNEXE C. DONNÉES BIOLOGIQUES

Les données des analyses biologiques ont été tirées de la base de données GFBioSQL du MPO le 17 octobre 2016. Les divers codes de base de données trouvés dans l'extraction sont indiqués dans le Tableau C.1. Seuls les individus provenant de l'une des zones principales 5A, 5B, 5C de la CPMP ou de la pointe sud de la zone 5E (au sud de 52°20'), près de l'île Anthony, ont été utilisés pour les analyses présentées dans cette annexe. Dans un souci de commodité, ce sous-ensemble de spécimens est désigné par « 5ABC ».

Tableau C.1. Codes de la base de données GFBio figurant dans l'extraction de données pour les analyses biologiques du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC.

Code	Description
Types de sorties ( <i>tttype</i> )	
1	Nationale, pas d'observation
2	Recherche
3	Affrètement
4	Nationale, observation
5	Co-entreprise (C-E), observation
Types d'échantillons ( <i>stype</i> )	
0	Inconnu
1	Prises totales
2	Aléatoire
4	Sélectionné
5	Stratifié
6	Aléatoire à partir d'un ensemble assigné aléatoirement
7	Aléatoire à partir d'un trait après un ensemble assigné aléatoirement
8	Aléatoire à partir d'un trait demandé par le capitaine du navire
Méthode de détermination de l'âge ( <i>ameth</i> )	
0	Inconnue
1	Uniquement la surface de l'otolithe
2	Otolithe fin sectionné
3	Otolithe cassé et brûlé
5	Otolithe (inconnu)

### C.1. CROISSANCE ET MATURITÉ

#### C.1.1. Longueur - poids

La paramétrisation du modèle longueur-poids utilisé pour évaluer le stock est la suivante :

$$W_{i,s} = \alpha_s (L_{i,s})^{\beta_s} \quad (\text{C.1})$$

où  $W_{i,s}$  = poids observé (kg) de l'individu  $i$  du sexe  $S$ ,

$L_{i,s}$  = longueur observée (cm) de l'individu  $i$  du sexe  $S$ ,

$\alpha_s$  = scalaire du taux de croissance pour le sexe  $s$ ,

$\beta_s$  = exposant du taux de croissance pour le sexe  $s$ .

Le modèle ci-avant a été ajusté en tant que régression linéaire des paires longueur-poids consignées qui satisfaisaient aux conditions suivantes (voir les détails sur les codes dans la Tableau C.1) :

- rencontré dans au moins une des zones principales 5A, 5B, 5C de la CPMP ou de la pointe sud de la zone 5E (au sud de 52°20'), près de l'île Anthony;
- provenait d'une sortie de recherche ou de relevé (ttype=2 : 3) ou d'une sortie commerciale (ttype=c(1, 4));
- incluait tous les types d'échantillons disponibles;
- excluait les paires longueur-poids avec des résiduels de la transformation de Student  $\geq 3,0$  (le dernier ajustement a été exécuté une fois que ces données ont été retirées).

On a exponentié les estimations ainsi obtenues de  $\log(\alpha_s)$  pour produire les paramètres  $\alpha_s$  utilisés dans l'évaluation du stock.

Tableau C.2. Paramètres  $(\alpha, \beta)$  de la relation longueur-poids pour les sébastes à longue mâchoire capturés dans la zone 5ABC lors des relevés de recherche et par la pêche commerciale, où  $s$  = sexe,  $n_s$  = nombre de spécimens par sexe et  $SE$  = écart-type du paramètre.

$s$	$n_s$	$\log \alpha_s$	SE $\log \alpha_s$	$\beta_s$	SE $\beta_s$
Type de sortie (recherche : 2+3)					
Femelles	11 640	-11,5748	0,010906	3,111522	0,003031
Mâles	12 010	-11,6758	0,010864	3,144565	0,003061
F+M	23 649	-11,6101	0,007697	3,12373	0,002154
Type de sortie (pêche commerciale : 1+4)					
Femelles	1 665	-11,2795	0,071589	3,034021	0,019241
Mâles	1 168	-11,324	0,083796	3,046791	0,022955
F+M	2 837	-11,284	0,051765	3,035504	0,014021

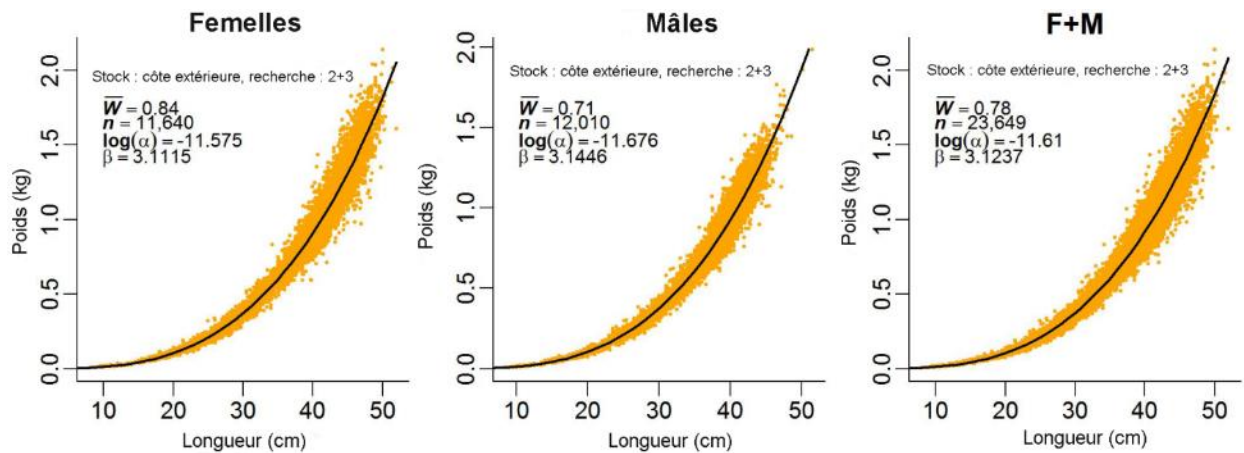


Figure C.1. Relation longueur-poids pour les sébastes à longue mâchoire femelles, mâles et des deux sexes combinés dans la zone 5ABC, à partir des événements de pêche réalisés par les relevés de recherche. Les enregistrements dont la valeur absolue des résiduels normalisés  $\geq 3$  (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été écartés. Statistique  $\bar{W}$  indique la moyenne arithmétique,  $n$  = nombre de spécimens.

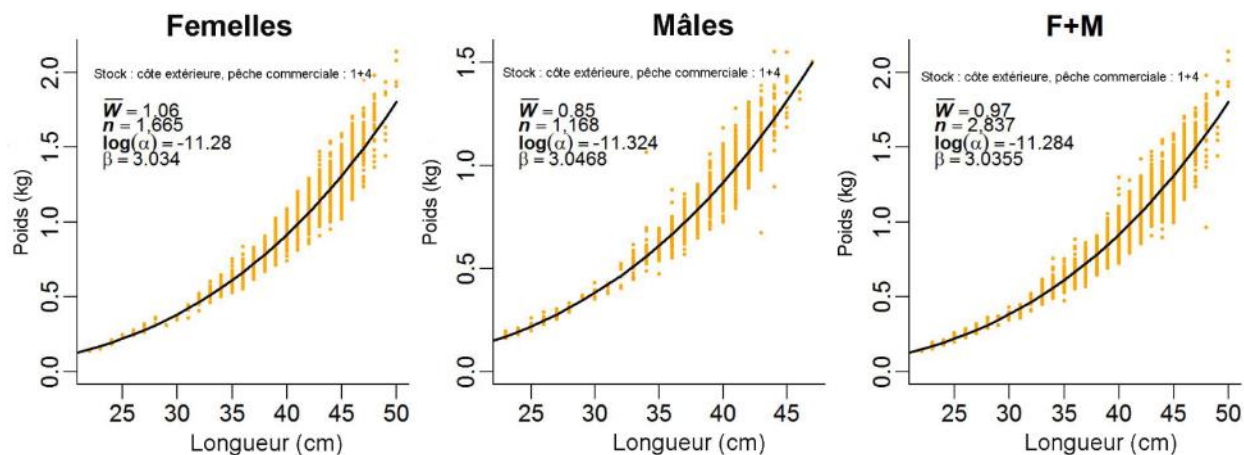


Figure C.2. Relation longueur-poids pour les sébastes à longue mâchoire femelles, mâles et combinés dans la zone 5ABC, à partir des événements de la pêche commerciale. Les enregistrements dont la valeur absolue des résiduels normalisés  $\geq 3$  (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été écartés. Statistique  $\bar{W}$  indique la moyenne arithmétique,  $n$  = nombre de spécimens.

### C.1.2. Croissance de von Bertalanffy

La paramétrisation du modèle de croissance de von Bertalanffy est la suivante :

$$L_{a,s} = L_{\infty,s} \left( 1 - e^{-\kappa_s (a - t_{0,s})} \right) \quad (C.2)$$

où  $L_{a,s}$  = longueur moyenne (cm) d'un poisson à l'âge  $a$  et de sexe  $s$ ,

$L_{\infty,s}$  = longueur moyenne (cm) d'un poisson à l'âge maximal et de sexe  $s$ ,

$K_s$  = coefficient du taux de croissance pour le sexe  $s$ ,

$t_{0,s}$  = âge auquel la longueur moyenne des poissons est de 0 cm pour le sexe  $s$ .

Le modèle ci-avant a été ajusté à l'aide d'une minimisation non linéaire des paires longueur-poids du sébaste à longue mâchoire qui satisfaisaient aux conditions suivantes (voir les détails sur les codes dans la Tableau C.1) :

- les otolithes ont été traités et lus selon la procédure de la cassure et du brûlage ( $ameth=3$ ) ou ont été codés comme « inconnu » ( $ameth=0$ ), mais traités en 1980 ou après;
- rencontré dans au moins une des zones principales 5A, 5B, 5C de la CPMP ou de la pointe sud de la zone 5E (au sud de  $52^{\circ}20'$ ), près de l'île Anthony;
- provenait d'une sortie de relevé de recherche ( $ttype=2:3$ ) ou d'une sortie commerciale ( $ttype=c(1,4)$ );
- incluait uniquement les types d'échantillons  $c(1,2,6,7)$  (prises totales, aléatoire, aléatoire à partir d'un ensemble assigné aléatoirement, Aléatoire à partir d'un trait après un ensemble assigné aléatoirement, respectivement);
- excluait les paires âge-poids avec des résiduels de la transformation de Student  $\geq 3,0$  (le dernier ajustement a été exécuté une fois que ces données ont été retirées).

Les modèles non linéaires de von Bertalanffy ont été ajustés aux paires âge-longueur avec les données sur toute la côte allant du 3 juin 1981 au 7 août 2015 pour les femelles, les mâles et les deux sexes combinés (Tableau C.3, Figure C.3, Figure C.4) en ce qui concerne les relevés de recherche, et les données de la pêche commerciale allant du 13 juin 1977 au 8 septembre 2014. En général, les femelles atteignaient une plus grande taille que les mâles,  $L_{\infty}$  pour les femelles étant supérieur de  $\sim 3$  cm que pour les mâles.

Tableau C.3. Paramètres de croissance ( $L_{\infty,s}$ ,  $K_s$ ,  $t_{0,s}$ ) pour les spécimens de sébaste à longue mâchoire capturés dans les relevés de recherche et par la pêche commerciale dans la zone 5ABC, selon

le modèle de von Bertalanffy, où  $s$  = sexe,  $n_s$  = nombre de spécimens par sexe.

$s$	$n_s$	$L_{\infty,s}$	$K_s$	$t_{0,s}$
Type de sortie : recherche/relevé				
Femelles	5 134	44,161605	0,155313	-0,650378
Mâles	5 046	40,948744	0,178910	-0,569246
F+M	10 193	42,492337	0,167103	-0,596750
Type de sortie = pêche commerciale				
Femelles	15 121	45,171667	0,132917	-2,273023
Mâles	15 335	41,666265	0,152907	-2,466616
F+M	30 556	43,553746	0,136227	-2,720145

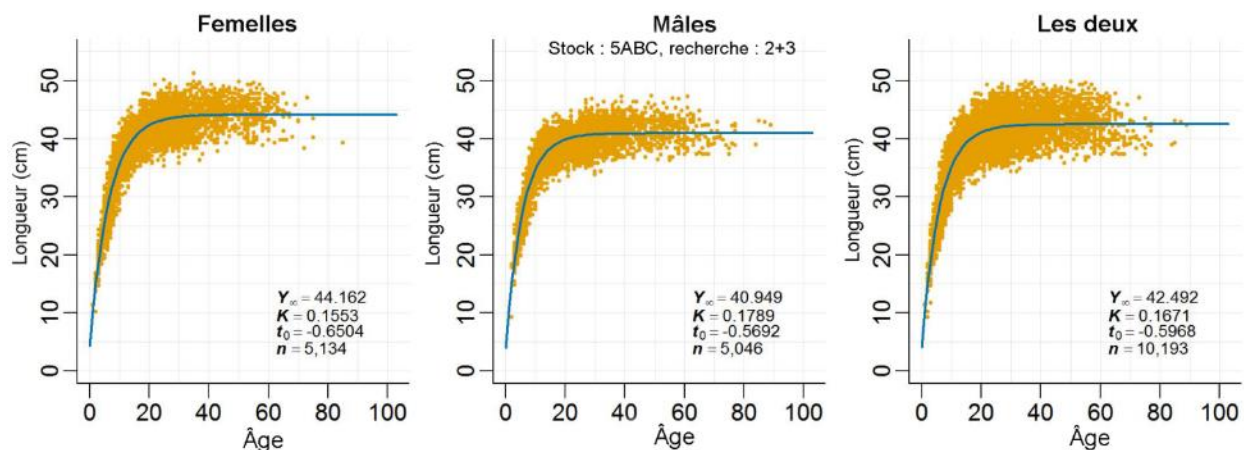


Figure C.3. Relation âge-longueur, selon le modèle de croissance de von Bertalanffy, des sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC, à partir des relevés de recherche, où  $Y_{\infty} = L_{\infty}$  et  $n$  = nombre d'individus.

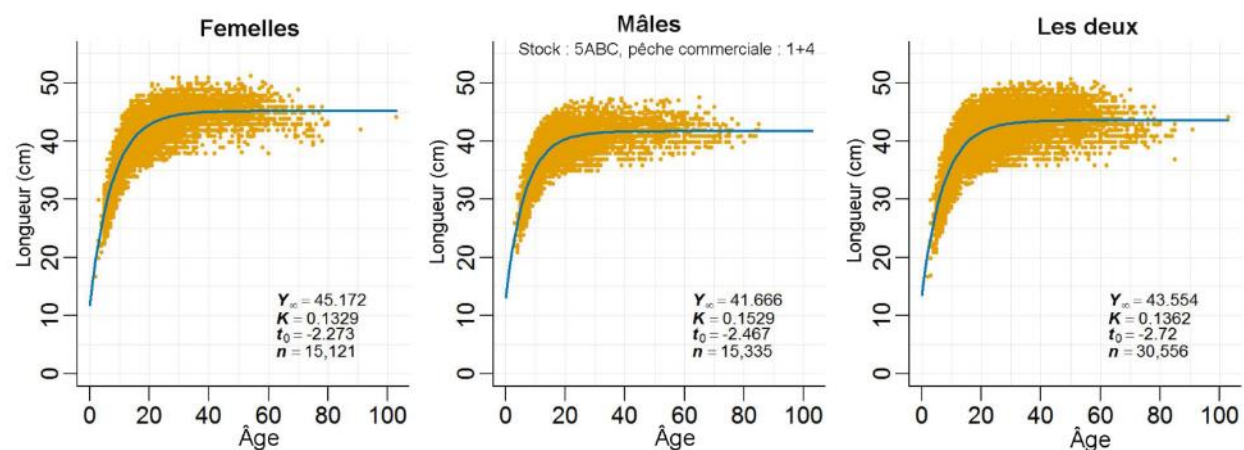


Figure C.4. Relation âge-longueur, selon le modèle de croissance de von Bertalanffy, des sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC, à partir de la pêche commerciale, où  $Y_{\infty} = L_{\infty}$  et  $n$  = nombre d'individus.

### C.1.3. Maturité

Cette analyse était fondée sur toutes les femelles par stade de maturité (examinées en vue de déterminer leur stade de maturité) dans la base de données GFBioSQL du MPO. Les codes de maturité du sébaste à longue mâchoire dans la base de données (Tableau C.4) proviennent du MATURITY\_CONVENTION\_CODE = 1, qui décrit sept états de maturité pour le sébaste (1977+).



Tableau C.4. Codes de maturité de GFBio pour le sébaste, y compris le sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC.

Code	Femelles	Mâles
1	Immature - translucide, petit	Immature - translucide, ressemblant à un filament
2	Arrivant à maturité - petits œufs jaunes, translucides ou opaques	Arrivant à maturité - boursouflure, brun-blanc
3	Mature - grands œufs jaunes, opaques	-
4	Fécondée - grands œufs orange-jaunes, translucides	Mature - grand blanc, facile à casser
5	Embryons ou larves - comprend les œufs œillés	Mûr - écoulement de sperme
6	Vide - gros ovaires rouges flasques, peut-être quelques larves	Vide - flasque, rouge
7	Au repos - ovaires de taille moyenne, fermes, rouges-gris	Au repos - ressemblant à un ruban, petit, brun

Les données sur la maturité ont été sélectionnées pour satisfaire aux conditions suivantes (voir les détails sur les codes dans la Tableau C.1) :

- rencontré dans au moins une des zones principales 5A, 5B, 5C de la CPMP ou de la pointe sud de la zone 5E (au sud de 52°20'), près de l'île Anthony;
- provenait d'une sortie commerciale ( $ttype=c(1, 4)$ ) ou d'une sortie de relevé de recherche ( $ttype=2:3$ );
- incluait uniquement les types d'échantillons  $c(1, 2, 6, 7)$  (prises totales, aléatoire, aléatoire à partir d'un ensemble assigné aléatoirement, Aléatoire à partir d'un trait après un ensemble assigné aléatoirement, respectivement);
- présentait des codes de maturité identifiés définis ( $mats=1:7$ ).

Un graphique à bulles des données sur la fréquence (maturité sur mois) tirées de diverses sources (Tableau C.5) est reproduit sur la Figure C.5. Théoriquement, les longueurs et âges à maturité sont calculés aux moments des stades de développement cruciaux (saison de l'insémination pour les mâles, saison de la parturition pour les femelles; Westrheim 1975). C'est pourquoi seules les femelles échantillonnées de janvier à juin ont été utilisées pour créer la courbe de maturité, puisque c'est pendant cette période que l'on a rencontré la majorité des femelles en frai et vides (Figure C.5). De plus, la proportion de poissons immatures a commencé à augmenter en juillet, parallèlement à une baisse de la proportion des poissons ayant fini de frayer, ce qui dénotait probablement la fin de la reproduction.

Afin d'estimer une ogive de maturité, on a approfondi la qualification des données sur la maturité pour les femelles qui :

- avaient été capturées entre janvier et juin;
- dont les otolithes ont été traités et lus selon la procédure de la cassure et du brûlage ( $ameth=3$ ) ou ont été codés comme « inconnu » ( $ameth=0$ ), mais traités en 1980 ou après;
- provenaient de prises non triées ou conservées.

Cette qualification a produit 4 030 individus d'âge valide et pour lesquels on disposait de lectures de la maturité. Les spécimens matures comprenaient les sébastes codés de 3 à 7 (Tableau C.4). On a calculé la proportion de femelles matures à chaque âge avec au moins 10 observations (Tableau C.6). Une fonction normale double (C.3) a été adaptée aux

proportions observées matures aux âges 2 à 25 afin de lisser les observations et de déterminer une fonction croissante monotone à utiliser dans le modèle de l'évaluation du stock (Figure C.6). En appliquant une procédure adoptée par Stanley *et al.* (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), on a utilisé les proportions observées pour les âges inférieurs à 9 ans, même si la ligne ajustée ne semblait pas surestimer de beaucoup la proportion de femelles matures (Figure C.6). L'ogive de maturité utilisée dans le modèle de l'évaluation du stock (dernière colonne du Tableau C.6) était fondée sur les proportions observées de femelles matures âgées de 2 à 8 ans et passait ensuite à la fonction monotone ajustée pour les âges de 9 à 60 ans, tous forcés à 1 (pleine maturité) après l'âge 15. Cette stratégie suit les évaluations précédentes du sébaste en C.-B. dans lesquelles les âges plus jeunes ne sont pas bien échantillonnés. La seule fonction de cette ogive est de calculer la biomasse reproductrice utilisée dans la fonction de recrutement du stock de Beverton-Holt et elle est traitée comme une connue constante sans erreur.

$$m_{a,s} = \begin{cases} e^{-(a-\mu_s)^2} / v_{sL}, & a \leq \mu_s \\ 1, & a > \mu_s \end{cases} \quad (C.3)$$

où  $m_{a,s}$  = maturité à l'âge  $a$  pour le sexe  $s$ ,

$\mu_s$  = âge à la pleine maturité pour le sexe  $s$ ,

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

Tableau C.5. Fréquence des codes de maturité (colonnes) par mois (lignes) pour chacun des types de sorties.

Type de sortie	Maturité→ Mois↓	1	2	3	4	5	6	7
<b>1. Pêche commerciale, pas d'observation</b>	1	20	114	250	79	6	-	2
	2	16	124	168	683	304	31	2
	3	97	38	58	588	439	147	10
	4	164	102	3	62	756	519	478
	5	85	208	7	6	64	150	1 184
	6	175	725	132	3	2	25	1 986
	7	53	930	191	8	4	6	853
	8	45	934	346	13	1	-	409
	9	19	443	614	1	-	-	133
	10	102	486	1 418	22	2	-	38
	11	26	55	432	-	-	-	1
	12	-	33	109	-	-	-	-
<b>2. Recherche</b>	2	38	-	-	-	-	-	-
	3	42	-	-	59	37	8	1
	4	9	43	-	1	16	13	242
	5	45	55	1	-	-	-	18
	6	100	120	102	42	4	25	552
	8	2	36	23	1	-	-	7

Type de sortie	Maturité→ Mois↓	1	2	3	4	5	6	7
	11	6	-	-	-	-	-	-
<b>3. Relevé affrètement</b>	6	299	138	11	-	1	11	1 039
	7	796	1 804	1 719	12	4	534	2 605
	8	54	239	809	10	-	19	264
	9	11	220	513	2	-	-	87
<b>4. Pêche commerciale, observation</b>	1	-	2	16	6	-	-	-
	2	1	34	21	98	20	2	5
	3	5	28	9	33	52	5	11
	4	14	50	13	18	66	67	129
	5	97	140	18	1	33	258	478
	6	20	184	73	-	1	197	989
	7	66	144	130	2	3	24	552
	8	24	284	484	11	1	19	333
	9	-	48	420	2	-	1	55
	10	5	42	689	3	-	-	26
	11	2	16	248	23	-	1	3
	12	-	9	71	1	25	-	-

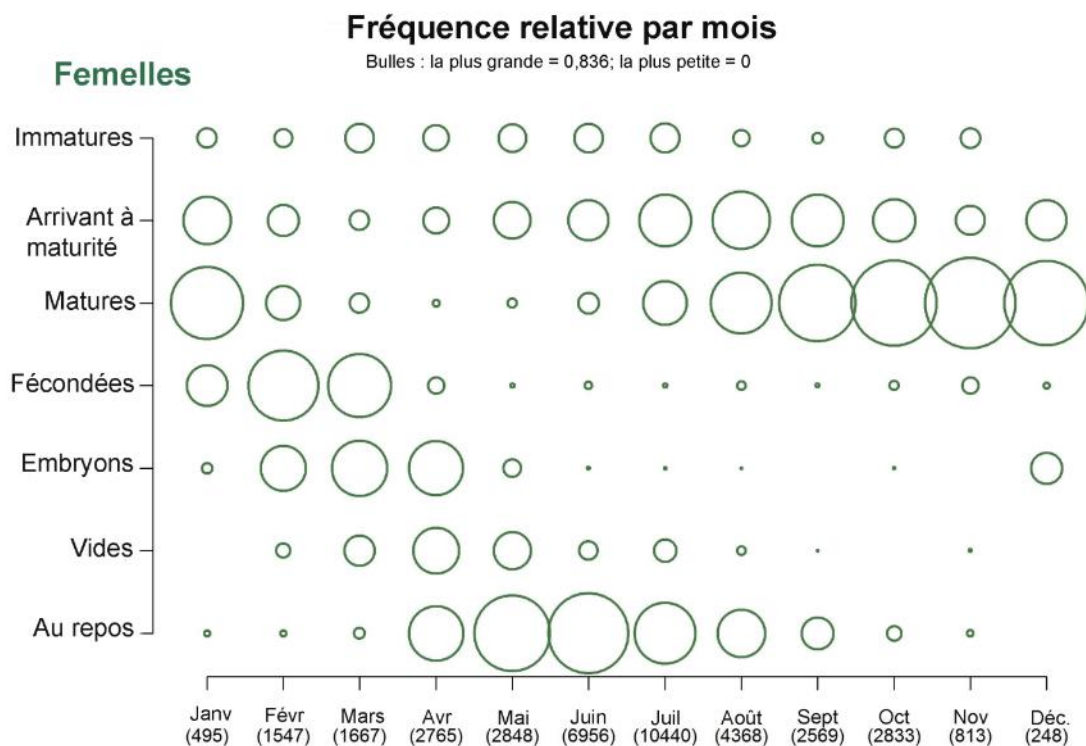


Figure C.5. Fréquence relative des codes de maturité par mois pour les femelles sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC (données stockées dans la base de données GFBioSQL du MPO). Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et de la recherche. Les fréquences sont calculées entre chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

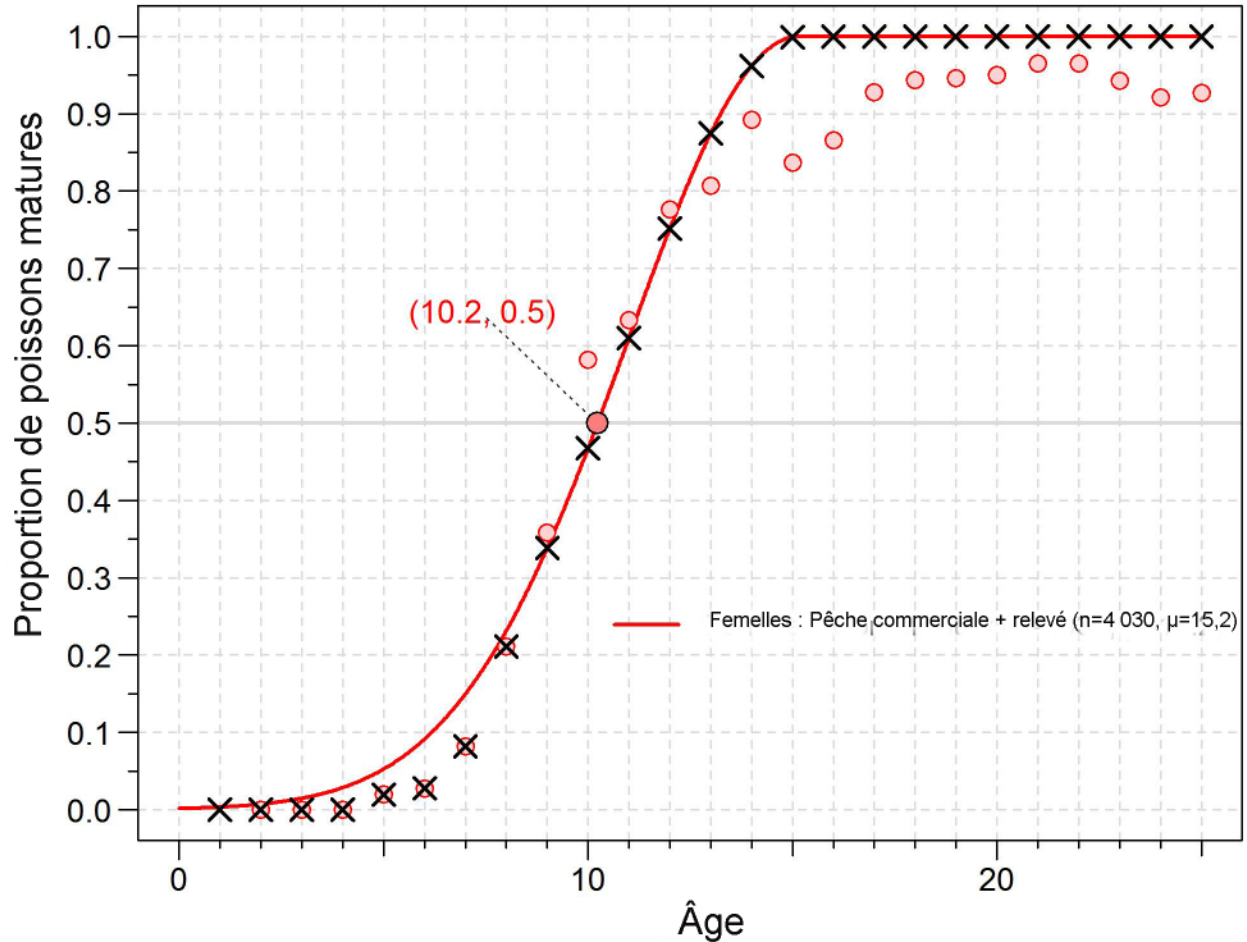


Figure C.6. Ogives de maturité pour les femelles sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC (données stockées dans la base de données GFBioSQL du MPO). La ligne pleine représente l'ajustement de la courbe normale double; les cercles représentent les proportions d'entrée - mature; les croix indiquent les valeurs utilisées dans le modèle. L'âge à 50 % de la maturité est indiqué le long de la médiane; l'âge à la pleine maturité ( $\mu$ ) figure dans la légende.

Tableau C.6. Proportion de femelles sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC matures, par âge, ayant servi dans le modèle des prises selon l'âge (dernière colonne). On a présumé que les stades de maturité 1 et 2 étaient les poissons immatures et que les poissons de tous les autres stades (3 à 7) étaient matures.

Âge	Nombre de poissons	Obs. $m_a$	Ajustement du logit $m_a$	Ajustement de (C.3) $m_a$	Modèle $m_a$
1	0	0	0,04174	0,00330	0
2	1	0	0,05857	0,00718	0
3	16	0	0,08160	0,01477	0
4	24	0	0,11260	0,02871	0
5	51	0,01961	0,15341	0,05270	0,01961
6	36	0,02778	0,20559	0,09140	0,02778
7	61	0,08197	0,26986	0,14973	0,08197
8	161	0,21118	0,34548	0,23170	0,21118

Âge	Nombre de poissons	Obs. $m_a$	Ajustement du logit $m_a$	Ajustement de(C.3) $m_a$	Modèle $m_a$
9	201	0,35821	0,42981	0,33871	0,33871
10	287	0,58188	0,51843	0,46772	0,46772
11	382	0,63351	0,60590	0,61010	0,61010
12	429	0,77622	0,68708	0,75175	0,75175
13	347	0,80692	0,75820	0,87500	0,87500
14	307	0,89251	0,81746	0,96207	0,96207
15	239	0,83682	0,86478	0,99922	0,99922
16	253	0,86561	0,90132	1	1
17	221	0,92760	0,92880	1	1
18	232	0,94397	0,94905	1	1
19	148	0,94595	0,96377	1	1
20	160	0,95000	0,97436	1	1
21	142	0,96479	0,98190	1	1
22	114	0,96491	0,98726	1	1
23	87	0,94253	0,99104	1	1
24	76	0,92105	0,99371	1	1
25	55	0,92727	0,99559	1	1

Le comité d'examen a notamment demandé si la maturité change dans le temps. Bien que les données annuelles puissent parfois appuyer des ajustements annuels à l'aide de (C.3), les données ont été regroupées par périodes de six ans dans un souci de commodité et on a appliqué les critères décrits précédemment pour choisir les enregistrements de la maturité. La Figure C.7 illustre les ajustements de la maturité à l'aide de (C.3) pour six périodes de données sur les femelles sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC. Même si les ajustements indiquent un décalage de l'âge à la pleine maturité, d'un niveau bas de 13,4 ans en 1985-1990 à un sommet de 17,3 ans en 1979-1984, aucun décalage de la maturité n'a été observé (dans aucun sens) au fil du temps. Pendant une période de 12 ans (1985-1996), l'âge à la pleine maturité semble être demeuré plus bas que durant les autres périodes, mais la qualité des données est probablement en cause (nombre d'enregistrements pour chaque période = 1 350, 779, 1 006, 654, 148 et 93) et empêche d'en tirer des généralisations. De plus, les ajustements de ces données sont très sensibles aux contraintes imposées au paramètre qui détermine la variance du côté gauche de la courbe normale double (nous utilisons ici la contrainte 0,1 à 50).

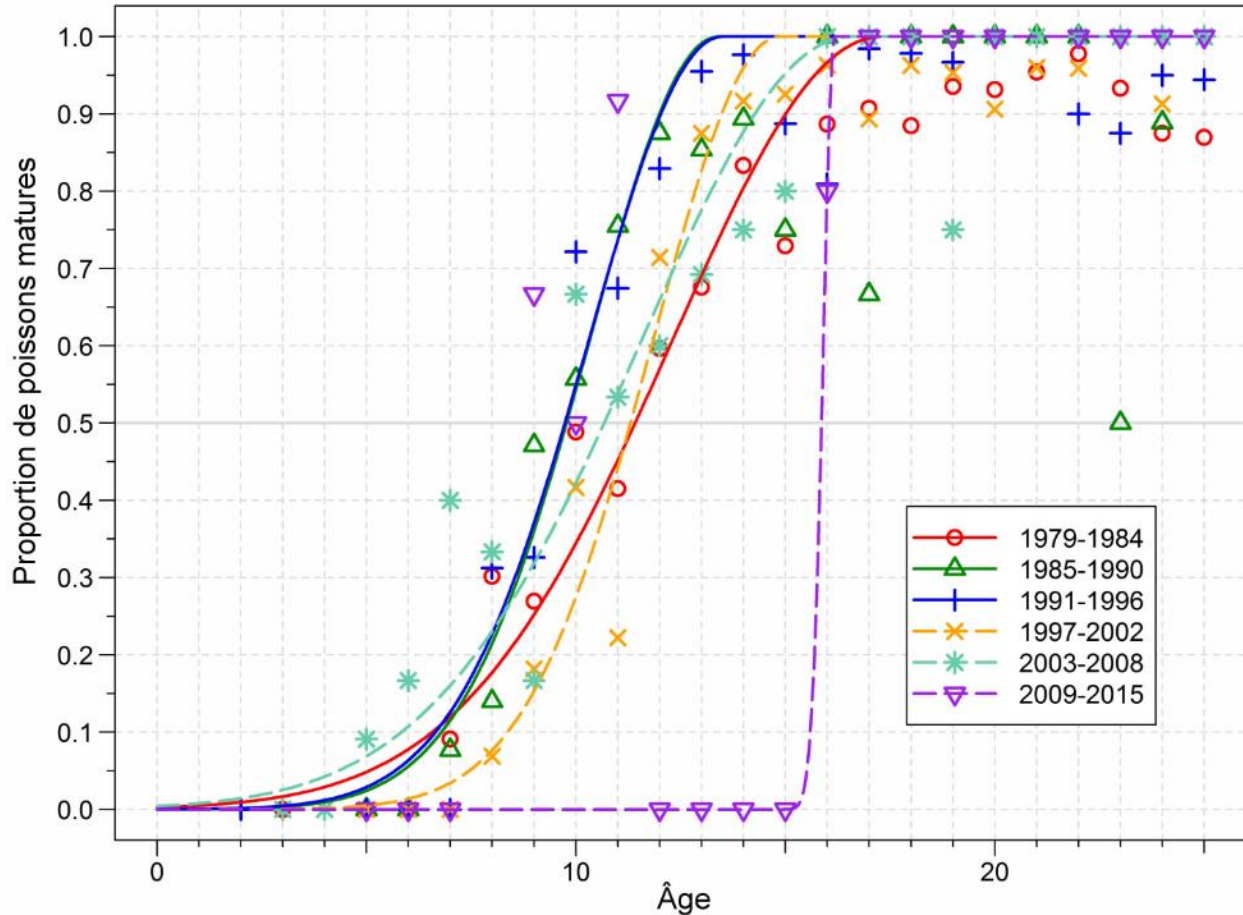


Figure C.7. Ogives de maturité pour les femelles sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC pendant six périodes de six ans entre 1979 et 2015.

#### C.1.4. Mortalité naturelle

L'âge maximal du sébaste à longue mâchoire signalé dans les ouvrages est de 98 ans pour un individu des îles Aléoutiennes (Munk 2001); on trouve cependant dans notre base de données (GFBio) des mentions de deux individus de plus de 98 ans (100 ans : femelle de Langara à 329 m en 1983; 103 ans : femelle du fossé Moresby à 362 m en 2002). Archibald et ses collègues (1981) ont estimé que la mortalité naturelle du sébaste à longue mâchoire est de 0,04-0,05; toutefois, les valeurs du taux de mortalité naturelle utilisées dans les autres évaluations du stock publiées sont généralement proches de 0,06 (par exemple, Schnute *et al.* 2001; Hanselman *et al.* 2007, 2009). L'évaluation de 2010 du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC a utilisé un a priori informé pour  $M$  avec une moyenne de 0,06 et un écart-type de 0,006 (CV=10 %) et l'estimation médiane pour les femelles était de 0,067.

Quinn et Deriso (1999, p.361) donnent une vérification rapide pour explorer la mortalité naturelle, d'après Hoenig (1983) :

$$M = -\ln(0.01)/t_m \quad (\text{C.4})$$

où  $t_m$  = âge maximal observé atteint par 1 % de la population.

Si l'on utilise l'âge maximal observé dans la zone 5ABC figurant dans la base de données du MPO  $t_m = 103$  ans,  $M = 0,045$ , ce qui pourrait donner une limite inférieure pour  $M$ , et on pourrait calculer une limite supérieure à l'aide de  $t_m = 59$  ans (au quantile des 0,99),  $M = 0,078$ . Then et ses collègues (2015) ont revu divers estimateurs de la mortalité naturelle et ont recommandé d'utiliser un estimateur actualisé de Hoenig fondé sur les plus petits carrés non linéaires :

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

où  $t_{\text{max}}$  = âge maximal. Dans le cas du sébaste à longue mâchoire et un âge maximal de 103 ans, l'estimateur actualisé de Hoenig donne  $M = 0,07$ .

## C.2. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES

Cette section résume une méthode qui permet de représenter les structures d'âge dans la pêche commerciale et les relevés pour une espèce donnée (appelée « cible ») en pondérant les fréquences  $x_a$  ou les proportions  $x'_a$  selon l'âge observées par les prises || la densité dans des strates définies. (Dans toute cette section, nous utilisons le symbole || pour délimiter les valeurs parallèles pour les analyses de la pêche commerciale et des relevés, respectivement, puisque la mécanique de la procédure de pondération est la même pour les deux. Ce symbole peut se lire « ou », par exemple « les prises ou la densité ».) Pour les échantillons de la pêche commerciale, ces strates se composent de périodes trimestrielles dans une année, alors que pour ceux des relevés, elles sont définies par les limites de longitude, de latitude et de profondeur propres à chaque série de relevés. Dans chaque strate, les âges pour la pêche commerciale sont pondérés par le poids des prises (tonnes) de la cible dans les traits qui ont été échantillonnés et les âges pour les relevés sont pondérés par la densité des prises ( $t/\text{km}^2$ ) de la cible dans les traits qui ont été échantillonnés. On applique ensuite une deuxième pondération : les âges de la pêche commerciale, par trimestre, sont pondérés par le poids des prises de la pêche commerciale d'après tous les traits réalisés pendant chaque trimestre; les âges des relevés de la strate sont pondérés par les superficies de la strate ( $\text{km}^2$ ) dans le relevé.

Théoriquement, l'effort d'échantillonnage devrait être proportionnel à la quantité de cible pêchée, mais ce n'est généralement pas le cas. Le personnel peut davantage contrôler l'effort d'échantillonnage pour les relevés qu'à bord des bateaux de pêche commerciale, mais les prises relatives entre les strates sur une année ou pendant un relevé ne peuvent pas être connues avec certitude avant la pêche ou le relevé. C'est pourquoi le système de pondération stratifiée présenté ci-après tente d'ajuster l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates.

Dans un souci de simplicité, nous illustrons la pondération des fréquences selon l'âge  $x_a$ , sauf indication contraire. La pondération intervient à deux niveaux :  $h$  (trimestres pour les âges dans la pêche commerciale et strates pour les âges dans les relevés) et  $i$  (années pour la pêche commerciale, superficies de la strate pour les relevés). La notation est résumée dans le Tableau C.7.

Tableau C.7. Équations de pondération des fréquences ou proportions selon l'âge pour le sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC; (c) = pêche commerciale, (s) = relevé.

Symbole	Description
<b>Indices</b>	
$a$	classe d'âge (1 à $A$ , où $A$ est un accumulateur selon la classe d'âge)
$d$	(c) ID de la sortie en tant qu'unités d'échantillon (s) ID de l'échantillon en tant qu'unités d'échantillon
$h$	(c) trimestre de l'année civile (1 à 4), 91,5 jours chacun (s) strate (combinaison superficie-profondeur)
$i$	(c) année civile (de 1977 à aujourd'hui) (s) ID du relevé dans la série de relevé (par exemple, synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte)
<b>Données</b>	
$x_{adhi}$	observations à l'âge $a$ pour l'unité d'échantillon $d$ au trimestre $h$ dans la strate $h$ de l'année $i$ du relevé $i$
$x'_{adhi}$	proportion selon l'âge $a$ pour l'unité d'échantillon $d$ au trimestre $h$ dans la strate $h$ de l'année $i$ du relevé $i$
$C_{dhi}$	(c) prises commerciales (tonnes) de la cible pour l'unité d'échantillon $d$ au trimestre $h$ de l'année $i$ (s) densité (t/km <sup>2</sup> ) de la cible pour l'unité d'échantillon $d$ dans la strate $h$ du relevé $i$
$C'_{dhi}$	$C_{dhi}$ en proportion des prises totales $C_{hi} = \sum_d C_{dhi}$
$y_{ahi}$	fréquences selon l'âge pondérées à l'âge $a$ au trimestre $h$ dans la strate $h$ de l'année $i$ du relevé $i$
$K_{hi}$	(c) prises commerciales totales (tonnes) de la cible au trimestre $h$ de l'année $i$ (s) superficie de la strate (km <sup>2</sup> ) pour la strate $h$ dans le relevé $i$
$K'_{hi}$	$K_{hi}$ en proportion des prises totales $K_i = \sum_h K_{hi}$
$p_{ai}$	fréquences pondérées à l'âge $a$ l'année $i$ dans le relevé $i$
$p'_{ai}$	proportions pondérées à l'âge $a$ l'année $i$ dans le relevé $i$



Pour chaque trimestre || strate  $h$ , nous pondérons les fréquences de l'unité d'échantillon  $x_{ad}$  par les prises || la densité de l'unité d'échantillon de l'espèce évaluée. (Pour les âges dans la pêche commerciale, nous utilisons la sortie comme unité d'échantillon, même si parfois une sortie peut contenir plusieurs échantillons. Dans ces cas, les différents échantillons de la même sortie seront fusionnés en une seule unité d'échantillon.) Dans chaque trimestre || strate  $h$  et chaque année || relevé  $i$ , il existe un ensemble de prises || densités  $C_{dhi}$  de l'échantillon qui peut être transformé en un ensemble de proportions :

$$C'_{dhi} = \frac{C_{dhi}}{\sum_d C_{dhi}} \quad (C.6)$$

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

$$y_{ahi} = \sum_d (C'_{dhi} x_{adhi}) \quad (C.7)$$

Cette transformation réduit les fréquences  $x$  des valeurs originales et nous pouvons remettre à l'échelle (multiplier)  $y_{ahi}$  par le facteur

$$\frac{\sum_a x_{ahi}}{\sum_a y_{ahi}} \quad (C.8)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations. (Pour les proportions  $x'$ , ce n'est pas nécessaire.) Nous effectuons cette étape, mais elle n'est pas absolument nécessaire car à la fin de la pondération en deux étapes, nous normalisons les fréquences pondérées afin de représenter les proportions selon l'âge.

Au second niveau de la stratification par année || relevé  $i$ , nous calculons la proportion annuelle des prises trimestrielles (t) pour les âges dans la pêche commerciale ou la proportion du relevé des superficies de la strate (km<sup>2</sup>) pour les âges dans les relevés

$$K'_{hi} = \frac{K_{hi}}{\sum_h K_{hi}} \quad (C.9)$$

Afin de pondérer  $y_{ahi}$  et d'en tirer les fréquences selon l'âge pondérées par année || relevé :

$$P_{ai} = \sum_h (K'_{hi} y_{ahi}) \quad (C.10)$$

Ici encore, si cette transformation est appliquée aux fréquences (plutôt qu'aux proportions), elle les réduit par rapport à leurs valeurs originales et nous pouvons remettre à l'échelle (multiplier)

$P_{ai}$  par le facteur

$$\frac{\sum_a y_{ai}}{\sum_a p_{ai}} \quad (C.11)$$

afin de conserver le nombre initial d'observations.

Enfin, nous normalisons les fréquences pondérées pour représenter les proportions selon l'âge :

$$p'_{ai} = \frac{p_{ai}}{\sum_a p_{ai}} \quad (C.12)$$

Si nous avons commencé par utiliser les proportions  $x'_{adhi}$  au lieu des fréquences  $x_{adhi}$ , la dernière normalisation ne serait pas nécessaire, mais son application ne modifie pas le résultat.

Le choix des données entrées (fréquences  $x$  ou proportions  $x'$ ) peut parfois être important : la colonne numérique peut être très différente, en particulier si les échantillons saisis comprennent peu d'observations. Théoriquement, la pondération des fréquences souligne notre confiance à l'égard des différentes observations à des âges donnés alors que celle des proportions indique notre confiance à l'égard des répartitions selon l'âge échantillonnées. Aucune des deux méthodes ne donne par elle-même de meilleurs résultats; cependant, si la méthode d'échantillonnage originale privilégiait l'échantillonnage de peu de poissons avec beaucoup de traits plutôt que celui de beaucoup de poissons avec peu de traits, il est probablement plus logique de pondérer les fréquences que les proportions. Dans la présente évaluation, nous pondérons les fréquences selon l'âge  $x$ .

### C.2.1. Âges dans la pêche commerciale

Les données sur l'âge du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC tirées de la pêche commerciale sont abondantes et utiles, affichant des tendances de cohortes claires (Figure C.8). La forte classe d'âge de 1976 (poissons de 38 ans en 2014) est encore manifeste dans les données sur les proportions selon l'âge, même si sa présence a pratiquement disparu en 2014. La Figure C.8 montre également que la classe d'âge de 2000 a fourni un grand nombre de recrues à la population. Il convient de noter que tous les graphiques à bulles pour les proportions selon l'âge sont mis à l'échelle de la plus grande proportion entre les sexes et les années, et non dans chaque année. Le nombre de sorties échantillonnées par an (

Tableau C.8) était généralement supérieur à notre critère pour utiliser les données sur l'âge de la pêche commerciale ( $\geq 5$  sorties par an); seules quatre années (1977, 1985, 1986 et 1988) n'ont pas été utilisées pour le modèle de population.

Tableau C.8. Sorties de la pêche commerciale (chalut) : nombre de sorties échantillonnées et prises (t) de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC par sortie échantillonnée et pour toutes les sorties par trimestre.

Année	Nombre de sorties				Prises (t) par sortie échantillonnée				Prises (t) de toutes les sorties			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
1977	0	1	2	0	0	13,6	73,2	0	0,122	353	617	161
1978	0	3	3	1	0	73,5	94,2	49,3	0,481	267	746	356
1979	0	4	6	1	0	53,6	228	65,4	45,9	223	976	259
1980	1	10	9	3	20,8	472	405	104	27,3	1 561	1 675	711
1981	0	4	3	0	0	191	144	0	196	2 387	1 219	2,17
1982	1	7	0	1	78,1	474	0	86,4	482	2 407	1 394	358
1983	1	6	4	0	49,3	356	162	0	892	2 249	553	2,73
1984	1	7	0	1	47,9	305	0	44	893	1 327	185	587
1985	0	0	0	3	0	0	0	293	845	1 269	120	536
1986	0	1	0	1	0	39,6	0	17,6	335	493	202	254
1987	2	1	3	0	60,7	70,8	56,1	0	499	1 408	990	673
1988	2	1	1	0	40,1	31,7	19,3	0	497	1 826	901	1 099
1989	1	4	0	0	30,7	65,2	0	0	396	1 156	644	507
1990	6	6	1	2	73,6	72,9	21,7	54,5	368	1 063	751	646
1991	1	4	3	12	31,1	62,6	20,3	399	422	908	620	985
1992	4	9	13	5	69,1	135	169	21	221	1 244	1 029	173
1993	3	12	1	2	17,8	154	1,88	14,8	173	1 493	297	411
1994	0	20	17	9	0	172	210	147	163	902	1 167	1 593
1995	6	26	16	1	38,8	457	135	3,86	1 283	1 936	1 294	58,9
1996	4	23	11	4	36,1	421	101	88,1	150	2 555	725	1 723
1997	3	4	7	4	22,4	51,9	82,8	38,1	620	1 958	1 265	882
1998	4	9	8	4	54,6	75	66,8	29,8	465	2 157	1 542	529
1999	0	9	9	3	0	101	95	17,5	265	2 349	1 377	523
2000	3	11	4	4	8,52	70,1	35,5	47,9	615	1 809	1 485	572
2001	0	11	8	3	0	109	38,9	21,6	183	1 712	1 548	533
2002	0	12	5	2	0	77,1	53	15,5	305	1 376	1 869	589
2003	2	4	6	1	17,2	36,4	22,8	0,227	416	1 776	2 176	330
2004	0	14	10	3	0	34,2	38,5	11,4	278	1 576	2 056	549
2005	1	11	6	3	0,541	64,1	21,2	20,9	423	1 326	1 447	503
2006	5	3	3	0	6,64	6,04	7,18	0	614	1 366	1 780	310
2007	2	14	8	0	7,29	73,8	24,5	0	360	1 328	1 458	265
2008	1	3	6	2	2,93	29,4	59,7	20,1	361	1 063	1 106	253
2009	1	5	8	0	8,21	12,8	26,3	0	441	1 099	1 116	476
2010	2	9	4	1	51,1	24,4	18,5	3,08	342	1 544	1 654	533
2011	0	9	5	1	0	20,7	7,27	4,76	195	1 165	1 038	486
2012	0	3	3	1	0	15,6	15,8	5,53	89,4	1 132	1 132	429
2013	2	3	2	1	6	8,51	7,16	4,85	105	633	863	280
2014	2	2	2	0	0,158	0,728	21,1	0	202	378	830	141

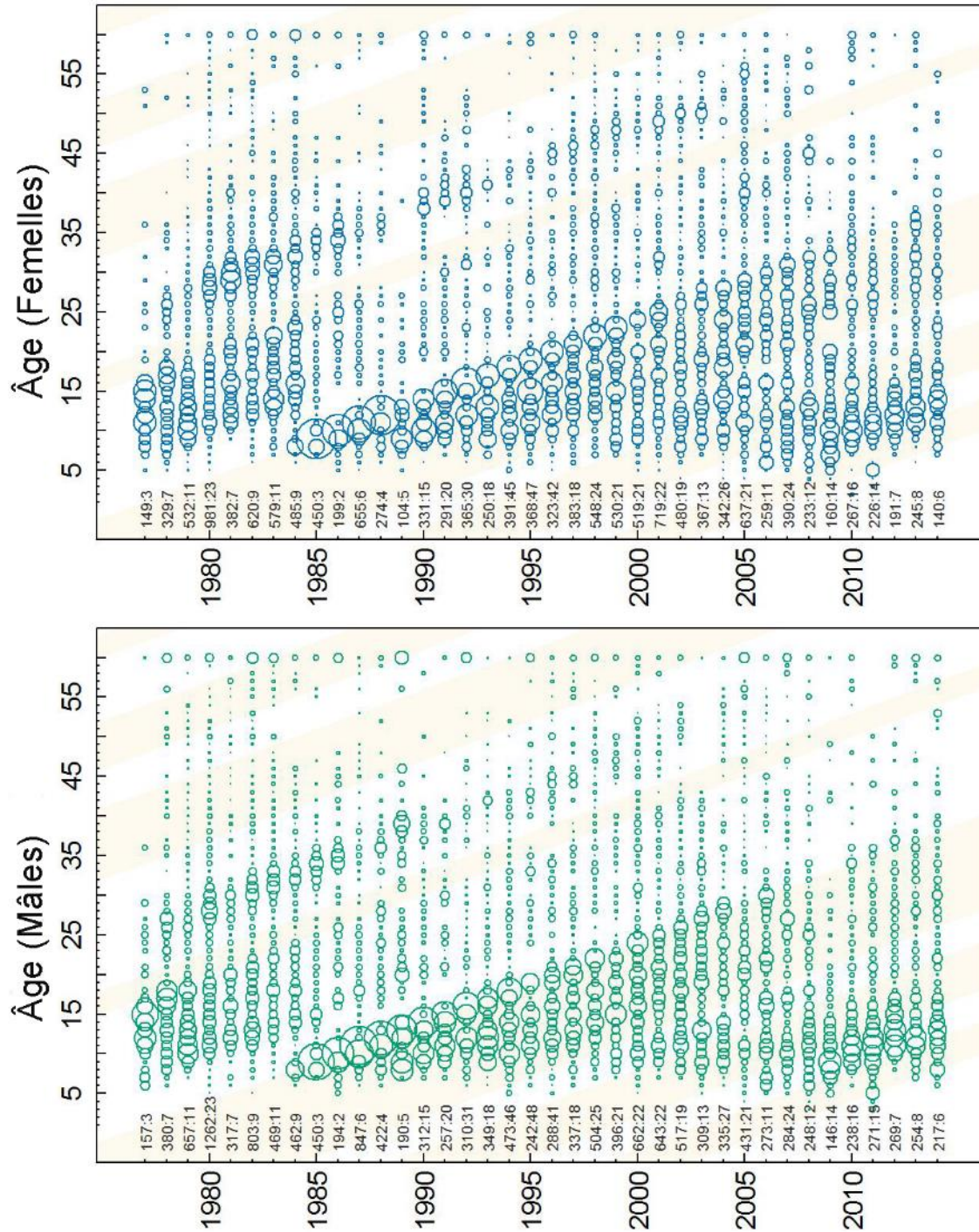


Figure C.8. Proportions selon l'âge des sébastes à longue mâchoire de la zone 5ABC pêchés par des chaluts commerciaux, calculées en tant que fréquences selon l'âge pondérées par prises par sortie dans les trimestres et prises de la pêche commerciale dans les années. Les bandes diagonales ombrées indiquent les cohortes qui sont nées lorsque l'oscillation décennale du Pacifique moyenne était positive. Les nombres indiqués le long de l'axe du bas sont les nombres de poissons dont l'âge a été déterminé et les nombres d'échantillons (séparés par les deux points) par année.

## C.2.2. Âges dans les relevés et la recherche

Le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (ID de la série de relevés (IDSS) 1, Figure C.9, Tableau C.9) contient huit années de données sur l'âge. Les grandes classes d'âge de 1976 et 2000 sont évidentes dans les tendances de cohortes, mais le signal n'est pas aussi marqué que dans les données de la pêche commerciale.

Les relevés du sébaste dans le canyon de l'île Goose (IDSS 21+10, Figure C.10, Tableau C.10) ne renferment que trois années de données tirées des otolithes, mais la grande classe d'âge de 1976 apparaît. Il semble aussi y avoir des cohortes importantes pendant les 10 années suivantes, mais ces lectures peuvent être faussées par le lissage des âges.

Le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte (IDSS 6, Figure C.10, Tableau C.11) ne comporte qu'une seule année de données. Dans l'évaluation de 2010 du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC (Edwards *et al.* 2012), cet unique échantillon de la composition selon l'âge n'a pas été utilisé car les ajustements préliminaires du modèle indiquaient que l'information sur les classes d'âge figurant dans cet échantillon ne correspondait pas à celle contenue dans d'autres sources de données semblables, ce qui donnait un modèle au comportement instable et aux résultats contestables.

Tableau C.9. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte : nombre de traits échantillonnés et densité du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC par strate  $h$  ( $t/km^2$ ). Superficie des strates : 019 = 10,7  $km^2$ ; 020 = 13  $km^2$ ; 021 = 1,5  $km^2$ ; 023 = 0,3  $km^2$ ; 024 = 12,4  $km^2$ ; 025 = 0,9  $km^2$ .

Année	Nombre d'échantillons						Densité moyenne ( $t/km^2$ )						
	$h \rightarrow$	019	020	021	023	024	025	019	020	021	023	024	025
2003		4	4	0	1	6	2	2,46	2,39	0	0,0213	1,08	0,105
2004		3	5	1	0	6	1	0,326	1,93	0,348	0	2,01	0,374
2005		8	4	0	4	6	1	2,12	0,530	0	0,454	1,29	2,16
2007		3	5	0	5	7	3	0,905	1,47	0	0,683	1,96	0,117
2009		5	6	2	2	9	3	0,857	3,99	0,195	0,146	2,80	2,27
2011		4	17	4	1	15	2	1,14	7,86	1,62	0,277	2,47	0,509
2013		4	20	5	3	11	3	1,07	3,94	1,17	0,521	2,40	1,04
2015		5	18	3	2	12	2	3,27	5,87	0,683	0,124	4,13	0,526

Tableau C.10. Relevé du sébaste dans le canyon de l'île Goose : nombre de traits échantillonnés et densité du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC par strate  $h$  ( $t/km^2$ ). Superficie des strates : 121 = 1 166  $km^2$ ; 122 = 1 677  $km^2$ ; 123 = 731  $km^2$ ; 124 = 686  $km^2$ ; 161 = 1 826  $km^2$ ; 162 = 953  $km^2$ ; 163 = 339  $km^2$ ; 185 = 2 122  $km^2$ ; 186 = 1 199  $km^2$ ; 187 = 1 746  $km^2$ .

Année	Nombre d'échantillons										
	$h \rightarrow$	121	122	123	124	161	162	163	185	186	187
1984		0	0	0	0	2	2	1	4	3	4
1994		0	0	0	0	0	0	0	6	12	19
1995		2	11	6	5	0	0	0	0	0	0

$h \rightarrow$	Densité moyenne ( $t/km^2$ )									
	121	122	123	124	161	162	163	185	186	187
1984	0	0	0	0	5,46	3,32	2,03	1,03	5,61	7,59
1994	0	0	0	0	0	0	0	0,826	4,16	4,40
1995	2,07	6,41	13,9	6,75	0	0	0	0	0	0



Tableau C.11. Relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte : nombre de traits échantillonnés et densité du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC par strate  $h$  ( $t/km^2$ ). Superficie des strates : 000 = 3,6  $km^2$ ; 109 = 4,5  $km^2$ .

Année	Nombre d'échantillons		Densité moyenne ( $t/km^2$ )	
	000	109	000	109
1999	9	15	2,43	2,62

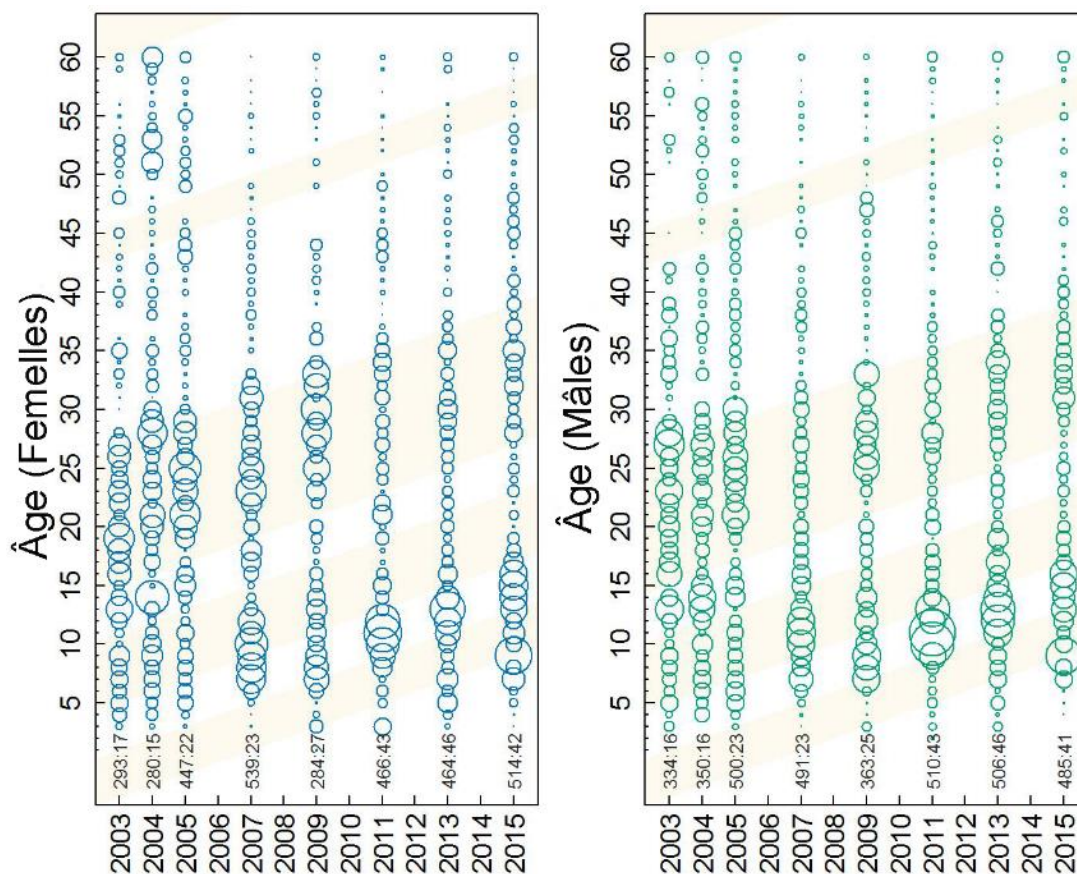


Figure C.9. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte - proportions selon l'âge du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC, d'après les fréquences selon l'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par superficie totale de la strate dans le relevé. Voir à la Figure C.8 pour les détails sur les bandes diagonales ombrées et les nombres indiqués.

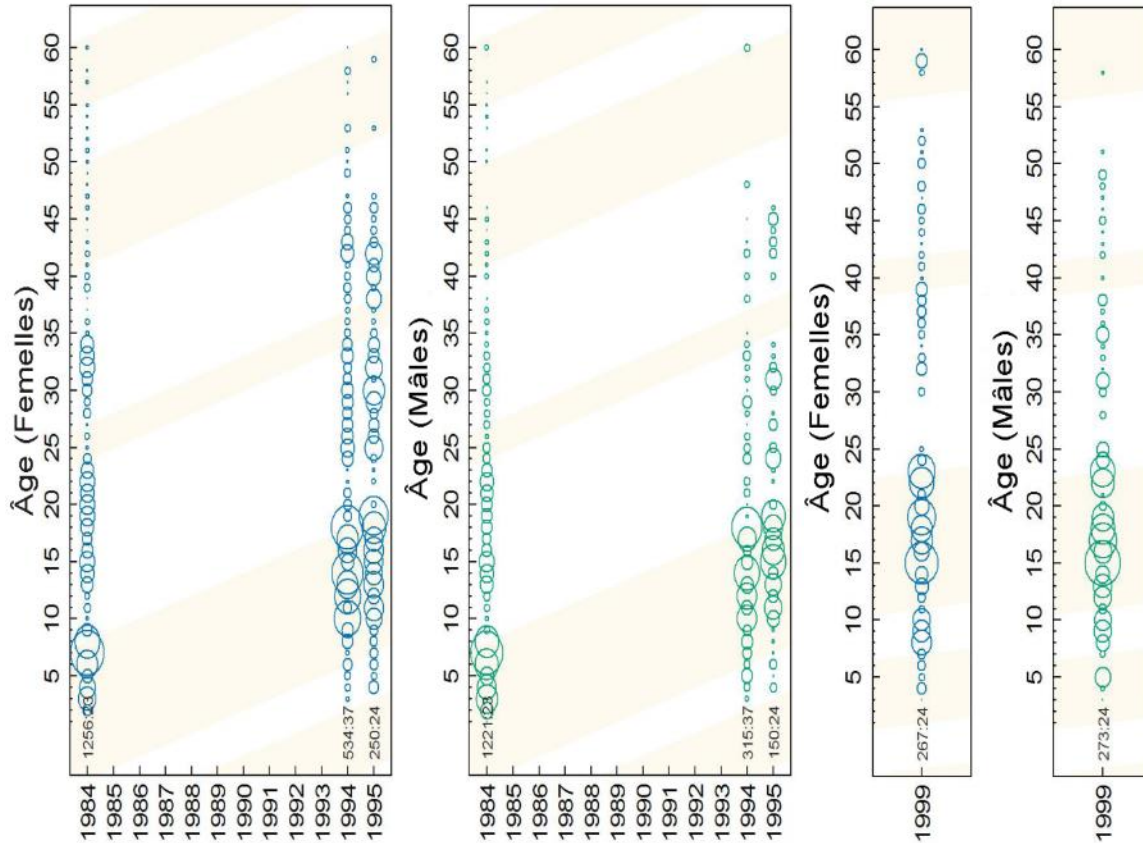


Figure C.10. Relevé du sébaste dans le canyon de l'île Goose (à gauche) et relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte (à droite) - proportions selon l'âge du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC, d'après les fréquences selon l'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par superficie totale de la strate dans le relevé. Voir à la Figure C.8 pour les détails sur les nombres indiqués.

### C.3. HABITAT

Le sébaste à longue mâchoire est présent tout le long de la côte de la Colombie-Britannique, et occupe une zone estimée entre ~48 300 km<sup>2</sup> selon la présence des chaluts (figure A.2) et ~55 000 km<sup>2</sup> selon les limites bathymétriques (Figure C.11). Les limites bathymétriques estimées sont déterminées à partir des sébastes à longue mâchoire capturés dans 98 % des traits de chalut de fond qui couvrent des profondeurs de 101 à 501 m (Figure C.12). Les traits qui remontent des sébastes à longue mâchoire ramènent également d'autres espèces de poissons.



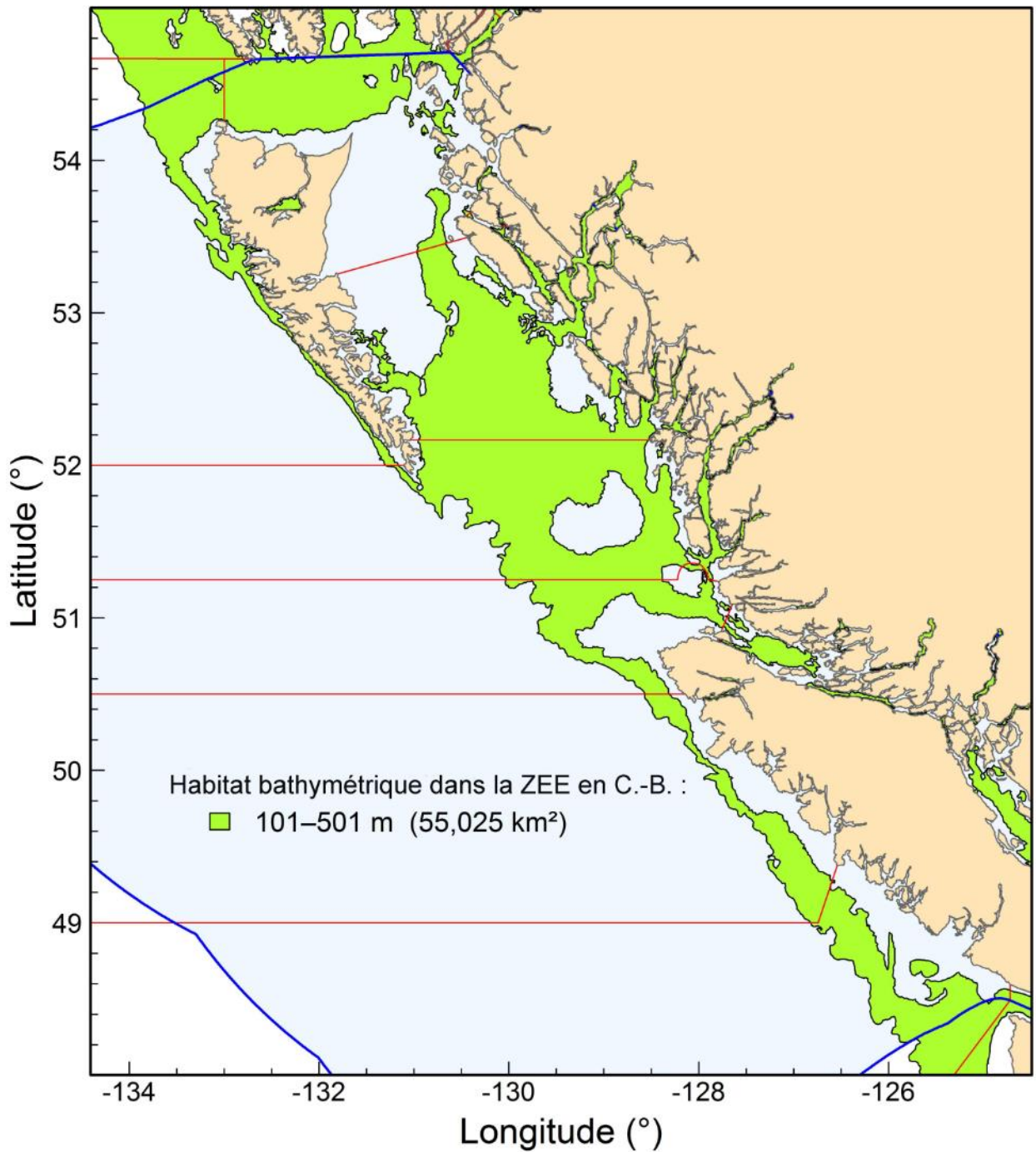


Figure C.11. La bathymétrie surlignée (en vert) entre 101 et 501 m sert d'indicateur indirect de l'habitat benthique du sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la C.-B. À l'intérieur de la zone économique exclusive (ZEE, surlignée en bleu) du Canada, la région indiquée en vert couvre 55 025 km<sup>2</sup>. Les limites en rouge délimitent les zones de la CPMP.

La répartition par profondeur des traits de chalut de fond qui ont capturé des sébastes à longue mâchoire dans la zone 5ABC de la Commission des pêches maritimes du Pacifique montre que 98 % des prises ont lieu entre 96 et 416 m, avec une profondeur médiane des traits de 238 m et

---

une profondeur des prises médianes à 256 m (Figure C.13, données extraites des bases de données PacHarvest et GFFOS). La répartition relative des traits de fond entre 0 et 600 m est différente de l'effort total à ces profondeurs mené par la pêche au chalut dans la zone 5ABC (histogramme ombré en arrière-plan) en raison de l'importante pêche au poisson plat pratiquée dans la zone 5C.

Les 20 espèces déclarées comme étant les plus capturées dans les traits de fond visant le sébaste à longue mâchoire sont composées en majorité d'une combinaison de sébastes et de poisson plat (Figure C.14, Figure C.16 et Tableau C.12). Dans ces traits, le sébaste à longue mâchoire demeure l'espèce la plus abondante de par le poids dans la zone 5ABC (29 %), mais d'autres espèces sont bien représentées également : plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*) (19 %), sébaste à bouche jaune (*Sebastes reedi*) (9 %) et sébaste à queue jaune (*S. flavidus*) (7 %). À l'échelle de la côte, la plie à grande bouche domine dans les traits qui visent le sébaste à longue mâchoire (24 %), suivie par le sébaste à longue mâchoire (19 %), le sébaste à queue jaune (8 %) et la limande-sole (*Microstomus pacificus*) (7 %). Les traits pélagiques visant le sébaste à longue mâchoire ramènent surtout du merlu du Pacifique *Merluccius productus* (Figure C.15).

La mortalité totale, en poids, des espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada) est variable (Tableau C.12); parmi ces espèces, c'est le sébaste à bouche jaune qui est le plus souvent capturé dans les traits visant le sébaste à longue mâchoire réalisés dans la zone 5ABC (9 %) et sur l'ensemble de la côte (5 %). Ces traits capturent très peu de sébaste à œil épineux (*S. Aleutianus*) dans la zone 5ABC et des quantités minimales à l'échelle de la côte (2 %), probablement parce qu'il est davantage présent à des profondeurs plus grandes. En général, le sébaste canari (*S. Pinniger*) ne représente que 2-3 % du poids des prises dans les traits visant le sébaste à longue mâchoire.

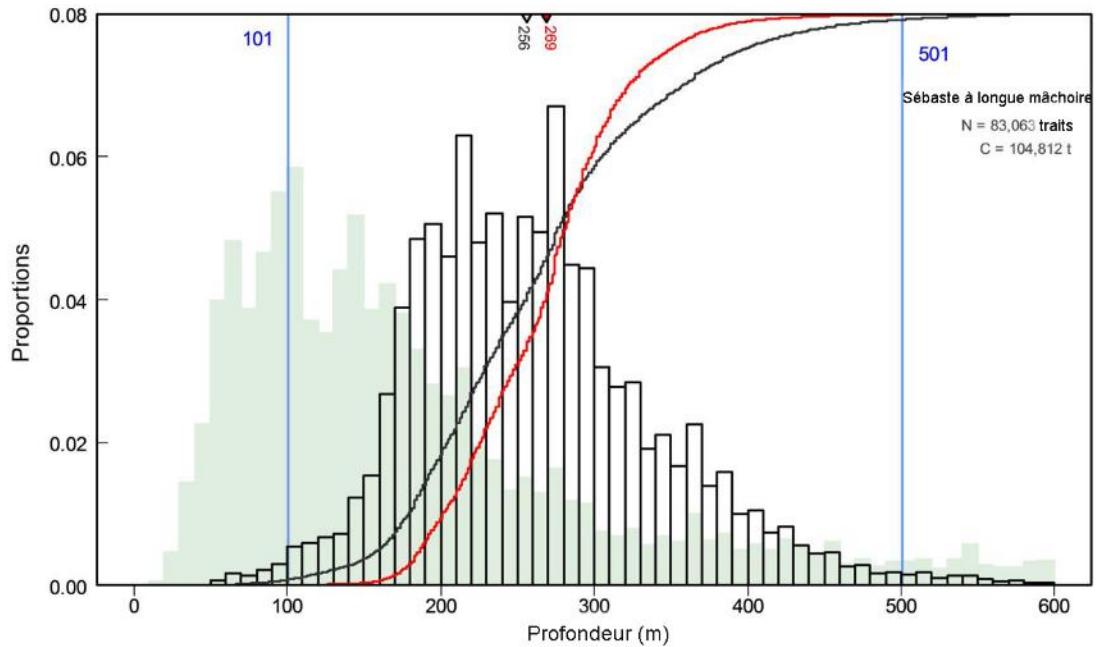


Figure C.12. Zone extracôtière de la C.-B. – Fréquence des profondeurs des traits de fond entre 0 et 600 m qui ont capturé des sébastes à longue mâchoire, d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans toutes les zones principales de la CPMP combinées (histogramme transparent). Les lignes pleines verticales indiquent les 1<sup>er</sup> et 99<sup>e</sup> centiles. La courbe noire montre la fréquence cumulée des traits qui rencontrent des sébastes à longue mâchoire et la courbe rouge représente les prises cumulées de sébaste à longue mâchoire en fonction de la profondeur (sur une échelle de 0 à 1). Les profondeurs médianes des prises cumulées (triangle rouge inversé) et des rencontres de sébastes à longue mâchoire (triangle gris inversé) sont indiquées le long de l'axe supérieur. « N » représente le nombre total de traits et « C » les prises totales (t). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces entre 0 et 600 m dans la zone extracôtière de la C.-B.

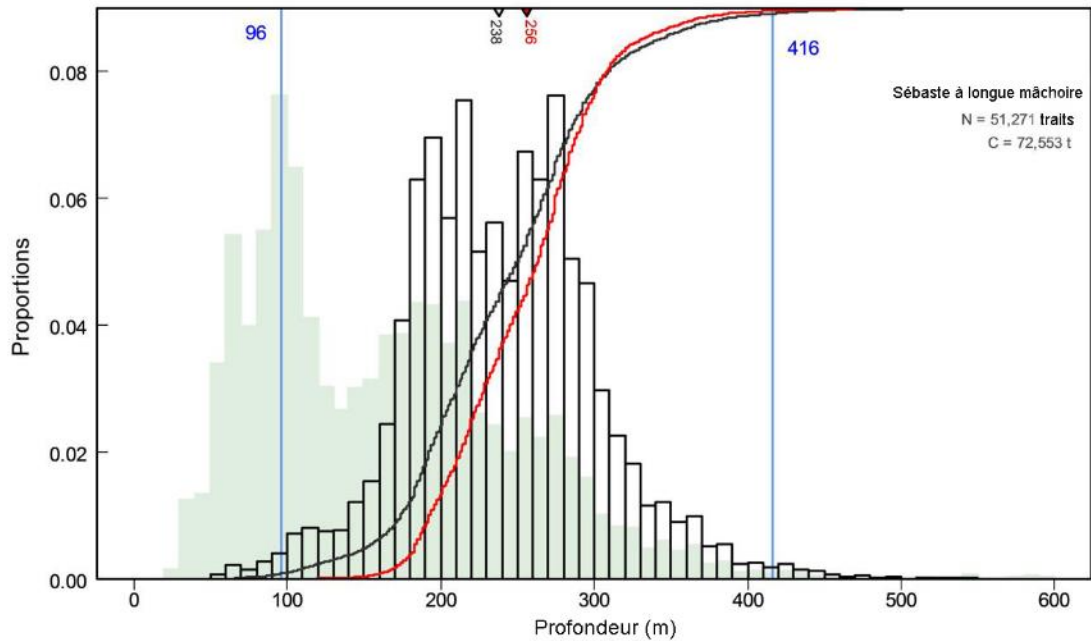


Figure C.13. Bassin de la Reine-Charlotte – Fréquence des profondeurs des traits de fond qui ont capturé des sébastes à longue mâchoire, d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans toutes les zones principales de la CPMP combinées (histogramme transparent). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces entre 0 et 600 m dans la zone 5ABC. Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure C.12.

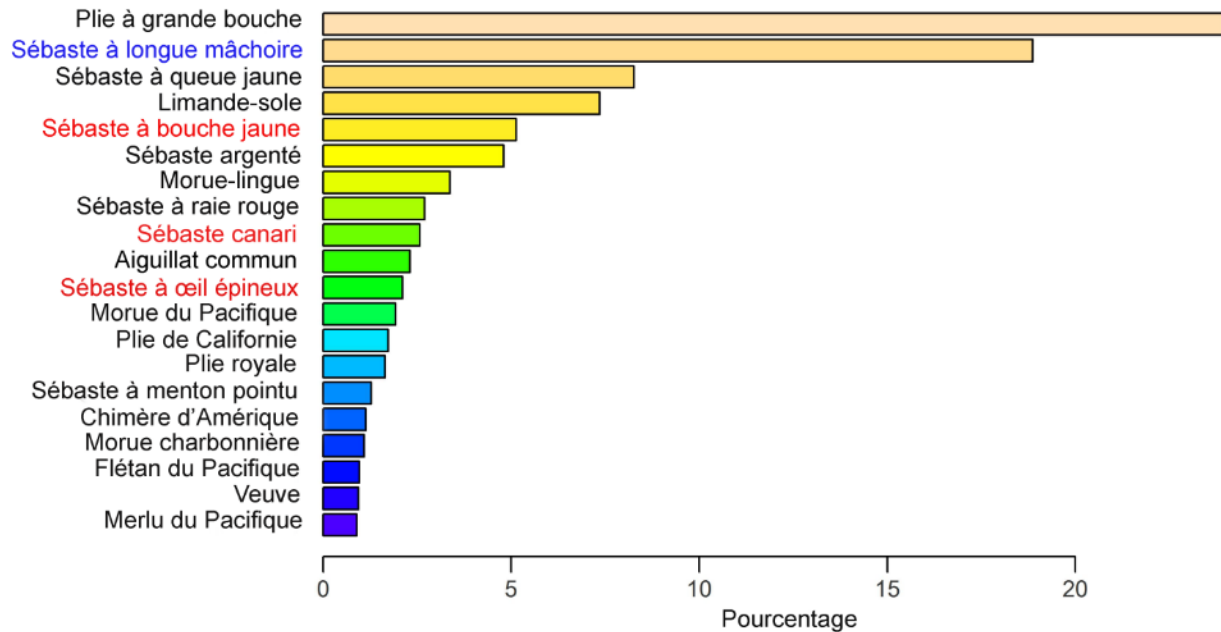


Figure C.14. Traits de fond dans la zone extracôtière de la C.-B. - Répartition des poids des prises additionnées pour la période allant de février 1996 à juin 2017 pour les espèces capturées dans les traits de fond qui ont remonté au moins un sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la C.-B. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 101 et 501 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, Figure C.12). L'accord relatif est exprimé sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, calculé en tenant compte de toutes les espèces dans la période donnée. Le sébaste à longue mâchoire est indiqué en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt pour la Loi sur les espèces en péril sont indiquées en rouge. Ces 20 espèces constituent 93 % du poids total des prises à ces profondeurs pour la période considérée.

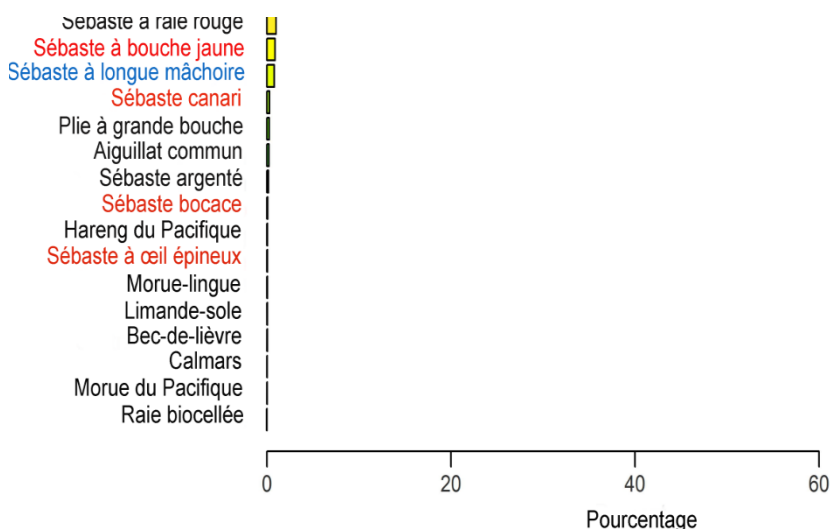


Figure C.15. Traits pélagiques dans la zone extracôtière de la C.-B. - Répartition des poids des prises additionnées pour la période allant de février 1996 à juin 2017 pour les espèces capturées dans les traits pélagiques qui ont remonté au moins un sébaste à longue mâchoire le long de la côte de la C.-B. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 101 et 501 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, Figure C.12). L'accord relatif est exprimé sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, calculé en tenant compte de toutes les espèces dans la période donnée. Le sébaste à longue mâchoire est indiqué en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt pour la Loi sur les espèces en péril sont indiquées en rouge. Ces 20 espèces constituent 99,8 % du poids total des prises à ces profondeurs pour la période considérée; les prises totales de merlu du Pacifique étaient de 428 023 t.

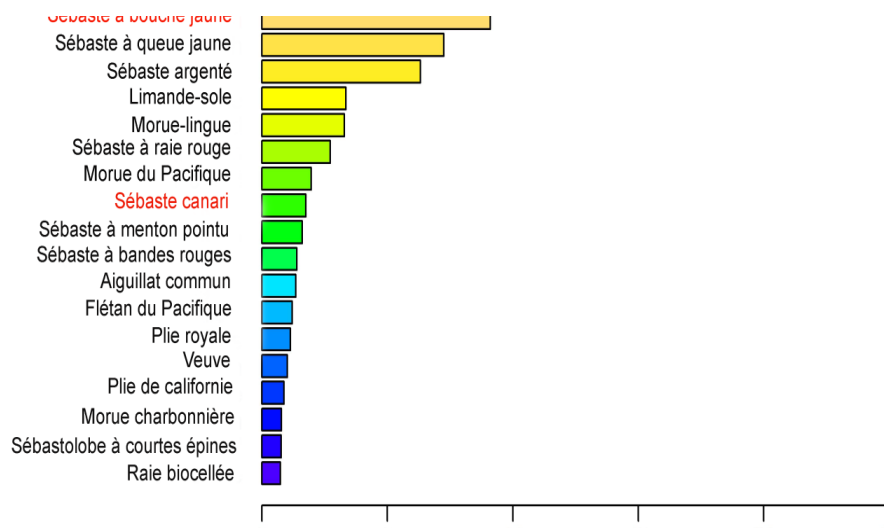


Figure C.16. Traits de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte - Répartition des poids des prises additionnées pour la période allant de février 1996 à juin 2017 pour les espèces capturées dans les traits de fond qui ont remonté au moins un sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC de la CPMP. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 96 et 416 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, Figure C.13). L'accord relatif est exprimé sous forme de pourcentage par espèce par rapport au poids total des prises, calculé en tenant compte de toutes les espèces dans la période donnée. Le sébaste à longue mâchoire est indiqué en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt pour la Loi sur les espèces en péril sont indiquées en rouge. Ces 20 espèces constituent 94 % du poids total des prises à ces profondeurs pour la période considérée.

Tableau C.12. 20 espèces principales, en poids des prises (somme des quantités débarquées + rejetées entre février 1996 et juin 2017), capturées avec le sébaste à longue mâchoire dans les traits au chalut de fond le long de la côte de la C.-B. et dans la zone 5ABC de la CPMP. Les espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC apparaissent en rouge<sup>R</sup>, l'espèce cible (doit être présente) est indiquée en bleu<sup>B</sup>.

<b>Ensemble des eaux côtières</b>				
<b>Code</b>	<b>Espèce</b>	<b>Nom latin</b>	<b>Prises (t)</b>	<b>Prises (%)</b>
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	134 188	23,958
396	Sébaste à longue mâchoire <sup>B</sup>	<i>Sebastes alutus</i>	105 674	18,867
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	46 279	8,263
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	41 197	7,355
440	Sébaste à bouche jaune <sup>R</sup>	<i>Sebastes reedi</i>	28 738	5,131
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	26 882	4,800
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	18 883	3,371
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	15 147	2,704
437	Sébaste canari <sup>R</sup>	<i>Sebastes pinniger</i>	14 389	2,569
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	12 947	2,312
394	Sébaste à œil épineux <sup>R</sup>	<i>Sebastes aleutianus</i>	11 839	2,114
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	10 766	1,922
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	9 703	1,732
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	9 192	1,641
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	7 146	1,276
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	6 348	1,133
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	6 104	1,090
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	5 409	0,966
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	5 280	0,943
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	5 025	0,897
<b>5ABC</b>				
<b>Code</b>	<b>Espèce</b>	<b>Nom latin</b>	<b>Prises (t)</b>	<b>Prises (%)</b>
396	Sébaste à longue mâchoire <sup>B</sup>	<i>Sebastes alutus</i>	75 206	28,826
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	49 315	18,902
440	Sébaste à bouche jaune <sup>R</sup>	<i>Sebastes reedi</i>	23 747	9,102
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	18 907	7,247
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	16 480	6,317
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	8 754	3,355
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	8 569	3,285
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	7 104	2,723
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	5 130	1,966
437	Sébaste canari <sup>R</sup>	<i>Sebastes pinniger</i>	4 583	1,757
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	4 199	1,609
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	3 650	1,399
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	3 540	1,357
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	3 164	1,213
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	2 979	1,142
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	2 650	1,016
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	2 308	0,885
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	2 049	0,785
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	2 011	0,771
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	1 920	0,736



---

#### C.4. RÉFÉRENCES - BIOLOGIE

- Archibald, C.P., Shaw, W. and Leaman, B.M. 1981. [Growth and mortality estimates of rockfishes \(Scorpaenidae\) from B.C. coastal waters, 1977-1979](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1048: iv + 57 pp. (consulté 30 May 2018)
- 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. (consulté 30 May 2018)
- Hanselman, D., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Shotwell, S.A. and Ianelli, J.N. 2007. [Gulf of Alaska Pacific ocean perch](#). In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, chap. 9, p. 563–622. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC). (consulté 30 May 2018)
- Hanselman, D., Shotwell, S.A., Heifetz, J., Fujioka, J.T. and Ianelli, J.N. 2009. [Assessment of Pacific ocean perch in the Gulf of Alaska](#). In Stock Assessment and Fishery Evaluation (SAFE) Report for the Groundfish Resources of the Gulf of Alaska, chap. 9, p. 743–816. North Pacific Fishery Management Council (NPFMC). (consulté 30 May 2018)
- Hoenig, J.M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. Fish. Bull. 82(1): 898–903.
- 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. (consulté 30 May 2018)
- Quinn, T.J.I. and Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press, New York, NY.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A. and Starr, P.J. 2001. [Pacific Ocean Perch assessment for the west coast of Canada in 2001](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/138. iv + 90 p. (consulté 30 May 2018)
- Stanley, R.D., Starr, P. and Olsen, N. 2009. [Stock assessment for Canary rockfish \(Sebastes pinniger\) in British Columbia waters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/013. xxii + 198 p. (consulté 30 May 2018)
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G., and Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 82-92. (consulté 30 May 2018)
- 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–consulté 30 May 2018)

---

## ANNEXE D. ÉQUATIONS DU MODÈLE

### D.1. INTRODUCTION

Nous avons utilisé un modèle structuré selon l'âge et par sexe dans un cadre bayésien. Ce modèle peut notamment estimer simultanément l'inclinaison de la fonction stock-recrutement et séparer les mortalités pour les mâles et les femelles. Cette approche reprend celle utilisée dans les récentes évaluations du stock de sébaste argenté (Starr *et al.* 2016), de sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte, sur la côte ouest de Haïda Gwaii et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards *et al.* 2012b, 2014a, b), et du sébaste à bouche jaune sur la côte Ouest du Canada (Edwards *et al.* 2012a).

La structure du modèle est la même que celle utilisée précédemment et, comme pour toutes les évaluations susmentionnées à l'exception de celle du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC, nous avons employé le nouveau système de pondération de Francis (2011), qui est décrit ci-après.

La mise en œuvre a été réalisée à l'aide d'une version modifiée du logiciel statistique des prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003), appelé Awatea (A. Hicks, NOAA, comm. pers.). Awatea est une plateforme de mise en œuvre du logiciel AD Model Builder (conception de modèles à différenciation automatique) (projet ADMB 2009), qui fournit

- a) des estimations de la densité maximale a posteriori à l'aide d'un minimiseur de fonction et de la différenciation automatique
- b) une approximation de la distribution a posteriori des paramètres selon la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM), plus précisément en appliquant l'algorithme de Hastings-Metropolis (Gelman *et al.* 2004).

L'exécution d'Awatea a été simplifiée à l'aide du code que nous avons écrit dans le logiciel R (R Core Team 2016) pour l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012a), plutôt que d'utiliser la mise en œuvre originale dans Excel. Ce code R a par la suite été modifié au fil des ans. Les figures et les tableaux extrants ont été produits automatiquement avec R à l'aide du code adapté des progiciels de R `scape` (Magnusson 2009) et `scapeMCMC` (Magnusson et Stewart 2007), maintenant appelés `plotMCMC`. Nous avons utilisé le logiciel R `Sweave` (Leisch 2002) pour interclasser, à l'aide de LaTeX, le grand nombre de figures et de tableaux en un seul fichier `pdf` pour chaque exécution du modèle.

Nous donnons plus loin des précisions sur le modèle structuré selon l'âge, la procédure bayésienne, le système de repondération, les distributions a priori et les méthodes employées pour calculer les points de référence et établir les projections.

### D.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE

Voici les hypothèses du modèle :

1. Le stock de la zone 5ABC a été traité comme un seul stock.
2. Les prises ont été effectuées par une seule pêche, sont connues sans erreur et ont eu lieu au milieu de l'année.
3. On a supposé une relation stock-recrutement de Beverton-Holt invariable dans le temps, avec une structure d'erreur log-normale.

- 
4. La sélectivité était différente entre les sexes et les relevés et invariable dans le temps. Les paramètres de sélectivité ont été estimés lorsque les données sur la détermination de l'âge étaient disponibles.
  5. La mortalité naturelle a été estimée indépendamment pour les mâles et les femelles et maintenue invariable dans le temps.
  6. Les paramètres de croissance ont été fixés et présumés invariables dans le temps.
  7. Les paramètres de la maturité selon l'âge pour les femelles ont été fixés et présumés invariables dans le temps. Il n'était pas nécessaire de tenir compte de la maturité des mâles, car on présumait qu'il y avait toujours suffisamment de mâles matures.
  8. Le recrutement à l'âge 1 était composé à 50 % de femelles et à 50 % de mâles.
  9. Les âges des poissons déterminés à l'aide des méthodes de la surface (avant 1978) étaient trop biaisés pour qu'il soit possible de les utiliser (Beamish 1979). Les âges déterminés selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes (MacLellan 1997) étaient calculés sans erreur.
  10. On a supposé que les échantillons des prises selon l'âge une année donnée provenant de la pêche commerciale étaient représentatifs de la pêche s'il y en avait au moins quatre cette année-là.
  11. On a supposé que les indices de l'abondance relative étaient proportionnels à la biomasse vulnérable au milieu de l'année, après avoir tenu compte de la moitié des prises et de la moitié de la mortalité naturelle.
  12. On a supposé que les échantillons de la composition selon l'âge avaient été prélevés au milieu de l'année, après avoir tenu compte de la moitié des prises et de la moitié de la mortalité naturelle.

### D.3. NOTATION ET ÉQUATIONS DU MODÈLE

La notation utilisée dans le modèle est indiquée dans le tableau E.1, les équations dans les tableaux E.2 et E.3, et la description des distributions a priori pour les paramètres estimés dans le tableau E.4. Il convient de noter que dans le présent document, les logarithmes utilisent la base  $e \approx 2.718282$  (logarithme naturel). La description du modèle est divisée entre les composantes déterministes, les composantes stochastiques et les a priori bayésiens. Tous les détails sur la notation et les équations sont donnés après les tableaux.

La structure principale fait que les composantes déterministes du tableau E.2 peuvent calculer de manière itérative les nombres de poissons de chaque classe d'âge (et de chaque sexe) dans le temps. Les seules exigences sont les données sur les prises commerciales, sur le poids selon l'âge et la maturité, ainsi que les valeurs fixes connues pour tous les paramètres.

Comme nous n'avons pas de valeurs fixes connues pour tous les paramètres, nous devons en estimer beaucoup et ajouter de la stochasticité au recrutement. C'est à cela que servent les composantes stochastiques du tableau E.3.

L'incorporation des distributions a priori des paramètres estimés donne la pleine mise en œuvre bayésienne, qui vise à minimiser la fonction objective  $f(\Theta)$  produite par (E.23). Cette fonction est dérivée des composantes déterministes, stochastiques et a priori du modèle.

Tableau D.1. Notation du modèle de prises selon l'âge dans Awatea.

<b>Indices (tous en indices)</b>	
<b>Symbole</b>	<b>Description et unités</b>
$a$	classe d'âge, où $a = 1, 2, 3, \dots, A$ et $A = 60$ est l'accumulateur selon la classe d'âge
$t$	année du modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$ correspond aux années réelles 1940, 1941, 1940, ..., 2016, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans exploitation
$g$	indice pour les données relatives aux engins des relevés et de la pêche commerciale : 1 - Série des relevés historiques dans le canyon de l'île Goose ( <i>GB Reed</i> ) 2 - Série des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte [3] - Série des relevés de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte [non utilisée dans le scénario de référence] 3 - Données de la pêche commerciale au chalut
$s$	Sexe : 1 = femelles, 2 = mâles
<b>Plages des indices</b>	
<b>Symbole</b>	<b>Description et unités</b>
$A$	accumulateur selon la classe d'âge, $A = 60$
$T$	nombre d'années dans le modèle, $T = 77$
$\mathbf{T}_g$	ensembles d'années dans le modèle pour les indices de l'abondance des relevés tirés des séries $g$ , $g = 1, \dots, [3]$ , indiqués ici en années civiles dans un souci de clarté (soustraire 1939 pour obtenir l'année dans le modèle $t$ ) : $\mathbf{T}_1 = \{1967, 1969, 1971, 1973, 1976, 1977, 1984, 1994\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2003, 2004, 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015\}$ $\mathbf{T}_{[3]} = \{1999, \dots, 2013, 2015\}$
$\mathbf{U}_g$	ensembles d'années dans le modèle avec des données sur la proportion selon l'âge, $g = 1, \dots, 3$ (indiqués ici comme des années) : $\mathbf{U}_1 = \{1984, 1994, 1995\}$ $\mathbf{U}_2 = \{2003, 2004, 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015\}$ $\mathbf{U}_{[3]} = \{1999\}$ $\mathbf{U}_3 = \{1978, \dots, 1984, 1987, 1989, \dots, 2014\}$
<b>Données et paramètres fixés</b>	
<b>Symbole</b>	<b>Description et unités</b>
$p_{atgs}$	proportion pondérée observée de poissons dans la série $g$ chaque année $t \in \mathbf{U}_g$ qui appartiennent à la classe d'âge $a$ et au sexe $s$ ; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 p_{atgs} = 1$ pour chaque $t \in \mathbf{U}_g, g = 1, \dots, 3$
$n_{tg}$	taille présumée de l'échantillon qui donne la $p_{atgs}$ correspondante
$C_t$	biomasse observée des prises (tonnes) l'année $t = 1, 2, 3, \dots, T - 1$

Symbole	Description et unités
$w_{as}$	poids moyen (kg) des individus de la classe d'âge $a$ et du sexe $S$ d'après les paramètres de croissance estimés
$m_a$	proportion des femelles de la classe d'âge $a$ qui sont matures, fixée d'après les données
$I_{tg}$	estimations de la biomasse (tonnes) d'après les relevés $g = 1, \dots, [3]$ pour l'année $t \in \mathbf{T}_g$
$K_{tg}$	écart-type de $I_{tg}$
$\delta_{tg}$	résiduel normalisé de $I_{tg} - \hat{I}_{tg}$ pour les relevés $g$ l'année $t$
$\sigma_R$	paramètre de l'écart-type pour l'erreur du processus de recrutement, $\sigma_R = 0,6$

#### Paramètres estimés

Symbole	Description et unités
$\Theta$	ensemble de paramètres estimés
$R_0$	recrutement vierge de poissons d'âge-1 (nombres de poissons, en milliers)
$M_s$	taux de mortalité naturelle pour le sexe $S$ , $S = 1, 2$
$h$	paramètre d'inclinaison pur le recrutement de Beverton-Holt
$q_g$	capturabilité pour les séries de relevés $g = 1, \dots, [3]$
$\mu_g$	âge de pleine sélectivité pour les femelles pour les séries $g = 1, \dots, 3$
$\Delta_g$	décalage de la vulnérabilité pour les mâles pour les séries $g = 1, \dots, 3$
$V_{gL}$	paramètre d'écart pour le membre gauche de la courbe de sélectivité pour les séries $g = 1, \dots, 3$
$s_{ags}$	sélectivité pour la classe d'âge $a$ , les séries $g = 1, \dots, 3$ , et le sexe $S$ , calculée à partir des paramètres $\mu_g$ , $\Delta_g$ et $V_{gL}$
$\alpha, \beta$	autre formule pour le recrutement : $\alpha = (1-h)B_0 / (4hR_0) \text{ et } \beta = (5h-1) / 4hR_0$
$\hat{x}$	valeur estimée des données observées $x$

#### États dérivés

Symbole	Description et unités
$N_{ats}$	nombre de poissons (en milliers) de la classe d'âge $a$ et du sexe $S$ au début de l'année $t$
$u_{ats}$	proportion de poissons de la classe d'âge $a$ et du sexe $S$ l'année $t$ qui sont pêchés
$u_t$	taux d'exploitation : rapport des prises totales sur la biomasse vulnérable au milieu de l'année
$B_t$	biomasse reproductrice (tonnes de femelles matures) au début de l'année $t$ , $t = 1, \dots, T$
$B_0$	biomasse reproductrice vierge (tonnes de femelles matures) au début de l'année 0
$R_t$	recrutement de poissons d'âge-1 (en milliers) l'année $t$ , $t = 1, \dots, T-1$ , nombres de poissons
$V_t$	biomasse vulnérable (tonnes de mâles + femelles) au milieu de l'année $t$ , $t = 1, \dots, T$

---

**Composantes de l'écart et de la vraisemblance**


---

Symbole	Description et unités
$\varepsilon_t$	Écart du recrutement dus à une erreur de processus
$\log L_1(\Theta   \{\varepsilon_t\})$	Composante logarithme-vraisemblance des résiduels du recrutement
$\log L_2(\Theta   \{\hat{p}_{atgs}\})$	Composante logarithme-vraisemblance des proportions selon l'âge estimées
$\log L_3(\Theta   \{\hat{I}_{tg}\})$	Composante logarithme-vraisemblance des indices de la biomasse du relevé estimés
$\log L(\Theta)$	Logarithme-vraisemblance total

**Distributions a priori et fonction objective**


---

Symbole	Description et unités
$\pi_j(\Theta)$	Distribution a priori du paramètre $j$
$\pi(\Theta)$	Distribution a priori commune pour tous les paramètres estimés
$f(\Theta)$	Fonction objective à minimiser

---

Tableau D.2. Composantes déterministes. À l'aide des données sur les prises, le poids selon l'âge et la maturité et avec des valeurs fixées pour tous les paramètres, on calcule les conditions initiales à partir de (D.16)-(D.18), puis on calcule de manière itérative la dynamique de l'état dans le temps selon les équations principales (D.13)-(D.15), les fonctions de la sélectivité (D.19) et (D.20), ainsi que les états dérivés (D.21)-(D.25). Il est alors possible de calculer les observations estimées pour les indices de la biomasse du relevé et les proportions selon l'âge à l'aide de (D.26) et de (D.27). Les observations estimées de ces facteurs sont comparées aux données dans le Tableau D.3.

---

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

$$N_{1ts} = 0.5R_t \quad (D.13)$$

$$N_{ats} = e^{-M_s} (1 - u_{a-1,t-1,s}) N_{a-1,t-1,s}; \quad 2 \leq a \leq A-1 \quad (D.14)$$

$$N_{Ats} = e^{-M_s} (1 - u_{A-1,t-1,s}) N_{A-1,t-1,s} + e^{-M_s} (1 - u_{A,t-1,s}) N_{A,t-1,s} \quad (D.15)$$

**Conditions initiales ( $t = 1$ )**

$$N_{a1s} = 0.5R_0 e^{-M_s(a-1)}; \quad 1 \leq a \leq A-1, \quad s = 1, 2 \quad (D.16)$$

$$N_{A1s} = 0.5R_0 \frac{e^{-M_s(A-1)}}{1 - e^{-M_s}}; \quad s = 1, 2 \quad (D.17)$$

$$B_0 = B_1 = \sum_{a=1}^A w_{a1} m_a N_{a11} \quad (D.18)$$

**Sélectivités ( $g = 1, \dots, 3$ )**

$$s_{ag1} = \begin{cases} e^{-(a-\mu_g)^2 / v_{gL}}, & a \leq \mu_g \\ 1, & a > \mu_g \end{cases} \quad (D.19)$$

### Sélectivités ( $g = 1, \dots, 3$ )

$$s_{ag2} = \begin{cases} e^{-(a-\mu_g-\Delta_g)^2/v_g L}, & a \leq \mu_g + \Delta_g \\ 1 & , a > \mu_g + \Delta_g \end{cases} \quad (D.20)$$

### États dérivés ( $1 \leq t \leq T-1$ )

$$B_t = \sum_{a=1}^A w_{a1} m_a N_{at1} \quad (D.21)$$

$$R_t = \frac{4hR_0 B_{t-1}}{(1-h)B_0 + (5h-1)B_{t-1}} \left( \equiv \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} \right) \quad (D.22)$$

$$V_t = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} s_{a4s} N_{ats} \quad (D.23)$$

$$u_t = \frac{C_t}{V_t} \quad (D.24)$$

$$u_{ats} = s_{a4s} u_t; \quad 1 \leq a \leq A, \quad s = 1, 2 \quad (D.25)$$

### Observations estimées

$$\hat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1-u_{ats}/2) w_{as} s_{ags} N_{ats}; \quad t \in \mathbf{T}_g, \quad g = 1, \dots, 3 \quad (D.26)$$

$$\hat{p}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1-u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1-u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}; \quad 1 \leq a \leq A, \quad t \in \mathbf{U}_g, \quad g = 1, \dots, 3, \quad s = 1, 2 \quad (D.27)$$

Tableau D.3. Calcul de la fonction de vraisemblance  $L(\Theta)$  pour les composantes stochastiques du modèle figurant dans le Tableau D.2 et fonction objective qui en résulte  $f(\Theta)$  à minimiser.

### Paramètres estimés

$$\Theta = \{R_0; M_{1,2}; h; q_{1,\dots,[3]}; \mu_{1,\dots,3}; \Delta_{1,\dots,3}; \nu_{1,\dots,3L}\} \quad (D.28)$$

### Écarts du recrutement

$$\varepsilon_t = \log R_t - \log B_{t-1} + \log(\alpha + \beta B_{t-1}) + \sigma_R^2/2; \quad 1 \leq t \leq T-1 \quad (D.29)$$

### Fonctions de logarithme-vraisemblance

$$\log L_1(\Theta | \{\varepsilon_t\}) = -\frac{T}{2} \log 2\pi - T \log \sigma_R - \frac{1}{2\sigma_R^2} \sum_{t=1}^{T-1} \varepsilon_t^2 \quad (D.30)$$

$$\begin{aligned} \log L_2(\Theta | \{\hat{p}_{atgs}\}) = & -\frac{1}{2} \sum_{g=1}^3 \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[ p_{atgs} (1-p_{atgs}) + \frac{1}{10A} \right] \\ & + \sum_{g=1}^3 \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[ \exp \left\{ \frac{-(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2 n_{tg}}{2(p_{atgs} (1-p_{atgs}) + 1/10A)} \right\} + \frac{1}{100} \right] \end{aligned} \quad (D.31)$$



### Fonctions de logarithme-vraisemblance

$$\log L_3(\Theta | \{\hat{I}_{t_g}\}) = \sum_{g=1}^3 \sum_{t \in \mathbb{T}_g} \left[ -\frac{1}{2} \log 2\pi - \log \kappa_{t_g} - \frac{(\log I_{t_g} - \log \hat{I}_{t_g})^2}{2\kappa_{t_g}^2} \right] \quad (D.32)$$

$$\log L(\Theta) = \sum_{i=1}^3 \log L_i(\Theta | \cdot) \quad (D.33)$$

### Distribution a priori commune et fonction objective

$$\log(\pi(\Theta)) = \sum_j \log(\pi_j(\Theta)) \quad (D.34)$$

$$f(\Theta) = -\log L(\Theta) - \log(\pi(\Theta)) \quad (D.35)$$

Tableau D.4. Détails pour l'estimation des paramètres, y compris la phase de l'optimisation lorsque le paramètre est estimé (les valeurs négatives indiquent que le paramètre est fixé à la valeur initiale), les distributions a priori avec les moyennes et les écarts-types correspondants, les limites des contraintes des paramètres et les valeurs initiales pour lancer la procédure de minimisation pour les calculs du MDP (mode de la densité a posteriori). Pour les distributions a priori uniformes, les limites paramètrent complètement l'a priori. Les fonctions de la densité de probabilité a priori non uniformes ainsi obtenues sont les fonctions  $\pi_j(\Theta)$  qui contribuent à la distribution a priori commune dans (D.34).

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne; écart-type	Limites	Valeur initiale
$R_0$	1	uniforme	–	[1, 1e7]	10 000
$M_{1,2}$	4	normale	0,06; 0,006	[0,01, 0,12]	0,06
$h$	5	bêta	4,574; 2,212	[0,2, 0,999]	0,674
$\log q_{1,\dots,[3]}$	1	uniforme	0; 0,6	[-12, 5]	-5
$\mu_{1,2}$	3	uniforme	8,069; 2,421	[5, 40]	8,069
$\mu_{[3]}$	-3	uniforme	8,069; 2,421	[5, 40]	8,069
$\mu_3$	3	uniforme	12,289; 3,687	[5, 40]	12,289
$\log v_{1,2L}$	4	uniforme	2,277; 0,683	[-15, 15]	2,277
$\log v_{[3]L}$	-4	uniforme	2,277; 0,683	[-15, 15]	2,277
$\log v_{3L}$	4	uniforme	2,757; 0,827	[-15, 15]	2,757
$\Delta_{1,\dots,3}$	4	uniforme	0, 1	[-8, 10]	0

## D.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

La notation (Tableau D.1) et la configuration des composantes déterministes (Tableau D.2) sont décrites ci-après.

### D.4.1. Classes d'âge

L'indice (en indice)  $^a$  représente les classes d'âge, allant de 1 à l'accumulateur selon la classe d'âge,  $A$ , de 60. La classe d'âge  $^a = 5$ , par exemple, représente les poissons âgés de 4-5 ans

(ce qui est la convention habituelle, mais pas universelle, Caswell 2001), et par conséquent un poisson de la classe d'âge 1 est né l'année précédente. La variable  $N_{ats}$  est le nombre de poissons de la classe d'âge  $a$  et du sexe  $s$  au début de l'année  $t$ , donc le modèle est exécuté jusqu'à l'année  $T$ , qui correspond à 2016.

#### D.4.2. Années

L'indice  $t$  représente les années dans le modèle, de 1 à  $T = 77$ , et  $t = 0$  représente les conditions d'équilibre sans exploitation. L'année réelle correspondant à  $t = 1$  est 1940, donc l'année dans le modèle  $T = 77$  correspond à 2016. Les données sur les prises pour toute l'année 2016 sont disponibles (puisque le modèle d'évaluation est exécuté en mars 2017).

#### D.4.3. Données de relevé

Les données des trois séries de relevés ont été utilisées, comme il est décrit de manière détaillée à l'annexe D. Ici, l'indice  $g = 1$  correspond à la série de relevés historiques effectués par le *GB Reed* dans le canyon de l'île Goose,  $g = 2$  à celle des relevés synoptiques menés dans le bassin de la Reine-Charlotte et  $g = [3]$  à celle des relevés au chalut de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte (pas utilisée dans le scénario de référence). Les années pour lesquelles les données sont disponibles pour chaque relevé sont indiquées dans le

Tableau D.1;  $\mathbf{T}_g$  correspond aux années des estimations de la biomasse du relevé  $I_{tg}$  (et aux écarts-types correspondants  $\kappa_{tg}$ ), et  $\mathbf{U}_g$  aux années des données sur la proportion selon l'âge  $P_{atgs}$  (avec les tailles supposées des échantillons  $n_{tg}$ ). Il convient de noter que  $\mathbf{U}_{[3]}$ , avec une année de données sur l'âge en 1999, ne sert que pour l'analyse de sensibilité 2.

#### D.4.4. Données de la pêche commerciale

Comme il est expliqué à l'annexe A, les prises de la pêche commerciale ont été reconstituées jusqu'en 1918. Compte tenu des prises négligeables les premières années, le modèle commence en 1940 et les prises antérieures à cette date n'ont pas été incluses. La série chronologique des prises est indiquée par  $C_t$ . Cet ensemble  $\mathbf{U}_3$  (Tableau D.1) donne les années pour lesquelles on dispose des données sur la détermination de l'âge provenant de la pêche commerciale. Les valeurs des proportions selon l'âge sont données par  $P_{atgs}$  avec la taille supposée de l'échantillon  $n_{tg}$ , où  $g = 3$  correspond aux données de la pêche commerciale. Ces proportions sont les proportions pondérées calculées selon le système de pondération stratifiée décrit à l'annexe D, qui ajuste l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates temporelles et spatiales.

#### D.4.5. Sexe

Nous avons utilisé un modèle à deux sexes, où l'indice  $s = 1$  représente les femelles et  $s = 2$  les mâles. Les données sur la détermination de l'âge ont été séparées en fonction du sexe, tout comme les initrants des poids selon l'âge. Les sélectivités et la mortalité naturelle ont été estimées pour chaque sexe.

---

#### D.4.6. Poids selon l'âge

On suppose que les poids selon l'âge  $w_{as}$  sont fixes dans le temps et reposent sur les données biologiques.

#### D.4.7. Maturité des femelles

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

#### D.4.8. Dynamique de l'état

Le cœur du modèle est l'ensemble d'équations dynamiques (D.13)-(D.15) pour le nombre estimé  $N_{ats}$  de poissons de la classe d'âge  $a$  et du sexe  $s$  au début de l'année  $t$ . Selon l'équation (D.13), les nouvelles recrues sont composées à 50 % de mâles et de femelles. L'équation (D.14) calcule le nombre de poissons de chaque classe d'âge (et de chaque sexe) qui survivent jusqu'à l'année suivante, où  $u_{ats}$  représente la proportion capturée par la pêche commerciale et  $e^{-M_s}$  la mortalité naturelle. L'équation (D.15) se rapporte à l'accumulateur selon la classe d'âge  $A$ , où les survivants de cette classe restent dans cette classe l'année suivante.

La mortalité naturelle  $M_s$  a été déterminée séparément pour les femelles et les mâles. Elle apparaît dans les équations sous la forme  $e^{-M_s}$  en tant que proportion des individus non exploités qui survivent cette année.

#### D.4.9. Conditions initiales

On suppose une situation d'équilibre sans exploitation au début de la reconstitution car il n'existe pas de preuve de prélèvements importants avant 1940 et les prélèvements importants n'ont commencé que 15 ans environ après 1940 (annexe A). On obtient les conditions initiales (D.16) et (D.17) en définissant  $R_t = R_0$  (recrutement vierge),  $N_{ats} = N_{a1s}$  (condition d'équilibre) et  $u_{ats} = 0$  (pas de pêche) dans (D.13)-(D.15). (D.21) donne alors la biomasse reproductrice vierge  $B_0$ .

#### D.4.10. Sélectivités

Différentes sélectivités ont été modélisées pour les données sur les prises de la pêche commerciale et chaque série de relevés. Une formule semi-gaussienne, telle qu'indiquée dans (D.19) et (D.20), a été utilisée pour produire les sélectivités  $S_{ags}$  (noter que l'indice  $s$  représente toujours l'indice pour le sexe, tandis que  $S_{...}$  représente toujours la sélectivité). On peut ainsi accroître la sélectivité jusqu'à l'âge de la pleine sélection ( $\mu_g$  pour les femelles). Dans la mesure où rien ne permettait de penser qu'il s'agit d'une fonction en forme de dôme, on a supposé que les poissons âgés de plus de  $\mu_g$  restaient pleinement sélectionnés. Le taux de

croissance du membre gauche est contrôlé par le paramètre  $V_{gL}$  pour les femelles. On utilise la même fonction pour les mâles, mais l'âge de la pleine sélection est décalé de  $\Delta_g$ , voir (D.20).

#### D.4.11. États dérivés

La biomasse reproductrice (biomasse des femelles matures, en tonnes)  $B_t$  au début de l'année  $t$  est calculée dans (D.21) en multipliant le nombre de femelles  $N_{at1}$  par la proportion qui est mature ( $m_a$ ) et en convertissant en biomasse en multipliant par les poids selon l'âge  $w_{a1}$ .

L'équation (D.25) donne, pour l'année  $t$ , la proportion  $u_{ats}$  de poissons de la classe d'âge  $a$  et du sexe  $s$  qui sont capturés. Elle exige de connaître les sélectivités de la pêche commerciale  $S_{a3s}$  et le rapport  $u_t$  qui, comme le montre l'équation (D.24), est le rapport des prises totales sur la biomasse vulnérable au milieu de l'année  $V_t$ , obtenu avec l'équation (D.23). Par conséquent, (D.24) calcule la proportion de la biomasse vulnérable qui est capturée et (D.25) la sépare par sexe et âge.

#### D.4.12. Fonction stock-recrutement

On utilise une fonction de recrutement de Beverton-Holt, paramétrée pour l'inclinaison,  $h$ , qui est la proportion du recrutement non exploité à long terme obtenue lorsque l'on réduit l'abondance du stock à 20 % du niveau vierge (Mace et Doonan 1988; Michielsens et McAllister 2004). Cela nous a permis d'utiliser un a priori de Forrest *et al.* (2010) pour  $h$ . La formule donnée en (D.22) vient de la substitution de  $\alpha = (1-h)B_0/(4hR_0)$  et de  $\beta = (5h-1)/4hR_0$  dans l'équation de Beverton-Holt  $R_t = B_{t-1}/(\alpha + \beta B_{t-1})$ , où  $\alpha$  et  $\beta$  sont tirés de la formule standard indiquée dans le manuel de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003; voir également Michielsens et McAllister 2004),  $R_0$  est le recrutement vierge,  $R_t$  est le recrutement de l'année  $t$ ,  $B_t$  est la biomasse reproductrice au début de l'année  $t$  et  $B_0$  est la biomasse reproductrice vierge.

#### D.4.13. Estimations des données observées

Les estimations par le modèle des indices de la biomasse du relevé  $I_{tg}$  sont indiquées par  $\hat{I}_{tg}$  et calculées dans (D.26). On multiplie les nombres estimés  $N_{ats}$  par le terme de la mortalité naturelle  $e^{-M_s/2}$  (qui représente la moitié de la mortalité naturelle annuelle), le terme  $1-u_{ats}/2$  (qui représente la moitié des prises de la pêche commerciale), les poids selon l'âge  $w_{as}$  (pour la conversion en biomasse) et la sélectivité  $S_{ags}$ . On multiplie alors la somme (des âges et des sexes) par le paramètre de la capturabilité  $q_g$  pour obtenir l'estimation de la biomasse du modèle  $\hat{I}_{tg}$ . Il n'est pas nécessaire d'appliquer un coefficient de 0,001 dans (D.26) pour

convertir les kg en tonnes car  $N_{ats}$  est exprimé en milliers de poissons (il en va de même pour (D.18) et (D.21)).

Les proportions selon l'âge estimées  $\hat{p}_{atgs}$  sont calculées dans (D.27). Pour une année et un type d'engin donnés, le produit  $e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}$  donne les nombres attendus relatifs de poissons capturés pour chaque combinaison d'âge et de sexe. Pour les convertir en proportions estimées pour chaque combinaison âge-sexe, comme  $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A \hat{p}_{atgs} = 1$ , il suffit de les diviser par  $\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}$ .

## D.5. DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES

### D.5.1. Paramètres

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

### D.5.2. Écarts du recrutement

Pour le recrutement, on présume une erreur de processus log-normale, de sorte que la version stochastique de la fonction déterministe stock-recrutement (D.22) est

$$R_t = \frac{B_{t-1}}{\alpha + \beta B_{t-1}} e^{\varepsilon_t - \sigma_R^2/2} \quad (\text{D.36}),$$

où  $\varepsilon_t \square \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$ , et le terme de correction en fonction du biais  $-\sigma_R^2/2$  dans (D.36) permet d'avoir la moyenne des écarts du recrutement égale à 0. On a alors l'équation de l'écart du recrutement (D.29) et la fonction de logarithme-vraisemblance (D.30). La valeur de  $\sigma_R$  a été fixée à 0,6, qui est la valeur habituelle pour le sébaste marin (Mertz et Myers 1996).

### D.5.3. Fonctions de logarithme-vraisemblance

La fonction de logarithme-vraisemblance (D.31) est tirée de la comparaison des proportions selon l'âge estimées aux données. C'est la modification de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003) de la solide équation de vraisemblance de Fournier *et al.* (1990, 1998). La formule de Coleraine

remplace les proportions attendues  $\hat{p}_{atgs}$  tirées de la formule de Fournier *et al.* (1990, 1998) avec les proportions observées  $p_{atgs}$ , sauf dans le terme  $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2$  (Bull *et al.* 2005).

Le terme  $1/(10A)$  dans (D.31) réduit le poids des proportions proches de zéro ou égales à zéro. Le terme  $1/100$  réduit le poids des grands résiduels  $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})$ . L'effet net (Stanley *et al.* 2009) est que les résiduels supérieurs à trois écarts-types de la proportion ajustée sont

traités à peu près comme  $3(p_{atgs}(1 - p_{atgs}))^{1/2}$ .

---

On présume une erreur log-normale pour les indices des relevés, ce qui donne l'équation de logarithme-vraisemblance (D.32). Le logarithme-vraisemblance total  $\log L(\Theta)$  est alors la somme des composantes de la vraisemblance – voir (D.33).

## D.6. CALCULS BAYÉSIENS

L'estimation des paramètres compare les observations estimées (fondées sur le modèle) des indices de la biomasse des relevés et les proportions selon l'âge aux données et minimise les écarts du recrutement. À cette fin, on minimise la fonction objective  $f(\Theta)$  qui, comme le montre l'équation (D.35), est le négatif de la somme de la fonction de logarithme-vraisemblance totale et du logarithme de la distribution a priori commune, donnée par (D.34).

La procédure des calculs bayésiens est la suivante :

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

### D.6.1. Phases

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

Il n'est pas recommandé d'estimer simultanément tous les paramètres qui peuvent être estimés pour les modèles non linéaires complexes et ADMB permet donc de maintenir certains des paramètres à estimer à une valeur fixe pendant la première partie du processus d'optimisation (Projet ADMB 2009). Certains paramètres sont estimés pendant la phase 1, d'autres pendant la phase 2, et ainsi de suite. Voici l'ordre que nous avons suivi ici :

phase 1 : recrutement vierge  $R_0$  et capturabilités des relevés  $q_{1,\dots,[3]}$ ;

phase 2 : écarts du recrutement  $\varepsilon_t$  (fixés à 0 dans la phase 1);

phase 3 : âge de la pleine sélectivité pour les femelles  $\mu_{1,\dots,3}$ ;

phase 4 : mortalité naturelle  $M_{1,2}$  et paramètres de sélectivité  $\Delta_g, V_{gL}$  pour  $g = 1, \dots, 3$ ;

phase 5 : inclinaison  $h$ .

### D.6.2. Repondération

Puisqu'il n'est pas possible de comparer les tailles des échantillons entre différents types de données, il est conseillé d'appliquer une procédure pour ajuster les poids relatifs entre les sources de données. Pour l'évaluation du sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la

Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012B), on a utilisé un système de repondération itérative fondé sur l'ajustement de l'écart-type des résiduels normaux (ETRN) (Pearson) des ensembles de données jusqu'à ce que ces écarts-types soient approximativement de 1 (qui est l'écart-type prévu d'une distribution normale de moyenne=0). Cette procédure n'a pas bien fonctionné pour les fréquences de l'âge dans l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012B), produisant des cohortes erronées; de ce fait, l'évaluation du sébaste à bouche jaune a utilisé le système de repondération proposé par Francis (2011). Pour la présente évaluation, nous avons adopté une approche combinée - en pondérant les relevés en ajustant les ETRN une fois avant la minimisation et en pondérant de manière itérative la taille de l'échantillon d'âges par l'âge moyen (voir plus loin).

Pour les données sur l'abondance telles que les indices des relevés, Francis (2011) recommande de repondérer les coefficients de variation observés,  $c_0$ , en ajoutant l'erreur de processus,  $c_p = 0,2$  par exemple, une seule fois afin d'avoir un coefficient de variation repondéré  $c_1$  après la première repondération :

$$c_1 = \sqrt{c_0^2 + c_p^2} \quad (D.37)$$

Cependant, pour la présente évaluation du stock, nous avons commencé avec une erreur de processus ajoutée  $c_p = 0,2$  pour chaque relevé à l'aide de (B.6) et avons exécuté un ensemble préliminaire de versions pour obtenir un indice prédit  $\hat{I}_{tg}^{(3)}$  tiré du troisième ajustement repondéré en fonction des données sur la composition selon l'âge, où  $(r) = 3$  représente l'itération de la repondération. Ces indices prédits ont ensuite permis de calculer les résiduels normalisés pour chaque indice des relevés :

$$\delta_{tg} = \frac{\log(I_{tg}^{(0)}) - \log(\hat{I}_{tg}^{(3)})}{c_{1tg}}$$

où  $I_{tg}^{(0)}$  = les indices originaux du relevé et les écarts-types des résiduels normalisés (ETRN) pour chaque relevé  $g$ . Les ETRN du relevé ont alors été utilisés pour mettre à l'échelle  $c_{1tg}$  afin d'obtenir les CV ajustés du relevé  $c_{1tg}$  à entrer dans le modèle, ainsi que les indices du relevé  $I_{tg}^{(0)}$ . Cette procédure constituait un ajustement unique préliminaire des CV du relevé avant l'exécution du modèle du scénario de référence réalisée dans l'évaluation. Aucune autre erreur de processus n'a été ajoutée aux données sur l'abondance pendant les ajustements suivants du modèle repondéré en fonction des données sur la composition selon l'âge (voir la description plus loin).

Le système de repondération préliminaire pour les données sur l'abondance adopté par cette approche a donné un ensemble de poids relatifs beaucoup plus approprié que celui que l'on aurait obtenu en suivant la proposition de Francis (2011). L'erreur de processus supplémentaire ajoutée par relevé était de 0,12 pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, de 0,25 pour le relevé dans le canyon de l'île Goose et de 0,39 pour le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte. Cela place un poids relatif plus grand sur le relevé



synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, qui est un relevé à stratification aléatoire optimisé pour les espèces de poissons de fond comme le sébaste à longue mâchoire, alors que le relevé dans le canyon de l'île Goose était un relevé à stations fixes réalisé sur une superficie relativement limitée. Le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte a été retiré des exécutions du scénario de référence car il ne couvrait pas une plage de profondeurs optimale pour le sébaste à longue mâchoire. L'adoption de la méthode de Francis (2011) aurait placé un poids égal sur les trois relevés, ce qui ne reflète pas leur adéquation relative pour l'espèce.

Francis (2011) maintient que les effets de la corrélation sont généralement forts dans les données sur la composition selon l'âge. Chaque ensemble de données sur la composition selon l'âge a une taille d'échantillon  $n_{tg}$  ( $g = 1, \dots, 3; t \in \mathbf{U}_g$ ), généralement de l'ordre de 3-20, chaque échantillon se composant de ~30-350 âges de spécimen. L'équation (T3.4) de Francis (2011) permet de repondérer de manière itérative la taille de l'échantillon comme suit :

$$n_{tg}^{(r)} = W_g^{(r)} n_{tg}^{(r-1)} \quad (\text{D.38}),$$

où  $r = 1, 2, 3, \dots, N$  représente l'itération de la repondération,  $n_{tg}^{(r)}$  est la taille effective de l'échantillon pour la repondération  $r$ ,  $W_g^{(r)}$  est le poids appliqué pour obtenir la repondération  $r$  et  $n_{tg}^{(0)} = n_{tg}$ . On calcule donc un seul poids  $W_g^{(r)}$  pour chaque série  $g = 1, \dots, 3$  pour la repondération  $r$ .

Le poids  $W_g^{(r)}$  donné par Francis (2011) à chaque ensemble de données tient compte des écarts du poids moyen pour chaque année, plutôt que le système utilisé pour l'évaluation du sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012b), qui prenait en compte les écarts de chaque valeur de la proportion selon l'âge. Il est obtenu à l'aide de l'équation (TA1.8) de Francis (2011) :

$$W_g^{(r)} = \left\{ \text{Var}_t \left[ \frac{\bar{O}_{tg} - \bar{E}_{tg}}{\sqrt{\theta_{tg} / n_{tg}^{(r-1)}}} \right] \right\}^{-1} \quad (\text{D.39}),$$

où l'âge moyen observé, l'âge moyen attendu et l'écart de la distribution selon l'âge attendu sont, respectivement :

$$\bar{O}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a p_{atgs} \quad (\text{D.40}),$$

$$\bar{E}_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a \hat{p}_{atgs} \quad (\text{D.41}),$$

$$\theta_{tg} = \sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 a^2 \hat{p}_{atgs} - \bar{E}_{tg}^2 \quad (\text{D.42}),$$

---

et  $\text{Var}_t$  est la fonction habituelle de la variance d'échantillonnage finie appliquée à l'indice  $t$ . Pour l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards *et al.* 2012A), nous avons utilisé cette méthode de manière itérative avec  $r = 1, \dots, 3$ , mais nous avons constaté qu'après la première ( $r = 1$ ), les repondérations n'avaient qu'un effet marginal;

les résultats présentés pour cette évaluation sont fondés sur la troisième repondération.

### D.6.3. Distributions a priori

Les distributions a priori des paramètres estimés (sans inclure les écarts du recrutement) sont décrites dans le Tableau D.4. Les fonctions de densité de probabilité ainsi obtenues donnent

$\pi_j(\Theta)$ , dont on ajoute ensuite les logarithmes dans (D.34) pour produire la distribution a priori commune  $\pi(\Theta)$ . Comme les a priori uniformes sont, par définition, constants dans leur fourchette limitée (et nuls en dehors), on peut ignorer leurs contributions à la fonction objective.

Il s'ensuit que dans le calcul (D.34) de la distribution a priori commune  $\pi(\Theta)$ , seuls les a priori non uniformes doivent être pris en compte dans l'addition.

On a utilisé un a priori uniforme dans une grande fourchette pour  $R_0$ . Les a priori pour la mortalité naturelle des femelles et des mâles,  $M_1$  et  $M_2$  respectivement, reposaient sur des évaluations antérieures du sébaste à longue mâchoire qui présumaient que  $M = 0,06$  (Edwards *et al.* 2012b), que nous utilisons comme moyenne en supposant un CV de 10 % (Tableau D.4).

Pour l'inclinaison,  $h$ , nous avons utilisé le même a priori que pour l'évaluation du sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012b) – une distribution bêta avec des valeurs ajustées à la distribution a posteriori du sébaste calculée par Forrest *et al.* (2010). Des a priori uniformes sur une échelle logarithmique ont servi pour les paramètres de capturabilité  $q_g$ .

La sélectivité a été estimée pour les deux relevés avec les données sur la composition selon l'âge : les séries des relevés historiques dans le canyon de l'île Goose et les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte ( $g = 1, 2$ ). Dans des évaluations antérieures, des a priori informatifs ont été élaborés pour les trois paramètres de sélectivité pour chacun des relevés,  $\mu_{1,2}$ ,  $\Delta_{1,2}$  et  $V_{1,2L}$ , à partir des valeurs médianes des mêmes paramètres des évaluations du sébaste à longue mâchoire pour le scénario de référence correspondant (Edwards *et al.* 2012b, 2014a, b). Toutefois, pour la présente évaluation, on a supposé des distributions uniformes des a priori.

Aucune donnée sur l'âge n'était disponible pour la série des relevés de la crevette au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte ( $g = [3]$ ), et les trois paramètres de sélectivité ont été fixés plutôt qu'estimés pour ce relevé. Les valeurs fixées qui ont été utilisées pour ces sélectivités étaient les médianes a posteriori tirées du même relevé dans l'évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire pour le scénario de référence de la zone 5ABC (pour la série de relevés effectués par le *GB Reed*).

Pour la sélectivité dans la pêche commerciale ( $g = 3$ ), les a priori pour les trois paramètres étaient les distributions uniformes (non informatives), avec les valeurs de départ fondées sur les

---

valeurs médianes des distributions a posteriori pour l'exécution du modèle « Estimation de M et h » dans l'évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC.

#### D.6.4. Propriétés de la procédure MCCM

La procédure MCCM a commencé la recherche à partir des valeurs du MDP et a exécuté 6 000 000 itérations, en échantillonnant chaque 5 000<sup>e</sup> itération pour obtenir 1 200 échantillons, dont 1 000 étaient utilisés après le retrait des 200 premiers pour le rodage.

#### D.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS AUX GESTIONNAIRES

Les avis aux gestionnaires portent sur deux ensembles de points de référence. Le premier se compose des points de référence provisoires de l'approche de précaution (AP) du MPO (MPO 2006), à savoir  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  (nous fournissons également  $B_{MSY}$ );  $B_{MSY}$  est la biomasse reproductrice estimée au point d'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY). Le second ensemble de points de référence comprend  $0,2 B_0$  et  $0,4 B_0$ , où  $B_0$  est la biomasse reproductrice non exploitée estimée au point d'équilibre. Voir la discussion plus approfondie dans le corps du document.

Pour estimer  $B_{MSY}$ , le modèle a été projeté dans l'avenir sur une fourchette (0 à 0,3 par incréments de 0,001) de taux de récolte constants ( $u_t$ ), pendant un maximum de 15 000 années, jusqu'à ce que l'équilibre soit atteint (avec une tolérance de 0,01 t). Le rendement maximal soutenu MSY est le rendement d'équilibre le plus élevé; le taux d'exploitation correspondant est alors  $u_{MSY}$  et la biomasse reproductrice associée  $B_{MSY}$ . Ce calcul a été effectué pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, donnant les distributions marginales a posteriori de MSY,  $u_{MSY}$  et  $B_{MSY}$ .

On calcule ensuite la probabilité  $P(B_{2017} > 0,4 B_{MSY})$  en tant que proportion des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels  $B_{2017} > 0,4 B_{MSY}$  (et de même pour les autres points de référence).

Des projections ont été établies à cinq ans, en commençant avec la biomasse et la structure selon l'âge calculées pour le début de 2016. On a utilisé une fourchette de stratégies de prises constantes, de 0-5 000 t (les prises moyennes de 2012-2016 étaient de 2 243 t). Pour chaque stratégie, les projections ont été établies pour chacun des 1 000 échantillons MCCM (ce qui a donné les distributions a posteriori de la future biomasse reproductrice). Les recrutements ont été calculés de manière aléatoire à l'aide de (D.36) (c.-à-d. à partir des écarts du recrutement log-normaux tirés de la courbe estimée du stock-recrutement), avec les valeurs de  $\varepsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$  générées aléatoirement. Une série chronologique de  $\{\varepsilon_t\}$  a été produite pour chacun des 1 000 échantillons MCCM. Pour chacun de ces échantillons, on a utilisé la même série chronologique de  $\{\varepsilon_t\}$  pour chaque stratégie de prises (afin que pour un échantillon MCCM donné, toutes les stratégies de prises soient soumises à la même stochasticité du recrutement).

#### D.8. RÉFÉRENCES - ÉQUATIONS

ADMB Project. 2009. [AD Model Builder: Automatic Differentiation Model Builder](http://admb-project.org). Developed by David Fournier and freely available from [admb-project.org](http://admb-project.org). (Consulté le 30 mai 2018).

- 
- Beamish, R.J. 1979. [New information on the longevity of Pacific ocean perch \(\*Sebastes alutus\*\)](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 36(11): 1395-1400. (Consulté le 30 mai 2018).
- Bull, B., Francis, R.I.C.C., Dunn, A., McKenzie, A., Gilbert, D.J., Smith, M.H. 2005. [CASAL \(C++ algorithmic stock assessment laboratory\), user manual v2.07-2005/08/21](#). NIWA Tech. Rep. 127: 274 pp. (Consulté le 30 mai 2018).
- Caswell, H. 2001. Matrix Population Models: Construction, Analysis and Interpretation. Sinauer Associates, Massachusetts.
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Edwards, A.M., Starr, P.J., 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., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Fournier, D.A., Hampton, J., Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, \*Thunnus alalunga\*](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55(9): 2105-2116. (Consulté le 30 mai 2018).
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J., Hampton, J. 1990. [MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna \(\*Thunnus maccoyii\*\)](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47(2): 301-317. (Consulté le 30 mai 2018).
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124-1138. (Consulté le 30 mai 2018).
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B. 2004. Bayesian Data Analysis. CRC press/Chapman and Hall, London, 2nd ed.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J., 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. (Consulté le 30 mai 2018).
- Leisch, F. 2002. [Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis](#). In W. Härdle and B. Rönz, eds., Compstat 2002 - Proceedings in Computational Statistics, 575-580. Physica Verlag, Heidelberg. (Consulté le 30 mai 2018).
- Mace, P.M., Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4: 51 pp. (Consulté le 30 mai 2018).

- 
- 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 pp. (Consulté le 30 mai 2018).
- Magnusson, A. 2009. [Scape – statistical catch-at-age plotting environment](#). R package. (Consulté le 30 mai 2018).
- Magnusson, A., Stewart, I. 2007. [MCMCscape – MCMC diagnostic plots](#). R package. (Consulté le 30 mai 2018).
- Michielsens, C.G.J., McAllister, M.K. 2004. [A Bayesian hierarchical analysis of stock-recruit data: quantifying structural and parameter uncertainties](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 61(6): 1032-1047. (Consulté le 30 mai 2018).
- R Core Team. 2016. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Stanley, R.D., Starr, P., Olsen, N. 2009. [Stock assessment for Canary rockfish \(\*Sebastes pinniger\*\) in British Columbia waters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/013. xxii + 198 p. (Consulté le 30 mai 2018).
- Starr, P.J., Haigh, R., Grandin, C. 2016. [Stock assessment for Silvergray Rockfish \(\*Sebastes brevispinis\*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/049. v + 170 p. (Consulté le 30 mai 2018).

---

## ANNEXE E. RÉSULTATS DU MODÈLE

### E.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats des calculs du MDP (mode de la distribution a posteriori) afin de comparer les estimations du modèle aux observations, les simulations selon la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM) pour en tirer les distributions a posteriori pour les paramètres estimés du modèle du scénario de référence accepté et diverses analyses du modèle de sensibilité, les diagnostics selon la MCCM et une analyse de cheminement pour comparer les résultats obtenus avec le modèle actuel et les données de 2010 aux résultats de la modélisation de 2010. Le dernier avis est tiré des résultats selon la MCCM de toutes les analyses, mais le scénario de référence constitue l'orientation essentielle. Les estimations des principales quantités et les avis aux gestionnaires (tableaux de décision) pour le scénario de référence sont présentés ici et dans le corps du document.

Dans l'évaluation de 2010 du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC, quatre modèles ont été étudiés, basés sur des combinaisons de  $M$  (mortalité naturelle) et de  $h$  (inclinaison) : estimer  $M$  et  $h$ , estimer  $M$  et fixer  $h=0,674$ , estimer  $h$  et fixer  $M=0,06$ , fixer  $M=0,06$  et  $h=0,674$  (Edwards *et al.* 2012). Dans la présente évaluation, les auteurs adoptent la philosophie selon laquelle il est possible d'estimer  $M$  et  $h$  compte tenu d'autres évaluations effectuées par le MPO depuis 2010 (Edwards *et al.* 2014*b,a*; Starr *et al.* 2016).

Ils s'écartent de l'évaluation de 2010 du sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC sur cinq points majeurs :

1. Les participants à l'examen régional par les pairs ont convenu que dans le scénario de référence de la présente évaluation, il ne faudrait utiliser que les relevés historiques du sébaste dans le canyon de l'île Goose (1967-1994) et les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (2003-2015) dans le modèle de population, décidant d'abandonner le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte en raison de sa couverture restreinte des profondeurs et de l'espace ainsi que de sa redondance avec le relevé synoptique dans la même zone.
2. Des a priori uniformes ont été utilisés, plutôt que des a priori informatifs, pour la sélectivité du relevé ( $\mu_g$ ,  $\Delta g$ ,  $vg_L$  pour les engins de relevé  $g = 1, 2$ ). En effet, le modèle a pu trouver des estimations crédibles pour ces paramètres sans imposer d'hypothèse a priori.
3. La région évaluée a été agrandie afin d'inclure une partie de la zone 5E de la CPMP au sud de  $52^\circ 201$  dans la zone 5ABC. Les prises ont ainsi été légèrement augmentées (voir l'annexe A).
4. Les CV du relevé ont été pondérés à nouveau une fois que l'écart-type des résiduels normalisés (ETRN) approchait de 1,0, la valeur théorique, et aucune autre erreur de processus n'a été ajoutée.
5. Les tailles effectives des échantillons pour les données sur la fréquence selon l'âge ont été pondérées à nouveau selon la technique de l'âge moyen décrite dans Francis (2011).

### E.2. MODE DE DISTRIBUTION A POSTERIORI (MDP)

La procédure appliquée dans cette évaluation consistait d'abord à déterminer le meilleur ajustement (MDP) aux données en minimisant le logarithme-vraisemblance négatif (tableaux E.1 et E.2). Les MDP sont devenus les points de départ des simulations MCCM. La description suivante s'applique à l'évaluation du stock dans le scénario de référence.

---

Les ajustements du MDP et leurs résiduels sont indiqués pour les indices du relevé (figure E.1 et figures E.2-E.3) et les données sur les prises selon l'âge de la pêche commerciale au chalut de fond (figures E.4-E.7 et figures E.8-E.10), le relevé historique du sébaste dans le canyon de l'île Goose (figure E.11 et figures E.12-E.14) et le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (figure E.15 et figures E.16-E.18). Les résultats peuvent assez bien refléter les principales caractéristiques des ensembles de données, même si les âges plus avancés sont parfois sous-représentés par les ajustements, en particulier pour les femelles. Les sources des données disponibles ne sont pas contradictoires, avec des ajustements raisonnables entre tous les ensembles de données. Les estimations par le modèle de l'âge moyen correspondent aux âges moyens observés (figure E.19) pour les séries de la pêche commerciale, mais ont tendance à s'avérer piètres pour les ensembles de données des relevés. Cela peut s'expliquer en partie par la conception synoptique du relevé et le fait que les procédures d'échantillonnage ne sont pas optimisées pour une seule espèce. La méthode de pondération (TA1.8) de Francis (2011) est conçue pour réduire le poids des données sur la composition par rapport aux données sur l'abondance car la composition a tendance à être surpondérée dans ces modèles si on applique une taille effective de l'échantillon multinomiale. Cette surpondération se produit parce que la somme des proportions de l'âge (ou de la longueur) est de 1,0, ce qui signifie que les observations adjacentes ne sont pas indépendantes, comme le suppose la distribution multinomiale, ce qui donne un niveau élevé de corrélation entre les observations.

La figure E.20 illustre la fonction stock-recrutement qui en résulte et les valeurs en MDP du recrutement dans le temps (voir cependant les valeurs MCCM du recrutement ci-après). La figure E.21 montre que les écarts du recrutement n'affichent aucune tendance dans le temps et que la fonction d'autocorrélation des écarts semble avoir une certaine périodicité avec des corrélations importantes aux décalages 1 et 2.

La figure E.22 indique les ajustements MDP pour les sélectivités et la courbe en ogive pour la maturité des femelles. La sélectivité du relevé a estimé les âges plus avancés pour la sélectivité entière par rapport à l'ajustement équivalent pour l'engin de la pêche commerciale. Cela est conforme aux estimations du MDP effectuées dans la précédente évaluation du stock de la zone 5ABC (Edwards *et al.* 2012), qui avait estimé un âge de sélectivité maximale de 10,6 pour la pêche commerciale alors que l'estimation de l'âge maximal sélectionné dans le relevé était d'environ 13,5. Ces estimations antérieures de la sélectivité maximale pour les deux relevés sont inférieures à celles présentées dans le tableau E.2, ce qui reflète le décalage vers un a priori uniforme pour ces paramètres. L'évaluation précédente du stock avait élaboré un a priori informé à partir d'un relevé de l'Alaska publié et la moyenne de l'a priori inférieur ainsi obtenue (8,1) ne correspond pas aux distributions selon l'âge des relevés canadiens. La figure E.33 montre le MDP de la biomasse reproductrice relative ( $B_t/B_0$ ) et les prises sur la même échelle temporelle, ce qui fait apparaître clairement l'impact des prises importantes réalisées à la fin des années 1960. La figure E.24 illustre l'exploitation dans le temps. Les valeurs des fonctions de logarithme-vraisemblance pour les ajustements MDP sont indiquées dans le tableau E.3.

### E.3. RÉSULTATS MCCM BAYÉSIENS

La procédure MCCM a exécuté 6 000 000 itérations, en échantillonnant chaque 5 000<sup>e</sup> itération pour obtenir 1 200 échantillons MCCM. Les 200 premiers échantillons ont été ignorés et les 1 000 autres ont été utilisés dans l'analyse MCCM. Les quantiles (0,05, 0,50, 0,95) pour les paramètres estimés et les quantités qui en ont été tirées sont indiqués dans les tableaux E.4 et E.5. L'estimation médiane de l'année en cours de  $B_{2017}$  est de 24 302 t et l'estimation médiane de  $B_{2017}/B_0$  de 0,271.

Les courbes MCCM affichent des propriétés de convergence acceptables (pas de tendance lorsque l'on augmente le numéro de l'échantillon) pour les paramètres estimés (figure E.25), de



---

même que les analyses diagnostiques qui séparent les échantillons a posteriori en trois segments consécutifs égaux (figure E.26) et la vérification de l'autocorrélation dans les paramètres jusqu'à 60 décalages (figure E.27). Certains paramètres (comme  $R_0$ ) passent de l'estimation initiale du MDP à une valeur médiane différente du MDP (figure E.25), ce qui dénote que la recherche selon la méthode MCCM a trouvé des ajustements plausibles aux données pour les niveaux de biomasse plus élevés. Le paramètre d'écart pour le membre gauche de la courbe de sélectivité pour le relevé historique dans le canyon de l'île Goose ( $\log v_{1L}$ ) affiche des excursions occasionnelles importantes et davantage d'autocorrélation que les autres paramètres (figure E.27), mais il est probablement mal estimé et peu influent. Les tracés par paires des paramètres estimés (début à la figure E.28) ne montrent pas de corrélations non souhaitables ou inattendues entre les paramètres. En particulier, l'inclinaison  $h$  et la mortalité naturelle ( $M_1, M_2$ ) présentent une faible corrélation, ce qui permet de penser qu'il existe des données suffisantes pour estimer ces paramètres simultanément. Les graphiques de courbe des quantités dérivées « biomasse reproductrice femelle » (figure E.30) et recrutement (figure E.31) montrent aussi de bonnes propriétés de convergence.

Les distributions marginales a posteriori et les a priori correspondants pour les paramètres estimés sont représentés sur la figure E.32. La distribution a posteriori de  $h$  est presque inchangée par rapport à l'a priori informé, ce qui indique que les données du modèle contiennent très peu d'information pour mettre à jour l'a priori. De même, la distribution a posteriori de  $M_1$  ressemble beaucoup à son a priori informé, à la différence qu'elle affiche une certaine contraction par rapport à la distribution de l'a priori. Cela indique que l'a priori est conforme aux données sur la composition selon l'âge des femelles. En ce qui concerne  $M_2$ , la distribution a posteriori a été décalée vers la droite de la distribution a priori, tout en restant bien à l'intérieur des limites de celle-ci, ce qui montre que les données sur la composition selon l'âge des mâles tendent à favoriser une valeur de  $M$  légèrement plus élevée. L'inclinaison  $h$  est estimée à 0,702 (0,463-0,899) (médiane et intervalle de crédibilité de 90 %), un résultat inférieur à celui estimé en 2010 (figure G.23 dans Edwards *et al.* 2012), qui pourrait s'expliquer par les recrutements relativement faibles observés depuis la dernière évaluation du stock. Les statistiques sommaires correspondantes pour les paramètres estimés sont données dans le tableau E.4.

Les distributions marginales a posteriori de la biomasse vulnérable et des prises (figure E.33) affichent un déclin régulier de la population entre 1965 et 1984 environ, suivi d'une lente augmentation jusqu'en 1994, d'un autre déclin régulier jusqu'en 2008 et d'une stabilisation depuis. La biomasse reproductrice médiane par rapport aux valeurs de l'équilibre sans exploitation (figure E.34) a atteint un minimum de 0,249 en 2008 et se situe à 0,271 actuellement. Les tendances du recrutement du sébaste à longue mâchoire montrent des hausses sensibles en 1951-1954, 1962, 1977-1978, 1981 et 1985 (figure E.35). Depuis 1985, les événements de recrutement ont été modestes et n'ont enregistré que des augmentations mineures en 2001 et 2007. Les taux d'exploitation étaient supérieurs à la mortalité naturelle pendant les périodes 1965-1975, 1982-1983 et 1995-2012; ils ont atteint un sommet en 1966 à une valeur médiane de 0,124 (figure E.36). Le diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse reproductrice et du taux d'exploitation dans l'espace MSY (figure E.37) montre une progression graduelle de biomasse élevée/exploitation faible jusqu'à la situation actuelle à  $B_{2017}/B_{MSY} = 1,029$  (0,537-1,964) et  $u_{2016}/u_{MSY} = 0,684$  (0,292-1,798). On peut également voir sur cette figure que la biomasse reproductrice médiane du sébaste à longue mâchoire se situe aux alentours de la limite de  $B_{MSY}$  depuis dix ans.

---

## E.4. RÉSULTATS DES PROJECTIONS ET TABLEAUX DE DÉCISION

Des projections ont été préparées afin d'évaluer le comportement futur de la population pour différents niveaux de prises constantes, compte tenu des hypothèses du modèle. Ces projections, en commençant par la biomasse au début de 2017, ont été effectuées sur un éventail de stratégies de prises constantes (0-5 000 t) pour chacun des 1 000 échantillons MCCM de l'a posteriori, ce qui a produit les tendances de la biomasse future en supposant des écarts aléatoires du recrutement. Les futurs recrutements ont été obtenus avec la fonction stock-recrutement, en utilisant les écarts du recrutement tirés aléatoirement d'une distribution log-normale avec une moyenne de zéro et un écart-type constant (voir les détails complets à l'annexe D). Les projections ont été établies à cinq ans, c'est-à-dire que les niveaux de la biomasse projetée reposeront sur les recrutements estimés pendant la reconstitution du modèle plutôt que sur la fonction stock-recrutement compte tenu du décalage de 5-10 ans avant le recrutement pour la pêche commerciale.

Les projections obtenues de la biomasse reproductrice sont indiquées pour une gamme limitée de stratégies de prises (figure E.38). La biomasse reproductrice  $B_{2022}$  sera supérieure à  $B_{2017}$  avec une probabilité de plus de 0,50 pour des niveaux de prises de 2 250 t/an ou moins (tableau E.9), qui sont inférieurs aux prises moyennes récentes de 2 397 t.

Le recrutement est tiré de la courbe estimée stock-recrutement avec une erreur log-normale dont l'écart-type est de 0,9 et la moyenne de 0. Cette approche qui consiste à utiliser le recrutement moyen ne simule pas de manière exacte les événements de recrutement occasionnel important que connaît ce stock (figure E.35). Cependant, comme il a déjà été indiqué, presque tous les recrutements utilisés dans ces projections sont estimés pendant la phase de reconstitution du stock en raison de la longévité de l'espèce, de l'âge relativement tardif à la maturité (médiane=10) et de la courte durée sur laquelle les projections sont établies. Dans l'annexe F, nous étudions la possibilité d'intégrer des renseignements écosystémiques dans les projections. Cette étude a permis de conclure qu'il n'existe pas de relations convaincantes entre les indices écosystémiques et le recrutement du sébaste à longue mâchoire et nous avons par conséquent conservé l'approche moyenne-recrutement utilisée dans les évaluations récentes.

Cette conclusion peut être en partie due au recrutement épisodique décrit précédemment, qui n'affiche que de rares épisodes de recrutement fort, séparés par de longues période de recrutement inférieur à la moyenne. Dans la mesure où cette période de reconstitution ne permet de dégager que deux (trois au maximum) de ces épisodes (depuis le début de la série en 1940), l'information disponible est inadéquate pour découvrir les facteurs de ces rares périodes de fort recrutement.

Des tableaux de décision indiquent les probabilités que la biomasse reproductrice dépasse divers points de référence certaines années; ces probabilités ont été calculées en comptant la proportion d'échantillons MCCM pour lesquels la biomasse était supérieure au point de référence en question.

Les résultats pour les trois points de référence basés sur  $B_{MSY}$  sont présentés dans les tableaux E.6-E.8. Par exemple, la probabilité estimée que le stock se trouve dans la zone saine provisoire en 2017 selon une stratégie de prises constantes de 1 000 t est  $P(B_{2017} > 0,8 B_{MSY}) = 0,74$  (ligne « 1000 » et colonne « 2017 » dans le tableau E.7).

Le tableau E.9 donne les probabilités que la biomasse reproductrice projetée  $B_t$  dépasse la biomasse de l'année en cours  $B_{2017}$  aux différents niveaux de prises. La première colonne, qui ne contient que des zéros, signifie seulement que la biomasse de l'année en cours ne sera

jamais supérieure à elle-même. Le tableau E.10 montre les probabilités que le taux d'exploitation projeté  $u_t$  dépasse celui du rendement maximal soutenu (MSY) ( $u_{MSY}$ ).

Pour calculer le rendement maximal soutenu (MSY), on a exécuté les projections sur une fourchette de taux d'exploitation constants  $u_t$  entre 0 et 0,3, par tranches de 0,01, jusqu'à atteindre un rendement d'équilibre avec une tolérance de 0,01 t (ou jusqu'à ce que 15 000 années se soient écoulées). Ce calcul a été effectué pour chacun des 1 000 échantillons et le taux d'exploitation donnant le rendement le plus élevé représenterait le MSY pour ce tirage MCCM. La limite inférieure de  $u_t$  n'a été atteinte pour aucun des échantillons MCCM, et aucun échantillon n'a atteint la limite supérieure. Sur les 301 000 calculs de projections, tous ont convergé sur 15 000 ans.

Tableau E.1. A priori et estimations du MDP pour les paramètres estimés. Information - distributions des a priori : 0 = uniforme, 1 = normal, 2 = log-normal, 5 = bêta

<b><math>R_0</math> (recrutement à l'état vierge)</b>					
Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP
1	(1; 1e+07)	0	(0; 0)	10 000	16 133,7
<b><math>M_s</math> (mortalité naturelle par sexe <math>s</math>, où <math>s = 1</math> [femelle], 2 [mâle])</b>					
Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP
4	(0,01; 0,12)	1	(0,06; 0,006)	0,06	0,0590018
4	(0,01; 0,12)	1	(0,06; 0,006)	0,06	0,0638431
<b><math>h</math> (inclinaison de la courbe reproducteur-recrue)</b>					
Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP
5	(0,2; 0,999)	5	(4,574; 2,212)	0,674	0,716597
<b><math>c_t</math> (écarts du recrutement)</b>					
Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP
2	(-15; 15)	1	(0; 0,9)	0	FIG E.21
<b><math>\omega</math> (recrutement initial)</b>					
Phase	Plage	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP
-1	(0; 2)	0	(1; 0,1)	1	1

Tableau E.2. A priori et estimations du MDP pour l'indice  $g$  (relevé et pêche commerciale)

<b>Mode de capturabilité du relevé (<math>\log q_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
1	1	(-12; 5)	0	(0; 0,6)	-5	-1,9856	0,13731
2	1	(-12; 5)	0	(0; 0,6)	-5	-0,95378	0,38528
<b>Sélectivité dans la pêche commerciale (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
3	4	(5; 40)	0	(12,2887; 3,68661)	12,2887	10,783	
<b>Sélectivité du relevé (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
1	3	(5; 40)	0	(8,06889; 2,42067)	8,06889	16,834	
2	3	(5; 40)	0	(8,06889; 2,42067)	8,06889	15,462	
<b>Écart (à gauche) de la courbe de sélectivité de la pêche commerciale (<math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Plage	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
3	4	(-15; -15)	0	(2,75662; 0,826987)	2,75662	1,6356	
<b>Écart (à gauche) de la courbe de sélectivité du relevé <math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
1	4	(-15; -15)	0	(2,27674; 0,683022)	2,27674	4,4639	
2	5	(-15; -15)	0	(2,27674; 0,683022)	2,27674	3,7309	
<b>Décalage de la sélectivité dans la pêche commerciale pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
3	4	(-8; -10)	0	(0,1)	0	0,012987	
<b>Décalage de la sélectivité dans le relevé pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
Indice $g$	Phase	Fourchette	Type	(Moyenne; écart-type)	Initial	MDP	Exp (MDP)
1	4	(-8; -10)	0	(0,1)	0	1,1936	
2	4	(-8; -10)	0	(0,1)	0	-0,080806	

Tableau E.3 Logarithmes-vraisemblances négatifs et fonction objective d'après les résultats du MDP pour les deux modèles. Les paramètres et les symboles de vraisemblance sont définis dans l'annexe F. Pour les indices ( $I_{tg}$ ) et les proportions selon l'âge ( $p_{atgs}$ ), les indices  $g = 1...2$  renvoient aux relevés au chalut et l'indice  $g = 3+$  renvoie à la pêche commerciale.

Description	Logarithme-vraisemblance négatif	Valeur
Relevé 1	$\log L_3(\Theta   \{ I_{t1} \})$	-6,4
Relevé 2	$\log L_3(\Theta   \{ I_{t2} \})$	-11,3
CAs 1	$\log L_2(\Theta   \{ p_{at1s} \})$	-941,41
CAs 2	$\log L_2(\Theta   \{ p_{at2s} \})$	-2 410,18
CAC 1	$\log L_2(\Theta   \{ p_{aBs} \})$	-10 589,1
A priori	$\log L_1(\Theta   \{ \epsilon_t \}) - \log(\pi(\Theta))$	24,27
	Fonction objective $f(\Theta)$	-13 934,1

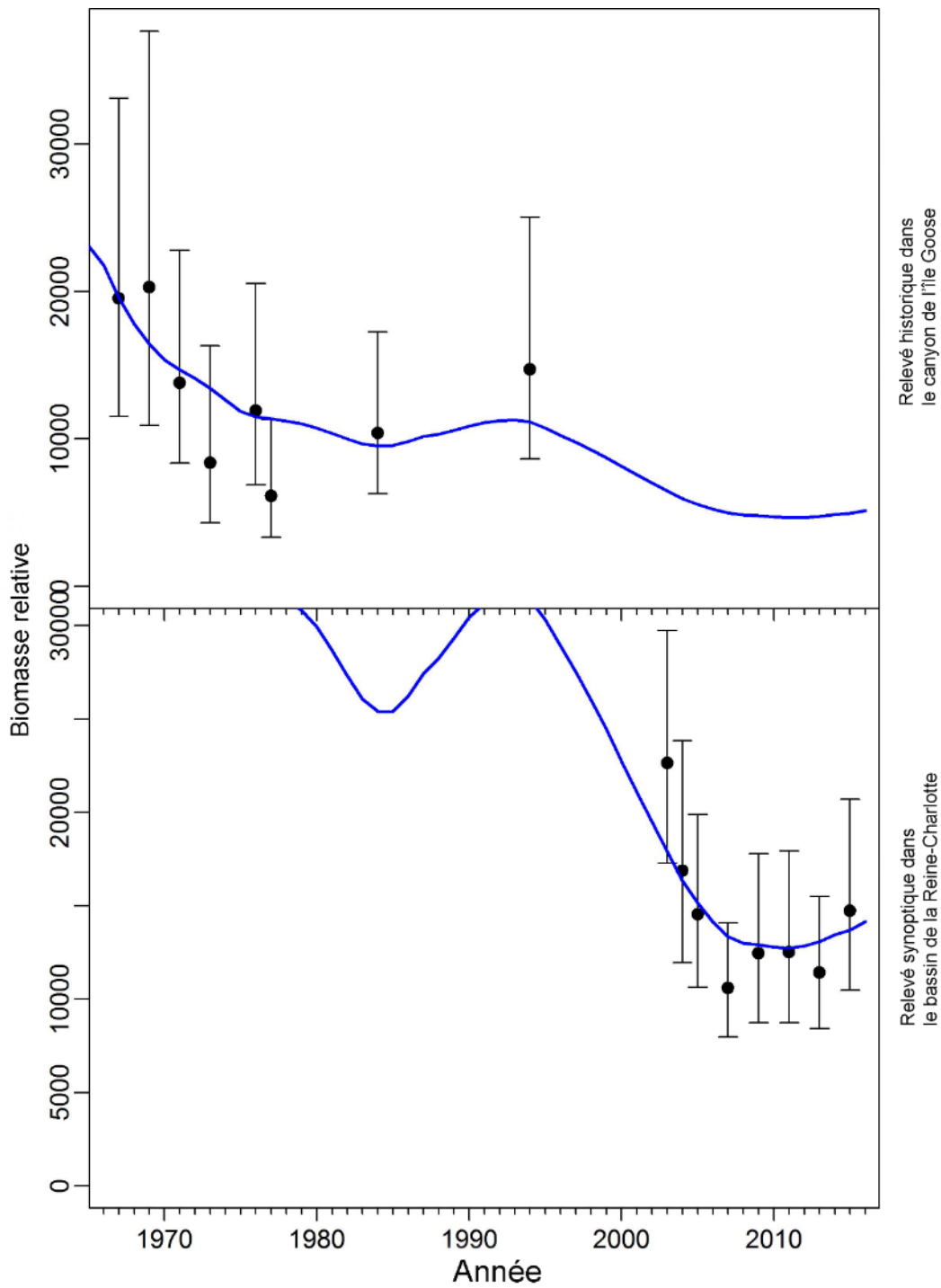


Figure E.1. Valeurs de l'indice du relevé (points) avec les intervalles de confiance de 95 % (barres) et les ajustements du modèle MDP (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche.

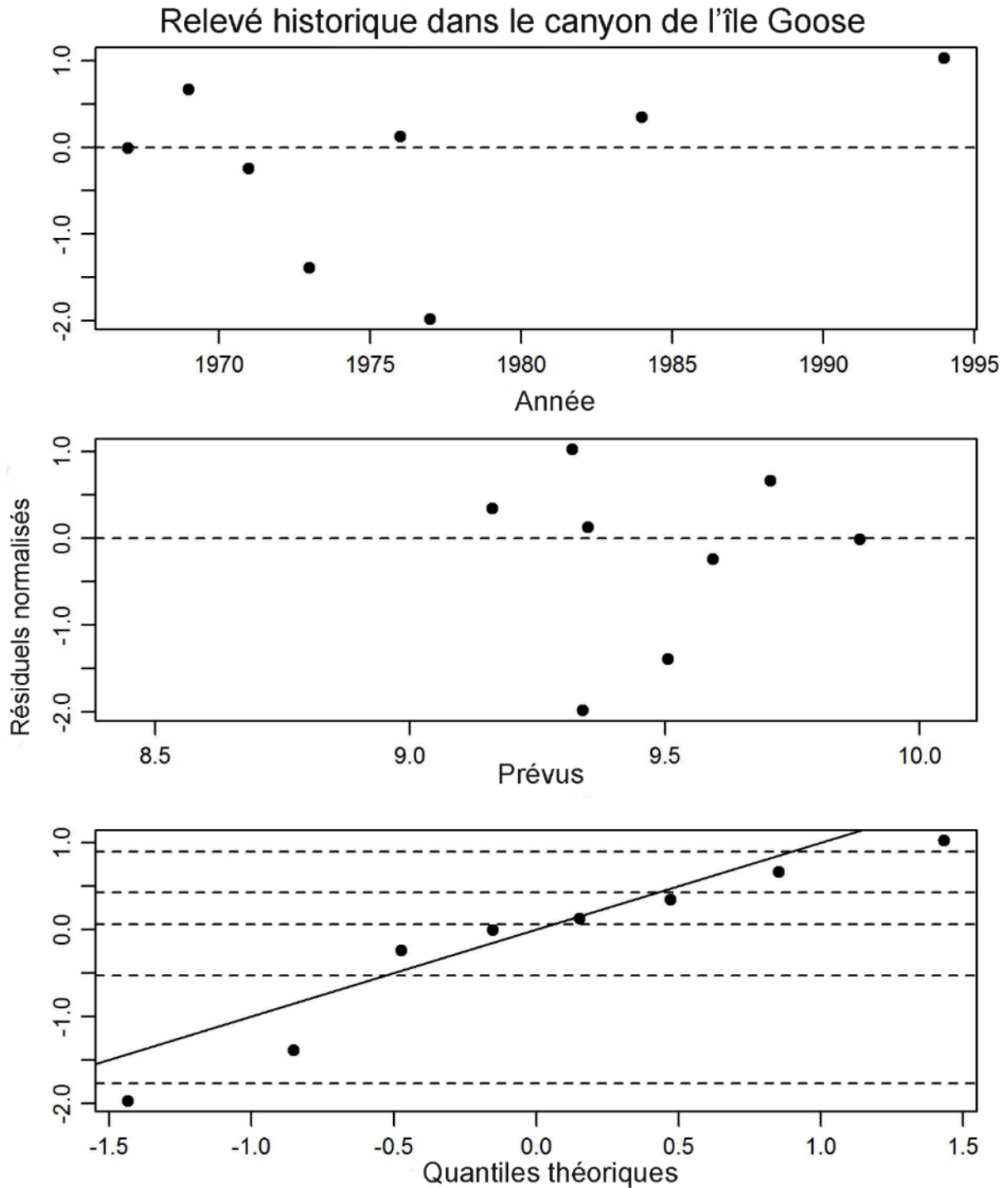


Figure E.2. Résiduels des ajustements du modèle à la série de relevés historiques dans le canyon de l'île Goose (valeurs du MDP). Les axes verticaux sont les résiduels normalisés. Les trois graphiques représentent, respectivement, les résiduels par année d'indice, les résiduels par rapport à l'indice prédit et le graphique normal quantile-quantile pour les résiduels (les lignes horizontales indiquent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles).



### Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte

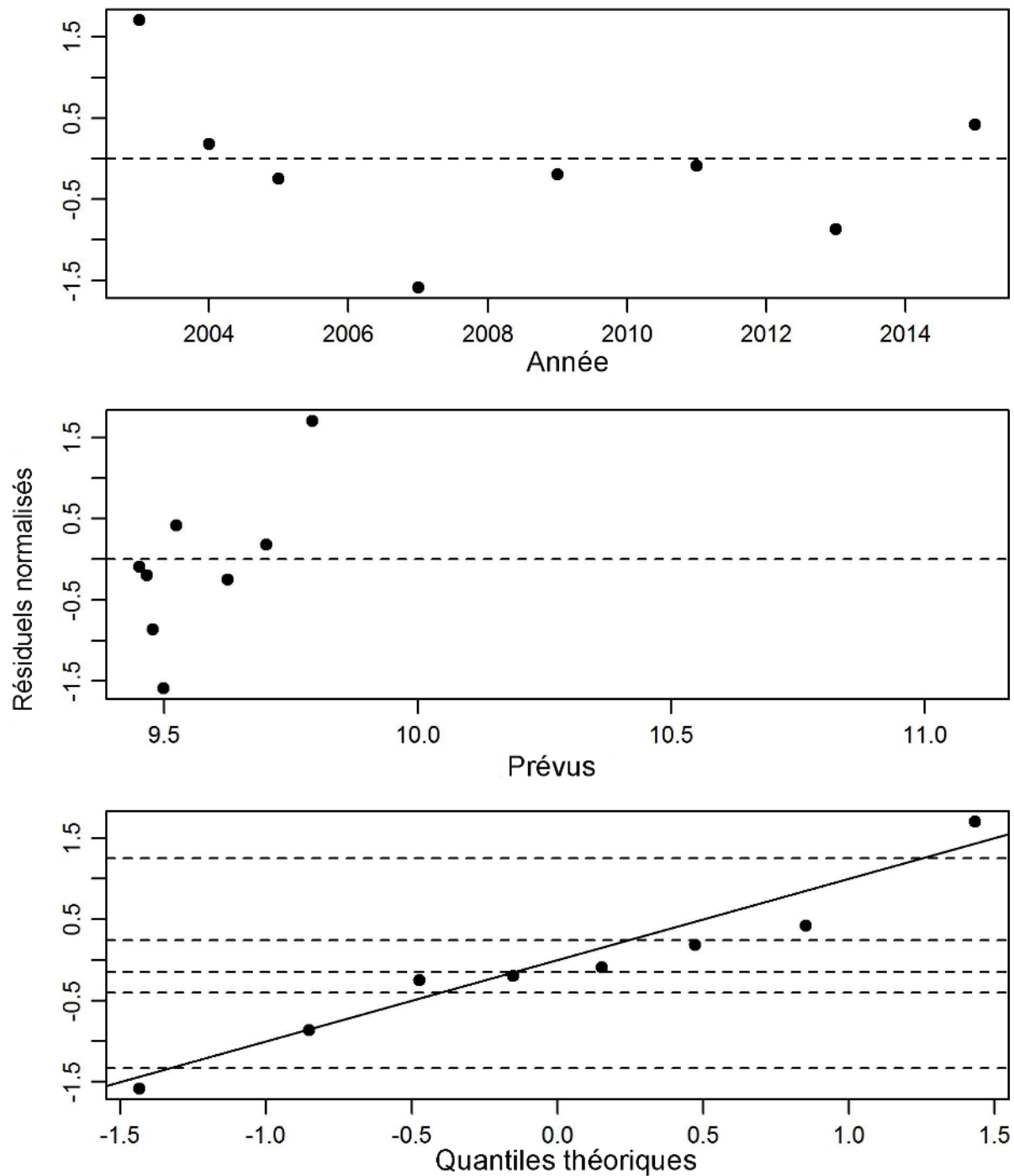


Figure E.3. Résiduels des ajustements du modèle à la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (valeurs du MDP). Les axes verticaux sont les résiduels normalisés. Les trois graphiques représentent, respectivement, les résiduels par année d'indice, les résiduels par rapport à l'indice prédit et le graphique normal quantile-quantile pour les résiduels (les lignes horizontales indiquent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles).

## Chalut de fond – Femelles

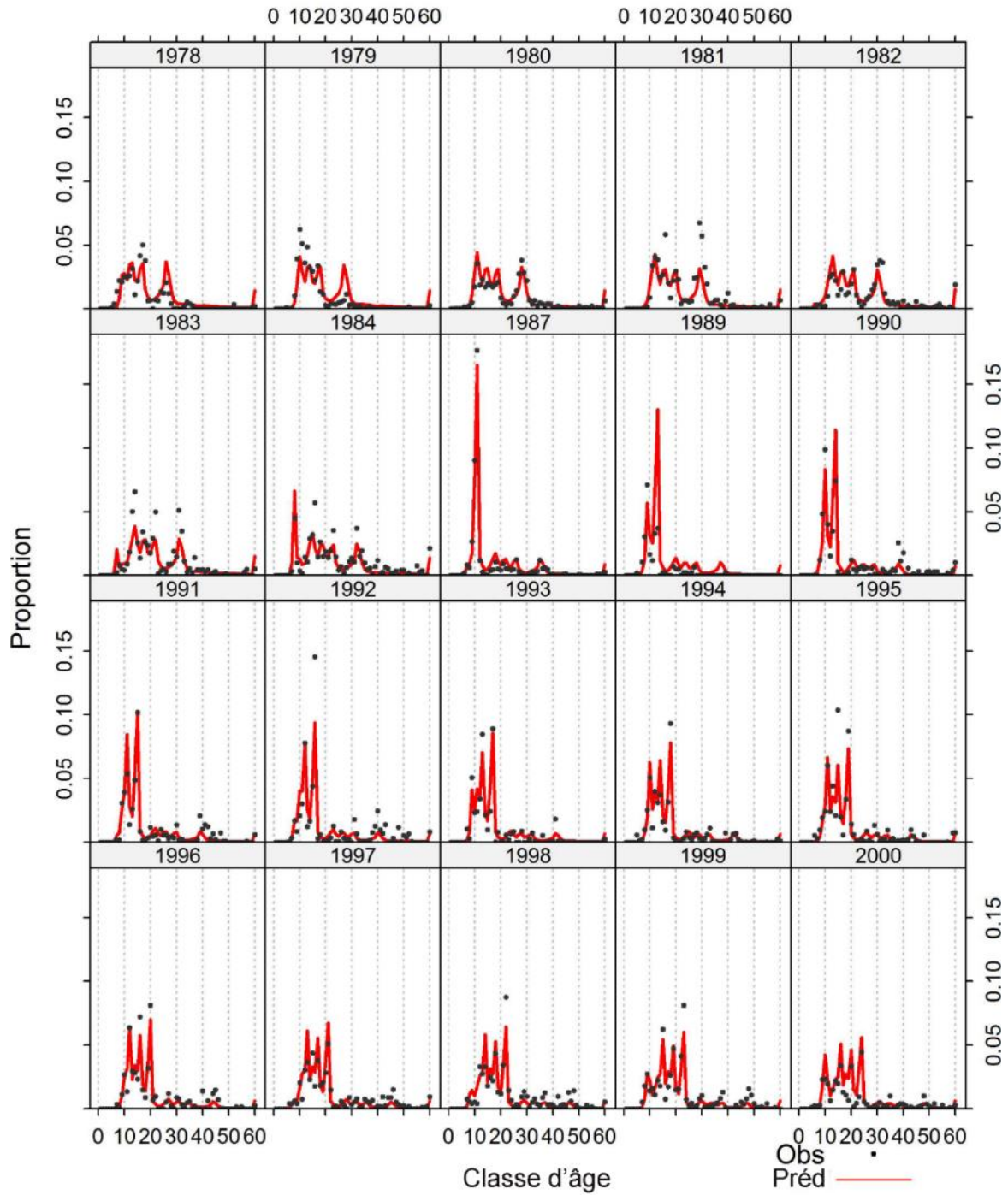


Figure E.4. Proportions selon l'âge observées et prédites pour les femelles dans la pêche commerciale (chalut de fond). Il est à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

## Chalut de fond – Femelles

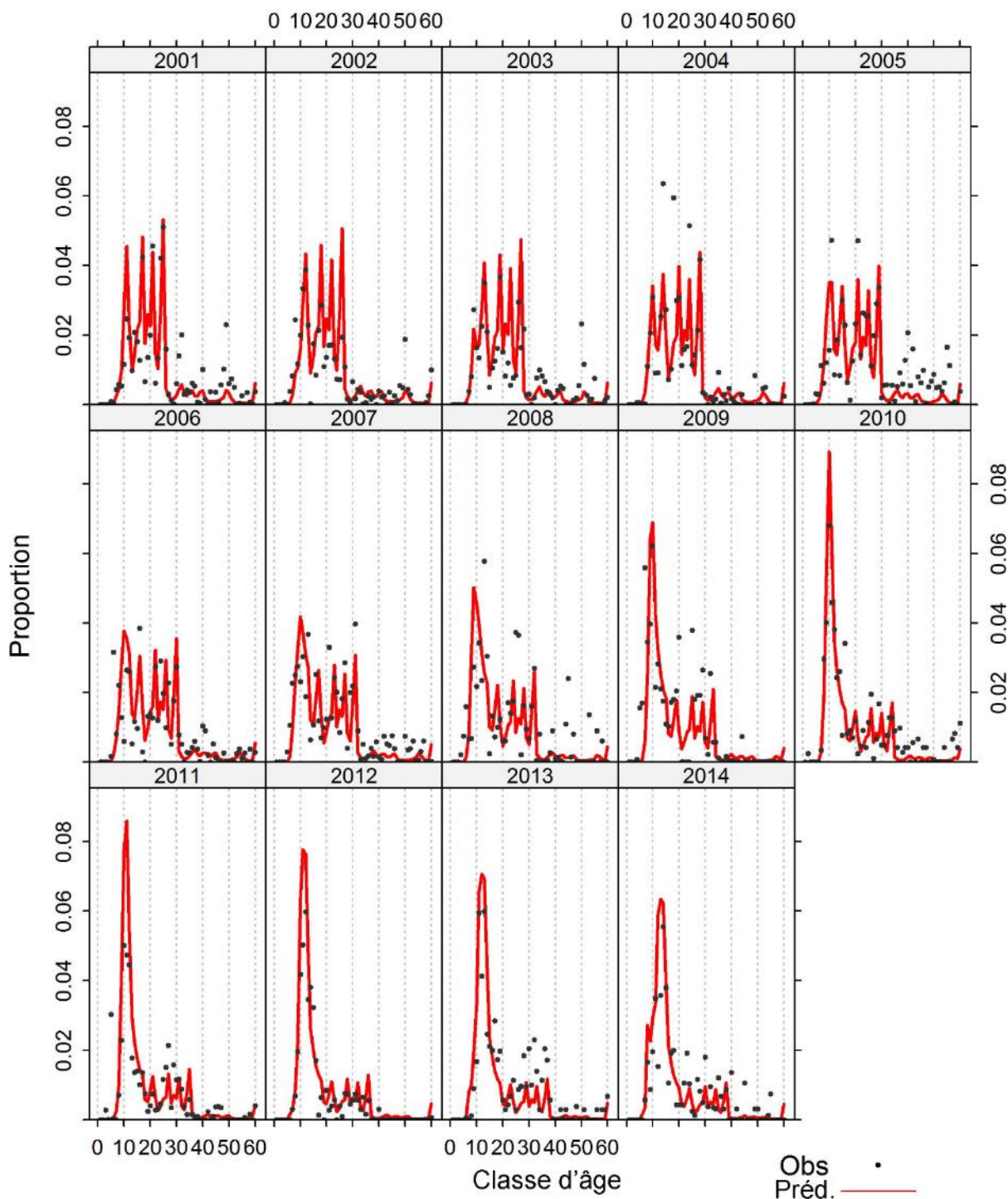


Figure E.5. Proportions selon l'âge observées et prédites pour les femelles dans la pêche commerciale (chalut de fond). Il est à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

## Chalut de fond – Mâles

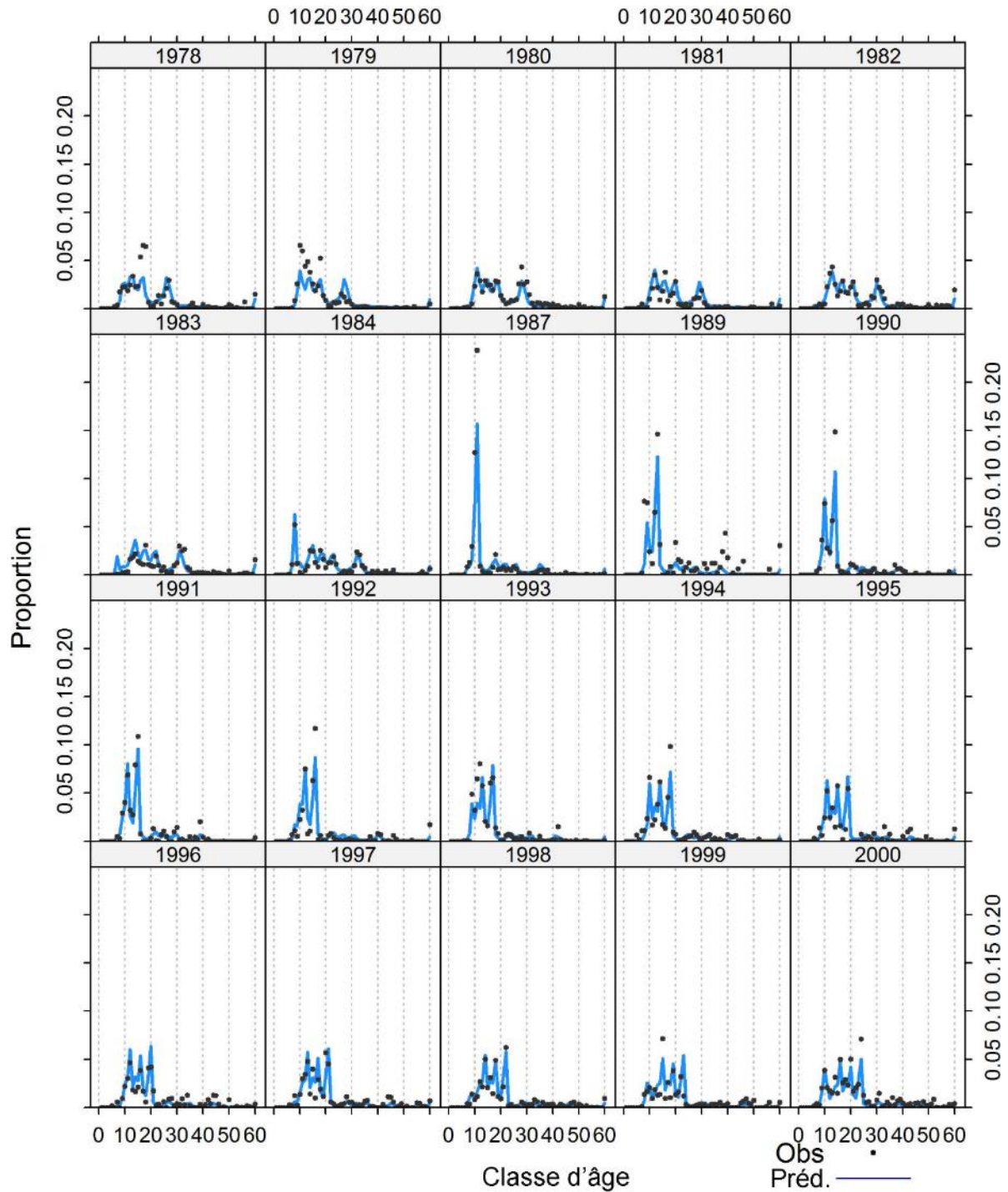


Figure E.6. Proportions selon l'âge observées et prédites pour les mâles dans la pêche commerciale (chalut de fond). Il est à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.





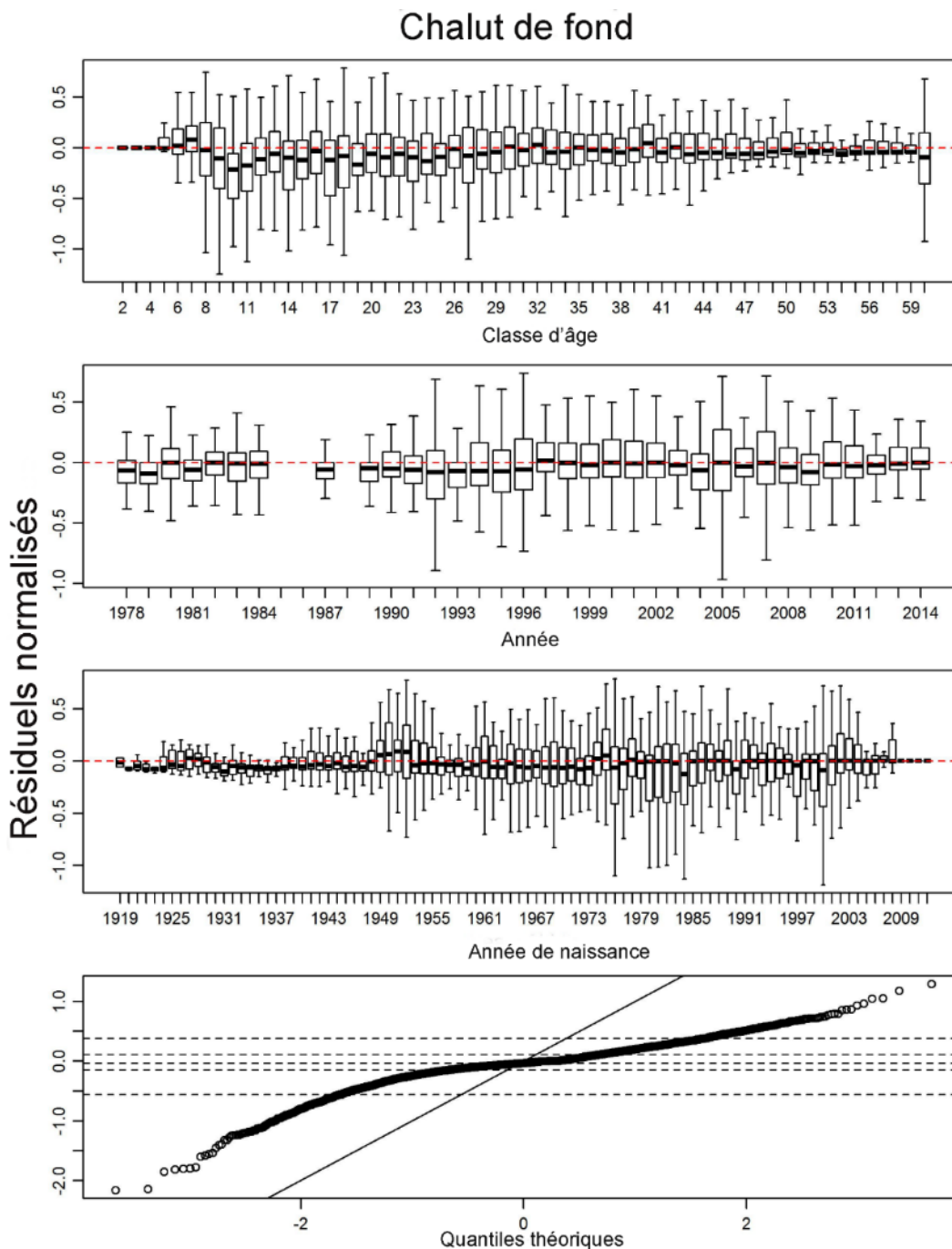


Figure E.8. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les événements réalisés au chalut de fond. Les axes verticaux sont les résiduels normalisés. Les tracés en boîtes montrent, respectivement, les résiduels par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (suivi d'une cohorte dans le temps). Les boîtes indiquent les intervalles interquartiles, les lignes en gras représentant les médianes et les moustaches s'étendant jusqu'au point de données le plus extrême qui est  $< 1,5$  fois l'intervalle interquartile de la boîte. Le panneau du bas est le graphique normal quantile-quantile pour les résiduels, avec la ligne 1:1, bien que les résiduels ne doivent pas avoir une distribution normale car on utilise la fonction de vraisemblance; les lignes horizontales indiquent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles (pour un total de 4 012 résiduels).

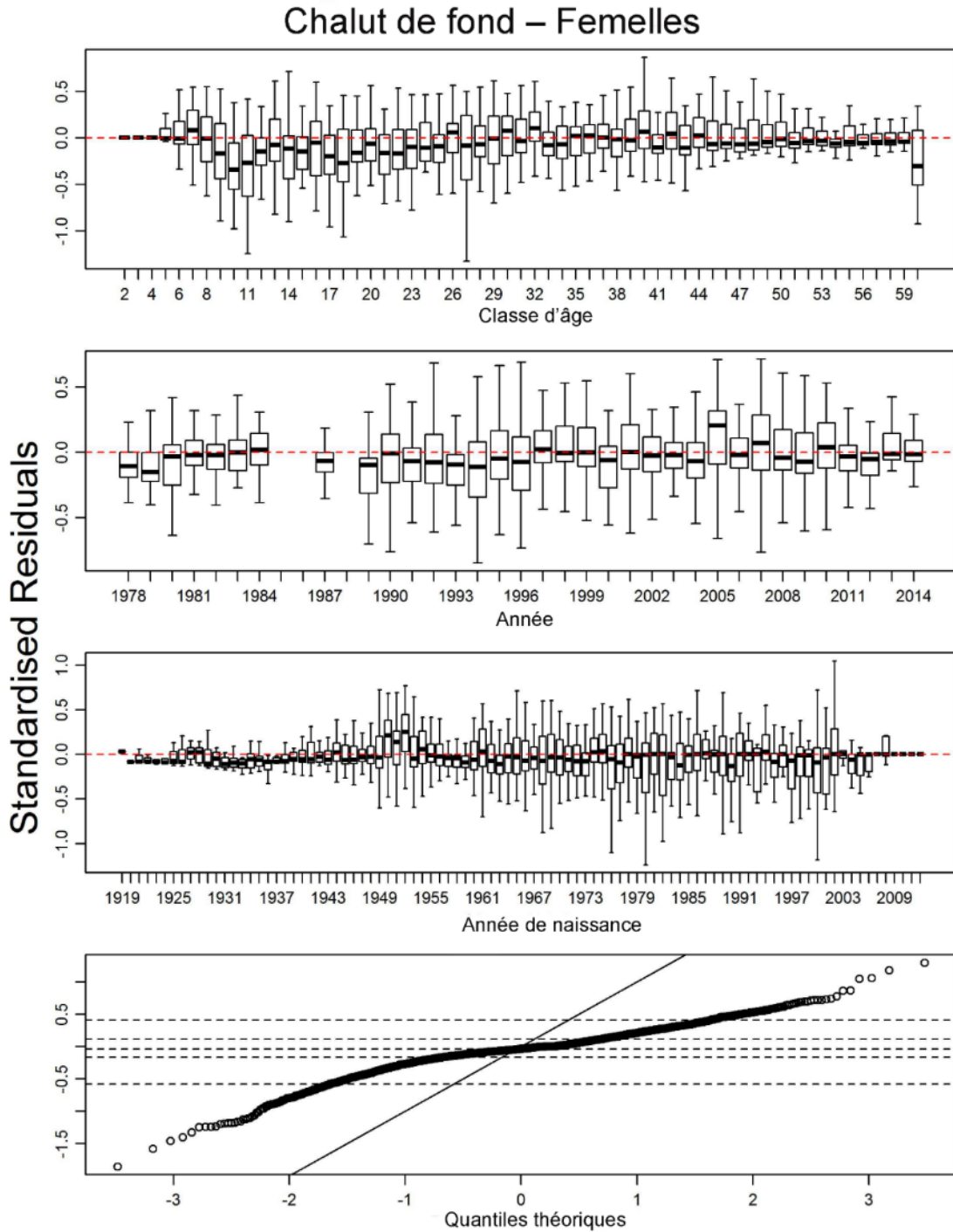


Figure E.9. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les femelles (chalut de fond). Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 2 006 résiduels.



## Chalut de fond – Mâles

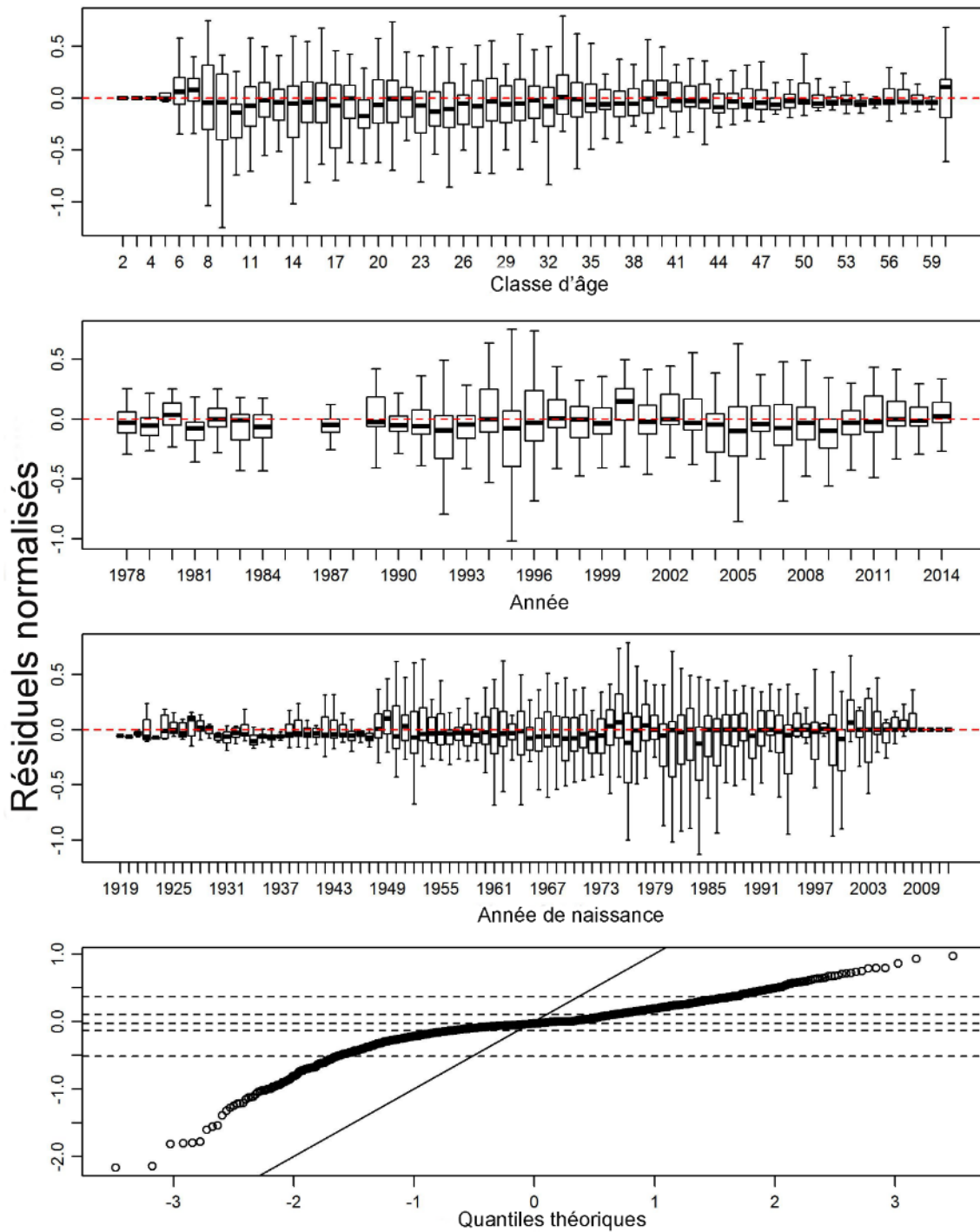
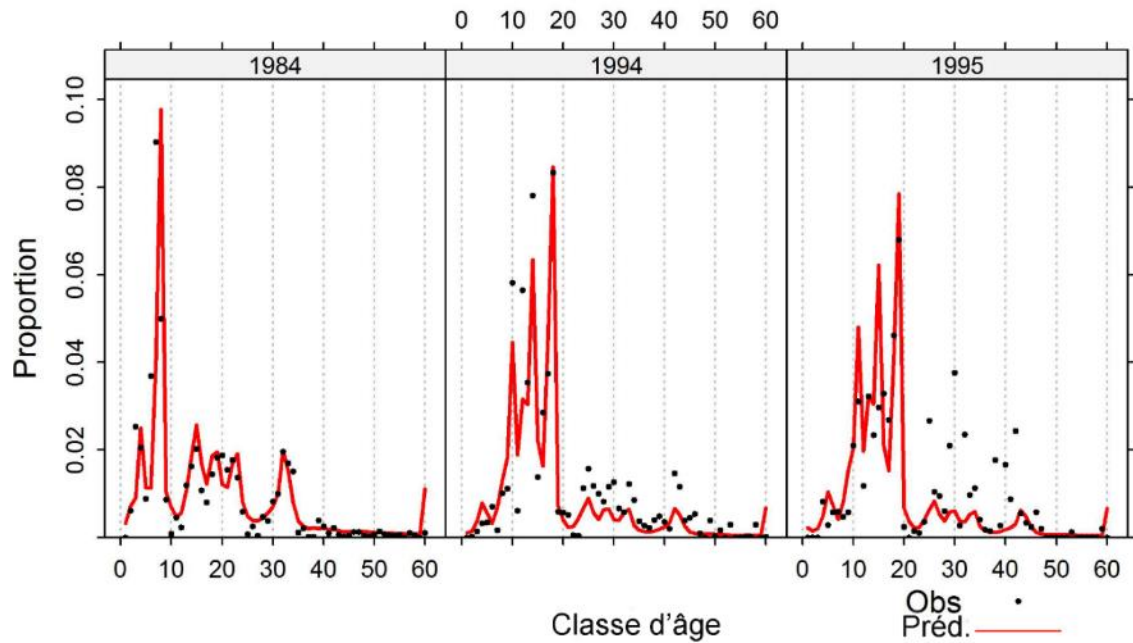


Figure E.10. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les mâles (chalut de fond). Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 2 006 résiduels.

## Relevé historique dans le canyon de l'île Goose – Femelles



## Relevé historique dans le canyon de l'île Goose – Mâles

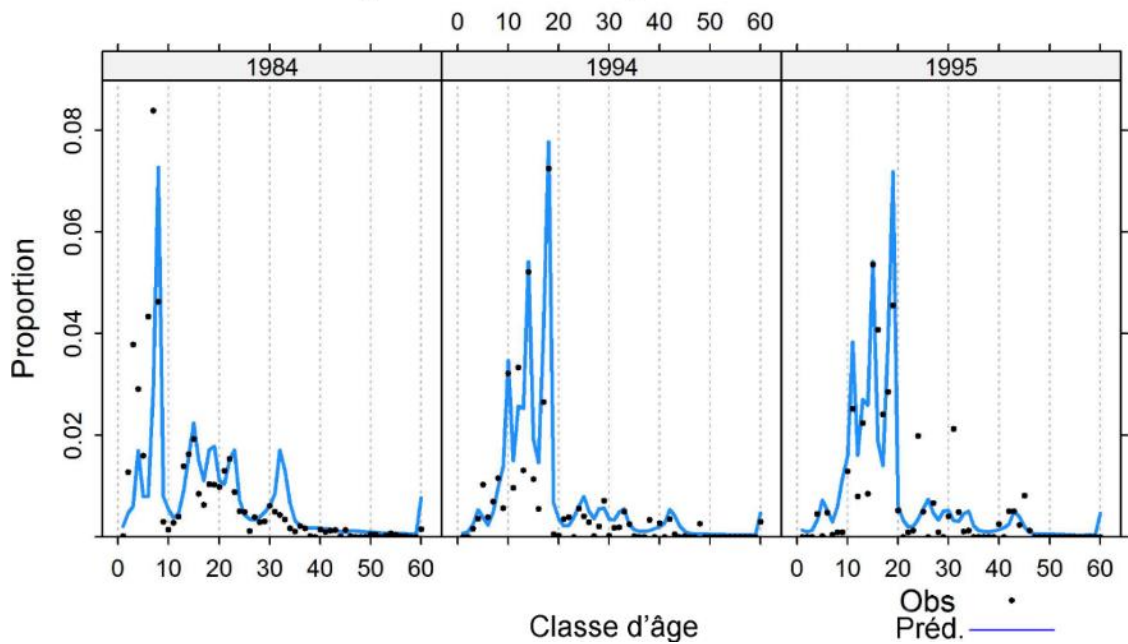


Figure E.11. Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé historique dans le canyon de l'île Goose.

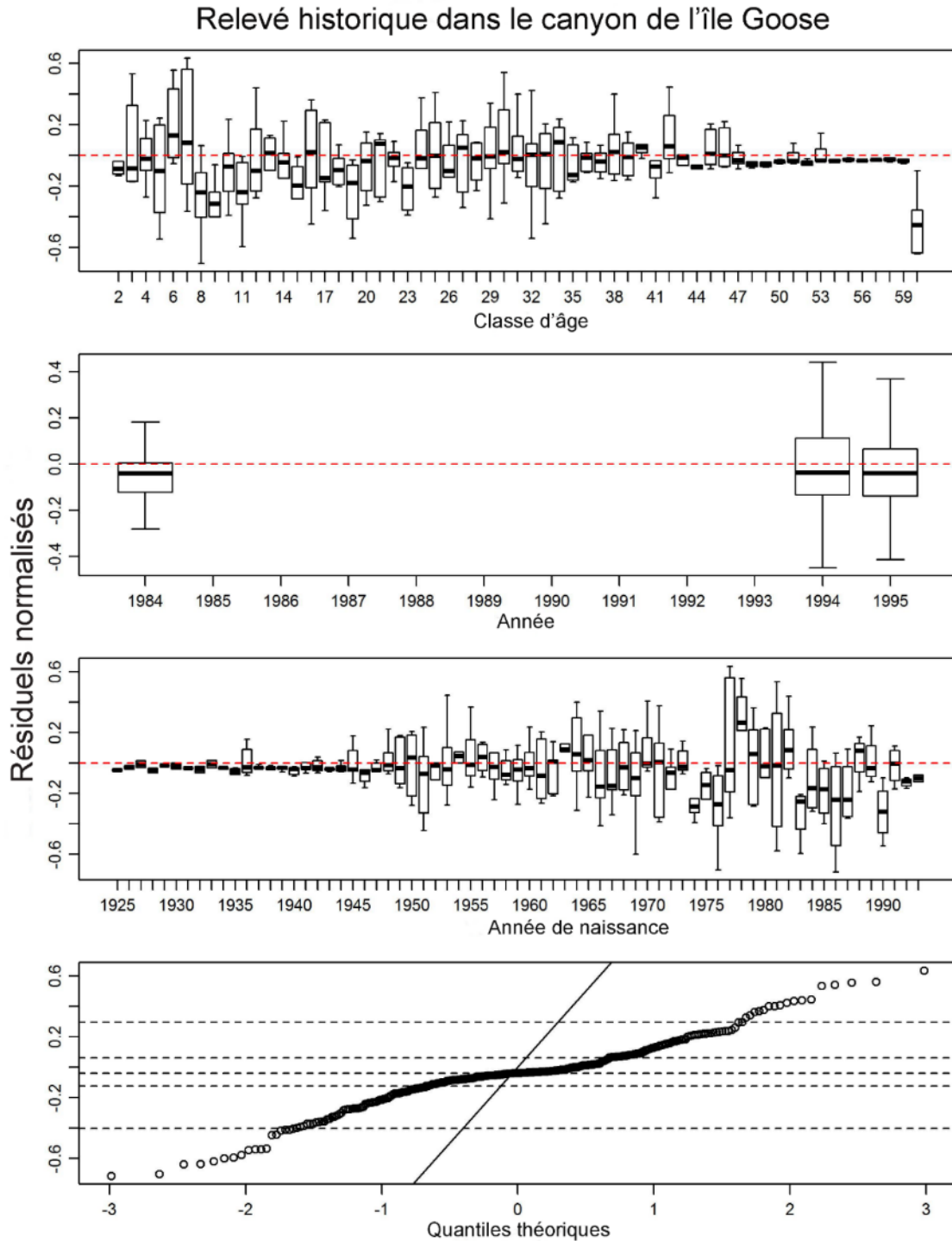


Figure E.12. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour la série de relevés historiques dans le canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 354 résiduels.

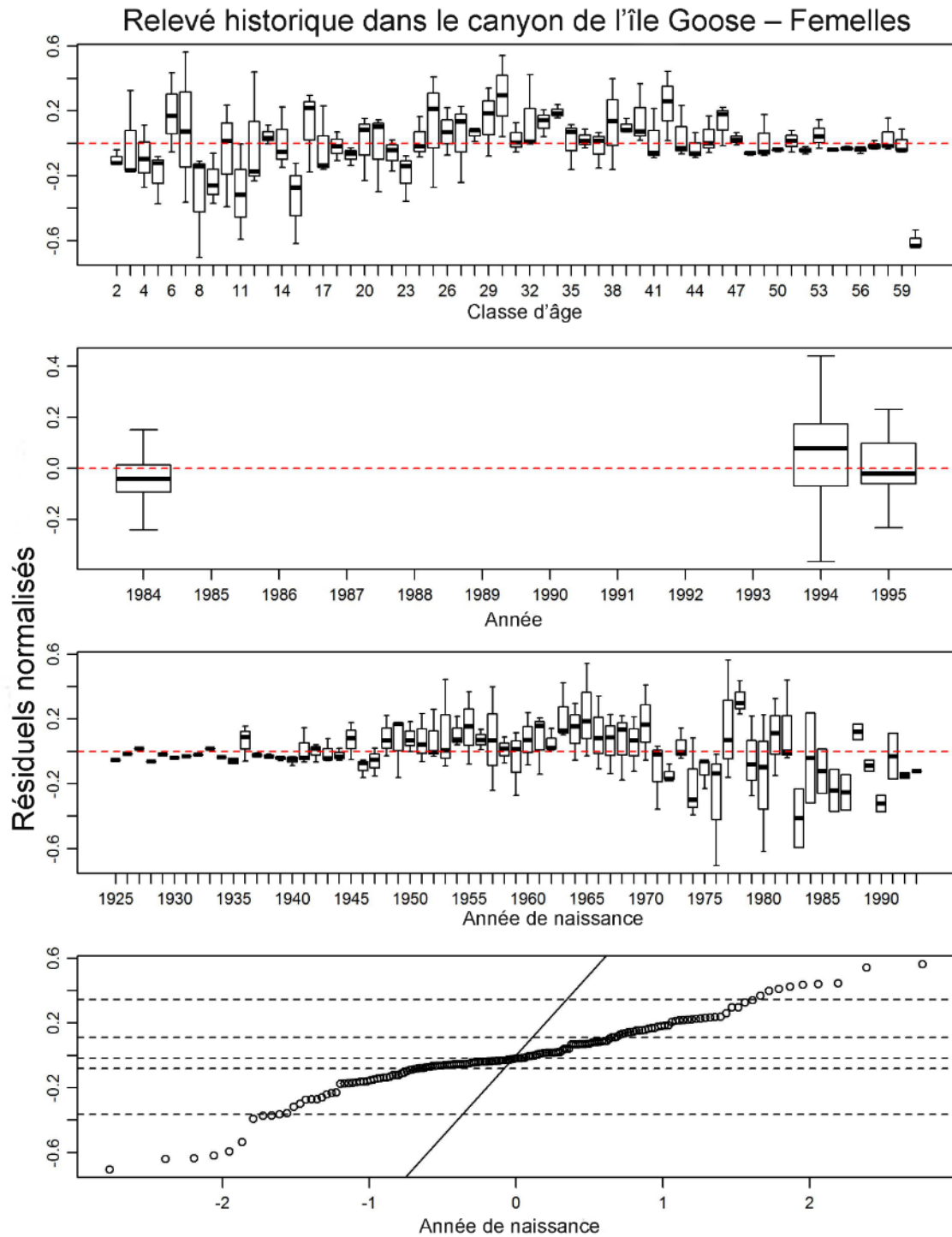


Figure E.13. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour les femelles dans la série de relevés historiques dans le canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 177 résiduels.

### Relevé historique dans le canyon de l'île Goose – Mâles

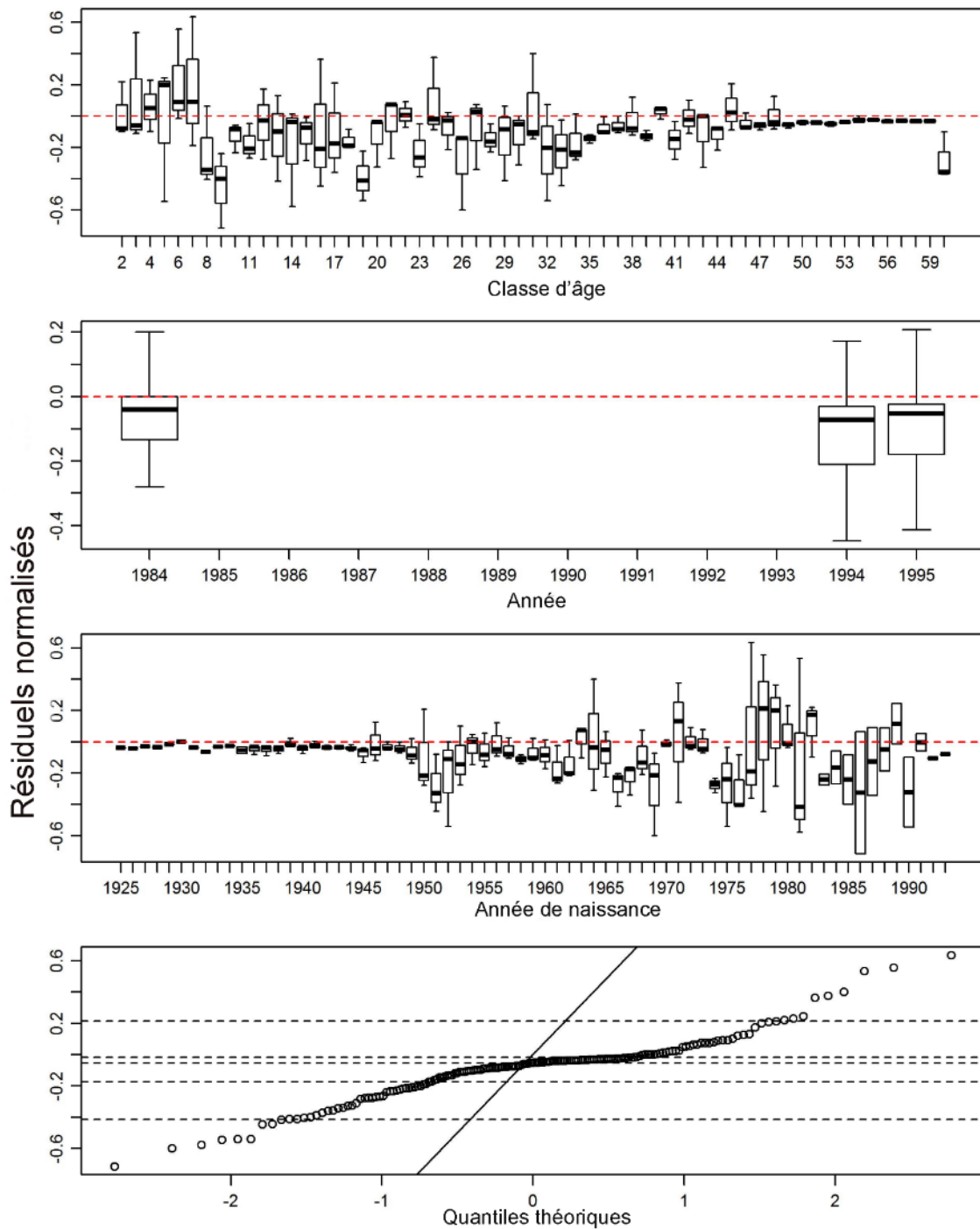
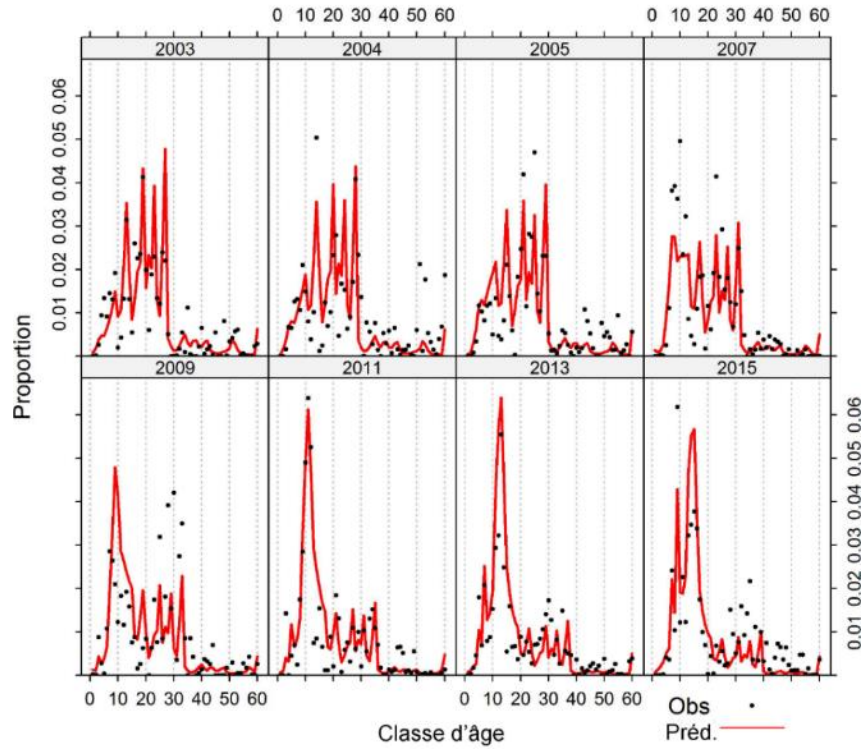


Figure E.14. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour les mâles dans la série de relevés historiques dans le canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 177 résiduels.



### Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte – Femelles



### Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte – Mâles

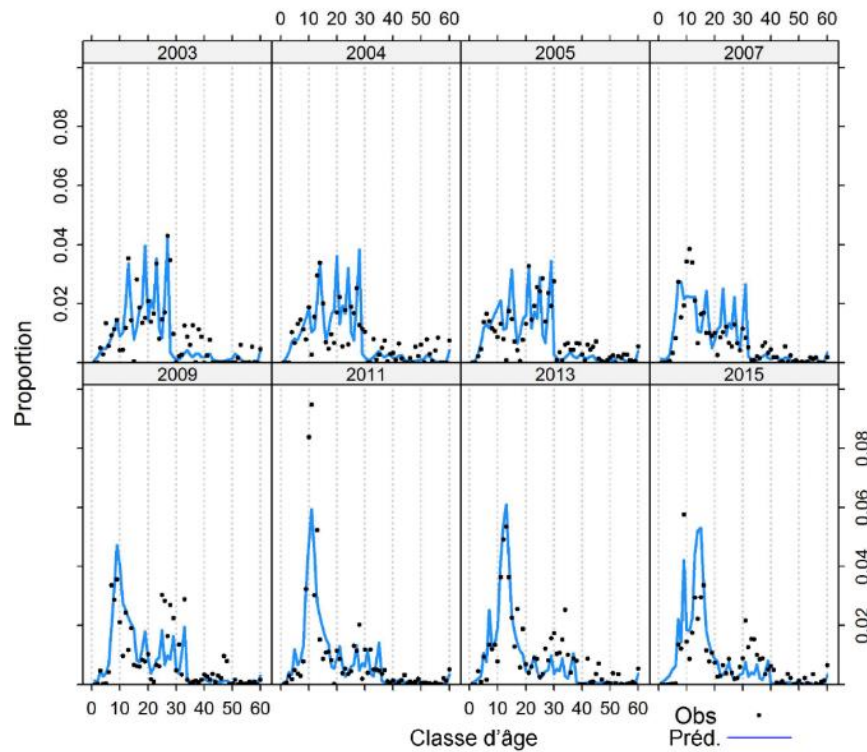


Figure E.15. Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte.

## Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte

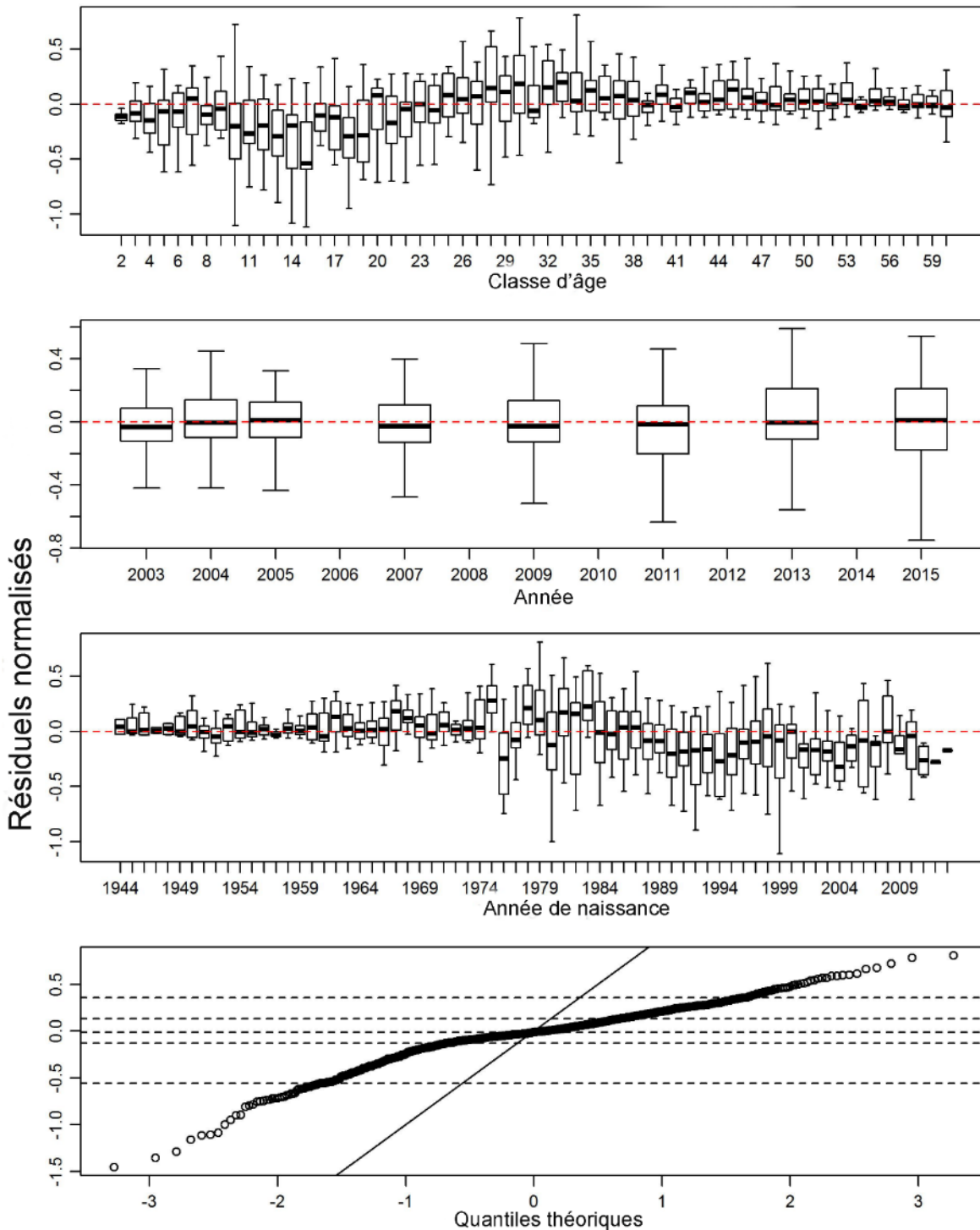


Figure E.16. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 944 résiduels.



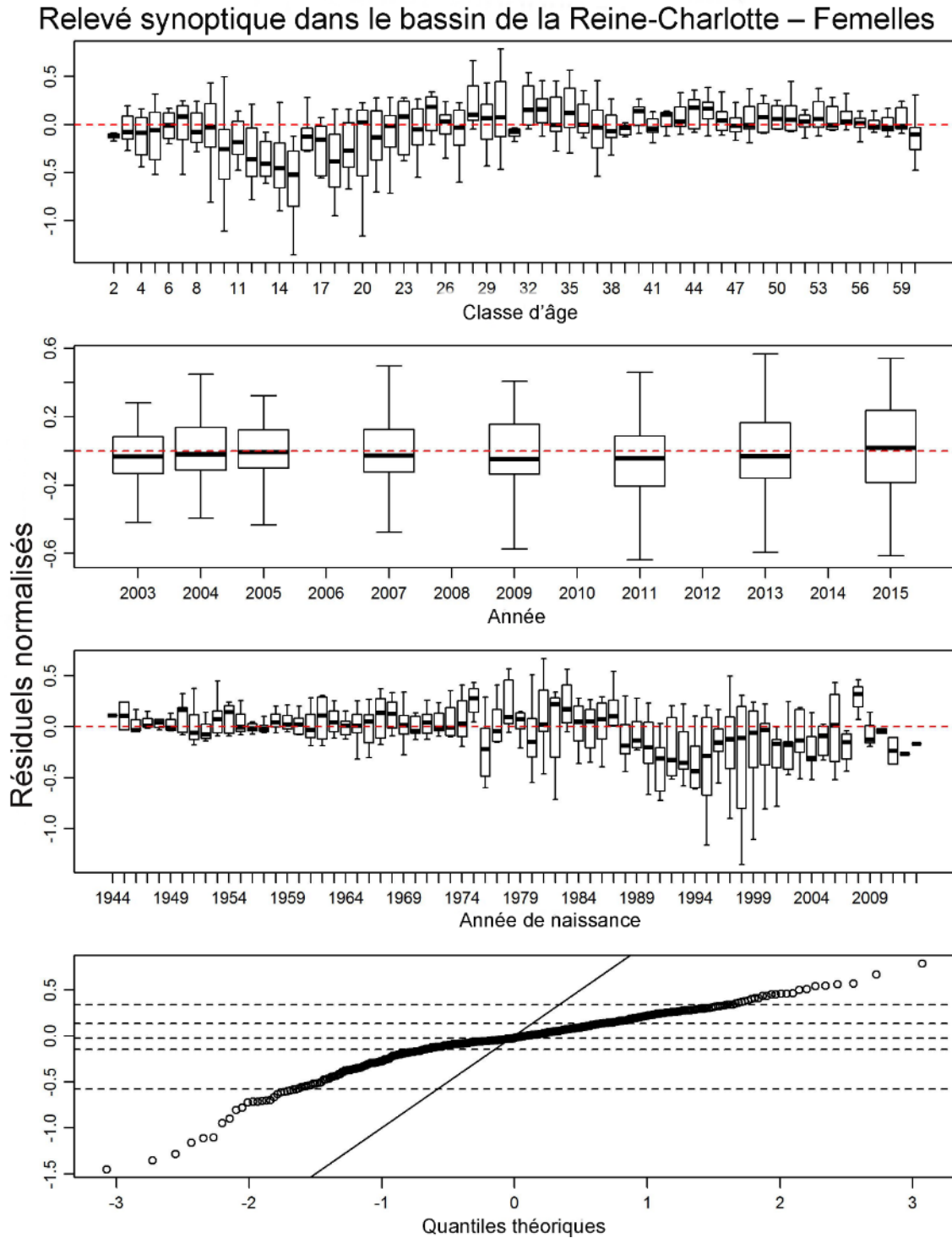


Figure E.17. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour les femelles dans la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 472 résiduels.

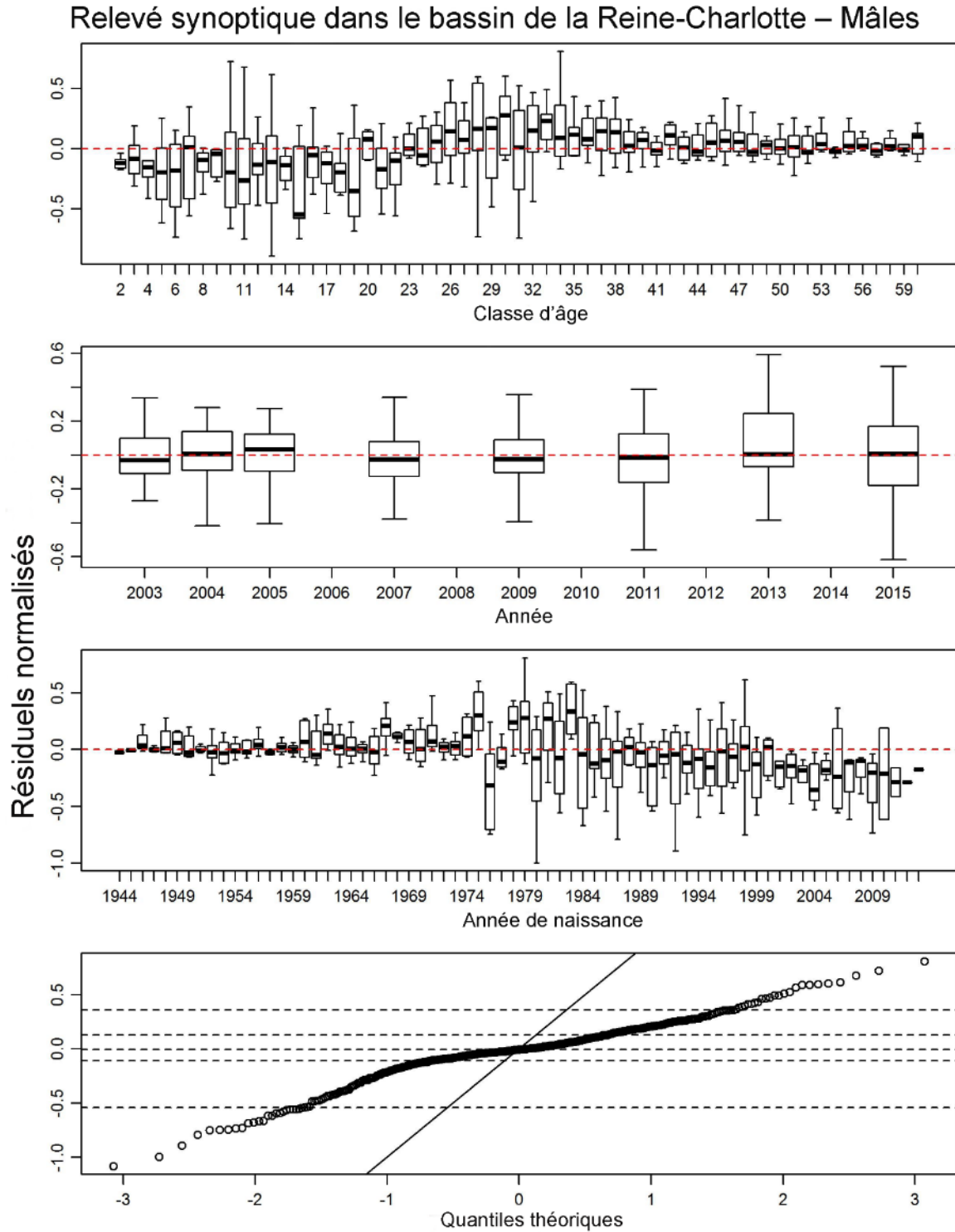


Figure E.18. Résiduels des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) pour les mâles dans la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure E.8, pour un total de 472 résiduels.

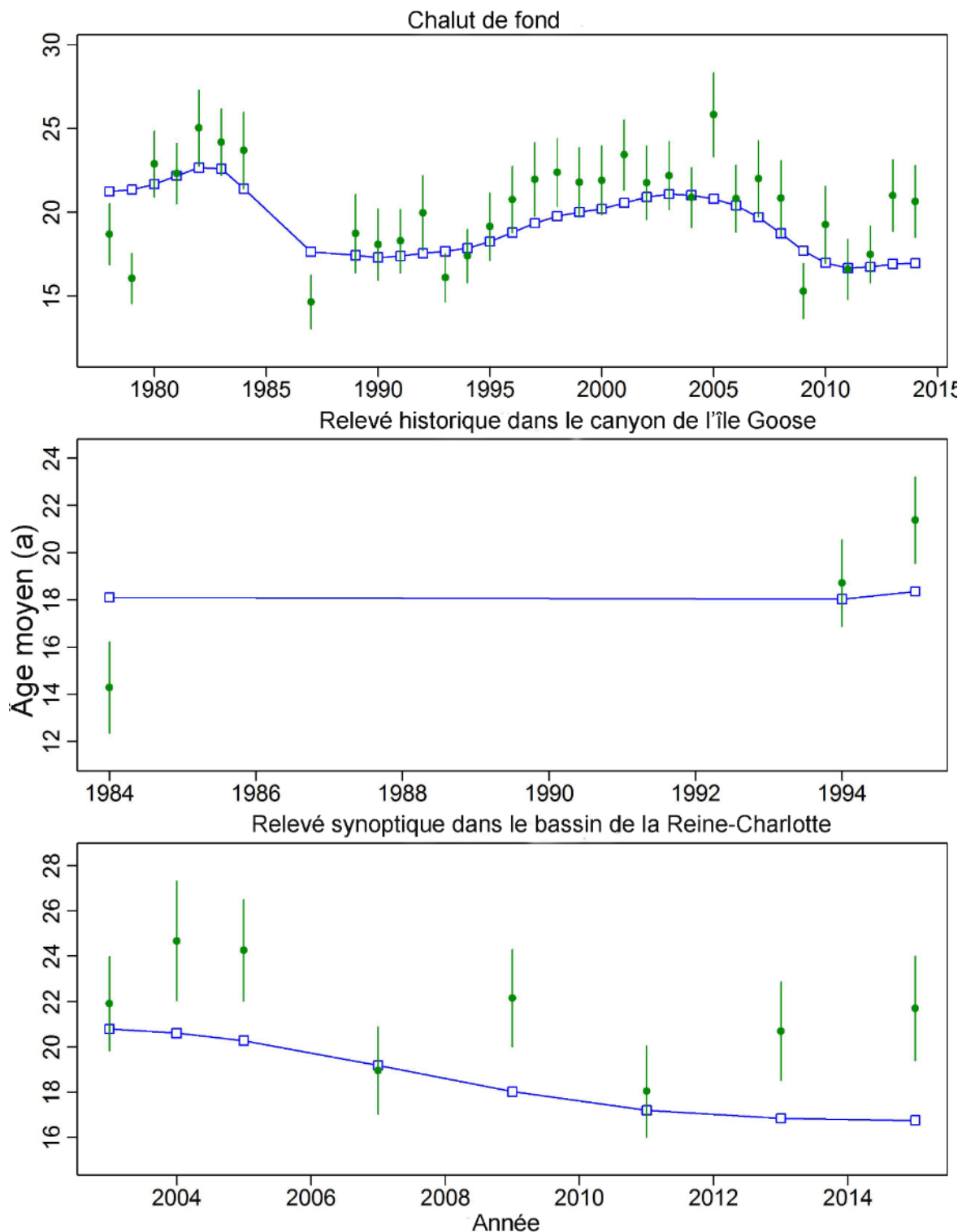


Figure E.19. Âges moyens chaque année pour les données (cercles pleins) avec les intervalles de confiance de 95 % et les estimations du modèle (carrés ouverts reliés) pour les données sur l'âge de la pêche commerciale et des relevés.



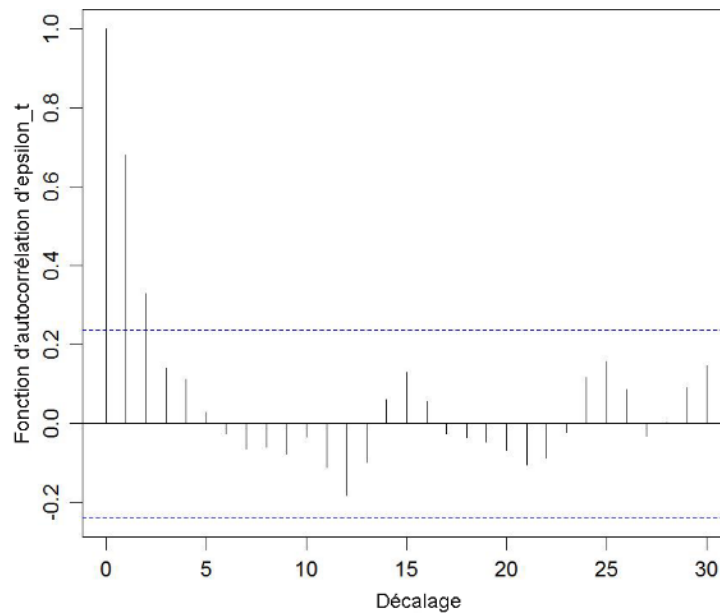
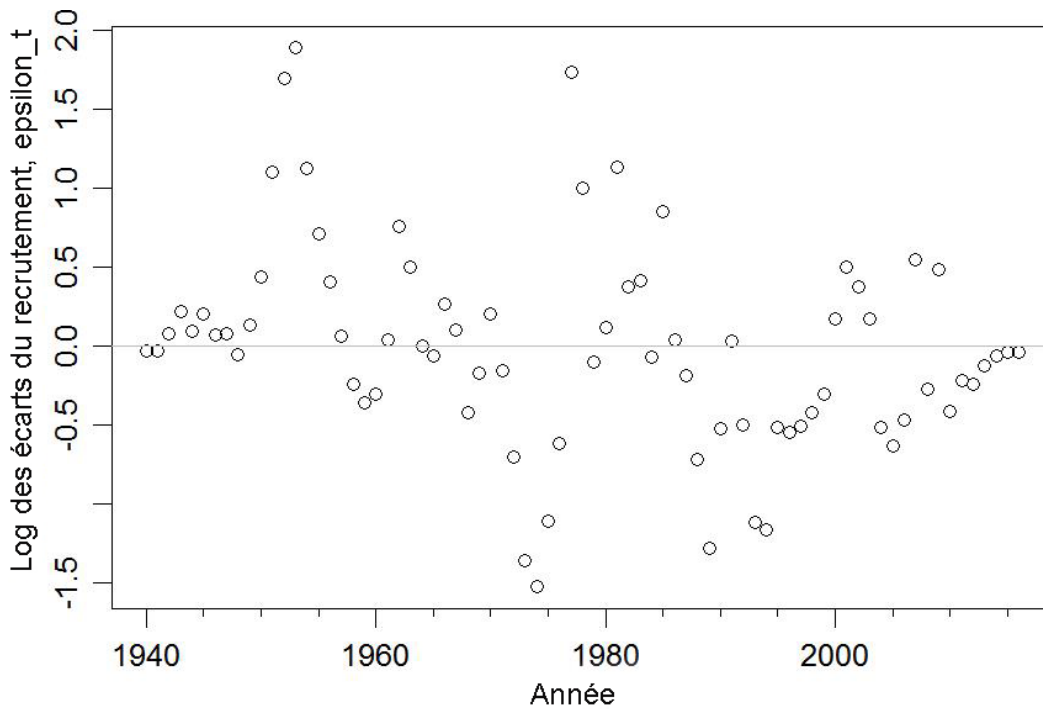


Figure E.21. Haut : log des écarts du recrutement annuel,  $E_t$ , où l'écart multiplicatif corrigé en fonction du biais est  $eEt - \sigma^2/2$ , où  $E \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$ . Bas : Fonction d'autocorrélation des écarts consignés du recrutement ( $E_t$ ) pour les années 1940-2007. Le début de cette fourchette est calculé comme la première année des données sur l'âge de la pêche commerciale (1978) moins l'accumulateur selon la classe d'âge ( $A = 60$ ) plus l'âge pour lequel la sélectivité pour les femelles, dans la pêche commerciale, est de 0,5 (à savoir 9); si le résultat est antérieur à l'année de début du modèle (1940), on utilise l'année de départ du modèle. La fin de la fourchette est la dernière année où les recrutements sont calculés (2016) moins l'âge pour lequel la sélectivité pour les femelles, dans la pêche commerciale, est de 0,5 (à savoir 9).

## Sélectivité du sébaste à longue mâchoire

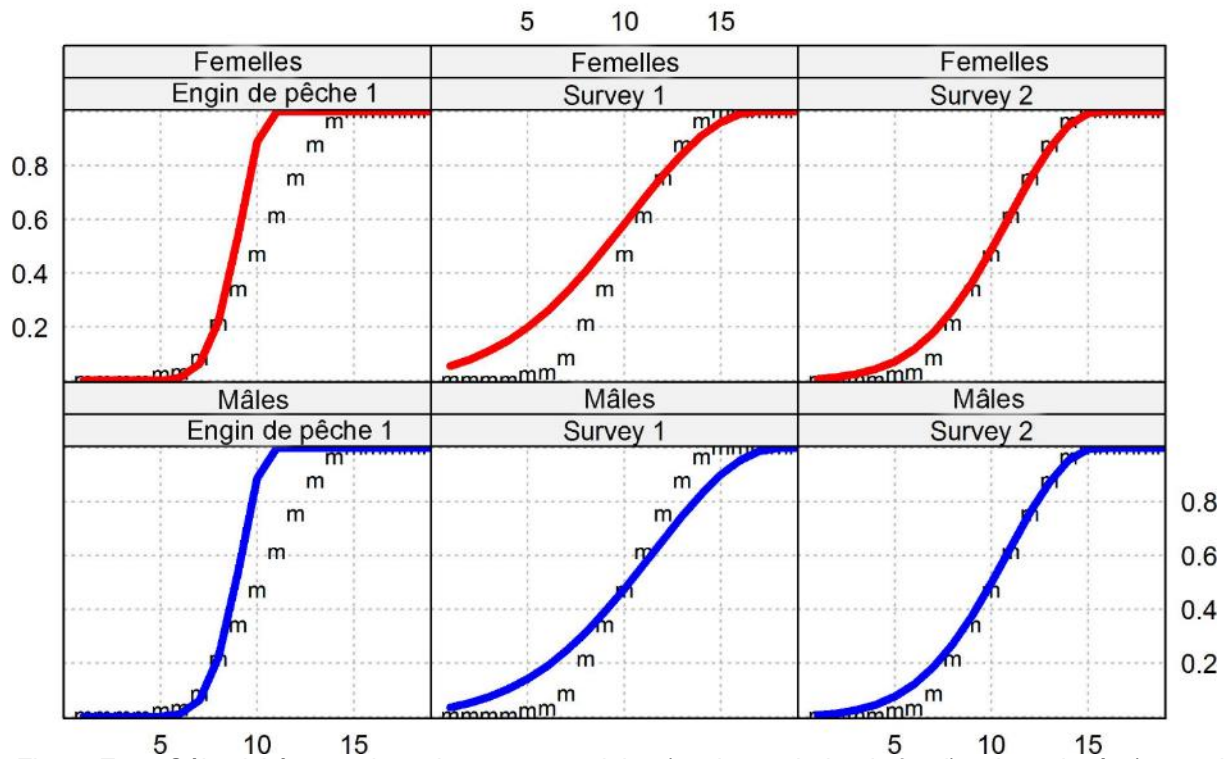


Figure E.22. Sélectivités pour les prises commerciales (engin 1 : chalut de fond) et les relevés (toutes les valeurs du MDP), avec la courbe en ogive de la maturité pour les femelles indiquée par « m ».

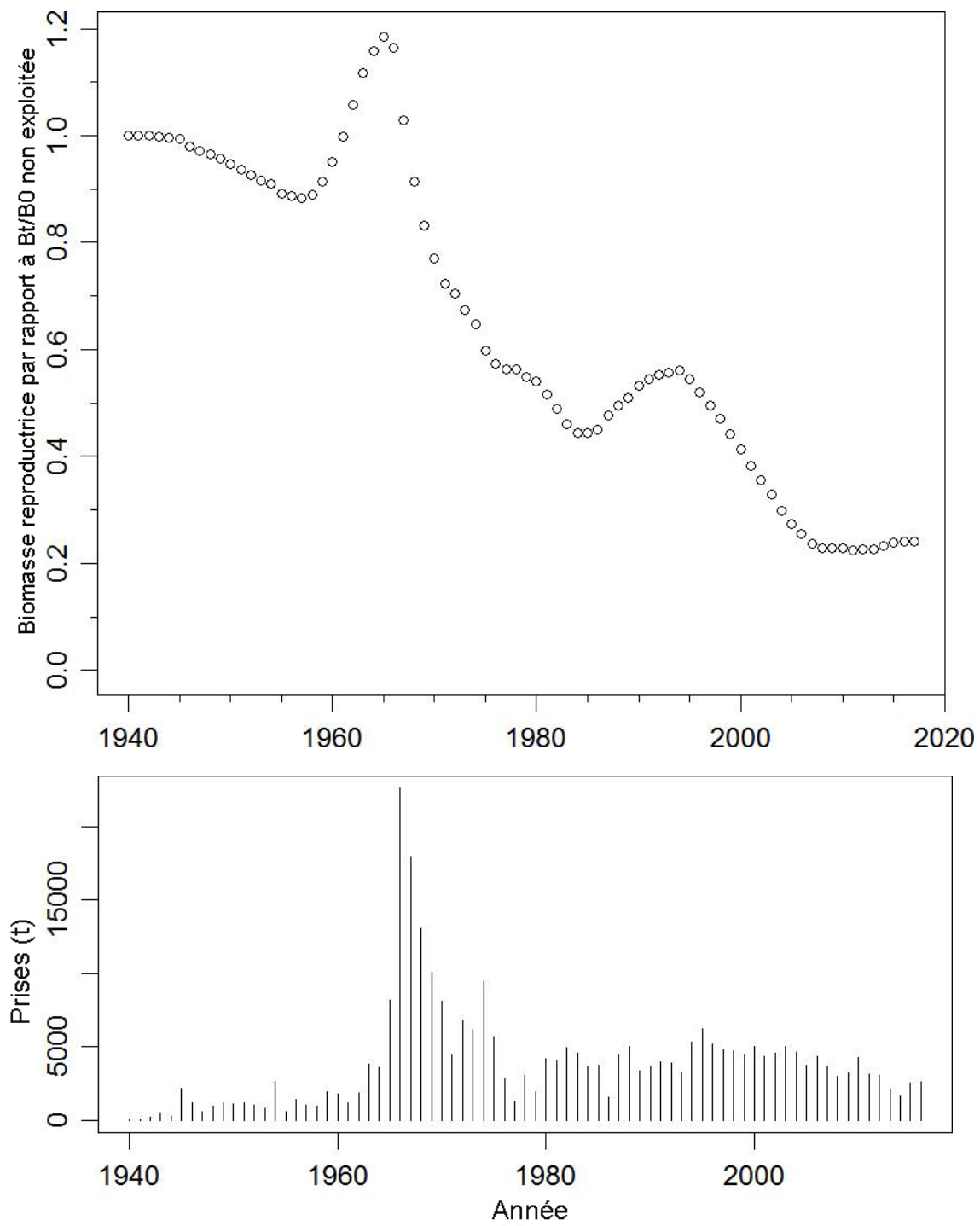


Figure E.23. Biomasse reproductrice (femelles matures) par rapport au niveau non exploité,  $B_t/B_0$ , et prises commerciales.



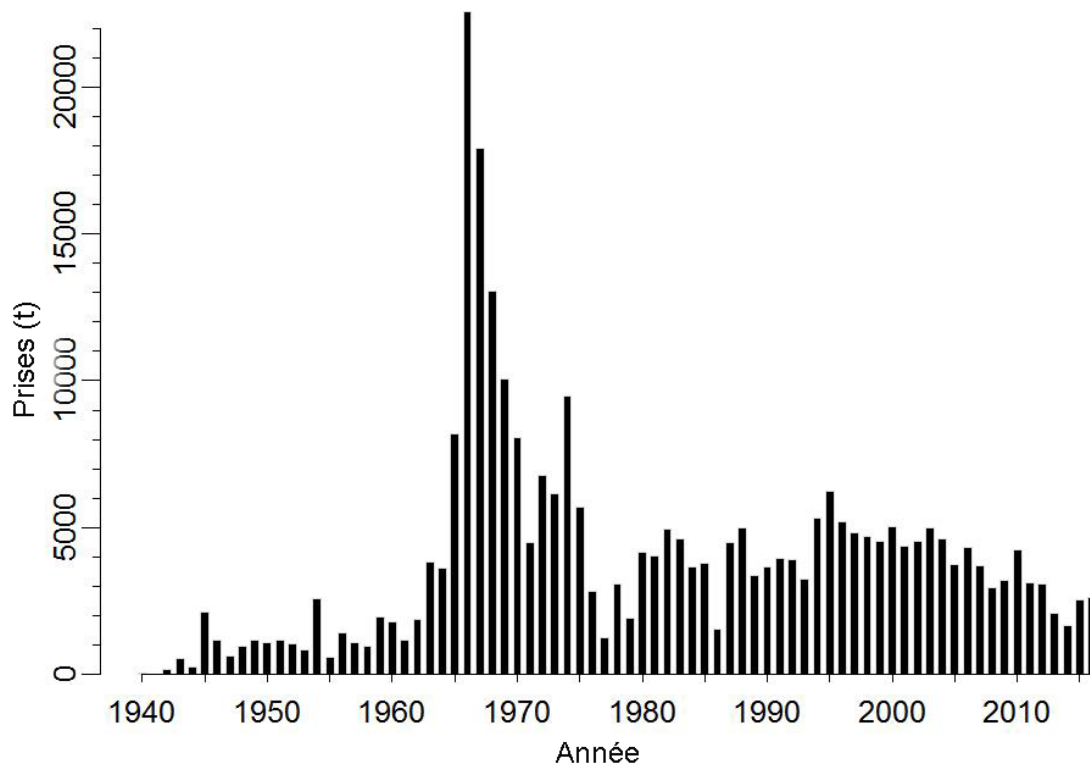
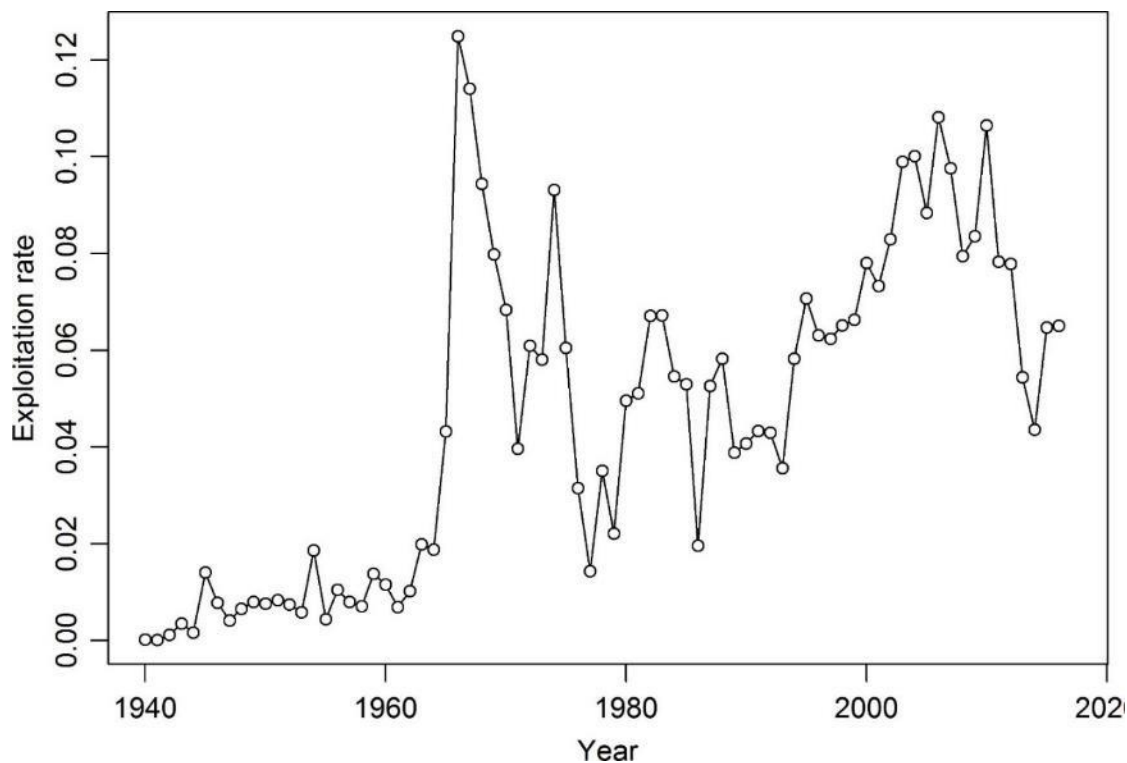


Figure E.24. Haut : Taux d'exploitation (MDP) dans le temps; Bas : Prises (t) par type d'engin.

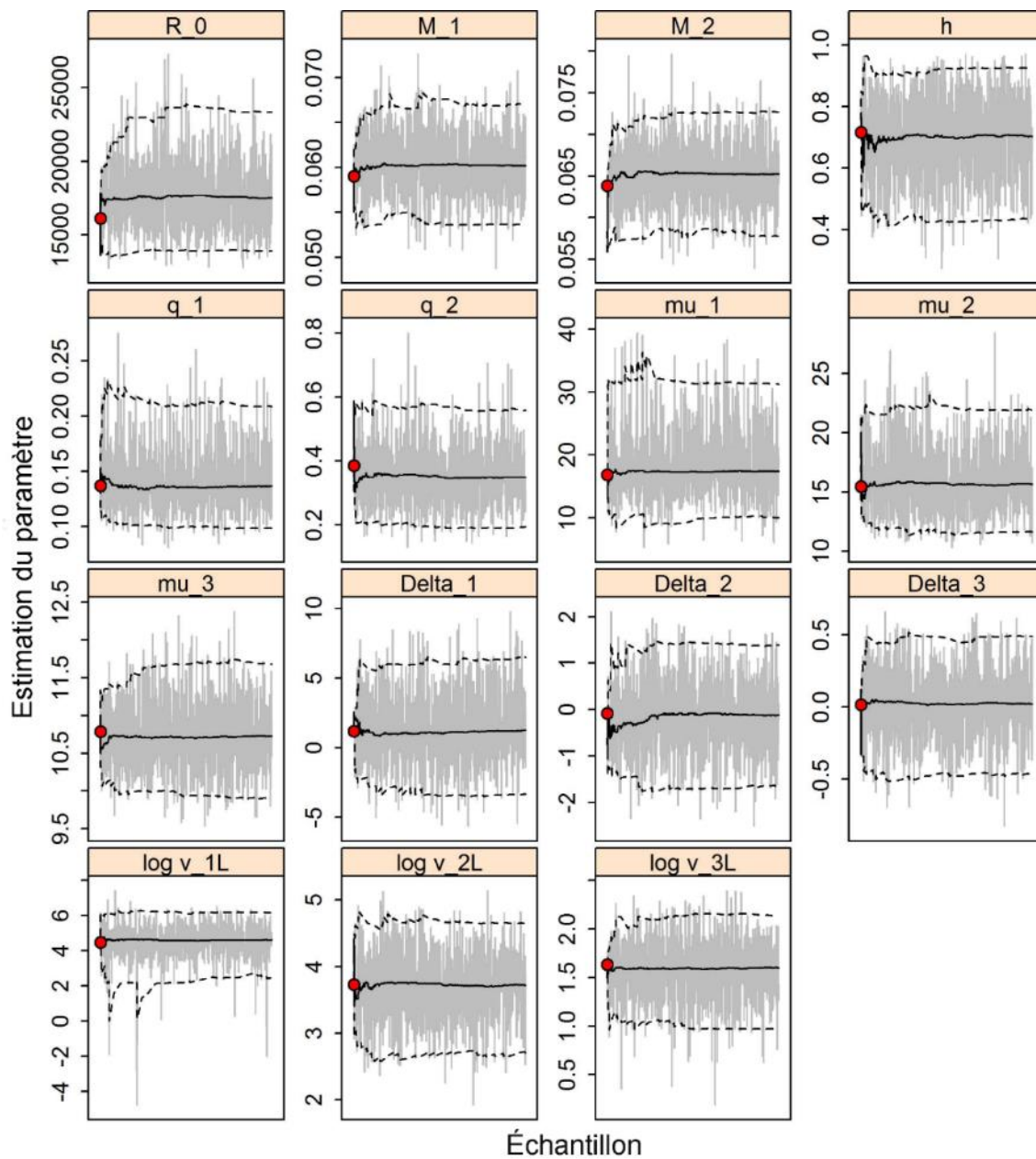


Figure E.25. Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

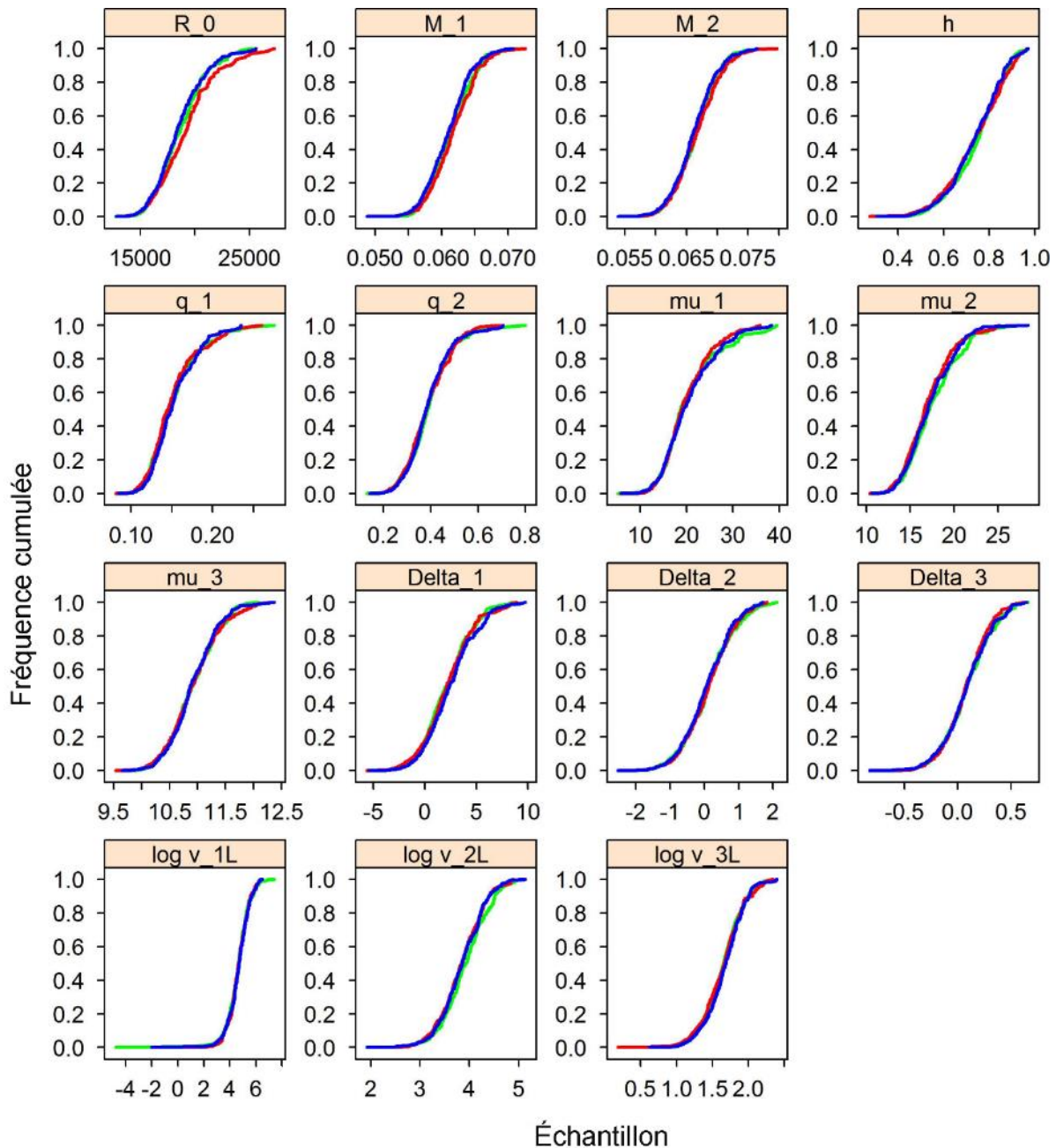


Figure E.26. Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

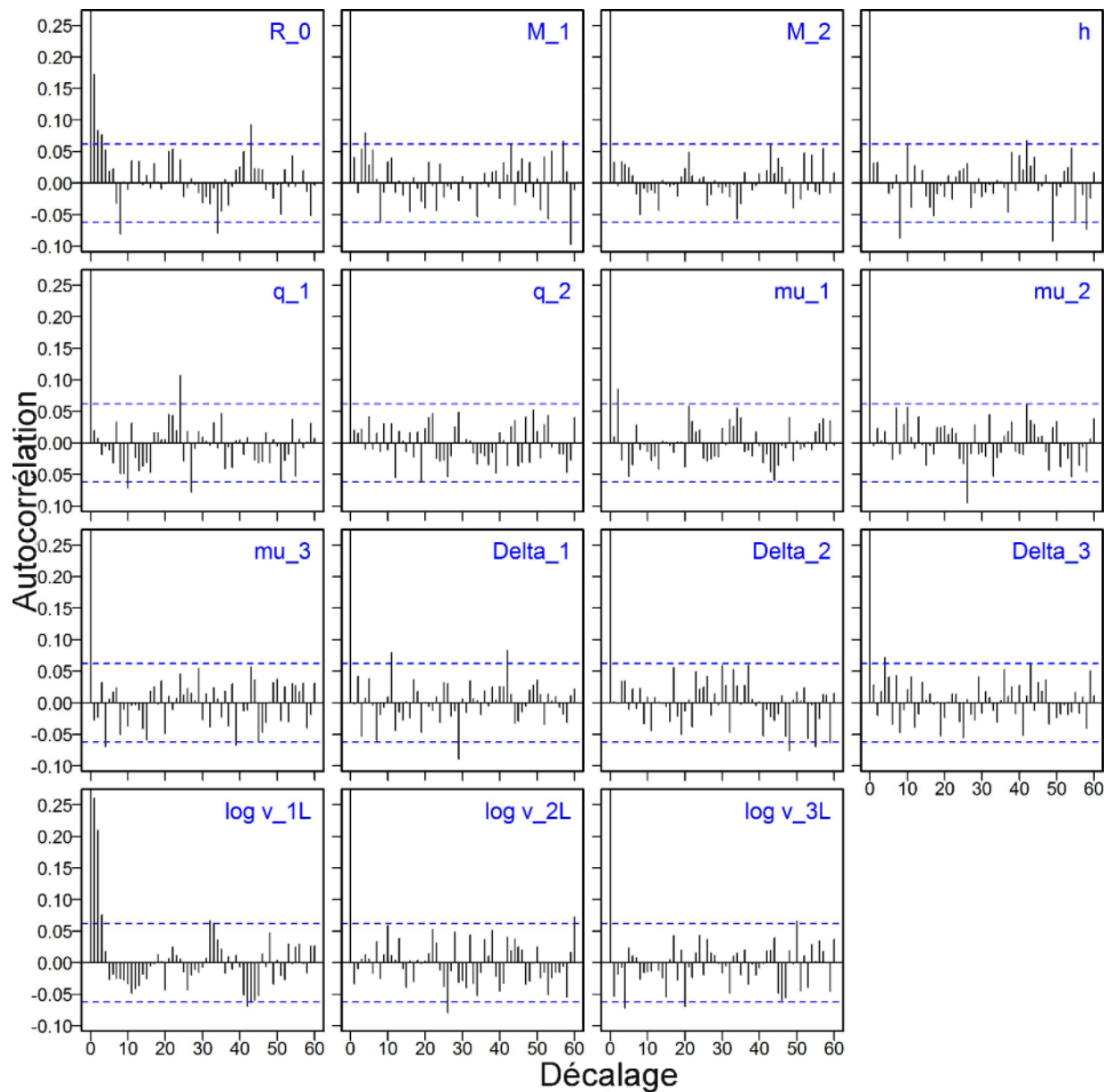


Figure E.27. Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

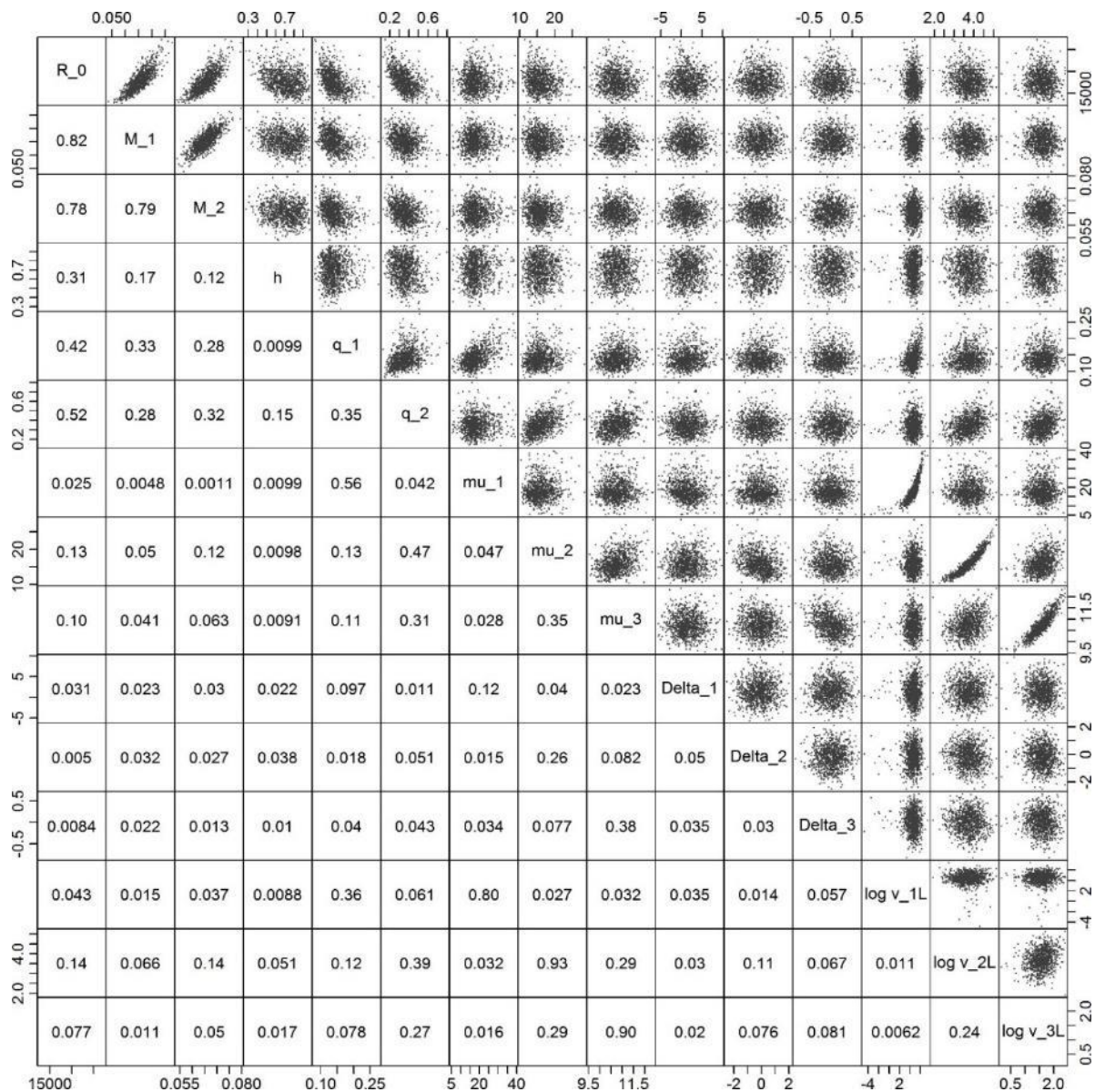


Figure E.28. Tracé par paires des 1 000 échantillons MCMC pour 15 paramètres. Les nombres indiqués dans les panneaux inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.



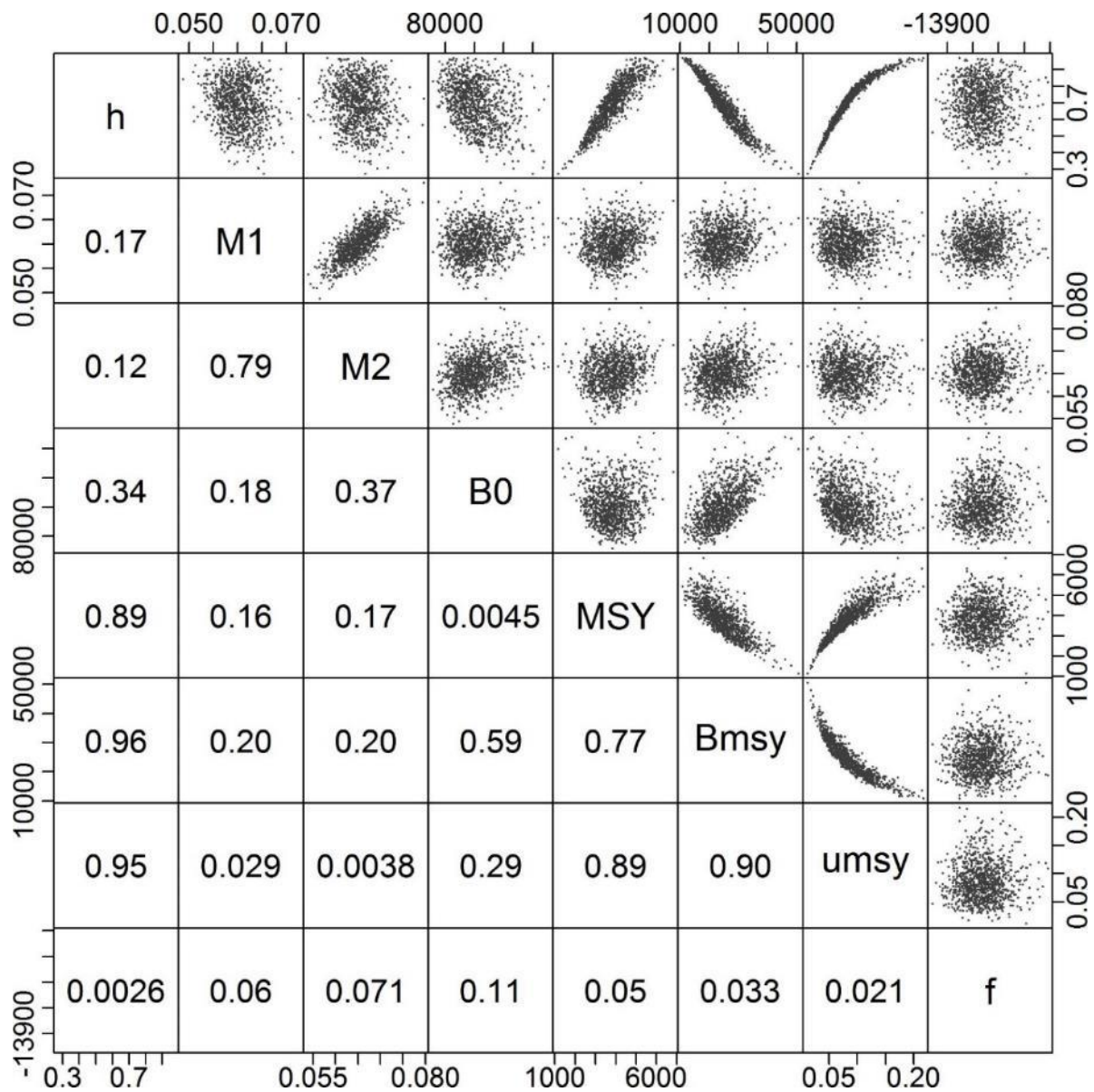


Figure E.29. Tracé par paires des 1 000 échantillons MCMC comparant certains paramètres, les principales quantités dérivées et la valeur de la fonction ( $f$ ). Les nombres indiqués dans les panneaux inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

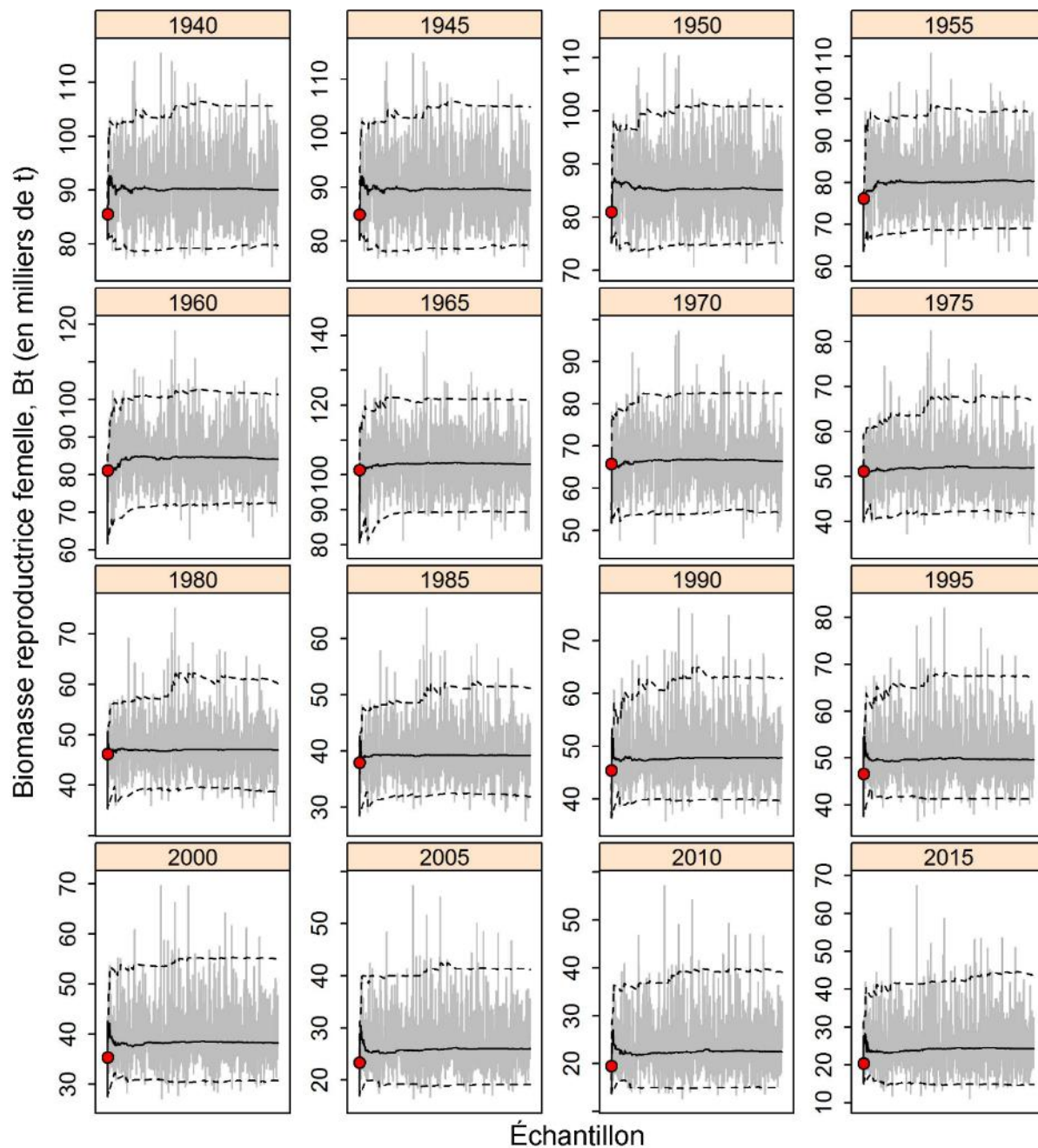


Figure E.30. Courbes MCMC pour les estimations de la biomasse reproductrice femelle à des intervalles de cinq ans. Il convient de noter que les échelles verticales sont différentes pour chaque courbe (afin de montrer la convergence de la chaîne MCMC, plutôt que les différences absolues des valeurs annuelles). Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.



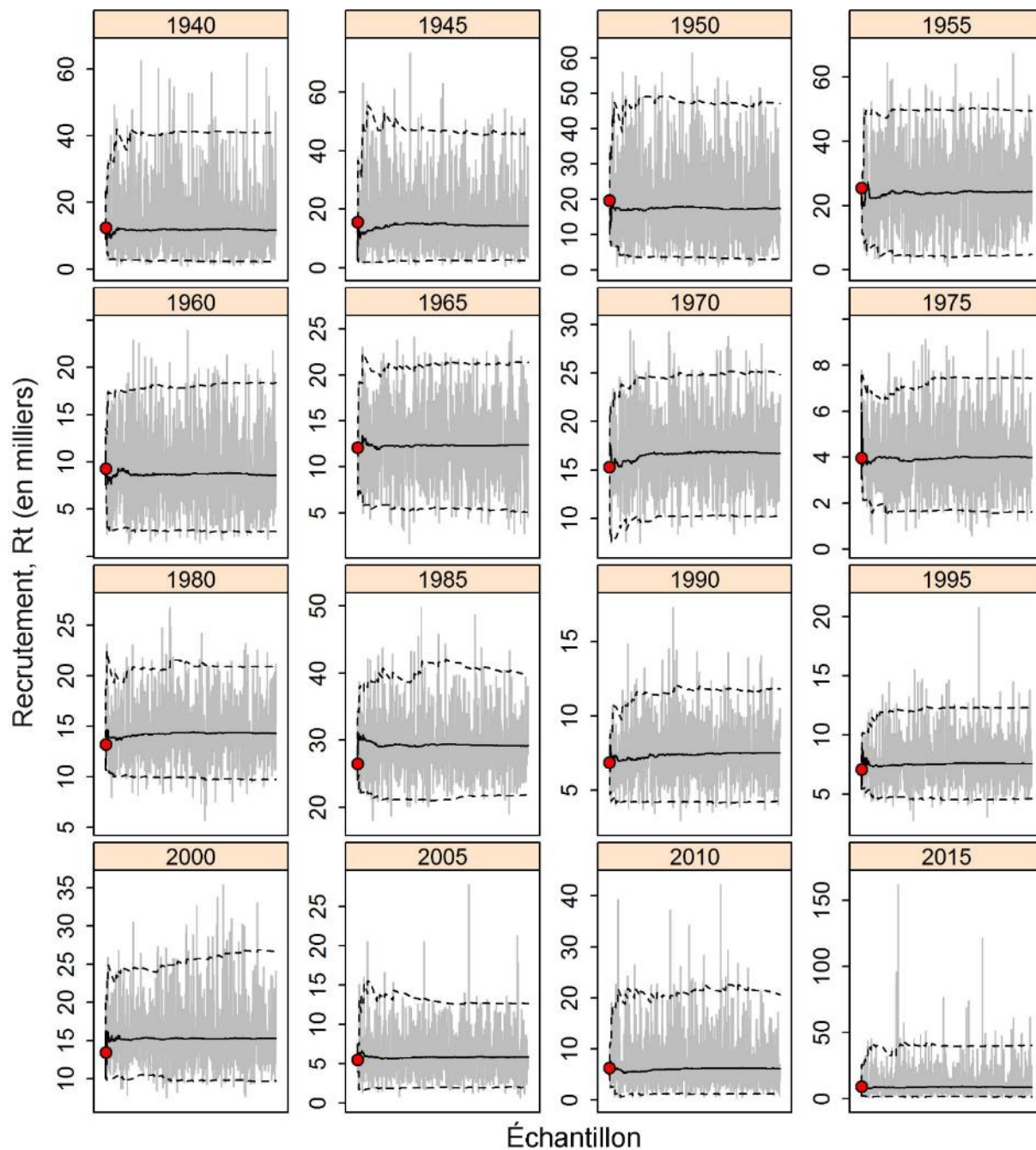


Figure E.31. Courbes MCMC pour les estimations du recrutement à des intervalles de cinq ans. Il convient de noter que les échelles verticales sont différentes pour chaque courbe (afin de montrer la convergence de la chaîne MCMC, plutôt que les différences absolues du recrutement annuel). Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

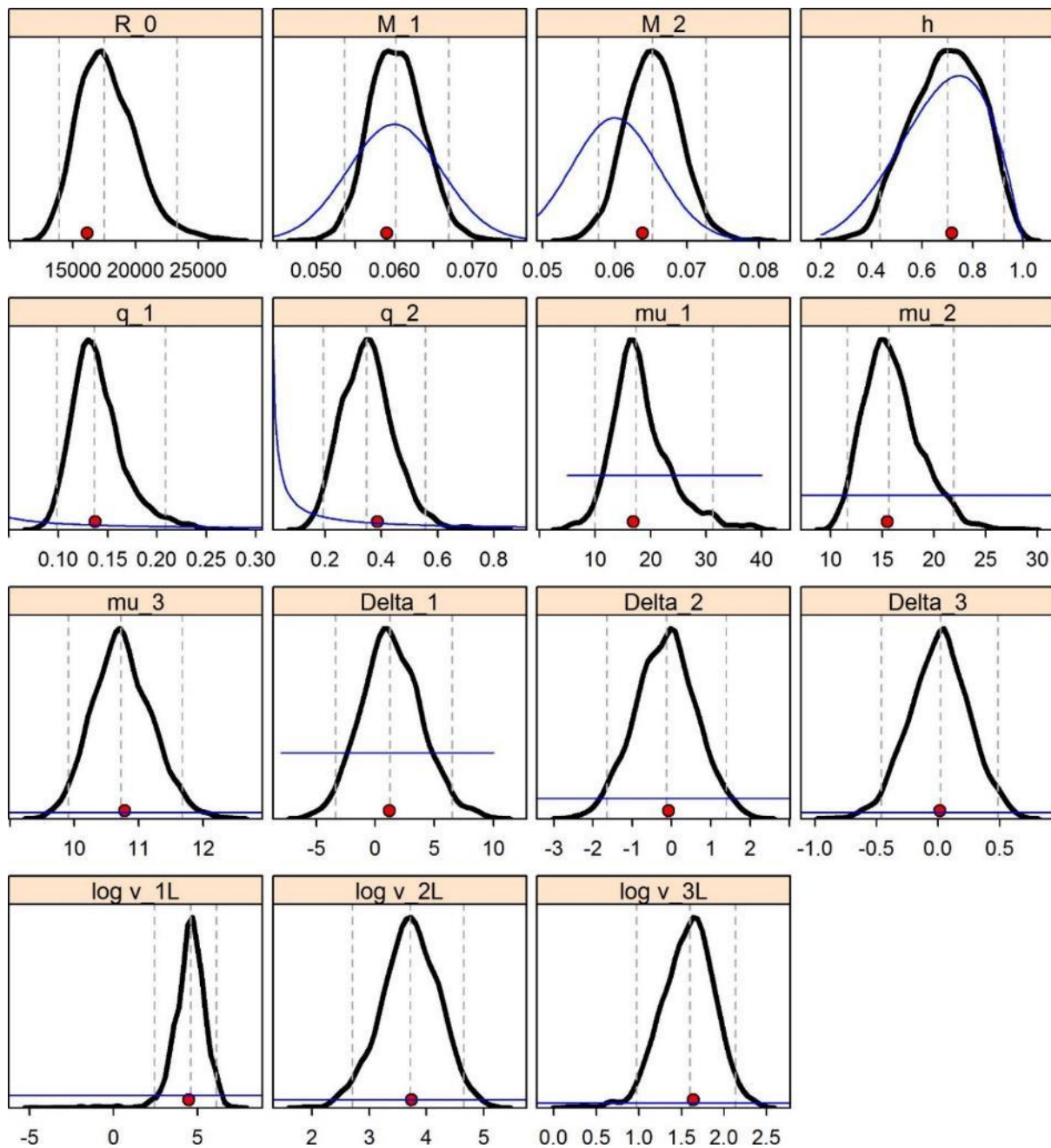


Figure E.32. Densités marginales a posteriori (courbes noires épaisses) et fonctions de densité a priori (courbes bleues fines) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les centiles à 2,5, 50 et 97,5 et les cercles rouges pleins les estimations du MDP. Pour  $R_0$ , l'a priori est une distribution uniforme de la fourchette  $[1, 10000000]$ . Les a priori pour  $q_g$  sont uniformes sur une échelle logarithmique, et par conséquent, la fonction de densité de probabilité est  $1/(x(b - a))$  sur une échelle linéaire (où  $a$  et  $b$  sont les limites sur l'échelle logarithmique).

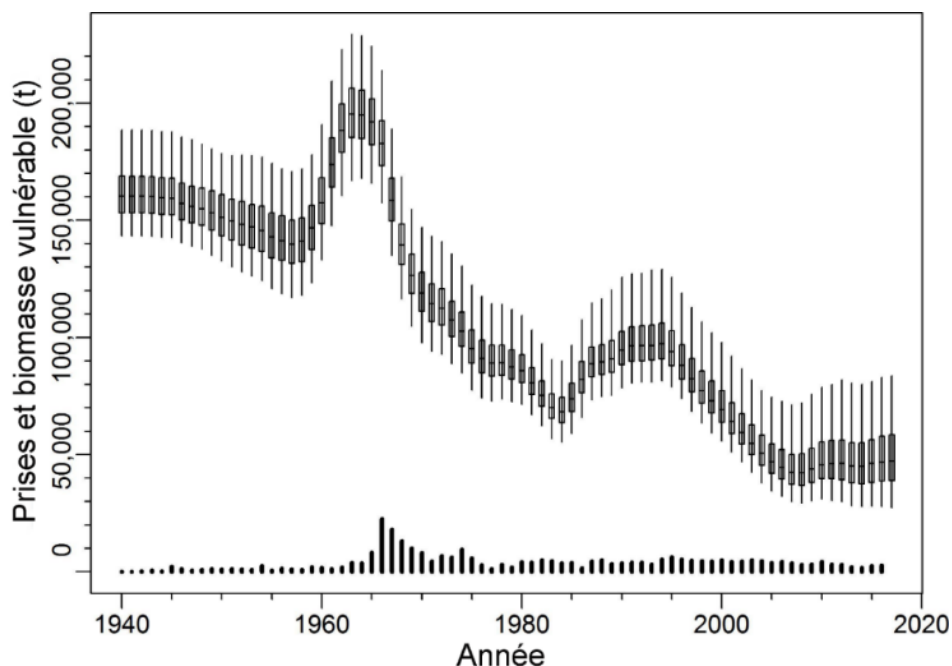


Figure E.33. Biomasse vulnérable estimée (tracés en boîtes) et prises commerciales (barres verticales), en tonnes, dans le temps. Les tracés en boîtes donnent les 2,5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 97,5<sup>e</sup> centiles des résultats de la méthode de MCCM. Les prises sont illustrées afin de comparer leur importance à la biomasse vulnérable estimée.

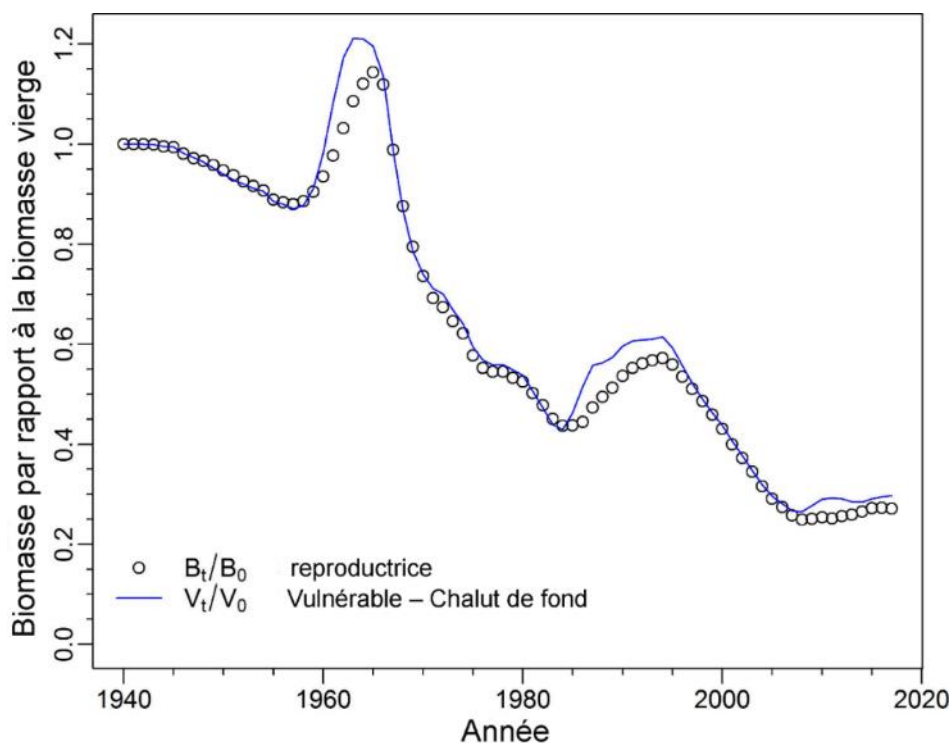


Figure E.34. Changements de  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  (biomasse reproductrice et vulnérable par rapport aux niveaux d'équilibre sans exploitation) dans le temps, illustrés en tant que médianes des a posteriori MCCM.

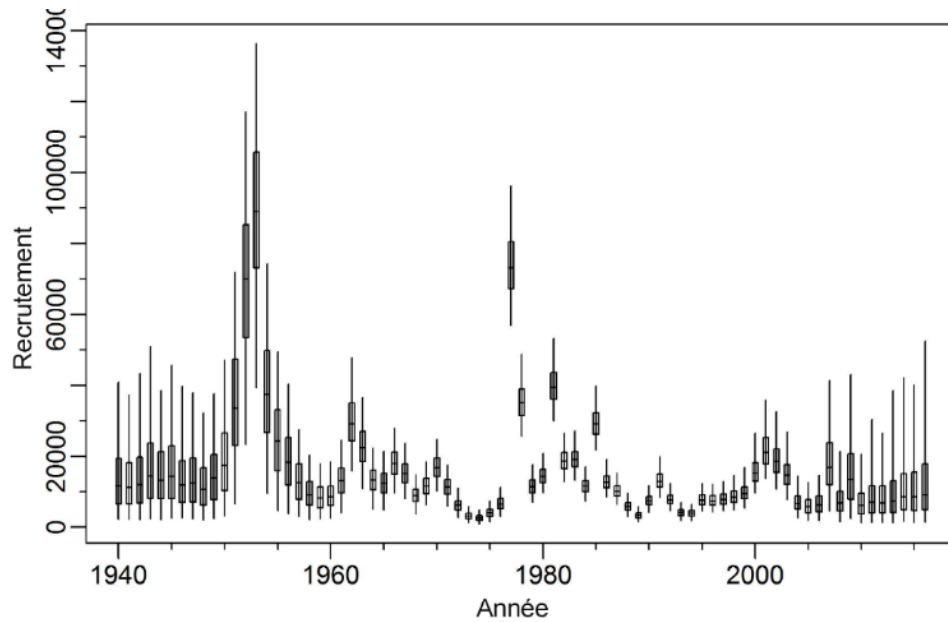


Figure E.35. Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 dans le temps. Les tracés en boîtes donnent les 2,5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 97,5<sup>e</sup> centiles des résultats de la méthode de MCMC. Comme la première année pour laquelle on dispose de données sur l'âge est 1978 et que l'accumulateur selon la classe d'âge est 60, il n'y a pas de données directes sur les poissons d'âge 1 avant 1919. De même, il n'y a pas de données directes sur l'âge pour les dernières années à partir desquelles on pourrait estimer le recrutement car les poissons ne sont pas entièrement sélectionnés avant l'âge de 10,7 ans par les bateaux de pêche commerciale ou avant l'âge de 16,5 ans par les relevés (moyenne des âges médians MCMC à pleine sélectivité pour le relevé  $\mu_{1,2}$ ).

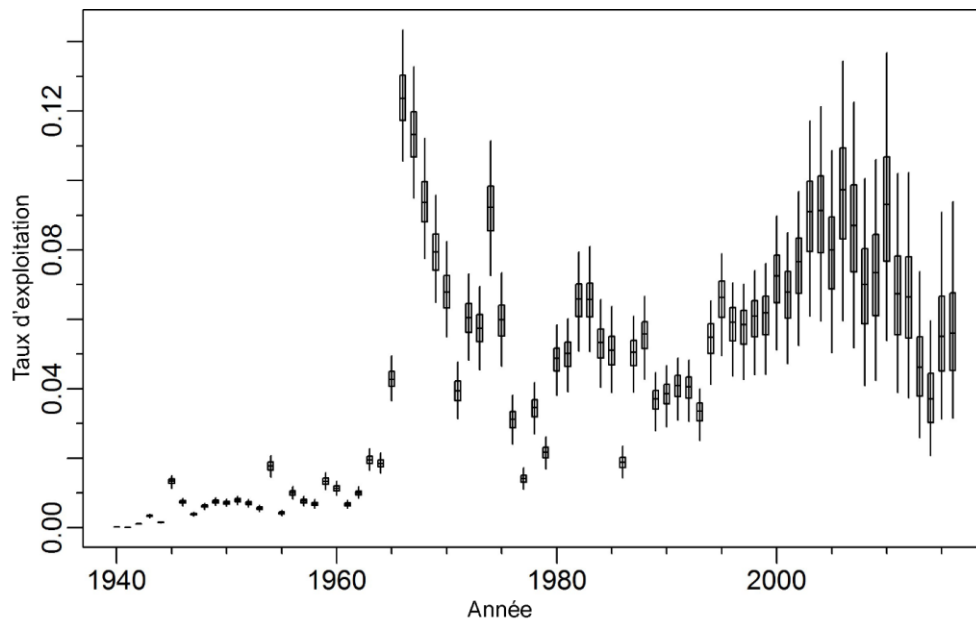


Figure E.36. Distribution marginale a posteriori du taux d'exploitation dans le temps. Les tracés en boîtes donnent les 2,5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 97,5<sup>e</sup> centiles des résultats de la méthode de MCMC.

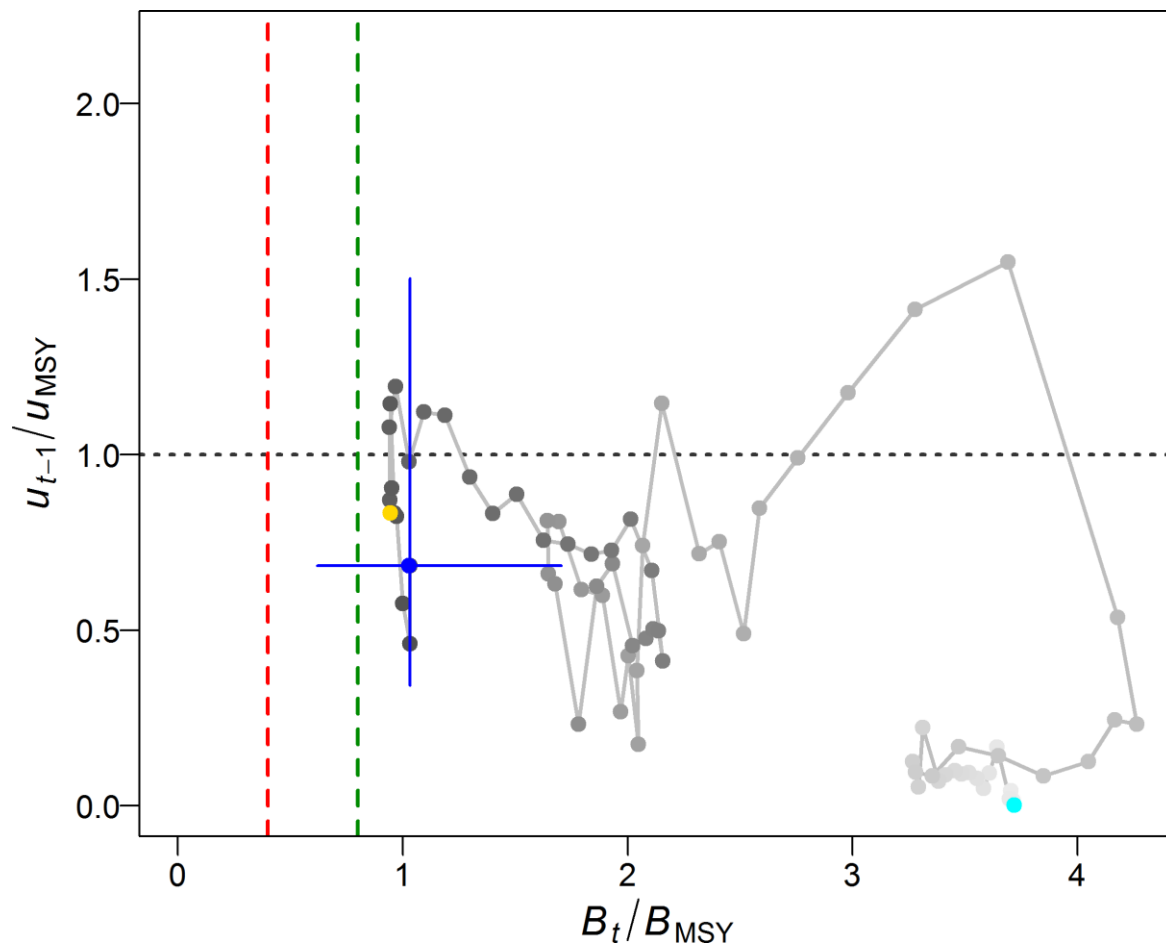


Figure E.37. Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{MSY}$  (la biomasse reproductrice l'année  $t$  par rapport à  $B_{MSY}$ ) et  $u_{t-1}/u_{MSY}$  (le taux d'exploitation l'année  $t-1$  par rapport à  $u_{MSY}$ ). Le cercle plein cyan est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2017) est représentée par un cercle plein bleu; les lignes bleues représentent les centiles à 10 et 90 % des distributions a posteriori pour la dernière année. Le cercle plein doré indique l'état en 2011 ( $B_{2011}/B_{MSY}$ ,  $u_{2010}/u_{MSY}$ ), qui coïncide avec la précédente évaluation du stock en 2010. Les lignes tiretées verticales rouges et vertes indiquent la limite provisoire selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock ( $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$ ), et la ligne pointillée horizontale grise indique  $u$  au rendement maximal soutenu (MSY).



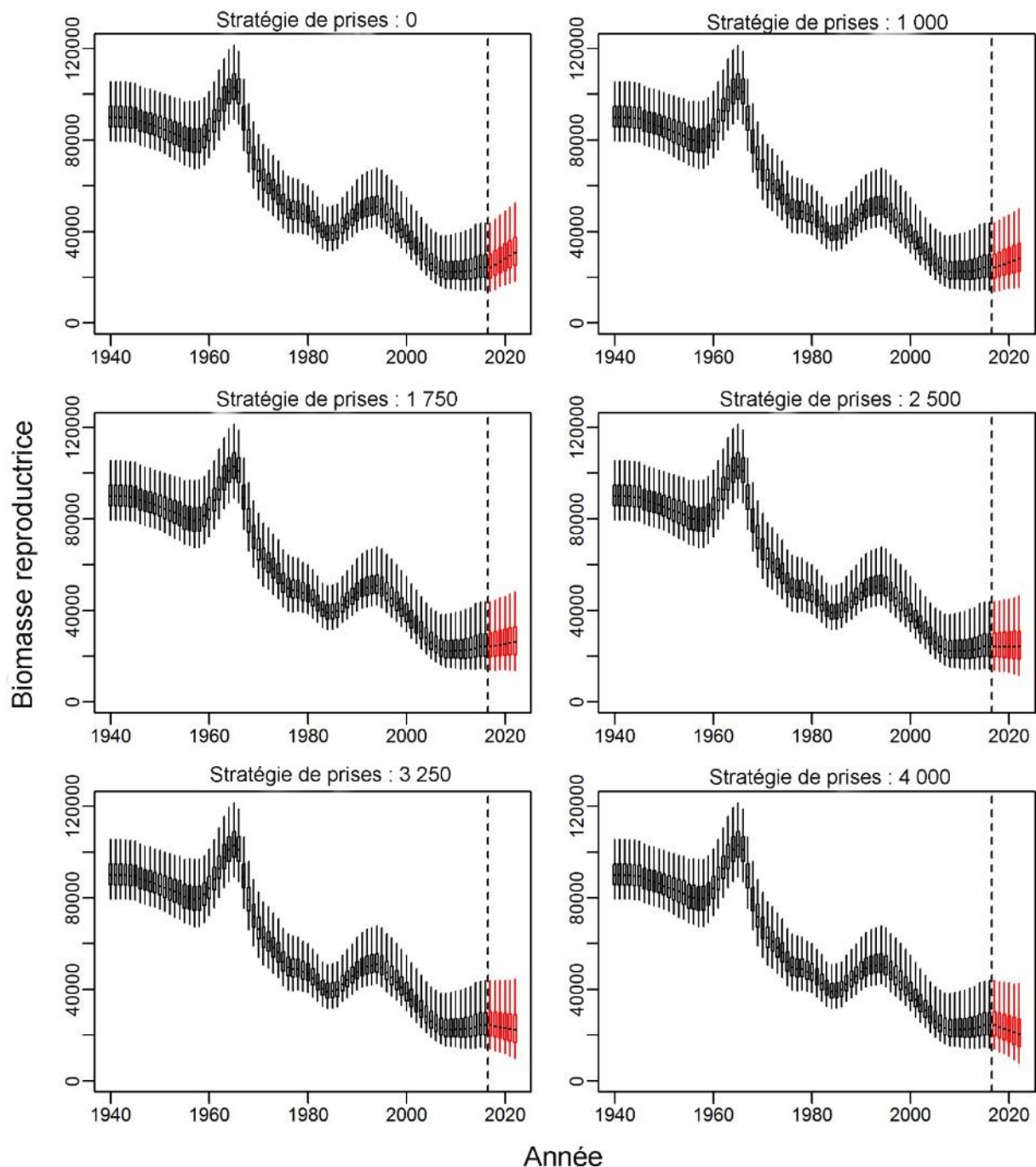


Figure E.38. Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes (t); les tracés en rectangle illustrent les centiles à 2,5, 25, 50, 75 et 97,5 des *a posteriori* des résultats MCCM. Pour chacun des 1 000 échantillons dérivés de la valeur *a posteriori* selon la méthode de MCCM, le modèle a été appliqué vers l'avenir (partie rouge, avec les médianes en noire) avec des prises constantes, et le recrutement a été simulé à partir de la fonction stock-recrutement avec une erreur log-normale (voir l'annexe D). À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

Tableau E.4. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des paramètres du modèle tirés de l'estimation MCCM (voir la définition à l'annexe D).

	5 %	50 %	95 %
$R_0$	14 387	17 516	22 025
$M_1$	0,05495	0,06020	0,06599
$M_2$	0,05951	0,06523	0,07144
$h$	0,4630	0,7018	0,8994
$q_1$	0,1046	0,1366	0,1940
$q_2$	0,2156	0,3480	0,5062
$\mu_1$	11,17	17,41	28,14
$\mu_2$	12,21	15,65	21,09
$\mu_3$	10,03	10,72	11,55
$\Delta_1$	-2,678	1,264	5,818
$\Delta_2$	-1,442	-0,1227	1,124
$\Delta_3$	-0,3857	0,01853	0,4051
$\log v_{1L}$	3,016	4,603	5,904
$\log v_{2L}$	2,848	3,721	4,509
$\log v_{3L}$	1,072	1,600	2,046



Tableau E.5. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des quantités tirées de la méthode de MCCM des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM. Les définitions sont :  $B_0$  – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2017}$  – biomasse reproductrice au début de 2017,  $V_{2017}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2017,  $u_{2016}$  – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016,  $u_{max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon entre 1940 et 2016),  $B_{MSY}$  – biomasse reproductrice à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $u_{MSY}$  – taux d'exploitation à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $V_{MSY}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY). Les valeurs de la biomasse et du rendement maximal soutenu sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

Sortie du modèle

Valeur	Centile		
	5 %	50 %	95 %
$B_0$	81 005	89 993	103 214
$V_0$	144 968	160 337	182 826
$B_{2017}$	15 312	24 302	40 768
$V_{2017}$	29 990	47 272	79 451
$B_{2017}/B_0$	0,177	0,271	0,417
$V_{2017}/V_0$	0,195	0,297	0,45
$u_{2016}$	0,033	0,056	0,085
$u_{max}$	0,108	0,124	0,142

Quantités fondées sur le MSY

Valeur	Centile		
	5 %	50 %	95 %
MSY	2 539	3 843	5 255
$B_{MSY}$	15 743	24 116	34 771
$0.4B_{MSY}$	6 297	9 647	13 908
$0.8B_{MSY}$	12 594	19 293	27 817
$B_{2017}/B_{MSY}$	0,537	1,029	1,964
$B_{MSY}/B_0$	0,183	0,269	0,362
$V_{MSY}$	33,785	47,982	66,674
$V_{MSY}/V_0$	0,218	0,301	0,382
$u_{MSY}$	0,039	0,08	0,148
$u_{2016}/u_{MSY}$	0,292	0,684	1,798

Tableau E.6. Tableau de décision concernant le point de référence limite  $0,4 B_{MSY}$  calculé d'après des projections sur un à cinq ans réalisées en fonction d'une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(B_t > 0,4 B_{MSY})$ , soit la probabilité que la biomasse reproductrice (femelles matures) au début de l'année  $t$  soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités expriment la proportion (à deux décimales) des 1 000 échantillons dérivés de la méthode de MCCM qui affichent une valeur de  $B_t > 0,4 B_{MSY}$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
500	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
750	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
1000	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
1250	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1750	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2000	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2250	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
2500	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97
2750	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97
3000	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,96
3250	0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95
3500	0,99	0,99	0,98	0,97	0,95	0,94
3750	0,99	0,99	0,98	0,96	0,95	0,92
4000	0,99	0,99	0,98	0,96	0,94	0,91
4250	0,99	0,99	0,98	0,95	0,93	0,90
4500	0,99	0,99	0,97	0,95	0,91	0,87
4750	0,99	0,98	0,97	0,94	0,90	0,85
5000	0,99	0,98	0,96	0,94	0,89	0,82

Tableau E.7. Tableau de décision relatif au point de référence supérieur du stock  $0,8 B_{MSY}$  pour les projections sur 1-5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,8 B_{MSY})$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,74	0,78	0,80	0,83	0,85	0,87
250	0,74	0,78	0,80	0,82	0,84	0,85
500	0,74	0,78	0,79	0,81	0,83	0,84
750	0,74	0,77	0,79	0,80	0,81	0,82
1000	0,74	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81
1250	0,74	0,76	0,77	0,78	0,79	0,79
1500	0,74	0,76	0,76	0,78	0,78	0,78
1750	0,74	0,75	0,76	0,77	0,77	0,77
2000	0,74	0,75	0,75	0,75	0,75	0,74
2250	0,74	0,74	0,74	0,73	0,73	0,72
2500	0,74	0,74	0,73	0,72	0,71	0,71
2750	0,74	0,73	0,71	0,71	0,70	0,68
3000	0,74	0,72	0,70	0,69	0,67	0,66
3250	0,74	0,72	0,69	0,67	0,65	0,63
3500	0,74	0,71	0,68	0,66	0,63	0,60
3750	0,74	0,70	0,67	0,64	0,61	0,58
4000	0,74	0,69	0,67	0,63	0,59	0,56
4250	0,74	0,69	0,65	0,61	0,58	0,54
4500	0,74	0,68	0,64	0,60	0,55	0,51
4750	0,74	0,68	0,63	0,59	0,53	0,48
5000	0,74	0,67	0,62	0,57	0,51	0,46

Tableau E.8. Tableau de décision relatif au point de référence  $B_{MSY}$  pour les projections sur 1-5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > B_{MSY})$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,53	0,58	0,63	0,67	0,71	0,74
250	0,53	0,57	0,62	0,66	0,70	0,72
500	0,53	0,57	0,61	0,64	0,68	0,70
750	0,53	0,57	0,60	0,63	0,66	0,68
1000	0,53	0,57	0,59	0,62	0,64	0,67
1250	0,53	0,56	0,58	0,60	0,62	0,64
1500	0,53	0,56	0,57	0,59	0,60	0,61
1750	0,53	0,55	0,56	0,57	0,58	0,59
2000	0,53	0,54	0,55	0,55	0,56	0,57
2250	0,53	0,53	0,54	0,54	0,55	0,55
2500	0,53	0,52	0,52	0,53	0,53	0,52
2750	0,53	0,52	0,52	0,51	0,50	0,51
3000	0,53	0,51	0,50	0,49	0,48	0,48
3250	0,53	0,51	0,49	0,48	0,47	0,46
3500	0,53	0,51	0,48	0,47	0,45	0,44
3750	0,53	0,50	0,48	0,46	0,43	0,41
4000	0,53	0,49	0,47	0,44	0,42	0,39
4250	0,53	0,49	0,47	0,43	0,40	0,37
4500	0,53	0,48	0,46	0,42	0,38	0,35
4750	0,53	0,48	0,44	0,41	0,36	0,32
5000	0,53	0,48	0,43	0,39	0,34	0,31

Tableau E.9. Tableau de décision permettant de comparer la biomasse projetée à la biomasse actuelle, d'après les probabilités  $P(B_t > B_{2017})$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
250	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99
500	0,00	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
750	0,00	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97
1 000	0,00	0,95	0,94	0,94	0,94	0,94
1 250	0,00	0,90	0,90	0,90	0,89	0,89
1 500	0,00	0,84	0,83	0,84	0,82	0,81
1 750	0,00	0,74	0,75	0,74	0,74	0,73
2 000	0,00	0,64	0,65	0,66	0,65	0,64
2 250	0,00	0,55	0,56	0,56	0,55	0,54
2 500	0,00	0,46	0,47	0,46	0,45	0,43
2 750	0,00	0,37	0,37	0,36	0,35	0,35
3 000	0,00	0,30	0,29	0,30	0,28	0,28
3 250	0,00	0,23	0,23	0,23	0,23	0,22
3 500	0,00	0,19	0,19	0,17	0,17	0,17
3 750	0,00	0,14	0,15	0,14	0,14	0,14
4 000	0,00	0,11	0,11	0,12	0,11	0,10
4 250	0,00	0,09	0,09	0,09	0,09	0,08
4 500	0,00	0,06	0,07	0,07	0,06	0,07
4 750	0,00	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
5 000	0,00	0,03	0,04	0,04	0,04	0,03

Tableau E.10. Tableau de décision permettant de comparer le taux d'exploitation projeté à celui au rendement maximal soutenu MSY, de sorte que les valeurs soient  $P(u_t > u_{MSY})$ , c'est-à-dire la probabilité que le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t$  soit supérieur à celui au rendement maximal soutenu MSY. À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
250	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
500	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
750	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1000	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
1250	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
1500	0,06	0,06	0,06	0,07	0,07	0,06
1750	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11
2000	0,15	0,15	0,16	0,16	0,17	0,18
2250	0,19	0,19	0,20	0,21	0,22	0,22
2500	0,23	0,23	0,24	0,26	0,26	0,27
2750	0,28	0,29	0,30	0,32	0,33	0,33
3000	0,33	0,34	0,37	0,38	0,39	0,40
3250	0,39	0,40	0,42	0,43	0,45	0,46
3500	0,44	0,45	0,47	0,50	0,51	0,52
3750	0,48	0,50	0,52	0,55	0,57	0,59
4000	0,52	0,55	0,57	0,60	0,62	0,63
4250	0,57	0,59	0,62	0,65	0,67	0,68
4500	0,60	0,64	0,67	0,69	0,71	0,72
4750	0,65	0,67	0,70	0,72	0,75	0,76
5000	0,68	0,71	0,74	0,76	0,78	0,79

Tableau E.11. Tableau de décision relatif à l'autre point de référence limite du stock  $0,2 B_0$  pour les projections sur 1-5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,2 B_0)$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,88	0,92	0,95	0,97	0,98	0,98
250	0,88	0,91	0,94	0,96	0,97	0,98
500	0,88	0,91	0,94	0,95	0,96	0,97
750	0,88	0,90	0,93	0,94	0,95	0,96
1000	0,88	0,90	0,92	0,93	0,94	0,94
1250	0,88	0,90	0,90	0,92	0,92	0,93
1500	0,88	0,89	0,90	0,91	0,91	0,91
1750	0,88	0,89	0,89	0,89	0,89	0,89
2000	0,88	0,88	0,88	0,88	0,87	0,86
2250	0,88	0,87	0,87	0,85	0,84	0,83
2500	0,88	0,87	0,86	0,83	0,82	0,81
2750	0,88	0,86	0,84	0,82	0,80	0,78
3000	0,88	0,86	0,82	0,80	0,78	0,75
3250	0,88	0,85	0,81	0,78	0,76	0,72
3500	0,88	0,85	0,80	0,76	0,72	0,69
3750	0,88	0,84	0,78	0,74	0,70	0,66
4000	0,88	0,83	0,77	0,72	0,67	0,63
4250	0,88	0,82	0,76	0,70	0,65	0,59
4500	0,88	0,81	0,75	0,68	0,62	0,57
4750	0,88	0,80	0,74	0,67	0,59	0,54
5000	0,88	0,79	0,72	0,65	0,57	0,50

Tableau E.12. Tableau de décision relatif à l'autre point de référence supérieur du stock  $0,4 B_0$  pour les projections sur 1-5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,4 B_0)$ . À titre de référence, les prises moyennes sur les cinq dernières années (de 2012 à 2016) s'élèvent à 2 397 t.

	2017	2018	2019	2020	2021	2022
0	0,07	0,10	0,13	0,17	0,22	0,27
250	0,07	0,10	0,13	0,16	0,21	0,25
500	0,07	0,10	0,12	0,15	0,19	0,22
750	0,07	0,10	0,11	0,14	0,18	0,21
1000	0,07	0,09	0,10	0,14	0,16	0,19
1250	0,07	0,09	0,10	0,13	0,15	0,17
1500	0,07	0,09	0,10	0,12	0,14	0,16
1750	0,07	0,09	0,10	0,11	0,13	0,14
2000	0,07	0,08	0,10	0,10	0,12	0,13
2250	0,07	0,08	0,09	0,10	0,10	0,12
2500	0,07	0,08	0,09	0,09	0,10	0,10
2750	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09
3000	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
3250	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07
3500	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06
3750	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	0,05
4000	0,07	0,07	0,06	0,05	0,05	0,04
4250	0,07	0,07	0,06	0,05	0,04	0,04
4500	0,07	0,06	0,06	0,05	0,04	0,03
4750	0,07	0,06	0,05	0,04	0,04	0,03
5000	0,07	0,06	0,05	0,04	0,03	0,03

---

## E.5. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Sept analyses de sensibilité ont été réalisées (avec des simulations MCCM entières équivalentes aux spécifications du scénario de référence) afin de voir comment le scénario de base (Run09) évoluait lorsque l'on modifiait les intrants :

- **Sens1** (Run08) - ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte avec une sélectivité fixe;
- **Sens2** (Run15) - ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte avec une sélectivité en forme de dôme et en ajoutant le seul échantillon de la composition selon l'âge de 1999;
- **Sens3** (Run20) - utiliser les CV observés des relevés sans ajouter d'erreur de processus;
- **Sens4** (Run14) - utiliser un autre a priori normal des deux paramètres  $M$  avec moyenne=0,07 et ET=0,014;
- **Sens5** (Run17) - utiliser un a priori uniforme pour  $M$ ;
- **Sens6** (Run18) - diviser par deux les prises au chalut pendant la période des flottes étrangères (1965-1975);
- **Sens7** (Run19) - doubler les prises au chalut pendant la période des flottes étrangères (1965-1975).

Ces analyses ont utilisé les mêmes pondérations de relevé ajustées selon l'ETRN que le scénario de référence, sauf pour l'analyse de sensibilité 3, qui a utilisé les pondérations nominales du relevé sans erreur de processus ajoutée. La procédure de repondération décrite dans Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge a été appliquée à chaque analyse de sensibilité. Les différences entre les analyses sont résumées dans les tableaux E.13 et E.14 et sur les figures E.39-E.41. Les graphiques de diagnostic pour les MCCM de sensibilité sont reproduits sur les figures E.48 à E.68.

En ajoutant la série d'indices du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte, on abaisse l'état du stock, que la sélectivité du relevé soit fixe (Sensibilité 1) ou ajustée en forme de dôme (Sensibilité 2). La médiane  $B_{2017}=B_{MSY}$  pour le scénario de référence est de 1,03, et diminue pour passer à 0,75 et 0,81 pour les Sensibilités 1 et 2, respectivement.

Dans le document de travail remis aux participants à l'examen régional par les pairs, l'analyse Run08 (sensibilité 1) a été présentée comme le scénario de référence, essentiellement pour correspondre aux choix de données effectués pour l'évaluation du stock en 2010 (Edwards *et al.* 2012). Le processus d'examen par les pairs a néanmoins permis de souligner que ce relevé ne couvre pas toute la gamme de profondeurs du sébaste à longue mâchoire, puisque les chaluts ne descendent qu'à 200 m environ (voir la figure B.37), alors que le poisson occupe généralement des profondeurs allant jusqu'à 400 m (voir la figure B.18) et que les taux de prise les plus élevés sont à plus de 200 m de profondeur. De même, ce relevé ne couvre qu'une partie relativement petite du canyon de l'île Goose à l'ouest de l'île Calvert (par exemple, figure B.36), mais le stock est bien réparti dans tout le bassin de la Reine-Charlotte, surtout le long de ses limites extérieures (par exemple, figure B.17). La conception du relevé de la crevette est optimisée pour la crevette, qui est présente dans des eaux moins profondes où les sébastes à longue mâchoire juvéniles sont plus nombreux, et la doublure de filet à mailles fines dans le cul de chalut est conçue pour attraper des crevettes; par conséquent, le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte donne probablement un indice relativement médiocre de la population de sébastes à longue mâchoire adultes. Pour combler le manque de sébastes à longue mâchoire plus âgés, présents dans les eaux plus profondes, dans ce relevé, la

---

Sensibilité 2 a supposé une sélectivité en forme de dôme avec une vulnérabilité décroissante des poissons plus âgés (figure E.42), mais les estimations des paramètres qui ont été obtenues de cette manière différaient peu de celles fournies par une sélectivité fixe (tableau E.14). L'insensibilité des estimations des paramètres à ce changement d'hypothèse peut être due à la petite quantité de données disponibles sur la composition selon l'âge pour ce relevé (une seule année d'échantillon). Compte tenu de la couverture de la superficie et de la profondeur dans ce relevé et du fait qu'elle est redondante de celle du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, qui est spécialement conçu pour surveiller les espèces de poissons de fond, les participants à l'examen régional par les pairs ont décidé d'exclure ce relevé du modèle du scénario de référence et de fonder l'avis qu'ils enverraient aux gestionnaires sur les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose et les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte.

La Sensibilité 3 étudie l'effet de la repondération des CV du relevé en exécutant le modèle avec les CV du relevé observés (c-à-d. sans erreur de processus supplémentaire). La figure E.43 montre comment les CV du relevé diffèrent entre le scénario de référence et la Sensibilité 3 : les CV observés des relevés historiques dans le canyon de l'île Goose étaient plus petits que ceux utilisés dans le scénario de référence, mais ceux observés dans les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte étaient plus grands. La repondération du scénario de référence pondère effectivement à la baisse du relevé dans le canyon de l'île Goose tout en pondérant à la hausse celui dans le bassin de la Reine-Charlotte, ce qui contraint l'ajustement à mieux correspondre à l'abondance relative de ce dernier. Nous considérons que la pondération du scénario de référence est plus appropriée, car le relevé historique dans le canyon de l'île Goose est une série assemblée à partir de relevés sans lien entre eux à l'aide d'une conception de station fixe (voir la section B.3) alors que le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte est spécialement conçu pour le poisson de fond et fait appel à une conception à stratification aléatoire (voir la section B.4). Il faut donc accorder un poids plus grand à la série de relevés plus récents et mieux conçus. Même si la plupart des estimations médianes des paramètres sont semblables à celles du scénario de référence (tableau E.13), l'estimation médiane de la taille du stock, représentée par  $R_0$ , est environ 2 % plus élevée que dans le scénario de référence. On obtient ainsi une estimation médiane de  $B_{2017}$  plus élevée que dans le scénario de référence (28 968 t contre 24 302 t, respectivement), qui traduit sans doute les différences dans les distributions a posteriori de la taille du stock. Comme la biomasse reproductrice actuelle estimée est plus grande, alors que tout le reste demeure semblable, l'estimation de l'état du stock est meilleure dans cette analyse de sensibilité.

Les Sensibilités 4 et 5 étudient les effets de la variation des a priori sur la mortalité naturelle  $M$  (figures E.40 et E.41). Dans le scénario de référence, l'a priori pour  $M$  a une moyenne de 0,06 avec un CV de 10 %, qui constitue un a priori étroit et uniquement marginalement meilleur qu'une valeur fixée pour ce paramètre; cependant, les CV des a posteriori pour  $M$  sont plus petits que celui de l'a priori (5,6 %, figure E.44), et la moyenne de l'a posteriori diffère à peine de celle de l'a priori pour les femelles tout en augmentant de 9 % pour les mâles. L'ajout du relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte n'a pas fait varier de manière sensible les moyennes ou les écarts-types des valeurs estimées de  $M$  (figure E.45). Lorsque la moyenne de l'a priori a été portée à 0,07 et le CV élargi à 20 % (figure E.46), le modèle converge vers une valeur de  $M$  plus élevée pour les deux sexes, mais la moyenne de l'a posteriori est inférieure de 3 % à celle de l'a priori pour les femelles et supérieure de 5 % à celle-ci pour les mâles, tandis que le CV a posteriori de  $M$  est de moins de 10 % pour les deux sexes. Ce modèle génère toutefois une autocorrélation importante dans un certain nombre de paramètres, notamment les deux paramètres de  $M$  (figure E.59). On obtient des résultats semblables à partir d'un modèle en utilisant un a priori uniforme pour  $M$  (pas d'attente, figure E.47), avec la moyenne de la distribution a posteriori de  $M$  se situant juste en-dessous de 0,07 pour les



femelles et à 0,075 pour les mâles, le CV étant proche de 10 % pour les deux sexes. Avec la Sensibilité 5, l'état du stock est légèrement supérieur à celui obtenu avec la Sensibilité 4, bien que semblable, et on note à nouveau une forte autocorrélation entre tous les paramètres principaux (figure E.62). Les diagnostics MCCM pour ces deux analyses indiquent que cette procédure n'a probablement pas convergé (en particulier l'analyse 5), ce qui donne des estimations non fiables des paramètres.

Il est cependant intéressant de noter que même avec un a priori uniforme, les estimations de  $M$  s'échelonnent de 0,057 à 0,080 (intervalle de crédibilité de 5-95 % pour les femelles) et de 0,062 à 0,088 (intervalle de crédibilité de 5-95 % pour les mâles), ce qui indique que l'a priori de  $M$  utilisé dans le scénario de référence est cohérent avec les données sur la composition selon l'âge et que la contrainte imposée par l'a priori de  $M$  dans le scénario de référence est appropriée puisque l'on obtient des diagnostics de MCCM bien meilleurs pour l'analyse du scénario de référence.

Les Sensibilités 6 et 7 étudient les effets d'une mauvaise spécification des prises pendant la période où l'activité des flottes étrangères était la plus intense. Ketchen (1980) donne des estimations minimales, intermédiaires et maximales des prises de sébaste et de sébaste à longue mâchoire par les chalutiers russes et japonais dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 1965 et 1975. Traditionnellement, les évaluations du stock de sébaste à longue mâchoire ont utilisé les estimations intermédiaires, mais celles-ci pourraient comporter un biais. Les intrants sur les prises de 1965 à 1975 dans le modèle sont arbitrairement divisés par deux dans la Sensibilité 6, et arbitrairement doublés dans la Sensibilité 7. Comme on pouvait le prédire, l'état du stock se déplace vers la droite si les prises sont divisées par deux et une proportion plus grande de la distribution a posteriori de  $B_{2017}/B_{MSY}$  se trouve dans la zone saine. À l'inverse, l'état du stock se déplace vers la gauche, dans la zone de prudence, lorsque les prises sont doublées (figure E.39). La médiane  $B_{2017}/B_{MSY}$  pour le scénario de référence est de 1,03, et passe à 1,18 et 0,83 pour les Sensibilités 6 et 7, respectivement.

Les instabilités des chaînes MCCM apparaissent lorsque l'on double les prises étrangères (figures E.66-E.68), mais pas lorsqu'on les divise par deux (figures E.63-E.65).

Tableau E.13. Valeurs médianes des 1 000 échantillons MCCM pour les principaux paramètres estimés, comparant l'analyse du scénario de référence (analyse 9) aux analyses de sensibilité (8-20).  $R$  = Run (analyse),  $S$  = Sensibilité Les indices numériques autres que ceux de  $R_0$  et  $M$  indiquent les types d'engins  $g$  suivants : 1 = relevé historique dans le canyon de l'île Goose, 2 = relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, [3] = relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte et 3 = pêche commerciale au chalut de fond.

	Scénario de référence (R09)	S1(R08)	S2(R15)	S3(R20)	S4(R14)	S5(R17)	S6(R18)	S7(R19)
$R_0$	17 516	16 657	16 932	17 844	22 561	23 915	15 322	23 814
$M_1$	0,0602	0,0595	0,0598	0,0599	0,0673	0,0686	0,0620	0,0595
$M_2$	0,0652	0,0644	0,0650	0,0650	0,0734	0,0748	0,0666	0,0650
$h$	0,702	0,653	0,671	0,726	0,686	0,684	0,743	0,611
$q_1$	0,137	0,143	0,141	0,134	0,117	0,117	0,145	0,117
$q_2$	0,348	0,388	0,380	0,292	0,278	0,262	0,368	0,282
$q_{[3]}$		0,0219	0,0288					
$\mu_1$	17,4	17,9	17,5	16,9	17,6	17,9	17,4	17,6
$\mu_2$	15,6	14,9	15,0	14,6	15,2	15,2	15,9	14,8
$\mu_{[3]}$			13,2					
$\mu_3$	10,7	10,7	10,7	10,6	10,7	10,7	10,8	10,6

	Scénario de référence (R09)	S1(R08)	S2(R15)	S3(R20)	S4(R14)	S5(R17)	S6(R18)	S7(R19)
$\Delta_1$	1,26	1,55	1,43	1,20	1,27	1,39	1,30	1,30
$\Delta_2$	-0,123	-0,0818	-0,0737	-0,0861	-0,102	-0,104	-0,128	-0,0444
$\Delta_{[3]}$			0,0567					
$\Delta_3$	0,0185	0,0260	0,0122	0,0314	0,0144	0,0122	-0,00672	0,0152
$\log v_{1L}$	4,60	4,68	4,63	4,55	4,61	4,61	4,60	4,60
$\log v_{2L}$	3,72	3,59	3,57	3,57	3,62	3,65	3,75	3,59
$\log v_{[3]L}$			1,05					
$\log v_{[3]R}$			10,4					
$\log v_{3L}$	1,60	1,56	1,57	1,50	1,56	1,55	1,60	1,52

Tableau E.14. Les 50<sup>es</sup> centiles des quantités tirées de la méthode de MCCM des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM pour chaque analyse. Les définitions sont :  $B_0$  – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2017}$  – biomasse reproductrice au début de 2017,  $V_{2017}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2017,  $u_{2016}$  – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016,  $u_{max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon entre 1940 et 2016),  $B_{MSY}$  – biomasse reproductrice à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $u_{MSY}$  – taux d'exploitation à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $V_{MSY}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY). Les valeurs de la biomasse et du rendement maximal soutenu sont exprimées en tonnes.

	Scénario de référence (R09)	S1(R08)	S2(R15)	S3(R20)	S4(R14)	S5(R17)	S6(R18)	S7(R19)
$B_0$	89 993	87 245	87 856	92 397	96 338	97 524	74 848	125 119
$V_0$	160 337	155 534	156 331	164 689	170 726	173 515	134 024	221 567
$B_{2017}$	24 302	18 861	19 799	28 968	31 340	33 155	22 110	30 223
$V_{2017}$	47 272	36 794	38 693	56 080	60 355	63 211	43 165	58 554
$B_{2017}/B_0$	0,271	0,217	0,225	0,320	0,331	0,340	0,296	0,250
$V_{2017}/V_0$	0,297	0,237	0,247	0,346	0,356	0,369	0,323	0,271
$u_{2016}$	0,0560	0,0707	0,0673	0,0470	0,0437	0,0417	0,0610	0,0452
$u_{max}$	0,124	0,127	0,127	0,125	0,110	0,107	0,102	0,161
MSY	3,843	3,396	3,542	4,072	4,347	4,446	3,472	4,481
$B_{MSY}$	24,116	24,997	24,772	24,009	26,126	27,103	18,887	38,029
$0.4B_{MSY}$	9,647	9,999	9,909	9,604	10,450	10,841	7,555	15,212
$0.8B_{MSY}$	19,293	19,998	19,818	19,207	20,901	21,682	15,110	30,423
$B_{2017}/B_{MSY}$	1,03	0,748	0,815	1,26	1,22	1,28	1,18	0,831
$B_{MSY}/B_0$	0,269	0,289	0,283	0,260	0,275	0,275	0,254	0,304
$V_{MSY}$	47,982	49,186	48,731	48,419	52,485	54,083	38,170	74,017
$V_{MSY}/V_0$	0,301	0,319	0,312	0,292	0,308	0,310	0,287	0,333
$u_{MSY}$	0,0800	0,0695	0,0730	0,0850	0,0840	0,0840	0,0910	0,0620
$u_{2016}/u_{MSY}$	0,684	1,04	0,933	0,539	0,523	0,485	0,656	0,723

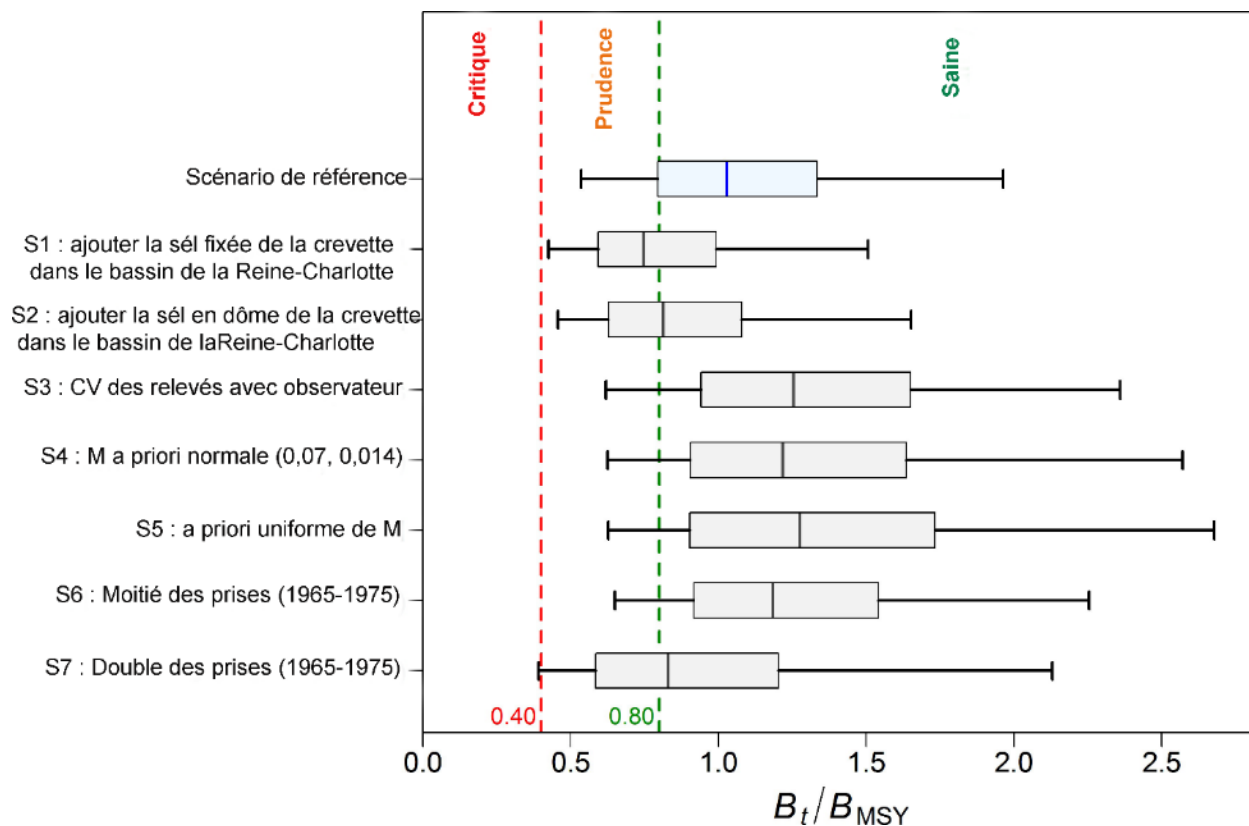


Figure E.39. État au début de 2017 du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC par rapport aux points de référence provisoires selon l'AP du MPO de  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  pour l'évaluation du stock du scénario de référence (Run09) et sept analyses de sensibilité : S1 = (Run08) ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte selon une courbe de sélectivité fixe; S2 = (Run15) ajouter le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte selon une courbe de sélectivité ajustée en forme de dôme; S3 = (Run20) utiliser les CV observés du relevé sans ajouter d'erreur de processus; S4 = (Run14) utiliser un a priori normal pour M avec une moyenne de 0,07 et un écart-type de 0,014 (CV=20 %); S5 = (Run17) utiliser un a priori uniforme pour M; S6 = (Run18) diviser par deux les prises des années 1965-1975 (période d'activité maximale des flottes étrangères); S7 = (Run19) doubler les prises des années 1965-1975. Les tracés en boîtes montrent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM.

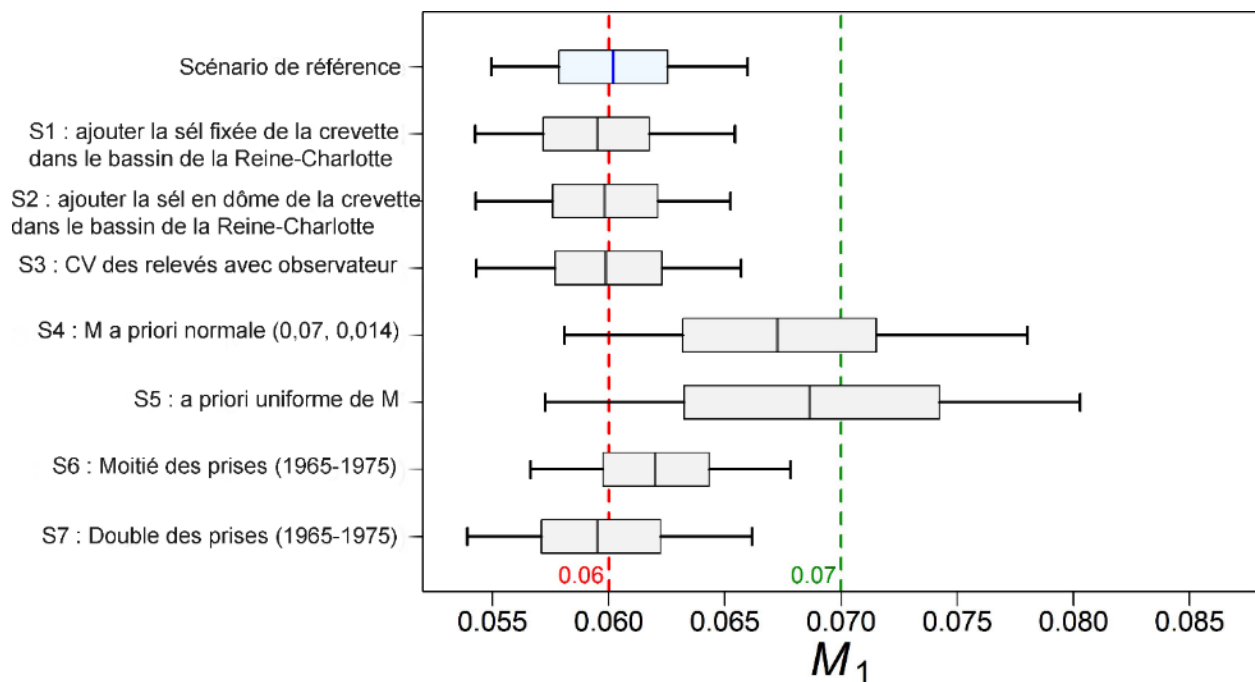


Figure E.40. Mortalité naturelle estimée des femelles ( $M_1$ ) du stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC au début de 2017 pour l'analyse du scénario de référence et les sept analyses de sensibilité (voir les détails dans la légende de la figure E.39).

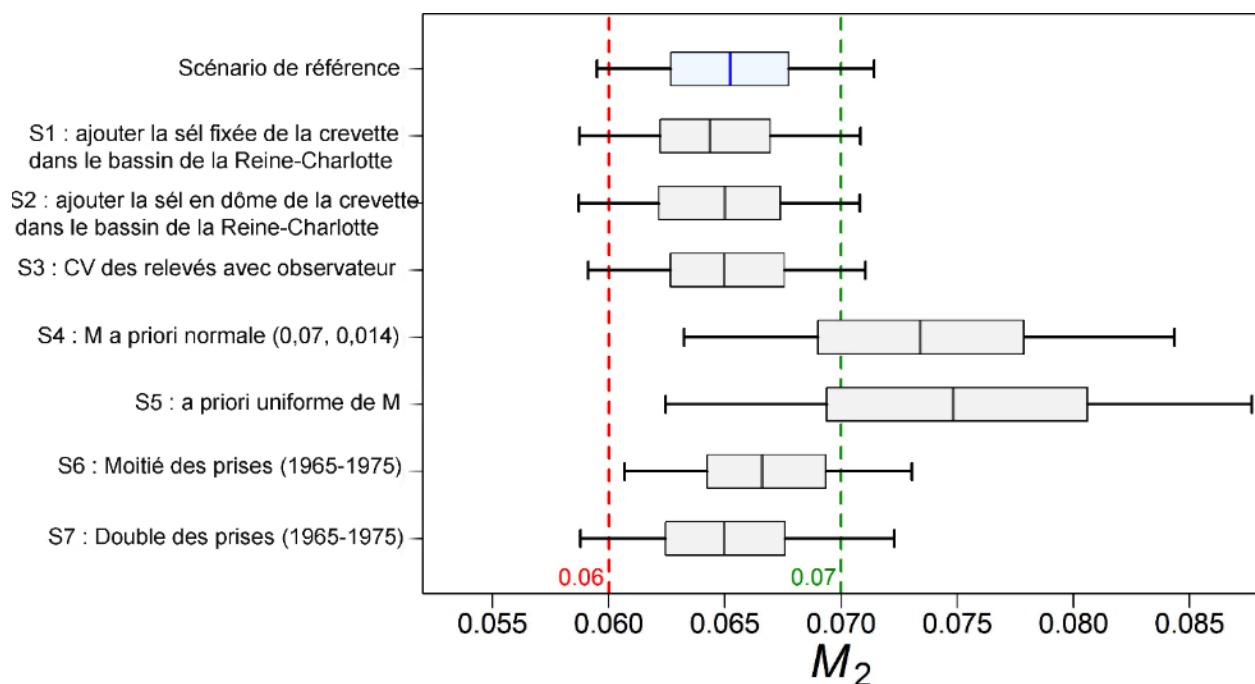


Figure E.41. Mortalité naturelle estimée des mâles ( $M_2$ ) du stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC au début de 2017 pour l'analyse du scénario de référence et les sept analyses de sensibilité (voir les détails dans la légende de la figure E.39).

## Sélectivité du sébaste à longue mâchoire

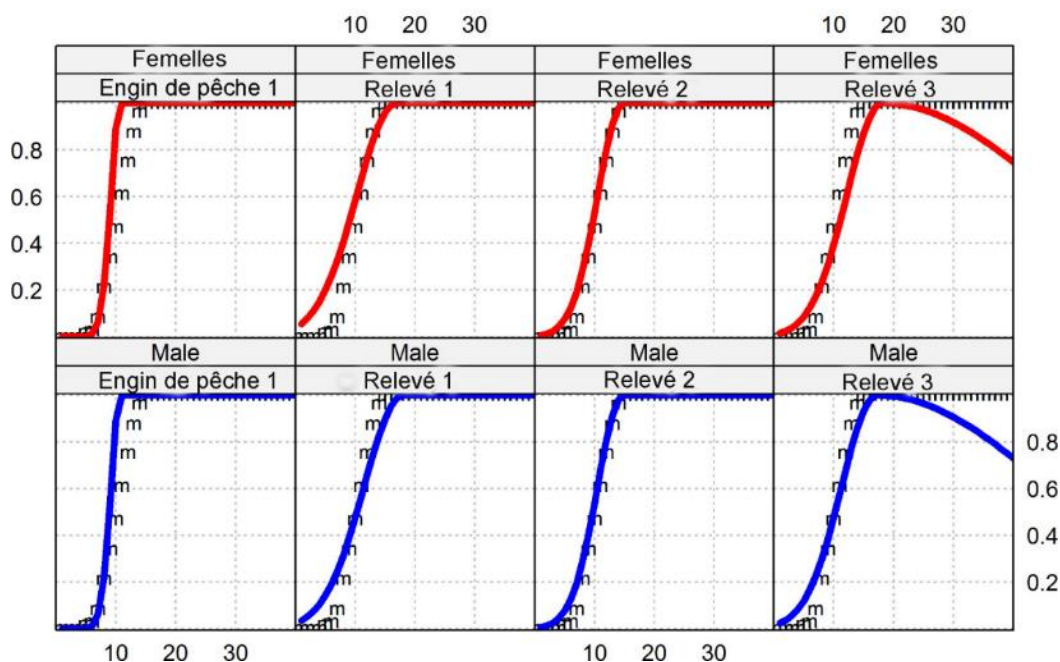


Figure E.42. Sensibilité 2 : Sélectivités pour les prises commerciales (engin 1 : chalut de fond) et les relevés (toutes les valeurs du MDP), avec la courbe en ogive de la maturité pour les femelles indiquée par « m ».

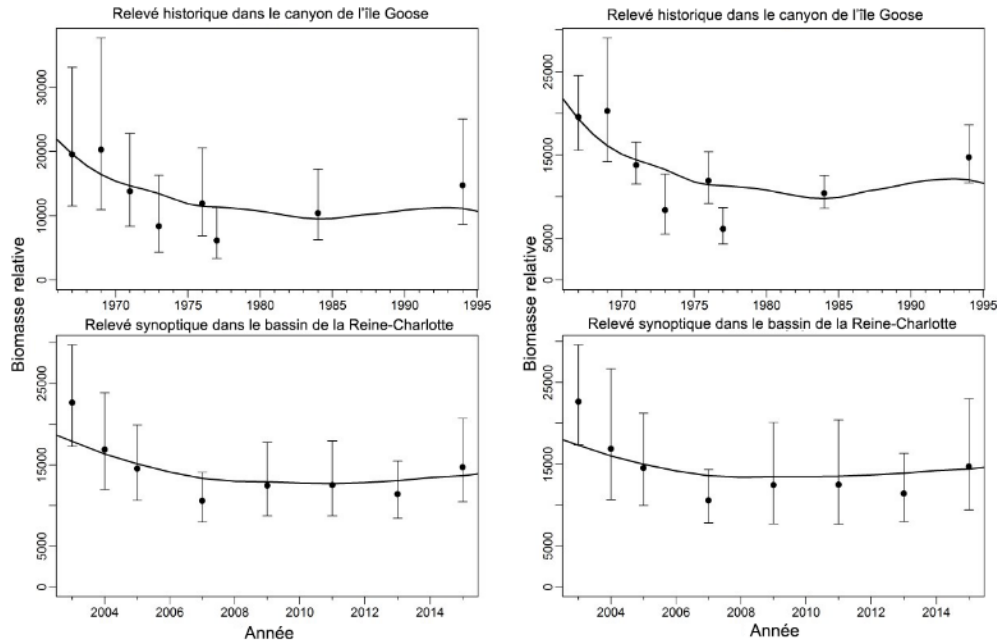


Figure E.43. Sensibilité 3 : Valeurs de l'indice du relevé (points) avec les intervalles de confiance de 95 % (barres) et les ajustements du modèle MDP (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche. Gauche : Scénario de référence, droite : Sensibilité 3.

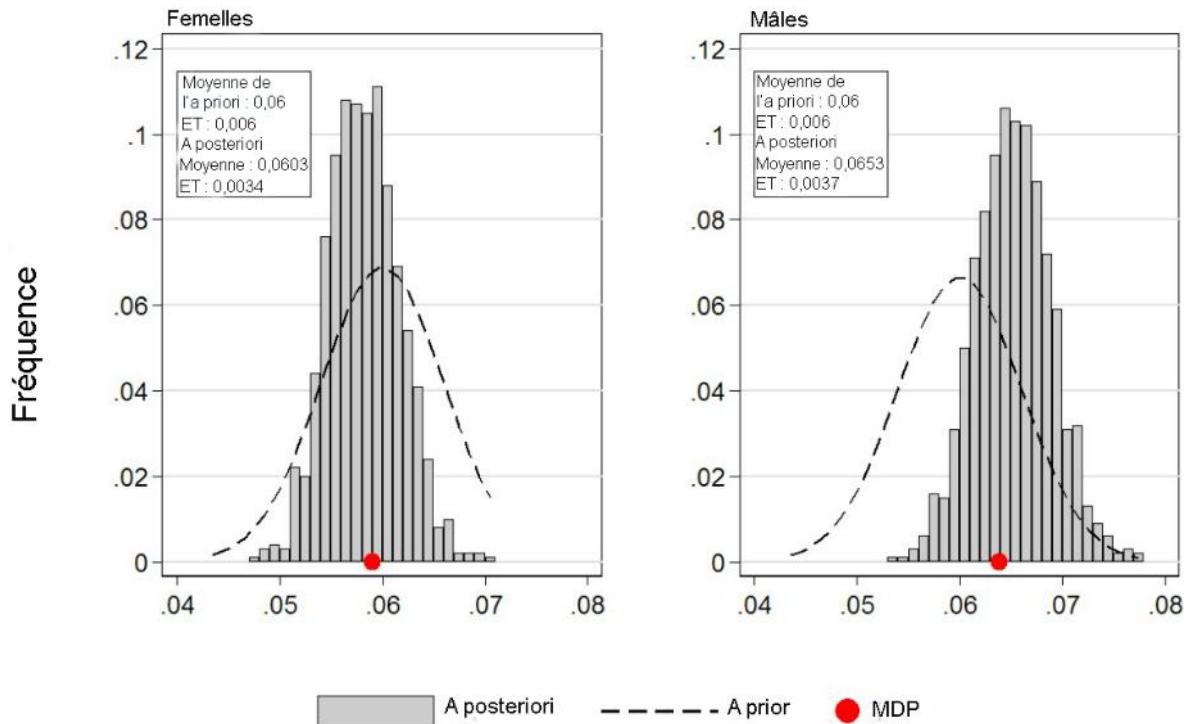


Figure E.44. Scénario de référence : Distributions de la mortalité naturelle pour  $M_1$  (femelles) et  $M_1$  (mâles) permettant de comparer les moyennes et les écarts-types entre les distributions a priori et a posteriori pour chaque sexe. La valeur MDP est indiquée par un cercle rouge plein.

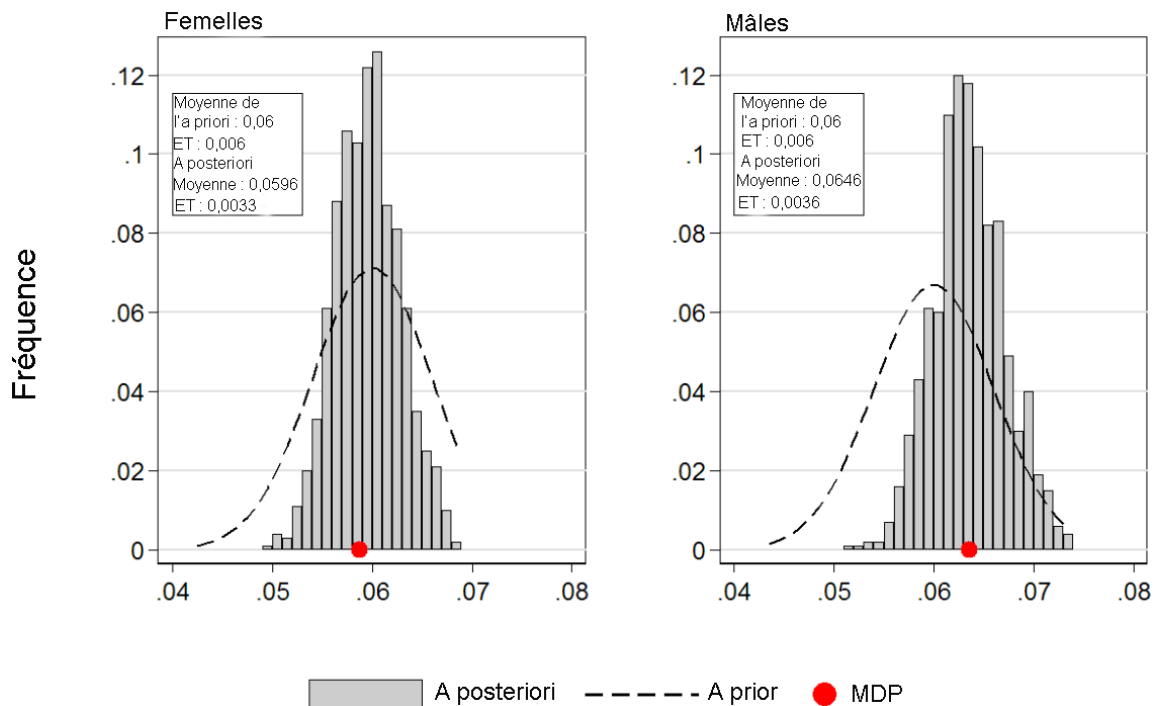


Figure E.45. Sensibilité 1 : Distributions de la mortalité naturelle pour  $M_1$  (femelles) et  $M_2$  (mâles) permettant de comparer les moyennes et les écarts-types entre les distributions a priori et a posteriori pour chaque sexe. La valeur MDP est indiquée par un cercle rouge plein.

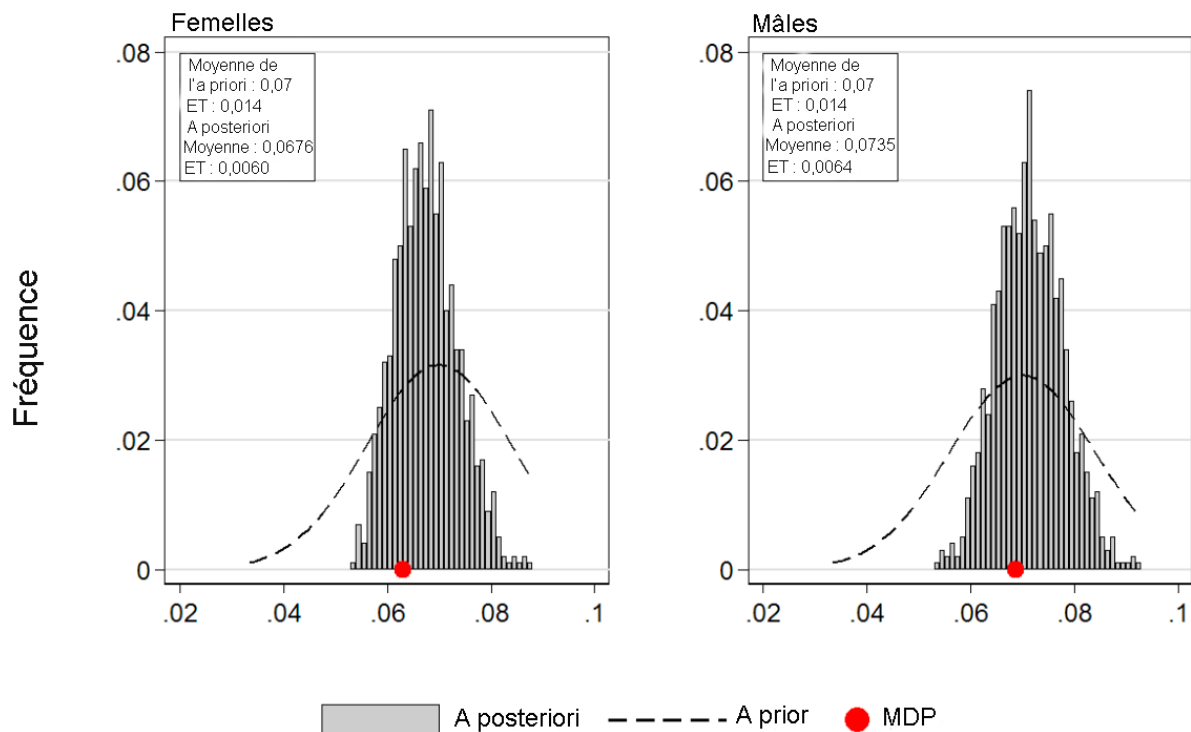


Figure E.46. Sensibilité 4 : Distributions de la mortalité naturelle pour  $M_1$  (femelles) et  $M_2$  (mâles) permettant de comparer les moyennes et les écarts-types entre les distributions a priori et a posteriori pour chaque sexe. La valeur MDP est indiquée par un cercle rouge plein.

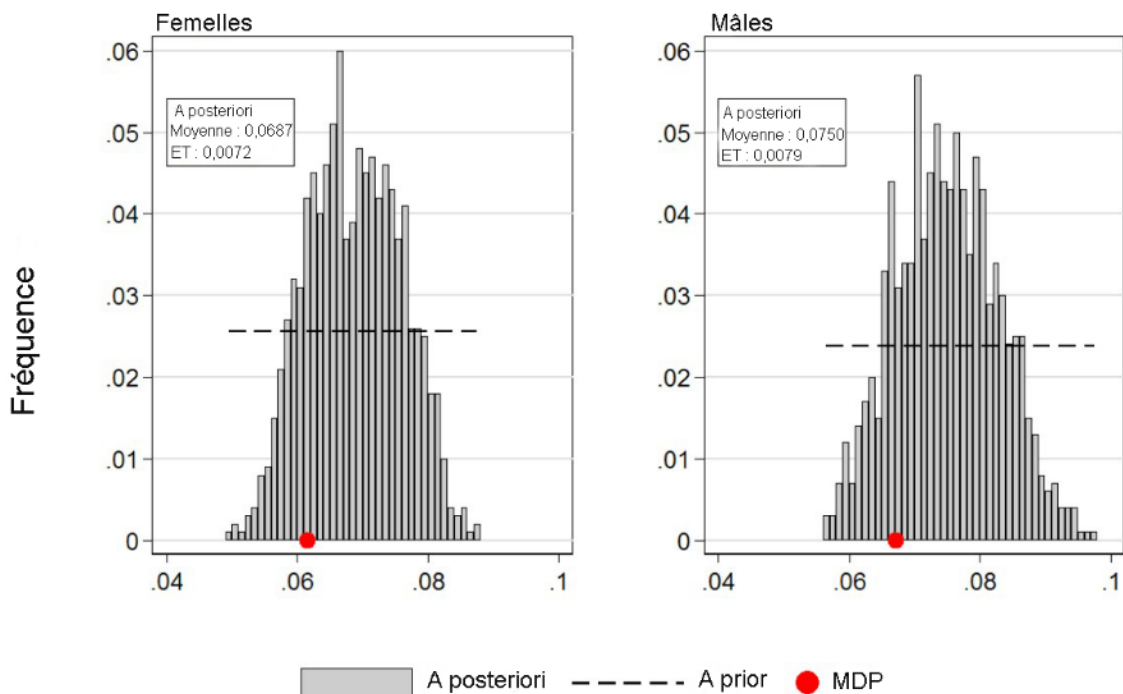


Figure E.47. Sensibilité 5 : Distributions de la mortalité naturelle pour  $M_1$  (femelles) et  $M_2$  (mâles) permettant de comparer les moyennes et les écarts-types entre les distributions a priori et a posteriori pour chaque sexe. La valeur MDP est indiquée par un cercle rouge plein.



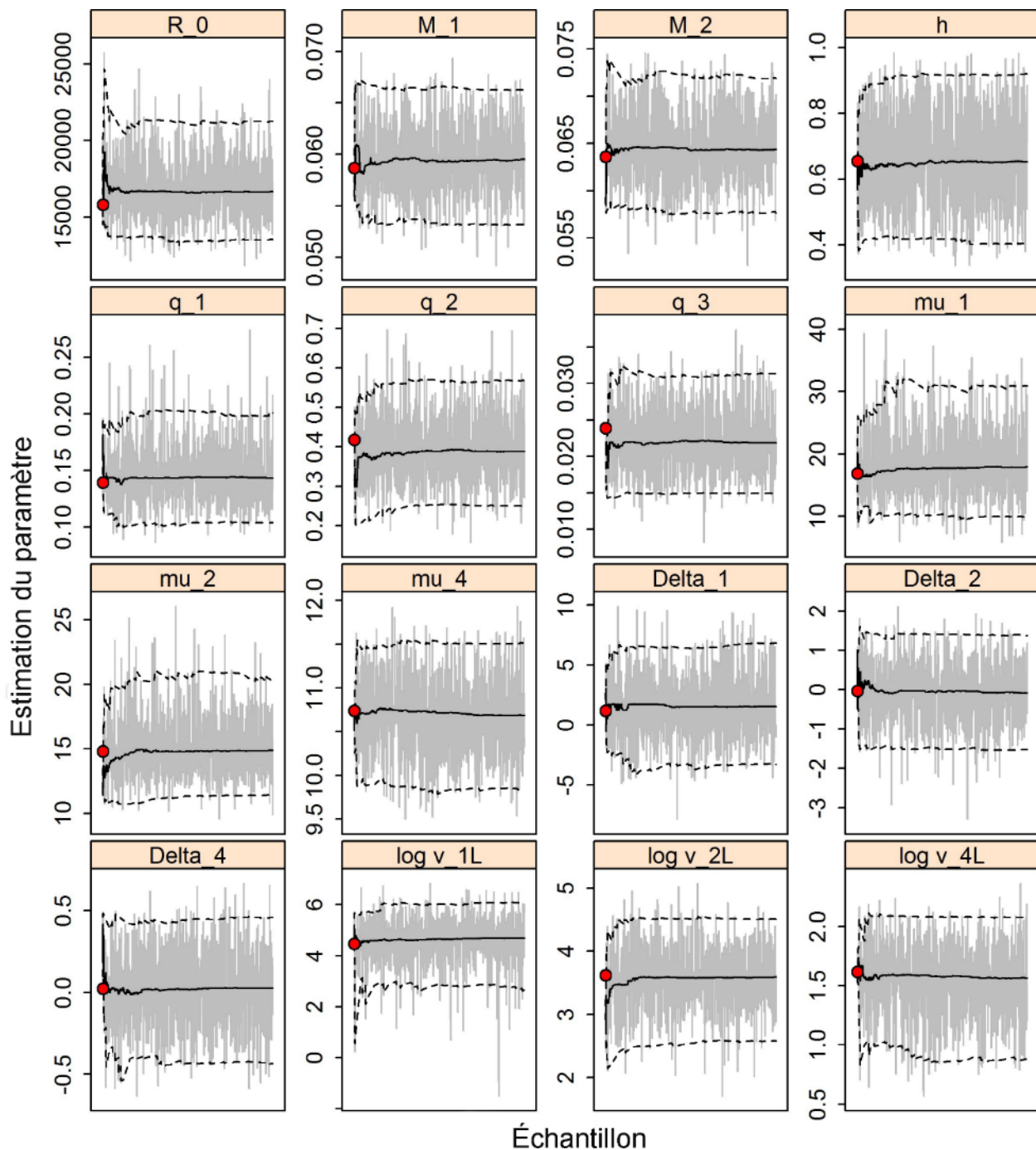


Figure E.48. Sensibilité 1 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 3$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 4$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

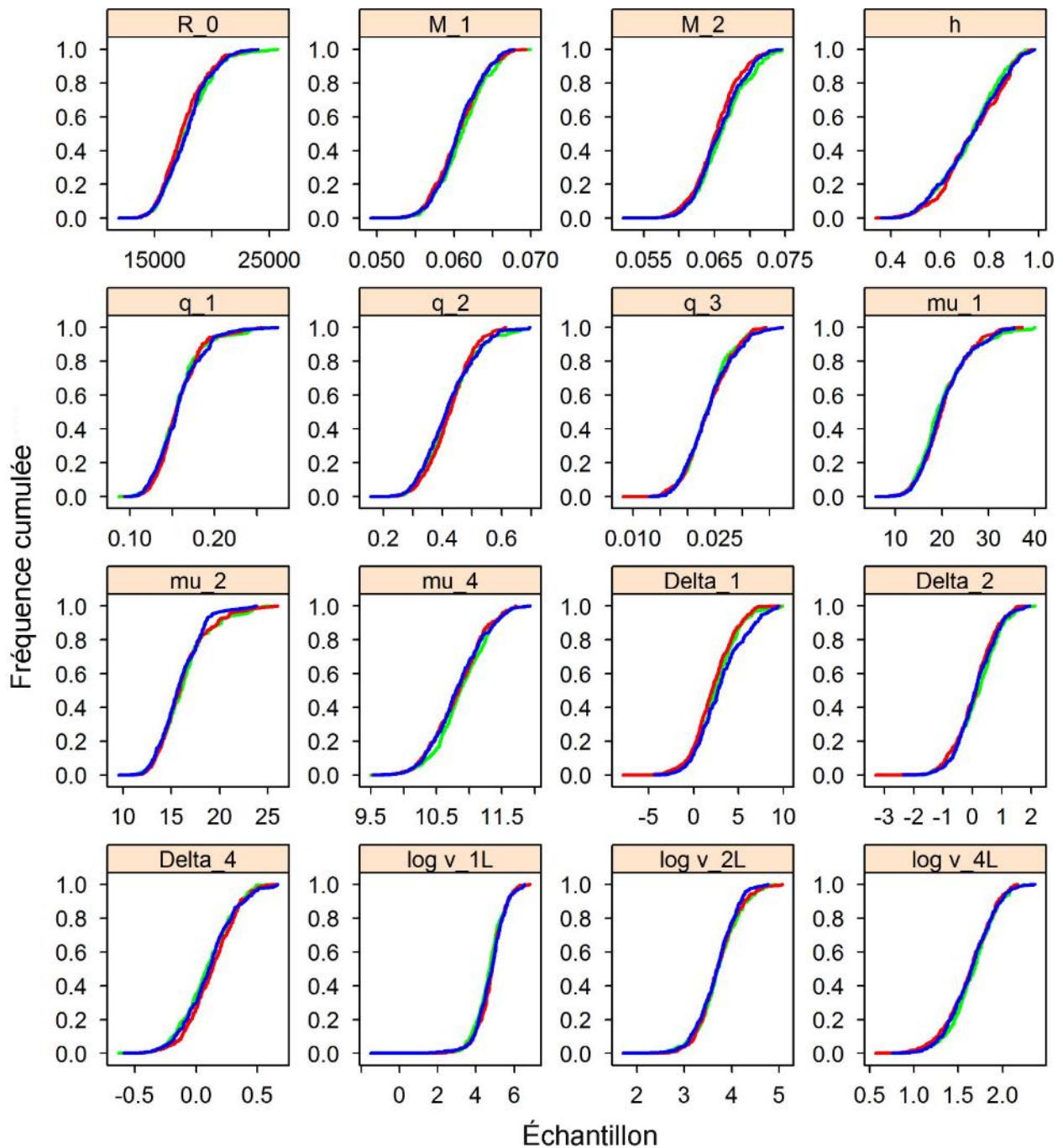


Figure E.49. Sensibilité 1 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

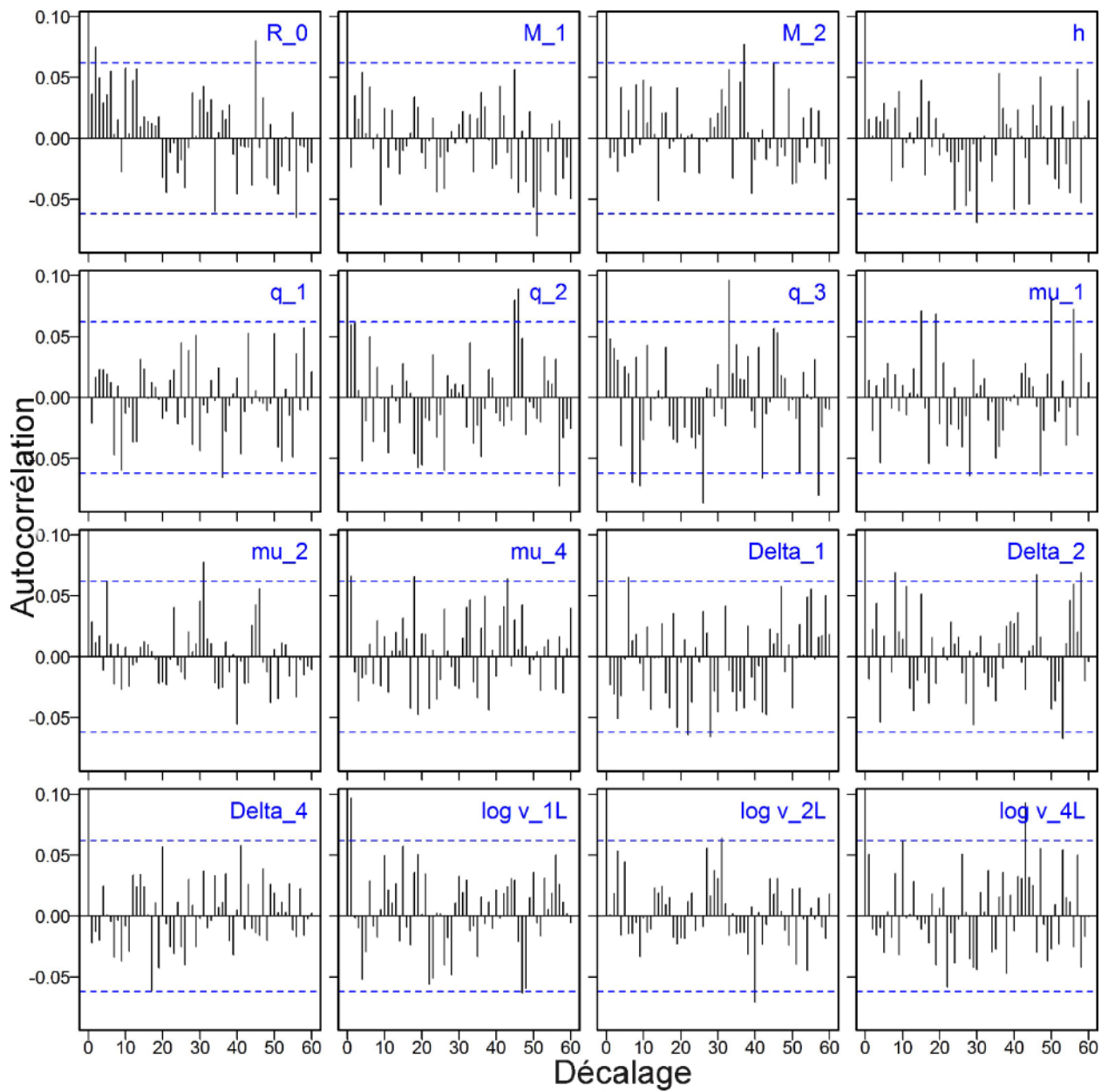


Figure E.50. Sensibilité 1 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

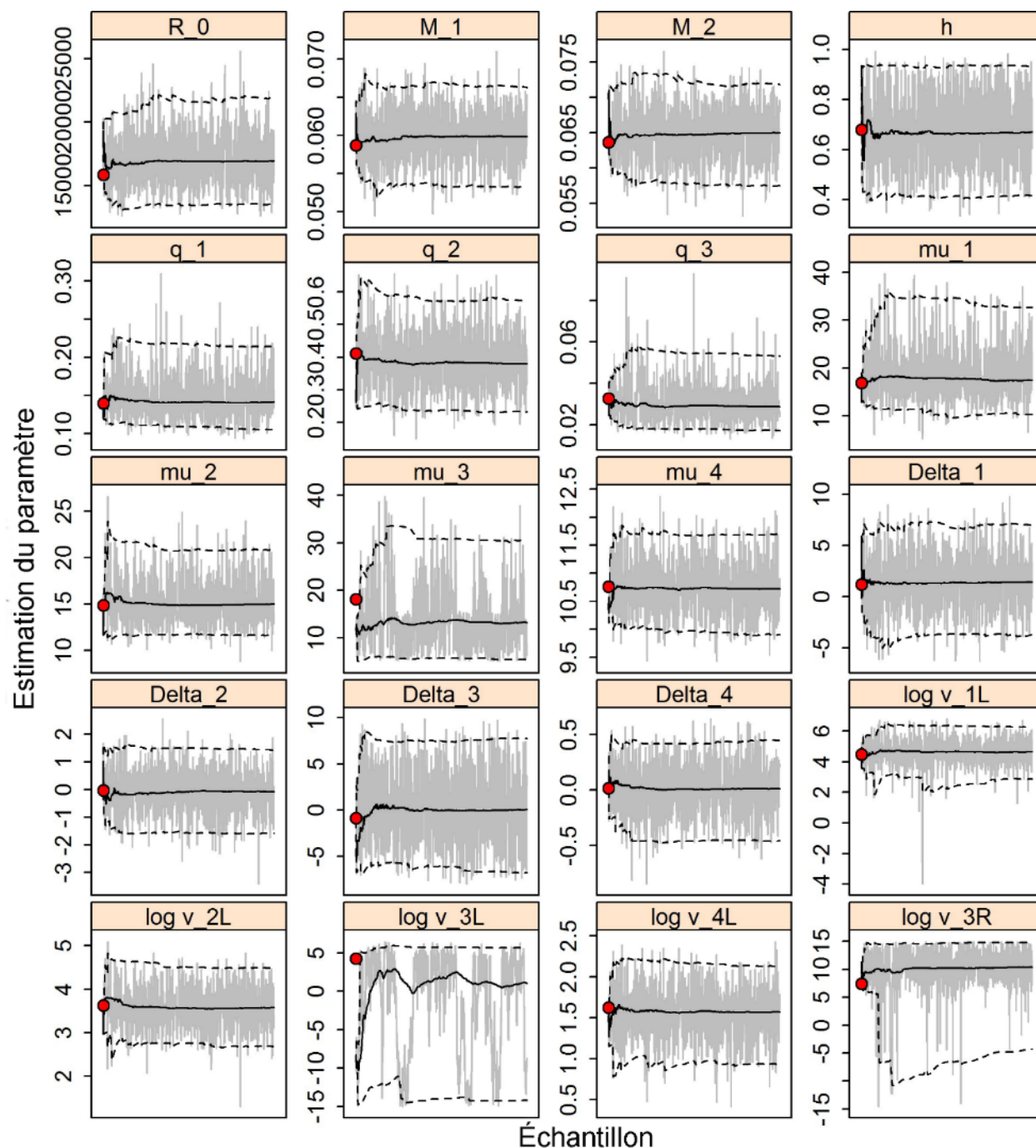


Figure E.51. Sensibilité 2 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 3$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 4$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.



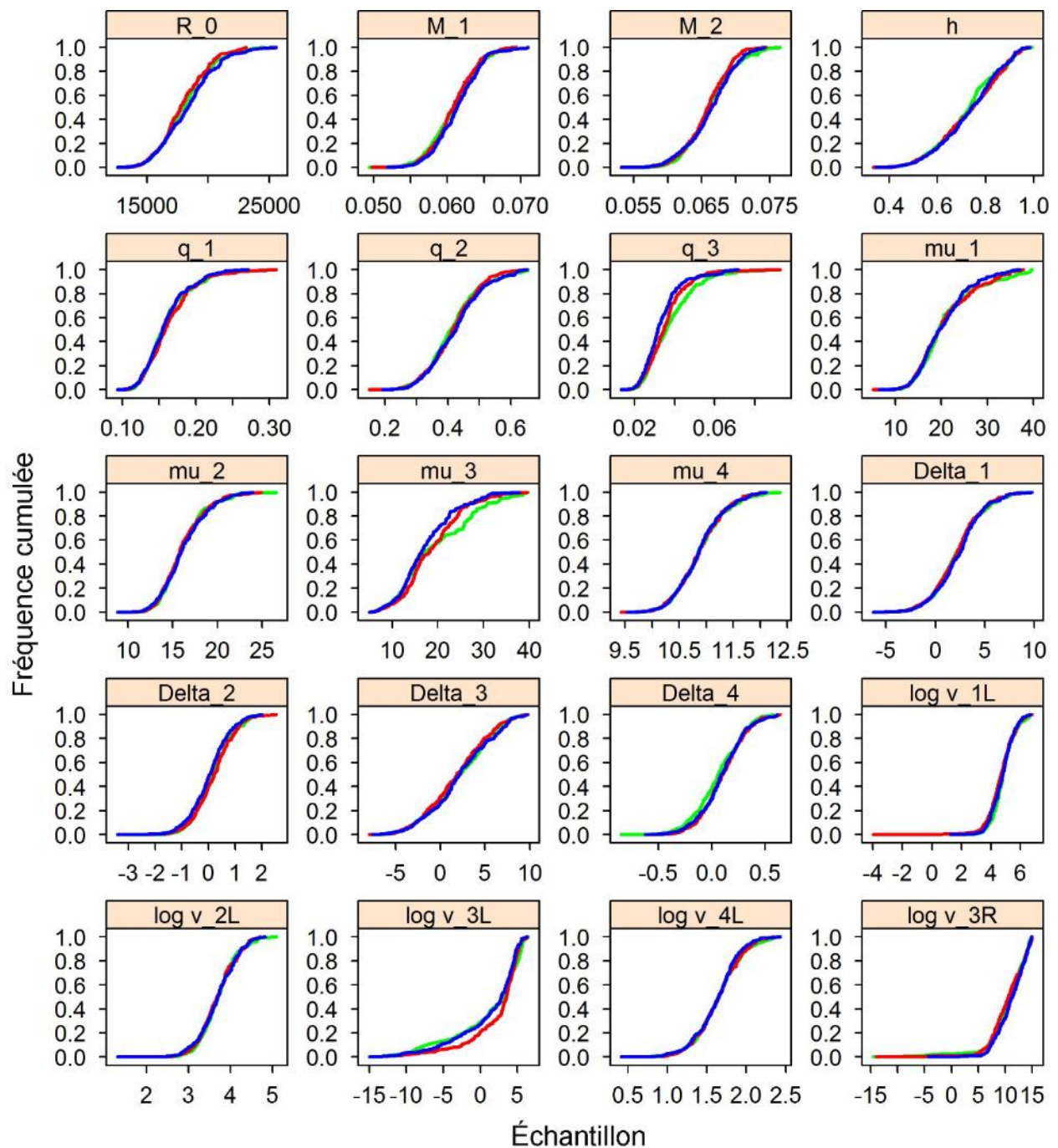


Figure E.52. Sensibilité 2 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

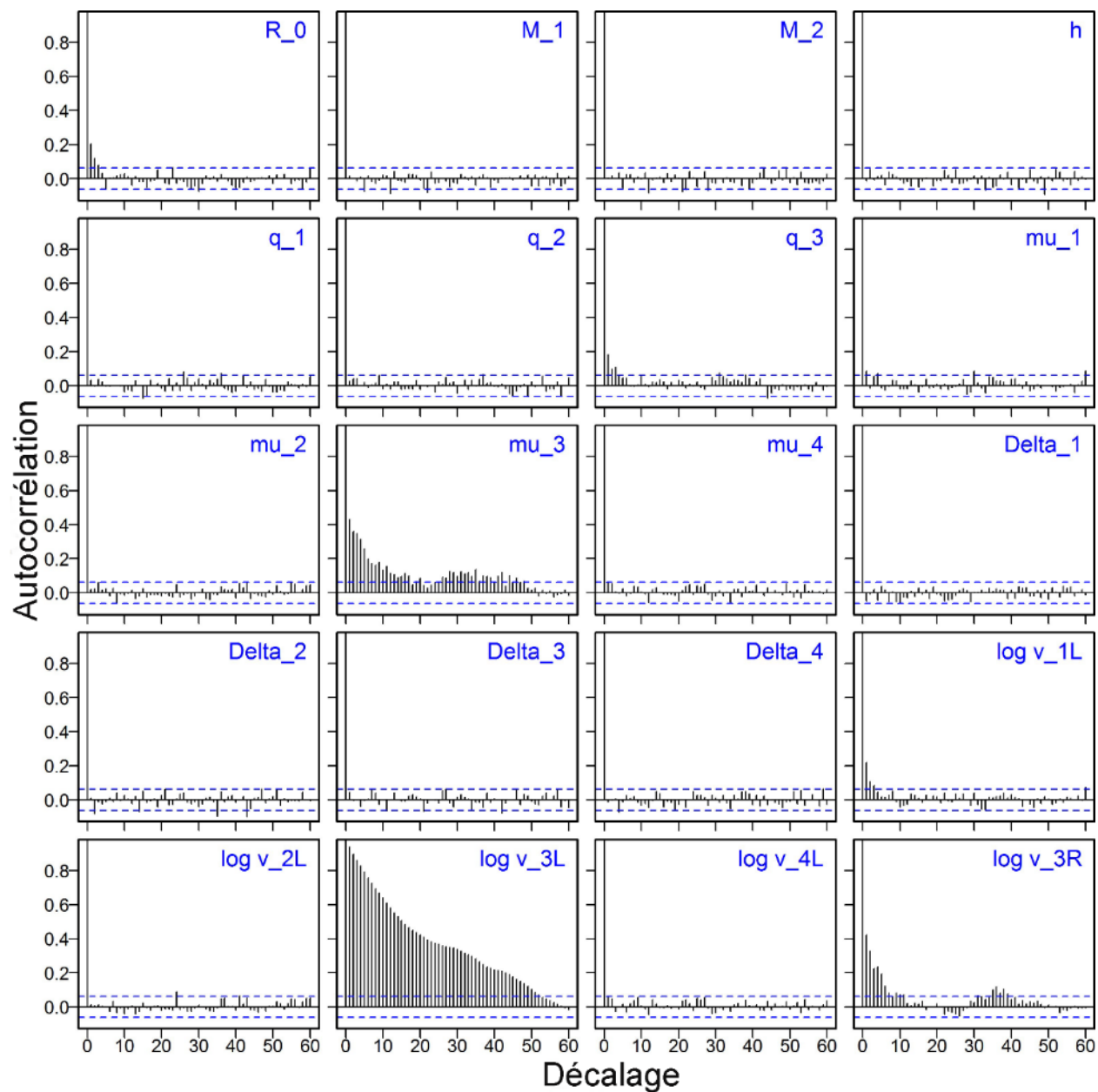


Figure E.53. Sensibilité 2 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

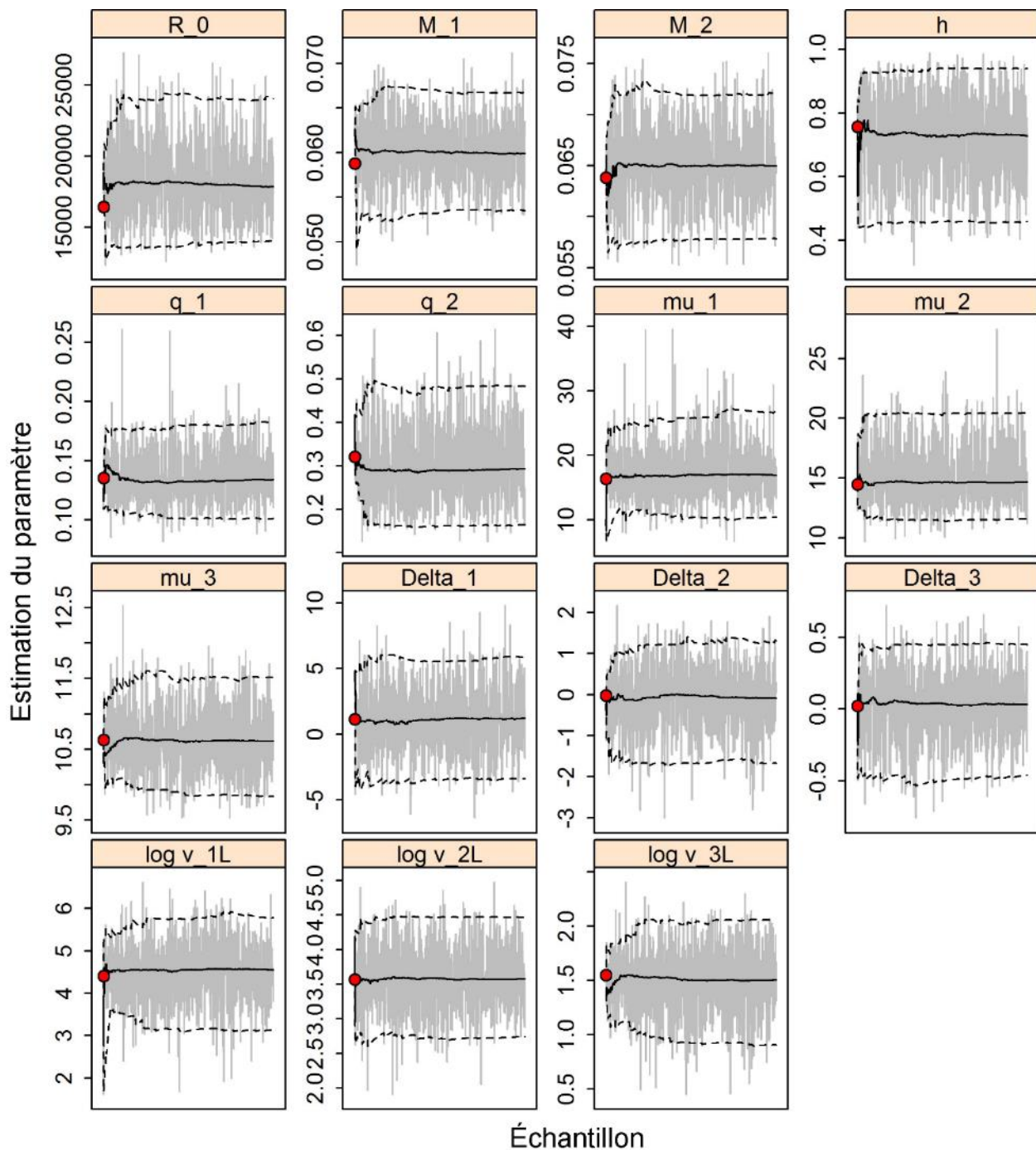


Figure E.54. Sensibilité 3 : Courbes MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.



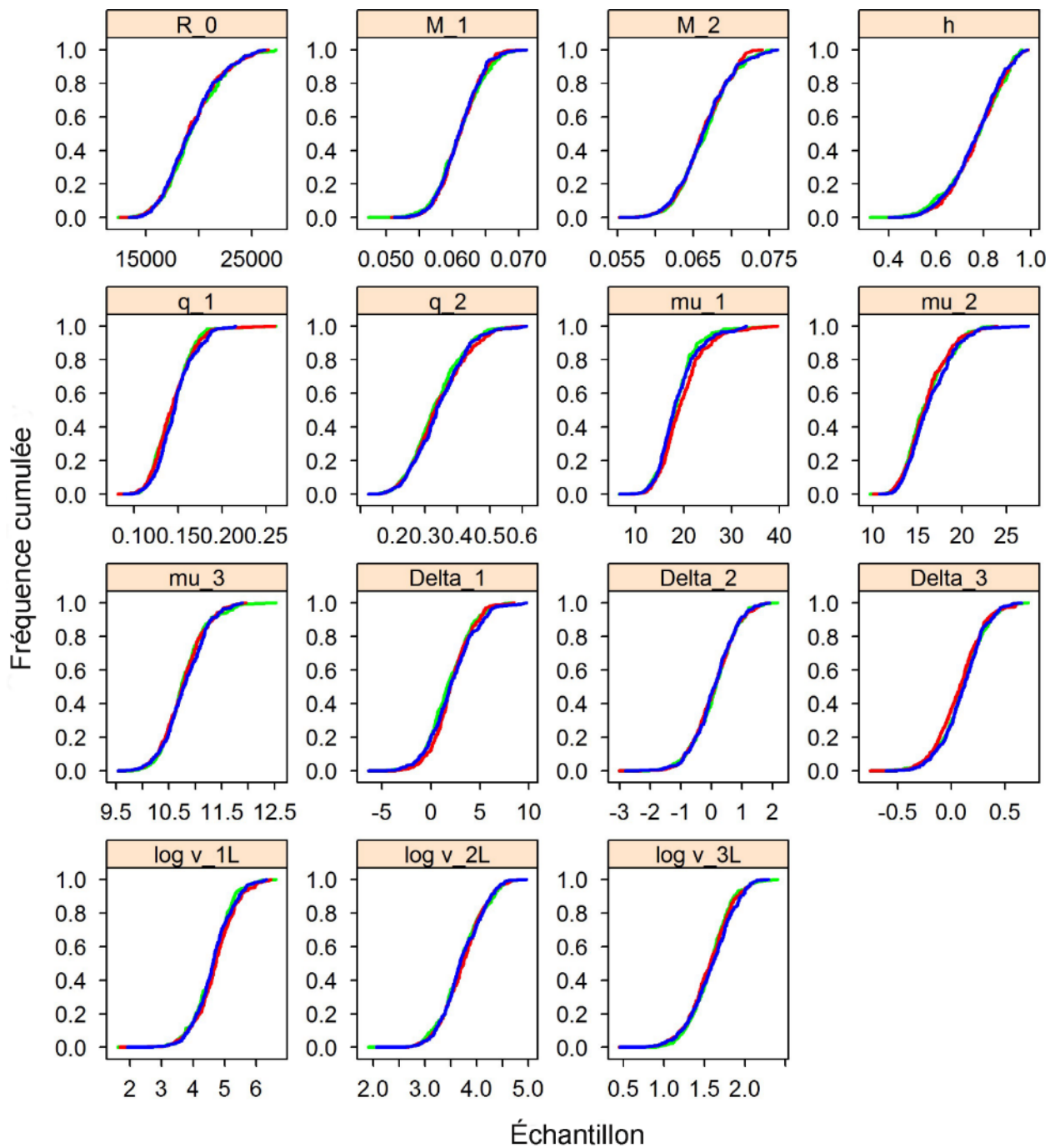


Figure E.55. Sensibilité 3 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

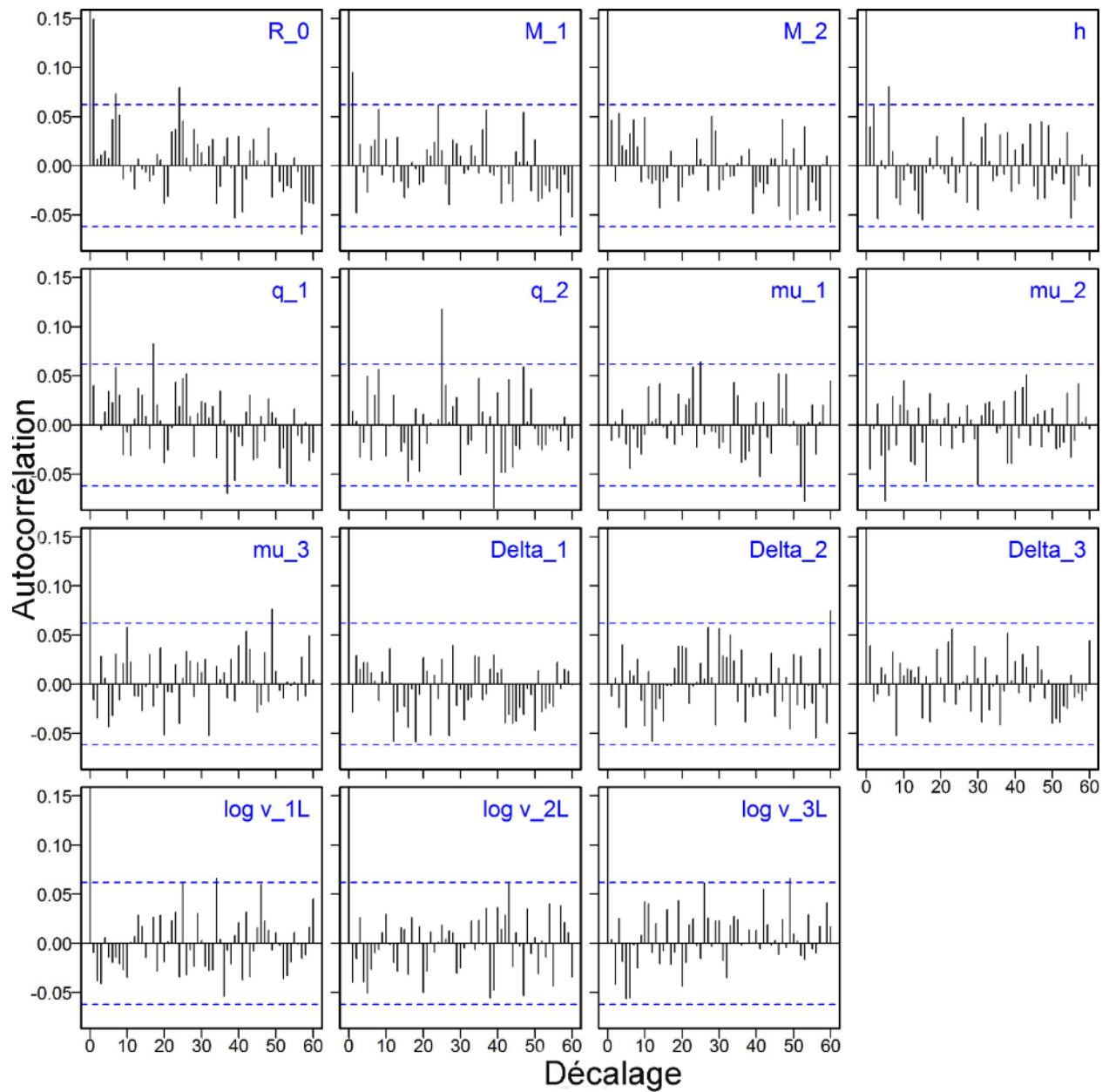


Figure E.56. Sensibilité 3 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

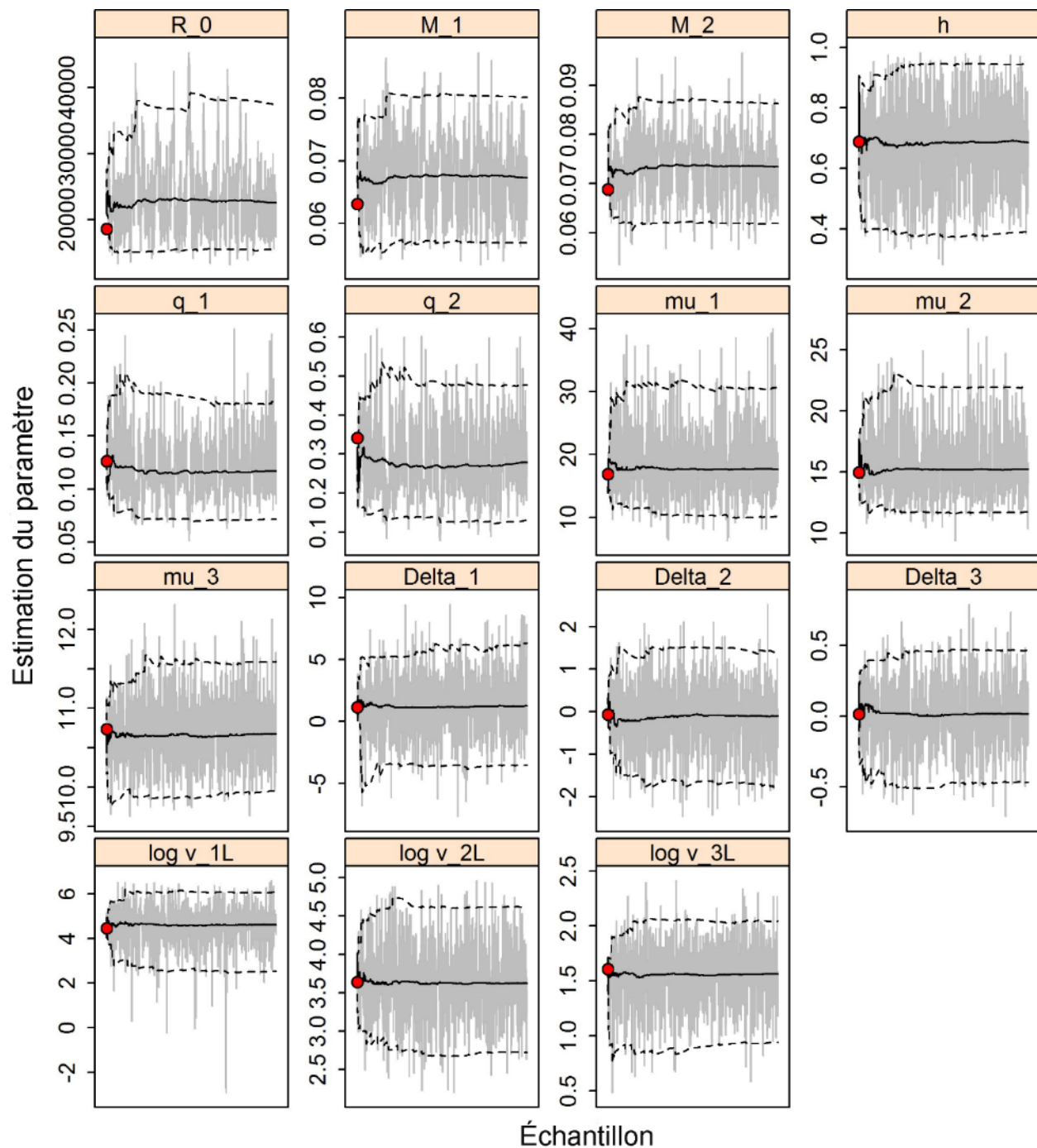


Figure E.57. Sensibilité 4 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

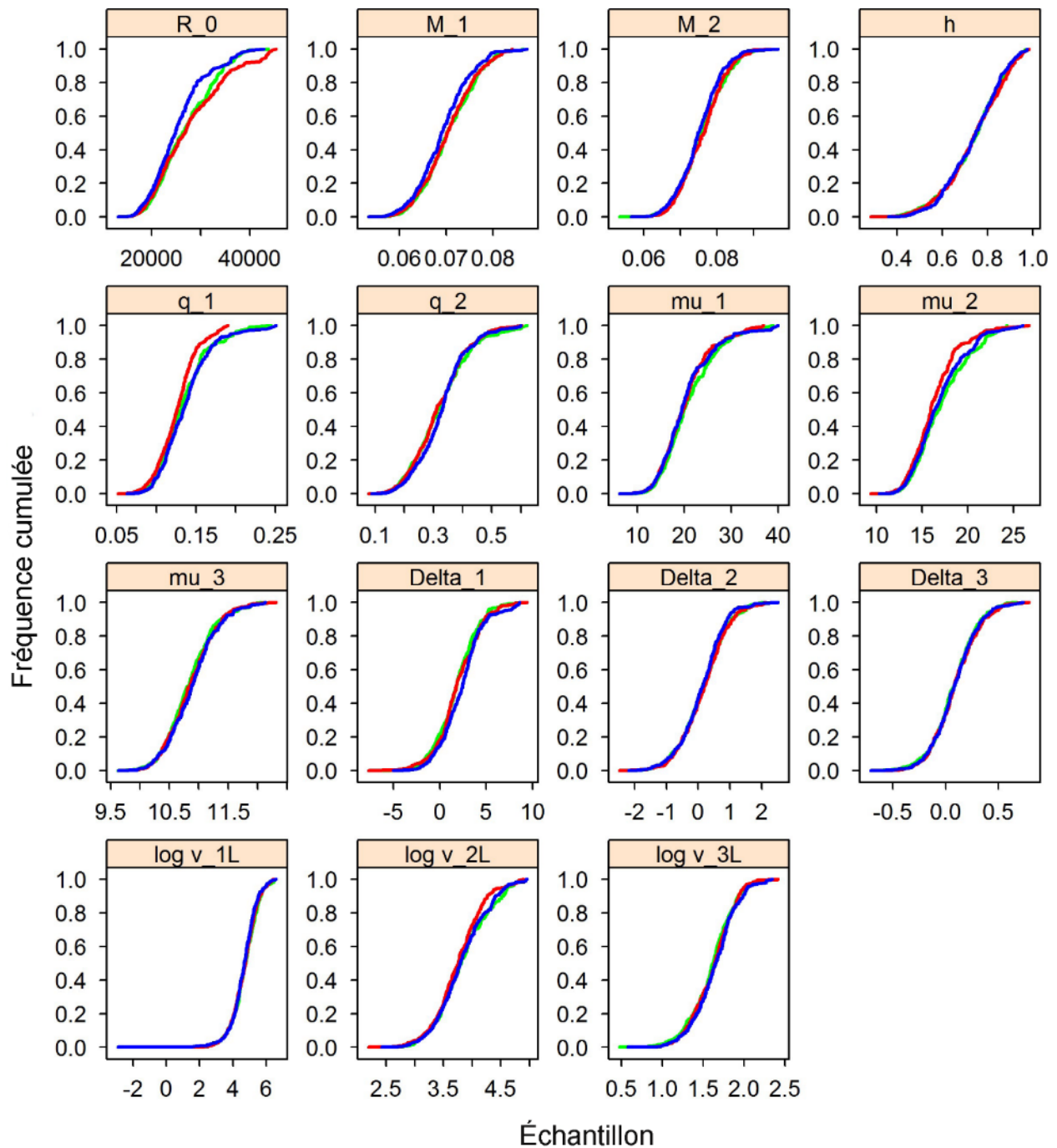


Figure E.58. Sensibilité 4 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

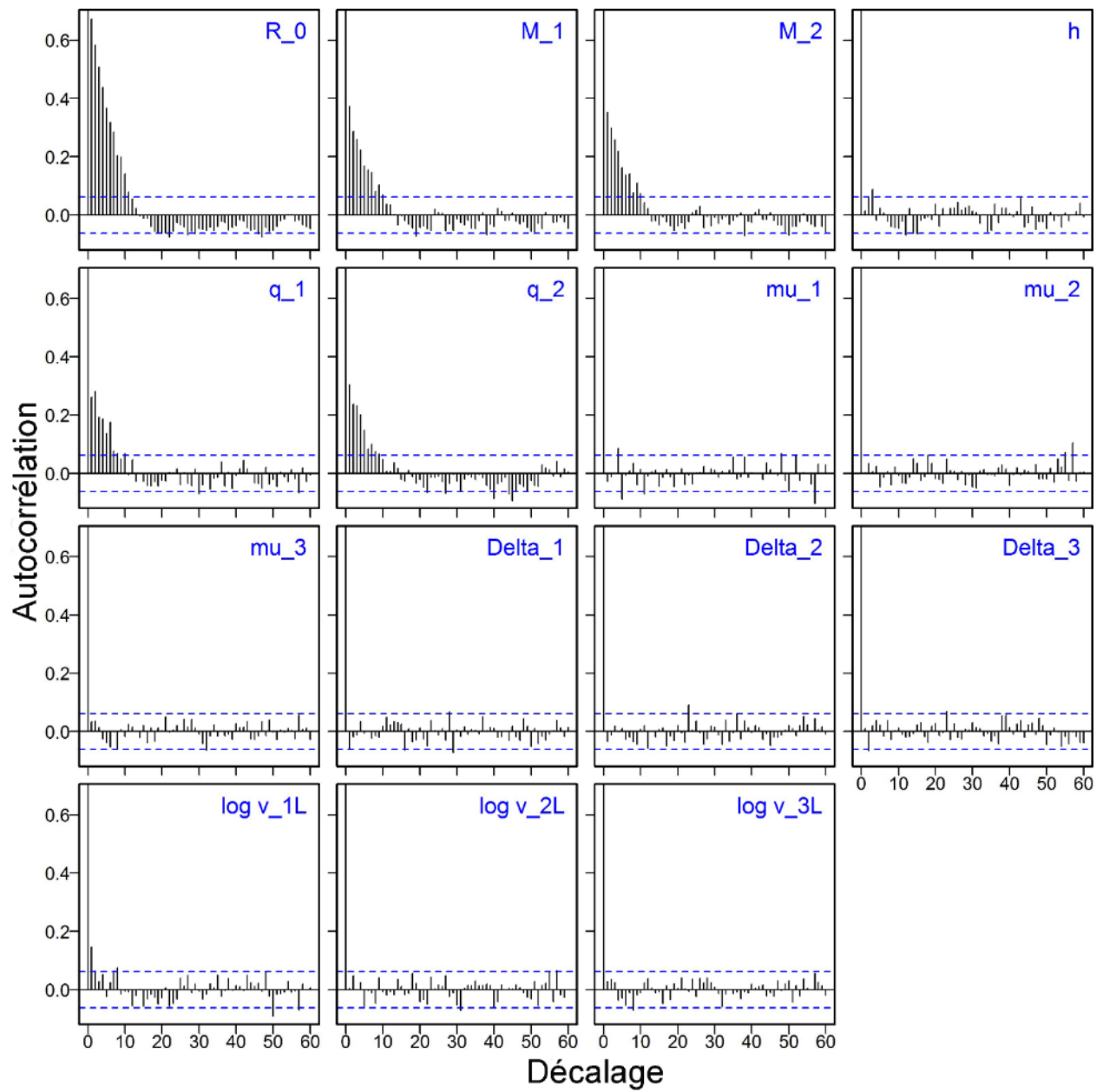


Figure E.59. Sensibilité 4 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.



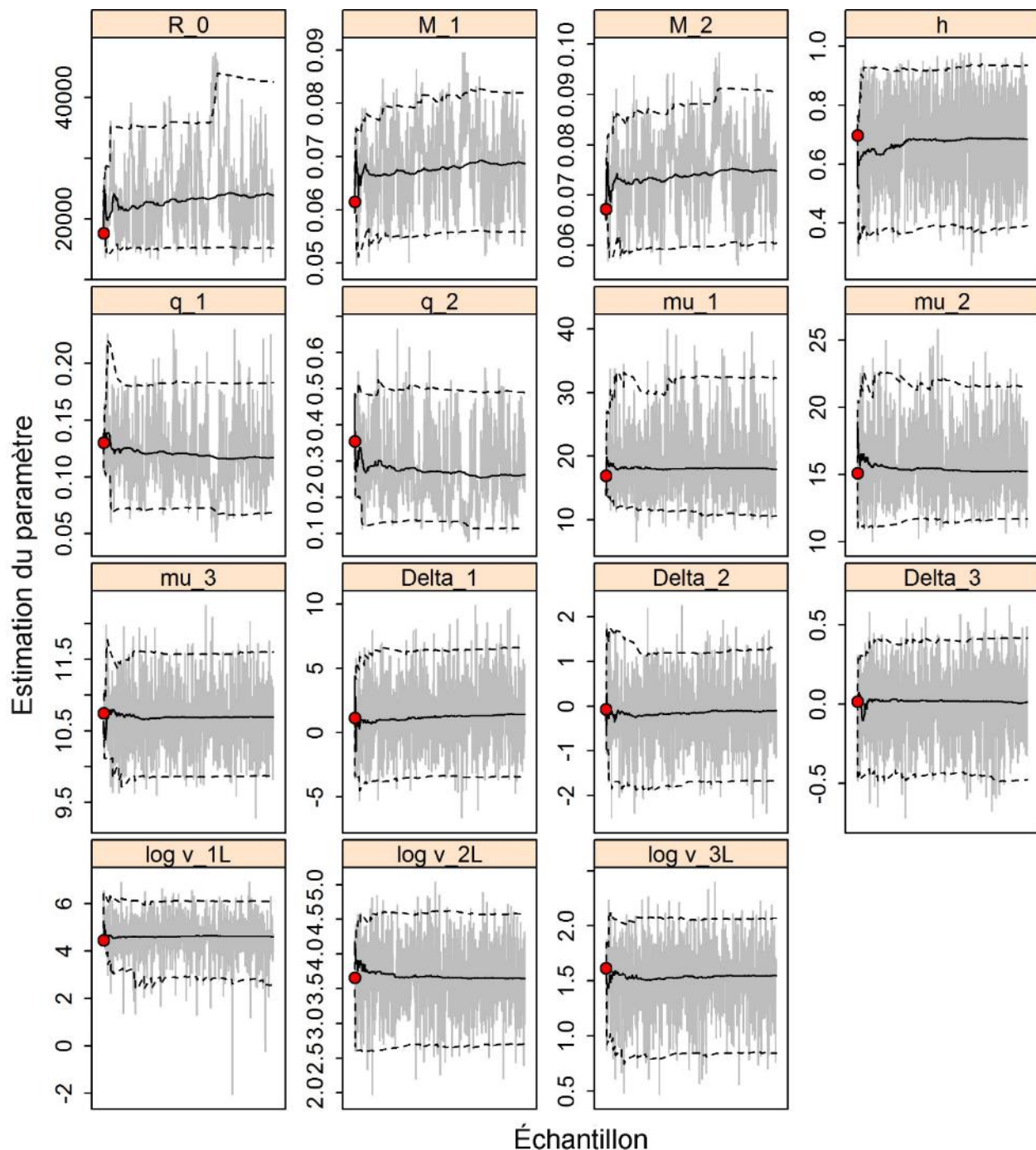


Figure E.60. Sensibilité 5 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

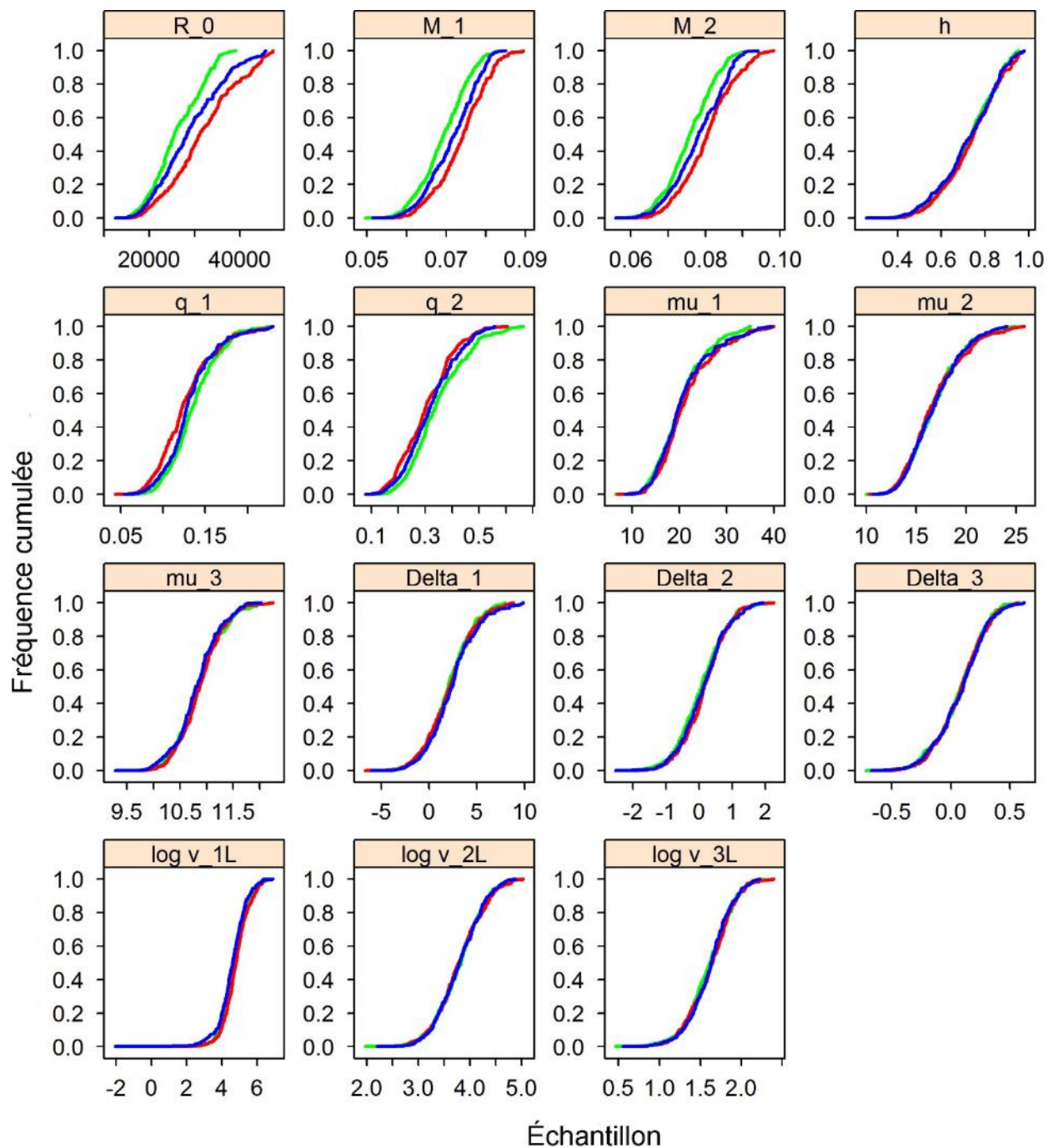


Figure E.61. Sensibilité 5 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).



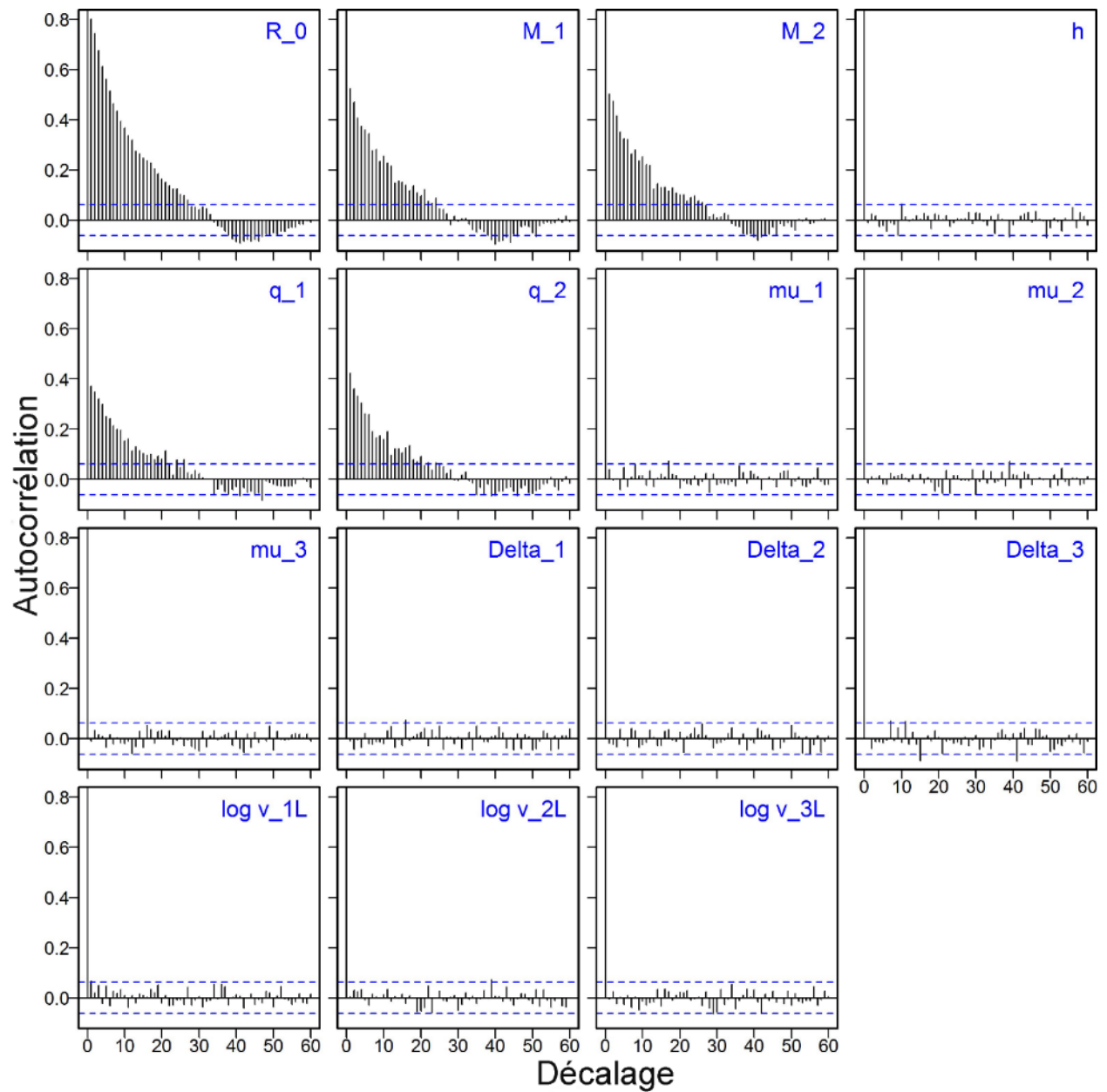


Figure E.62. Sensibilité 5 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

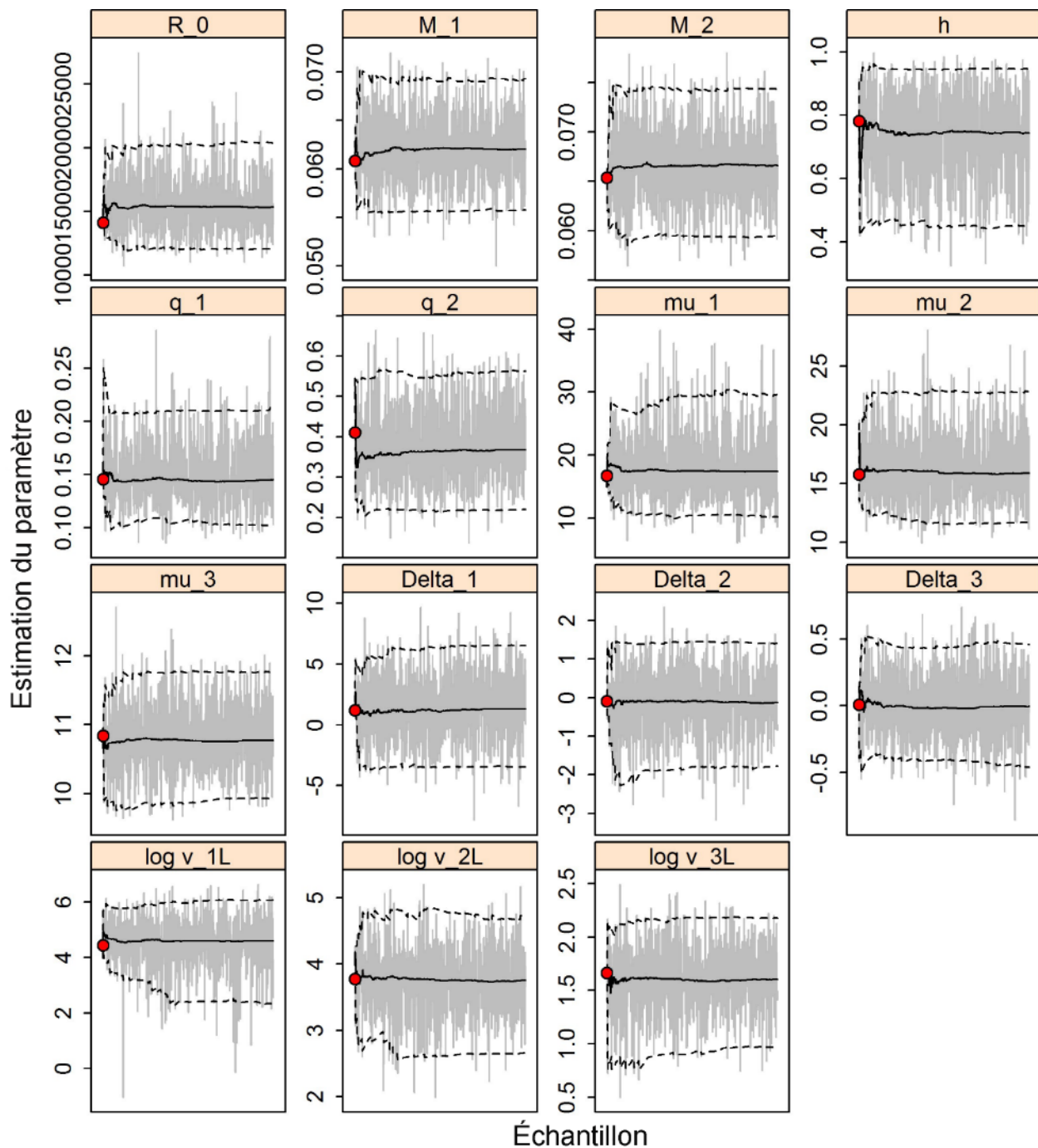


Figure E.63. Sensibilité 6 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

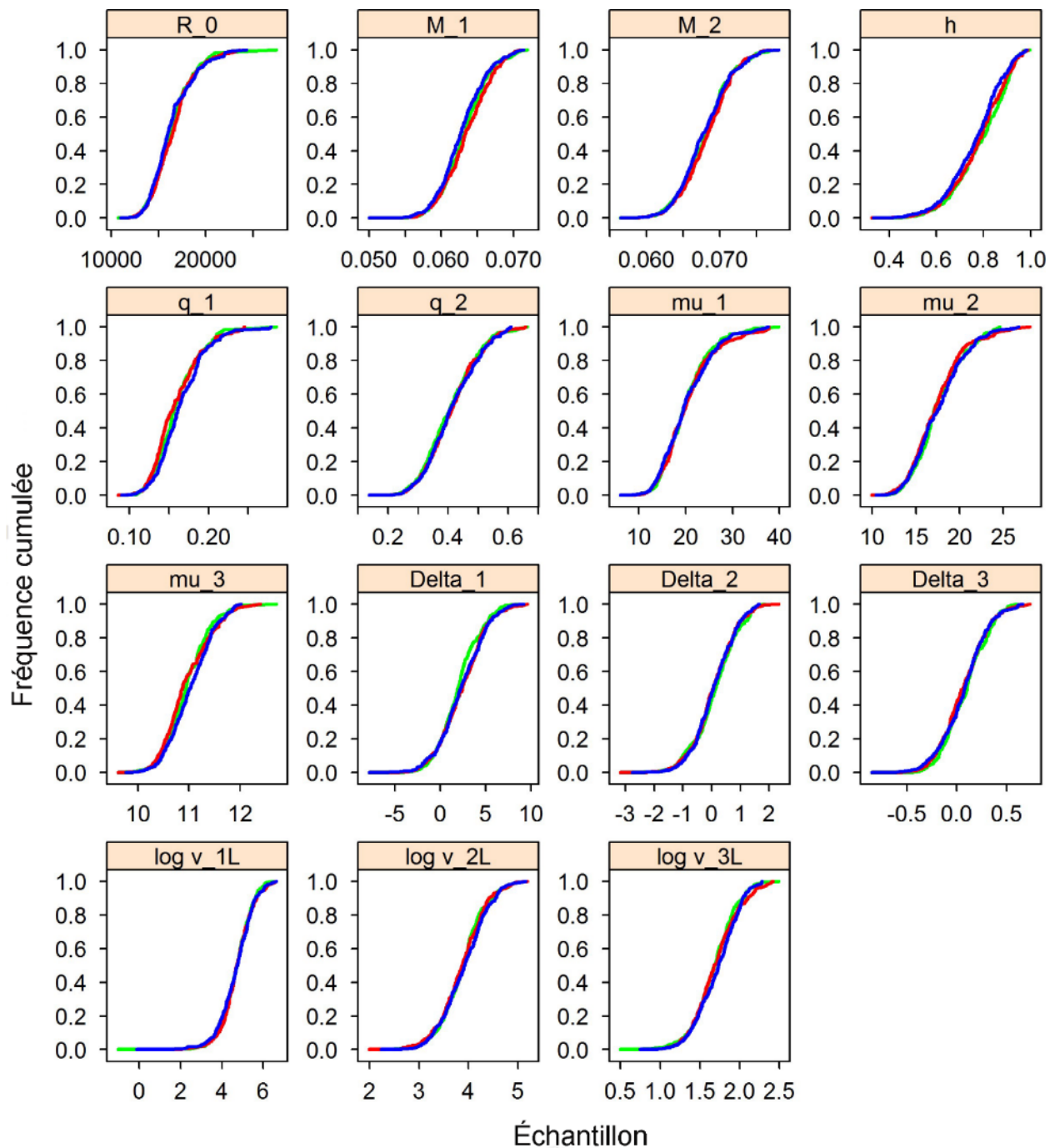


Figure E.64. Sensibilité 6 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

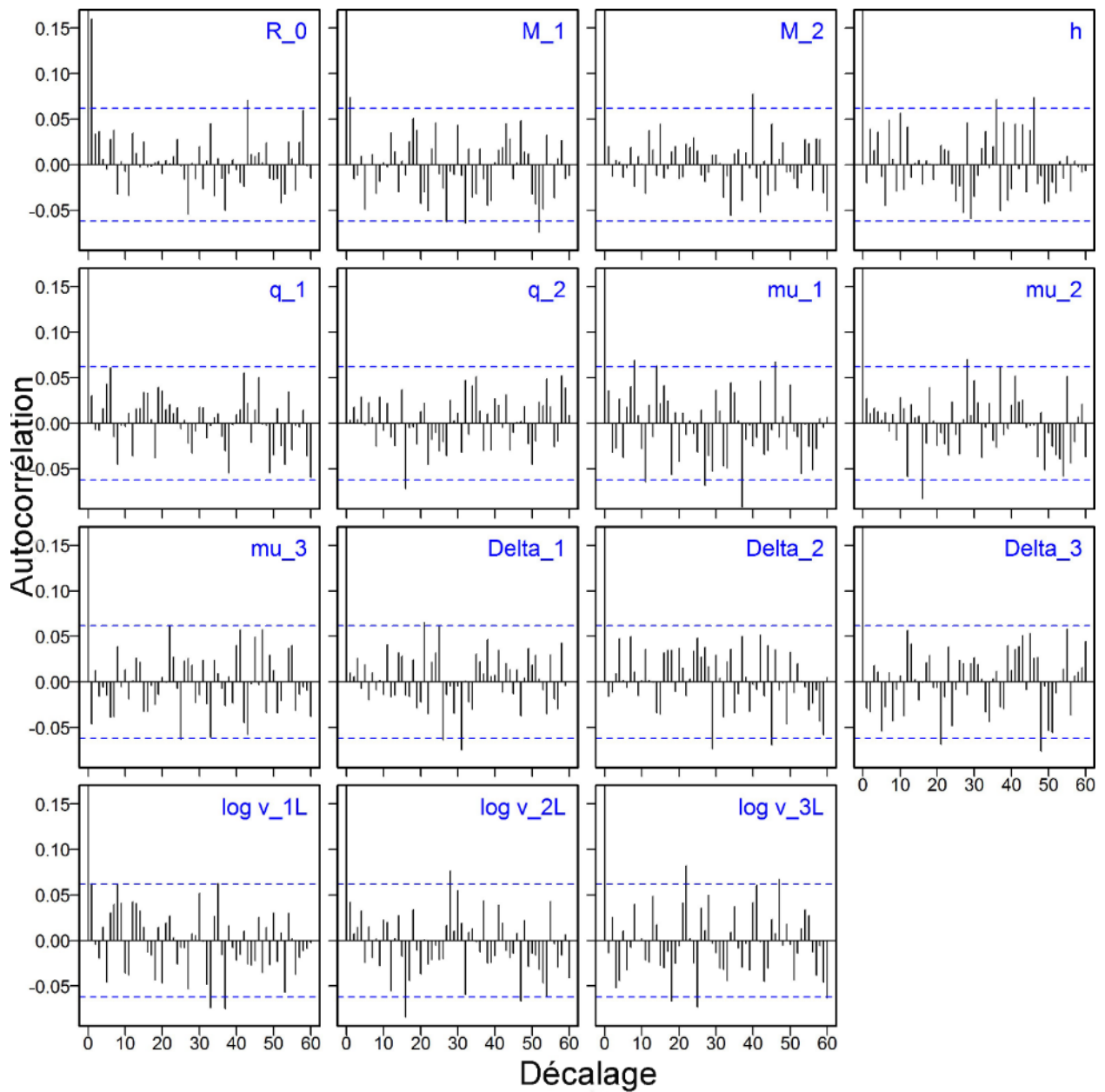


Figure E.65. Sensibilité 6 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

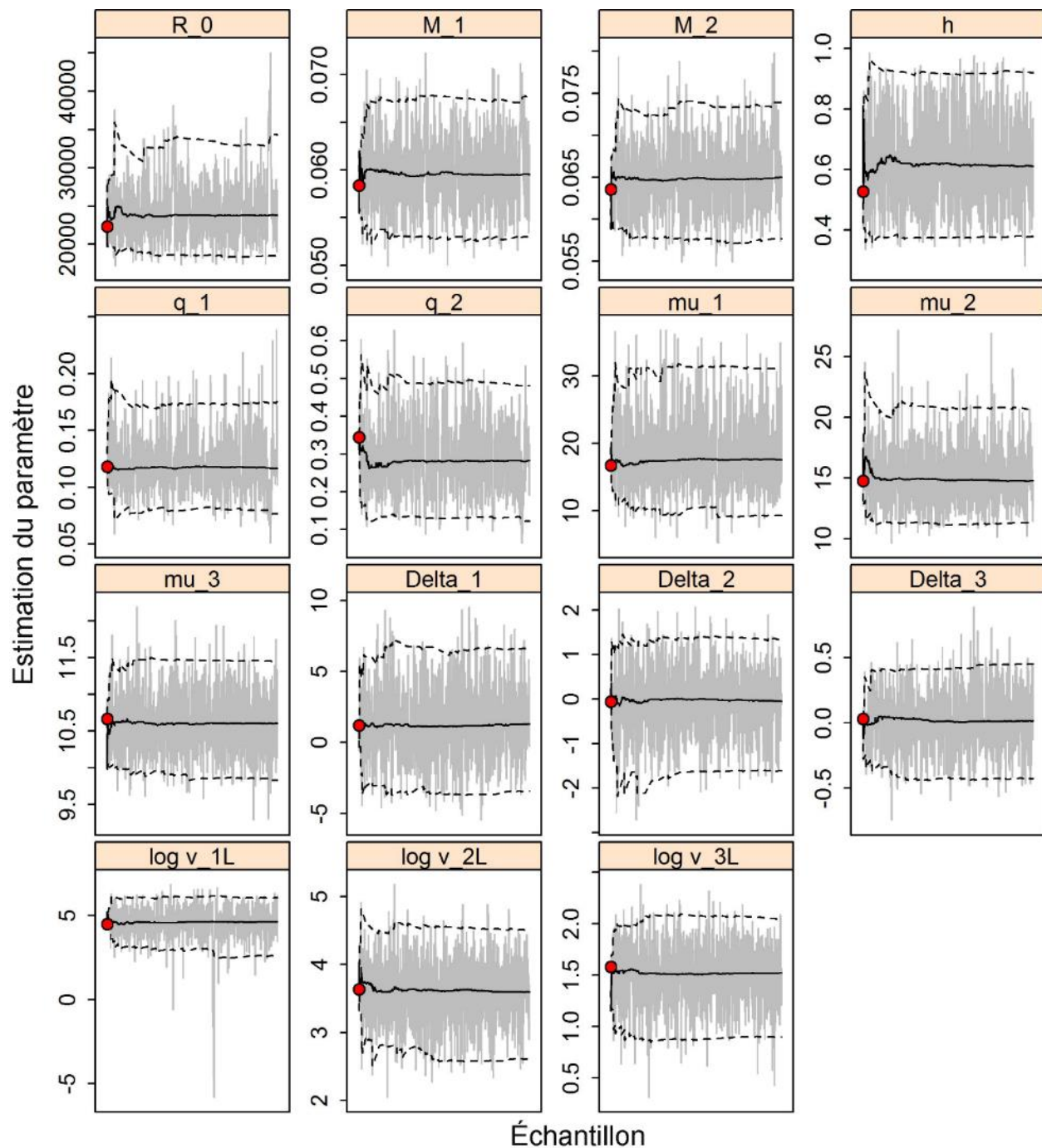


Figure E.66. Sensibilité 7 : Courbes MCMC pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 3$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.



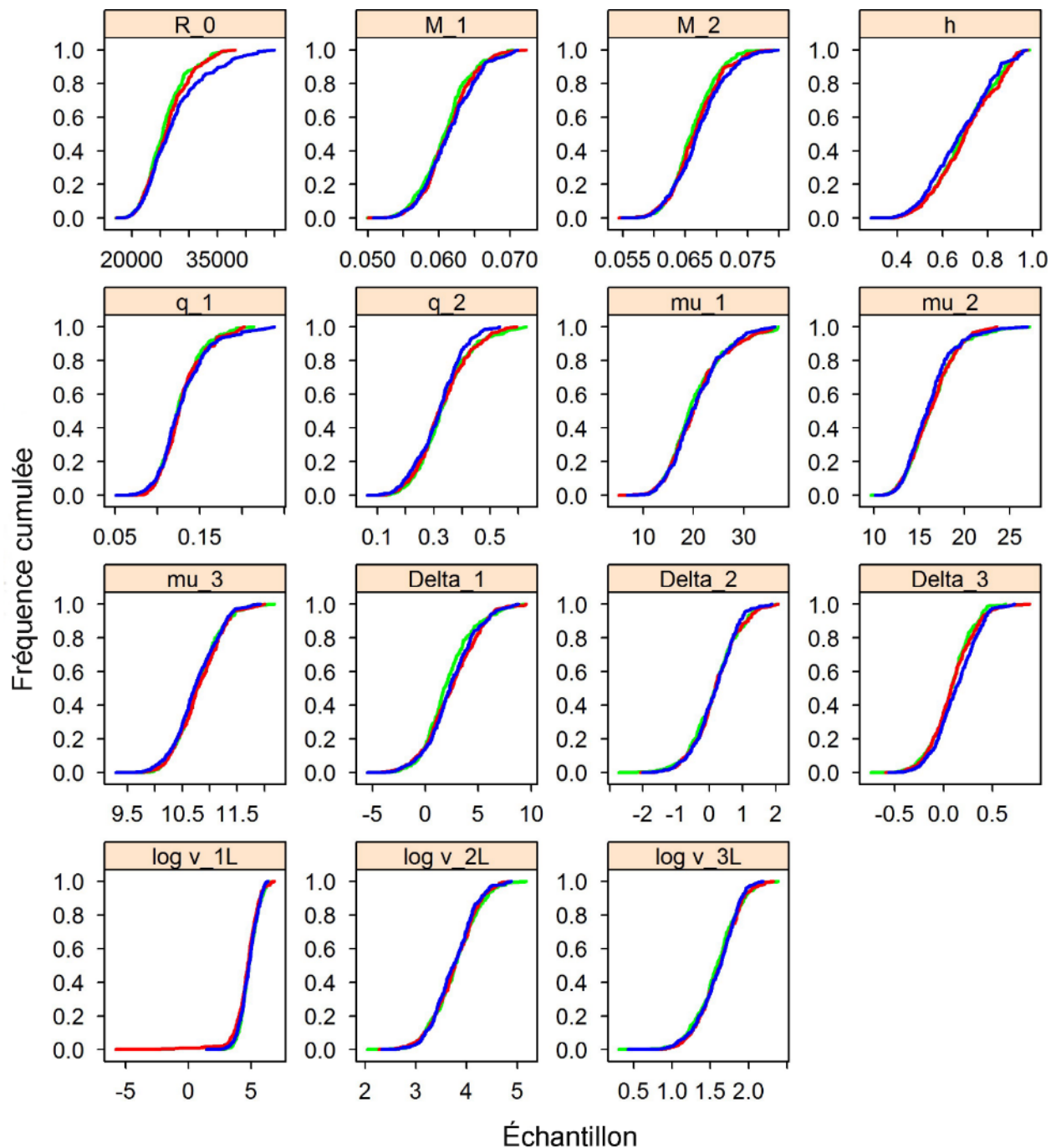


Figure E.67. Sensibilité 7 : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

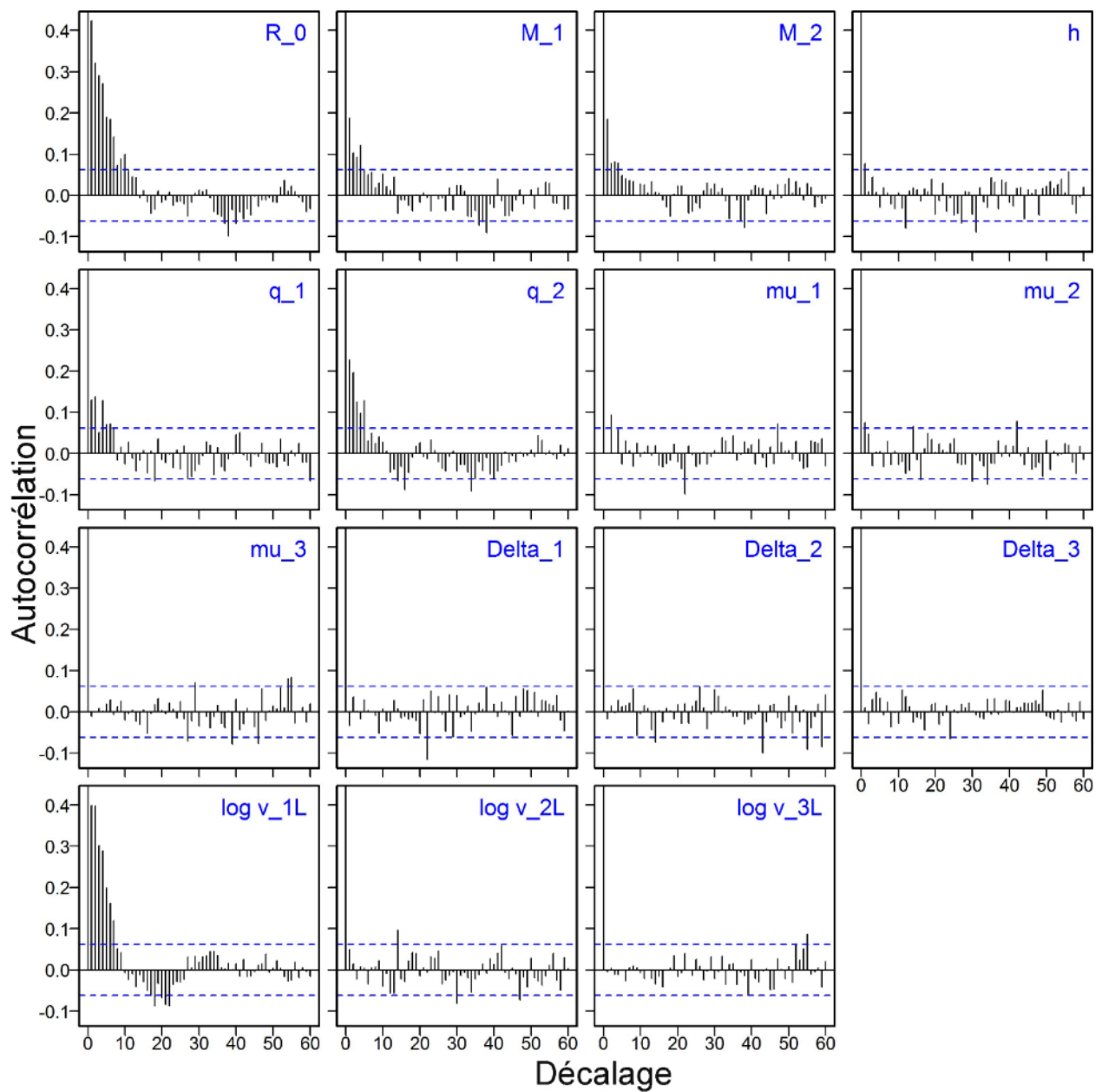


Figure E.68. Sensibilité 7 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

## E.6. ANALYSE DE CHEMINEMENT À L'AIDE DES DONNÉES DE 2010

L'évaluation précédente de ce stock (Edwards *et al.* 2012) avait été effectuée avant la publication des recommandations de Francis (2011) et utilisait une méthode de repondération itérative qui ajustait les poids relatifs jusqu'à ce que l'écart-type des résiduels normaux pour chaque source de données, y compris les données sur la composition, soit proche de 1,0. Selon Francis (2011), cette méthode se traduira par une surpondération des données sur la composition en raison des corrélations dans les données sur les proportions selon l'âge. Afin de tester l'incidence de la modification de repondération de la fréquence selon l'âge, nous avons exécuté à nouveau le modèle (« Estimer M et h ») (Edwards *et al.* 2012) en utilisant le système



de repondération de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge après avoir pondéré à nouveau les CV du relevé selon la méthode de l'ETRN pour correspondre à la repondération de l'abondance utilisée en 2010.. Nous avons utilisée l'analyse Sensibilité 1 pour effectuer cette comparaison, en incluant le relevé de la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte puisque le modèle de 2010 tenait compte de ce relevé.

Les résultats MCCM de cette analyse de cheminement (tableaux E.15 et E.16) étaient semblables aux résultats de 2010, mais le système de repondération de la fréquence selon l'âge a donné un état du stock plus bas que celui qui avait été estimé en 2010 (figure E.69) (l'estimation médiane de l'état du stock en 2011 était de 0,259 en 2010, mais la même estimation réalisée à l'aide de la procédure de repondération de Francis dans le modèle de l'analyse de cheminement était de 0,233, soit une diminution de 10 %). En retirant l'importance accordée aux données sur la composition selon l'âge par rapport aux données sur l'abondance, l'analyse de cheminement laisse penser que la procédure de pondération des données utilisée dans le modèle « Estimation de M et h » de 2010 a estimé un état du stock plus élevé et a donc donné une évaluation du stock plus optimiste par rapport à la procédure de pondération actuelle. Nous notons cependant que ces résultats révisés se situent dans la fourchette d'incertitude du modèle initial, ce qui indique qu'ils ne sont probablement pas très différents des résultats de 2010 au sens statistique. La méthodologie d'évaluation des stocks s'améliore constamment et nous avons adopté les recommandations de Francis (2011) parce qu'elles représentent une avancée par rapport aux méthodes appliquées en 2010.

Les graphiques de diagnostic pour les valeurs MCCM utilisées dans l'analyse de cheminement (figures E.71-E.73) montrent que l'autocorrélation est importante pour les six premiers décalages de  $R_0$ , et les légères tendances qui se dégagent des lignes de la courbe médiane de quelques paramètres permettent de penser qu'il pourrait s'avérer nécessaire d'allonger le temps de la simulation de recherche.

Tableau E.15. Paramètres du modèle tirés du modèle de 2017 utilisant les données de 2010. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des paramètres du modèle tirés de l'estimation MCCM (voir la définition à l'annexe D).

	5 %	50 %	95 %
$R_0$	14 305	17 787	23 908
$M_1$	0,05514	0,06082	0,06658
$M_2$	0,05984	0,06651	0,07324
$h$	0,4786	0,7203	0,9175
$q_1$	0,08612	0,1174	0,1489
$q_2$	0,1806	0,3560	0,6280
$q_3$	0,01453	0,02744	0,04476
$\mu_1$	6,663	9,710	12,71
$\mu_2$	10,15	12,50	14,74
$\mu_4$	9,680	10,40	11,24
$\Delta_1$	-1,364	0,03246	1,500
$\Delta_2$	-1,058	0,07138	1,213
$\Delta_4$	-0,4054	0,03600	0,4388
$\log v_{1L}$	1,612	2,679	3,612
$\log v_{2L}$	2,048	2,909	3,529
$\log v_{4L}$	0,7176	1,341	1,905

Tableau E.16. Comparaison des modèles de 2017 et 2010 utilisant tous deux les données de 2010 - biomasse et quantités fondées sur le rendement maximal soutenu MSY. Les 5<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des quantités tirées de la méthode de MCCM des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM. Les définitions sont :  $B_0$  – biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable à l'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2011}$  – biomasse reproductrice au début de 2011,  $V_{2011}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2011,  $u_{2010}$  – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2010,  $u_{max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon entre 1940 et 2010),  $B_{MSY}$  – biomasse reproductrice à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $u_{MSY}$  – taux d'exploitation à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY),  $V_{MSY}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre au rendement maximal soutenu (MSY). Les valeurs de la biomasse et du rendement maximal soutenu sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq années précédentes (de 2006 à 2010) s'élèvent à 3 492 t.

Valeur	Centile					
	Selon le modèle de 2017			Selon le modèle de 2010		
	5 %	50 %	95 %	5 %	50 %	95 %
$B_0$	82 536	93 905	113 164	80 667	91 595	110 024
$V_0$	147 625	166 548	200 398	143 633	163 273	196 606
$B_{2011}$	10 417	21 608	46 099	10 085	23 690	46 450
$V_{2011}$	22 307	45 064	93 457	23 963	49 668	94 728
$B_{2011}/B_0$	0,118	0,233	0,422	0,124	0,259	0,427
$V_{2011}/V_0$	0,145	0,272	0,472	0,165	0,303	0,489
$u_{2010}$	0,041	0,086	0,167	0,041	0,077	0,152
$u_{max}$	0,104	0,125	0,167	0,096	0,112	0,213
	Quantités fondées sur le MSY (2017)			Quantités fondées sur le MSY (2010)		
MSY	2 604	4 036	5 816	2 919	4 535	6 336
$B_{MSY}$	15 213	24 512	36 222	15 199	23 004	33 429
$0.4B_{MSY}$	6 085	9 805	14 489	6 080	9 202	13 372
$0.8B_{MSY}$	12 171	19 609	28 977	12 159	18 403	26 744
$B_{2011}/B_{MSY}$	0,381	0,899	1,970	0,417	1,040	2,100
$B_{MSY}/B_0$	0,171	0,263	0,354	0,165	0,249	0,346
$V_{MSY}$	33,060	49,265	69,333	33,045	47,272	65,259
$V_{MSY}/V_0$	0,210	0,298	0,381	0,208	0,287	0,373
$u_{MSY}$	0,041	0,082	0,156	0,048	0,0975	0,170
$u_{2010}/u_{MSY}$	0,364	1,038	3,224	0,315	0,791	2,340

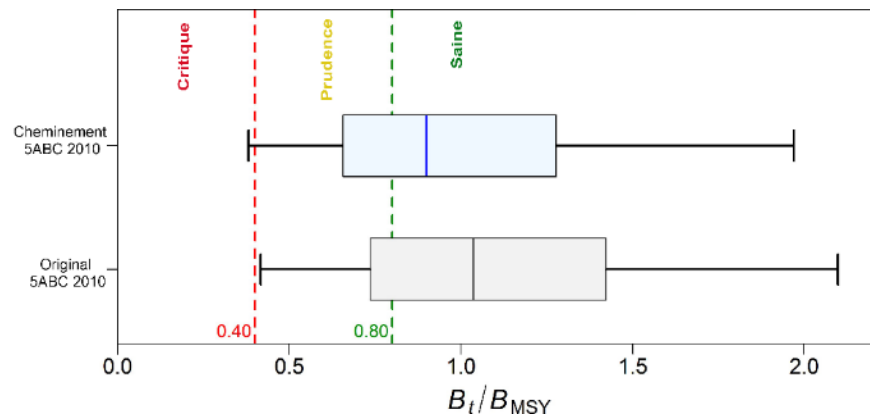


Figure E.69. État au début de 2011 du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC par rapport aux points de référence provisoires selon l'AP du MPO de  $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$  pour le modèle « Estimation de  $M$  et  $h$  » évalué en 2017 (cheminement) et en 2010 (initial). Les tracés en boîtes montrent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles de la valeur a posteriori selon la méthode de MCCM.

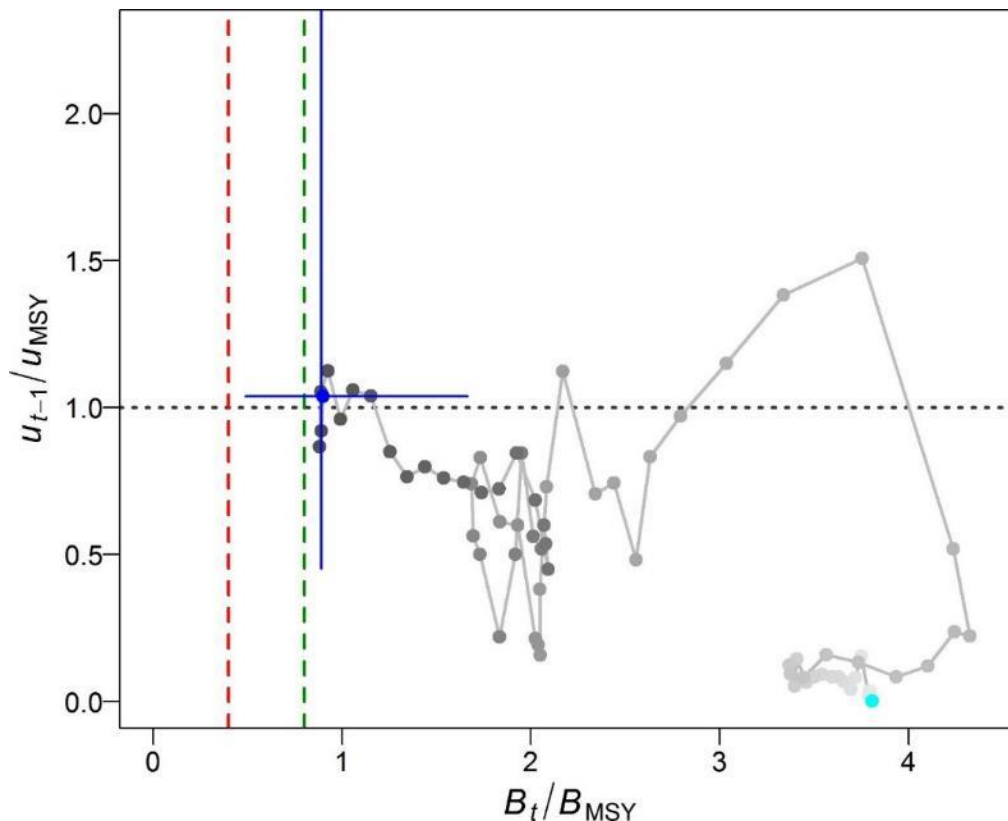


Figure E.70. Cheminement : Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{MSY}$  (la biomasse reproductrice au début de l'année  $t$  par rapport à  $B_{MSY}$ ) et  $u_{t-1}/u_{MSY}$  (le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t-1$  par rapport à  $u_{MSY}$ ). Le cercle plein cyan est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2011) est représentée par un cercle plein bleu; les lignes bleues représentent les centiles à 10 et 90 % des distributions a posteriori pour la dernière année. Les lignes tiretées verticales rouges et vertes indiquent la limite provisoire selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock ( $0,4 B_{MSY}$  et  $0,8 B_{MSY}$ ), et la ligne pointillée horizontale grise indique  $u$  au rendement maximal soutenu (MSY).

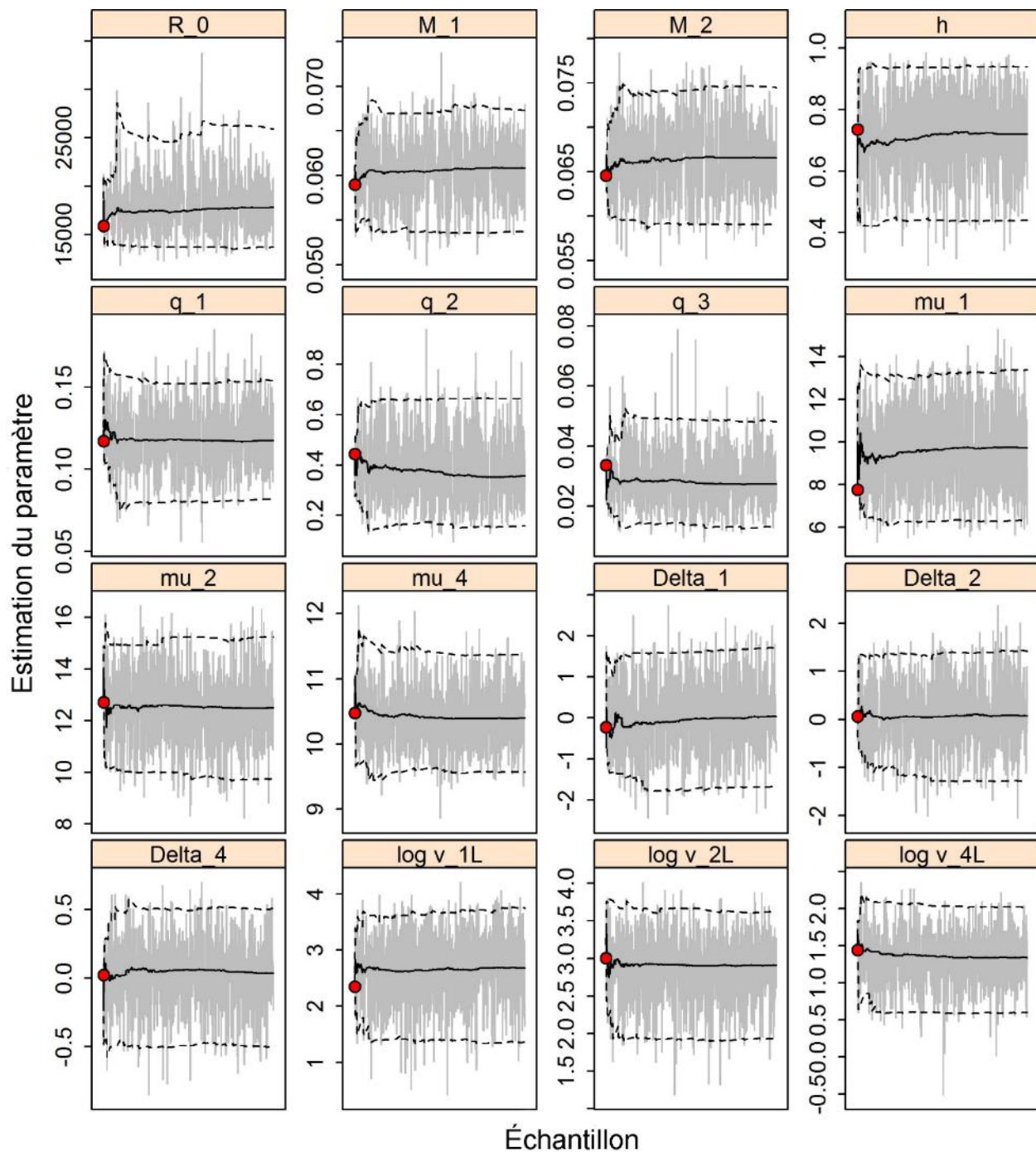


Figure E.71. Cheminement : Courbes MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon) et les lignes tiretées les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que M (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 3$  correspondent aux relevés indépendants de la pêche et les indices  $\geq 4$  à la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite à l'annexe D.

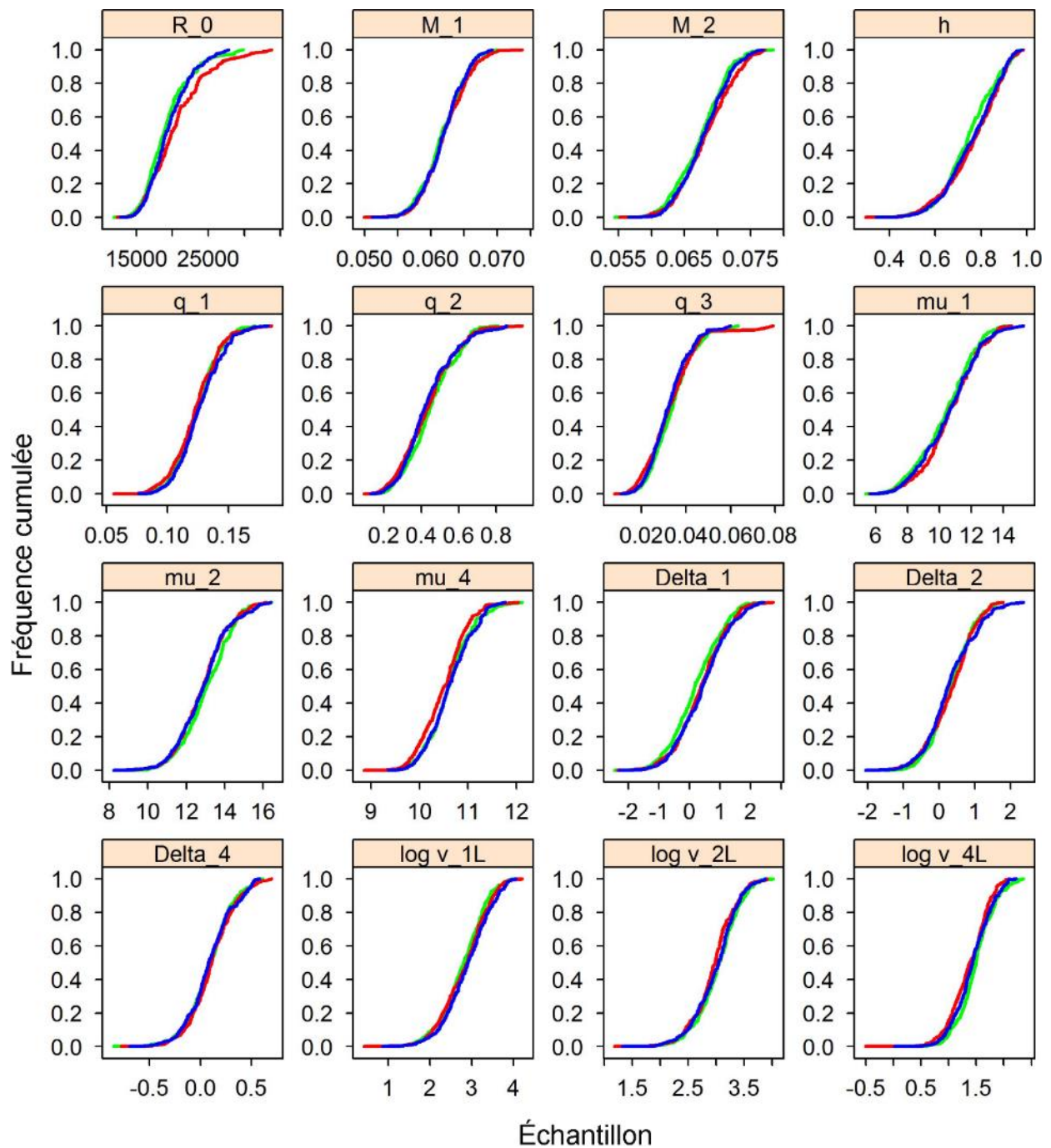


Figure E.72. Cheminement : Graphique de diagnostic obtenu en divisant la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

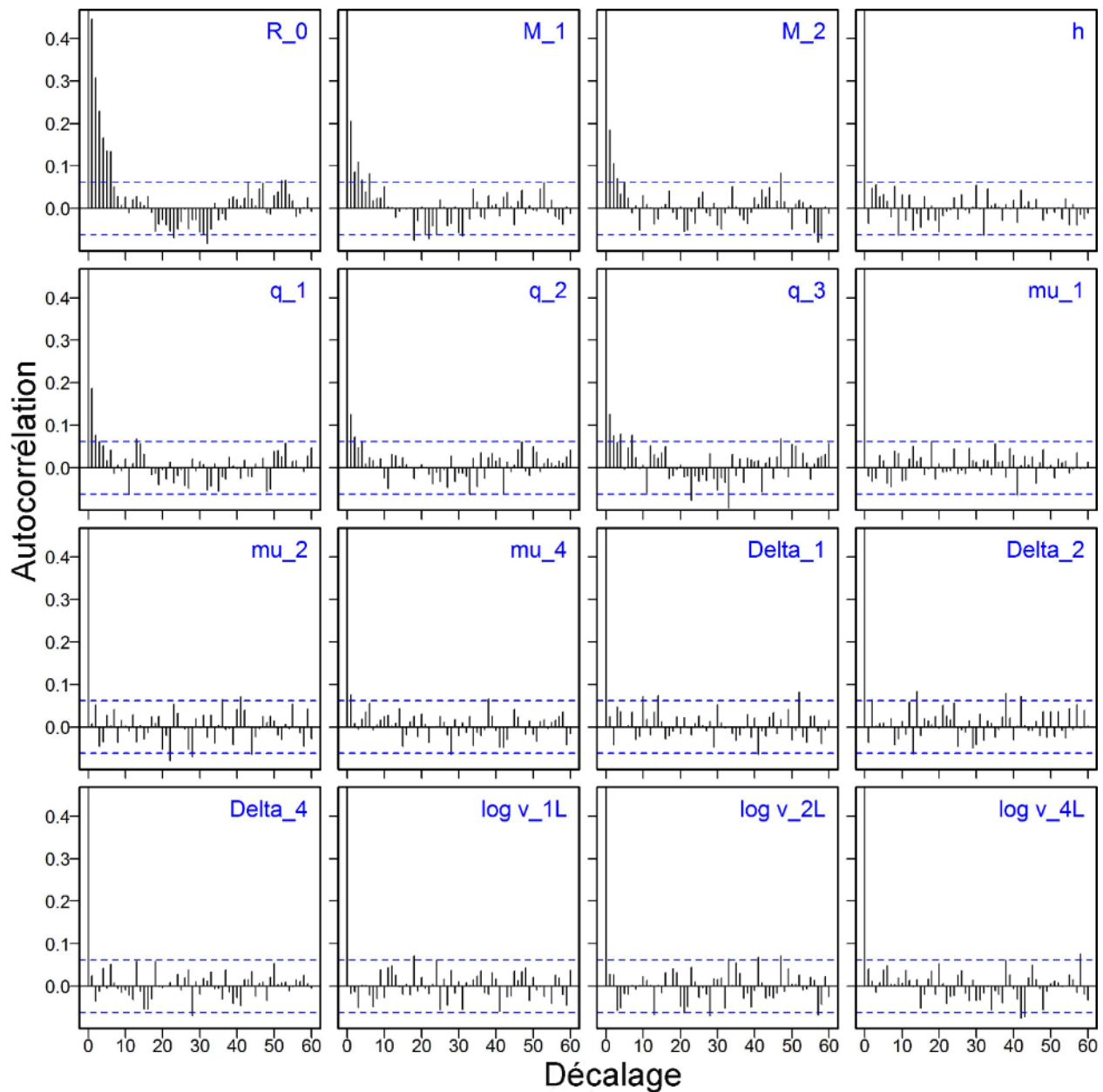


Figure E.73. Cheminement : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés tirés de la sortie MCCM. Les lignes bleues horizontales tiretées délimitent l'intervalle de confiance de 95 % pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

## E.7. RÉFÉRENCES - RÉSULTATS DU MODÈLE

- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 5 juin 2018).
- Edwards, A.M., Haigh, R., 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. (Consulté le 5 juin 2018).

- 
- Edwards, A.M., Starr, P.J., 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. (Consulté le 5 juin 2018).
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124-1138. (Consulté le 5 juin 2018).
- Ketchen, K.S. 1980. [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. (Consulté le 5 juin 2018).
- Starr, P.J., Haigh, R., 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. (Consulté le 5 juin 2018).



---

## APPENDIX F. ÉTUDE DES IMPACTS DE LA VARIABILITÉ ENVIRONNEMENTALE ET CLIMATIQUE SUR LE RECRUTEMENT DU SÉBASTE À LONGUE MÂCHOIRE

### F.1. INTRODUCTION

La gestion des pêches évolue peu à peu vers une gestion écosystémique depuis 25-30 ans (King *et al.* 2001; Chavez *et al.* 2003; King et McFarlane 2006; Marasco *et al.* 2007). Ce type de gestion tient compte des processus écosystémiques dans la formulation des avis sur la gestion des pêches (Sissenwine et Murawski 2004). Cet intérêt trouve notamment sa source dans les preuves croissantes des impacts des changements climatiques et du forçage des états des écosystèmes, notamment les effets sur la dynamique des populations et l'abondance des poissons (Beamish et Bouillon 1993; Polovina 1996; McFarlane *et al.* 2000; Mantua et Hare 2002; King 2005). Cependant, la gestion écosystémique des pêches nécessite à la fois de comprendre les mécanismes qui relient le forçage climatique à la dynamique des populations de poissons et de tenir compte de l'incertitude dans les prédictions des changements et de la variabilité climatiques.

De fait, il peut s'avérer difficile de prévoir les effets des changements mondiaux sur un écosystème (Francis *et al.* 1998; Dippner, 2006). Plusieurs études ont néanmoins étudié les liens entre le forçage environnemental et les populations de poissons, généralement en tant qu'intrants directs d'une relation stock-recrutement, et ce domaine demeure un secteur de recherche actif des sciences halieutiques (Daskalov 1999; Fiksen et Slotte 2002; Planque *et al.* 2003; Sinclair et Crawford 2005; Arregui *et al.* 2006; Szuwalski et Punt 2013). Il peut toutefois être problématique de s'appuyer sur de simples corrélations entre des variables environnementales et le recrutement des poissons pour en tirer des avis tactiques (Szuwalski et Punt 2013) car bien souvent, ces corrélations ne sont pas fiables (Haltuch et Punt 2011).

En général, les variables environnementales représentent une relation indirecte pour un mécanisme inconnu et changent ou disparaissent par conséquent avec le temps (Myers 1998; McClatchie *et al.* 2010). Notre approche pour corriger cette limitation consiste à inclure un ensemble de variables climatiques et environnementales qui représentent les processus d'un mécanisme conceptuel reliant un état de l'écosystème au recrutement des poissons.

Une autre limitation pour relier le forçage climatique et environnemental au recrutement des poissons réside dans l'absence de série chronologique exacte sur le recrutement, suffisamment longue pour refléter l'échelle temporelle de la variabilité climatique ou environnementale. L'utilisation de longues séries chronologiques sur le recrutement accroît les chances de refléter les changements de l'état de l'écosystème et de déterminer les relations qui existent entre l'environnement et le recrutement des poissons (Sinclair et Crawford 2005). En outre, les estimations tirées des modèles d'évaluation des stocks sont plus pertinentes que celles tirées des données des relevés car elles sont fondées sur toutes les sources de données disponibles (Szuwalski et Punt 2013).

Nous élaborons ici une approche de modélisation bayésienne pour étudier les relations entre un ensemble d'indices climatiques et environnementaux et le recrutement des poissons. Cette approche tient compte de l'inclusion formelle des sources d'incertitude associées aux estimations du recrutement des poissons et est capable de mettre en évidence des relations linéaires ou non linéaires entre ce recrutement et les indices climatiques et environnementaux.

Nous appliquons notre approche bayésienne au stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC en utilisant les estimations du recrutement entre 1940 et 2010 calculées dans l'évaluation précédente (Edwards *et al.* 2012). Les espèces à grande longévité comme le sébaste à longue mâchoire sont très fécondes et peuvent se reproduire sur une longue période. Elles peuvent

ainsi profiter immédiatement des changements pendant les périodes plus productives grâce à l'augmentation du succès du recrutement (King et McFarlane 2006). De ce fait, les espèces à grande longévité sont particulièrement intéressantes pour étudier les effets du climat et de l'environnement sur le recrutement des poissons.

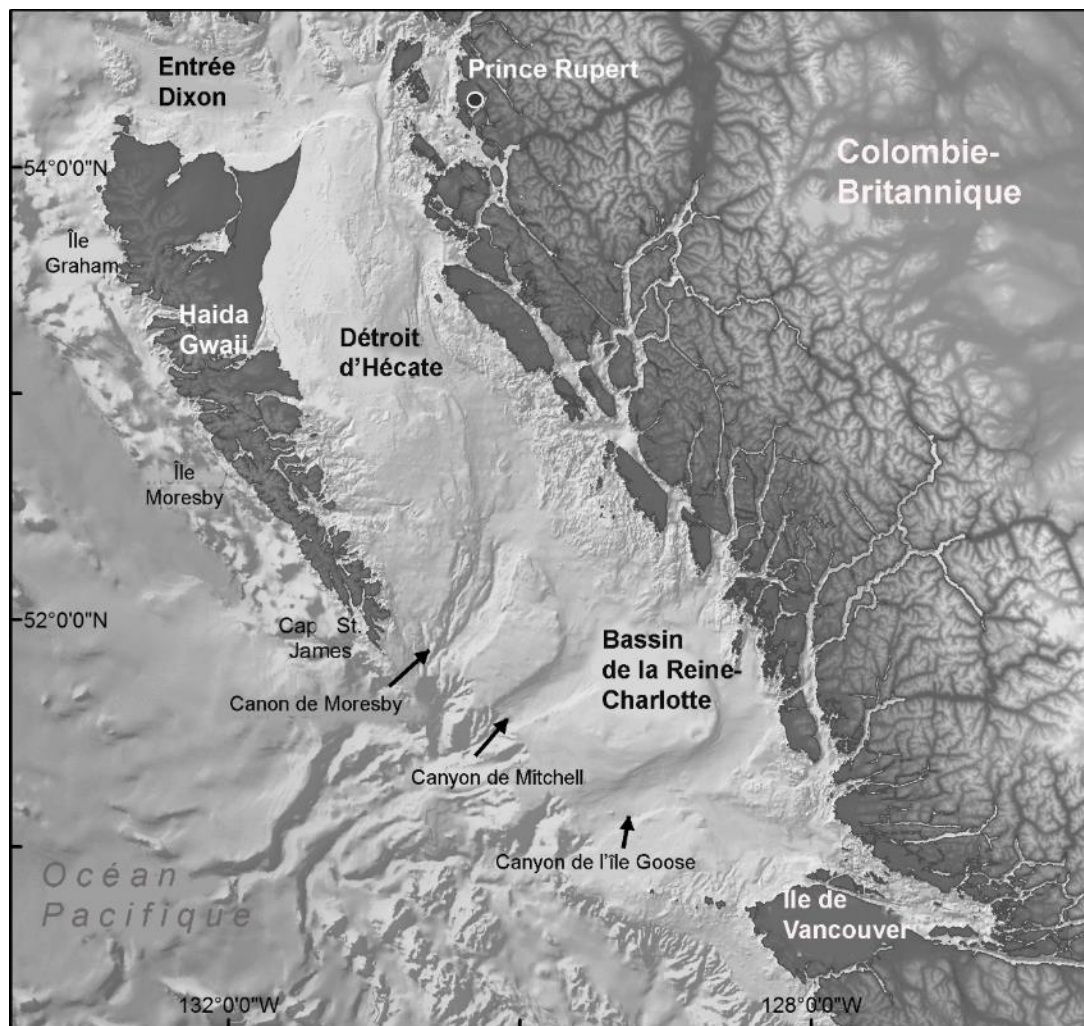


Figure F.1. Carte du bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate, ainsi que des eaux au large de la côte ouest de la Colombie-Britannique (Canada). Le stock de sébaste à longue mâchoire étudié ici occupe le bassin de la Reine-Charlotte et la moitié sud du détroit d'Hécate. Les caractéristiques géographiques mentionnées dans le texte sont représentées.

Le stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC est présent dans le bassin de la Reine-Charlotte et la moitié sud du détroit d'Hécate (figure F.1), une région fortement productive où les échanges d'eau entre le plateau et la haute mer sont variables (Lanson *et al.* 2003; Whitney *et al.* 2005). Un tourbillon d'échelle subsynoptique, le tourbillon Haïda, a été déterminé comme une caractéristique océanique dominante qui influence les processus physiques et biologiques de cet écosystème (Miller *et al.* 2005). Le tourbillon Haïda se forme à la fin de l'hiver au large du cap St James (figure F.1) en raison de l'advection par le vent de masses d'eau plus chaude et plus douce en provenance du bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate (Di Lorenzo *et al.* 2005). Cette advection s'écoule autour du cap, produisant des panaches flottants qui finissent par fusionner pour générer le tourbillon Haïda, plus grand (>40 km) (Di Lorenzo *et al.* 2005). Au printemps, le tourbillon Haïda s'éloigne de la côte en

---

direction de l'ouest et pénètre dans le golfe d'Alaska (Whitney et Robert 2002). Il joue un rôle important dans l'échange d'eau du bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate vers le golfe d'Alaska (Di Lorenzo *et al.* 2005). De tels tourbillons ont aussi une influence sur la composition de la communauté de zooplancton et les répartitions des espèces (Miller *et al.* 2005; Batten et Crawford 2005).

Auparavant, Sinclair et Crawford (2005) avaient relié la formation du tourbillon Haïda aux processus physiques et biologiques associés à une autre espèce de poisson présente dans ce système, la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*). Ils avaient posé l'hypothèse selon laquelle les grands tourbillons, qui peuvent déplacer, à la fin de l'hiver et au début du printemps, un volume d'eau estimé équivalent à celui du détroit d'Hécate et du bassin de la Reine-Charlotte combinés (Whitney et Robert 2002), entraînent les larves de la morue du Pacifique, une espèce pélagique, vers la haute mer et sont donc responsables du faible recrutement de l'espèce. Comme la formation du tourbillon Haïda est provoquée par l'advection par le vent de l'eau hors du détroit d'Hécate (Di Lorenzo *et al.* 2005), Sinclair et Crawford (2005) ont utilisé le niveau de la mer ajusté en fonction de la pression à Prince Rupert comme indicateur indirect de l'échange d'eau et de l'intensité du tourbillon Haïda. Nous fournissons ici un indice de l'intensité de ce tourbillon en élaborant une méthode que nous étendons à partir de Crawford (2002). Nous utilisons cet indice du tourbillon Haïda et le niveau de la mer ajusté en fonction de la pression avec des indices qui reflètent les processus atmosphériques et océanographiques régionaux et à l'échelle du bassin du Pacifique. Nous appliquons notre cadre bayésien pour étudier les impacts potentiels de cet ensemble de variables sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire.

## **F.2. MÉTHODES**

### **F.2.1. Estimations du recrutement du sébaste à longue mâchoire**

Les estimations du recrutement du sébaste à longue mâchoire (figure F.2) sont tirées du modèle de prises statistiques selon l'âge (SSA) utilisé dans l'évaluation précédente du stock (Edwards *et al.* 2012). La structure de ce modèle est presque identique à celle de celui qui a été utilisé dans l'évaluation actuelle et a servi à reconstituer l'historique de la population (y compris la biomasse de recrutement et reproductrice) de 1940 à 2010. Les intrants comprennent les indices des relevés indépendants de la pêche, les données biologiques et les données sur la composition selon l'âge. Nous avons notamment utilisé la version du modèle qui permettait d'estimer l'inclinaison de la fonction stock-recrutement et la mortalité naturelle (Edwards *et al.* 2012).

### **F.2.2. Variables climatiques et environnementales**

Nous proposons un mécanisme conceptuel du succès du recrutement du sébaste à longue mâchoire qui repose sur la compréhension suivante du cycle biologique de l'espèce et la circulation océanique dans la région où les larves sont libérées. Ce mécanisme reprend également l'hypothèse du transport de la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate (Tyler et Crawford 1991) qui liait la direction des vents en hiver dans la région à la rétention des œufs et larves pélagiques de l'espèce dans le système (Sinclair et Crawford 2005). Les sébastes à longue mâchoire adultes fraient en septembre à des profondeurs de 200-400 m (Love *et al.* 2002). Les femelles retiennent la laitance du mâle et la fécondation interne se produit d'octobre à novembre. Les femelles ne libèrent pas les larves avant février ou mars, date à laquelle elles ont migré à des profondeurs de 500-700 m. De ce fait, les conditions environnementales hivernales (de décembre à mars) sont probablement des covariables qui relient le recrutement du sébaste à longue mâchoire aux processus océaniques. Dans la zone qui nous intéresse, les

larves sont libérées sur les faces nord des fossés Moresby et Mitchell et du canyon de l'île Goose (G. Workman, MPO, comm. pers.), trois grandes ravines sous-marines du bassin de la Reine-Charlotte (figure F.1). Au large de la Colombie-Britannique, les larves de sébaste à longue mâchoire demeurent en profondeur pendant plusieurs mois, transportées dans un habitat du plateau à des profondeurs de 200-275 m par les remontées d'eau au début du printemps (Love *et al.* 2002). Dans le bassin de la Reine-Charlotte, ces remontées d'eau sont des intrusions d'eau profonde qui remontent à travers les canyons et sont associées au déplacement des tourbillons Haïda vers l'ouest (Dodimead 1980; Crawford *et al.* 1988). Nous posons l'hypothèse que le déplacement vers l'ouest des tourbillons Haïda aura une influence positive, de par la remontée d'eau profonde, sur le transport des larves de sébaste à longue mâchoire des canyons marins jusque dans les eaux du plateau qui constituent un habitat propice aux juvéniles.

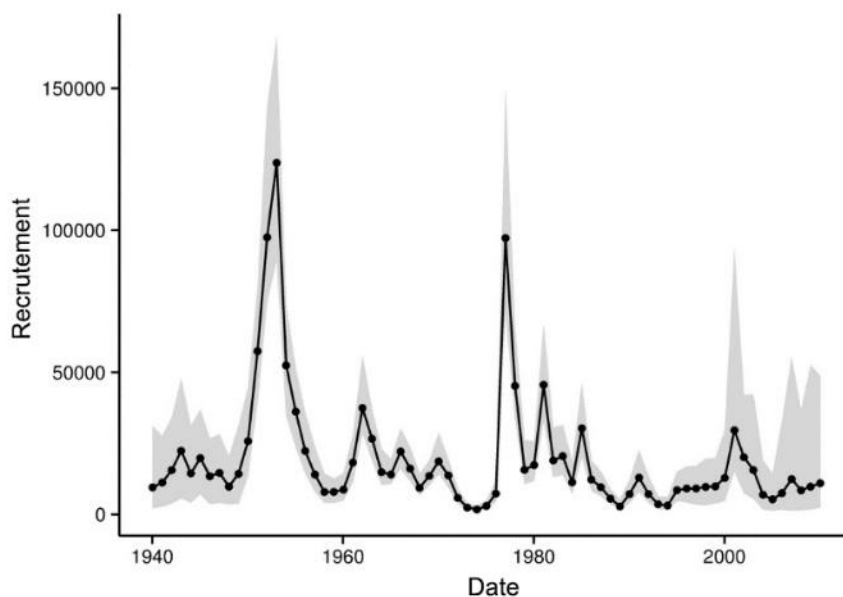


Figure F.2. Estimations du recrutement du sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte et le sud du détroit d'Hécate de 1940 à 2010 d'après Edwards *et al.* (2012). La ligne noire représente la médiane des échantillons de la distribution a posteriori et les centiles à 2,5 et 97,5 sont indiqués en gris.

Sinclair et Crawford (2005) ont utilisé la hauteur du niveau de la mer ajusté en fonction de la pression au nord du détroit d'Hécate comme indicateur indirect de l'échange d'eau de surface vers le sud à la sortie du détroit, où le bas niveau de la mer indique le transport des œufs et des larves de morue du Pacifique en dehors du détroit d'Hécate, qui se traduit par la suite par un recrutement faible. L'échange d'eau vers le sud en sortant du détroit d'Hécate est lié à la formation du tourbillon Haïda et est déterminé par la direction des vents en hiver. C'est pourquoi nous incluons des indices qui représentent les conditions qui provoquent la formation du tourbillon Haïda et d'autres qui représentent l'intensité de ce tourbillon, comme indices régionaux adaptés pour étudier les impacts environnementaux sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire. En particulier, nous utilisons un indice de la circulation atmosphérique régionale (direction des vents) en hiver, un indice de l'échange d'eau de surface en hiver à la sortie du détroit d'Hécate et un indice qui mesure la zone englobée dans le tourbillon Haïda chaque hiver.

---

Nous utilisons aussi un ensemble d'indices à l'échelle du bassin qui représente la variabilité océanographique couplée et la variabilité atmosphérique; pour les indices environnementaux, nous utilisons ceux qui sont définis à une échelle régionale et qui reflètent les tendances météorologiques et les processus océanographiques.

Puisque la circulation atmosphérique régionale est déterminée par des systèmes à l'échelle du bassin du Pacifique, nous avons tenu compte de l'intensité relative du système de basse pression des Aléoutiennes en hiver. La variabilité atmosphérique dans le bassin du Pacifique détermine la variabilité océanique indiquée par les tendances spatiales de la température ou de la hauteur de la surface de la mer (Di Lorenzo *et al.* 2010). Ces tendances de la variabilité de l'océan Pacifique sont couplées aux tropiques, en particulier les téléconnexions d'El Niño (Newman *et al.* 2003; Di Lorenzo *et al.* 2010). Pour refléter la variabilité climatique et océanique à l'échelle du bassin du Pacifique, nous incluons des indices de la dépression des Aléoutiennes (indice de basse pression des Aléoutiennes - ALPI et l'indice du Pacifique Nord - NPI), les tendances spatiales à la surface de la mer (indice de l'oscillation décennale du Pacifique - PDO et l'oscillation de la circulation du Pacifique Nord - NPGO) et les événements liés à El Niño (indice Nino océanique - ONI et indice d'oscillation australe - SOI).

### **Indice Pacifique Est/Pacifique Nord**

L'indice mensuel de la téléconnexion Pacifique Est/Pacifique Nord (EP-NP) est tiré d'une analyse en composantes principales par rotation des anomalies normalisées de la hauteur à 500-hPa pour la période 1950-2000 (disponible dans [NOAA](#)). On utilise la moyenne hivernale (de décembre à mars) pour chaque année (figure F.3a). Un indice négatif est associé à un décalage vers le nord et à un affaiblissement du courant-jet du Pacifique entre l'est de l'Asie et l'est du Pacifique Nord, créant un flux du vent vers le sud dans le détroit d'Hécate.

### **Niveau de la mer ajusté en fonction de la pression à Prince Rupert**

Le Service hydrographique du Canada surveille le niveau de la mer sur toute la côte de la Colombie-Britannique. Le niveau de la mer à Prince Rupert a été enregistré toutes les heures depuis 1909 et peut être consulté auprès du [MPO](#). Crawford et ses collègues (1988) ont utilisé la hauteur du niveau de la mer ajusté en fonction de la pression comme indicateur indirect de l'échange d'eau à la sortie du détroit d'Hécate. Le niveau de la mer ajusté en fonction de la pression est la somme du niveau de la mer en cm et de la pression atmosphérique en millibars; il est exprimé en unités de pression, kPa (Crawford *et al.* 1988). Le niveau de la mer ajusté en fonction de la basse pression à Prince Rupert en hiver est relié aux vents d'hiver qui soufflent vers le sud et qui augmentent l'advection d'eau vers le sud à la sortie du détroit d'Hécate (Crawford *et al.* 1988; Sinclair et Crawford 2005). Ici, l'anomalie du niveau de la mer ajusté en fonction de la pression (PASLa) est calculée pour chaque année depuis 1954 en calculant la moyenne des valeurs mensuelles de janvier à mars (figure F.3b).

### **Superficie couverte par le tourbillon Haïda**

Crawford (2002) a présenté un indice de l'intensité relative du tourbillon Haïda pour la période 1993-2002. Cet indice utilisait des valeurs d'altimétrie satellitaire modélisées du Colorado Center for Astrodynamics Research et les seuils de la hauteur de la surface de la mer (+10 cm et +15 cm) pour estimer la superficie moyenne mensuelle (en km<sup>2</sup>) des tourbillons Haïda. Nous employons la même technique de seuils pour la même zone d'intérêt (150°O à 120°O, 40°N à 60°N) que Crawford (2002), mais nous recalculons la série chronologique pour 1993-2014 avec une version améliorée des données d'altimétrie satellitaire modélisées du Colorado Center for Astrodynamics Research. Les méthodes appliquées pour produire cet indice sont décrites dans la section F.5. En guise d'indice de l'intensité relative de la formation du tourbillon Haïda en



hiver, nous utilisons le maximum des superficies moyennes mensuelles, HEmax, (de décembre à mars) obtenu à l'aide de la technique des seuils de +10 cm (figure F.3c).

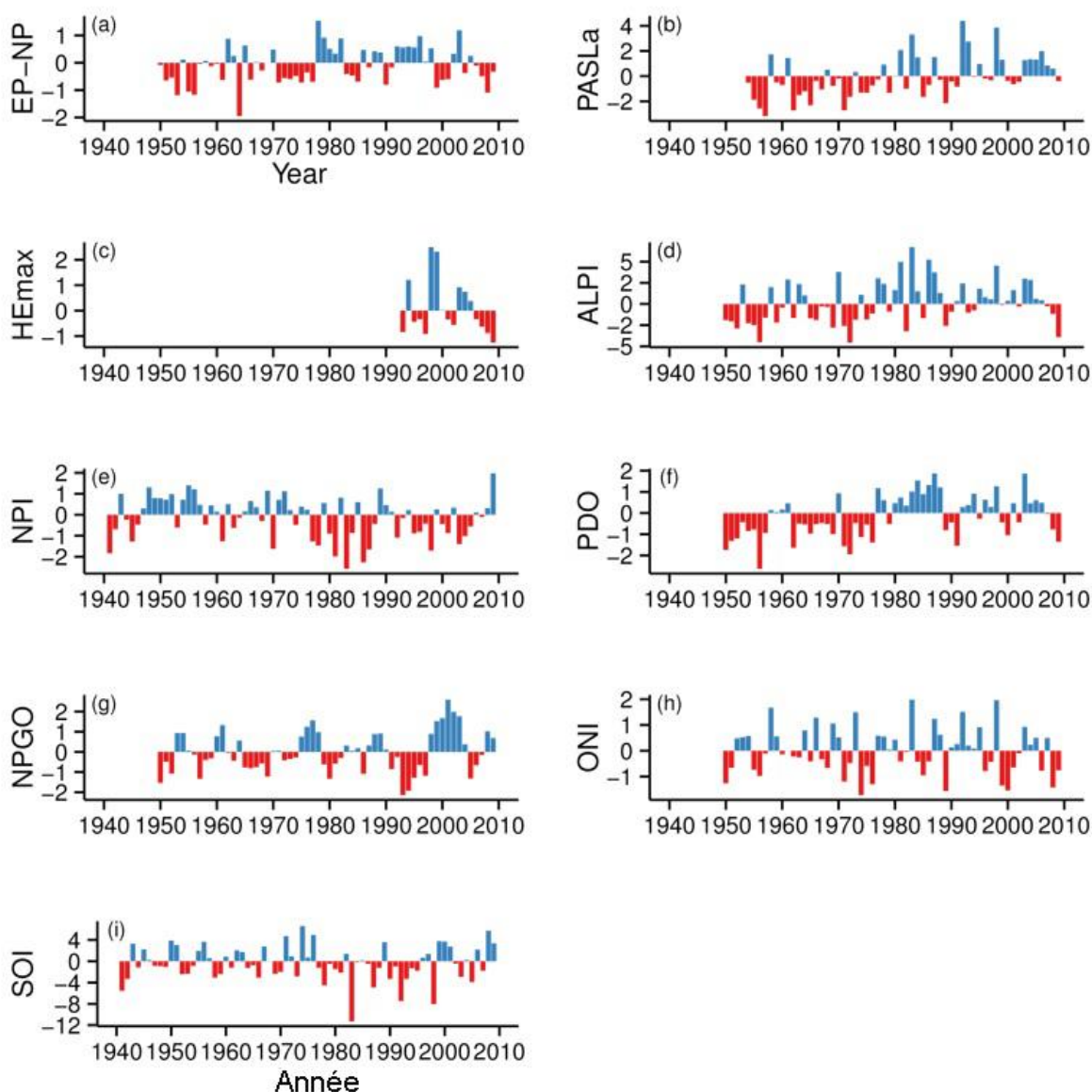


Figure F.3. Série chronologique des indices climatiques et environnementaux utilisés pour tester les influences sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire. (a) Indice Pacifique Est/Pacifique Nord (b) Niveau de la mer ajusté en fonction de la pression à Prince Rupert (c) Superficie maximale normalisée couverte par les tourbillons Haïda (d) Indice de basse pression dans les Aléoutiennes (e) Indice Pacifique Nord normalisé (f) Oscillation décennale du Pacifique (g) Oscillation de la circulation du Pacifique Nord (h) Indice Nino océanique (i) Indice d'oscillation australe

### Indice de basse pression dans les Aléoutiennes

Ce sont Beamish et Bouillon (1993) qui ont d'abord élaboré l'indice de basse pression dans les Aléoutiennes (ALPI) pour mesurer la dépression des Aléoutiennes. Beamish et ses collègues (1997) l'ont ensuite modifié. Il faut calculer la superficie moyenne (en 106 km<sup>2</sup>) du Pacifique Nord où la pression au niveau de la mer est inférieure à 100,5 kPa pendant les mois d'hiver (de

---

décembre à mars). L'ALPI est calculé en tant que l'anomalie d'une superficie moyenne à long terme (1950-1997) à partir de données quadrillées sur la pression de surface obtenues auprès du National Center of Atmospheric Research (Surry et King 2015; figure F.3d). Des valeurs positives de l'ALPI indiquent une dépression des Aléoutiennes intense par rapport à la moyenne à long terme. Les périodes d'intense dépression des Aléoutiennes sont caractérisées par des régimes atmosphériques sud-ouest et ouest supérieurs à la moyenne au large de la côte Ouest du Canada (King *et al.* 2000; McFarlane *et al.* 2000). Les variations de la dépression des Aléoutiennes en hiver reflètent également la dynamique du changement de régime dans le Pacifique Nord liée au PDO (Hare et Mantua 2000).

### **Indice Pacifique Nord**

L'indice Pacifique Nord (NPI) est la pression au niveau de la mer pondérée en fonction de la superficie sur le Pacifique Nord de 30°N à 65°N et de 160°E à 140°O. Comme l'ALPI, le NPI est un indicateur utile de l'intensité et de l'étendue du système de basse pression dans les Aléoutiennes. Le [National Center for Atmospheric Research \(États-Unis\)](#) fournit une série chronologique mensuelle de cet indice, d'après Trenberth et Hurrell (1994) et Horel et Wallace (1981). Ici, nous utilisons uniquement les valeurs pour l'hiver (moyennées de décembre à mars, figure F.3e). On observe le régime inverse de l'ALPI, à savoir qu'une période négative du NPI dénote une intense dépression des Aléoutiennes et une période positive de l'IPN, une dépression des Aléoutiennes plus faible.

### **Oscillation décennale du Pacifique**

Le PDO est le premier mode d'une analyse de fonction orthogonale empirique (FOE) d'un quadrillage de la température de la surface de la mer dans le Pacifique Nord (Zhang *et al.* 1997, présentée dans Mantua *et al.* 1997) et peut être obtenue auprès de l'[Université de Washington](#). Elle représente les anomalies de la température de la surface de la mer et de la hauteur de la surface de la mer dans le Pacifique Nord et est liée à El Niño-oscillation australe (ENSO, Alexander *et al.* 2002; Newman *et al.* 2003). Pour la présente étude, nous avons calculé les valeurs moyennes du PDO sur les mois d'hiver (décembre à mars; figure F.3f). Une phase négative du PDO est associée à des températures froides inhabituelles dans l'est du Pacifique Nord (Mantua *et al.* 1997) et à une faible dépression des Aléoutiennes (Di Lorenzo *et al.* 2010, 2013).

### **Oscillation de la circulation du Pacifique Nord**

L'oscillation de la circulation du Pacifique Nord (NPGO) est le deuxième mode d'une analyse FOE d'un quadrillage des anomalies de la température de la surface de la mer et de la hauteur de la surface de la mer dans le Pacifique Nord et est différente du PDO (Di Lorenzo *et al.* 2008). Elle peut être demandée à [Emanuele DiLorenzo](#). Nous utilisons ici les valeurs moyennes hivernales du NPGO (de décembre à mars) (figure F.3g). La phase positive du NPGO est associée à de forts vents d'ouest dans l'est du Pacifique Nord et à des hivers frais au large de la côte de la Colombie-Britannique, ainsi qu'à une faible dépression des Aléoutiennes (Di Lorenzo *et al.* 2008).

### **Indice Nino océanique**

L'indice Nino-océanique (ONI) est l'indice officiel de l'occurrence des épisodes d'El Niño et de La Niña déterminés par le Climate Prediction Center de la NOAA (et peut être obtenu auprès de la [NOAA](#)). Il mesure l'anomalie de la température de la surface de l'océan dans le centre de l'océan Pacifique tropical et est calculé chaque mois. Les valeurs mensuelles sont fondées sur une période de trois mois centrée sur le mois nominal. Dans ses calculs de l'ONI, le Climate Prediction Center de la NOAA supprime un effet du changement climatique (tendance au réchauffement). Pour le faire, il utilise plusieurs périodes centrées de référence de 30 ans pour



---

définir l'ONI. Ces périodes de référence de 30 ans servent à calculer les anomalies pour des périodes successives de cinq ans. Pour la présente étude, nous avons utilisé les valeurs moyennes de l'ONI de décembre à mars (figure F.3h).

### Indice d'oscillation australe

L'indice d'oscillation australe (SOI) représente l'anomalie mensuelle de la différence de pression atmosphérique à la surface de la mer entre l'île de Tahiti et Darwin, en Australie (Trenberth 1984). Il peut être obtenu auprès du [National Center for Atmospheric Research \(États-Unis\)](#). Il définit généralement les réactions océaniques à El Niño et La Niña. Une valeur négative du SOI indique des alizés faibles, voire une inversion de la direction du vent, dans le Pacifique tropical, et dénote habituellement les événements associés à El Niño. À l'inverse, des valeurs positives du SOI sont liées à des événements associés à La Niña et à de forts alizés.

Nous utilisons ici les valeurs moyennes hivernales du SOI (de décembre à mars) (figure F.3i).

Les indices à l'échelle du bassin et des téléconnexions (ALPI, NPI, PDO, NPGO, ONI et SOI) représentent la variabilité climatique et les indices régionaux (PASLa, HEmax) la variabilité environnementale. L'indice de la téléconnexion Pacifique Est/Pacifique Nord relie les deux échelles spatiales.

### F.2.3. Méthode de modélisation

Pour étudier les relations entre le recrutement des poissons et les variables climatiques et environnementales, nous utilisons des régressions linéaires multiples dans un contexte bayésien. On suppose que le nombre de recrues d'âge-1 à l'année  $t$ ,  $R_t$ , a une distribution log-normale avec une moyenne  $\mu_t$  et une variance  $\sigma_2$  :

$$\log(R_t) \sim \text{Normal}(\mu_t, \sigma_2) \quad (\text{F.1})$$

$$\mu_t = \alpha + \beta_1 X_{1,t-1} + \beta_2 X_{2,t-1} \quad (\text{F.2})$$

où  $\mu_t$  est une fonction linéaire des covariables  $X_{1,t-1}$  et  $X_{2,t-1}$  et des paramètres inconnus  $\alpha$ ,  $\beta_1$  et  $\beta_2$ . Ainsi, l'équation (F.2) est une régression linéaire multiple (Dobson et Barnett 2011). Le paramètre  $\alpha$  est le point d'interception de la régression linéaire et est moins intéressant que  $\beta_1$  et  $\beta_2$ , qui représentent l'influence des covariables  $X_{1,t-1}$  et  $X_{2,t-1}$  sur  $\mu_t$ . Nous créons plusieurs formules du modèle pour lesquelles  $X_{1,t-1}$  et  $X_{2,t-1}$  correspondent aux différents indices climatiques et environnementaux. Toutes les variables sont normalisées pour avoir une moyenne de zéro et un écart-type de 1 avant d'être incluses dans (F.1) et (F.2).

Nous vérifions d'abord si  $X_{1,t-1}$  et  $X_{2,t-1}$  sont corrélées (coefficient de corrélation absolue de Pearson supérieur à 0,3) et dans l'affirmative, nous considérons qu'elles représentent le même effet climatique ou environnemental. Pour éviter ce problème de colinéarité, les deux covariables sont incluses dans des modèles distincts. Nous étendons aussi certaines formules du modèle (F.2) en ajoutant un terme  $\beta_{3 \times 3, t-1}$ , mais dans un souci de simplicité, nous nous limitons ici à discuter de la formule avec  $\beta_1$  et  $\beta_2$ . Nous utilisons les covariables climatiques et environnementales de l'année  $t_1$  parce que  $R_t$ , tiré de Edwards *et al.* (2012), représente les poissons d'âge-1 à l'année  $t$  et que nous pensons que les influences climatiques ou environnementales sont plus fortes sur les individus l'année où ils sont libérés vivants de leur mère, qui est l'année  $t - 1$ .

Si les intervalles de crédibilité de 90 % du paramètre relatif à une covariable incluent zéro pour tous les modèles dans lesquels cette covariable est présente, nous considérons qu'il n'existe pas de relation linéaire entre le recrutement du sébaste à longue mâchoire et la covariable. Nous étudions alors un effet non linéaire potentiel. Pour le faire, nous créons une variable catégorique,  $Z_{1,t-1}$ , en séparant la covariable  $X_{1,t-1}$  en catégories. Par exemple, HEmax est

divisé en trois catégories (pour le modèle 6 – voir la section Résultats) : pour une petite superficie de 4 500-35 000 km<sup>2</sup>,  $Z_{1,t-1} = 1$ ; pour une superficie moyenne de 35 000-50 000 km<sup>2</sup>,  $Z_{1,t-1} = 2$ ; et pour une grande superficie de 50 000-95 000 km<sup>2</sup>,  $Z_{1,t-1} = 3$ . On suppose que le nombre de poissons d'âge-1 à l'année  $t$ ,  $R_t$ , a une distribution log-normale avec une moyenne  $\mu_{t,i}$  et une variance  $\sigma_2$  :

$$\log(R_t) \sim \text{Normal}(\mu_{t,i}, \sigma_2) \quad (\text{F.3})$$

$$\mu_{t,i} = \alpha + \gamma_{1,i} I(Z_{1,t-1} = i) \quad (\text{F.4})$$

où  $I(\bullet)$  est la fonction indicatrice (égale à 0 ou 1 si son argument est faux ou vrai, respectivement), et  $\alpha$  et  $\gamma_{1,i}$  sont les paramètres inconnus, où ce dernier représente l'effet de la covariable de la catégorie  $i$ . Nous définissons  $\gamma_{1,1} = 0$  de sorte que les effets des catégories 2 et 3 sont estimés par rapport à la catégorie 1. Cette méthode peut être étendue à plusieurs covariables comme dans (F.2), en introduisant les paramètres  $\gamma_{2,i}$ ,  $\gamma_{3,i}$  etc.

Dans des études précédentes, les auteurs ont utilisé une estimation ponctuelle,  $\bar{R}_t$ , pour analyser la relation entre le recrutement et l'environnement (Daskalov 1999; Fiksen et Slotte 2002; Planque *et al.* 2003; Arregui *et al.* 2006; Szuwalski et Punt 2013). L'estimation ponctuelle,  $\bar{R}_t$ , a été calculée comme la moyenne ou la médiane du recrutement estimé l'année  $t$  à partir du modèle utilisé pour l'évaluation du stock ou d'une analyse des populations virtuelles; les incertitudes associées à  $R_t$  ont été omises. L'omission de la variabilité liée à  $R_t$  a une incidence sur l'estimation des paramètres du modèle servant à étudier la relation entre le recrutement et les indices climatiques ou environnementaux. Ici, nous tenons explicitement compte de la variabilité de  $R_t$  en utilisant la distribution a posteriori du recrutement estimé pour chaque année. En ce qui concerne le sébaste à longue mâchoire, les distributions a posteriori viennent du modèle SSA (Edwards *et al.* 2012) estimé selon la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM), où chaque échantillon MCCM donne une série chronologique du recrutement (voir les exemples d'échantillons sur la figure F.4).

Dans la pratique, nous tenons compte de la variabilité des estimations du recrutement avec le processus suivant :

1. tirer un échantillon MCCM de manière aléatoire (une série chronologique du recrutement) de la distribution a posteriori du recrutement dans le modèle SSA – voir les exemples sur la figure F.4;
2. ajuster le modèle (F.2) ou (F.4) à cette série chronologique pour étudier les effets du climat et/ou de l'environnement sur le recrutement (voir la description ci-après);
3. consigner les résultats pour cet échantillon MCCM;
4. répéter les étapes 1 à 3 en tout 150 fois (sans pouvoir tirer à nouveau les échantillons MCCM déjà tirés);
5. combiner les 150 ensembles de résultats pour obtenir les distributions a posteriori des paramètres ( $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  ou  $\alpha$ ,  $\gamma_{1,i}$ ) des effets du climat et/ou de l'environnement sur le recrutement.

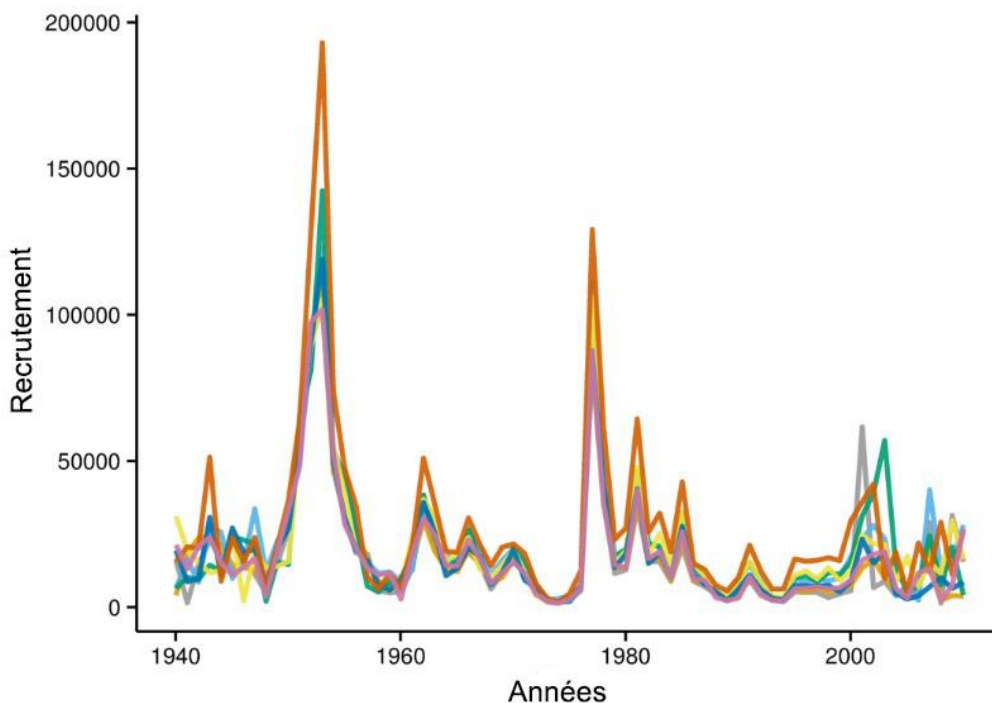


Figure F.4. Exemples d'échantillons individuels MCMC pour les estimations du recrutement (tous les échantillons sont combinés pour donner la figure F.2).

Les étapes 1 à 3 ont été répétées 150 fois au lieu d'utiliser tous les 1 000 échantillons MCMC, afin que le temps de calcul demeure acceptable. D'autres applications peuvent prévoir plus de répétition. Braccini et ses collègues (2011) ont employé une approche globale semblable pour intégrer les incertitudes associées aux prises par unité d'effort dans un modèle bayésien de production excédentaire.

#### F.2.4. Inférence bayésienne

Un aspect clé de notre cadre consiste à ajuster chaque modèle, dans l'étape 2, dans un cadre bayésien; à cette fin, nous avons utilisé le logiciel JAGS (Just Another Gibbs Sampler, Plummer 2003). Trois chaînes longues de 220 000 itérations ont été exécutées avec une période de rodage de 200 000 itérations et 200 valeurs ont été conservées après un éclaircissement de 100 itérations afin d'éliminer l'autocorrélation dans chaque chaîne. Les échantillons de chaque chaîne ont été combinés et éclaircis à nouveau pour donner un total de 200 échantillons (66 ou 67 de chaque chaîne). Ainsi, à l'étape 3, nous avons consigné les 200 valeurs de la distribution a posteriori pour chaque paramètre de régression ( $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \gamma_1, i$ ) associé à l'échantillon MCMC précis de recrutement tiré à l'étape 1. La fusion à l'étape 5 se fait alors simplement en combinant, pour chaque paramètre, les 150 distributions a posteriori de ce paramètre, ce qui donne une distribution a posteriori complète pour chaque paramètre, composée de 30 000 valeurs (200 de l'étape 2 de chacune des 150 séries chronologiques du recrutement).

Tableau F.1. Exemples de modèles ajustés aux estimations du recrutement du sébaste à longue mâchoire, y compris les variables climatiques et environnementales et leur période temporelle correspondante. Les modèles ont été construits en fonction des périodes temporelles disponibles pour chaque covariable. Les covariables corrélées n'ont pas été incluses dans le même modèle mais, par exemple, les indices  $EP-NP_{t-1}$ ,  $NPGO_{t-1}$  et  $SOI_{t-1}$  ne sont pas corrélés et apparaissent donc tous dans le modèle 5. Les modèles 1 à 5 sont formulés par rapport à (F.2) le modèle 6 par rapport à (F.4). Le paramètre  $\mu_t$  estimé pour chaque modèle est la moyenne de la distribution log-normale des recrutements,  $\alpha$  est le point d'intersection des régressions et  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  et  $\gamma_{1,i}$  sont les paramètres représentant l'effet des covariables. Pour l'année  $t - 1$ ,  $EP-NP_{t-1}$  est l'indice Pacifique Est/Pacifique Nord,  $PASLa_{t-1}$  est le niveau de la mer ajusté en fonction de la pression à Prince Rupert,  $PDO_{t-1}$  est l'oscillation décennale du Pacifique,  $NPGO_{t-1}$  est l'oscillation de la circulation du Pacifique Nord et  $SOI_{t-1}$  est l'indice d'oscillation australe. Enfin,  $HEmaxC_{t-1}$  est une variable catégorique représentant la superficie maximale couverte par le tourbillon Haïda et égale à 1, 2 ou 3 pour une superficie petite, moyenne et grande, respectivement, et  $I(\cdot)$  est la fonction indicatrice.

Modèle	Covariables	Période
1	$\mu_t = \alpha + \beta_1 EP-NP_{t-1}$	1950-2010
2	$\mu_t = \alpha + \beta_1 PASLa_{t-1}$	1954-2010
3	$\mu_t = \alpha + \beta_1 PDO_{t-1}$	1950-2010
4	$\mu_t = \alpha + \beta_1 NPGO_{t-1}$	1950-2010
5	$\mu_t = \alpha + \beta_1 EP-NP_{t-1} + \beta_2 NPGO_{t-1} + \beta_3 SOI_{t-1}$	1950-2010
6	$\mu_t = \alpha + \gamma_{1,i} I(HEmaxC_{t-1} = i)$	1993-2010

La fusion à l'étape 5 est simple grâce à l'approche bayésienne utilisée à l'étape 2. Une approche non bayésienne (par exemple, estimation de la vraisemblance maximale ou auto-amorçage) à l'étape 2 ne serait pas simple et nécessiterait des hypothèses sur la distribution des paramètres estimés ( $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\gamma_{1,i}$ ) afin de pouvoir fusionner les 150 ensembles de résultats à l'étape 5. Toute cette approche nous permet alors de tenir compte des incertitudes du recrutement qui ont été estimées par le modèle SSA (Edwards *et al.* 2012).

Nous avons utilisé des distributions a priori normales vagues courantes, avec une moyenne de zéro et un écart-type de 100, pour tous les paramètres de régression ( $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\gamma_{1,i}$ ). Pour le paramètre de variance strictement positif  $\sigma^2$ , nous utilisons une distribution inverse-gamma faiblement informative avec une forme de 1 et un taux de 0,1. La convergence a été vérifiée à l'aide du test de Gelman-Rubin (Gelman et Rubin 1992). Tous les calculs ont été réalisés dans JAGS ou R version 3.2.1 (R Development Core Team, 2015). Les futures études pourraient approfondir l'utilisation des résultats bayésiens en employant des rapports de cotes.

### F.3. RÉSULTATS

Des exemples de modèles ajustés aux séries chronologiques du recrutement du sébaste à longue mâchoire sont donnés dans le tableau F.1. Les covariables couvrant la même période n'ont été incluses dans un modèle que si elles n'étaient pas corrélées entre elles. Lorsque plus de deux covariables étaient disponibles pour une période donnée, les corrélations étaient vérifiées pour chaque paire d'entre elles et les covariables corrélées n'étaient pas incluses dans le même modèle. Il convient de noter que nous ne pouvons pas utiliser les critères modèle-sélection (comme DIC ou BIC) pour sélectionner le modèle le plus pris en charge car différents

ensembles de données (période de recrutement différente) ont été employés pour différents modèles (Burnham et Anderson 2002).

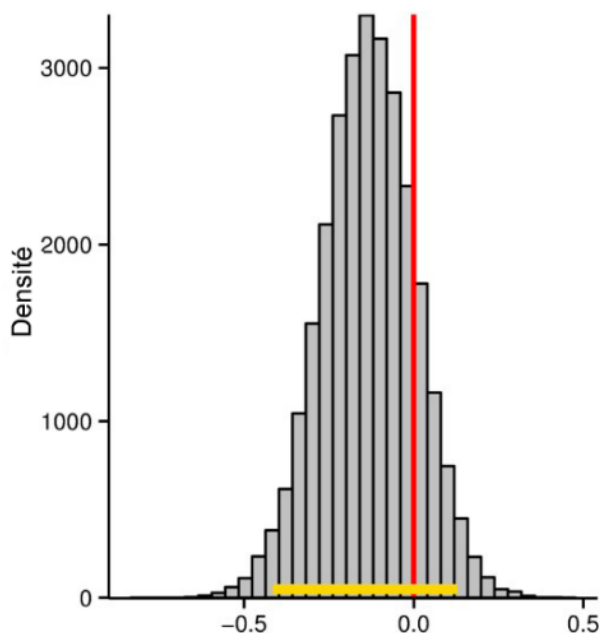


Figure F.5. Pour le modèle 1, histogramme des échantillons de la distribution a posteriori du paramètre  $\beta_1$ , qui représente l'effet de l'indice Pacifique Est/Pacifique Nord. La ligne rouge verticale représente « aucun effet » et la barre dorée horizontale l'intervalle de crédibilité de 90 %. Nous considérons qu'il y a un effet d'une covariable si l'intervalle de crédibilité de son paramètre correspondant ne chevauche pas zéro - ici (comme dans tous les résultats illustrés), l'intervalle de crédibilité chevauche zéro et nous concluons donc qu'il n'y a pas d'effet linéaire de la covariable.

Le modèle 1 comprenait uniquement l'indice EP-NP (Pacifique Est/Pacifique Nord) en tant que covariable climatique (tableau F.1). L'histogramme des échantillons de la distribution a posteriori de l'indice EP-NP,  $\beta_1$ , est illustré sur la figure F.5. L'intervalle de crédibilité de 90 % de  $\beta_1$  comprend zéro et nous en concluons donc que l'indice EP-NP n'a pas d'effet linéaire sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire.

Le modèle 2 porte sur le PASLa (niveau de la mer ajusté à Prince Rupert) et couvre une période plus courte (1954-2010) que le modèle 1 car la série chronologique sur la pression au niveau de la mer est plus courte (tableau F.1). Les résultats sont semblables à ceux du modèle 1 – il semble que le PASLa n'a pas d'effet linéaire sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire (figure F.6).

Nous avons obtenu des résultats semblables pour le modèle 3 (figure F.7) et le modèle 4 (figure F.8) pour le PDO (oscillation décennale du Pacifique) et le NPGO (oscillation de la circulation du Pacifique Nord), respectivement.

Le modèle incluait trois covariables non corrélées dont les intervalles de crédibilité de 90 % pour les trois paramètres des effets ( $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  pour le modèle 5 dans le tableau F.1) comprenaient tous zéro, ce qui a permis d'affirmer qu'elles n'avaient pas d'effet linéaire sur le recrutement (résultats non affichés).

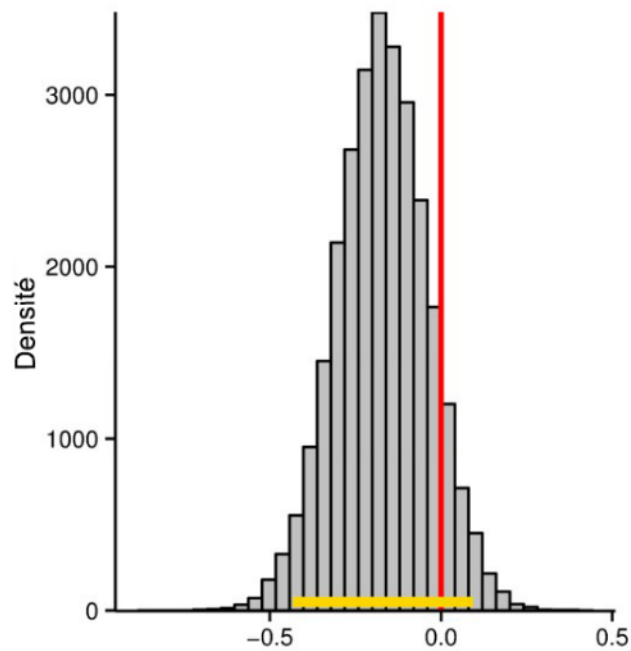


Figure F.6. Comme pour la figure F.5 mais pour le modèle 2, dans lequel  $\beta_1$  représente l'influence du niveau de la mer à Prince Rupert sur le recrutement.

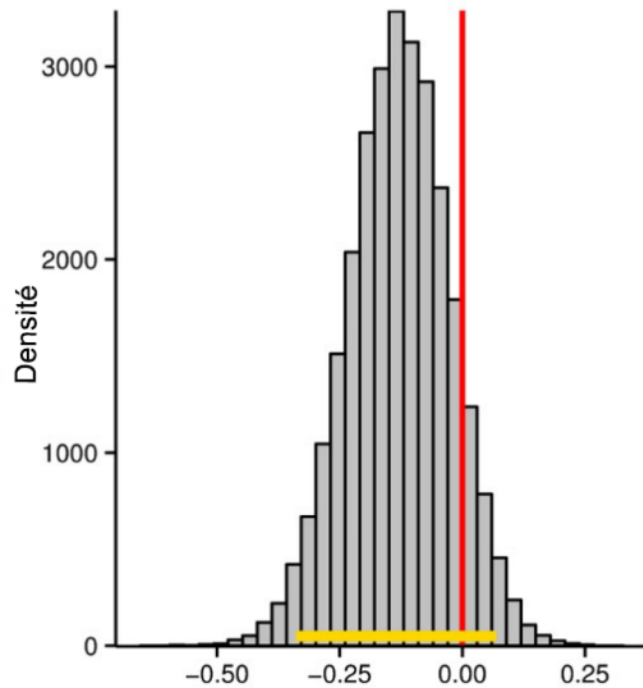


Figure F.7. Comme pour la figure F.5 mais pour le modèle 3, dans lequel  $\beta_1$  représente l'influence de l'indice de l'oscillation décennale du Pacifique sur le recrutement.

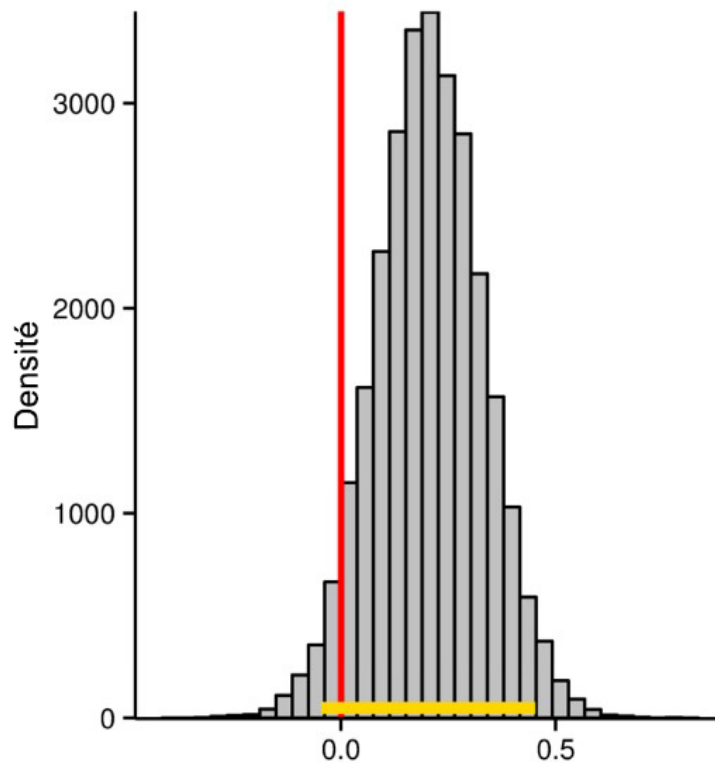


Figure F.8. Comme pour la figure F.5 mais pour le modèle 4, dans lequel  $\beta_1$  représente l'influence de l'indice de l'oscillation de la circulation du Pacifique Nord sur le recrutement.

Un modèle linéaire contenant uniquement HEmax, la superficie maximale des tourbillons Haïda, a également donné un intervalle de crédibilité de 90 % de  $\beta_1$  comprenant zéro (résultats non montrés). C'est pourquoi une variable catégorique, HEmaxC, a été créée en séparant HEmax en trois catégories afin de refléter un effet non linéaire potentiel, ce qui a donné le modèle 6, qui utilise l'équation (F.4). La catégorie des petits tourbillons a été définie comme l'effet de référence ( $\gamma_{1,1} = 0$ ). Ni la catégorie moyenne, ni la catégorie supérieure n'ont d'effet sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire par rapport à la catégorie de référence (figure F.9). Le modèle 6 démontre par conséquent que la superficie des tourbillons Haïda n'a pas d'effet non linéaire sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire.

Ces modèles sont présentés à titre d'exemples des modèles testés. Toutes les combinaisons semblables de modèles (dont les covariables n'étaient pas corrélées) ont été testées, mais aucun effet linéaire ou non linéaire sur le recrutement n'a été décelé pour aucune covariable.

## F.4. DISCUSSION

### F.4.1. Conclusions pour la modélisation du recrutement du sébaste à longue mâchoire

Les variables climatiques et environnementales que nous avons sélectionnées ne nous ont pas permis de détecter de conditions semblant avoir une forte influence sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire. Nous avons posé l'hypothèse que les conditions favorables au recrutement pourraient comprendre les circulations atmosphériques à l'échelle du bassin qui créent des vents côtiers vers le sud et le tourbillon Haïda qui peut influencer sur le transport des



larves de sébaste à longue mâchoire des canyons marins dans les eaux du plateau, qui offrent un habitat propice aux juvéniles. Cependant, selon nos résultats, nous ne devrions pas, pour l'instant, intégrer de facteurs climatiques ou environnementaux du recrutement dans le modèle d'évaluation du stock car nous n'avons pas décelé de tels facteurs de la variabilité du recrutement. Par conséquent, pour la présente évaluation du stock, nous conservons la méthode de modélisation utilisée dans nos évaluations précédentes (Edwards *et al.* 2012).

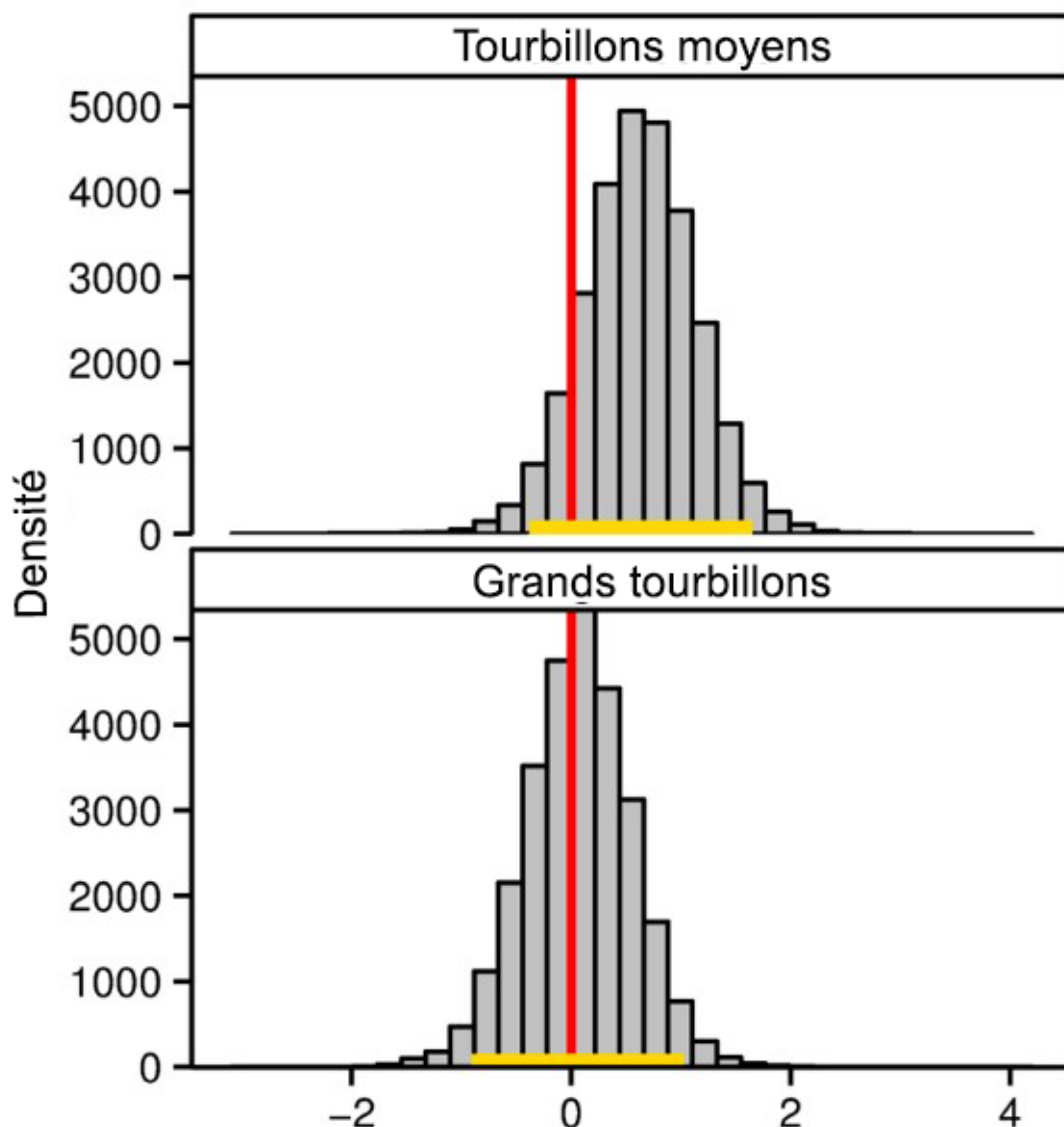


Figure F.9. Pour le modèle 6, histogrammes des échantillons des distributions a posteriori des paramètres  $\gamma_{1,2}$  et  $\gamma_{1,3}$  qui représentent, respectivement, l'effet de la catégorie moyenne de HEmaxC et de la catégorie supérieure de HEmaxC (tourbillons Haïda moyens et grands, respectivement). Les lignes rouges verticales représentent l'effet de référence des petits tourbillons (parce que  $\gamma_{1,1}$  est défini à 0) et les barres dorées horizontales, les intervalles de crédibilité de 90 %. Comme les lignes rouges aboutissent dans les barres dorées, nous concluons que les tourbillons Haïda n'ont pas d'influence sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire.

---

Nous avons prévu que notre méthode de modélisation bayésienne pourrait donner des preuves des variables climatiques et environnementales qui caractérisent les conditions écosystémiques associées au recrutement favorable du sébaste à longue mâchoire. Ces variables sont généralement connues en un an, alors que les sébastes à longue mâchoire ne seront pas observés dans les relevés au chalut réalisés actuellement dans le bassin de la Reine-Charlotte ou la pêche commerciale avant l'âge de 9-13 ans (Edwards *et al.* 2012). Ainsi, par exemple, en 2016, nous pourrions disposer des variables climatiques et environnementales pour 2014-2015, mais nous n'aurions aucune donnée sur la détermination de l'âge des sébastes à longue mâchoire qui ont éclos après 2007. Si nous avons trouvé une influence positive, disons, de l'indice du Pacifique Nord sur le recrutement du sébaste à longue mâchoire, nous aurions pu utiliser l'indice connu de 2007-2015 pour estimer si les années intermédiaires 2007-2015 seraient probablement favorables (ou défavorables) au recrutement. Nous aurions pu ensuite inclure cette information dans l'avis aux gestionnaires des pêches. Cependant, compte tenu de l'absence d'influence, il n'est pas possible d'intégrer cette information écosystémique dans l'avis aux gestionnaires (ni, en fait, dans le modèle d'évaluation du stock et ses projections).

#### **F.4.2. Commentaires généraux sur notre méthode bayésienne pour étudier les influences sur le recrutement**

L'approche bayésienne que nous proposons vise à étudier les relations entre un ensemble d'indices climatiques et environnementaux et le recrutement des poissons. Elle offre un cadre élégant et théoriquement cohérent pour inclure l'incertitude associée au recrutement. L'utilisation d'un ensemble de variables climatiques et environnementales peut permettre de recourir à plus d'une corrélation pour créer un mécanisme conceptuel solide des processus climatiques et environnementaux qui influencent le recrutement des poissons, en évitant possiblement les pièges que comporte le fait de dépendre d'une seule variable, souvent indirecte (Myers 1998). Nous n'avons pas procédé à la sélection d'un modèle dans cette étude car différents ensembles de données (différentes périodes de recrutement) ont été utilisés dans les modèles proposés (Burnham et Anderson 2002). Afin d'étudier l'influence possible du climat et de l'environnement sur le recrutement, il est important de s'appuyer sur plusieurs corrélations, et donc plusieurs modèles, au lieu d'utiliser le modèle le plus pris en charge. Notre méthode met en évidence les principales caractéristiques de la manière dont l'écosystème peut influencer sur le recrutement des poissons, qu'il est facile d'intégrer dans d'autres approches bayésiennes pour fournir des avis, comme la moyenne des modèles bayésiens ou des modèles de réseaux bayésiens de décision. La moyenne des modèles bayésiens (Hoeting *et al.* 1999) a été appliquée pour fournir des avis lorsque des scénarios d'évaluation également plausibles, d'après le même ensemble de données, ont été testés (Brodziak et Piner 2010). Les réseaux bayésiens de décision sont des outils utiles pour fournir des avis de gestion en cas d'incertitudes et ils ont aussi été employés dans un cadre d'évaluation d'un stock (Kuikka *et al.* 1999; Araujo *et al.* 2013; Varkey *et al.* 2013).

L'un des points forts de la méthode bayésienne en sciences halieutiques réside dans la facilité avec laquelle elle traite diverses sources d'incertitude et donne des résultats (comme des tableaux de décision) qui résumant l'incertitude pour les décideurs (McAllister et Kirkwood 1998; Hammond et O'Brien 2001; Patterson *et al.* 2001). La méthode optimale pour intégrer le forçage climatique et environnemental sur le recrutement consistera à appliquer une approche entièrement bayésienne, du début à la fin du processus d'évaluation du stock.

Les principaux avantages offerts par une approche entièrement bayésienne sont que les incertitudes sont prises en compte et transférables d'une composante de la modélisation à l'autre, de la détermination du mécanisme conceptuel à la modélisation des populations et à l'élaboration des options de gestion (McAllister et Kirkwood 1998; Hammond et O'Brien 2001;

---

Patterson *et al.* 2001; Hvingel et Kingsley 2006; Edwards *et al.* 2012). Notre méthode bayésienne peut servir de première étape dans une approche écosystémique de la gestion, en utilisant des indicateurs climatiques et environnementaux et la quantification de l'incertitude des états de l'écosystème pour les scénarios de recrutement. Elle peut s'appliquer à d'autres stocks pour lesquels on dispose des données appropriées et des estimations du recrutement.

## **F.5. ANNEXE. DÉTAILS DU RECALCUL DE LA SUPERFICIE COUVERTE PAR LES TOURBILLONS HAÏ DA ( PAR ROBERT BOWEN)**

Le calcul de la superficie couverte par les tourbillons Haïda est fondé sur la technique des seuils de Crawford (2002) et est recalculé pour la période 1993-2014. Outre l'allongement de la période, les nouvelles données altimétriques fournies par le Colorado Center for Astrodynamic Research, étaient composées d'images d'une résolution plus grande avec une taille de pixel = 6,48 km<sup>2</sup>, contre 20,7 km<sup>2</sup> dans les calculs de Crawford (2002), ce qui a permis de délimiter les anomalies de la hauteur de la surface de la mer en choisissant les limites des seuils avec plus de précision. De plus, ces données étaient disponibles sur une base quotidienne, au lieu de tous les trois jours. Crawford (2002) avait sélectionné une plage étendue (-30 cm à +30 cm) pour l'intervalle de couleur dynamique. Nous avons retenu une plage plus restreinte (0 cm à +30 cm), qui a donné une meilleure détection des limites des seuils. La principale amélioration que présente notre approche par rapport à celle de Crawford (2002) est l'ajout d'une transformation de gauchissement composée pour la rectification des images.

Les images téléversées des données altimétriques satellitaires modélisées sont rectangulaires et ne tiennent pas compte des distances non uniformes entre les degrés de longitude par rapport à la latitude. Nous avons appliqué une transformation de gauchissement composée en deux étapes pour rectifier ces images de manière à créer des pixels carrés : d'abord, l'image est transformée pour refléter le changement de longitude par rapport à la latitude, puis elle est transformée pour représenter les distances inégales entre les degrés de latitude. Pour la première étape, un gabarit de gauchissement à l'échelle utilisant des intervalles d'un degré de latitude (40°N à 60°N) pour réduire les distances entre 150°O et 120°O a été créé à l'aide d'un programme de dessin vectoriel (Coreldraw 7X). Dans Photoshop CC, les images téléversées ont été transformées pour les rendre conformes à ce gabarit de gauchissement mis à l'échelle. Afin de corriger les distances inégales entre les degrés de latitude, une grille à espacement égal (couvrant de 40°N à 60°N par incréments d'un degré) a été projetée sur l'image gauchie dans Photoshop CC. L'image a ensuite été plaquée sur une feuille en caoutchouc pour correspondre à la grille. Un action script a été créé dans Photoshop CC pour appliquer systématiquement cette transformation de gauchissement composée, sélectionner tous les pixels dans les limites du seuil de l'anomalie de la hauteur de la surface de la mer et ajouter ces pixels afin d'obtenir les superficies quotidiennes des tourbillons. La technique des seuils proposée pour calculer la superficie couverte par les tourbillons Haïda peut également s'appliquer aux tourbillons Sitka, qui se forment au large de la côte nord de la Colombie-Britannique.

## **F.6. RÉFÉRENCES – IMPACTS CLIMATIQUES**

Alexander, M.A., Bladé, I., Newman, M., Lanzante, J.R., Lau, N. and Scott, J.D. 2002. The atmospheric bridge: the influence of ENSO teleconnections on air–sea interaction over the global oceans. *J. Clim.* 15. 2205–2231.

Alexander, M.A., Bladé, I., Newman, M., Lanzante, J.R., Lau, N., Scott, J.D. 2002. The atmospheric bridge: the influence of ENSO teleconnections on air-sea interaction over the global oceans. *J. Clim.* 15. 2205-2231.

- 
- Araujo, H.A., Holt, C., Curtis, J.M.R., Perry, R.I., Irvine, J.R., Michielsens, C.G.J. 2013. Building an ecosystem model using mismatched and fragmented data: A probabilistic network of early marine survival for coho salmon *Oncorhynchus kisutch* in the Strait of Georgia. *Prog. Oceanogr.* 115. 41-52.
- Arregui, I., Arrizabalaga, H., Kirby, D.S., Martín-González, J.M. 2006. Stock-environment-recruitment models for North Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*). *Fish. Oceanogr.* 15. 402-412.
- Batten, S.D., Crawford, W.R. 2005. The influence of coastal origin eddies on oceanic plankton distributions in the eastern Gulf of Alaska. *Deep-Sea Res., Part II* 52. 991-1009.
- Beamish, R.J., Bouillon, D.R. 1993. Pacific salmon production trends in relation to climate. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 50. 1002-1016.
- Beamish, R.J., Neville, C.E.M., Cass, A.J. 1997. Production of Fraser River sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) in relation to decadal-scale changes in the climate and the ocean. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54. 543-554.
- Braccini, J.M., Etienne, M.P., Martell, S.J.D. 2011. Subjective judgement in data subsetting: implications for CPUE standardisation and stock assessment of non-target chondrichthyans. *Mar. Freshwater Res.* 62. 734-743.
- Brodziak, J., Piner, K. 2010. Model averaging and probable status of North Pacific striped marlin, *Tetrapturus audax*. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 67. 793-805.
- Burnham, K.P., Anderson, D.R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. 2nd ed., Springer, New York.
- Chavez, F.P., Ryan, J., Lluch-Cota, S.E., Niquen C.M. 2003. From anchovies to sardines and back: multidecadal change in the Pacific Ocean. *Science* 299. 217-221.
- Crawford, W.R. 2002. Physical characteristics of Haida eddies. *J. Oceanogr.* 58. 703-713.
- Crawford, W.R., Huggett, W.S., Woodward, M.J. 1988. Water transport through Hecate Strait, British Columbia. *Atmos.-Ocean* 26. 301-320.
- Daskalov, G. 1999. Relating fish recruitment to stock biomass and physical environment in the Black Sea using generalized additive models. *Fish. Res.* 41. 1-23.
- Di Lorenzo, E., Foreman, M.G.G., Crawford, W.R. 2005. Modelling the generation of Haida Eddies. *Deep-Sea Res., Part II* 52. 853-873.
- Di Lorenzo, E., Schneider, N., Cobb, K.M., Franks, P.J.S., Chhak, K., Miller, A.J., McWilliams, J.C., Bograd, S.J., Arango, H., Curchitser, E., Powell, T.M., Rivière, P. 2008. North Pacific Gyre Oscillation links ocean climate and ecosystem change. *Geophys. Res. Lett.* 35. L08607.
- Di Lorenzo, E., Cobb, K.M., Furtado, J.C., Schneider, N., Anderson, B.T., Bracco, A., Alexander, M.A., Vimont, D.J. 2010. Central Pacific El Niño and decadal climate change in the North Pacific Ocean. *Nat. Geosci.* 3. 762-765.
- Di Lorenzo, E., Mountain, D., Batchelder, H.P., Bond, N., Hofmann, E.E. 2013. Advances in marine ecosystem dynamics from US GLOBEC: the horizontal-advection bottom-up forcing paradigm. *Oceanography* 26. 22-33.
- Dippner, J.W. 2006. Future aspects in marine ecosystem modelling. *J. Mar. Syst.* 61. 246-267.
- Dobson, A.J., Barnett, A.G. 2011. *An introduction to generalized linear models*. CRC press.

- 
- Dodimead, A.J. 1980. A general review of the oceanography of the Queen Charlotte Sound-Hecate Strait-Dixon Entrance region. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1574. 248 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J., 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.
- Fiksen, Ø., Slotte, A. 2002. Stock-environment recruitment models for Norwegian spring spawning herring (*Clupea harengus*). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 59. 211-217.
- Francis, R.C., Hare, S.R., Hollowed, A.B., Wooster, W.S. 1998. Effects of interdecadal climate variability on the oceanic ecosystems of the NE Pacific. Fish. Oceanogr. 7. 1-21.
- Gelman, A., Rubin, D.B. 1992. Inference from iterative simulation using multiple sequences. Stat. Sci. 7. 457-472.
- Haltuch, M.A., Punt, A.E. 2011. The promises and pitfalls of including decadal-scale climate forcing of recruitment in groundfish stock assessment. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68. 912-926.
- Hammond, T.R., O'Brien, C.M. 2001. An application of the Bayesian approach to stock assessment model uncertainty. ICES J. Mar. Sci. 58. 648-656.
- Hare, S.R., Mantua, N.J. 2000. Empirical evidence for North Pacific regime shifts in 1977 and 1989. Prog. Oceanogr. 47. 103-145.
- Hoeting, J.A., Madigan, D., Raftery, A.E., Volinsky, C.T. 1999. Bayesian model averaging: a tutorial. Stat. Sci. 14. 382-401.
- Horel, J.D., Wallace, J.M. 1981. Planetary-scale atmospheric phenomena associated with the Southern Oscillation. Mon. Weather Rev. 109. 813-829.
- Hvingel, C., Kingsley, M.C.S. 2006. A framework to model shrimp (*Pandalus borealis*) stock dynamics and to quantify the risk associated with alternative management options, using Bayesian methods. ICES J. Mar. Sci. 63. 68-82.
- Ianson, D., Allen, S.E., Harris, S.L., Orians, K.J., Varela, D.E., Wong, C.S. 2003. The inorganic carbon system in the coastal upwelling region west of Vancouver Island, Canada. Deep Sea Res., Part I 50. 1023-1042.
- King, J.R. 2005. Report of the study group on fisheries and ecosystem responses to recent regime shifts. PICES Scientific Report 28. vi + 162 p.
- King, J.R., McFarlane, G.A. 2006. A framework for incorporating climate regime shifts into the management of marine resources. Fish. Manage. Ecol. 13. 93-102.
- King, J.R., McFarlane, G.A., Beamish, R.J. 2000. Decadal-scale patterns in the relative year class success of sablefish (*Anoplopoma fimbria*). Fish. Oceanogr. 9. 62-70.
- King, J.R., McFarlane, G.A., Beamish, R.J. 2001. Incorporating the dynamics of marine systems into the stock assessment and management of sablefish. Prog. Oceanogr. 49. 619-639.
- Kuikka, S., Hildén, M., Gislason, H., Hansson, S., Sparholt, H., Varis, O. 1999. Modeling environmentally driven uncertainties in Baltic cod (*Gadus morhua*) management by Bayesian influence diagrams. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56. 629-641.
- Love, M.S., Yoklavich, M., Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- Mantua, N.J., Hare, S.R. 2002. The Pacific decadal oscillation. J. Oceanogr. 58. 35-44.

- 
- Mantua, N.J., Hare, S.R., Zhang, Y., Wallace, J.M., Francis, R.C. 1997. A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 78. 1069-1079.
- Marasco, R.J., Goodman, D., Grimes, C.B., Lawson, P.W., Punt, A.E., Quinn II, T.J. 2007. Ecosystem-based fisheries management: some practical suggestions. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 64. 928-939.
- McAllister, M.K., Kirkwood, G.P. 1998. Bayesian stock assessment: a review and example application using the logistic model. *ICES J. Mar. Sci.* 55. 1031-1060.
- McClatchie, S., Goericke, R., Auad, G., Hill, K. 2010. Re-assessment of the stock-recruit and temperature-recruit relationships for Pacific sardine (*Sardinops sagax*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 67. 1782-1790.
- McFarlane, G.A., King, J.R., Beamish, R.J. 2000. Have there been recent changes in climate? Ask the fish. *Prog. Oceanogr.* 47. 147-169.
- Miller, L.A., Robert, M., Crawford, W.R. 2005. The large, westward-propagating Haida Eddies of the Pacific eastern boundary. *Deep Sea Res., Part II* 52. 845-851.
- Myers, R.A. 1998. When do environment-recruitment correlations work? *Rev. Fish Biol. Fish.* 8. 285-305.
- Newman, M., Compo, G.P., Alexander, M.A. 2003. ENSO-forced variability of the Pacific decadal oscillation. *J. Clim.* 16. 3853-3857.
- Patterson, K., Cook, R., Darby, C., Gavaris, S., Kell, L., Lewy, P., Mesnil, B., Punt, A., Restrepo, V., Skagen, D.W., Stefánsson, G. 2001. Estimating uncertainty in fish stock assessment and forecasting. *Fish.* 2. 125-157.
- Planque, B., Fox, C.J., Saunders, M.A., Rockett, P. 2003. On the prediction of short term changes in the recruitment of North Sea cod (*Gadus morhua*) using statistical temperature forecasts. *Sci. Mar.* 67. 211-218.
- Plummer, M. 2003. JAGS: a program for analysis of Bayesian graphical models using Gibbs sampling. *In Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003)*, 1-10.
- Polovina, J.J. 1996. Decadal variation in the trans-Pacific migration of northern bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) coherent with climate-induced change in prey abundance. *Fish. Oceanogr.* 5. 114-119.
- R Development Core Team. 2015. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Sinclair, A.F., Crawford, W.R. 2005. Incorporating an environmental stock-recruitment relationship in the assessment of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*). *Fish. Oceanogr.* 14. 138-150.
- Sissenwine, M., Murawski, S. 2004. Moving beyond 'intelligent tinkering': Advancing an Ecosystem Approach to Fisheries. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 274. 291-295.
- Surry, A.M., King, J.R. 2015. A new method for calculating ALPI: The Aleutian Low Pressure Index. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3135. v + 31 p.
- Szuwalski, C., Punt, A.E. 2013. Regime shifts and recruitment dynamics of snow crab, *Chionoecetes opilio*, in the eastern Bering Sea. *Fish. Oceanogr.* 22. 345-354.

- 
- Trenberth, K.E. 1984. Signal versus noise in the Southern Oscillation. *Mon. Weather Rev.* 112. 326-332.
- Trenberth, K.E., Hurrell, J.W. 1994. Decadal atmosphere-ocean variations in the Pacific. *Clim. Dyn.* 9. 303-319.
- Tyler, A.V., Crawford, W.R. 1991. Modeling of recruitment patterns in Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) in Hecate Strait, British Columbia. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 48. 2240-2249.
- Varkey, D.A., Pitcher, T.J., McAllister, M.K., Sumaila, R.S. 2013. Bayesian decision-network modeling of multiple stakeholders for reef ecosystem restoration in the Coral Triangle. *Conserv. Biol.* 27. 459-469.
- Whitney, F., Robert, M. 2002. Structure of Haida eddies and their transport of nutrient from coastal margins into the NE Pacific Ocean. *J. Oceanogr.* 58. 715-723.
- Whitney, F.A., Crawford, W.R., Harrison, P.J. 2005. Physical processes that enhance nutrient transport and primary productivity in the coastal and open ocean of the subarctic NE Pacific. *Deep Sea Res., Part II* 52. 681-706.
- Zhang, Y., Wallace, J.M., Battisti, D.S. 1997. ENSO-like interdecadal variability: 1900-93. *J. Clim.* 10. 1004-1020.



---

## APPENDIX G. CALENDRIER DES ÉVALUATIONS ET ANNÉES INTERMÉDIAIRES ENTRE LES ÉVALUATIONS

Il n'existe pas de calendrier des évaluations du stock de sébaste à longue mâchoire dans la zone 5ABC; les trois dernières évaluations ont eu lieu au début de 2017 (la présente évaluation), en 2010 (Edwards *et al.* 2012) et en 2001 (pour le canyon de l'île Goose uniquement, extrapolation pour l'ensemble de la côte; Schnute *et al.* 2001). La prochaine évaluation complète du stock sera par conséquent probablement réalisée d'ici cinq à sept ans.

Beaucoup d'évaluations du MPO passent à un calendrier pluri-annuel (au lieu d'être effectuées tous les ans) afin d'offrir de la stabilité aux pêcheurs et de réduire la fréquence des évaluations de stock examinées par les pairs (MPO 2016). De ce fait, le MPO (2016) a fourni des lignes directrices en vue de produire des mises à jour pour les années intermédiaires entre les évaluations complètes d'un stock. Ces lignes directrices comprennent l'évaluation d'indicateurs qui sont des indicateurs indirects de l'état du stock, ainsi que la définition de valeurs limites, c'est-à-dire de « seuils d'un indicateur qui, une fois atteints, indiqueraient un changement dans l'état du stock qui pourrait justifier une réévaluation avant la date prévue ou des modifications des mesures de gestion... »

Les indicateurs possibles sont tirés des intrants dans le modèle d'évaluation. Le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte est le seul relevé en cours qui est explicitement conçu pour fournir un indice pour les espèces de poissons de fond dans la zone 5ABC. Il est utilisé dans le modèle, mais présente un coefficient de variation élevé et produit un signal bruyant qui ne semble pas suivre de près la biomasse estimée du sébaste à longue mâchoire (figure E.1) et ne convient donc pas en tant qu'indicateur possible pendant les années intermédiaires. Les otolithes destinés à la détermination de l'âge ne sont analysés que lorsqu'une évaluation doit être réalisée et ne peuvent par conséquent pas servir entre temps. L'autre intrant du modèle est la série chronologique des prises annuelles, qui peut être mise à jour assez facilement chaque année. Mais elle n'est pas utilisée dans le modèle en tant qu'indice du stock et n'est donc pas un indicateur approprié. De même, les données sur la prise par unité d'effort ne peuvent pas servir d'indicateur parce que, notamment dans une pêche plurispécifique, les prises d'une seule espèce peuvent changer pour diverses raisons.

Seul le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte semble donc convenir comme indicateur possible. Il est actuellement planifié pour 2017, 2019, 2021, etc. Cependant, même si l'indice du relevé est un intrant majeur du modèle, ce n'est pas toujours une estimation exacte de la biomasse reproductrice (par exemple, années 2003 et 2007, figure E.1). On peut en déduire qu'un changement de l'indice du relevé un an ou deux n'est peut-être pas représentatif d'un changement de la biomasse. Attendre d'avoir trois indices du relevé signifie exiger le relevé de 2021, au moment où (ou peu de temps après) la prochaine évaluation complète sera probablement demandée. De plus, ce n'est pas une mince tâche que de dériver l'estimation du relevé (annexe B).

Pour déterminer correctement un point critique approprié, il faudrait tester les simulations pour vérifier que le point critique ne soit pas atteint trop facilement alors qu'en fait, la biomasse n'a pas changé de manière importante, ou qu'il ne soit pas atteint lorsque la biomasse a réellement changé de manière importante. En particulier, ces simulations devraient tenir compte de l'incertitude dans l'estimation du relevé et de l'incertitude bayésienne dans le paramètre de capturabilité du relevé ( $q_2$ ). Il n'y avait pas de ressources disponibles pour réaliser de telles simulations.

Nous proposons de prévoir la prochaine évaluation complète du stock en 2022 car nous disposerons alors de trois nouveaux indices provenant du relevé synoptique dans le bassin de

---

la Reine-Charlotte et de cinq années de données sur les prises et sur l'âge. Les raisons susmentionnées nous empêchent de proposer des indicateurs pouvant être surveillés les années intermédiaires. Mais nous tenons à souligner que l'avis sur les années intermédiaires est explicitement inclus dans la présente évaluation sous la forme des tableaux de décision.

### **G.1. RÉFÉRENCES – ANNÉES INTERMÉDIAIRES**

- Edwards, A.M., Starr, P.J., 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.
- 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. 11 p.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A., Starr, P.J. 2001. Pacific Ocean Perch Assessment for the West Coast of Canada in 2001. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/138. iv + 90 p.