



Pêches et Océans  
Canada

Fisheries and Oceans  
Canada

Sciences des écosystèmes  
et des océans

Ecosystems and  
Oceans Science

## Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

---

Document de recherche 2021/014

Région du Pacifique

# Évaluation du stock de sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) en Colombie-Britannique en 2018

Paul J. Starr<sup>1</sup> et Rowan Haigh<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Canadian Groundfish Research and Conservation Society  
1406, rue Rose Ann  
Nanaimo (Colombie-Britannique) V9T 4K8

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

---

## Avant-propos

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

### Publié par :

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

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021  
ISSN 2292-4272  
ISBN 978-0-660-38426-9 N<sup>o</sup>. Cat. Fs70-5/2021-014F-PDF

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

Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. Évaluation du stock de sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) en Colombie-Britannique en 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.

### **Also available in English:**

Starr, P.J. and Haigh, R. 2021. Redstripe Rockfish (*Sebastes proriger*) stock assessment for British Columbia in 2018. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/014. vii + 340 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ .....	vii
1. INTRODUCTION .....	1
1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION.....	2
1.2. AIRE DE RÉPARTITION.....	3
2. DONNÉES SUR LES PRISES .....	4
3. GESTION DES PÊCHES .....	5
4. DESCRIPTION DES RELEVÉS .....	5
5. CPUE COMMERCIALES .....	6
6. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	6
6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES.....	6
6.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE.....	7
6.3. MATURITÉ ET FÉCONDITÉ .....	7
6.4. MORTALITÉ NATURELLE .....	7
6.5. INCLINAISON.....	8
7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE.....	8
8. RÉSULTATS DU MODÈLE.....	10
8.1. NORD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE.....	10
8.2. SUD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE.....	15
9. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES.....	21
9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE.....	21
9.2. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE .....	22
9.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ .....	23
9.4. RÉSULTATS DES PROJECTIONS ET TABLEAUX DE DÉCISION .....	26
9.5. CALENDRIER D'ÉVALUATION.....	32
10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX.....	32
11. BESOINS FUTURS EN RECHERCHE ET EN DONNÉES.....	34
12. REMERCIEMENTS.....	35
13. RÉFÉRENCES .....	35
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES .....	37
A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE.....	37
A.2. RECONSTITUTION DES PRISES.....	42
A.3. RÉFÉRENCES – PRISES .....	53
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT .....	55
B.1. INTRODUCTION .....	55
B.2. MÉTHODES D'ANALYSE.....	55
B.3. RELEVÉS INITIAUX DANS LE CANYON DE L'ÎLE GOOSE, À L'INTÉRIEUR DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE .....	56

---

B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS .....	67
B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE .....	79
B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	87
B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER .....	95
B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DE FOND SUR LA CÔTE OUEST DE L'ARCHIPEL HAÏDA GWAII .....	102
B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS .....	109
ANNEXE C. CPUE DANS LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT .....	111
C.1. INTRODUCTION .....	111
C.2. MÉTHODES .....	111
C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES .....	113
C.4. RÉSULTATS .....	118
C.5. COMPARAISONS À L'INTÉRIEUR DES STOCKS ET ENTRE LES STOCKS .....	146
C.6. INDICES RELATIFS DE L'ABONDANCE .....	147
C.7. RÉFÉRENCES – CPUE .....	126
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES.....	127
D.1. DÉLIMITATION DES STOCKS.....	127
D.2. CYCLE BIOLOGIQUE .....	141
D.3. PROPORTIONS SELON L'ÂGE PONDÉRÉES .....	154
D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE .....	174
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE .....	175
E.1. INTRODUCTION .....	175
E.2. HYPOTHÈSES DU MODÈLE .....	175
E.3. ÉQUATIONS ET NOTATION DU MODÈLE .....	176
E.4. DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES .....	182
E.5. FONCTIONS DE VRAISEMBLANCE LOGARITHMIQUE .....	186
E.6. CALCULS BAYÉSIENS .....	187
E.7. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET AVIS À L'INTENTION DES GESTIONNAIRES.....	193
E.8. RÉFÉRENCES ÉQUATIONS DU MODÈLE.....	194
ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE .....	194
F.1. INTRODUCTION.....	194
F.2. STOCK DU NORD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE .....	195
F.3. STOCK DU SUD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE .....	266
F.4. RÉFÉRENCES - RÉSULTATS DU MODÈLE.....	346
ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME .....	347
G.1. RÉPARTITION SPATIALE .....	347
G.2. ESPÈCES CONCURRENTES.....	351
G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES .....	355
G.4. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈMES .....	356

---

---

## LISTE DES PRINCIPAUX TABLEAUX

Tableau 1.	CBN – Quantiles des MCCM pour les principaux paramètres estimés du modèle .	11
Tableau 2.	CBN – Quantiles des quantités tirées de la procédure de MCCM.....	11
Tableau 3.	CBS – Quantiles des MCCM pour les principaux paramètres estimés du modèle .	17
Tableau 2.	CBN – Quantiles des quantités tirées de la procédure de MCCM.....	17
Tableau 5.	CBN – Tableaux de décision pour le modèle du scénario de référence.....	28
Tableau 6.	CBS – Tableaux de décision pour le modèle du scénario de référence .....	29

---

## LISTE DES PRINCIPALES FIGURES

Figure 1. Zones principales de CPMP vs. zones de gestion.....	3
Figure 2. Répartition aérienne des captures par unité d'effort pour SRR.....	4
Figure 3. CBN – Biomasse vulnérable et les prises commerciales .....	12
Figure 4. CBN – Trajectoires des biomasses reproductrices et vulnérables .....	13
Figure 5. CBN – Distribution marginale a posteriori du recrutement .....	13
Figure 6. CBN – Densités a posteriori marginales du taux d'exploitation annuel .....	14
Figure 7. CBN – Trajectoires médianes modélisées de $B_t/B_0$ pour les scénarios de référence et de sensibilité .....	15
Figure 8. CBS – Biomasse vulnérable et les prises commerciales .....	18
Figure 9. CBS – Trajectoires des biomasses reproductrices et vulnérables .....	19
Figure 10. CBS – Distribution marginale a posteriori du recrutement .....	19
Figure 11. CBS – Densités a posteriori marginales du taux d'exploitation annuel .....	20
Figure 12. CBS – Trajectoires médianes modélisées de $B_t/B_0$ pour les scénarios de référence et sensibilité .....	21
Figure 13. Diagramme de phase de $u_t/u_{RMS}$ vs. $B_t/B_{RMS}$ pour CBN et CBS .....	23
Figure 14. État des stocks $B_{2018}/B_{RMS}$ pour les scénarios de référence des CBN et CBS.....	23
Figure 15. CBN – État du stock de SRR $B_{2018}/B_{RMS}$ pour les scénarios de référence et sensibilité .....	25
Figure 16. CBS – État du stock de SRR $B_{2018}/B_{RMS}$ pour les scénarios de référence et sensibilité .....	26
Figure 17. CBN – Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes.....	30
Figure 18. CBS – Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes.....	31

---

## RÉSUMÉ

Le sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) est une espèce de sébaste importante sur le plan commercial qui fréquente les canyons marins le long de la côte de la Colombie-Britannique. Le stock de la Colombie-Britannique soutient la pêche nationale au chalut depuis des décennies et a été lourdement exploité par des flottilles étrangères du milieu des années 1960 au milieu des années 1970. L'état du sébaste à raie rouge en Colombie-Britannique est évalué en tant que deux stocks récoltés dans les principales zones 5DE (nord de la Colombie-Britannique) et 3CD5ABC (sud de la Colombie-Britannique) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. La séparation en deux stocks était fondée sur des poids moyens plus élevés dans la population de la zone du nord de la Colombie-Britannique, une observation constante qui a été confirmée au fil des ans, dans les relevés de recherche et dans les pêches commerciales. Des vérifications supplémentaires comparant les longueurs moyennes par année d'après les relevés et les estimations des paramètres de croissance ont confirmé que le sébaste à raie rouge de la zone du nord de la Colombie-Britannique est plus gros que celui de la zone du sud de la Colombie-Britannique, indépendamment du sexe.

Nous utilisons un modèle annuel de prises selon l'âge ajusté aux séries de relevés au chalut indépendants de la pêche (deux dans la zone du nord de la Colombie-Britannique, quatre dans la zone du sud de la Colombie-Britannique), aux séries de CPUE pour le chalut de fond, aux estimations annuelles des prises commerciales depuis 1940 et aux données sur la composition selon l'âge tirées des séries de relevés (nord de la Colombie-Britannique : 5 années de données de 2 relevés; sud de la Colombie-Britannique : 14 années pour 3 relevés) et de la pêche commerciale (nord de la Colombie-Britannique : 12 années de données, sud de la Colombie-Britannique : 24 années). Le modèle débute avec un état d'équilibre présumé en 1940 et les données des relevés s'échelonnent de 1967 à 2018, bien que toutes les années intermédiaires ne soient pas représentées. Les modèles des deux sexes ont été appliqués dans un cadre bayésien (à l'aide de la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov) selon un scénario qui estime une mortalité naturelle propre ( $M$ ) et l'inclinaison de la fonction stock-recrutement ( $h$ ). Des analyses de sensibilité ont été effectuées (quatre dans la zone du nord de la Colombie-Britannique et cinq dans la zone du sud de la Colombie-Britannique) pour vérifier l'effet d'autres hypothèses du modèle.

Les analyses du modèle de base utilisé pour les zones du nord et du sud de la Colombie-Britannique laissent supposer que la faible exploitation les premières années, y compris par les flottilles étrangères, conjuguée à plusieurs événements de fort recrutement (en 1982 et 1996 pour la zone du nord de la Colombie-Britannique et en 1974 et 2001 pour la zone du sud de la Colombie-Britannique) a maintenu la population à son niveau actuel.

La biomasse reproductrice (femelles adultes seulement) au début de 2018 pour les zones du nord et du sud de la Colombie-Britannique est estimée à 0,91 (0,69-1,13) et 0,62 (0,47-0,81) de la biomasse non exploitée (médiane et 5<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles de la distribution a posteriori bayésienne), respectivement. Pour les zones du nord et du sud de la Colombie-Britannique, cette biomasse est estimée à 3,16 (2,02-4,00) et 2,43 (1,51-3,77) de la biomasse reproductrice au rendement maximal soutenu ( $B_{RMS}$ ) respectivement.

L'avis aux gestionnaires est présenté sous la forme de tableaux de décision qui indiquent les probabilités de dépassement des points de référence limite et supérieur du stock pour des projections sur cinq ans dans tout un éventail 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 (PRL) de  $0,4B_{RMS}$  et un point de référence supérieur du stock (PRS) de  $0,8B_{RMS}$ . La biomasse reproductrice estimée au début de 2018 a une probabilité de 1 d'être

---

supérieure au PRL et une probabilité de 1 d'être supérieure au PRS pour les deux stocks. Les projections quinquennales fondées sur des prises constantes de 100 tonnes/année dans les zones du nord de la Colombie-Britannique et de 700 tonnes/année dans la zone du sud de la Colombie-Britannique indiquent qu'en 2023, la biomasse reproductrice a des probabilités de 1 (nord de la Colombie-Britannique) et de 1 (sud de la Colombie-Britannique) de demeurer au-dessus du PRL et de 1 (nord de la Colombie-Britannique) et de 1 (sud de la Colombie-Britannique) de demeurer au-dessus du PRS. Le point de référence  $u_{RMS}$ , cependant, permet de penser que des prises supérieures à 500 t dans la zone nord de la Colombie-Britannique et à 1 300 t dans la zone du sud de la Colombie-Britannique dépasseront les lignes directrices du Cadre pour la pêche durable sur la mortalité par pêche, en supposant que le gestionnaire souhaite être certain à 95 % que le taux de récolte en 2023 sera inférieur à  $u_{RMS}$ .



---

## 1. INTRODUCTION

Le sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) est une espèce de sébaste à grande longévité, importante pour la pêche commerciale, qui fréquente les eaux de la bordure de l'océan Pacifique en Amérique du Nord. L'intérêt commercial pour l'espèce vient de sa couleur rouge vif et de sa longue durée de conservation lorsqu'elle est correctement traitée. L'une des caractéristiques notables du sébaste à raie rouge est la ligne latérale nette qui forme une bande distinctive claire (Love *et al.* 2002). En Colombie-Britannique, le sébaste à raie rouge est souvent capturé avec le sébaste à longue mâchoire (*S. alutus*) et le sébaste à bouche jaune (*S. reedi*).

On pense que le cycle biologique du sébaste à raie rouge suit des tendances semblables à celles des autres espèces de *Sebastes*, avec la libération des larves vivantes (signalée d'avril à juillet, Love *et al.* 2002) qui passent des périodes de trois à douze mois sous la forme de larves pélagiques nageant librement avant de s'installer au fond en tant que juvéniles. Le sébaste à raie rouge est considéré comme étant partiellement benthique, formant des groupes près du fond, mais pas sur le fond. Il préfère les zones de haut relief et les terrains accidentés, et on a signalé qu'il migre verticalement la nuit et se disperse (Love *et al.* 2002).

L'âge maximum déclaré pour le sébaste à raie rouge dans les eaux marines au large de l'Alaska et de la Colombie-Britannique est de 55 ans pour un spécimen de la Colombie-Britannique (Munk 2001); cependant, notre base de données (GFBioSQL) mentionne un spécimen plus âgé, de 61 ans : spécimen mâle (34,8 cm de longueur) pêché à une profondeur de 181 m dans un lieu de pêche appelé « Cape Scott Spit » le 7 septembre 2001. L'âge moyen des sébastes à raie rouge de la zone hauturière, déterminé selon la méthode de la « cassure et du brûlage » est de 15,6 ans (n=12 496). En utilisant l'âge maximum de 61 ans, le taux de mortalité naturelle estimé pour le sébaste à raie rouge, d'après l'estimateur de Hoenig révisé (voir l'Annexe D, section D.2.5) est de 0,11. À l'âge de 50 ans, l'estimation de  $M$  est de 0,136.

Le sébaste à raie rouge soutient la sixième pêche du sébaste la plus importante (d'après le plan de gestion de la pêche de 2017) en Colombie-Britannique, avec un total autorisé des captures (TAC) annuel pour l'ensemble de la côte de 1 564 t en 2017 et des prises annuelles moyennes de 842 t de 2013 à 2017. La pêche au chalut représente 97 % du TAC sur l'ensemble de la côte, le reste étant attribué à la pêche à la ligne et à l'hameçon. Depuis 2006, les TAC annuels comprennent les prises des programmes de recherche sur le poisson de fond, essentiellement des relevés synoptiques. La présente évaluation définit deux stocks de sébaste à raie rouge délimités par les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique : 5DE dans le nord (appelée « nord de la Colombie-Britannique » ou « CBN ») et 3CD5ABC dans le sud (« sud de la Colombie-Britannique » ou « CBS »).

Les deux populations sont modélisées à l'aide d'une version modifiée du logiciel statistique des prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn *et al.* 2003), appelé Awatea (Annexe E). Le modèle d'évaluation comprend :

- des paramètres sexospécifiques;
- des indices de l'abondance :
  - Nord de la Colombie-Britannique – deux relevés synoptiques (détroit d'Hécate, côte ouest de Haïda Gwaii) et une série de CPUE au chalut de fond;
  - Sud de la Colombie-Britannique – deux relevés historiques (canyon de l'île Goose, relevé triennal sur la côte ouest de l'île de Vancouver), deux relevés synoptiques (bassin de la

---

Reine-Charlotte, côte ouest de l'île de Vancouver) et une série de CPUE pour chalut de fond;

- des données sur les proportions selon l'âge (également appelées « fréquences selon l'âge ») :  
Nord de la Colombie-Britannique – trois séries de relevés (prises commerciales, relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii);  
Sud de la Colombie-Britannique – quatre séries (prises commerciales, relevé historique canyon de l'île Goose, relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte, relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver);
- un âge maximum modélisé de 40 ans, les âges plus avancés étant inclus dans la classe d'âge finale;
- des sélectivités indépendantes pour la pêche commerciale et pour chacun des indices du relevé.

Les données d'entrée sont repondérées en fonction des recommandations de Francis (2011) pour équilibrer les données sur l'abondance et la composition (Annexe E).

### **1.1. LIMITES DE L'ÉVALUATION**

La présente évaluation du stock couvre les principales zones (3CD et 5ABCDE) de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) le long de la côte de la Colombie-Britannique (Figure 1). Nous délimitons deux stocks en fonction des différences constantes dans le poids moyen et les paramètres de croissance ajustés (Annexe D) qui sont observées dans les pêches commerciales et les relevés synoptiques au chalut : nord de la Colombie-Britannique (zones 5DE de la CPMP) et sud de la Colombie-Britannique (zones 3CD5ABC de la CPMP). 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 zones de gestion de la ZGPF, car les déclarations des prises dans ces zones ne sont disponibles que depuis 1996. Toutefois, comme les zones de la CPMP sont semblables aux zones de la ZGPF, les gestionnaires peuvent attribuer les politiques sur les prises à l'aide des ratios de TAC décrits à l'annexe A.

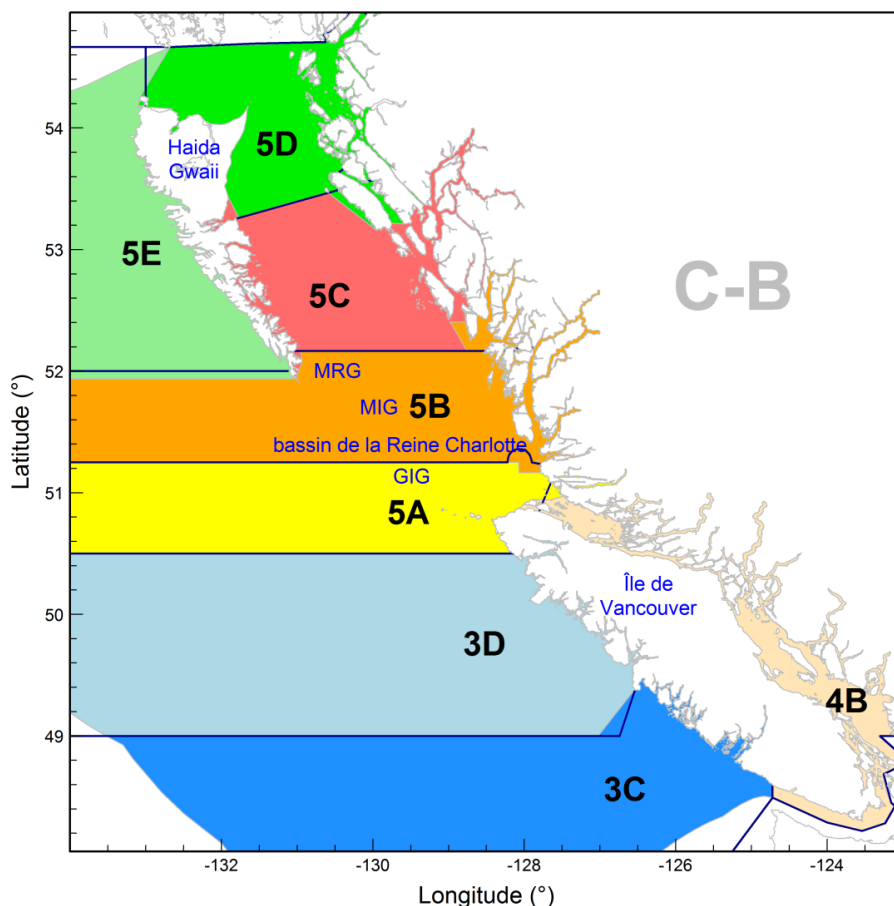


Figure 1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) [délimitées en bleu foncé] comparées aux zones de gestion du sébaste à raie rouge de la zone de gestion du poisson de fond (ombrées). À titre de référence, la carte indique le fossé Moresby (MRG), le canyon de Mitchell (MIG) et le canyon de l'île Goose (GIG). La présente évaluation porte sur deux stocks : nord de la Colombie-Britannique (zone 5DE de la CPMP) et sud de la Colombie-Britannique (zone 3CD5ABC de la CPMP).

## 1.2. AIRE DE RÉPARTITION

Le sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) est présent le long de la côte du Pacifique en Amérique du Nord, à savoir des îles Aléoutiennes (Alaska) jusqu'en Basse-Californie centrale, en passant par la Colombie-Britannique (Love *et al.* 2002). En Colombie-Britannique, les zones névralgiques ( $\geq$  quantile de 0,95) des captures par unité d'effort (CPUE) provenant des traits au chalut de fond additionnés sur une période de 22 ans (1996-2017) se trouvent au large de la baie Rennell (à l'ouest de l'île Graham, Haïda Gwaii), le long des parois des trois grands canyons dans le bassin de la Reine-Charlotte, au nord-ouest de l'île de Vancouver, et au sud-ouest du bassin de Barkley, sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Figure 2). La plupart des prises commerciales le long de la côte de la Colombie-Britannique se font à des profondeurs de 91 m à 380 m (Annexe G). Les prises sont constantes en Colombie-Britannique à partir de la partie inférieure du détroit d'Hécate jusqu'à la frontière de la province avec l'État de Washington. Une autre section continue de prises de sébastes à raie rouge se situe le long de la côte ouest de l'île Graham, dans la partie ouest de l'entrée Dixon (Figure 2). Ces sections de prises constantes coïncident avec la séparation de la population de sébaste à raie rouge en deux stocks : nord de la Colombie-Britannique et sud de la Colombie-Britannique.

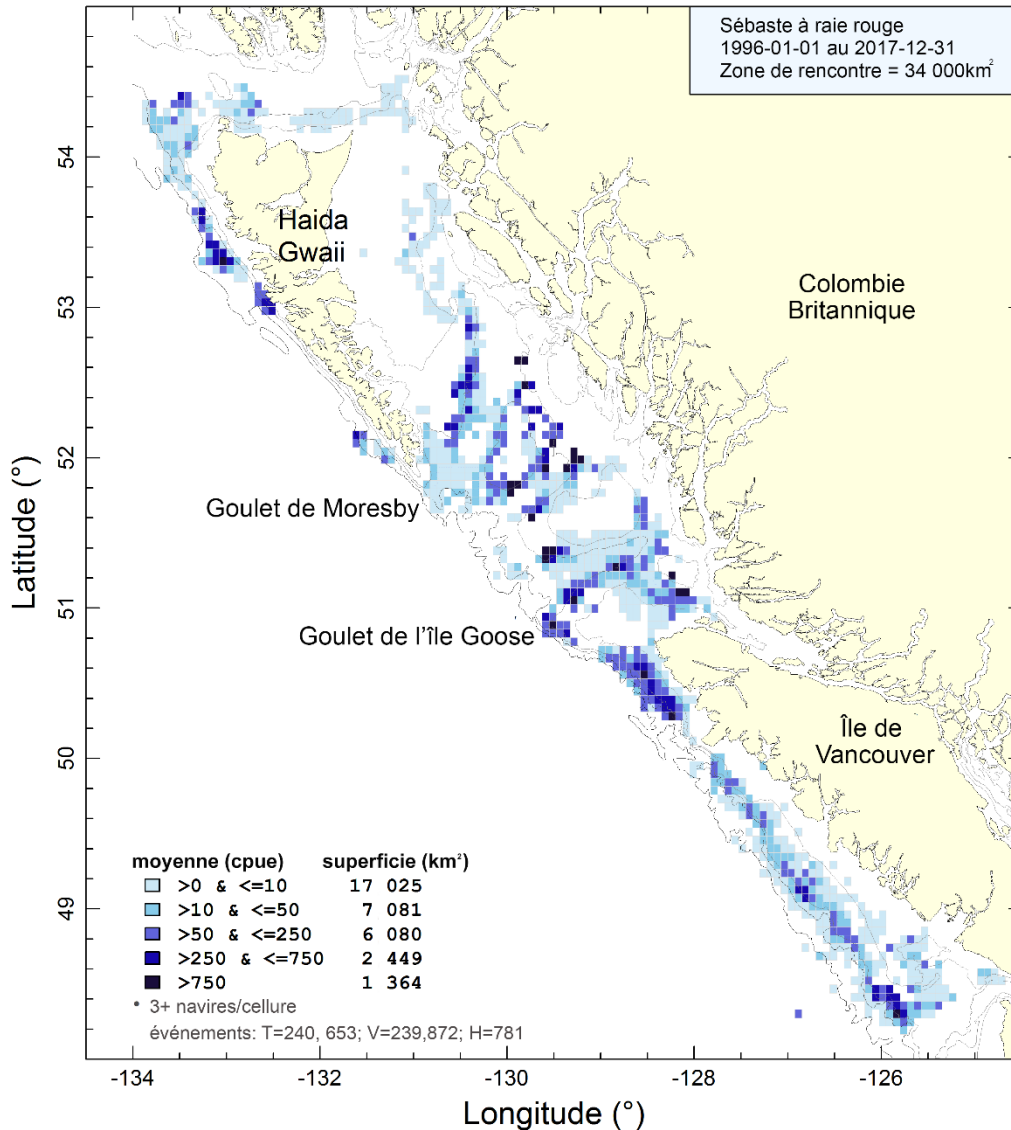


Figure 2. Répartition aérienne des captures par unité d'effort (kg/h) par trait de chalut de fond moyen pour le sébaste à raie rouge, de 1996 à 2017, dans des cellules de 0,075° longitude par 0,055° latitude (environ 32 km<sup>2</sup>). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 200 m sont représentés. Noter que les cellules avec moins de trois bateaux de pêche ne sont pas affichées.

## 2. DONNÉES SUR LES PRISES

Les méthodes utilisées pour préparer un historique de la pêche pour la présente évaluation du stock de sébaste à raie rouge, ainsi que l'historique complet de la pêche, sont détaillées à l'annexe A. Les renseignements sur les espèces capturées en même temps que les prises commerciales de sébaste à raie rouge sont décrits à l'Annexe G. Au cours des cinq dernières années (2013-2017), les prises annuelles moyennes ont été de 842 tonnes métriques (t) sur l'ensemble de la côte, de 109 t dans la zone 5DE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) et de 732 t dans la zone 3CD5ABC de la CPMP.

---

### 3. GESTION DES PÊCHES

Toutes les mesures de gestion prises pour le sébaste à raie rouge en Colombie-Britannique depuis 1993 sont récapitulées à l'annexe A. La zone de gestion du poisson de fond fixe les TAC de sébaste à raie rouge pour les régions qui correspondent à peu près aux zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique le long de la côte de la Colombie-Britannique : 3C (TAC = 178 t), 3D5AB (TAC = 794 t), 5CD (TAC = 339 t) et 5E (TAC = 253 t).

### 4. DESCRIPTION DES RELEVÉS

Six ensembles d'indices de relevés indépendants de la pêche, deux dans le nord de la Colombie-Britannique et quatre dans le sud de la Colombie-Britannique, ont été pris en compte pour faire le suivi des changements de la biomasse de cette population (Annexe B) :

Nord de la Colombie-Britannique :

1. Relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii – Un relevé synoptique (de toutes les espèces) au chalut à stratification aléatoire couvrant la côte ouest de l'île Graham à Haïda Gwaii et la partie ouest de l'entrée Dixon. Ce relevé a été répété six fois entre 2006 et 2016 à l'aide de trois navires et d'un plan uniforme, notamment en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.
2. Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate – Un relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire, couvrant l'ensemble du détroit d'Hécate et s'étendant jusqu'à l'entrée Dixon et à l'extrémité de l'île Graham. Ce relevé a été répété sept fois entre 2005 et 2017 à l'aide de deux navires et d'un plan uniforme, notamment en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.

Les participants à la réunion d'examen se sont interrogés sur le classement de ce relevé dans le groupe des stocks du nord de la Colombie-Britannique, étant donné que la définition des stocks du nord de la Colombie-Britannique était limitée à la côte ouest de Haïda Gwaii (voir l'annexe D). Ce relevé a été placé dans le stock du nord de la Colombie-Britannique parce qu'il s'étend jusqu'à l'extrémité ouest de l'entrée Dixon, qui est contiguë à la zone 5E de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Toutefois, il semble avoir capturé des sébastes à raie rouge dans les sections supérieures du fossé Moresby (voir les figures B.26 et B.27) et non dans l'ouest de l'entrée Dixon, ce qui le place avec le stock du sud de la Colombie-Britannique plutôt qu'avec celui du nord de la Colombie-Britannique. Étant donné la rareté de l'information sur le sébaste à raie rouge provenant de ce relevé, elle aura peu d'impact sur l'évaluation du stock, où que ces données soient incorporées. Il a été convenu de regrouper ce relevé avec les données sur le stock du sud dans les futures évaluations des stocks de sébaste à raie rouge.

sud de la Colombie-Britannique :

3. Indices historiques du canyon de l'île Goose – Une première série de huit indices portant sur la période de 1967 à 1994 dans le canyon de l'île Goose. 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.
4. 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 neuf fois entre 2003 et 2017, à l'aide de trois navires différents, mais avec un plan uniforme.

- 
5. Indices du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver – relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire couvrant la côte ouest de l'île de Vancouver. Ce relevé a été répété sept fois entre 2004 et 2016 à l'aide du même navire et d'un plan uniforme, en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.
  6. Indices du relevé triennal sur la côte ouest de l'île de Vancouver – La série de relevés triennaux du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis a couvert la moitié inférieure de la côte ouest de l'île de Vancouver pendant sept ans, de 1980 à 2001.

Les indices de la biomasse relative tirés des relevés ont servi de données dans les modèles, de même que l'erreur relative associée pour chaque valeur d'indice, ajustée en ajoutant l'erreur de processus pour équilibrer les pondérations relatives des relevés dans les modèles.

## **5. CPUE COMMERCIALES**

Les données sur les captures par unité d'effort (CPUE) commerciales ont permis de générer les indices de l'abondance utilisés dans la procédure d'ajustement du modèle pour les stocks du nord et du sud de la Colombie-Britannique. Cette série continue d'indices, qui s'étend de 1996 à 2017, a assuré la stabilité du modèle de population et amélioré la performance de la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM). Nous avons choisi la CPUE pour le chalut de fond parce qu'en Colombie-Britannique, la pêche au chalut, dans le cadre d'un système d'échange de quotas individuels de bateau, semble capturer les sébastes à raie rouge surtout comme prises accessoires lorsqu'elle cible un sébaste plus abondant et commercialisable.

Les séries d'indices de l'abondance selon les CPUE pour les deux stocks ont été normalisées en fonction des changements de configuration des navires et du moment ou de l'emplacement des prises (p. ex. latitude et profondeur) afin d'éliminer les biais potentiels des CPUE pouvant résulter de changements dans les pratiques de pêche et d'autres effets non liés à l'abondance. Dans ces modèles, l'abondance était représentée comme un « effet de l'année », et les variables dépendantes ont été sélectionnées séquentiellement par un modèle linéaire généralisé qui tenait compte des variations dans les données disponibles. De nombreux facteurs susceptibles d'influer sur le comportement des pêcheurs, en particulier les facteurs économiques, ne sont pas inclus dans ces modèles en raison d'un manque de données applicables, ce qui donne des indices qui peuvent ne pas refléter entièrement les changements de l'abondance du stock sous-jacent. Des détails sur les analyses de la CPUE sont donnés à l'Annexe C.

## **6. DONNÉES BIOLOGIQUES**

### **6.1. ÉCHANTILLONS BIOLOGIQUES**

On échantillonne les prises commerciales de sébaste à raie rouge au chalut (pélagique et de fond combinés) depuis les années 1980 afin de déterminer les proportions selon l'âge, et les premières croisières de recherche ont été effectuées en 1967 et de 1978 à 1980. 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 est biaisée, surtout avec les poissons plus âgés. En pratique, cela signifie qu'aucune donnée sur l'âge n'est disponible avant 1978. Au cours de la réunion d'examen, un participant a mentionné que la méthode préférée pour déterminer l'âge des très jeunes sébastes ( $\leq 3$  ans) est actuellement fondée sur les observations à la surface, ce qui a été confirmé ultérieurement par le laboratoire de détermination de l'âge. Les données sur la fréquence selon l'âge dans les prises commerciales ont été résumées pour chaque trimestre,

---

pondérées par le poids des prises de sébaste à raie rouge 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'Annexe D (section D.3) pour plus de détails.

Les données sur la fréquence selon l'âge étaient disponibles dans toutes les séries de relevés, sauf le relevé triennal sur la côte ouest de l'île de Vancouver : une seule année de données sur la fréquence selon l'âge (2009) dans la série de relevés synoptiques dans le détroit d'Hécate, quatre années (de 2008 à 2016) dans la série de relevés synoptiques sur la côte ouest de Haïda Gwaii, une année (1994) dans la série historique du canyon de l'île Goose, huit années (de 2003 à 2015) dans la série des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et cinq années (de 2008 à 2016) dans la série des relevés synoptiques sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les fréquences selon l'âge tirées 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 raie rouge dans les traits échantillonnés; les échantillons de la strate étaient ensuite pondérés par les superficies de la strate (voir la description à l'Annexe D).

## 6.2. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les paramètres de croissance ont été estimés à partir des données sur la longueur et l'âge des sébastes à raie rouge tirées des échantillons biologiques prélevés essentiellement de 1994 à 2016 (Annexe D). Seules les données des relevés de recherche ont servi à estimer les paramètres biologiques par sexe pour le modèle (Annexe E), en particulier les paramètres de la relation allométrique taille-poids et de croissance désignée comme un modèle de von Bertalanffy. Il existe une différence de taille marquée entre les sexes, les femelles étant en moyenne plus grandes que les mâles (nord de la Colombie-Britannique :  $L_{\infty}$  : ♀=40,6 cm, ♂=33,9 cm; sud de la Colombie-Britannique :  $L_{\infty}$  : ♀=37,9 cm, ♂=31,1 cm).

## 6.3. 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 échantillons 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 sur les femelles dont le stade de maturité et l'âge avaient été déterminés (selon la « méthode de la cassure et du brûlage ») ont été regroupées à partir des sorties commerciales entre novembre et avril, 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 semi-gaussienne (équation D.3, équivalant à celle dans l'équation E.7) aux valeurs de la maturité observée (Annexe D). L'ogive utilisée dans l'ensemble des proportions du modèle fixait les proportions matures à zéro pour les âges de 1 à 4 ans, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges de 5 à 40 ans, le tout forcé à 1 (à pleine maturité) après 10 ans. En effet, le modèle ajusté surestime la proportion mature aux âges plus jeunes (figure D.22). Il était présumé que les femelles de plus de 10 ans étaient entièrement matures et que la maturité était constante dans le temps. On supposait que la fécondité était proportionnelle au poids corporel de la femelle.

## 6.4. MORTALITÉ NATURELLE

Les mortalités naturelles des mâles et des femelles ont été estimées en tant que paramètres du modèle (voir l'Annexe E), à l'aide d'une valeur a priori normale établie avec une moyenne

---

fondée sur le calcul de Then *et al.* (2015, équation D.4, section D.2.5). On a utilisé un âge maximal de 61 ans qui donne une estimation de  $M = 0,11$ . Un coefficient de variation (CV) arbitraire de 10 % a été appliqué pour établir un écart-type = 0,011 (des valeurs plus élevées ont entraîné une certaine instabilité dans le modèle bayésien).

## 6.5. 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 (équation E.10). On a laissé les recrutements s'écarter de cette moyenne (équations E.17 et E.24) afin d'améliorer l'ajustement du modèle aux données. La fonction de Beverton-Holt a été paramétrée avec un paramètre d'inclinaison ( $h$ ) qui précisait la proportion du recrutement maximal qui était disponible à  $0,2 B_0$ , où  $B_0$  est la biomasse reproductrice à l'équilibre non exploitée (femelles matures). Le paramètre  $h$  a été estimé, contraint par une valeur a priori élaborée pour les sébastes de la côte ouest par Forrest *et al.* (2010), après le retrait de toute l'information sur le sébaste à longue mâchoire du bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012b). Cette valeur a priori a pris la forme d'une distribution bêta avec l'équivalent d'une moyenne de 0,674 et d'un écart-type de 0,168.

## 7. MODÈLE STRUCTURÉ SELON L'ÂGE

Un modèle stochastique structuré selon l'âge pour les deux sexes a servi à reconstituer la trajectoire de la population du sébaste à raie rouge de 1940 au début de 2018. On a fait le suivi des âges de 1 à 40, la catégorie âge 40 incluant tous les âges plus avancés. On a supposé que la population était à l'équilibre avec un recrutement moyen et sans pêche au début de la reconstitution. On a estimé les sélectivités par sexe pour les relevés (deux dans le nord de la Colombie-Britannique et trois dans le sud de la Colombie-Britannique) et pour les pêches commerciales, à l'aide de quatre paramètres décrivant les fonctions doubles semi-gaussiennes. Toutefois, le côté droit est présumé fixe à la sélectivité maximale afin d'éviter de créer une population cryptique. Le modèle et ses équations sont décrits à l'Annexe E.

Le modèle a été ajusté aux données disponibles (nord de la Colombie-Britannique : 2 ensembles d'indices des relevés, 1 série de CPUE pour le chalut de fond, 12 échantillons annuels des proportions selon l'âge de la pêche commerciale et 5 échantillons des proportions selon l'âge de 2 relevés; sud de la Colombie-Britannique : 4 ensembles d'indices des relevés, 1 série de CPUE au chalut de fond, 24 échantillons annuels des proportions selon l'âge de la pêche commerciale et 14 échantillons des proportions selon l'âge de 3 relevés). Pour ce faire, on a réduit au minimum 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 découlaient des valeurs a priori bayésiennes.

Les premiers ajustements du modèle aux données, effectués à l'aide de valeurs a priori de sélectivité uniformes, ont donné des résultats instables (décalage des courbes de MCCM, forte autocorrélation). Contrairement au stock de sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC, pour lequel on dispose de beaucoup de données, les données sur le sébaste à raie rouge étaient insuffisantes pour estimer plusieurs de ces paramètres à l'aide d'a priori uniformes. Afin de préciser les valeurs a priori établies pour le sébaste à raie rouge, on a donc utilisé les moyennes et les écarts-types des distributions a posteriori pour les paramètres de sélectivité correspondants dans les évaluations appropriées des stocks de sébaste à longue mâchoire des zones 3CD, 5ABC et 5DE (Haigh *et al.* sous presse, Edwards *et al.* 2014a, b), en supposant une distribution normale (p. ex. pour l'âge à pleine sélectivité,  $\mu_g$ ). Cette approche était doublement justifiée : la taille du sébaste à raie rouge est similaire à celle du sébaste à longue



---

mâchoire, et les deux espèces sont pêchées en même temps. Les écarts-types des paramètres de sélectivité pour la pêche commerciale, fondés sur les distributions a posteriori pour le sébaste à longue mâchoire, étaient beaucoup trop étroits (CV de moins de 5 %), de sorte qu'on a utilisé un coefficient de variation de 20 % de la moyenne pour préciser les valeurs a priori de la sélectivité pour la pêche commerciale. L'utilisation de valeurs a priori établies a grandement amélioré la performance du modèle, car elle a permis de stabiliser la procédure de MCCM et a été la clé pour parvenir à un résultat raisonnable pour la présente évaluation du stock.

Quatre analyses de sensibilité (plus une cinquième pour le sud de la Colombie-Britannique) ont été effectuées (avec des simulations complètes de la procédure de MCCM) par rapport au scénario de référence (exécution 16 pour chaque stock) afin de tester la sensibilité des sorties aux autres hypothèses du modèle :

- S1 (exécution 19) – Retirer la série d'indices des CPUE commerciales (nord de la Colombie-Britannique  $g=3$ , sud de la Colombie-Britannique  $g=5$ ).
- S2 (exécution 20) – Réduire de moitié les prises pendant les années d'activité des flottilles étrangères (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale aurait pu faire des déclarations erronées avant la présence d'observateurs (1988-1995).
- S3 (exécution 21) – Utiliser des proportions selon l'âge provenant uniquement d'échantillons non triés.
- S4 (exécution 22) – Augmenter  $\sigma_R$  de 0,6 à 1,1.
- S5 (exécution 23) – (sud de la Colombie-Britannique seulement) Retirer les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose et les relevés triennaux sur la côte ouest de l'île de Vancouver.

Quatre autres analyses de sensibilité ont été effectuées à titre de diagnostic pour le scénario de référence et S4 :

- D1 (nord de la Colombie-Britannique : exécution 23, sud de la Colombie-Britannique : exécution 24) – Identique au scénario de référence, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11.
- D2 (nord de la Colombie-Britannique : exécution 24, sud de la Colombie-Britannique : Run25) – Identique à S4, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11.
- D3 (nord de la Colombie-Britannique : Run26, sud de la Colombie-Britannique : exécution 27) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur a priori de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0136)$  [CV de 10 %] en supposant un âge maximum de 50 ans plutôt que 61 ans.
- D4 (nord de la Colombie-Britannique : Run27, sud de la Colombie-Britannique : exécution 28) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur a priori de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0272)$  [CV de 20 %].

La « meilleure solution » du 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 MCCM. On a jugé que tous les modèles (analyses du scénario de référence et de sensibilité) avaient convergé après 24 000 000 itérations, en échantillonnant chaque 20 000<sup>e</sup> itération, pour donner 1 200 tirages (1 000 échantillons après avoir abandonné les 200 premières pour le rodage). Les procédures bayésiennes n'ont pas été appliquées aux exécutions diagnostiques D3 et D4, qui n'ont été évaluées qu'au niveau du mode de la distribution a posteriori.

---

## 8. RÉSULTATS DU MODÈLE

### 8.1. NORD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

#### 8.1.1. Scénario de référence pour le nord de la Colombie-Britannique

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 mode de la distribution a posteriori et des tendances des résidus (résultats à l'Annexe F). Les ajustements aux indices des relevés étaient généralement bons (figure F.1), tout comme l'ajustement à la série d'indices des CPUE pour le chalut de fond (figure F.4). Les ajustements aux données sur la composition selon l'âge des prises commerciales étaient bons (figure F.8), et seulement une cohorte occasionnelle présentant un mauvais ajustement (femelles nées en 1982, figure F.9; mâles nés en 1995, figure F.10). L'efficacité de l'échantillonnage dans les pêches commerciales est habituellement le résultat d'échantillons qui génèrent un nombre adéquat d'otolithes de spécimens (~200 par sexe annuellement) et de la souplesse de la flottille pour cibler ou éviter des espèces de poissons. Les ajustements aux âges dans les relevés n'étaient pas aussi bons que ceux des données sur l'âge des prises commerciales (p. ex. figure F.17), ce qui pourrait refléter la nature plurispécifique des relevés synoptiques et un plan d'échantillonnage qui ne peut 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 intégré cette dynamique. On peut voir sur la figure F.19 que le modèle du scénario de référence correspond très bien à l'âge moyen annuel des prises commerciales, tandis que l'âge moyen prédit dans le relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii est en grande partie inférieur à celui observé.

Les résultats de la procédure de MCCM ont montré une convergence satisfaisante du processus de recherche de MCCM (Annexe F). Les valeurs a priori et a posteriori marginales des paramètres estimés sont présentées à l'Annexe F, tout comme les valeurs des paramètres estimés (tableau F.4). Par exemple, on estime que la mortalité naturelle a une médiane (avec un intervalle de crédibilité de 5-95 %) de 0,106 (0,092-0,119) pour les femelles et de 0,118 (0,105-0,131) pour les mâles. On estime que l'inclinaison est de 0,725 (0,434-0,930). Les autres résultats de la procédure de MCCM sont présentés au Tableau 1 et au Tableau 2 en tant que médiane et intervalles de crédibilité de 90 %. Le rapport médian estimé de la biomasse reproductrice au début de 2018 sur la biomasse reproductrice à l'équilibre associé au RMS ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) était de 3,156 (2,015-3,999). Le RMS médian estimé était de 497 t (281-787). À titre de référence, les prises moyennes de 2013 à 2017 étaient de 109 t. Le rapport médian estimé de la biomasse reproductrice au début de 2018 sur le niveau non exploité ( $B_{2018}/B_0$ ) était de 0,914 (0,692-1,129) pour le scénario de référence.

La Figure 3 montre la trajectoire de la biomasse vulnérable estimée et les prises historiques reconstituées, alors que la Figure 4 compare les médianes de la biomasse vulnérable et de la biomasse reproductrice (femelles matures seulement) à leurs valeurs non exploitées. On voit sur la Figure 3 que le stock permanent présente de longues périodes de stabilité ponctuées de déclin périodiques, par exemple après 1966 pendant l'activité des flottilles étrangères, et dans les années 1990 pendant l'émergence d'une flottille nationale de pêche au chalut. Il y a aussi des périodes d'augmentation notable de la population générées par des événements de recrutement importants en 1982 et en 1996 (Figure 5). La biomasse reproductrice médiane par rapport aux valeurs de l'équilibre sans exploitation (Figure 4) a atteint un minimum de 0,48 en 1999 et se situe actuellement à 0,914. Les taux médians d'exploitation étaient plus élevés que la mortalité naturelle médiane des femelles ( $M_1 = 0,106$ ) en 1966, 1968, 1977-1978 et 1985-1990; ils ont culminé en 1986 à une valeur médiane de 0,176 (Figure 6).

Tableau 1. Nord de la Colombie-Britannique – Quantiles des distributions a posteriori de la procédure de MCCM pour les principaux paramètres estimés du modèle du scénario de référence, pour l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge dans la zone 5DE. À l'exception de  $R_0$ ,  $M_1$  et  $M_2$ , les indices renvoient à la source des données : 1 = relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, 2 = relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii et 3 = série des indices des CPUE ou de données pour la pêche commerciale au chalut.

Valeur	5 %	50 %	95 %
$R_0$	2 602	3 885	6 359
$M_1$	0,092	0,106	0,119
$M_2$	0,105	0,118	0,131
$h$	0,434	0,725	0,930
$q_1$	0,0081	0,0157	0,0329
$q_2$	0,0293	0,0578	0,1169
$q_3$	0,00012	0,000215	0,000357
$\mu_1$	9,12	11,08	12,90
$\mu_2$	10,56	11,43	12,62
$\mu_3$	11,38	11,76	12,22
$\Delta_1$	0,105	0,218	0,325
$\Delta_2$	0,114	0,219	0,327
$\Delta_3$	-0,196	0,069	0,339
$\log V_{1L}$	1,066	2,008	3,294
$\log V_{2L}$	1,272	1,883	2,445
$\log V_{3L}$	0,565	0,903	1,231

Tableau 2. Nord de la Colombie-Britannique – Quantiles des quantités tirées de la procédure de MCCM des 1 000 échantillons des valeurs a posteriori selon la procédure 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),  $B_{2018}$  – biomasse reproductrice au début de 2018,  $V_{2018}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2018,  $u_{2017}$  – taux d'exploitation (rapport entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2017,  $u_{max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon entre 1940 et 2017),  $B_{RMS}$  – biomasse reproductrice à l'équilibre au rendement maximal soutenu (RMS),  $u_{RMS}$  – taux d'exploitation à l'équilibre au RMS,  $V_{RMS}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre au RMS. Les valeurs de la biomasse (et du rendement maximal soutenu, RMS) sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

Sortie du modèle			
Valeur	5 %	50 %	95 %
$B_0$	5 611	7 216	10 083
$V_0$	5 910	7 606	10 733
$B_{2018}$	4 193	6 500	11 079
$V_{2018}$	4 605	7 455	12 935
$B_{2018} / B_0$	0,692	0,914	1,129
$V_{2018} / V_0$	0,718	0,990	1,267
$u_{2017}$	0,009	0,016	0,027
$u_{max}$	0,127	0,187	0,281
Quantités fondées sur le RMS			
Valeur	5 %	50 %	95 %
RMS	281	497	787
$B_{RMS}$	1 488	2 135	3 411
0,4 $B_{RMS}$	595	854	1 364
0,8 $B_{RMS}$	1 190	1 708	2 728
$B_{2018} / B_{RMS}$	2,015	3,156	3,999
$B_{RMS} / B_0$	0,250	0,293	0,379

Valeur	5 %	50 %	95 %
$V_{RMS}$	474	848	2 578
$V_{RMS}/V_0$	0,073	0,107	0,293
$U_{RMS}$	0,120	0,638	0,990
$U_{2017}/U_{RMS}$	0,011	0,025	0,154

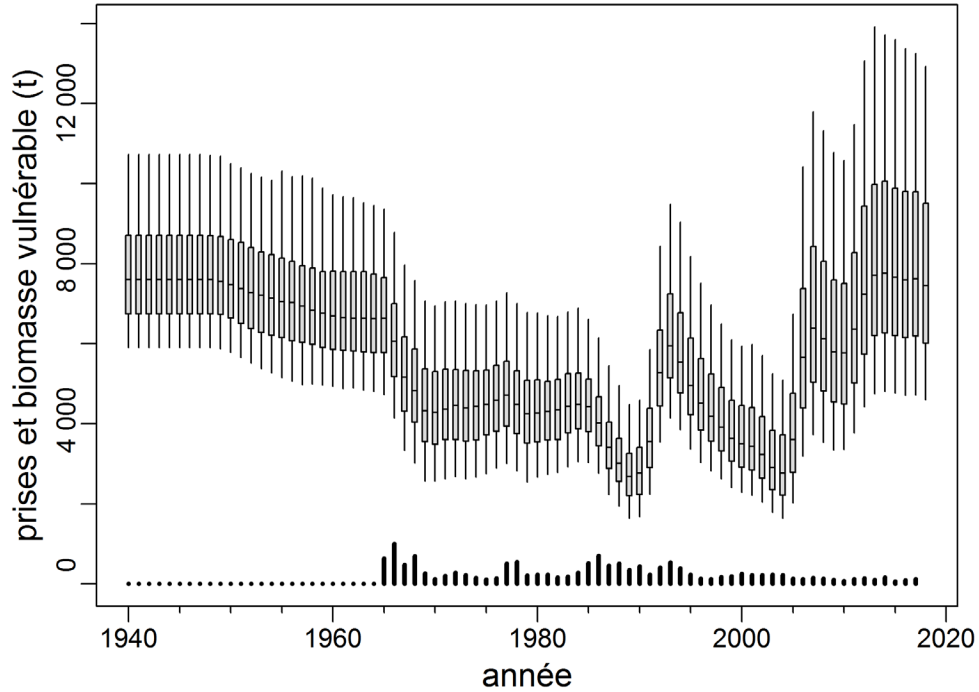


Figure 3. Nord de la Colombie-Britannique – Biomasse vulnérable (diagrammes de quartile illustrant les centiles à 5, 25, 50, 75 et 95 des valeurs a posteriori des résultats de la procédure de MCCM) pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les prises commerciales (barres verticales le long de l'axe des abscisses) sont présentées à la même échelle.

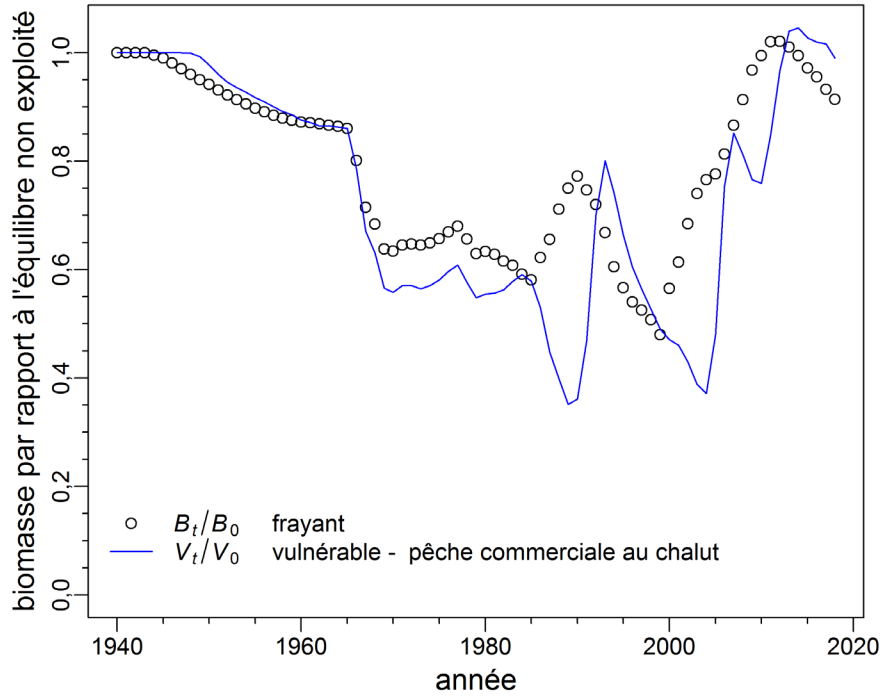


Figure 4. Nord de la Colombie-Britannique – Trajectoires des biomasses reproductrices et vulnérables par rapport aux niveaux non exploités,  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  respectivement, dans le temps, illustrées en tant que médianes des valeurs a posteriori de la procédure de MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence.

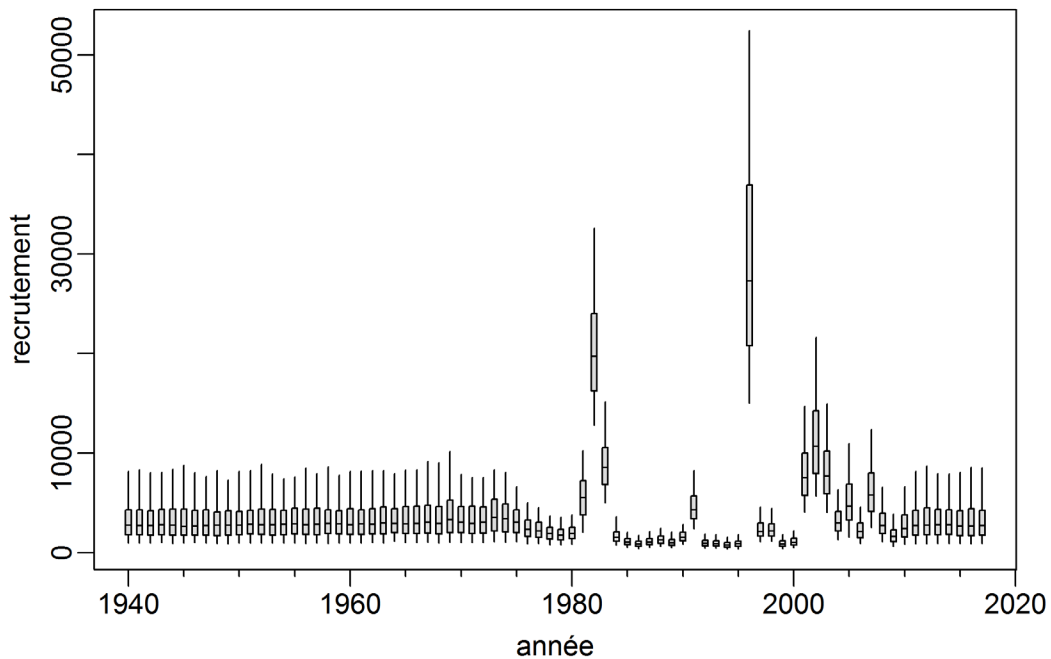


Figure 5. Nord de la Colombie-Britannique – Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les tracés en boîtes donnent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des résultats de la procédure de MCCM.

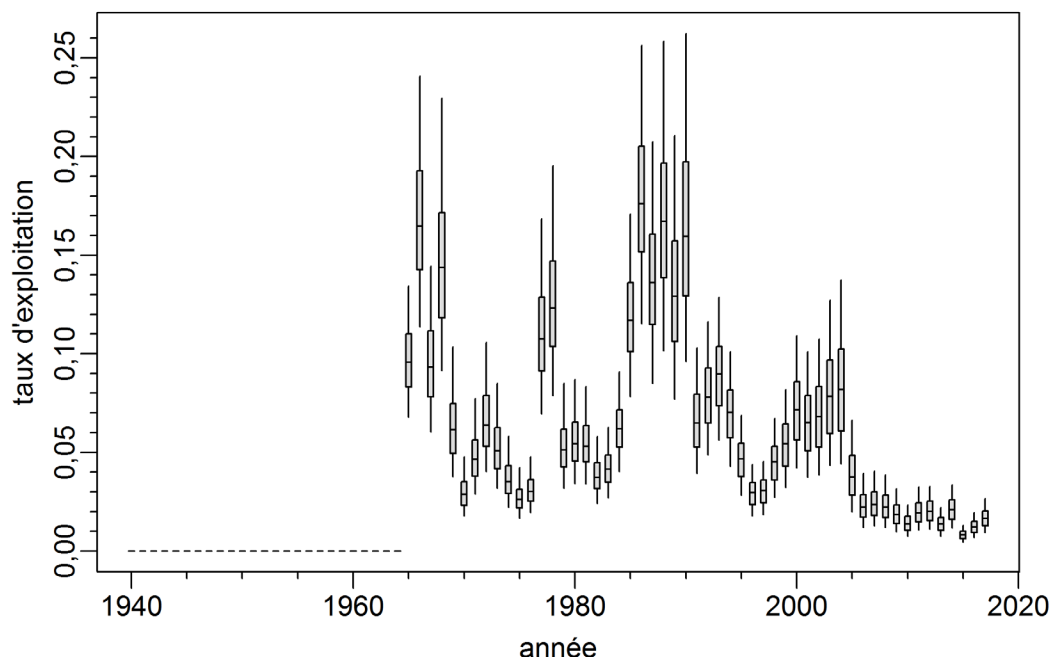


Figure 6. Nord de la Colombie-Britannique – Densités a posteriori marginales du taux d'exploitation annuel (équation E.12), par année, pour l'exécution du modèle de référence. Les tracés en boîtes donnent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des résultats de la procédure de MCCM.

### 8.1.2. Analyses de sensibilité pour le nord de la Colombie-Britannique

Quatre analyses de sensibilité ont été définies (énumérés dans la section 7 ci-dessus) et évaluées à l'aide d'une recherche de la procédure de MCCM dans l'espace des paramètres; les différences entre les analyses sont résumées à la section F.2.2 (Annexe F). Trois de ces quatre analyses de sensibilité ont estimé la taille du stock de la population de 2018 (par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée) à un niveau semblable à celui du scénario de référence. Toutefois, elles ont produit des trajectoires de la biomasse et des séries de recrutement différentes de celles du scénario de référence. La quatrième analyse de sensibilité [S4 ( $\sigma_R=1,1$ )] s'écartait encore plus du scénario de référence, avec un autre scénario de trajectoire de la population avec un bon diagnostic de la procédure de MCCM. Cette exécution a estimé une taille de stock de la population relative plus basse en 2018 (médiane  $B_t/B_0=0,66$  contre  $>0,9$  pour les autres exécutions; Figure 7) et a estimé des classes d'âge fortes pour des années différentes de celles du scénario de référence ou des autres analyses de sensibilité.

L'analyse S4 a également estimé des taux d'exploitation plus élevés, avec un maximum de 0,49 en 1993. Les estimations de la mortalité naturelle pour S4 divergeaient de celles du scénario de référence, la valeur  $M$  pour les femelles étant de 22 % inférieure à la valeur  $M$  du scénario de référence et la valeur  $M$  pour les mâles étant de 20 % supérieure à la valeur  $M$  du scénario de référence équivalent ( $M_1 = 0,082$  contre 0,106,  $M_2 = 0,142$  contre 0,118, respectivement; tableau F.13). La capacité des modèles du nord de la Colombie-Britannique à trouver d'autres chemins possibles dans les données est probablement liée à la quantité relativement faible de données disponibles pour ce modèle. Ce comportement contraste avec celui du modèle du sud de la Colombie-Britannique, qui n'a pas montré de divergence équivalente dans les ajustements du modèle aux données avec les mêmes hypothèses de sensibilité (voir la section 8.2.2).

La sensibilité qui excluait la série d'indices des CPUE (S1) a produit des échantillons de la procédure de MCCM avec des courbes instables et des valeurs très élevées d'autocorrélation,

et elle devrait être considérée comme une solution de remplacement inacceptable pour le scénario de référence.

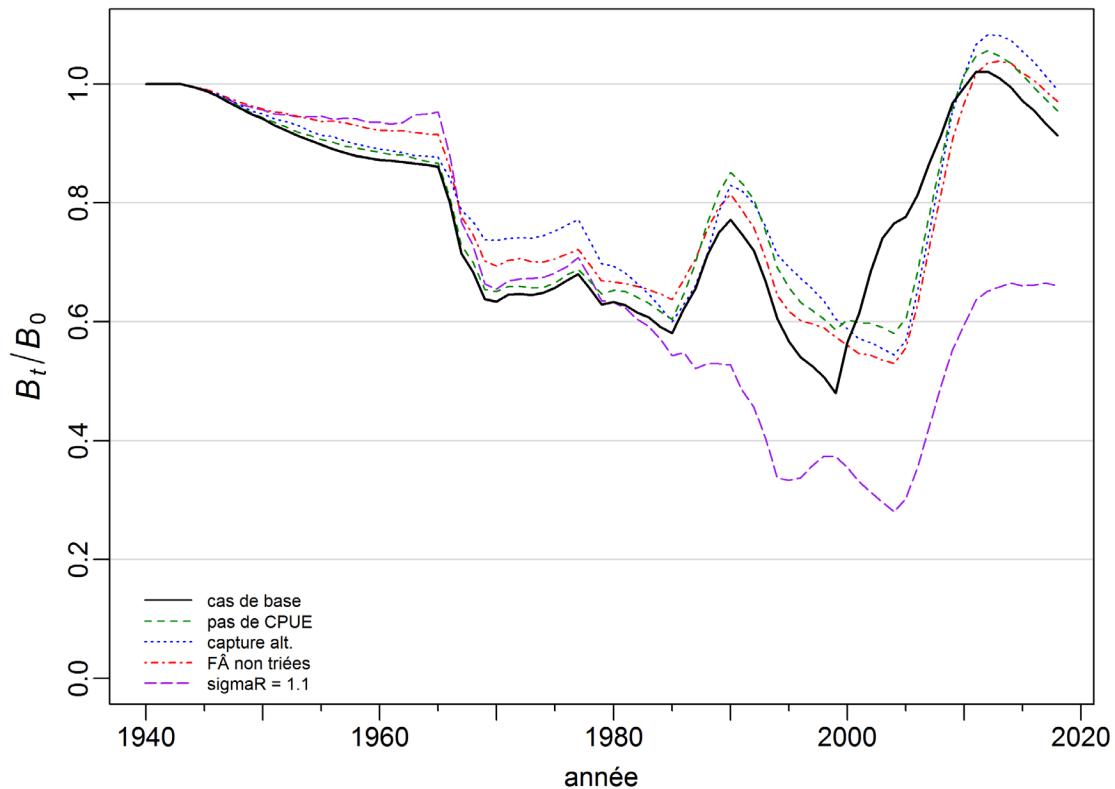


Figure 7. Nord de la Colombie-Britannique – Trajectoires médianes modélisées de la biomasse reproductrice en proportion de la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_t/B_0$ ) pour le scénario de référence et quatre exécutions de sensibilité (voir la légende en bas à gauche).

## 8.2. SUD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

### 8.2.1. Scénario de référence pour le sud de la Colombie-Britannique

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 mode de la distribution a posteriori et des tendances des résidus (résultats à l'Annexe F). Les ajustements aux indices des relevés étaient généralement bons, sauf pour le point d'indice final du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (figure F.57). L'ajustement à la série d'indices des CPUE pour le chalut de fond (figure F.62) était également bon. Les ajustements aux données sur la composition selon l'âge des prises commerciales étaient acceptables (figure F.66), mais certaines des classes d'âge centrées sur l'âge 11 se trouvaient en difficulté, surtout les mâles. Comme on peut le constater dans la plupart des autres évaluations des stocks de sébaste de la Colombie-Britannique, les ajustements aux âges dans les relevés n'étaient pas aussi bons (p. ex. figure F.74) que ceux des données sur l'âge des prises commerciales, ce qui pourrait refléter la nature plurispécifique de ces relevés et un plan 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. On voit sur la figure F.81 que le modèle du scénario de référence n'était pas tout à fait ajusté à l'âge moyen annuel des prises commerciales au début et à la fin de la série et qu'il a surestimé l'âge moyen des deux

---

dernières années du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, tandis que le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte affichait une bonne cohérence entre l'âge moyen observé et l'âge moyen prévu par année.

Les résultats de la procédure de MCCM ont montré une convergence satisfaisante du processus de recherche de MCCM (Annexe F). Les valeurs a priori et a posteriori marginales des paramètres estimés sont présentées à l'Annexe F, ainsi que les valeurs des paramètres estimés (tableau F.18). Par exemple, on estime que la mortalité naturelle a une médiane (avec un intervalle de crédibilité de 5-95 %) de 0,098 (0,086-0,111) pour les femelles et de 0,130 (0,118-0,134) pour les mâles. L'inclinaison a été estimée à 0,761 (0,507-0,933). Les autres résultats de la procédure de MCCM sont donnés dans le Tableau 3 et le Tableau 4 en tant que médiane et intervalles de crédibilité de 90 %. Le rapport médian estimé de la biomasse reproductrice au début de 2018 sur la biomasse reproductrice à l'équilibre associé au RMS ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) était de 2,429 (1,509-3,768). Le RMS médian estimé était de 1 467 t (946-2 481). À titre de référence, les prises moyennes de 2013 à 2017 étaient de 732 t. Le rapport médian estimé de la biomasse reproductrice au début de 2018 sur le niveau non exploité ( $B_{2018}/B_0$ ) était de 0,622 (0,469-0,810) pour le scénario de référence.

La Figure 8 montre la trajectoire de la biomasse vulnérable estimée, ainsi que les prises historiques reconstituées, et la Figure 9 compare les médianes de la biomasse vulnérable et de la biomasse reproductrice (femelles matures seulement) par rapport à leurs valeurs non exploitées. La Figure 8 révèle un déclin constant de la population entre 1940 et le milieu des années 1970, suivi d'une augmentation sur dix ans pour atteindre des niveaux supérieurs à  $B_0$  en 1985. Un autre déclin constant, plus marqué cette fois-ci en raison de prises plus élevées qu'auparavant, s'est poursuivi pendant 20 ans et a atteint un creux en 2006. Un bon événement de recrutement en 2000 (Figure 10) a alors permis une augmentation sur cinq ans suivie par un stock permanent stable jusqu'aux dernières années. La biomasse reproductrice femelle médiane par rapport aux valeurs de l'équilibre sans exploitation (Figure 9) a atteint un minimum de 0,386 en 2004 et se situe à 0,622 actuellement. Les taux d'exploitation médians n'ont jamais été supérieurs à la médiane de la mortalité naturelle des femelles ( $M_1=0,098$ ); l'exploitation a culminé en 2005 à une valeur médiane de 0,086 (Figure 11).



Tableau 3. sud de la Colombie-Britannique – Quantiles des distributions a posteriori de la procédure de MCCM pour les principaux paramètres estimés du modèle du scénario de référence pour l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge dans la zone 5DE. À l'exception de  $R_0$ ,  $M_1$  et  $M_2$ , les indices renvoient à la source des données : 1 = relevé historique dans le canyon de l'île Goose, 2 = relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, 3 = relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, 4 = relevé triennal sur la côte ouest de l'île de Vancouver et 5 = série des indices des CPUE ou de données sur la pêche commerciale au chalut.

Valeur	5 %	50 %	95 %
$R_0$	9 980	14 312	24 249
$M_1$	0,086	0,098	0,111
$M_2$	0,118	0,130	0,144
$h$	0,507	0,761	0,933
$q_1$	0,0147	0,0288	0,0583
$q_2$	0,0867	0,1723	0,2888
$q_3$	0,0847	0,1656	0,2806
$q_4$	0,1206	0,2200	0,3681
$q_5$	0,000043	0,000074	0,000110
$\mu_1$	11,62	17,73	25,43
$\mu_2$	9,33	11,17	12,95
$\mu_3$	13,04	15,36	17,98
$\mu_5$	11,38	12,45	13,61
$\Delta_1$	-2,647	0,519	3,787
$\Delta_2$	0,108	0,212	0,327
$\Delta_3$	-0,970	-0,133	0,694
$\Delta_5$	-0,125	0,223	0,579
$\log v_{1L}$	2,636	4,118	5,160
$\log v_{2L}$	2,377	3,031	3,515
$\log v_{3L}$	3,186	3,660	4,075
$\log v_{5L}$	2,275	2,645	2,973

Tableau 4. sud de la Colombie-Britannique – Quantiles des quantités tirées de la procédure de MCCM des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori selon la procédure de MCCM. Les définitions sont données dans la légende du Tableau 2. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

Sortie du modèle			
Valeur	5 %	50 %	95 %
$B_0$	21 925	26 149	36 390
$V_0$	22 780	27 318	38 172
$B_{2018}$	10 700	16 235	28 967
$V_{2018}$	10 142	15 665	27 905
$B_{2018} / B_0$	0,469	0,622	0,810
$V_{2018} / V_0$	0,424	0,574	0,764
$u_{2017}$	0,027	0,049	0,075
$u_{\max}$	0,056	0,089	0,125
Quantités fondées sur le RMS			
Valeur	5 %	50 %	95 %
RMS	946	1467	2481
$B_{RMS}$	4 553	6 830	10 701
0,4 $B_{RMS}$	1821	2732	4 280
0,8 $B_{RMS}$	3 643	5 464	8 561
$B_{2018} / B_{RMS}$	1,509	2,429	3,768
$B_{RMS} / B_0$	0,190	0,256	0,344
$V_{RMS}$	2466	5043	9 080

Valeur	5 %	50 %	95 %
$V_{RMS}/V_0$	0,088	0,183	0,302
$u_{RMS}$	0,115	0,300	0,800
$u_{2017}/u_{RMS}$	0,049	0,160	0,496

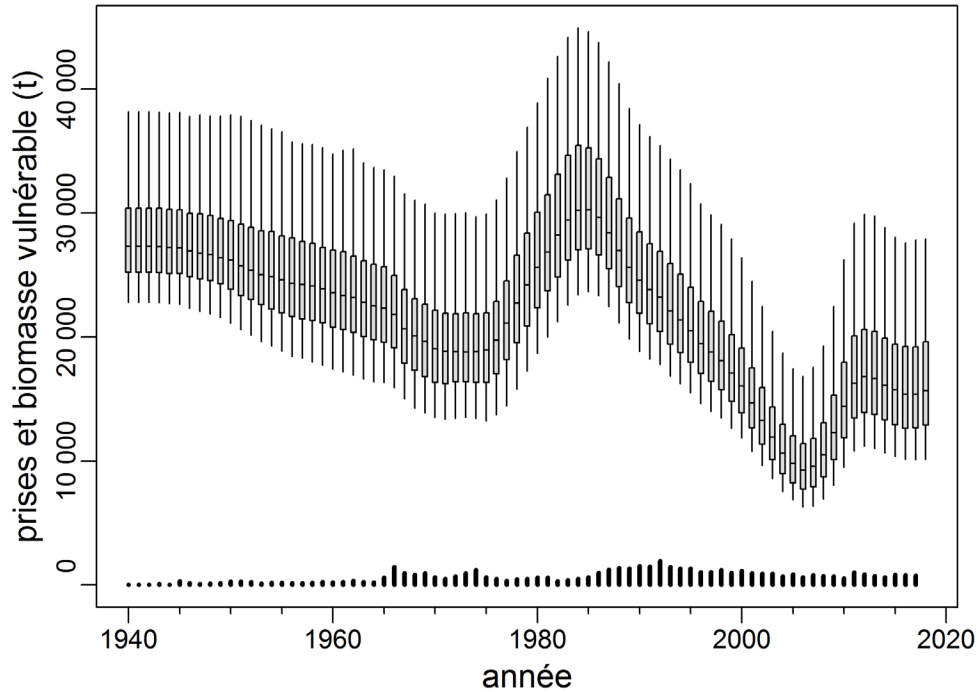


Figure 8. sud de la Colombie-Britannique – Biomasse vulnérable (diagrammes de quartile illustrant les centiles à 5, 25, 50, 75 et 95 des a posteriori des résultats de la procédure de MCCM) pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les prises commerciales (barres verticales le long de l'axe des abscisses) sont présentées à la même échelle.

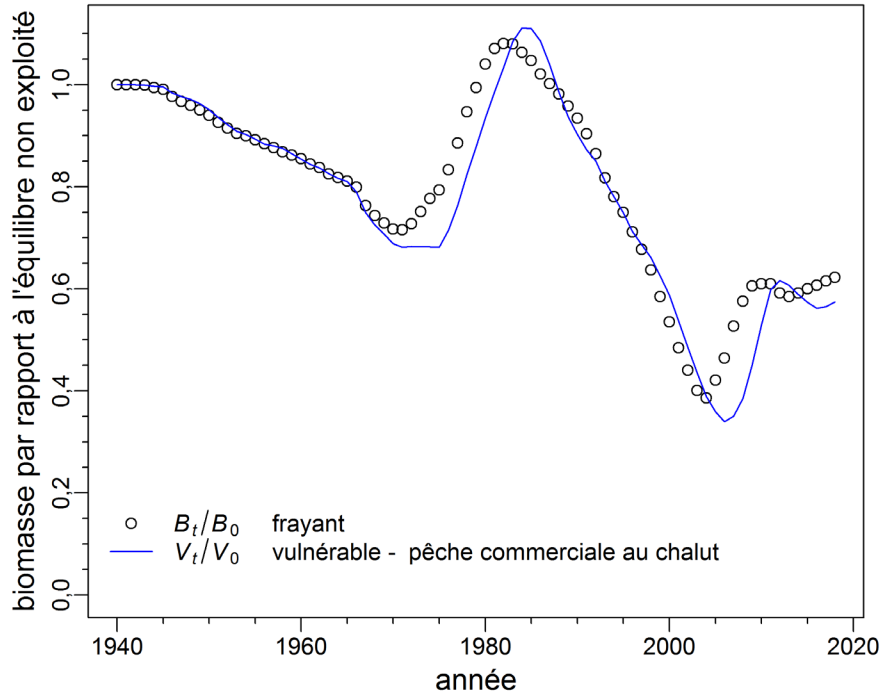


Figure 9. sud de la Colombie-Britannique – Trajectoires des biomasses reproductrices et vulnérables par rapport aux niveaux non exploités,  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  respectivement, dans le temps, illustrées en tant que médianes des valeurs a posteriori de la procédure de MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence.

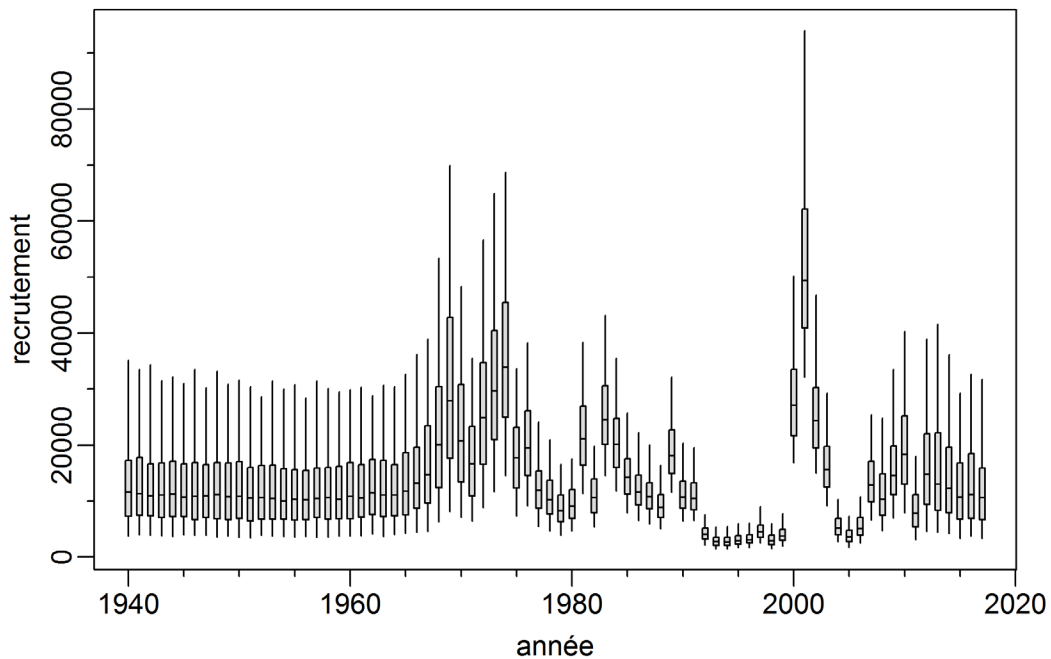


Figure 10. sud de la Colombie-Britannique – Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Les tracés en boîtes donnent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des résultats de la procédure de MCCM.

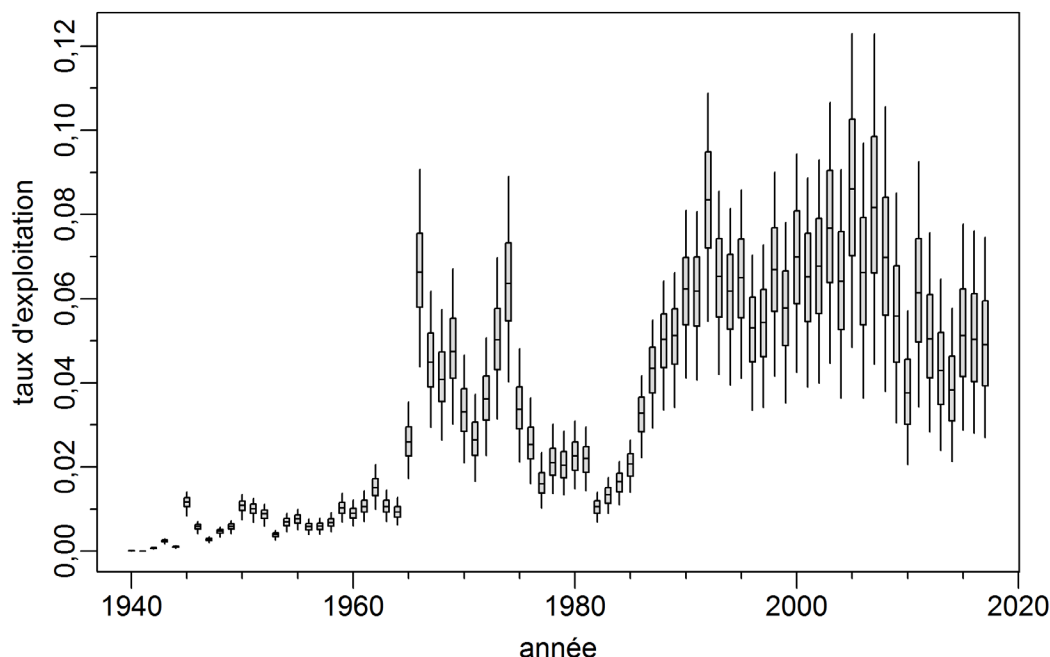


Figure 11. sud de la – Densités a posteriori marginales du taux d'exploitation annuel (voir l'équation E.12), par année, pour l'exécution du modèle de référence. Les tracés en boîtes donnent les 5<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des résultats de la procédure de MCMC.

### 8.2.2. Analyses de sensibilité pour le sud de la Colombie-Britannique

Cinq analyses de sensibilité ont été définies (énumérées dans la section 7 ci-dessus) et évaluées à l'aide d'une recherche de la procédure de MCMC dans l'espace des paramètres; les différences entre les analyses sont résumées à la section F.3.2 (Annexe F). Trois de ces cinq analyses de sensibilité ont estimé la taille du stock de la population de 2018 (par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée) à un niveau semblable à celui du scénario de référence (Figure 12). Les trajectoires de la biomasse pour toutes les exécutions de sensibilité étaient semblables à celles du scénario de référence, y compris l'estimation de fortes classes d'âge les mêmes années que le scénario de référence, ne différant que par la force relative des estimations (figure F.103). La sensibilité la plus optimiste (S1) pour la taille relative du stock de la population en 2018 excluait la série chronologique des CPUE, tandis que la plus pessimiste (S3) excluait les fréquences selon l'âge des échantillons triés. L'exécution de sensibilité S3 n'a pas montré le fort rétablissement observé pendant les années 1980 dans les autres exécutions, probablement en raison de la perte des premières données sur la composition selon l'âge, lorsque les échantillons triés prédominaient. Contrairement au modèle pour le stock du nord de la Colombie-Britannique, l'augmentation de l'écart-type de l'erreur du processus de recrutement ( $\sigma_R$ ) a eu très peu d'effet sur les estimations des paramètres du modèle, y compris sur les écarts de recrutement. Cette stabilité peut s'expliquer par la plus grande quantité de données dans le modèle du sud de la Colombie-Britannique par rapport au modèle du nord de la Colombie-Britannique, qui a affiché une divergence considérable dans les ajustements du modèle aux données sous d'autres scénarios du modèle (voir la section 8.1.2).

La sensibilité qui excluait les premiers relevés non synoptiques (S5) a produit des échantillons de la procédure de MCMC avec des valeurs élevées d'autocorrélation et devrait être considérée comme une solution de remplacement inacceptable pour le scénario de référence.

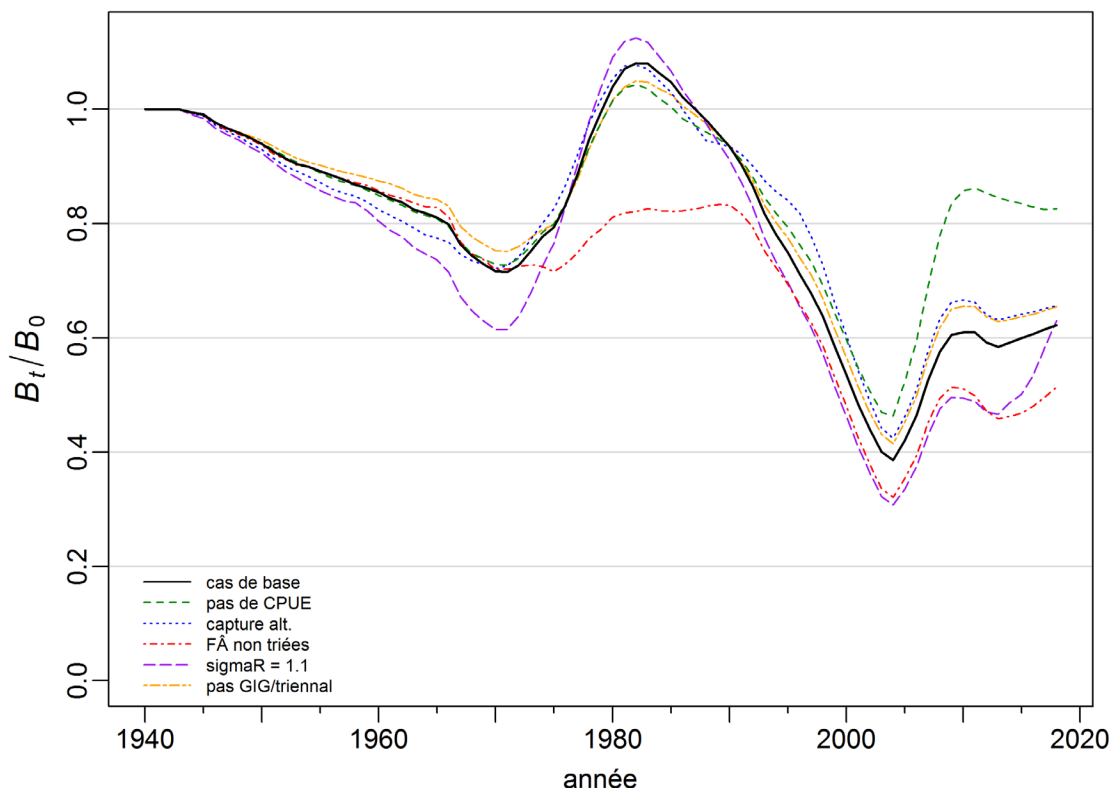


Figure 12. sud de la Colombie-Britannique – Trajectoires médianes modélisées de la biomasse reproductrice en proportion de la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_t/B_0$ ) pour le scénario de référence et quatre exécutions de sensibilité (voir la légende en bas à gauche).

## 9. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES

### 9.1. POINTS DE RÉFÉRENCE

Le Cadre pour la pêche durable (MPO 2009) a établi des points de référence provisoires qui intègrent l'approche de précaution pour orienter la gestion et évaluer la durabilité de la récolte. Il s'agit du point de référence limite (PRL), de  $0,4 B_{RMS}$ , et du point de référence supérieur du stock (PRS), de  $0,8 B_{RMS}$ , qui ont été adoptés pour les évaluations précédentes des sébastes (Edwards *et al.* 2012 a, b; Edwards *et al.* 2014 a, b; Starr *et al.* 2014, 2016; Starr et Haigh 2017) et sont donc utilisés ici. Il convient de souligner qu'aucune modélisation n'a été réalisée pour déterminer l'adéquation de ces points de référence pour ce stock, et qu'aucun niveau de risque acceptable n'a été défini.

La zone en dessous de  $0,4 B_{RMS}$  est appelée « zone critique », celle comprise entre  $0,4 B_{RMS}$  et  $0,8 B_{RMS}$  la « zone de prudence » et celle située au-dessus du point de référence supérieur du stock ( $0,8 B_{RMS}$ ) 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'est-à-dire  $P(B_t > 0,4 B_{RMS})$  et  $P(B_t > 0,8 B_{RMS})$ . Le Cadre pour la pêche durable précise également que, dans la zone saine, la mortalité par pêche doit être égale ou inférieure à celle associée au RMS dans les conditions d'équilibre ( $u_{RMS}$ ). En outre, la mortalité par pêche doit être réduite proportionnellement lorsque le stock est considéré comme étant dans la zone de prudence, et fixée à zéro lorsque le stock est dans la zone critique.

---

Le terme « état du stock » doit être interprété comme « état du stock perçu au moment de l'évaluation en 2018 », car la valeur est calculée comme le rapport de deux valeurs estimées de la biomasse ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) par un modèle précis à l'aide des données disponibles en 2018. De plus, l'estimation de  $B_{RMS}$  dépend de l'évaluation de la productivité du stock par le modèle. Par conséquent, les comparaisons de l'état du stock entre divers scénarios du modèle peuvent être trompeuses parce que l'espace  $B_{RMS}$  n'est pas le même d'un modèle à l'autre. Pour des raisons de commodité, on présente plusieurs résultats sur l'état du stock sur une seule figure qui représente notre perception de la façon dont ces modèles se comparent.

D'autres pays utilisent des points de référence indicateurs qui sont exprimés sous la forme de  $B_0$  plutôt que de  $B_{RMS}$  (par exemple, ministère des Pêches de la Nouvelle-Zélande 2011), car  $B_{RMS}$  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'Annexe F. 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 :  $B_{RMS}$  et la biomasse actuelle,  $B_{2018}$  (Annexe F).

## 9.2. SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

La Figure 13 montre que (selon les médianes), on estime que les deux stocks de sébaste à raie rouge (nord de la Colombie-Britannique et sud de la Colombie-Britannique) se trouvaient dans la zone saine pendant toute la période de pêche historique. Pour le stock du nord, on estime que la biomasse reproductrice est actuellement au-dessus de  $0,4 B_{RMS}$  avec une probabilité  $P(B_{2018} > 0,4 B_{RMS}) = 1$  et au-dessus de  $0,8 B_{RMS}$  avec une probabilité  $P(B_{2018} > 0,8 B_{RMS}) = 0,999$ . Pour le stock du sud, on estime que la biomasse reproductrice est actuellement au-dessus de  $0,4 B_{RMS}$  avec une probabilité de 1 et au-dessus de  $0,8 B_{RMS}$  avec une probabilité de 1. La Figure 14 montre les diagrammes de quartile de l'état actuel du stock ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) pour les deux stocks de sébaste à raie rouge, qui sont tous deux estimés se trouver dans la zone saine.

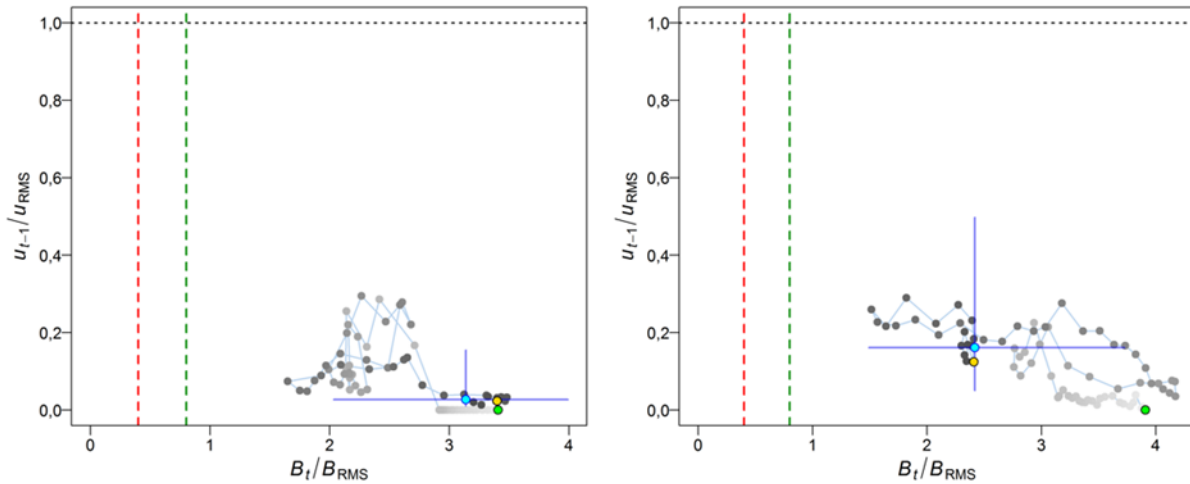


Figure 13. Diagramme de phase (à gauche : nord de la Colombie-Britannique, à droite : sud de la Colombie-Britannique) dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{RMS}$  (la biomasse reproductrice au début de l'année  $t$  par rapport à  $B_{RMS}$ ) et  $u_{t-1}/u_{RMS}$  (le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t-1$  par rapport à  $u_{RMS}$ ). Le cercle plein vert est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année ( $t = 2018$ ) est représentée par un cercle plein cyan; les lignes bleues représentent les quantiles de 5 % et 95 % des distributions a posteriori pour la dernière année. Le cercle plein doré indique l'état en 2010 ( $B_{2010}/B_{RMS}$ ,  $u_{2009}/u_{RMS}$ ), qui coïncide avec la précédente évaluation du stock. Les lignes pointillées verticales rouges et vertes indiquent le PRL provisoire de l'approche de précaution =  $0,4 B_{RMS}$  et  $PRR = 0,8 B_{RMS}$ , et la ligne pointillée horizontale grise indique  $u_{RMS}$ .

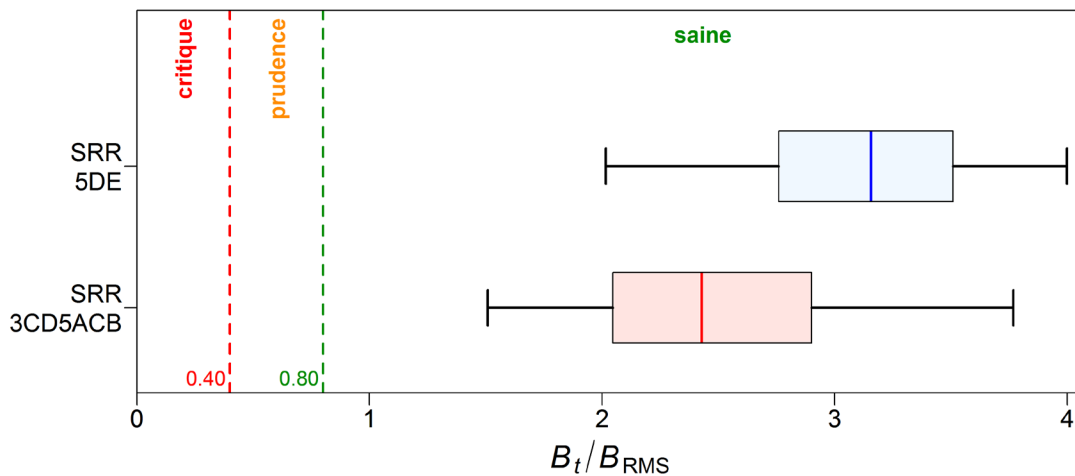


Figure 14. État des stocks de sébaste à raie rouge dans les zones 5DE (nord de la Colombie-Britannique) et 3CD5ABC (sud de la Colombie-Britannique) par rapport aux points de référence provisoires de  $0,4 B_{RMS}$  et  $0,8 B_{RMS}$  de l'approche de précaution du MPO pour les modèles du scénario de référence avec  $t=2018$ . Les diagrammes de quartile montrent les centiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la procédure de MCCM.

### 9.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Les quatre premiers scénarios de sensibilité sont les mêmes pour chaque stock. Leurs effets varient d'un stock à l'autre, principalement en raison de la disponibilité des données : les données sont beaucoup plus rares pour le stock du nord que pour celui du sud. Les comparaisons de la sensibilité sont reproduites dans le tableau F.14 et sur la Figure 15 pour le

---

stock du nord de la Colombie-Britannique, dans le tableau F.27 et sur la Figure 16 pour celui du sud de la Colombie-Britannique.

On peut voir sur la Figure 15 que le retrait des CPUE commerciales au chalut de fond (S1) a très peu d'effet sur l'état du stock du nord de la Colombie-Britannique. Toutefois, les diagnostics de la procédure de MCCM ont révélé des courbes d'échantillons instables et une forte autocorrélation, ce qui rend cette sensibilité inacceptable comme solution de rechange crédible au scénario de référence pour le stock du nord. Dans le sud de la Colombie-Britannique, le retrait des CPUE ne provoque pas d'instabilité dans les échantillons de la procédure de MCCM, mais il améliore l'état du stock (Figure 16). Cette exécution est considérée comme crédible pour le stock du sud.

La réduction des prises pendant les années de pointe de l'activité des flottilles étrangères et les années sans observateur dans la flottille nationale (S2) n'a pas une grande incidence sur les estimations de l'état des deux stocks. Il en va de même lorsque les fréquences selon l'âge des échantillons non triés (S3) fournissent le seul signal sur la composition du stock du nord de la Colombie-Britannique, principalement parce que peu d'échantillons triés antérieurs sont disponibles et que, par conséquent, leur retrait a peu d'effet. Dans le stock du sud de la Colombie-Britannique, le retrait des premières données de composition (S3) dégrade l'état du stock parce que la reconstitution d'un bon recrutement dans les années 1970 n'est pas reflétée dans les données sur la composition qui disparaissent lorsque l'on élimine les échantillons triés de l'analyse.

Dans le stock du nord de la Colombie-Britannique, l'exécution de sensibilité (S4) qui offre plus de liberté dans le choix de l'erreur du processus de recrutement (en spécifiant à l'avance un écart-type plus grand,  $\sigma_R$ ) trouve une trajectoire de population différente de celles obtenues dans le scénario de référence et la trajectoire de rechange produite par les trois premières sensibilités (Figure 7). Le principal facteur à l'origine de cette différence est la plus grande divergence dans l'estimation sexospécifique de  $M$  – la valeur de  $M$  pour les femelles étant inférieure de 22 % à celle de  $M$  dans le scénario de référence et la valeur de  $M$  pour les mâles étant supérieure de 20 % à la valeur équivalente de  $M$  dans le scénario de référence (tableau F.13). Malgré de bons diagnostics de la procédure de MCCM et une divergence sexospécifique de  $M$  encore plus grande que dans le stock du sud, les données pour le stock du nord sont probablement trop rares pour permettre de déterminer avec certitude quelle trajectoire est la bonne. Le décalage de la trajectoire de la population du stock du nord de la Colombie-Britannique est dû à l'élargissement des estimations de  $M$  pour les mâles et les femelles, et non à l'augmentation de l'estimation de  $\sigma_R$ . Cette conclusion est tirée de deux exécutions de sensibilité diagnostique supplémentaires (D1 et D2, présentées à l'Annexe F) qui fixaient les valeurs de  $M$  pour les mâles et les femelles à 0,11 tout en réglant  $\sigma_R$  à des valeurs de 0,6 et 1,1. Ces deux exécutions diagnostiques ont des trajectoires de population et des profils de recrutement semblables à ceux du scénario de référence du stock du nord de la Colombie-Britannique (figure F.43). L'augmentation de  $\sigma_R$  dans le stock du sud de la Colombie-Britannique a eu peu d'effet, car les données sous-jacentes utilisées pour estimer la mortalité naturelle ont donné une estimation plus solide de ces paramètres (figure F.105), avec des estimations constantes de  $M$  dans chaque exécution de sensibilité (tableau F.27).

Les participants à la réunion d'examen ont demandé deux sensibilités diagnostiques supplémentaires (D3 et D4) pour chaque stock avec des a priori  $M \sim N(0,136, 0,0136)$  [CV de 10 %] et  $M \sim N(0,136, 0,0272)$  [CV de 20 %]. La moyenne de ces valeurs a priori supposait que  $M$  était fondée sur un âge maximal de 50 ans au lieu de 61 ans dans le scénario de référence. Étant donné que ces exécutions ont été effectuées la nuit pendant la réunion d'examen, seuls les résultats du mode de la distribution a posteriori ont pu être présentés aux participants et, par conséquent, les résultats de la procédure de MCCM ne sont pas communiqués. Dans le stock



du nord de la Colombie-Britannique, les estimations dans le scénario de référence de  $M_{1,2} = (0,108, 0,118)$  sont passées à  $M_{1,2} = (0,131, 0,142)$  et  $M_{1,2} = (0,135, 0,144)$  pour D3 et D4. Ces résultats indiquent qu'il n'y a pas suffisamment d'information dans les données sur le stock du nord de la Colombie-Britannique pour éloigner l'estimation de la moyenne de l'a priori pour l'un ou l'autre sexe avec peu de sensibilité à une augmentation du coefficient de variation sur la moyenne de l'a priori. L'état du stock reproducteur la dernière année par rapport à l'équilibre sans exploitation ( $B_{2018}/B_0$ ) a augmenté d'environ 10 %, passant de 1,10 dans le scénario de base à 1,18 (D3) et 1,20 (D4).

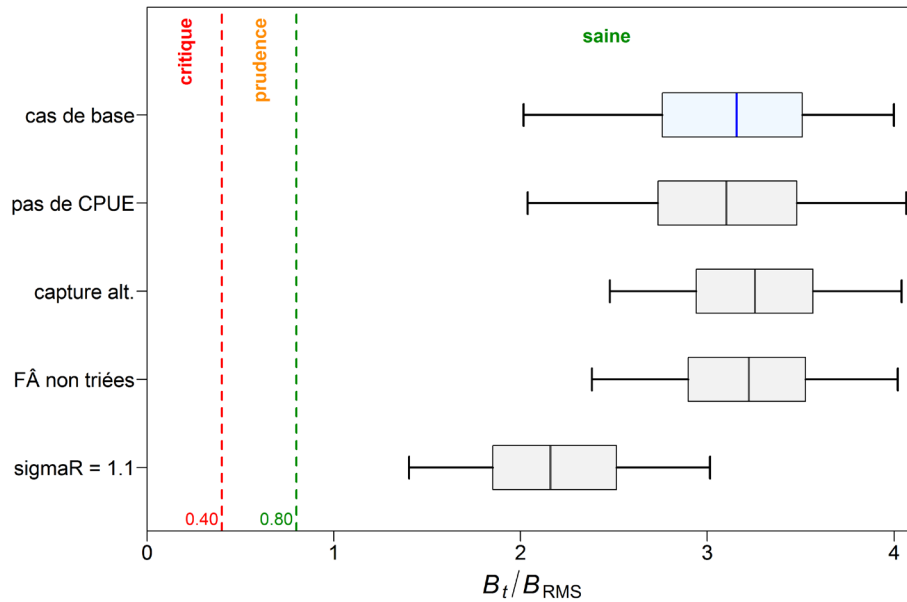


Figure 15. nord de la Colombie-Britannique – État du stock de sébaste à raie rouge dans la zone 5DE au début de 2018 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, de  $0,4 B_{RMS}$  et  $0,8 B_{RMS}$  pour l'évaluation du stock dans le scénario de référence et quatre exécutions de sensibilité (S1 = omettre les CPUE commerciales au chalut; S2 = diminuer de moitié les prises de 1965 à 1975 et de 1988 à 1995; S3 = utiliser les fréquences selon l'âge des échantillons non triés seulement; S4 = augmenter l'écart-type de  $\sigma_R$  de 0,6 à 1,1). Les diagrammes de quartile montrent les centiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la procédure de MCCM. Les détails de ces analyses de sensibilité sont donnés à l'Annexe F.

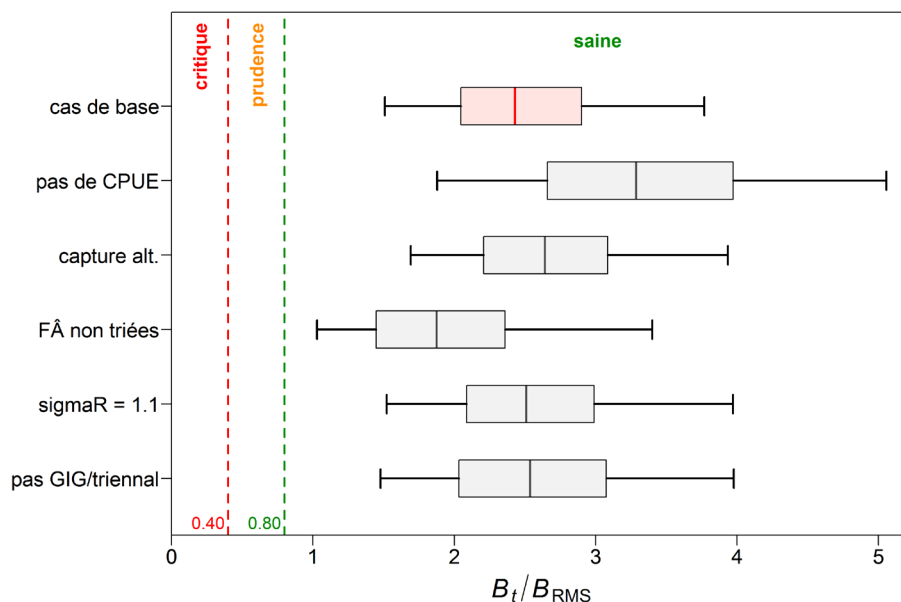


Figure 16. sud de la Colombie-Britannique – État du stock de sébaste à raie rouge dans la zone 3CD5ABC au début de 2018 par rapport aux points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, de  $0,4 B_{RMS}$  et  $0,8 B_{RMS}$  pour l'évaluation du stock dans le scénario de référence et cinq exécutions de sensibilité (S1 = omettre les CPUE commerciales au chalut; S2 = diminuer de moitié les prises de 1965 à 1975 et de 1988 à 1995; S3 = utiliser les fréquences selon l'âge des échantillons non triés seulement; S4 = augmenter l'écart-type de  $\sigma_R$  de 0,6 à 1,1; S5 = retirer le relevé historique dans le canyon de l'île Goose et le relevé triennal sur la côte ouest de l'île de Vancouver). Les diagrammes de quartile montrent les centiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des valeurs a posteriori de la procédure de MCCM. Les détails de ces analyses de sensibilité sont donnés à l'Annexe F.

Dans le stock du sud de la Colombie-Britannique, l'estimation de  $M_{1,2} = (0,092, 0,126)$  dans le scénario de référence est passée à  $M_{1,2} = (0,119, 0,151)$  et  $M_{1,2} = (0,111, 0,147)$  pour D3 et D4. Contrairement au stock du nord de la Colombie-Britannique, la réponse pour le stock du sud de la Colombie-Britannique différerait selon le sexe, les deux exécutions diagnostiques estimant la valeur de  $M$  pour les femelles inférieure à la moyenne de l'a priori, tandis que les estimations de  $M$  pour les mâles sont à environ 10 % au-dessus de la moyenne des valeurs a priori. Ces résultats concordent avec les résultats du scénario de référence du mode de la distribution a posteriori du stock du sud de la Colombie-Britannique, où les estimations de  $M$  selon le sexe divergent de la même manière par rapport à la moyenne de l'a priori (voir le tableau F.15). Les variations de l'état du stock reproducteur la dernière année par rapport à l'équilibre sans exploitation ( $B_{2018}/B_0$ ) étaient plus importantes pour le stock du sud de la Colombie-Britannique que pour le stock du nord de la Colombie-Britannique, l'estimation du mode de la distribution a posteriori de 0,61 dans le scénario de référence augmentant de plus de 30 % pour atteindre 0,85 (D3) et 0,80 (D4). Pour les deux stocks, l'augmentation de la moyenne de l'a priori  $M$  a entraîné des niveaux plus élevés de la biomasse du stock reproducteur  $B_{2018}$  par rapport à  $B_0$ .

#### 9.4. RÉSULTATS DES PROJECTIONS ET TABLEAUX DE DÉCISION

Des projections sur cinq ans (nord de la Colombie-Britannique : Figure 17; sud de la Colombie-Britannique : Figure 18) ont été préparées pour les deux exécutions du modèle 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, et elles ont été appliquées sans contrôle rétroactif. Ces projections, en commençant par la biomasse au début

---

de 2018, ont été effectuées sur un éventail de stratégies de prises constantes, dont une qui reflétait les prises moyennes récentes, pour chacun des 1 000 échantillons de la procédure de MCCM de l'a posteriori, ce qui a produit une distribution des tendances futures de la biomasse. 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 0,6 (voir la description de cette procédure à l'Annexe E). Aux prises moyennes actuelles de 109 t dans le nord de la Colombie-Britannique et de 732 t dans le sud de la Colombie-Britannique, les stratégies de capture de 100 t et de 700 t illustrées sur la Figure 17 et la Figure 18, respectivement, montrent approximativement à quoi ressembleraient les projections si les prises devaient se maintenir à ces niveaux. Les hypothèses utilisées pour le recrutement n'ont qu'un faible effet sur les projections, car la majorité des classes d'âge de la projection sur cinq ans ont été estimées par la procédure de reconstitution.

Des tableaux de décision sont présentés (à l'Annexe E, dans le Tableau 5 et le Tableau 6) pour les points de référence décrits à la section 9.1. Chaque tableau exprime la probabilité que  $B_t$  (ou  $u_t$ ), où  $t = 2018...2023$ , 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 et les niveaux de risque 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, toutes les politiques sur les prises figurant dans le Tableau 5 et le Tableau 6 pourraient être adoptées pour avoir une certitude à 95 % que la biomasse reproductrice demeurerait au-dessus de  $0,4 B_{RMS}$  au début de 2023. De même, toutes les politiques sur les prises indiquées dans le Tableau 5 et le Tableau 6 pourraient être adoptées pour avoir une certitude à 50 % que la biomasse reproductrice est au-dessus de  $0,8 B_{RMS}$  au début de 2023. Ces tableaux montrent aussi qu'il y a au moins une probabilité de 95 % que les taux de récolte soient inférieurs à  $u_{RMS}$  en 2023 avec des prises annuelles de 500 t ou moins dans le nord de la Colombie-Britannique et de 1 300 t ou moins dans le sud de la Colombie-Britannique. Le guide du taux d'exploitation de référence de la récolte du Cadre pour la pêche durable est potentiellement le seul point de référence pour les deux stocks de sébaste à raie rouge qui fournit des avis contradictoires sur la récolte à l'intention des gestionnaires.

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 raie rouge, 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.

Tableau 5. nord de la Colombie-Britannique – Tableaux de décision pour les points de référence  $0,4 B_{RMS}$ ,  $0,8 B_{RMS}$  et  $u_{RMS}$  calculés d'après des projections sur 1 à 5 ans réalisées pour une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes) à l'aide du modèle du scénario de référence. Les valeurs sont la probabilité (proportion d'échantillons de la procédure de MCCM) que la biomasse reproductrice des femelles au début de l'année  $t$  soit supérieure aux points de référence  $B_{RMS}$ , ou que le taux d'exploitation de la biomasse vulnérable au milieu de l'année  $t$  soit inférieur au point de référence  $u_{RMS}$ . À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

Prises	$P(B_t > 0,4B_{RMS})$						$P(B_t > 0,8B_{RMS})$						$P(u_t < u_{RMS})$					
	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
300	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
400	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,98	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95
600	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,97	0,96	0,95	0,94	0,93	0,92
700	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,96	0,95	0,94	0,92	0,90	0,88
800	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,98	0,95	0,94	0,92	0,89	0,86	0,82
900	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,97	0,94	0,92	0,89	0,86	0,81	0,75
1 000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,95	0,93	0,90	0,87	0,82	0,76	0,68
1 100	1	1	1	1	1	0,99	1	1	1	0,99	0,97	0,92	0,91	0,88	0,84	0,78	0,69	0,58
1 200	1	1	1	1	1	0,99	1	1	0,99	0,98	0,95	0,88	0,90	0,86	0,82	0,72	0,61	0,49
1 300	1	1	1	1	0,99	0,99	1	1	0,99	0,98	0,93	0,85	0,89	0,85	0,79	0,67	0,54	0,42
1 400	1	1	1	1	0,99	0,99	1	1	0,99	0,97	0,90	0,81	0,88	0,83	0,73	0,62	0,47	0,35
1 500	1	1	1	1	0,99	0,99	1	1	0,99	0,95	0,87	0,79	0,87	0,81	0,70	0,56	0,40	0,27
1 600	1	1	1	1	0,99	0,99	1	1	0,99	0,94	0,84	0,76	0,85	0,79	0,66	0,51	0,35	0,22
1 700	1	1	1	0,99	0,99	0,99	1	1	0,98	0,92	0,80	0,73	0,84	0,77	0,63	0,44	0,28	0,18
1 800	1	1	1	0,99	0,99	0,99	1	1	0,98	0,89	0,78	0,72	0,83	0,74	0,59	0,39	0,23	0,13
1 900	1	1	1	0,99	0,99	0,99	1	1	0,98	0,88	0,76	0,70	0,82	0,70	0,54	0,34	0,20	0,10
2 000	1	1	1	0,99	0,99	0,99	1	1	0,97	0,84	0,74	0,68	0,80	0,68	0,51	0,29	0,16	0,08

Tableau 6. sud de la Colombie-Britannique – Tableaux de décision pour les points de référence  $0,4 B_{RMS}$ ,  $0,8 B_{RMS}$  et  $u_{RMS}$  calculés d'après des projections sur 1 à 5 ans réalisées pour une fourchette de stratégies de prises constantes (en tonnes) à l'aide du modèle du scénario de référence. Voir la légende du Tableau 5 pour plus de détails. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

Prises	$P(B_t > 0,4B_{RMS})$						$P(B_t > 0,8B_{RMS})$						$P(u_t < u_{RMS})$					
	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
100	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
200	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
300	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
400	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
600	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
700	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
800	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
900	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1 000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98
1 100	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97
1 200	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,98	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97
1 300	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95	0,95
1 400	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,96	0,96	0,95	0,95	0,94	0,93
1 500	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,95	0,94	0,94	0,93	0,92	0,91
1 600	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,94	0,93	0,92	0,91	0,90	0,89
1 700	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,93	0,92	0,91	0,90	0,89	0,86
1 800	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,99	0,92	0,90	0,89	0,88	0,86	0,84
1 900	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,98	0,91	0,89	0,88	0,86	0,83	0,81
2 000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0,99	0,98	0,98	0,90	0,88	0,86	0,83	0,81	0,78

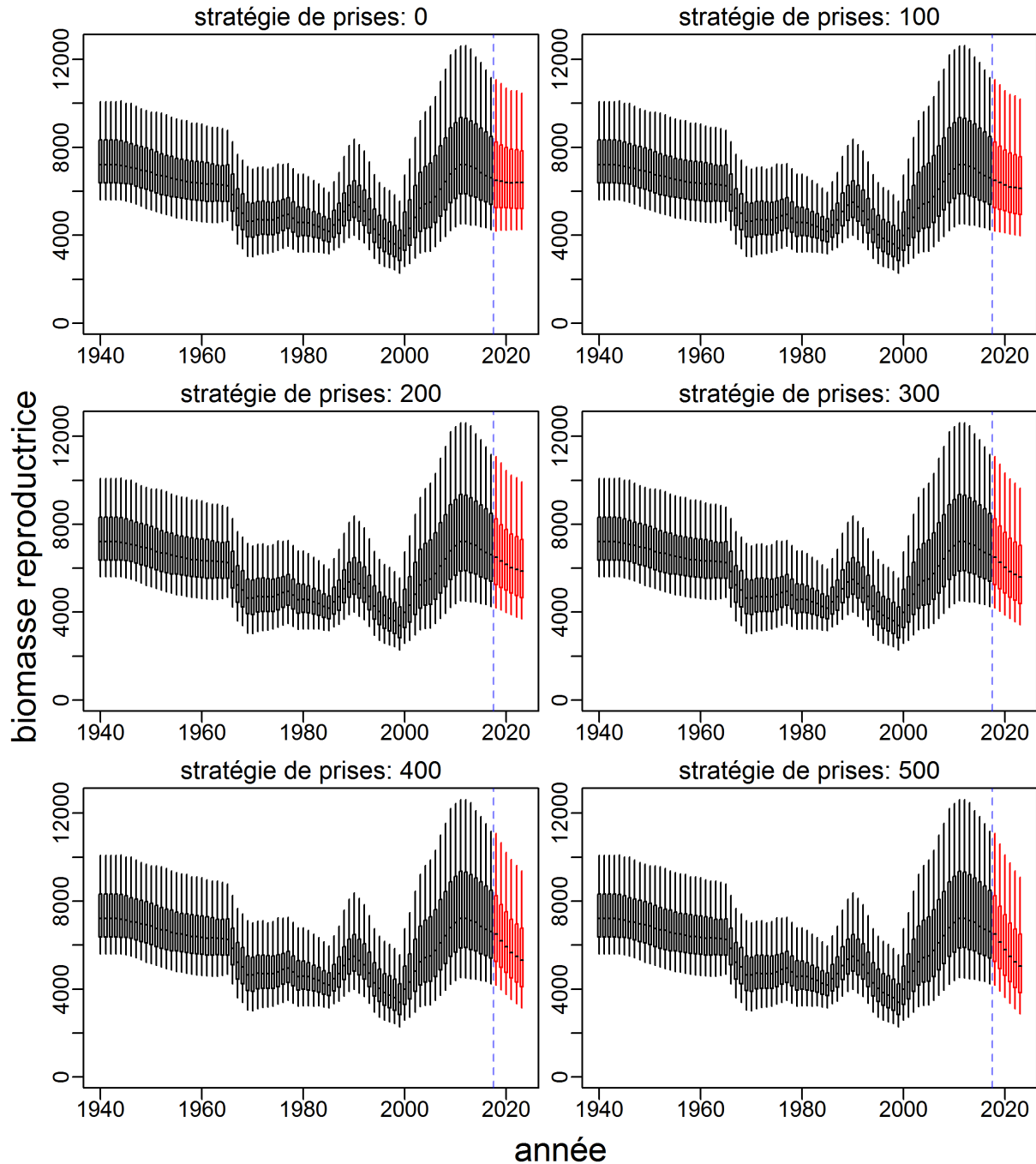


Figure 17. nord de la Colombie-Britannique – Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes (t); les diagrammes de quartile montrent les centiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats de la procédure de MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Pour chacun des 1 000 échantillons dérivés de la valeur a posteriori selon la procédure 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 pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

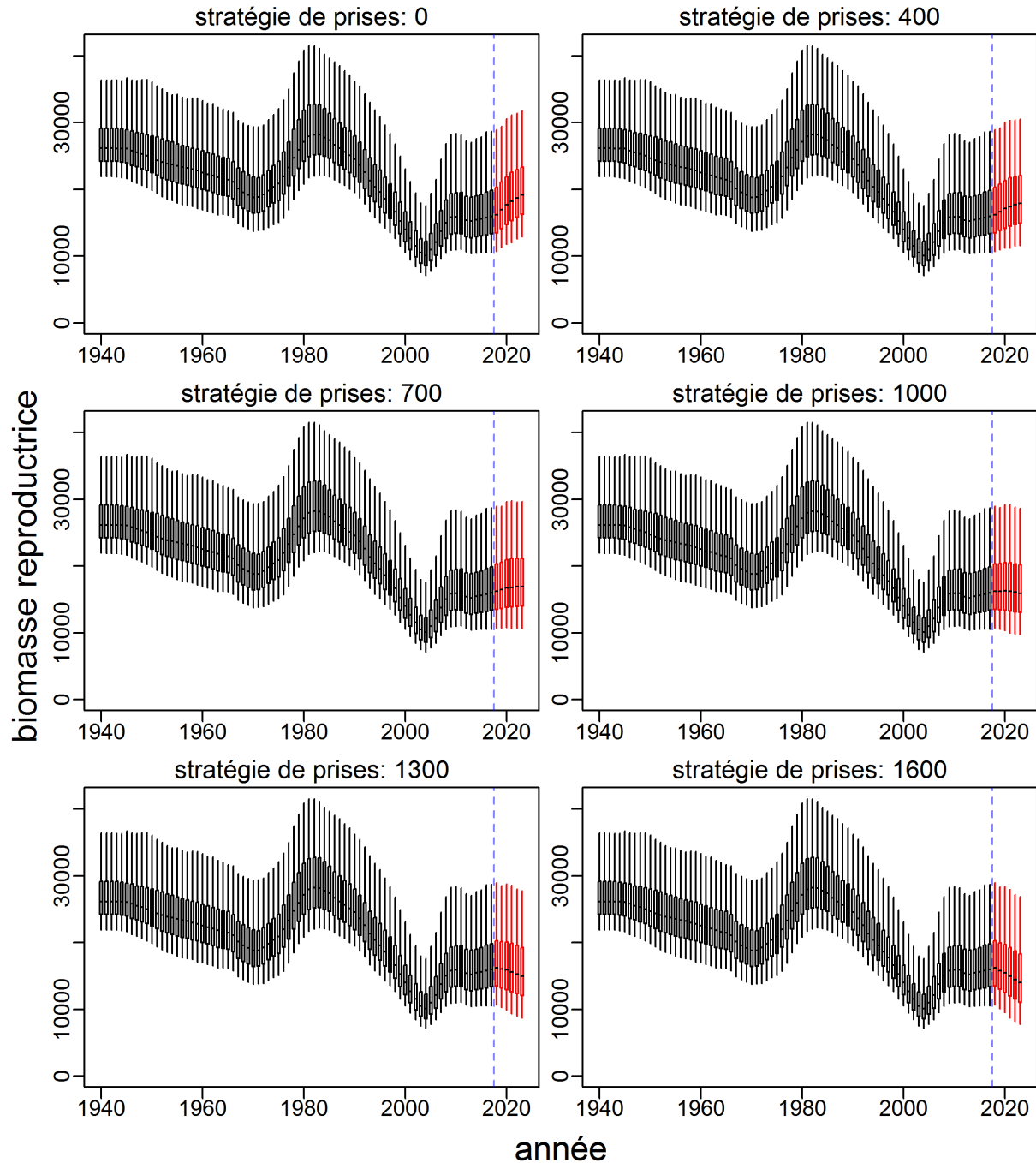


Figure 18. sud de la Colombie-Britannique – Biomasse projetée (t) pour différentes stratégies de prises constantes (t); les diagrammes de quartile montrent les centiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 des résultats de la procédure de MCCM pour l'exécution du modèle du scénario de référence. Pour chacun des 1 000 échantillons dérivés de la valeur a posteriori selon la procédure 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 pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

---

## 9.5. 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 2023, car nous disposerons alors de trois nouveaux indices provenant de chacun des quatre relevés synoptiques et de cinq années de données de la flottille commerciale sur les prises et sur l'âge. Il faut souligner que l'avis sur les années intermédiaires est explicitement inclus dans la présente évaluation sous la forme des tableaux de décision.

## 10. COMMENTAIRES GÉNÉRAUX

Comme toutes les précédentes évaluations des stocks de sébaste en Colombie-Britannique, la présente évaluation décrit un stock à croissance lente et à productivité basse. Le sébaste à raie rouge est considéré comme étant partiellement benthique, formant des groupes près du fond, mais pas sur le fond. Il préfère les zones de haut relief et les terrains accidentés, et on a signalé qu'il migre verticalement la nuit et se disperse (Love *et al.* 2002). Ce comportement signifie que les relevés au chalut de fond ne sont pas idéaux pour évaluer l'abondance de l'espèce, comme l'indiquent les erreurs relatives élevées associées aux indices des relevés (Annexe B). Des erreurs relatives élevées et des erreurs de processus supplémentaires donnent au modèle une grande marge de manœuvre pour ajuster les tendances de l'abondance aux indices des relevés observés, et les résultats sont donc plus incertains que pour les espèces pour lesquelles les erreurs relatives des relevés de la biomasse sont plus faibles.

De 1965 à 1976, l'effort des flottilles étrangères le long de la côte de la Colombie-Britannique visait le sébaste à longue mâchoire, et les prises de sébaste à raie rouge pour cette période ont été estimées comme des prises accessoires présumées; par conséquent, l'ampleur des prélèvements de sébaste à raie rouge par les flottilles étrangères est incertaine. Dans le stock du nord de la Colombie-Britannique, la première forte baisse des ratios  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  reflète le passage d'une quasi-absence de captures à des prélèvements importants par les flottilles étrangères (de 1965 à 1976), avec un pic à  $\sim 1\ 000$  t en 1966 (Figure 4). Dans le stock du sud de la Colombie-Britannique, ces flottilles ne semblent pas avoir causé d'épuisement marqué chez le sébaste à raie rouge, probablement en raison des taux d'exploitation plus bas conjugués à une taille de stock plus grande (Figure 9).

Le groupe de travail technique a relevé une autre source d'incertitude dans la série sur les prises, et a indiqué que les débarquements nationaux de 1988 à 1995 (avant la présence d'observateurs) ont peut-être été faussement déclarés élevés pour contourner les restrictions des quotas sur des espèces plus recherchées comme le sébaste à longue mâchoire. Les exécutions de sensibilité sur les prises (réduction de moitié de 1965 à 1976 et de 1988 à 1995) n'ont pas eu d'effet majeur sur la trajectoire de la biomasse du modèle, ni sur les estimations de la taille relative des stocks en 2018 (Figure 7, Figure 12).

La plus grande source d'incertitude pour l'évaluation du stock du nord de la Colombie-Britannique est la faible quantité de données justificatives. Bien que les ajustements du modèle aient été étonnamment bons pour la plupart des exécutions, le scénario de référence, trois exécutions de sensibilité (S1, S2, S3) et l'exécution de sensibilité S4 (avec un  $\sigma_R$  plus élevé) ont chacun trouvé différentes trajectoires de population crédibles avec des hypothèses d'entrée modifiées. Plus précisément, l'augmentation de l'écart-type de l'erreur du processus de recrutement ( $\sigma_R$ ) de 0,6 à 1,1 a permis au modèle de trouver un autre ensemble d'estimations de la mortalité naturelle selon le sexe et d'estimer des classes d'âge fortes différentes années. Les trois exécutions de sensibilité S1 à S3 ont également estimé différentes



---

années de fort recrutement, mais les estimations de  $M$  étaient plus proches de celles du scénario de référence. Un changement similaire de  $\sigma_R$  dans le modèle du stock du sud de la Colombie-Britannique n'a pas modifié le résultat du modèle de façon sensible. Il n'y a pas de critères solides pour décider du meilleur modèle pour le stock du nord de la Colombie-Britannique.

On évite généralement d'utiliser les CPUE commerciales comme indice de l'abondance dans les évaluations des stocks de sébaste de la Colombie-Britannique (principalement en raison du comportement des capitaines de bateau à l'égard de la réglementation); cependant, on a supposé que les sébastes à raie rouge capturés au chalut de fond étaient entièrement des prises accessoires alors que les exploitants de bateau ciblaient d'autres espèces. En outre, les TAC semblent largement sous-utilisés (voir l'annexe A), ce qui réduit la pression exercée pour obtenir des quotas afin de couvrir les prises. L'indice des CPUE était essentiel pour obtenir des ajustements crédibles du modèle aux données sur le stock du nord de la Colombie-Britannique. Dans le stock du sud de la Colombie-Britannique, le retrait des CPUE a créé de l'instabilité dans certains des paramètres estimés; cependant, le modèle est crédible et présente le scénario le plus optimiste en ce qui concerne l'état actuel du stock (Figure 12).

Les événements de recrutement reconstitués proviennent de signaux dans les données sur la fréquence selon l'âge. Comme nous l'avons mentionné plus haut, le scénario de référence du stock du nord de la Colombie-Britannique comportait deux grandes vagues de recrutement centrées sur 1996 et 1982; toutefois, les quatre exécutions de sensibilité ont estimé que c'est en 1982 et 2002, par ordre décroissant, que le recrutement a été le plus fort. Les vagues de fort recrutement relevées dans les exécutions du sud de la Colombie-Britannique (à l'exclusion de l'exécution tronquée de fréquence selon l'âge) étaient plus constantes, les modes en 2001, 1974 et 1969 n'ayant varié que de par leur ampleur. La nature épisodique du recrutement du sébaste à raie rouge (trois à cinq vagues supérieures à la moyenne sur huit décennies) est typique des espèces de sébastes. Le lissage des pics dû à l'erreur de détermination de l'âge est également typique.

L'état actuel des stocks par rapport aux niveaux cibles de gestion semble se situer fermement dans la zone saine pour les deux stocks, une conclusion qui s'applique à chaque exécution du scénario de référence et aux exécutions de sensibilité connexes (Figure 13). Les médianes de la procédure de MCCM de  $B_{2018}/B_{RMS}$  et  $u_{2017}/u_{RMS}$  sont de 3,156 et 0,025 pour le stock du nord de la Colombie-Britannique (Tableau 2) et de 2,429 et 0,160 pour le stock du sud de la Colombie-Britannique (Tableau 4). Les projections sur 5 ans indiquent que les points de référence  $B_{RMS}$  laissent seulement supposer que la biomasse restera saine pour des prises maximales de 2 000 t. Le point de référence  $u_{RMS}$  donne toutefois à penser que des prises supérieures à 500 t dans le nord de la Colombie-Britannique et 1 300 t dans le sud de la Colombie-Britannique dépasseront les recommandations du Cadre pour la pêche durable sur la mortalité par pêche, en supposant que le gestionnaire souhaite être certain à 95 % que  $u_{2023}$  sera inférieur à  $u_{RMS}$  (Tableau 5, Tableau 6).

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 incertaines du futur recrutement.

En plus des incertitudes susmentionnées entourant l'exactitude de l'historique des prises, la confusion créée par l'indice des CPUE et la rareté des données, d'autres problèmes génèrent

---

une incertitude dans les résultats. Il n'existe pas d'indices de la biomasse avant le milieu des années 1960 et le plan statistique des relevés de cette période n'était pas solide. Les données disponibles sur la composition selon l'âge sont relativement récentes (à partir de 1980). Heureusement, les données sur l'âge les plus précoces peuvent nous renseigner sur les forces des classes d'âge dans les années 1960 et 1970 du fait de la grande longévité de l'espèce et de l'apparente grande précision de la méthode de détermination de l'âge (figure D.37).

Sur une note positive, les résultats des quatre relevés synoptiques sur le poisson de fond entrepris au cours de la décennie précédente continueront de fournir une capacité de surveillance du sébaste à raie rouge. Les prises des pêches commerciales du poisson de fond sont aussi bien surveillées. Ces initiatives continues de recherche garantissent que ce stock est bien surveillé actuellement, et la gestion a montré que des mesures correctives sont prises au besoin.

## **11. BESOINS FUTURS EN RECHERCHE ET EN DONNÉES**

Les questions suivantes devraient être envisagées lors de la planification d'évaluations futures des stocks et des évaluations de la gestion du sébaste à raie rouge :

1. Poursuivre la série de relevés au chalut indépendants de la pêche qui ont été établis sur toute la côte de la Colombie-Britannique, 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. Établir des valeurs a priori propres au sébaste à raie rouge pour les paramètres de sélectivité du relevé. L'utilisation de valeurs a priori de la sélectivité fondées sur les valeurs a posteriori du sébaste à longue mâchoire était essentielle pour établir des limites significatives à la sélectivité du relevé aux fins de la présente évaluation des stocks; toutefois, on ne sait pas si ces valeurs a priori ont influé sur la mise à l'échelle des niveaux de la biomasse. Par ailleurs, l'accumulation de données supplémentaires sur la fréquence selon l'âge avant la prochaine évaluation des stocks pourrait permettre aux modèles d'utiliser des a priori uniformes.
3. Effectuer un échantillonnage génétique pour préciser la structure du stock de sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique.
4. Inclure le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate dans les indices du stock du sud de la Colombie-Britannique et l'exclure pour le nord de la Colombie-Britannique lors de la prochaine évaluation officielle des stocks de sébaste à raie rouge en 2023. Les données de la zone 5D utilisées dans l'analyse des CPUE et les analyses biologiques doivent également être attribuées au stock du sud de la Colombie-Britannique.
5. S'assurer que la série des indices de l'abondance tirés des relevés triennaux de la côte ouest de l'île de Vancouver exclut les coups de filet infructueux de l'analyse.
6. Explorer l'intégration de l'erreur de détermination de l'âge dans la prochaine évaluation des stocks de sébaste à raie rouge.
7. Relever le niveau d'échantillonnage biologique des prises de sébaste à raie rouge au chalut pélagique dans le but d'inclure cette pêche comme une composante distincte dans la prochaine évaluation des stocks prévue.
8. Explorer la possibilité d'intégrer des données sur la longueur dans le modèle pour les années sans échantillonnage de l'âge.

- 
9. Explorer d'autres exécutions de sensibilité sur des paramètres importants du modèle, tels que  $M$  et  $h$ .
  10. Chercher de la preuve que le stock de sébaste à raie rouge du nord de la Colombie-Britannique peut être la partie méridionale d'une population de l'Alaska (transfrontalière).
  11. Chercher dans les publications disponibles les travaux publiés, en particulier par le Northwest Fisheries Science Center (Seattle, WA), sur l'omission du frai, de la maturité et de la fécondité.
  12. Étudier comment des populations uniques comme le sébaste à raie rouge 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 raie rouge et sa résilience.
  13. Étudier les effets des changements climatiques sur les populations de sébaste à raie rouge et déterminer comment les changements dans l'écosystème influencent notre perception des conditions d'équilibre sous différents régimes climatiques.

## 12. REMERCIEMENTS

Allan Hicks (Commission internationale du flétan du Pacifique) avait déjà appuyé la version Awatea du modèle d'évaluation de stock de Coleraine utilisée pour la présente évaluation. Le personnel du laboratoire de détermination de l'âge de la Station biologique du Pacifique a, comme toujours, traité rapidement nos demandes de traitement d'otolithes de sébaste à raie rouge. Les membres du groupe de travail technique sur le sébaste à raie rouge – Rob Tadey, Brian Mose, Greg Workman, Chris Grandin et Bruce Turriss – ont été très utiles pendant deux réunions pour examiner les intrants et les sorties des modèles. Les examens écrits par les pairs et la participation à la réunion de trois examinateurs – Kendra Holt (Station biologique du Pacifique, MPO), Cindy Tribuzio (AFSC, NOAA) et Vladlena Gertseva (NWFSC, NOAA) – ont fourni des conseils et des discussions utiles pendant la réunion régionale d'examen par les pairs. Sean Anderson a fourni des graphiques de diagnostic supplémentaires qui ont facilité la discussion pendant la réunion régionale d'examen par les pairs, et d'autres participants à cette réunion ont généreusement contribué au processus.

## 13. RÉFÉRENCES

- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2012a. [Stock assessment and recovery potential assessment for Yellowmouth Rockfish \(\*Sebastes reedi\*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/095. iv + 188 pp.
- 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 pp.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014b. [Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 pp.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. and Haigh, R. 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 pp.

- 
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. and Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(\*Sebastes\* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 67: 1611–1634.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., and Lecomte, J.-B. 2019. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(\*Sebastes alutus\*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/038. v + 237 p.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. and Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0](#). University of Washington Report SAFS-UW-0116. Tech. rep., University of Washington.
- Love, M.S., Yoklavich, M. and Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
- MPO. 2016. [Lignes directrices sur la prestation de mises à jour et d'avis scientifiques pour les évaluations pluriannuelles](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, avis sci. 2016/020.
- Munk, K.M. 2001. [Maximum ages of groundfishes in waters off Alaska and British Columbia and considerations of age determination](#). Alaska Fish. Res. Bull. 8: 12–21.
- New Zealand Ministry of Fisheries. 2011. Operational Guidelines for New Zealand's Harvest Strategy Standard. Ministry of Fisheries, New Zealand.
- Stanley, R.D. and Kronlund, A.R. 2000. [Silvergray rockfish \(\*Sebastes brevispinis\*\) assessment for 2000 and recommended yield options for 2001/2002](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2000/173: 116 pp.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(\*Sebastolobus alascanus\*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 pp.
- Starr, P.J., Haigh, R. and Grandin, C. 2016. [Stock assessment for Silvergray Rockfish \(\*Sebastes brevispinis\*\) along the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/042. vi + 170 pp.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. and Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 82-92.
- Walker, B. and Salt, D. 2006. Resilience Thinking. Island Press. Washington DC.

---

## ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

### A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

Le début de l'historique de la flottille de chalutiers en Colombie-Britannique est décrit par Forrester et Smith (1972). La pêche au chalut des sébastes du talus continental existe en Colombie-Britannique depuis les années 1940. Outre les chalutiers canadiens, des flottilles étrangères ont pêché le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans les eaux de la Colombie-Britannique pendant une vingtaine d'années. Elles venaient surtout des États-Unis (1959-1976), de l'URSS (1965-1968) et du Japon (1966-1976). De ce fait, les navires étrangers ont prélevé de grandes quantités de biomasses de sébaste, y compris des espèces autres que le sébaste à longue mâchoire, dans le bassin de la Reine-Charlotte (Ketchen 1976, 1980b), au large de la côte ouest de Haïda Gwaii (Ketchen 1980a, b) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (Ketchen 1976, 1980a, b). L'effort canadien a pris de l'ampleur en 1985, mais les prises n'ont jamais atteint les niveaux des flottilles étrangères combinées.

Avant 1977, aucun quota n'avait été fixé pour les espèces de sébastes du talus continental. 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. Des quotas ont été mis en place pour la première fois pour le sébaste à raie rouge (*Sebastes proriger*) en 1993 pour la côte de la Colombie-Britannique (Tableau A.1 et Tableau A.2). En 1994-1995, le sébaste à raie rouge a été géré par groupes avec d'autres espèces de sébastes, mais ce programme a été abandonné en 1996 lorsque le programme d'observateurs en mer est devenu opérationnel. Par la suite, le système de quota individuel par bateau (QIB) a établi des totaux admissibles des captures (TAC) dans quatre zones de stock : 3C, 3D5AB, 5CD et 5E (voir les différentes zones de gestion sur la Figure A.1). Entre-temps, des TAC par zone ont été attribués à la pêche à la ligne et à l'hameçon en 2006. La gestion a en grande partie maintenu les valeurs des TAC inchangées depuis 2001, probablement en raison de l'absence d'avis sur l'évaluation des stocks.

La dernière évaluation officielle des stocks de sébaste à raie rouge a été présentée en 1999 (Schnute *et al.* 1999) comme la dernière d'une série d'évaluations annuelles d'un complexe plurispécifique de sébastes du talus continental de 1993 à 1999. Ces évaluations n'ont pas déterminé l'état du stock par rapport aux points de référence. On a tenté d'évaluer le sébaste à raie rouge en 2011 dans le cadre d'une évaluation simultanée des stocks de cinq espèces de sébastes (Taylor *et al.* 2011<sup>1</sup>); toutefois, le comité régional d'examen par les pairs (MPO 2015) n'a pas accepté ce document pour fournir des avis de gestion.

La pêche au chalut du sébaste à raie rouge est pratiquée sur toute la côte de la Colombie-Britannique (Figure A.2); les CPUE affichent des densités apparemment élevées au sud et au nord-ouest de l'île de Vancouver, le long des parois des canyons dans le bassin de la Reine-Charlotte et au large de la baie Rennell à Haïda Gwaii.

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 (Wallace *et al.* 2015) : limitation de

---

<sup>1</sup> Taylor, N., Stanley, R., Starr, P., Rutherford, K. and Haigh, R. 2011. A simultaneous stock assessment of five rockfishes in British Columbia waters: Splitnose Rockfish, Greenstriped Rockfish, Redstripe Rockfish, Harlequin Rockfish, Sharpchin Rockfish. Unpubl. manusc.

l’empreinte des activités de chalutage de fond (Figure A.3); 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).

D’autres mesures de gestion figurent dans le Tableau A.2.

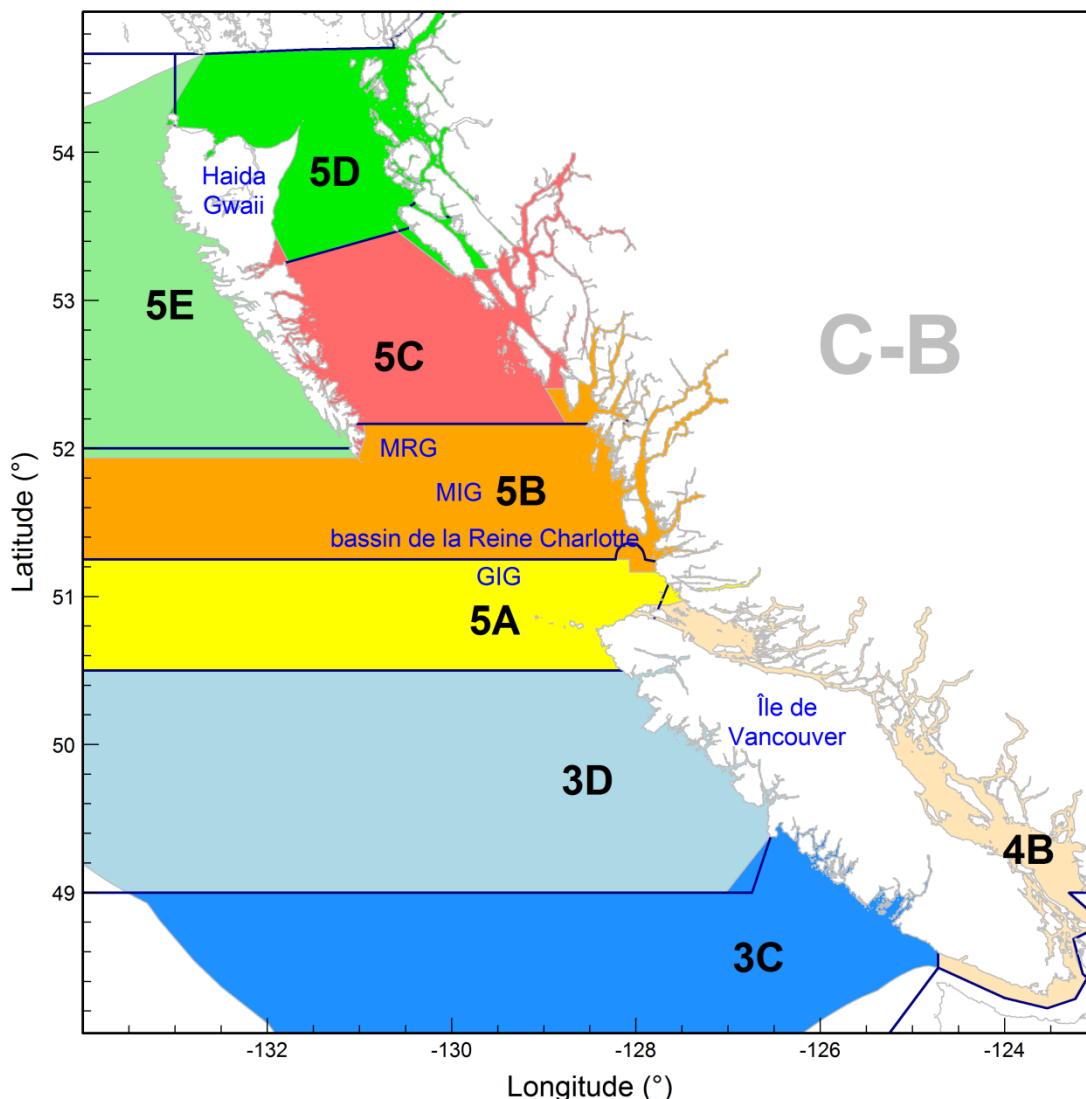


Figure A.1. Zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (délimitées en bleu foncé) comparées aux zones de gestion du sébaste à raie rouge de la zone de gestion du poisson de fond (ombrées). À titre de référence, la carte indique le canyon de l’île Goose (GIG), le canyon de Mitchell (MIG) et le fossé Moresby (MRG). La présente évaluation porte sur deux stocks : nord de la Colombie-Britannique = zone 5DE et sud de la Colombie-Britannique = zone 3CD5ABC.

Tableau A.1. Totaux autorisés des captures (TAC) annuelles au chalut, en tonnes, pour le sébaste à raie rouge dans les zones de gestion du poisson de fond. Remarques : l'année peut être l'année civile (1993-1996) ou l'année de pêche (depuis 1997); TAC pour le chalut et la ligne et l'hameçon délimité par le symbole « : »; A2 = groupe 2 pour toutes les pêches avec le TAC global indiqué entre parenthèses; A5 = groupe 5 pour la pêche à la ligne et à l'hameçon (voir les détails sur les groupes dans le Tableau A.2 et les mesures de gestion indiquées par une lettre dans la colonne « Remarques »).

Année	Début	Fin	3C	3D5AB	5CD	5E	Côte	Remarques
1993	1/1/2013	12/31/2013	-	-	-	-	2200	-
1994	1/15/1994	12/31/1994	-	-	-	-	A2(4000)	a,b
1995	1/1/1995	12/31/1995	-	-	-	-	A2(7320)	c,d
1996	2/6/1996	3/31/1997	-	-	-	-	2024	e
1997	4/1/1997	3/31/1998	150	1198	49	226	1623:A5	f,g
1998	4/1/1998	3/31/1999	178	794	339	253	1562:A5	-
1999	4/1/1999	3/31/2000	178	794	339	253	1562:A5	-
2000	4/1/2000	3/31/2001	178	794	339	253	1562:A5	-
2001	4/1/2001	3/31/2002	173	772	330	246	1521:A5	-
2002	4/1/2002	3/31/2003	173	772	330	246	1521:A5	h
2003	4/1/2003	3/31/2004	173	772	330	246	1521:A5	-
2004	4/1/2004	3/31/2005	173	772	330	246	1521:A5	-
2005	4/1/2005	3/31/2006	173	772	330	246	1521:A5	-
2006	4/1/2006	3/31/2007	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	i,j
2007	3/10/2007	3/31/2008	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2008	3/8/2008	2/20/2009	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2009	2/21/2009	2/20/2010	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2010	2/21/2010	2/20/2011	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2011	2/21/2011	2/20/2013	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2012	2/21/2011	2/20/2013	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	k
2013	2/21/2013	2/20/2014	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	l
2014	2/21/2014	2/20/2015	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	-
2015	2/21/2015	2/20/2016	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	m
2016	2/21/2016	2/20/2017	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	n
2017	2/21/2017	2/20/2018	173:5	772:22	330:9	246:7	1521:43	o

Tableau A.2. Codes pour les remarques sur les mesures de gestion et les ajustements de quotas qui apparaissent dans le Tableau A.1. Abréviations qui apparaissent sous « Mesures de gestion » : PVQ = Programme de vérification à quai, CCPFC = Comité consultatif sur le poisson de fond pêché au chalut, L et H = ligne et hameçon, QIB = quota individuel de bateau, TAC = total autorisé des captures, PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches, MPO = Pêches et Océans Canada. Abréviations des espèces : CAR = sébaste canari, POP = sébaste à longue mâchoire, RER = sébaste à œil épineux, sébaste à raie rouge = sébaste à raie rouge, SGR = sébaste argenté, SKR = sébaste boréal, SST = sébastolobe à courtes épines, LST = sébastolobe à longues épines, WWR = veuve, YMR = sébaste à bouche jaune et YTR = sébaste à queue jaune. Pour plus de détails, consulter les [Plans de gestion intégrée des pêches archivés - Région du Pacifique](#).

Année	Mesures de gestion
a	1994 Début du PVQ pour la flottille de chalutiers.
b	1994 On a regroupé les sébastes afin de réduire les rejets en mer et de simplifier le régime de récolte. En consultation avec le CCPFC, les groupes (AGG) suivants ont été définis : Agg 1 = POP, YMR, RER, CAR, SGR, YTR; Agg 2 = sébaste à raie rouge, WWR; Agg 3 = SKR, SST, LST; Agg 4 = ORF
c	1995 Mise en œuvre de limites de capture (mensuelles) pour la L et H des groupes de sébastes.
d	1995 On a regroupé les sébastes afin de réduire les rejets en mer et de simplifier le régime de récolte. En consultation avec le CCPFC, les groupes (AGG) suivants ont été définis : Agg 1 = CAR, SGR, YTR, WWR, RER; Agg 2 = POP, YMR, sébaste à raie rouge; Agg 3 = SKR, SST, LST; Agg 4 = ORF
e	1996 Début du programme de la présence à 100 % d'observateurs à bord des chalutiers hauturiers.
f	1997 Début du système de QIB pour les espèces pêchées au chalut selon un TAC (1 <sup>er</sup> avril 2007).
g	1997 Toutes les L et H de sébaste, à l'exception du sébaste aux yeux jaunes, seront gérées selon les groupes de sébastes suivants : Agg 1 = sébaste à dos épineux et sébaste cuivré; Agg 2 = sébaste à bandes jaunes et sébaste-tigre; Agg 3 = sébaste canari et sébaste argenté; Agg 4 = sébaste à œil épineux, sébastolobe à courtes épines et sébastolobe à longues épines (« poissons idiots »); Agg 5 = sébaste à longue mâchoire, sébaste à bouche jaune et sébaste à raie rouge; Agg 6 = sébaste à queue jaune, sébaste noir et veuve; Agg 7 = toutes les autres espèces de sébastes ( <i>Sebastes</i> ), à l'exclusion du sébaste aux yeux jaunes.
h	2002 Zones fermées afin de préserver quatre récifs d'éponges hexactinellides (siliceuses).
i	2006 Mise en place d'un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) pour la plupart des pêches de poisson de fond.
j	2006 Début de la surveillance électronique en mer à 100 % pour la L et H.
k	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).
l	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 pluripécifiques au chalut de fond : SST = 1,7 t; POP dans la zone 5AB = 22,6 t; POP dans la zone 5C = 0,6 t; WAP dans la zone 5CDE = 2,2 t; 5AB = 1,2 t; sébaste à raie rouge = 4,1 t.
m	2015 Allocations à la recherche pour 2015 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : POP=17 t; WAP = 4,3 t; sébaste à raie rouge = 5,1 t.
n	2016 Allocations à la recherche pour 2016 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : POP = 57,1 t; WAP = 0,3 t; sébaste à raie rouge = 11,4 t.
o	2017 Allocations à la recherche pour 2017 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : sébaste à raie rouge = 4,9 t.



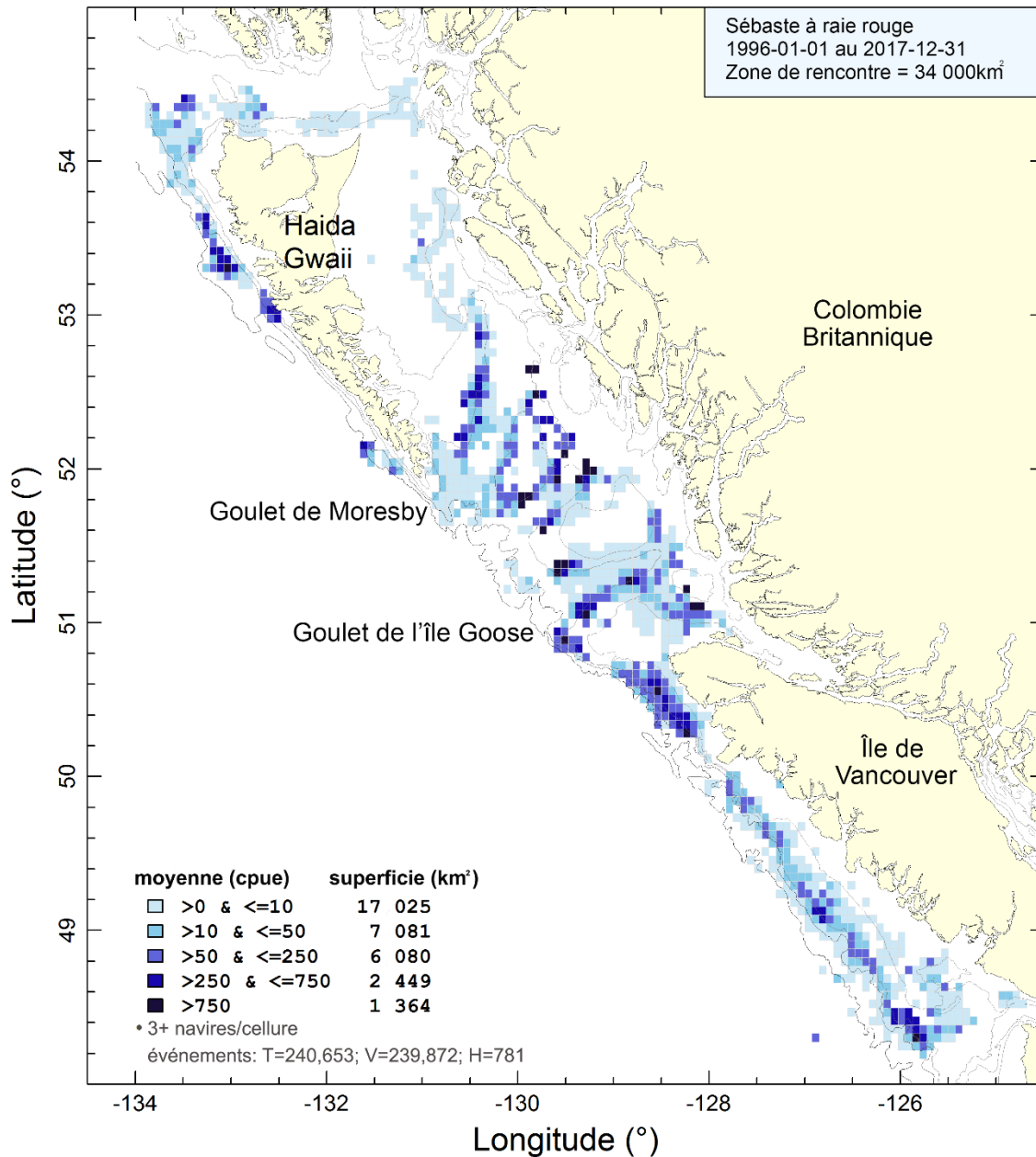


Figure A.2. Répartition aérienne de la capture par unité d'effort par trait de chalut moyen du sébaste à raie rouge (kg/h) de 1996 à 2017, dans des cellules de 0,075° longitude par 0,055° latitude (environ 32 km<sup>2</sup>). Les isobathes de 100, 200, 500 et 1 200 m sont représentées. Noter que les cellules avec moins de trois bateaux de pêche ne sont pas affichées.

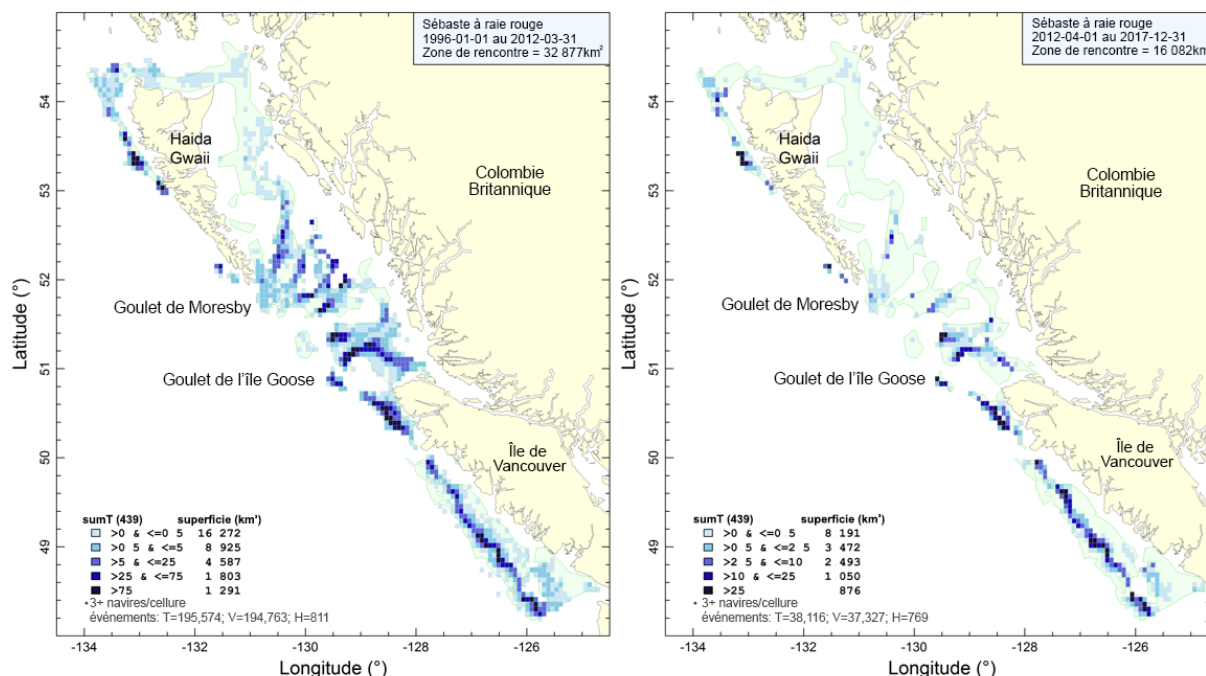


Figure A.3. Répartition aérienne des prises cumulées de sébaste à raie rouge au chalut de fond (en tonnes) avant (à gauche) et après (à droite) la mise en place de l'empreinte de la pêche au chalut en avril 2012, limitant les zones dans lesquelles les chalutiers sont autorisés. Noter que les cellules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

## A.2. RECONSTITUTION DES PRISES

La présente évaluation reconstitue les prises de sébaste à raie rouge jusqu'en 1918, mais considère que la pêche a débuté en 1940 (Figure A.4), 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 flottilles étrangères (russes et japonaises) 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.* 1977; Leaman et Stanley 1993); cependant, Ketchen (1980a, b) 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 de sébaste) ont fait l'objet d'un suivi distinct de celui des débarquements canadiens de sébaste à raie rouge, ont été converties en sébaste à raie rouge (section A.2.2) et ont été ajoutées aux débarquements canadiens pendant le processus de reconstitution.

### A.2.1. Sources de renseignements

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 DFBCV9TWASP001 (autrefois

---

elles étaient sur le serveur SVBCPBSGFIIS). Finalement, les prises de sébaste à raie rouge par secteur de pêche proviennent des sept bases de données suivantes du MPO :

- PacHarv3 : bordereaux de vente (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 (2006-2018) – toutes les pêches et tous les relevés modernes;
- GFBioSQL – prises des relevés de recherche sur la merluche par une coentreprise (1947-2018) – 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). L'objectif est d'estimer les reconstitutions de sébaste (RRF) à partir des rapports RRF/ORF ou RRF/TRF, puis d'ajouter les rejets estimés à partir du RRF/TAR, où TAR est l'espèce cible débarquée.

## A.2.2. Détails de la reconstitution

Un résumé des détails sur la reconstitution des prises est donné ci-après, avec le rappel de la définition des termes employés :

**Pêches** : Cinq pêches sont prises en compte dans la reconstitution (même si le chalut domine la pêche du sébaste à raie rouge) :

- T = poisson de fond au chalut (de fond et pélagique)
- H = flétan de l'Atlantique à la palangre
- S = morue charbonnière au piège ou à la palangre
- DL = annexe II (surtout la morue-lingue et le chien de mer à la palangre)
- ZN = sébaste à ligne et à hameçon (appelé « ZN » à partir de 1986)

**TRF** : acronyme pour « total des sébastes » (toutes les espèces de sébastes et *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 raie rouge (sébaste à raie rouge).

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

---

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

Le modèle de population de l'évaluation utilise l'année civile, et nécessite ainsi d'estimer les prises par année civile. Pour la pêche au chalut, la reconstitution utilise par défaut les chiffres des prises « officielles » (déclarées) à partir de 1996; pour les autres pêches, les prises sont mineures, mais elle utilise par défaut les prises déclarées : H = 2000+, S/DL = 2007+, ZN = 1986+.

La reconstitution des débarquements canadiens de sébaste à raie rouge comprend l'estimation des débarquements pour les années antérieures aux années de prises déclarées à l'aide des ratios gamma (Tableau A.3). Ces ratios servent aussi à convertir les débarquements étrangers de ORF en sébaste à raie rouge. 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 flottilles étrangères ou sous les régimes réglementaires qui n'utilisaient pas de quotas individuels de bateau (QIB).

Après l'estimation des débarquements de sébaste à raie rouge, on ajoute les prises rejetées (rejets sélectifs ou rejets) pendant les années par défaut définies par pêche : T = 1954:1995, H/S/DL/ZN : 1986:2005. Les prises rejetées sont estimées à l'aide des rapports delta du sébaste à raie rouge rejeté par une pêche par rapport aux cibles débarquées propres à une pêche (TAR) : T = sébaste à raie rouge, H = flétan du Pacifique, S = morue charbonnière, DL = aiguillat commun + morue-lingue, ZN = sébaste à raie rouge (Tableau A.3).

Les prises annuelles actuelles de sébaste à raie rouge par la pêche au chalut et celles des autres pêches sont indiquées dans le Tableau A.4, sur la Figure A.4 et sur la figure A.5. Les prises combinées de la flottille dans deux zones – nord de la Colombie-Britannique (5DE) et sud de la Colombie-Britannique (3CD5ABC) – ont été utilisées dans les modèles de population (Tableau A.4, Figure A.6 et Figure A.7).

### **A.2.3. Modifications apportées à l'algorithme de reconstitution depuis 2011**

Dans des évaluations antérieures des stocks de sébaste à longue mâchoire (Edwards *et al.* 2014a, b), les auteurs ont documenté deux écarts par rapport à l'algorithme de reconstitution des prises introduit par Haigh et Yamanaka (2011). Le premier a abandonné l'utilisation des données sur les chaluts et les pièges de la base de données PacHarv3 sur les bordereaux de vente parce que les prises étaient parfois déclarées pour de grandes zones statistiques qu'il n'est pas possible de mettre clairement en correspondance avec les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP). En théorie, PacHarv3 devrait déclarer les mêmes prises que celles qui se trouvent dans la base de données GFCatCh (Rutherford 1999), mais des incohérences dans les zones provoquent une inflation des prises lorsque certaines grandes zones statistiques couvrent plusieurs zones de la CPMP. De ce fait, on a utilisé seulement la base de données GFCatCh pour les dossiers des chaluts et des pièges de 1954 à 1995, plutôt que d'essayer de faire correspondre GFCatCh et PacHarv3. La question est quelque peu

---

discutable puisque les évaluations que nous effectuons depuis 2015 utilisent le tableau fusionné des données sur les prises (section A.2.1). On utilise encore les données de PacHarv3 sur les pêches à la ligne et à l'hameçon, car elles n'apparaissent pas dans d'autres bases de données. Le deuxième écart a été l'inclusion d'une autre source de données sur les prises japonaises de sébaste déclarées dans Ketchen (1980a).

En 2014, l'évaluation du sébaste à queue jaune (Starr *et al.* 2014<sup>2</sup>) a sélectionné des zones extracôtières qui reflétaient l'impact de l'activité des flottilles étrangères sur cette espèce pour calculer les ratios gamma (RRF/ORF) et de  $\Delta$  (RRF/TAR). Cette option n'a pas été utilisée dans la reconstitution du sébaste à raie rouge.

Le concept de ratios gamma et de  $\Delta$  stratifiés en fonction de la profondeur a été introduit dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes de 2015 (Yamanaka *et al.* 2018); cependant, cette fonctionnalité n'a pas été utilisée depuis. Également dans l'évaluation du sébaste aux yeux jaunes, on a retiré les prises de sébaste des monts sous-marins (mise en œuvre dans la reconstitution du sébaste à raie rouge), ainsi qu'une option d'exclure les prises de sébaste des flottilles étrangères et de la pêche expérimentale du POP à Langara Spit (aucune de ces options n'a été exclue de la reconstitution du sébaste à raie rouge).

Nouvellement introduits dans la présente évaluation, les ratios gamma et de  $\Delta$  des années de référence (section A.2.2) peuvent être calculés en prenant la moyenne géométrique sur les années au lieu de la moyenne arithmétique utilisée précédemment. Cela réduit l'influence des ratios uniques annuels anormalement élevés. De plus, il est désormais possible de sélectionner les débarquements estimés de sébaste à raie rouge (en utilisant le ratio gamma) pour les débarquements ultérieurs à 1996, si l'utilisateur a des raisons de vouloir remplacer les débarquements observés par des estimations. L'utilisateur peut aussi maintenant préciser les années par pêche où appliquer les ratios de rejet. Comme précédemment, les années avant la période de rejet supposent que les rejets sont nuls et les années après la période de rejet supposent que les rejets ont été déclarés dans les bases de données.

---

<sup>2</sup> Starr, P.J., Kronlund, A.R., Olsen, N. and Rutherford, K. 2014. Yellowtail Rockfish (*Sebastes flavidus*) stock assessment for the coast of British Columbia, Canada. CSAP Working Paper PAC\_GF08\_2014-15.

Tableau A.3. Estimation des ratios « gamma » (sébaste à raie rouge/sébaste à longue mâchoire) et « delta » (rejets) pour chaque pêche et zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) utilisée dans la reconstitution des prises de sébaste à raie rouge.

gamma (proportion sébaste à raie rouge/sébaste à longue mâchoire)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne et à l'hameçon	
3C	0,0494	0	0	0,0006	0	
3D	0,0309	0	0	0	0,0003	
5A	0,0825	0	0	0	0,0004	
5B	0,0807	0	0	0	0,0024	
5C	0,0672	0	0	0	0,0008	
5D	0,0020	0	0	0,0001	0,0022	
5E	0,1365	0	0	0,0002	0	

delta (taux de rejet)						
CPMP	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne et à l'hameçon	
3C	0,3158	0	0	0	0	
3D	0,2143	0	0	0	0	
5A	0,1746	0	0	0	0	
5B	0,2096	0	0	0	0	
5C	0,2285	0	0	0	0	
5D	0,1319	0	0	0	0	
5E	0,0150	0	0	0	0	

Tableau A.4. Prises reconstituées (en tonnes, débarquements + rejets sélectifs) de sébaste à raie rouge dans les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique sur l'ensemble de la côte (3C à 5E combinées), par pêche; les totaux des pêches combinées pour le stock du nord de la Colombie-Britannique (5DE), le stock du sud de la Colombie-Britannique (3CD5ABC) et la Colombie-Britannique sont également indiqués. Seules les prises du stock du nord de la Colombie-Britannique du stock du sud de la Colombie-Britannique ont été utilisées dans le modèle de population.

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne et à l'hameçon	Nord de la C.-B.	Sud de la C.-B.	Côte de la C.-B.
1940	2	0	0	0	0,002	0,003	2	2
1941	1	0	0	0	0,012	0,010	1	1
1942	20	0	0	0	0,012	0,018	20	20
1943	67	0	0	0,001	0,035	0,055	67	67
1944	29	0	0	0,001	0,048	0,046	29	29
1945	319	0	0	0,001	0,068	0,205	318	319
1946	158	0	0	0,001	0,096	0,156	158	158
1947	76	0	0	0	0,015	0,049	76	76
1948	127	0	0	0	0,024	0,083	127	127
1949	156	0	0	0	0,032	0,123	156	156
1950	284	0	0	0	0,013	0,237	284	284
1951	260	0	0	0,001	0,077	0,180	260	260
1952	225	0	0	0	0,054	0,173	224	225
1953	98	0	0	0,001	0,041	0,076	98	98

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/ Morue- lingue	Sébaste pêché à la ligne et à l'hameçon	Nord de la C.-B.	Sud de la C.-B.	Côte de la C.-B.
1954	173	0	0	0,001	0,044	0,121	173	173
1955	189	0	0	0,001	0,020	0,201	188	189
1956	141	0	0	0,001	0,019	0,049	141	141
1957	144	0	0	0,004	0,036	0,201	144	144
1958	164	0	0	0,001	0,017	0,095	164	164
1959	245	0	0	0,002	0,020	0,207	245	245
1960	211	0	0	0,002	0,040	0,287	211	211
1961	248	0	0	0,002	0,042	0,324	248	248
1962	349	0	0	0,005	0,052	0,475	349	350
1963	242	0	0	0,004	0,101	0,208	242	242
1964	209	0	0	0,002	0,035	0,259	209	209
1965	1 215	0	0	0,001	0,026	636	579	1 215
1966	2 444	0	0	0,001	0,036	999	1 446	2 444
1967	1 409	0	0	0,002	0,052	482	927	1 409
1968	1 513	0	0	0,002	0,031	694	819	1 513
1969	1 196	0	0	0,003	0,071	266	930	1 196
1970	753	0	0	0,006	0,158	123	630	753
1971	701	0	0	0,004	0,115	203	498	701
1972	965	0	0	0,007	0,144	284	681	966
1973	1 168	0	0	0,005	0,086	223	944	1 168
1974	1 351	0	0	0,012	0,123	156	1 196	1 351
1975	753	0	0	0,009	0,172	117	636	753
1976	639	0	0	0,009	0,138	138	501	639
1977	845	0	0	0,011	0,164	507	338	845
1978	1 029	0	0	0,009	0,208	552	478	1 030
1979	710	0	0	0,017	0,208	217	493	710
1980	810	0	0	0,015	0,209	232	578	810
1981	818	0	0	0,013	0,152	229	589	818
1982	459	0,003	0	0,019	0,086	162	297	459
1983	578	0,002	0	0,019	0,109	184	394	578
1984	776	0,003	0	0,015	0,164	277	499	776
1985	1 143	0,008	0	0,020	0,355	518	626	1 144
1986	1 680	0,088	0,034	0,074	0,002	708	972	1 681
1987	1 697	0,107	0,030	0,113	0,065	464	1 234	1 698
1988	1 860	0,103	0,037	0,110	0	504	1 357	1 860
1989	1 657	0,090	0,038	0,078	0,106	346	1 311	1 658
1990	1 959	0,077	0,03	0,115	11	442	1 529	1 970
1991	1 694	0,060	0,034	0,080	8	231	1 471	1 702
1992	2 348	0,064	0,037	0,057	0,501	412	1 937	2 348
1993	1 974	0,096	0,041	0,037	1	533	1 442	1 975
1994	1 708	0,087	0,040	0,040	2	389	1 321	1 710
1995	1 558	0,105	0,039	0,076	3	231	1 330	1 562
1996	1 162	0,078	0,034	0,033	0,677	133	1 030	1 163
1997	1 147	0,096	0,041	0,025	1	128	1 020	1 148
1998	1 386	0,104	0,045	0,028	0,419	177	1 210	1 387
1999	1 182	0,098	0,046	0,038	0,663	197	986	1 183
2000	1 372	0,085	0,036	0,047	0,318	251	1 121	1 372
2001	1 174	0,083	0,034	0,039	4	224	955	1 179
2002	1 117	0,189	0,028	0,033	0,317	220	897	1 117
2003	1 142	0,094	0,022	0,041	0,323	228	915	1 143
2004	906	0,095	0,028	0,039	2	227	682	908
2005	978	0,111	0,047	0,038	0,823	135	844	979

Année	Chalut	Flétan	Morue charbonnière	Chien de mer/ Morue-lingue	Sébaste pêché à la ligne et à l'hameçon	Nord de la C.-B.	Sud de la C.-B.	Côte de la C.-B.
2006	737	0,077	0,002	0,007	0,233	126	612	737
2007	931	0,009	0	0,012	0,121	151	780	931
2008	868	0,419	0,001	0,004	0,056	136	732	868
2009	792	0,014	0	0,017	0,072	106	686	792
2010	620	0,045	0,004	0,017	0,047	79	541	620
2011	1 122	0,016	0,002	0,002	0,100	123	1 000	1 122
2012	992	0,045	0,001	0,012	0,089	145	847	992
2013	818	0,028	0	0,016	0,069	105	713	818
2014	778	0,020	0,001	0,002	0,077	162	616	778
2015	868	0,013	0	0,011	0,103	62	806	868
2016	865	0,029	0,001	0,002	0,173	92	773	865
2017	879	0,059	0,001	0	0,168	125	754	879

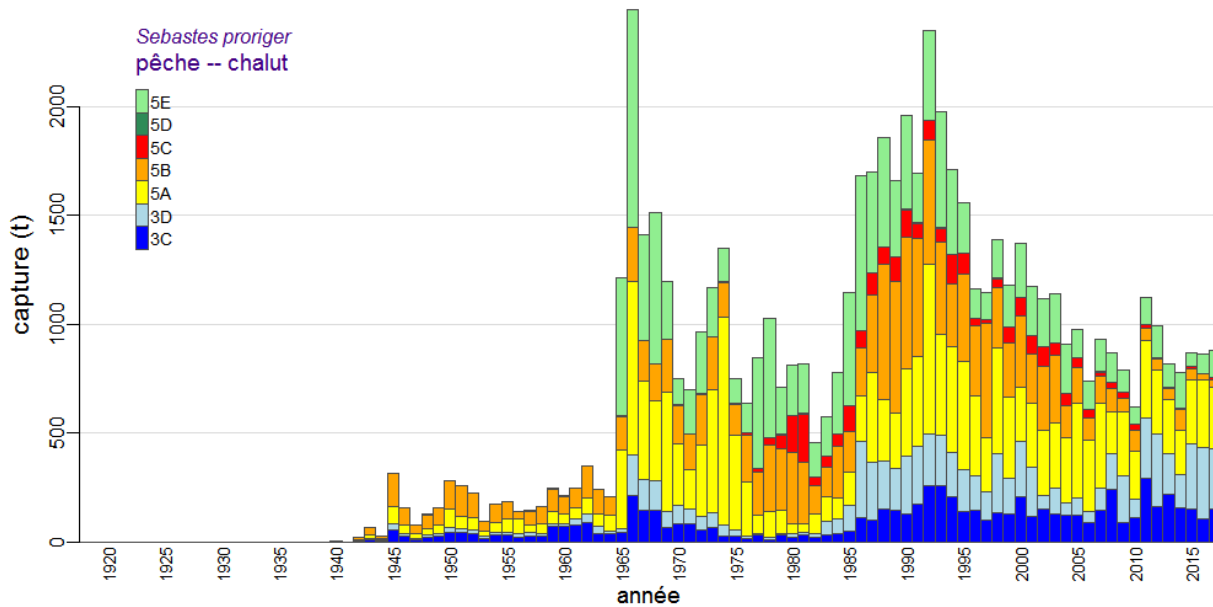


Figure A.4. Prises totales reconstituées (débarquements + rejets sélectifs) [en tonnes] de sébaste à raie rouge par la pêche au chalut dans les zones principales 3C à 5E de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Les prises des autres pêches étaient négligeables.



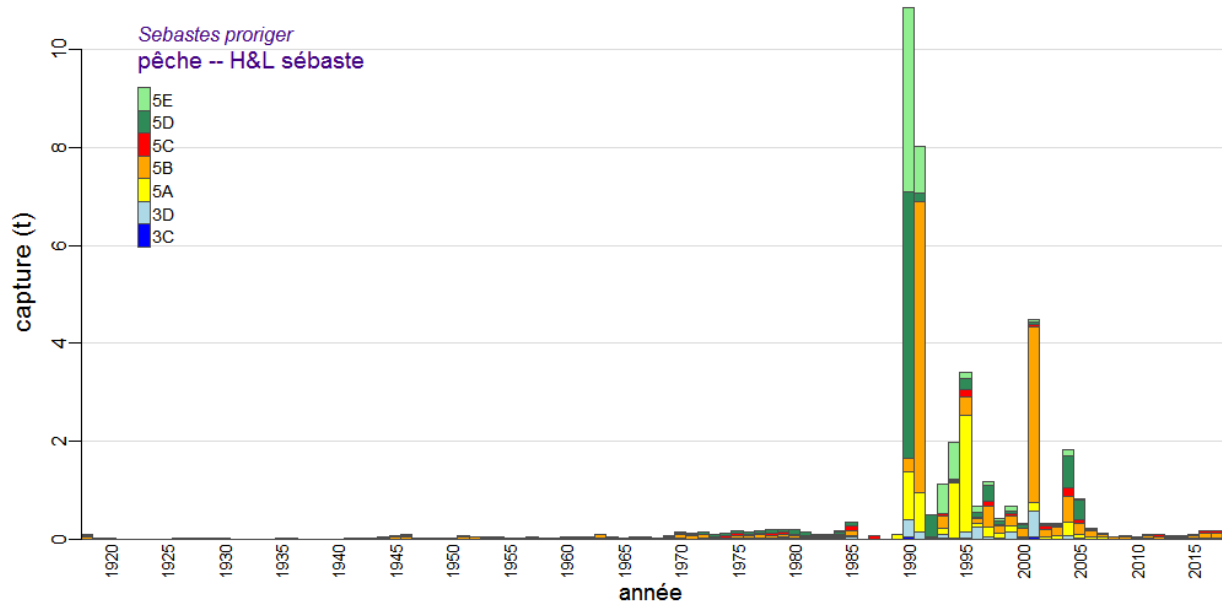


Figure A.5. Prises totales reconstituées (débarquées + rejets sélectifs) [en tonnes] de sébaste à raie rouge par la pêche à la ligne et à l'hameçon ZN dans les principales zones 3C à 5E des PMFC.

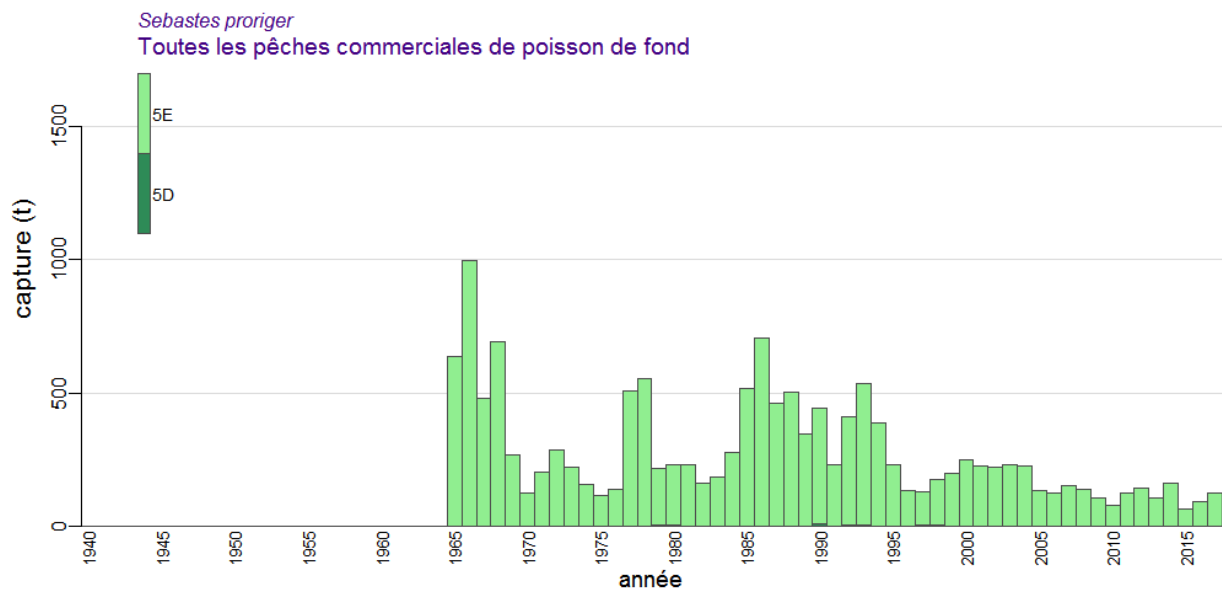


Figure A.6. Prises totales reconstituées (débarquements + rejets sélectifs) [en tonnes] de sébaste à raie rouge du stock du nord de la Colombie-Britannique par toutes les pêches de 1940 à 2017.

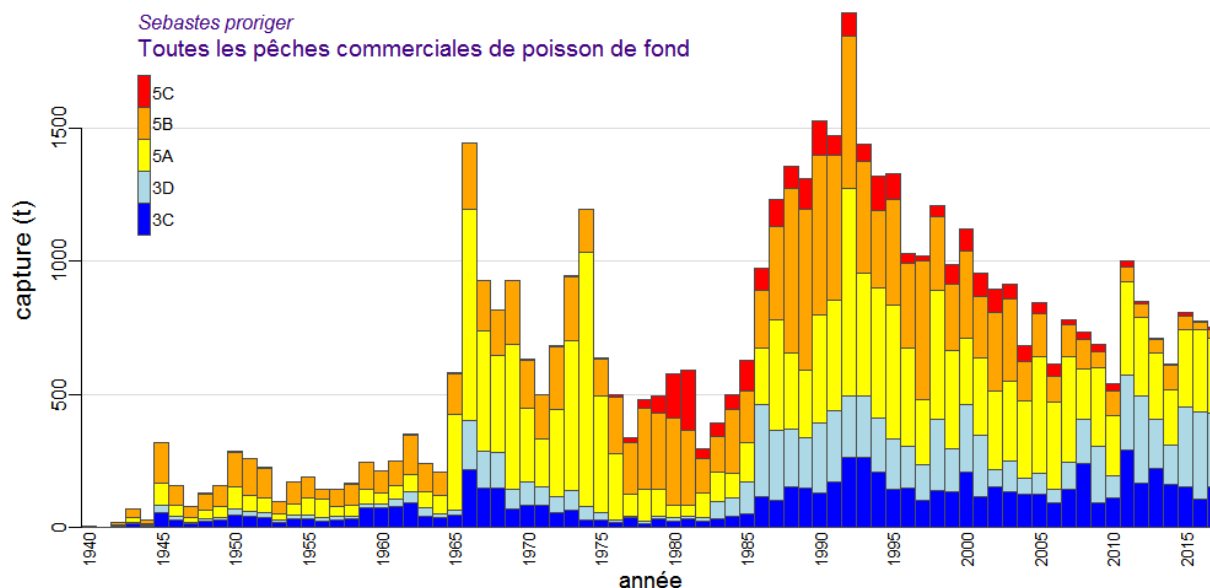


Figure A.7. Prises totales reconstituées (débarquements + rejets sélectifs) [en tonnes] de sébaste à raie rouge du stock du sud de la Colombie-Britannique par toutes les pêches de 1940 à 2017.

#### A.2.4. Adaptation de la politique sur les prises aux TAC des zones de la ZGPF

Les définitions des zones utilisées par la Section des sciences du poisson de fond du MPO (zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique) diffèrent quelque peu de celles utilisées par le Secteur de la gestion du poisson de fond du MPO, qui emploie les [secteurs de gestion des pêches du Pacifique](#) (SGPP). Les raisons de ces écarts varient selon les espèces, mais il arrive que ces deux secteurs répondent à des besoins différents. Pour la Direction des sciences, il est nécessaire de faire référence aux prises historiques en utilisant les zones déclarées de façon constante dans les bases de données et les registres des pêches. Les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique et de la zone de gestion du poisson de fond (ZGPF) sont similaires, mais pas identiques (Figure A.1).

La ZGPF fixe les totaux autorisés des captures (TAC) de sébaste à raie rouge pour les régions qui correspondent à peu près aux zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique le long de la côte de la Colombie-Britannique – 3C (TAC=178 t), 3D5AB (TAC=794 t), 5CD (TAC=339 t) et 5E (TAC=253 t). Dans la présente évaluation des stocks, nous proposons des tableaux de décision fondés sur des politiques de prises constantes pour deux stocks : nord de la Colombie-Britannique (5DE) et sud de la Colombie-Britannique (3CD5ABC). En fin de compte, c'est à la ZGPF qu'il appartient de décider comment mettre à jour les TAC existants à partir des tableaux de décision.

En supposant que les régions de TAC sont maintenues, l'algorithme suivant fournit une méthode sur la façon dont la politique sur les prises par stock pourrait être allouée aux régions de la ZGPF. La première décision concerne la répartition du TAC de la zone 5CD entre les zones 5C et 5D. Sur la base des cinq dernières années (de 2013 à 2017), les prises dans la zone 5C représentent en moyenne 98,4 % de celles de la zone 5CD (Tableau A.5). Ce pourcentage est utilisé pour répartir le TAC actuel de la zone 5CD de 339 t entre 334 t pour la zone 5C (partie du stock du sud de la Colombie-Britannique) et 5 t pour la zone 5D (partie du stock du nord de la Colombie-Britannique). On recalcule ensuite la proportion du TAC pour les zones de la ZGPF {3C, 3D5AB, 5C} (colonne « pTAC sud » dans le Tableau A.6) et {5D, 5E}. (colonne « pTAC nord » dans le Tableau A.6), et on applique ces ratios aux politiques sur les

prises sélectionnées. Par exemple, si la cible dans la politique sur les prises pour le stock du sud de la Colombie-Britannique est de 1 000 t pour la zone 3C de la ZGPF, le ratio proportionnel du TAC pour la zone 3C de la ZGPF, de 0,1363, donnera alors un TAC révisé de 136 t ( $0,1363 \times 1\,000$  t). De même, en supposant une cible de 500 t dans la politique sur les prises pour le stock du nord de la Colombie-Britannique, le TAC révisé pour la zone 5E de la ZGPF serait de  $0,9789 \times 500$  t = 489 t. La zone 3CD de la ZGPF utiliserait les deux politiques sur les prises :  $0,2555 \times 1\,000$  t +  $0,0211 \times 500$  t = 266 t.

*Tableau A.5. Prises de sébaste à raie rouge dans les zones 5C et 5D au cours des cinq dernières années dans la pêche combinée. La proportion des prises dans la zone 5C par rapport aux prises dans la zone 5CD est déclarée pour chaque année et on calcule la moyenne géométrique de ces taux.*

Année	5C (t)	5D (t)	5CD (t)	5C/5CD
2013	5,859	0,112	5,971	0,9812
2014	7,306	0,088	7,394	0,9881
2015	10,755	0,177	10,932	0,9838
2016	2,428	0,052	2,480	0,9789
2017	10,750	0,136	10,887	0,9875
Moyenne géométrique				0,9839

*Tableau A.6. Exemple de tableau de révision d'un TAC fondé sur une politique sur les prises de 1 000 t dans le stock du sud de la Colombie-Britannique et de 500 t dans le stock du nord de la Colombie-Britannique. Le TAC actuel pour la zone 5CD est réparti à raison de 98,4 % dans la zone 5C et de 1,6 % dans la zone 5D. On recalcule la proportion du TAC (pTAC) pour le sud et le nord afin de déterminer les TAC révisés pour les quatre régions de la ZGPF à partir des deux politiques sur les prises. TAC révisé pour la zone 5CD =  $0,2555 \times 1\,000$  t +  $0,0211 \times 500$  t = 266 t.*

Zone de la ZGPF	TAC 2017	pTAC	TAC sud	TAC nord	pTAC sud	pTAC nord	Stock de sébaste à raie rouge	Politique sur les prises	TAC révisé
3C	178	0,1138	178	-	0,1363	-	3CD5ABC	1 000	136
3D5AB	794	0,5077	794	-	-0,6082	-	-	-	608
5CD	339	0,2168	334	5	0,2555	0,0211	5DE	500	266
5E	253	0,1618	-	253	-	0,9789	-	-	489
Somme	1 564	1	1 306	258	1	1		1 500	1 500

Une autre solution pourrait consister à réviser la combinaison existante des zones de la ZGPF pour tenir compte des zones de stock actuelles utilisées dans la présente évaluation.

## A.2.5. Mises en garde

Les données disponibles sur les prises avant 1996 (première année du programme d'observateurs à bord) sont difficiles à utiliser dans un modèle d'évaluation des stocks sans une certaine forme d'interprétation, à la fois en raison de déclaration erronée (déclaration des prises d'une espèce en tant qu'autre espèce) ou de mauvaise identification des espèces, et de l'existence possible de rejets en mer parce que les prises dépassaient la limite de conservation. Bien qu'il y ait eu des rapports indiquant que les pêcheurs avaient mal déclaré l'emplacement des prises, ce problème n'est pas très important pour l'évaluation d'un stock à l'échelle de la côte. De plus, il y avait une importante pêche étrangère de sébaste dans les eaux de la Colombie-Britannique, pratiquée principalement par les États-Unis, l'Union soviétique et le Japon. Ces pays avaient tendance à déclarer leurs prises sous forme agrégée, regroupant généralement les sébastes en une seule catégorie. Ces pêches ont cessé après la déclaration de la limite de 200 milles marins par le Canada en 1977.

L'exactitude et la précision des séries de prises reconstituées reflètent de façon inhérente les problèmes associés à l'expansion d'une pêche commerciale : sorties déchargeant des prises sans information sur la zone, rejets non déclarés, enregistrement des prises d'une espèce en tant qu'autre espèce pour éviter les infractions aux quotas, développement de compétences en matière de systèmes de surveillance, modification des règlements, évolution des technologies de stockage des données, etc. Bon nombre de ces problèmes ont été résolus grâce à l'introduction des programmes d'observateurs à bord (mis en place en 1996 pour la flottille de chalutiers hauturiers), à la vérification à quai et aux quotas individuels de bateau échangeables (à partir de 1997) qui confèrent la propriété de la ressource au secteur des pêches.

La procédure ne reconstitue pas les prises par engin (p. ex. chalut de fond ou chalut pélagique). Bien qu'il soit possible d'ajouter cette dimension, cela signifierait de diviser les prises dans le temps en utilisant des ratios observés dans la pêche moderne qui ne représenteraient probablement pas l'activité historique par type d'engin (voir la section A.2.2 pour des mises en garde similaires concernant l'estimation des ratios pour reconstituer les prises d'une espèce à partir des prises totales de sébastes). Dans la présente évaluation, nous avons combiné les prises de sébaste à raie rouge au chalut de fond et au chalut pélagique parce que les données biologiques (annexe D) par type d'engin étaient insuffisantes pour soutenir deux flottilles dans le modèle de population et qu'il n'était pas possible de déterminer s'il y avait une différence démontrable de sélectivité. Le Tableau A.7 indique les prises au chalut déclarées (débarquements et prises non conservées) par type d'engin dans chacune des zones de stock de sébaste à raie rouge à partir de 1996.

*Tableau A.7. Prises au chalut (en tonnes) par type d'engin (chalut de fond, chalut pélagique) pour les deux stocks de sébaste à raie rouge à partir des années où l'activité de la flottille a été contrôlée par des observateurs à bord. CBN=nord de la Colombie-Britannique, CBS=sud de la Colombie-Britannique.*

Année	CBN		CBS	
	Fond	Pélagique	Fond	Pélagique
1996	127	0	519	498
1997	126	0	844	171
1998	173	1	878	328
1999	195	0	668	312
2000	248	3	958	161
2001	193	28	821	125
2002	205	13	654	238
2003	218	9	668	243
2004	216	8	466	211
2005	133	0	460	381
2006	118	5	441	166
2007	131	16	394	379
2008	132	0	487	238
2009	104	0	574	108
2010	73	4	415	121
2011	117	2	443	548
2012	142	0	590	250
2013	88	7	314	375
2014	153	6	411	200
2015	55	5	435	366
2016	87	0	427	334
2017	123	1	384	366

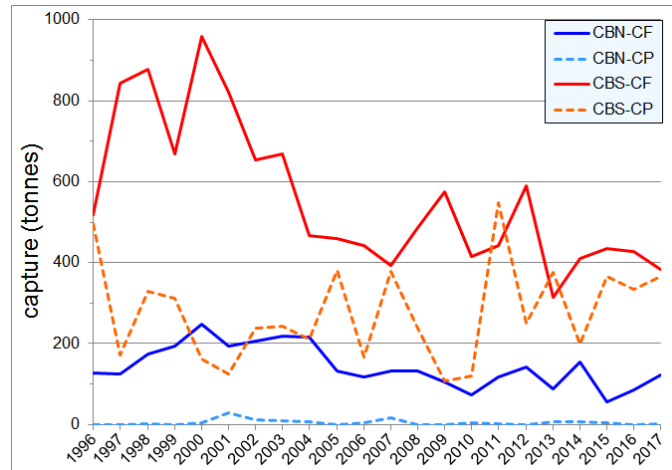


Figure A.8. Prises au chalut déclarées (débarquements et rejets sélectifs) de sébaste à raie rouge depuis la mise en œuvre du programme d'observateurs à bord en 1996. BCN=nord de la Colombie-Britannique, SBC =sud de la Colombie-Britannique, BT = chalut de fond, MW = chalut pélagique.

### A.3. RÉFÉRENCES – PRISES

Canada Dominion Bureau of Statistics. 1918-1950. Fisheries Statistics of Canada (British Columbia). Tech. rep., Canada Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, ON.

DFO. 2015. [Proceedings of the Pacific regional peer review on Stock assessment for Pacific Ocean Perch in areas 3CD and 5DE \(British Columbia\); and A Simultaneous stock assessment of five rockfishes in British Columbia waters: Splitnose, Greenstriped, Redstripe, Harlequin and Sharpchin Rockfish: November 6-9, 2012](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2015/065. vi + 44 pp.

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 pp.

Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014b. [Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 pp.

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.

Gunderson, D.R., Westrheim, S.J., Demory, R.L. and Fraidenburg, M.E. 1977. [The status of Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stocks off British Columbia, Washington, and Oregon in 1974](#). Fish. Mar. Serv. Tech. Rep. 690: iv + 63 pp.

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 pp.

Ketchen, K.S. 1976. [Catch and effort statistics of the Canadian and United States trawl fisheries in waters adjacent to the British Columbia coast 1950-1975](#). Fisheries and Marine Service, Nanaimo, BC, Data Record 6.

Ketchen, K.S. 1980a. [Assessment of groundfish stocks off the west coast of Canada \(1979\)](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 185: xvii + 213 pp.

- 
- Ketchen, K.S. 1980b. [Reconstruction of Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stock history in Queen Charlotte sound. Part I. Estimation of foreign catches, 1965–1976](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1570: iv + 46 pp.
- 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.
- Schnute, J.T., Olsen, N. and Haigh, R. 1999. [Slope rockfish assessment for the west coast of Canada in 1999](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 1999/184. 104 pp.
- Wallace, S., Turriss, B., Driscoll, J., Bodtker, K., Mose, B. and Munro, G. 2015. Canada's Pacific groundfish trawl habitat agreement: A global first in an ecosystem approach to bottom trawl impacts. Mar. Pol. 60: 240-248.
- Westrheim, S.J., Gunderson, D.R. and Meehan, J.M. 1972. [On the status of Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stocks off British Columbia, Washington, and Oregon in 1970](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 326: 48 pp.
- Yamanaka, K.L., McAllister, M.M., Etienne, M.P., Edwards, A.M. and Haigh, R. 2018. [Assessment for the outside population of Yelloweye Rockfish \(\*Sebastes ruberrimus\*\) for British Columbia, Canada in 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/001. ix + 150 pp.

---

## ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT

### B.1. INTRODUCTION

La présente annexe résume le calcul des indices de l'abondance relative du sébaste à raie rouge (sébaste à raie rouge) à partir des relevés au chalut de fond suivants :

- un ensemble de relevés historiques effectués dans le canyon de l'île Goose, dans le bassin de la Reine-Charlotte (section B.3);
- le relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) effectué au large de la moitié méridionale de l'île de Vancouver (section B.4);
- le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (section B.4);
- le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (section B.6);
- le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (section B.7);
- le relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii (section B.8).

Seuls les relevés utilisés dans l'évaluation des stocks de sébaste à raie rouge sont présentés. Les relevés plurispécifiques dans le détroit d'Hécate et les relevés sur la crevette de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le bassin de la Reine-Charlotte ont été omis parce que le sébaste à raie rouge est présent de manière sporadique dans ces relevés ou que la couverture, spatiale ou par profondeur, était incomplète, ce qui fait que ces relevés étaient peu appropriés pour fournir une série fiable sur l'abondance de l'espèce.

### B.2. MÉTHODES D'ANALYSE

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

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

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

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

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

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

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

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

$w$  = largeur moyenne du filet (km).

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

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

où  $C_{yij}$  = poids des prises (kg) pour le trait  $j$ , la strate  $i$ , l'année  $y$ ;  
 $D_{yij}$  = 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 est alors la somme du produit des densités de la CPUE et des superficies au fond de toutes les strates  $m$  :

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

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 :

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

où  $\sigma_{yi}^2$  = 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) de l'estimation de la biomasse annuelle pour l'année  $y$  est le suivant :

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

### 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 de fond historiques étaient disponibles pour 12 années pendant la période 1965-1995. Les deux premiers de ces relevés, en 1965 et 1966, étaient étendus : celui de 1965 partait de près de San Francisco jusqu'à mi-chemin de la bande côtière de l'Alaska (Westheim 1966a, 1967b). Celui de 1966 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 (Westrheim 1966b, 1967b). 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). C'est pourquoi ces relevés ne sont pas inclus dans la série.

Les relevés de 1967 (graphique de gauche : figure B.1) et de 1969 (graphique de gauche : Figure B.2) [Westrheim 1967a, 1969; Westrheim *et al.* 1968] ont également effectué des traits sur la côte ouest de l'île de Vancouver, sur la côte ouest de Haïda Gwaii et dans 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). Le relevé de 1971 (graphique de gauche : Figure B.3) était entièrement limité au canyon de l'île Goose (Harling *et al.* 1971), tandis que ceux de 1973 (graphique de gauche : Figure B.4), 1976 (graphique de gauche : Figure B.5) et 1977 (graphique de gauche : Figure B.6) couvraient à la fois les canyons de l'île Goose et de Mitchell dans le bassin de la Reine-Charlotte (Harling *et al.* 1973; Westrheim *et al.* 1976; Harling et Davenport 1977).

Un relevé de 1979 (Nagtegaal et Farlinger 1980) a été confié à un bateau de pêche commerciale (*Southward Ho*, Tableau B.1), et la distribution des traits était très différente de celle des relevés précédents et suivants (graphique non fourni; voir la figure C5 dans Edwards *et al.* 2012). La distribution des traits par profondeur était également différente de celle des autres relevés (Tableau B.2). Le plan de ce relevé était par conséquent très différent et ce relevé n'a donc pas été inclus dans la série chronologique.

Le relevé de 1984 a été effectué par deux navires : le *G.B. Reed* et le *Eastward Ho* (Nagtegaal *et al.* 1986). Une partie du plan 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 – Greg 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 ([graphique de gauche] : Figure B.7). Les deux bateaux ont néanmoins opéré dans des zones plus contiguës dans le canyon de Mitchell (immédiatement vers le nord). Si l'on compare (à l'aide d'une simple analyse de la variance) les taux de prise des deux bateaux stratifiés en fonction de la profondeur, pour le sébaste à longue mâchoire (la principale espèce visée par les relevés) dans le canyon de l'île Goose seulement, 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'analyse de la variance 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.

On a modifié le plan du relevé de 1994, également effectué par un navire commercial (*Ocean Selector*, Tableau B.2) [graphique de gauche : Figure B.8], en retirant 19 traits qui faisaient partie d'une expérience acoustique et qui n'ont donc pas été jugés appropriés pour l'estimation de la biomasse (il s'agissait de traits servant à estimer la composition par espèces des bancs exposés au bruit). Bien que ce relevé ait été conçu pour imiter le plus fidèlement possible les

relevés précédents réalisés par le *G.B. Reed* en ce qui concerne le choix de l'emplacement des traits (mêmes emplacements des traits fixes, *G. Workman*, MPO, comm. pers.), il a été effectué environ deux à trois mois plus tôt que les relevés précédents (à partir de la mi-juin plutôt qu'en août ou septembre, Tableau B.3).

Le relevé de 1995 a été mené par deux bateaux de pêche commerciale : l'*Ocean Selector* et le *Frosti* (Tableau B.2), selon une conception à stratification aléatoire dans laquelle chaque bateau reproduisait chaque trait (*G. Workman*, MPO, comm. pers.). Ce type de plan était entièrement différent de celui utilisé dans les relevés précédents. De plus, ce relevé visait principalement le sébaste à longue mâchoire et les traits avaient été optimisés pour capturer cette espèce. Étant donné la différence de plan (stations aléatoires plutôt que fixes), ce relevé n'a pas été utilisé dans l'évaluation des stocks.

Comme les lieux de pêche du canyon de l'île Goose étaient la seule zone régulièrement surveillée par ces relevés, les traits exécutés entre les latitudes de 50.9° N et 51.6° N pendant les sept années de relevés acceptables, couvrant la période comprise entre 1967 et 1984, ont servi à calculer l'indice de la population de sébaste à raie rouge (Tableau B.1).

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

Année du relevé	<i>G.B. Reed</i>		<i>Southward Ho</i>		<i>Eastward Ho</i>		<i>Ocean Selector</i>		<i>Frosti</i>	
	Autre	Canyon de l'île Goose	Autre	Canyon de l'île Goose	Autre	Canyon de l'île Goose	Autre	Canyon de l'île Goose	Autre	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 total de traits par intervalle de profondeur de 20 brasses (en mètres) dans le canyon de l'île Goose et dans les autres zones (autre), par année de relevé, pour les 12 relevés historiques (1965 à 1995). Les années de relevé en gris n'ont pas été utilisées dans l'évaluation. Certains des traits de la partie du canyon de l'île Goose (CIG) dans le tableau ont des codes d'utilisation autres que 0, 1, 2 ou 6.

#### Zones autres que le CIG

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

### Canyon de l'île Goose

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

Pour ces relevés, la stratification initiale en fonction de la profondeur était prévue à des intervalles de 20 brasses (36,1 m), allant de 36 à 300 brasses (66 à 549 m). Pour l'analyse, ces strates de profondeur ont été combinées en trois plages qui englobaient la plupart des profondeurs utilisées par le sébaste : 120-183 m, 184-218 m et 219-300 m, pour un total de 332 traits pendant les huit années de relevé acceptées (Tableau B.3).

Tableau B.3. Nombre de traits disponibles par année de relevé et strate de profondeur pour l'analyse de la série de relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose. L'année de relevé en gris n'a pas été utilisée dans l'évaluation des stocks de sébaste à raie rouge.

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

Tableau B.4. Estimations de la biomasse de sébaste à raie rouge tirées des relevés au chalut historiques dans le canyon de l'île Goose pour les années 1967 à 1995. Les estimations de la biomasse reposent sur trois strates de profondeur (Tableau B.3), en supposant que les traits du relevé étaient choisis de manière aléatoire dans ces zones. Les intervalles de confiance avec correction du biais d'auto-amorçage et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [B.4]	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	629	647	75	1 837	0,746	0,782
1969	445	433	137	1 063	0,515	0,526
1971	44	44	13	99	0,501	0,513
1973	786	798	49	1 977	0,645	0,644
1976	836	838	132	2 137	0,589	0,588
1977	435	434	176	793	0,349	0,351
1984	473	476	177	810	0,348	0,363
1994	1 110	1 103	90	3 036	0,664	0,662

La densité de l'écartement des portes (B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à raie rouge, 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 le plan prévoyait des traits d'une demi-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 raie rouge ont été pêchés dans le canyon de l'île Goose indiquent que l'espèce est présente principalement dans les parties extérieures du canyon la plupart des années, avec des observations dans la branche sud-est du canyon certaines années (voir les figures B.1 à Figure B.8). Les prises de sébaste à raie rouge étaient relativement fréquentes et en petites quantités, 140 des 332 traits valides ayant capturé l'espèce, avec un poids médian des captures de 6,1 kg. Le plus gros trait valide de sébastes à raie rouge sur le plan du poids était un trait de 832 kg en 1994. Les sébastes à raie rouge ont été pêchés surtout à des profondeurs comprises entre 150 et 207 m (quantiles de 5 % et 95 % de la distribution empirique de la profondeur de départ), avec des profondeurs minimale et maximale observées de 143 et 287 m, respectivement (Figure B.9).

Les niveaux estimés de la biomasse de sébaste à raie rouge dans le canyon de l'île Goose d'après les relevés historiques au chalut étaient variables, la biomasse maximale ayant été enregistrée en 1994 (à 1 110 t) et la biomasse minimale en 1971 (à 44 t) [Figure B.10; Tableau B.4]. Les erreurs relatives des relevés sont modérées pour cette espèce, allant d'un minimum de 0,35 en 1977 et 1984 à 0,78 en 1967 (Tableau B.4). La proportion de traits qui ont capturé des sébastes à raie rouge variait d'une année à l'autre, de 20 % à 71 % des traits (Figure B.11). Dans l'ensemble, 140 traits sur un total de 332 traits valides (42 %) contenaient des sébastes à raie rouge.

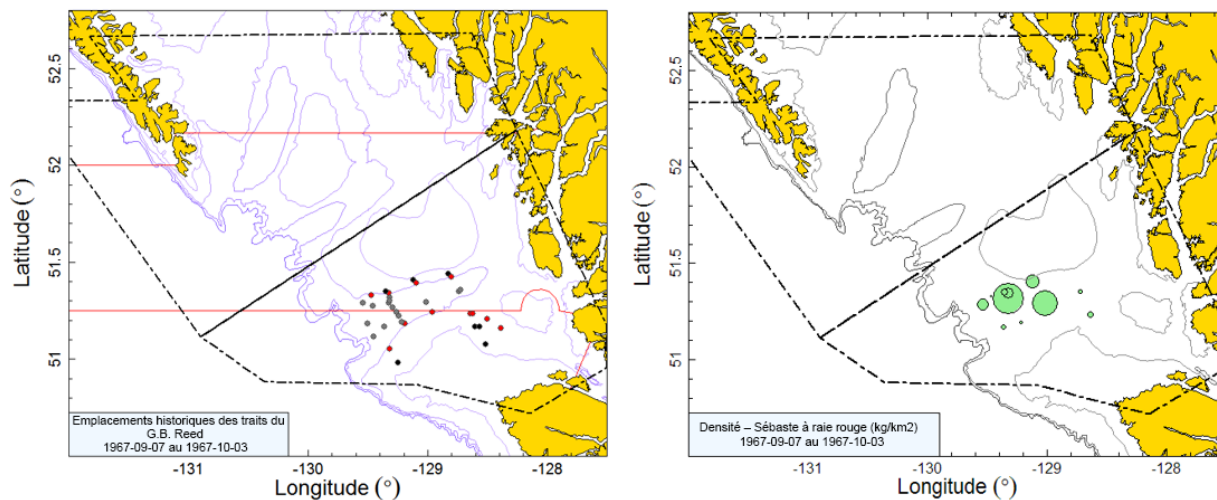


Figure B.1. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé historique de 1967 dans le canyon de l'île Goose. Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la tranche d'eau : noir=120-183 m; rouge=184-218 m; gris=219-300 m. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (1967, 1969, 1971, 1973, 1976, 1977, 1984 et 1994), le plus grand cercle étant de 3 377 kg/km<sup>2</sup> en 1994. Les lignes de démarcation noires indiquent l'étendue du relevé synoptique moderne dans le bassin de la Reine-Charlotte, alors que les lignes pleines rouges représentent les limites entre les zones 5A, 5B et 5C de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

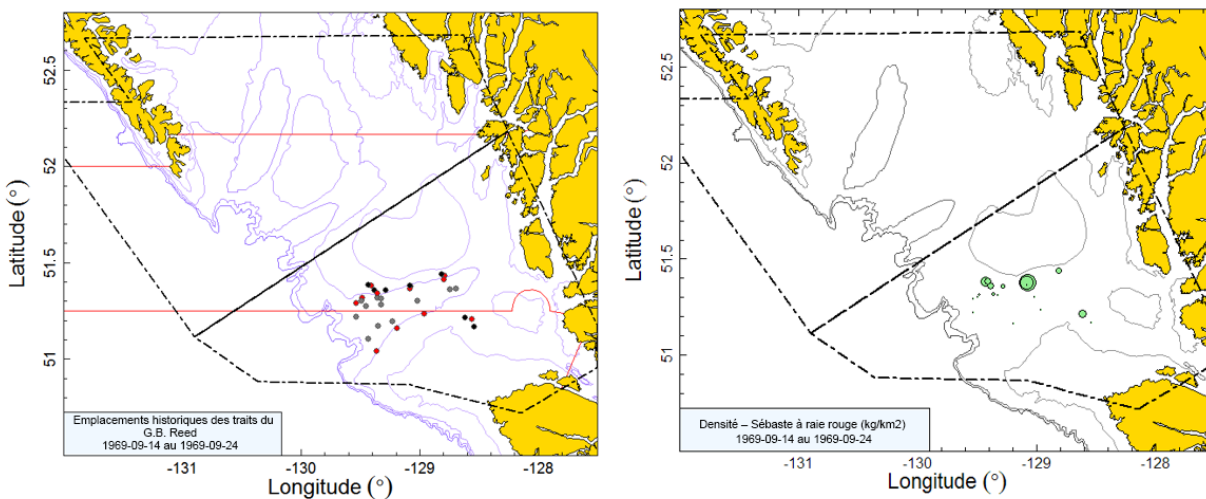


Figure B.2. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1969 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B.1).

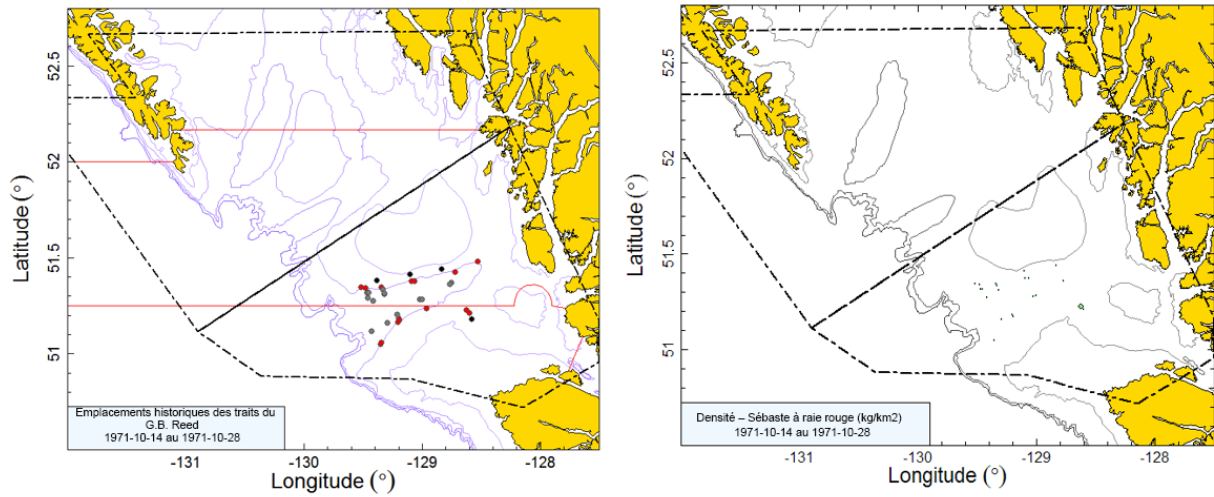


Figure B.3. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1971 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B.1).

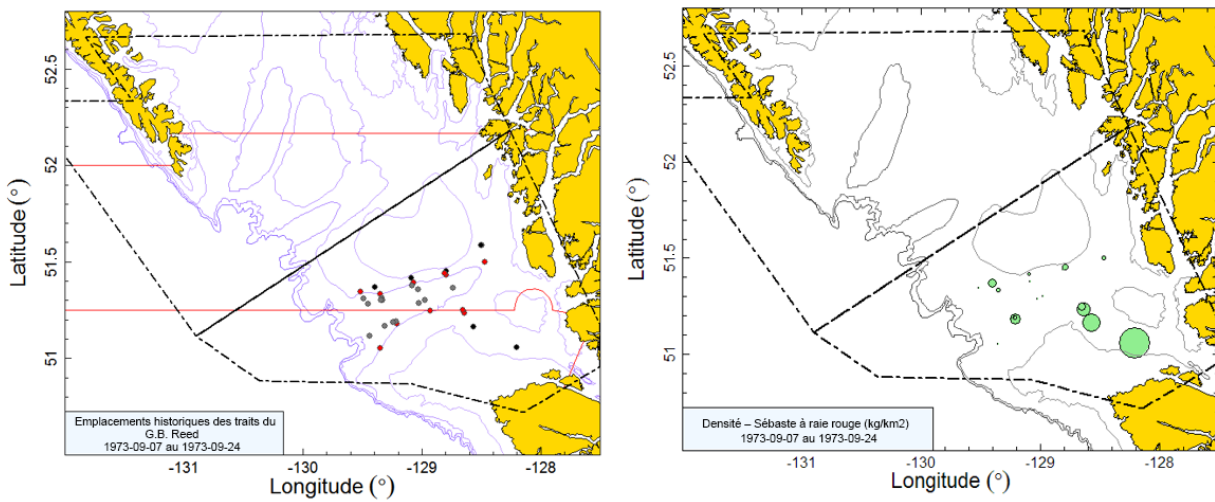


Figure B.4. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1973 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B.1).

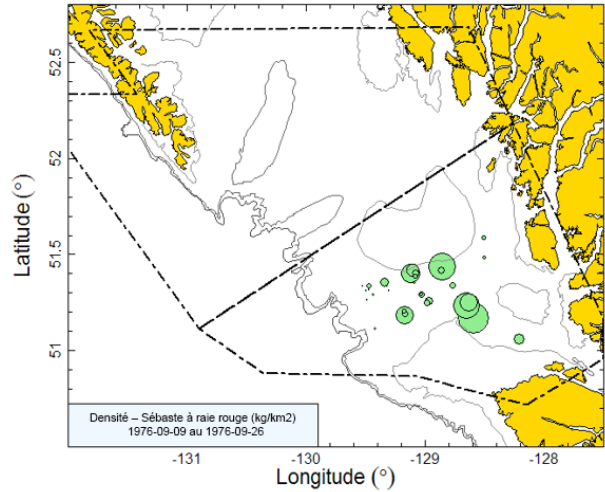
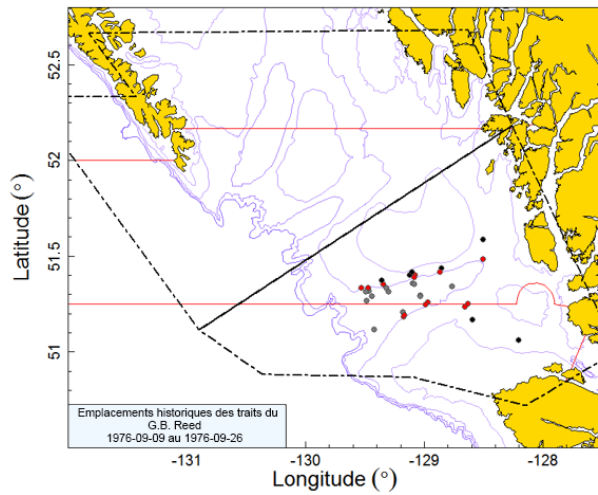


Figure B.5. Graphiques des emplacements et de la densité des traits pour le relevé historique de 1976 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B. 1).

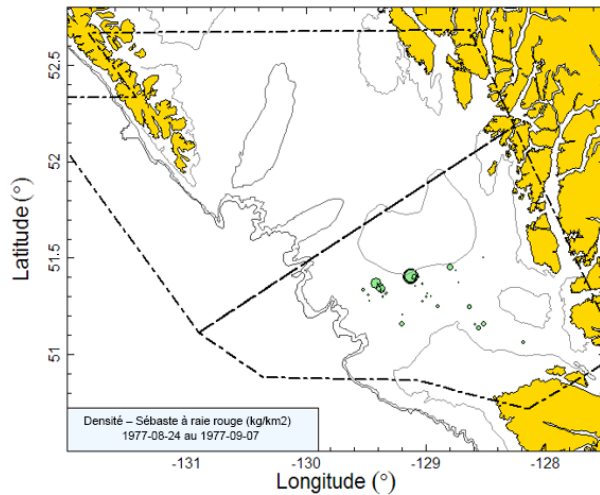
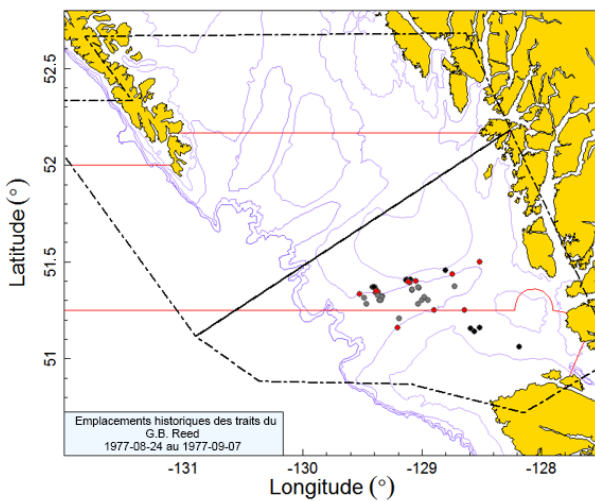


Figure B.6. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1977 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B. 1).

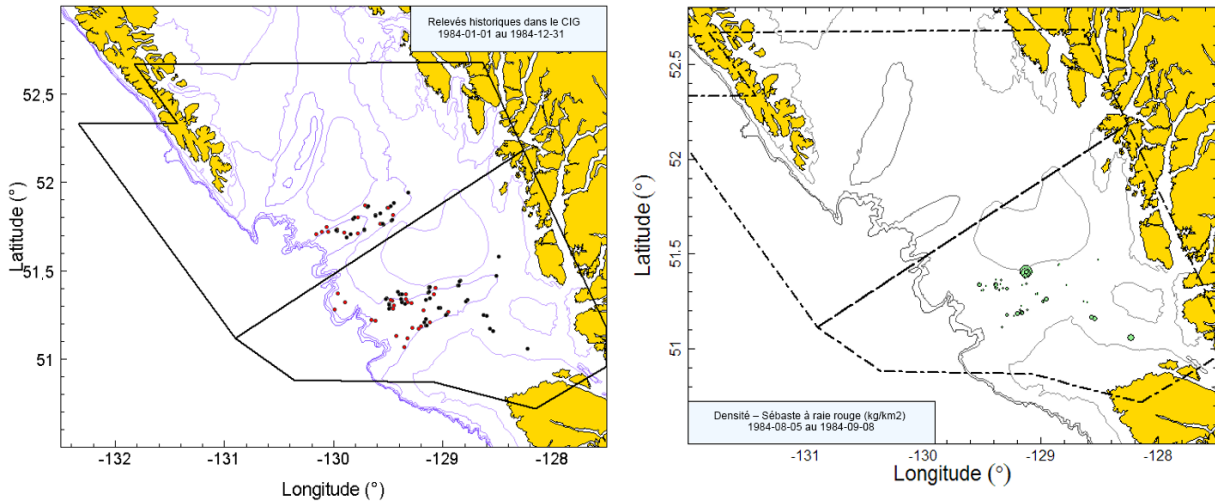


Figure B.7. Graphique de gauche : Les couleurs de l'emplacement des traits indiquent le bateau de pêche plutôt que la profondeur : noir=G.B. Reed; rouge=Eastward Ho. D'autres lieux de pêche utilisés par les bateaux dans le canyon de Mitchell sont également indiqués. Graphique de droite : tracé de la densité pour le relevé historique de 1984 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B.1).

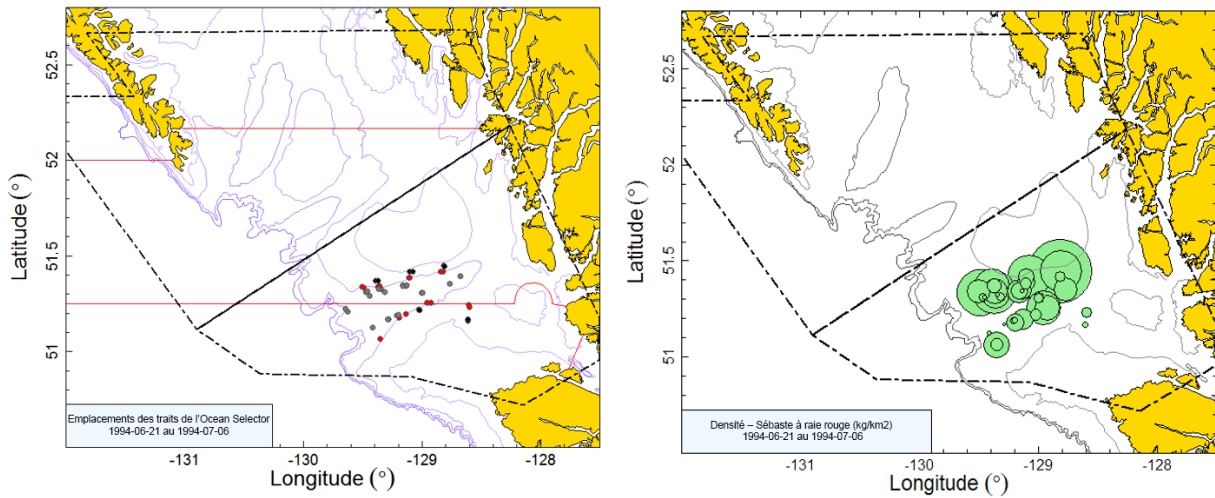
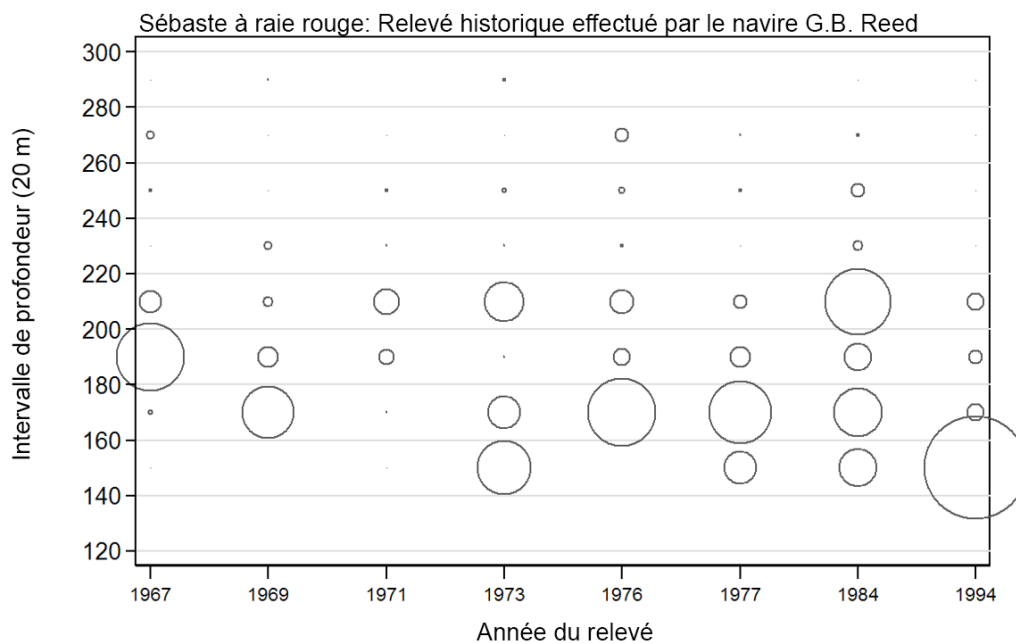


Figure B.8. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1994 dans le canyon de l'île Goose (voir la légende de la figure B.1).





Taille du cercle maximal= 1040 kg

Figure B.9. Distribution des poids observés des prises de sébaste à raie rouge pour les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose (Tableau B.3) par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les tranches de profondeur sont indiquées par le point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (1 040 kg) dans la tranche de 140-160 m en 1994. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de sébaste à raie rouge sont de 148 m et 242 m, respectivement.

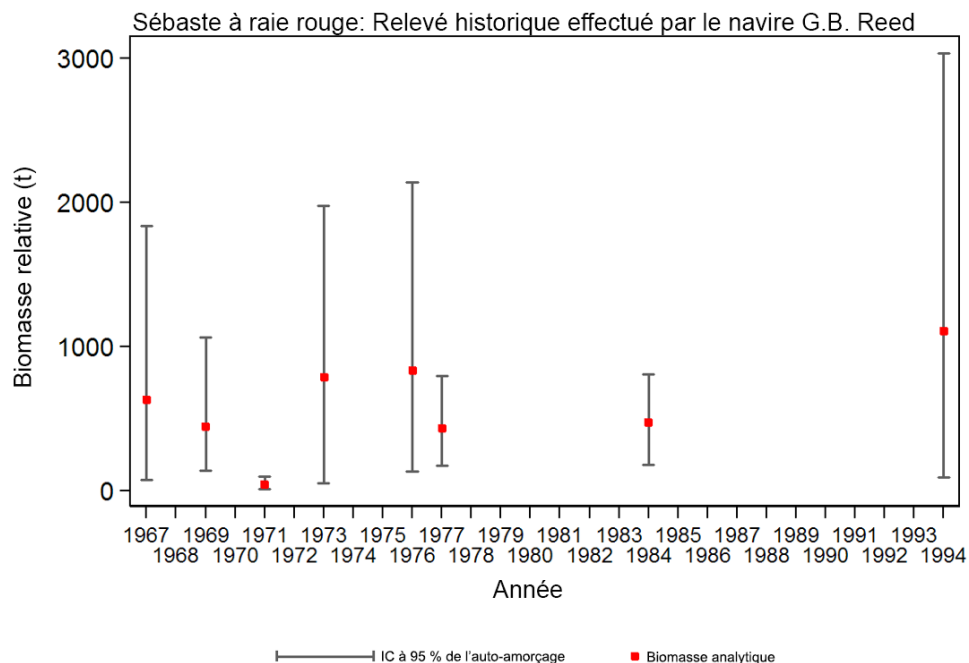


Figure B.10. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour les relevés historiques sur le sébaste à raie rouge dans le canyon de l'île Goose : 1967 à 1994 (valeurs fournies dans le Tableau B.4). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

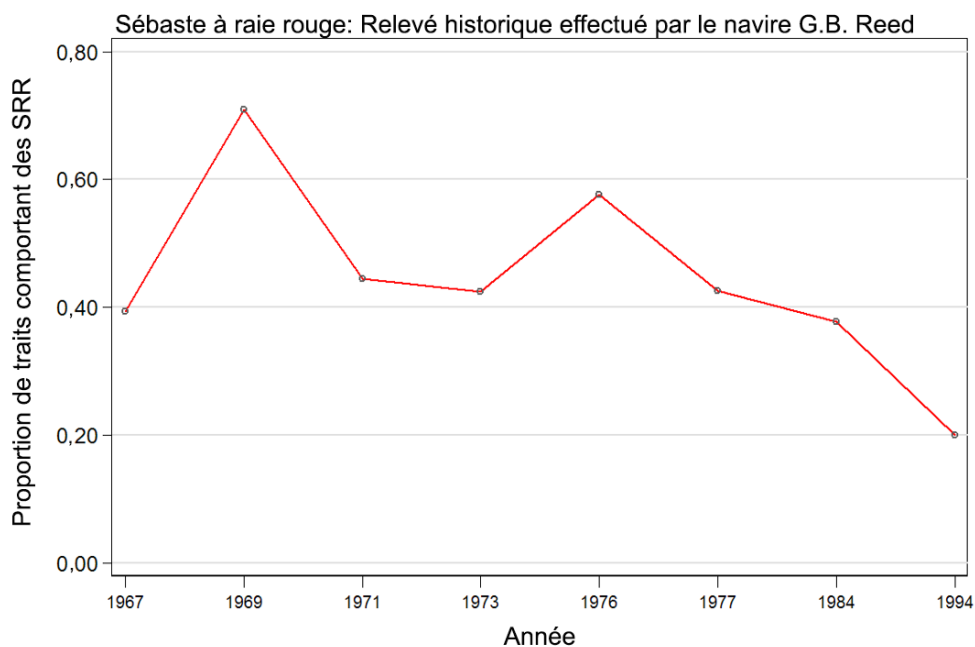


Figure B.11. Proportion de traits par année qui remontent des sébastes à raie rouge dans les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose : 1967 à 1995.

## B.4. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DU NMFS

### B.4.1. Sélection des données

Mark Wilkins (NMFS, comm. pers.) a fourni les données trait par trait du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) couvrant la région de Vancouver de la Commission internationale des pêches du Pacifique Nord (CIPPN) pour les sept années où le relevé a été effectué dans les eaux de la Colombie-Britannique (Tableau B.5; 1980 : Figure B.12; 1983 : Figure B.13; 1989 : Figure B.14; 1992 : Figure B.15; 1995 : Figure B.16; 1998 : Figure B.17; 2001 : Figure B.18). Le NMFS a assigné ces traits aux strates, mais la taille et la définition des strates ont changé au cours du relevé (Tableau B.6). La base de données des relevés du NMFS indiquait également dans quel pays le trait se trouvait. Ces renseignements ont été tracés et comparés à la frontière maritime acceptée entre le Canada et les États-Unis : tous les traits semblaient correctement situés par rapport au pays d'après leur position de départ (Figure B.12 à Figure B.18). Les désignations du NMFS ont été acceptées pour les traits situés près de la frontière maritime.

Pour tous les traits utilisables, la largeur médiane du filet était (avec les quantiles de 1-99 %) de 13,4 m (11,3-15,7 m) et la distance médiane parcourue de 2,8 km (1,4-3,5 km), ce qui permet de calculer la superficie balayée par chaque trait. Les indices de la biomasse et les coefficients de variation analytiques correspondants pour le sébaste à raie rouge ont été calculés pour l'ensemble de la région de Vancouver de la CIPPN et pour chacune des sous-régions de Vancouver au Canada et aux États-Unis, à l'aide des estimations de superficie appropriées pour chaque strate et année (Tableau B.6). Les strates qui n'ont pas fait l'objet d'un relevé régulier au cours des sept années du relevé ont été retirées de l'analyse (Tableau B.5; Tableau B.6), ce qui a produit un ensemble comparable de données pour chaque année à partir des données restantes (Tableau B.7).

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

Numéro de la strate	1980		1983		1989		1992		1995		1998		2001	
	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.
10	-	17	-	7	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11	48	-	-	39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12	-	-	38	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
17N	-	-	-	-	-	8	-	9	-	8	-	8	-	8
17S	-	-	-	-	-	27	-	27	-	25	-	26	-	25
18N	-	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-
18S	-	-	-	-	-	32	-	23	-	12	-	20	-	14
19N	-	-	-	-	58	-	53	-	55	-	48	-	33	-
19S	-	-	-	-	-	4	-	6	-	3	-	3	-	3
27N	-	-	-	-	-	2	-	1	-	2	-	2	-	2
27S	-	-	-	-	-	5	-	2	-	3	-	4	-	5
28N	-	-	-	-	1	-	1	-	2	-	1	-	-	-
28S	-	-	-	-	-	6	-	9	-	7	-	6	-	7
29N	-	-	-	-	7	-	6	-	7	-	6	-	3	-
29S	-	-	-	-	-	3	-	2	-	3	-	3	-	3
30	-	4	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
31	7	-	-	11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
32	-	-	5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
37N	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	-	1

Numéro de la strate	1980		1983		1989		1992		1995		1998		2001	
	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.	CAN	É.-U.
37S	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	1	-	1
38N	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-
38S	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	-	-	3
39	-	-	-	-	-	-	-	-	6	-	4	-	2	-
50	-	5	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
51	4	-	-	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
52	-	-	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Total	59	26	47	70	67	87	61	79	71	68	59	74	38	72

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

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

Année	Numéro de la strate	Superficie (km <sup>2</sup> )	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Tranche d'eau
1980	10	3 537	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1980	11	6 572	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	55-183 m
1980	30	443	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1980	31	325	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	184-219 m
1980	50	758	47°30	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	220-366 m
1980	51	503	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	220-366 m
1983	10	1 307	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1983	11	2 230	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1983	12	6 572	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	55-183 m
1983	30	66	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1983	31	377	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	184-219 m
1983	32	325	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	184-219 m
1983	50	127	47°30	47°55	É.-U.	Vancouver	220-366 m

Année	Numéro de la strate	Superficie (km <sup>2</sup> )	Début	Fin	Pays	Zone de la CIPPN	Tranche d'eau
1983	51	631	47°55	Frontière canado-américaine	É.-U.	Vancouver	220-366 m
1983	52	503	Frontière canado-américaine	49°15	CAN	Vancouver	220-366 m
1989 et après	17N	1 033	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	17S	3 378	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	55-183 m
1989 et après	18N	159	47°50	48°20	CAN	Vancouver	55-183 m
1989 et après	18S	2 123	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	19N	8 224	48°20	49°40	CAN	Vancouver	55-183 m
1989 et après	19S	363	48°20	49°40	É.-U.	Vancouver	55-183 m
1989 et après	27N	125	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	27S	412	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	184-366 m
1989 et après	28N	88	47°50	48°20	CAN	Vancouver	184-366 m
1989 et après	28S	787	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1989 et après	29N	942	48°20	49°40	CAN	Vancouver	184-366 m
1989 et après	29S	270	48°20	49°40	É.-U.	Vancouver	184-366 m
1995 et après	37N	102	47°30	47°50	É.-U.	Vancouver	367-500 m
1995 et après	37S	218	46°30	47°30	É.-U.	Columbia	367-500 m
1995 et après	38N	66	47°50	48°20	CAN	Vancouver	367-500 m
1995 et après	38S	175	47°50	48°20	É.-U.	Vancouver	367-500 m

*Tableau B.7. Nombre de traits utilisables effectués et superficie du relevé dans la région de Vancouver de la CIPPN, séparée par la frontière internationale entre le Canada et les États-Unis. Les strates 18N, 28N, 37, 38 et 39 (Tableau B.6) ont été retirées de l'analyse parce qu'elles n'ont pas été couvertes régulièrement au cours de la période du relevé. Toutes les strates présentes dans la région de Columbia de la CIPPN (17S et 27S; Tableau B.6) ont également été omises.*

Année du relevé	Nombre de traits			Superficie du relevé (km <sup>2</sup> )		
	Eaux canadiennes	Eaux américaines	Total	Eaux canadiennes	Eaux américaines	Total
1980	59	26	85	7 399	4 738	12 137
1983	47	70	117	7 399	4 738	12 137
1989	65	55	120	9 166	4 699	13 865
1992	59	50	109	9 166	4 699	13 865
1995	62	35	97	9 166	4 699	13 865
1998	54	42	96	9 166	4 699	13 865
2001	36	37	73	9 166	4 699	13 865
Total	382	315	697	—	—	—

---

### B.4.2. Méthodes

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

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

où  $A_{y_{ic}}$  = superficie (km<sup>2</sup>) dans le pays  $c$ , l'année  $y$ , dans la strate  $i$ .

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

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

On a utilisé la variance partielle  $V_{y_{ic}}$  pour le pays  $c$  dans l'équation B.5 au lieu de la variance totale dans la strate  $V_{y_i}$  pour calculer la variance de la biomasse totale dans les eaux canadiennes ou américaines. Les coefficients de variation ont été calculés comme dans l'équation B.6.

Les estimations de la biomasse dans l'équation B.4 et les erreurs-types correspondantes ont été ajustées à une superficie constante couverte à l'aide des ratios de superficie du relevé fournis dans le Tableau B.7. Cela était nécessaire pour ajuster les estimations de la biomasse au Canada pour 1980 et 1983 afin de tenir compte de la superficie du relevé plus petite ces années-là par rapport aux relevés subséquents. On a donc multiplié les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes pour 1980 et 1983 par le rapport 1,24 (= 9 166 km<sup>2</sup>/7 399 km<sup>2</sup>) pour les rendre équivalentes à la couverture des relevés effectués à partir de 1989.

Les estimations de la biomasse ont été auto-amorcées pour 1 000 tirages aléatoires avec remplacement afin d'obtenir des intervalles de confiance à 95 % avec correction du biais (Efron 1982) pour chaque année et trois régions (région totale de Vancouver, Vancouver-Canada seulement et Vancouver-États-Unis seulement) selon la distribution des estimations de la biomasse et à l'aide des équations ci-dessus.

### B.4.3. Résultats

Le sébaste à raie rouge se caractérise par le fait que la plupart des prises sont effectuées le long du rebord du plateau et dans le profond canyon du détroit Juan de Fuca (p. ex. Figure B.12 et Figure B.13). On a obtenu une estimation plus cohérente de la biomasse en excluant les strates profondes qui n'étaient pas couvertes dans les premiers relevés (Tableau B.6). La Figure B.19 montre que l'espèce se trouvait principalement entre 112 et 229 m (quantiles de 1 à

99 % de [bottom\_depth] ), avec des observations peu fréquentes à des profondeurs plus grandes, ce qui signifie que les strates plus profondes (>367 m) ne sont pas nécessaires pour surveiller le sébaste à raie rouge. Il convient de noter que les strates profondes qui n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse sont incluses sur la Figure B.19.

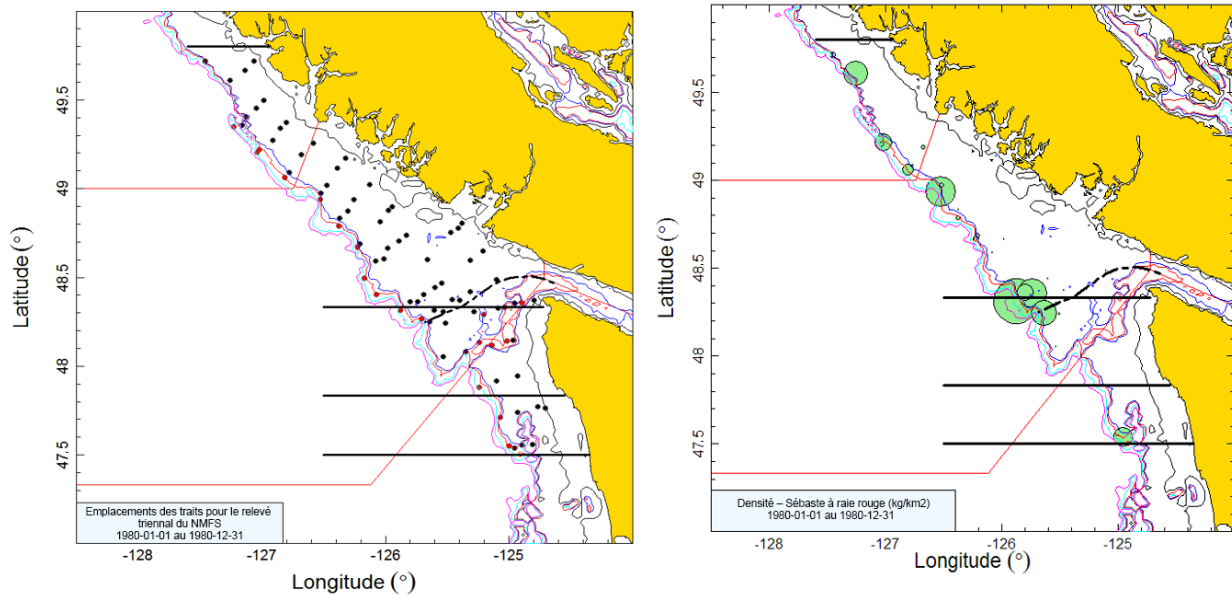


Figure B.12. Graphique de gauche : Tracé de l'emplacement des traits dans la région de Vancouver de la CIPPN pour le relevé triennal de 1980 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes. Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la tranche d'eau : noir=55-183 m; rouge=184-366 m; gris=367-500 m. La ligne en pointillés indique la position approximative de la frontière maritime entre le Canada et les États-Unis. Les lignes horizontales sont les limites entre les strates : 47°30', 47°50', 48°20' et 49°50'. Les traits au sud de la ligne 47°30' n'ont pas été inclus dans l'analyse. Graphique de droite : La taille des cercles dans le tracé de la densité est mise à l'échelle pour toutes les années (1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998 et 2001), le plus grand cercle étant de 46 276 kg/km<sup>2</sup>, en 1983. Les lignes pleines rouges indiquent les limites entre les zones 3B, 3C et 3D de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

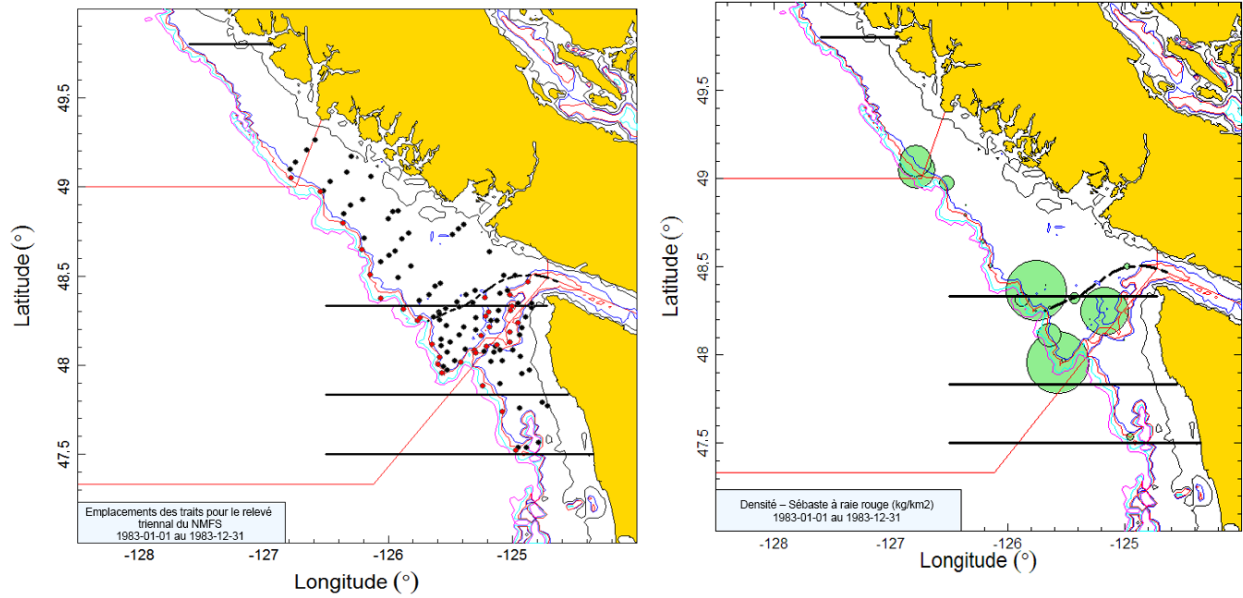


Figure B.13. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 1983 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

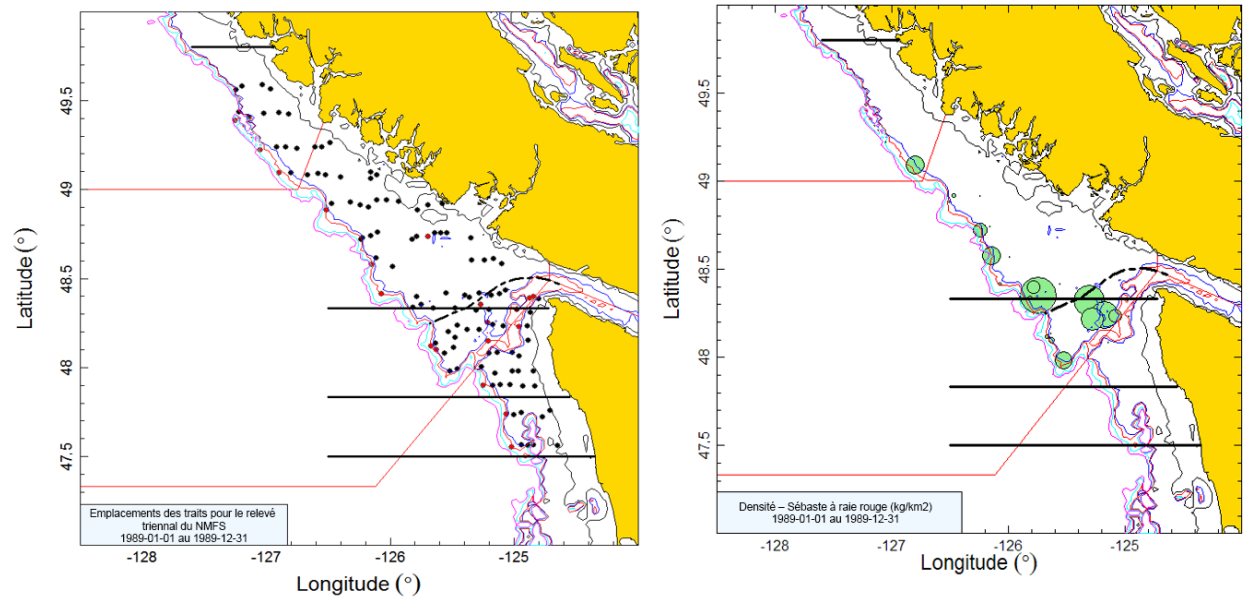


Figure B.14. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 1989 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).



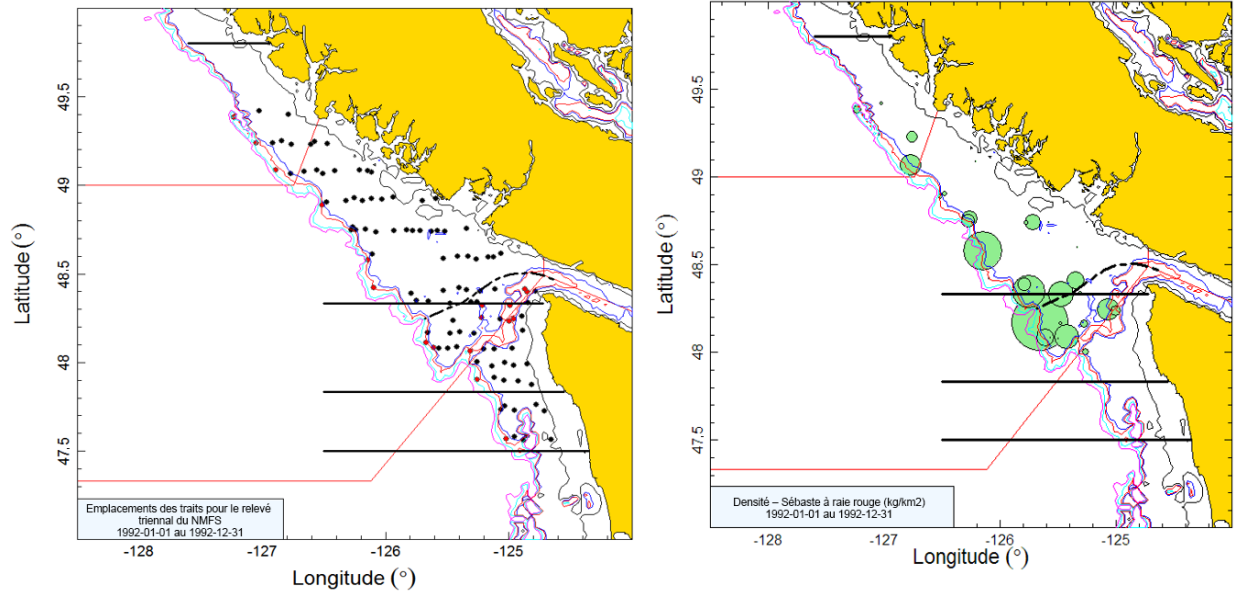


Figure B.15. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 1992 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

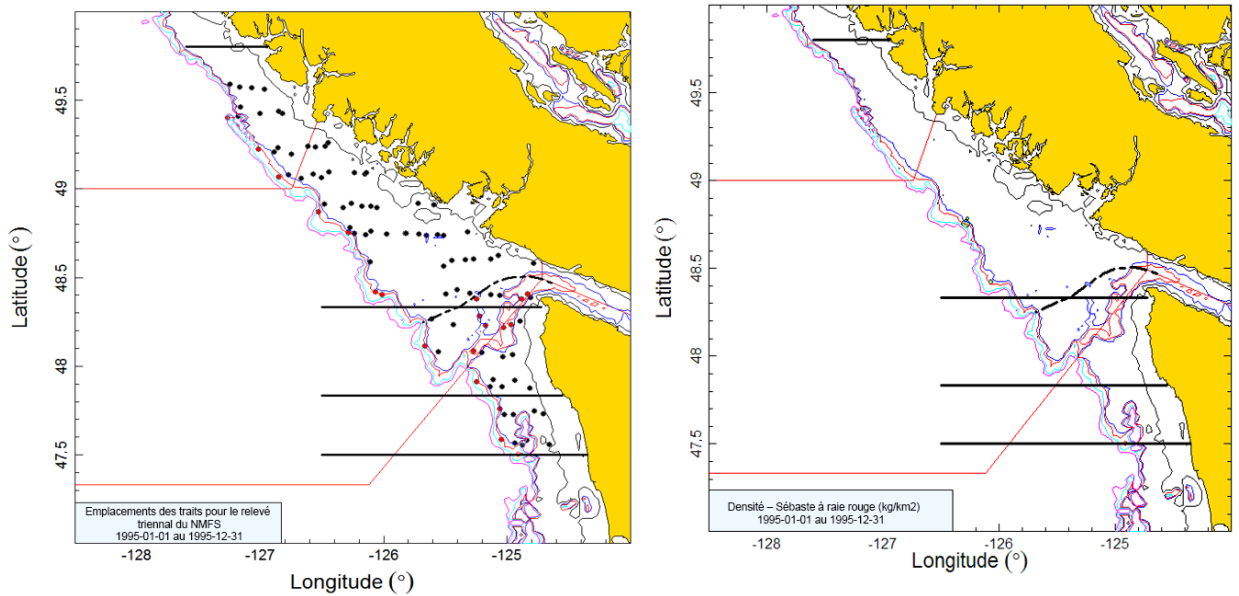


Figure B.16. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 1995 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

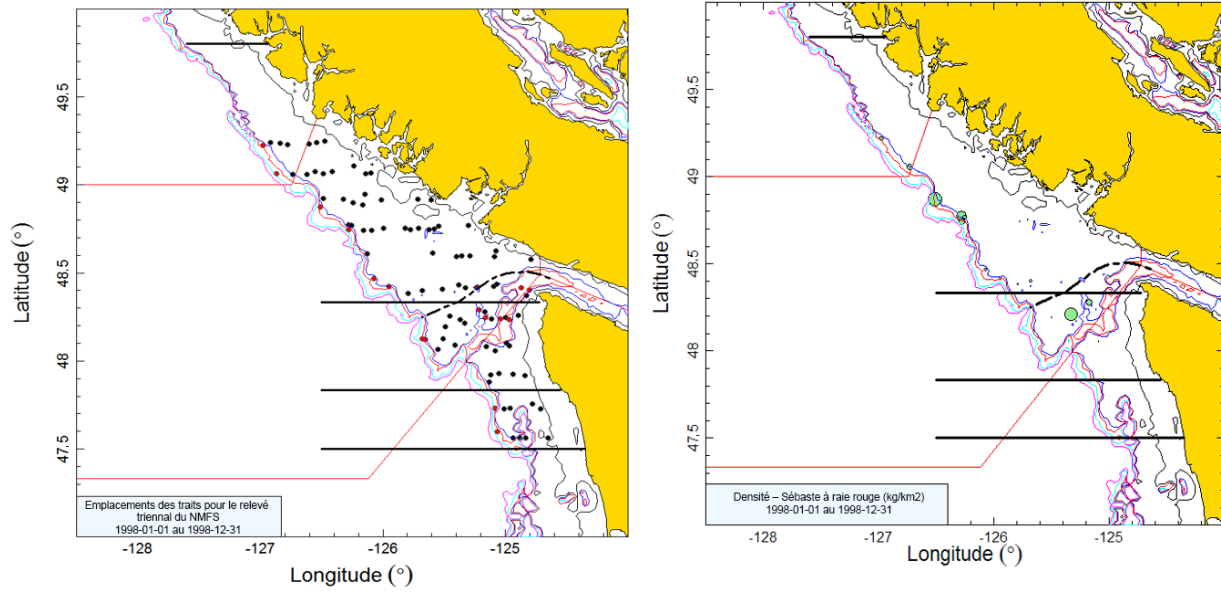


Figure B.17. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 1998 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

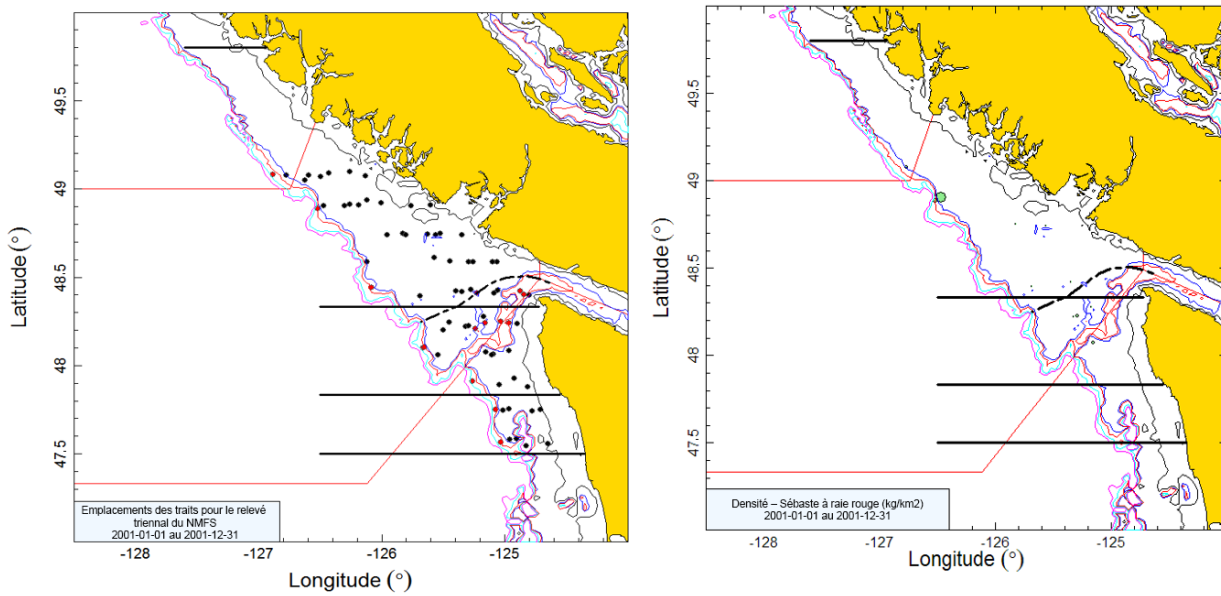


Figure B.18. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé triennal de 2001 du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes (voir la légende de la Figure B.12).

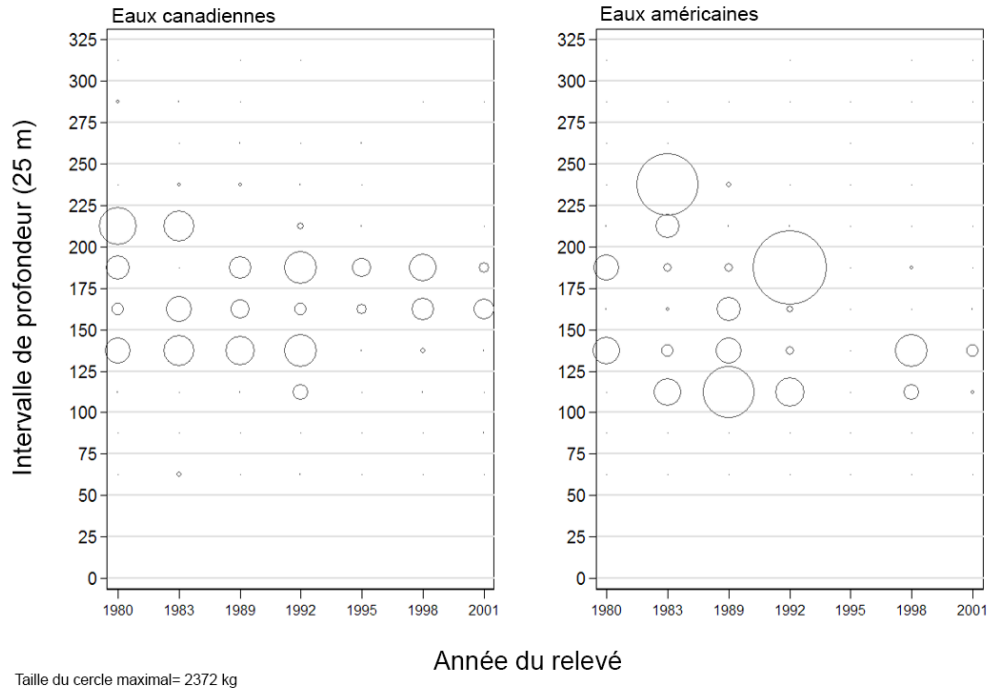


Figure B.19. Distribution des poids des prises de sébaste à raie rouge pour chaque année de relevé, résumée en intervalles de 25 m de profondeur pour tous les traits (Tableau B.6) dans les eaux canadiennes et américaines de la zone de Vancouver de la CIPPN. Les prises sont tracées au milieu de l'intervalle. Il convient de noter que les strates profondes introduites en 1995 (voir le Tableau B.6) ont été incluses dans ce graphique, mais n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse.

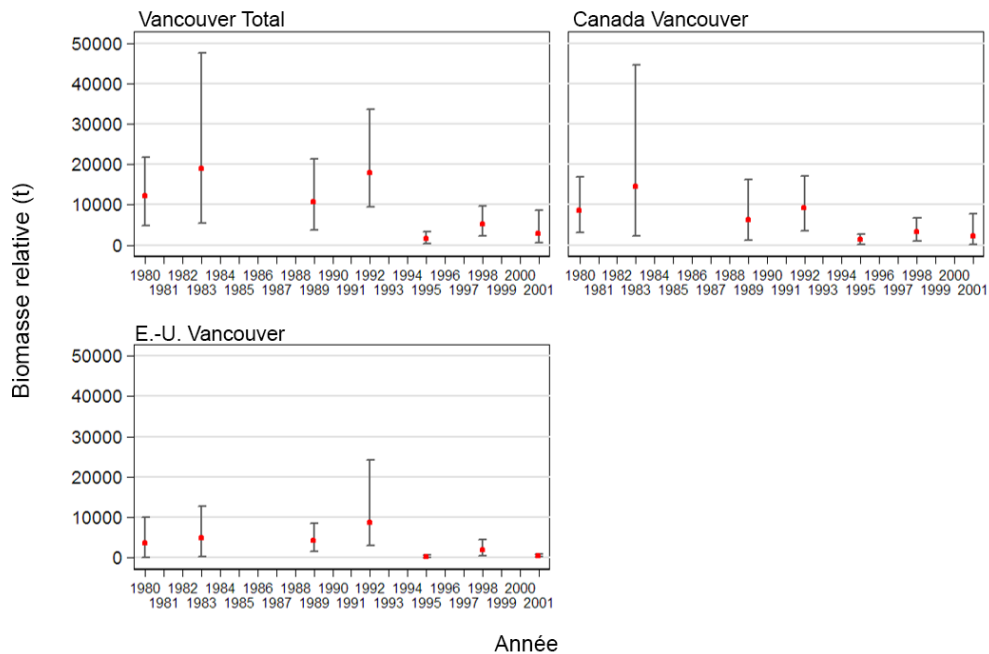


Figure B.20. Estimations de la biomasse pour trois séries sur le sébaste à raie rouge dans la région de Vancouver de la CIPPN (région totale, eaux canadiennes seulement, eaux américaines seulement) avec des barres d'erreur de 95 % estimées à partir de 1 000 auto-amorçages.

Tableau B.8. Estimations de la biomasse de sébaste à raie rouge dans la région de Vancouver de la CIPPN (région totale, eaux canadiennes seulement et eaux américaines seulement) avec des limites de confiance de 95 %, selon la distribution par auto-amorçage de la biomasse. Les estimations par auto-amorçage sont fondées sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Série d'estimations	Année	Biomasse (B.4)	Biomasse moyenne par auto-amorçage	Biomasse à la limite inférieure	Biomasse à la limite supérieure	CV de l'auto-amorçage	CV de l'analyse (B.6)
Total Vancouver	1980	12 193	12 326	4 764	21 725	0,351	0,362
	1983	18 993	18 774	5 471	47 569	0,514	0,517
	1989	10 700	10 750	3 793	21 392	0,413	0,409
	1992	17 890	15 979	9 488	33 580	0,358	0,331
	1995	1 554	1 574	247	3 333	0,519	0,551
	1998	5 096	4 955	2 181	9 690	0,382	0,400
	2001	2 803	2 859	463	8 538	0,694	0,705
Vancouver (Canada)	1980	8 632	8 642	3 005	16 873	0,397	0,410
	1983	14 402	14 057	2 184	44 519	0,679	0,681
	1989	6 341	6 503	1 203	16 302	0,591	0,601
	1992	9 153	9 180	3 437	17 039	0,379	0,376
	1995	1 292	1 319	226	2 717	0,509	0,531
	1998	3 245	3 237	994	6 761	0,452	0,471
	2001	2 309	2 375	201	7 820	0,796	0,813
Vancouver (États-Unis)	1980	3 705	3 813	38	10 079	0,677	0,700
	1983	5 001	5 087	287	12 753	0,638	0,666
	1989	4 358	4 248	1 620	8 458	0,404	0,407
	1992	8 736	6 799	3 004	24 138	0,595	0,503
	1995	262	255	11	665	0,678	0,684
	1998	1 851	1 718	481	4 462	0,552	0,560
	2001	494	483	199	923	0,389	0,412

Les estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge dans les strates des deux pays étaient caractérisées par quatre premières estimations (1980 à 1992) qui étaient généralement plus élevées que les trois dernières (1995 à 2001) [Figure B.20; Tableau B.8]. Les estimations de l'erreur relative sont élevées, l'erreur relative la plus faible se situant à 0,35 en 1980 pour la strate Total Vancouver et la plus élevée à 0,80 en 2001 pour la strate Vancouver (Canada) [Tableau B.8]. Les estimations des erreurs relatives pour les strates nationales subdivisées tendent à être plus élevées que pour la strate Total Vancouver les mêmes années. Il convient de noter que les estimations par auto-amorçage de l'erreur relative ne comportent aucune incertitude quant à l'expansion du ratio nécessaire pour pouvoir comparer les estimations des relevés de 1980 et 1983 à celles des relevés de 1989 et après. Il est donc probable que l'incertitude réelle pour cette série est encore plus grande que celle estimée.

Sur près de 700 traits valides, 162 ont capturé des sébastes à raie rouge (23 %), et la moitié de ceux-ci en ont remonté moins de 11 kg. Le plus gros trait en a capturé 1 613 kg en 1983. La proportion de traits qui contenaient du sébaste à raie rouge était plus faible dans les eaux américaines que dans les eaux canadiennes; les proportions américaines par année variaient de 3 à 24 % (moyenne = 17 %), alors que les valeurs canadiennes équivalentes étaient de 19 à 42 % avec une valeur moyenne de 27 % (Figure B.21). L'incidence du sébaste à raie rouge dans les eaux canadiennes pour ce relevé est semblable à celle du relevé synoptique effectué dans les années 2000 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, l'incidence moyenne dans ce dernier étant de 25 % (fourchette : 18 à 30 %) des traits contenant des sébastes à raie rouge.

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



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

#### B.4.4. Coups de filet infructueux

Au cours du processus d'examen, un participant à la réunion a demandé si les traits du relevé triennal du NMFS désignés comme des « coups de filet infructueux » (n'ayant capturé aucun poisson ou invertébré) avaient été omis. L'existence de ces traits avait été portée à l'attention du MPO par un examinateur de la NOAA pour le sébaste à queue jaune en 2014 (MPO 2015); par conséquent, les données utilisées dans le Tableau B.7 et le Tableau B.8 ont été examinées pour voir si ces coups de filet infructueux avaient été retirés.

Tableau B.9. Distribution des coups de filet infructueux et des traits utilisables par année de relevé et strate nationale. Seuls les traits utilisés dans l'estimation de la biomasse (voir le Tableau B.7) sont indiqués.

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

On a qualifié 21 traits dans les eaux canadiennes et 12 dans les eaux américaines comme étant des coups de filet infructueux; tous les coups de filet infructueux canadiens ont eu lieu durant les trois premiers relevés (Tableau B.9). Ils n'avaient pas été retirés pendant la procédure d'estimation de la biomasse décrite dans les sections B.4.2 et B.4.3. Le Tableau B.10 et la Figure B.22 permettent de comparer les estimations de la biomasse de sébaste à raie rouge au Canada de 1980, 1983 et 1989 avant et après le retrait des 21 traits indiqués dans le Tableau B.9. Comme ces changements apportés aux données du relevé triennal n'ont pas été intégrés à l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge du sud de la Colombie-Britannique, on ne sait pas si ces estimations révisées auront une incidence sur les estimations de l'état de ce stock ou sur les prévisions dans les tableaux de décision. Toutefois, il est peu probable que ces changements aient des conséquences, compte tenu du bon état estimé du stock du sud de la Colombie-Britannique et de la capacité de ces modèles à compenser les changements survenus il y a plus de 30 ans.

*Tableau B.10. Changement dans les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes lorsque les 21 coups de filet infructueux (Tableau B.9) en ont été retirés.*

Année	Biomasse du sébaste à raie rouge (t)	
	Évaluation du stock	Coups de filet infructueux retirés
1980	8 632	10 050
1983	14 402	16 860
1989	6 341	6 530
1992	9 153	9 153
1995	1 292	1 292
1998	3 245	3 245
2001	2 309	2 309

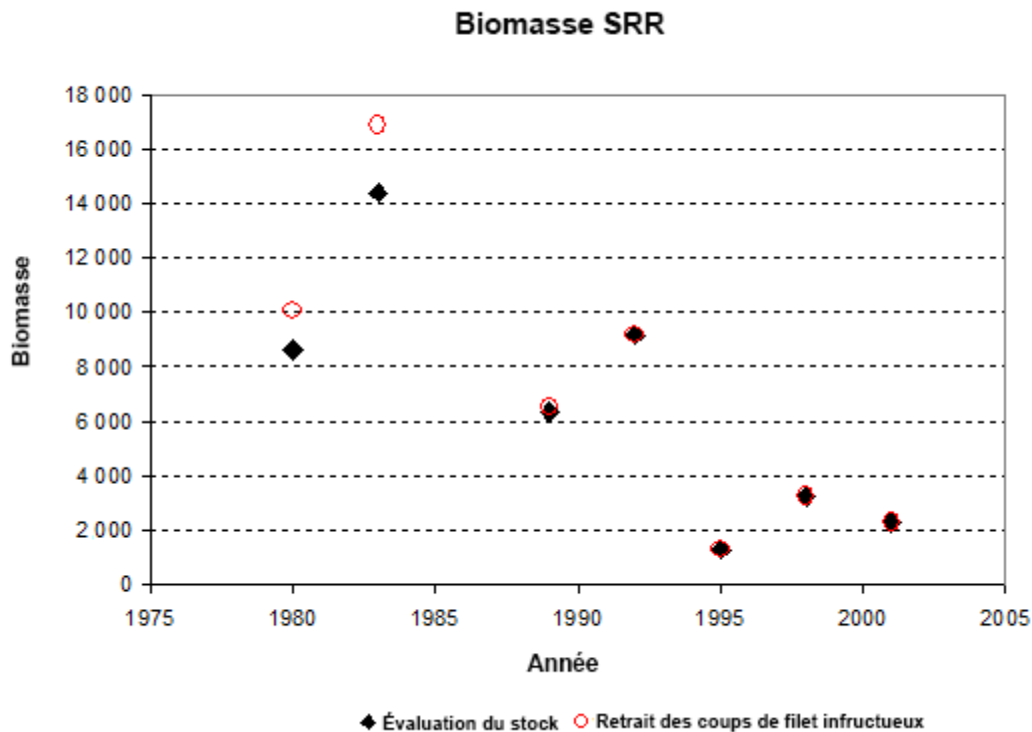


Figure B.22 : Graphique comparant les estimations de la biomasse au Canada dans le relevé triennal du NMFS fournies dans le Tableau B.10 aux estimations de la biomasse utilisées dans l'évaluation du stock de sébaste à raie rouge (Tableau B.8).

## B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

### B.5.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué sept années en alternance entre 2005 et 2017 dans le détroit d'Hécate, entre les îles Moresby et Graham et le continent et dans l'entrée Dixon, à l'extrémité de l'île Graham (les positions de départ de tous les traits valides, par année de relevé, sont indiquées sur les Figure B.23 à Figure B.28). Ce relevé traite l'ensemble de la couverture spatiale comme une strate surfacique unique divisée en quatre strates de profondeur : 10-70 m; 70-130 m; 130-220 m; et 220-500 m (Tableau B.11).

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 raie rouge, 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 l'B.3. On utilise la valeur obtenue ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur de [distance travelled] est manquante, mais cela n'a pas été nécessaire dans les sept relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (217 valeurs pour toutes les années : Tableau B.12) pour remplir le champ [doorspread] lorsque cette donnée était manquante.

Tableau B.11. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2017. La superficie de chaque strate et le navire ayant réalisé le relevé sont également indiqués, par année de relevé.

Année	Navire	Strate de profondeur				Nombre total de traits <sup>1</sup>
		10-70	70-130	130-220	220-500	
2005	<i>Frosti</i>	77	86	26	9	198
2007	<i>W.E. Ricker</i>	48	43	36	7	134
2009	<i>W.E. Ricker</i>	53	43	48	12	156
2011	<i>W.E. Ricker</i>	70	51	50	14	185
2013	<i>W.E. Ricker</i>	74	42	43	16	175
2015	<i>W.E. Ricker</i>	47	46	40	15	148
2017	<i>Nordic Pearl</i>	47	44	38	9	138
Superficie (km <sup>2</sup> )		5 958	3 011	2 432	1 858	13 259 <sup>2</sup>

<sup>1</sup> Codes d'utilisation dans la base de données GFBio = 0,1,2,6<sup>2</sup> Superficie totale (km<sup>2</sup>) du relevé synoptique de 2017

Tableau B.12. Nombre de valeurs manquantes pour l'écartement des portes, par année, pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate entre 2005 et 2017, 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>
2005	7	217	64,4
2007	98	37	59,0
2009	93	70	54,0
2011	13	186	54,8
2013	6	169	51,7
2015	0	151	59,4
2017	2	150	64,2
Total	219	980	58,6

<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.13. Estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge tirées du relevé synoptique au chalut dans le détroit d'Hécate pour les années de relevé 2005 à 2017. Les intervalles de confiance avec correction du biais d'auto-amorçage et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [B.4]	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)
2005	102	101	21	274	0,591	0,588
2007	17	17	2	52	0,744	0,760
2009	23	24	3	64	0,633	0,602
2011	655	631	28	1 820	0,688	0,686
2013	401	407	50	1 080	0,616	0,596
2015	169	172	5	607	0,940	0,940
2017	49	48	14	118	0,539	0,541

## B.5.2. Résultats

Les prises de sébaste à raie rouge dans ce relevé sont principalement effectuées dans les sections supérieures du fossé Moresby, et sont faibles dans l'entrée Dixon (Figure B.23 à Figure B.29). De plus, peu de tendances semblent se dégager dans la répartition spatiale observée de l'espèce, avec de petites prises intermittentes et, à l'occasion, de grands traits. Les



sébastes à raie rouge sont surtout pêchés à des profondeurs comprises entre 51 et 179 m (quantiles de 5 à 95 %), mais des observations sporadiques sont effectuées à des profondeurs supérieures à 200 m et inférieures à 50 m (Figure B.30).

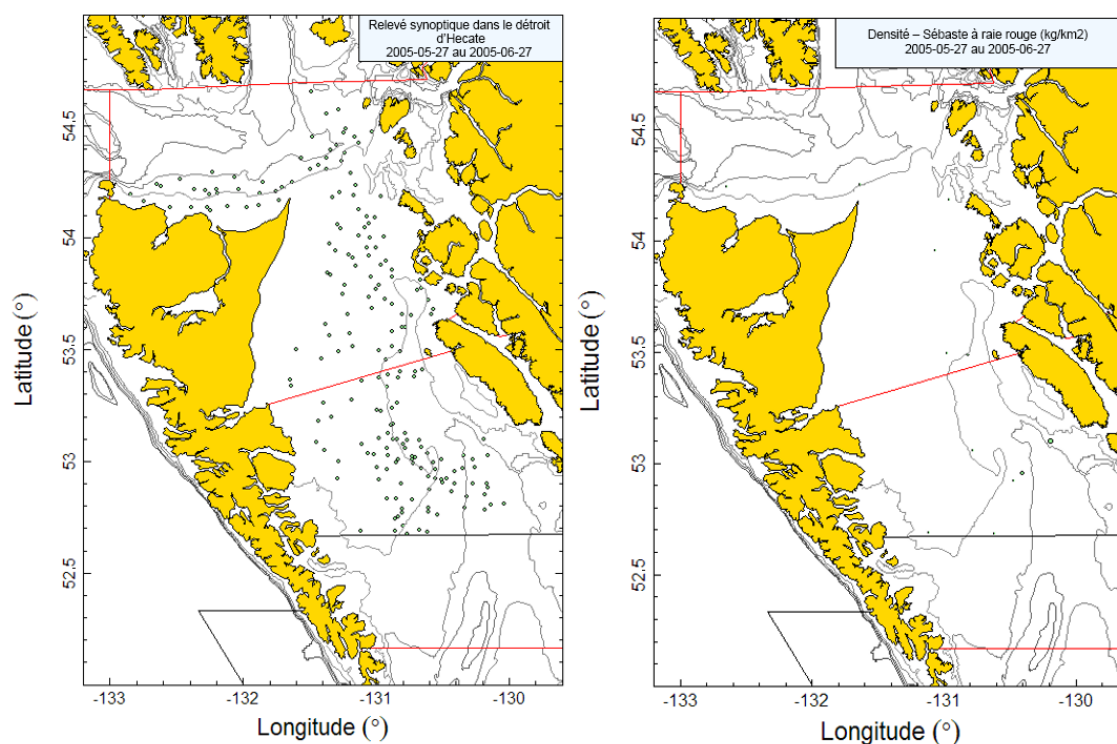


Figure B.23. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécaté de 2005. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017), le plus grand cercle = 6 821 kg/km<sup>2</sup> en 2011. Les lignes rouges indiquent les limites des zones statistiques principales 5C, 5D et 5E de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

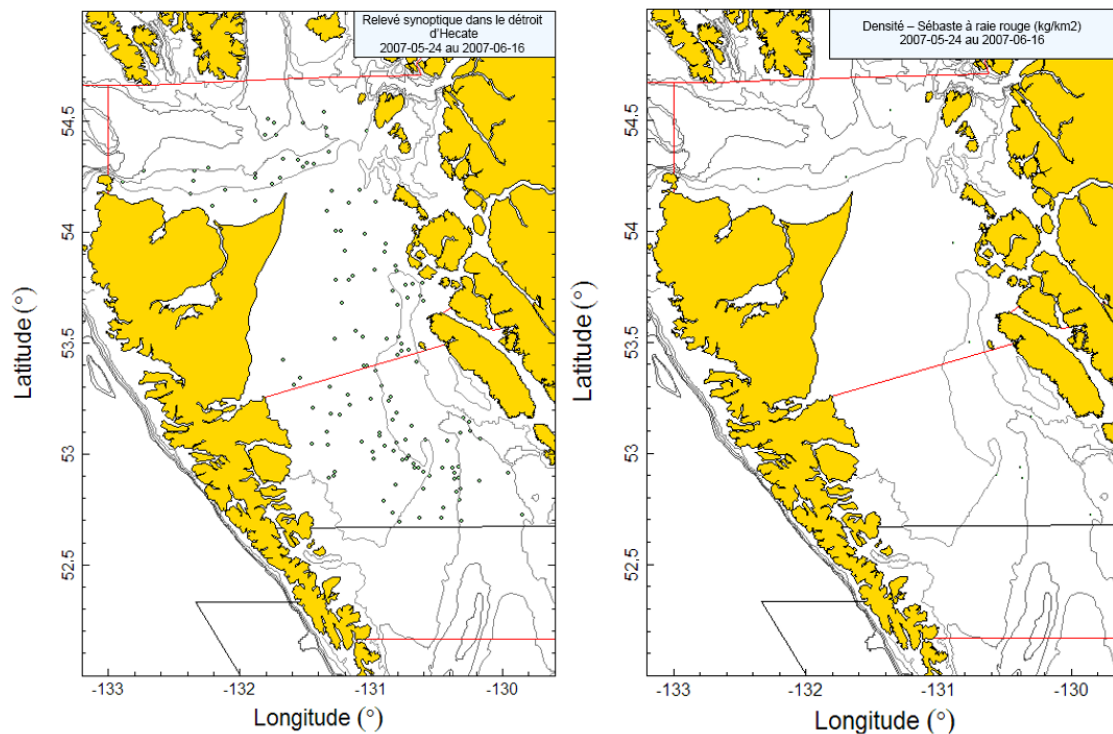


Figure B.24. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

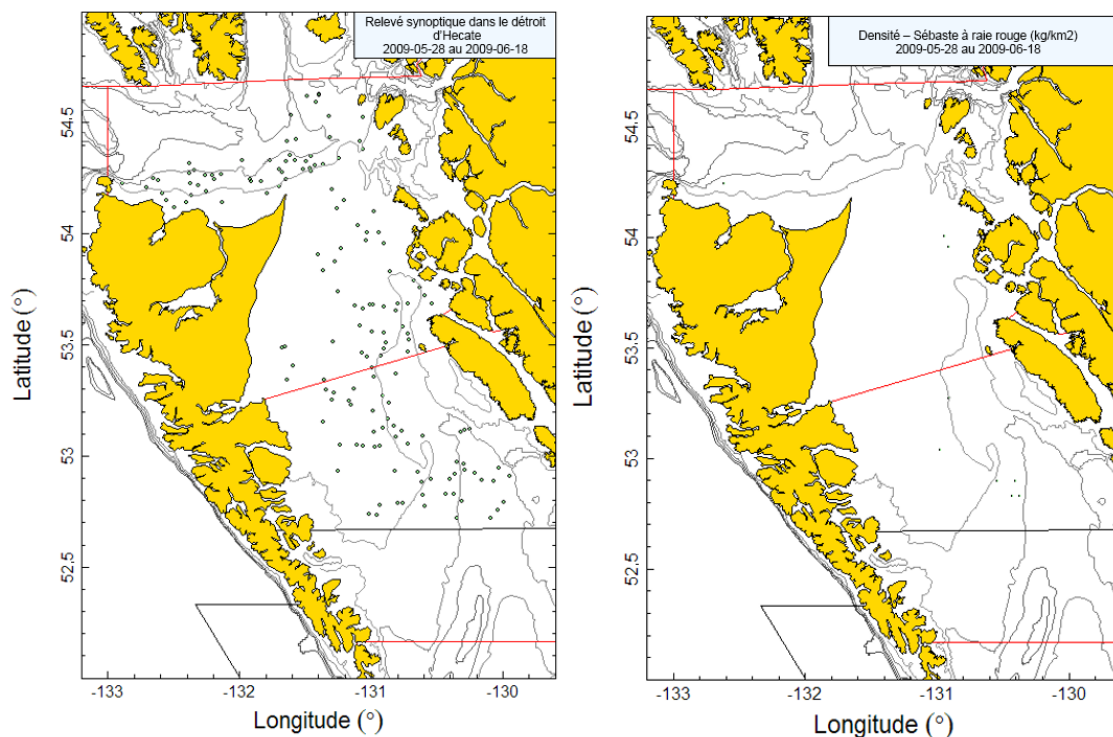


Figure B.25. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

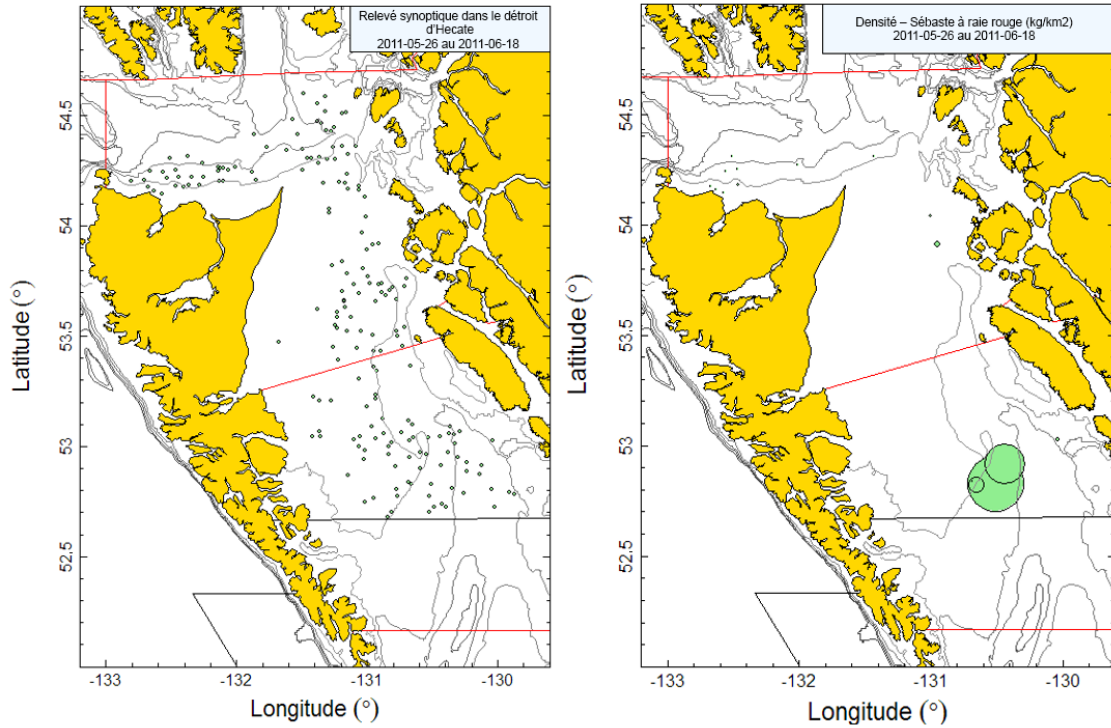


Figure B.26. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

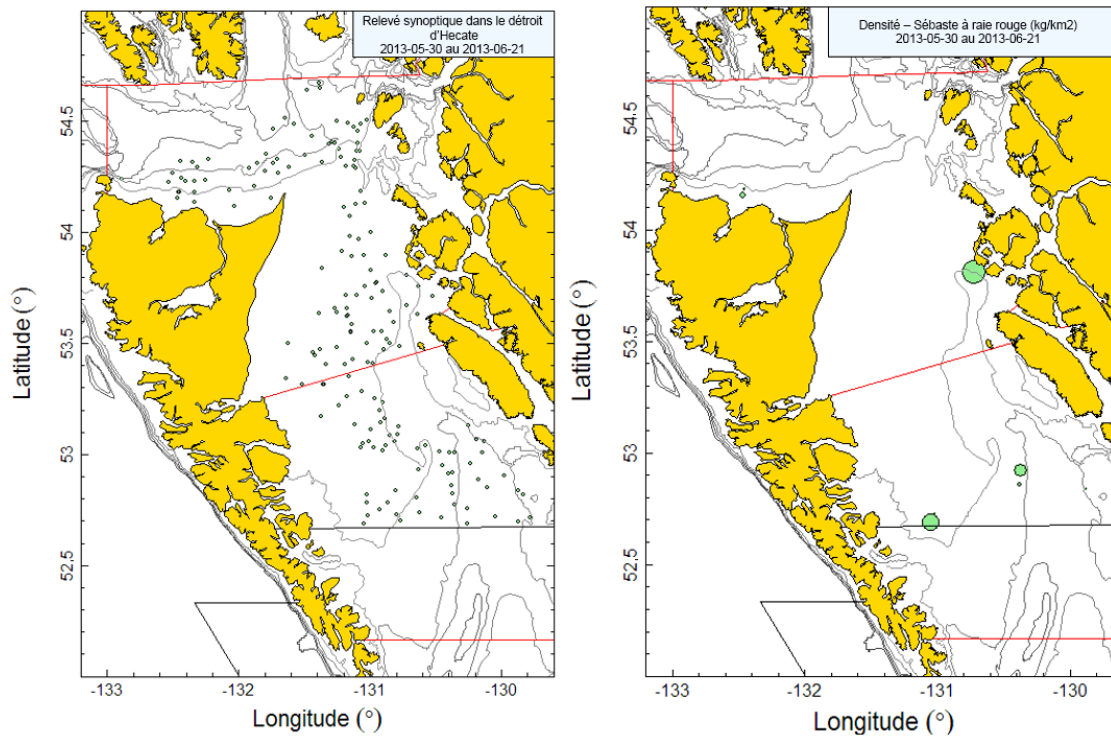


Figure B.27. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

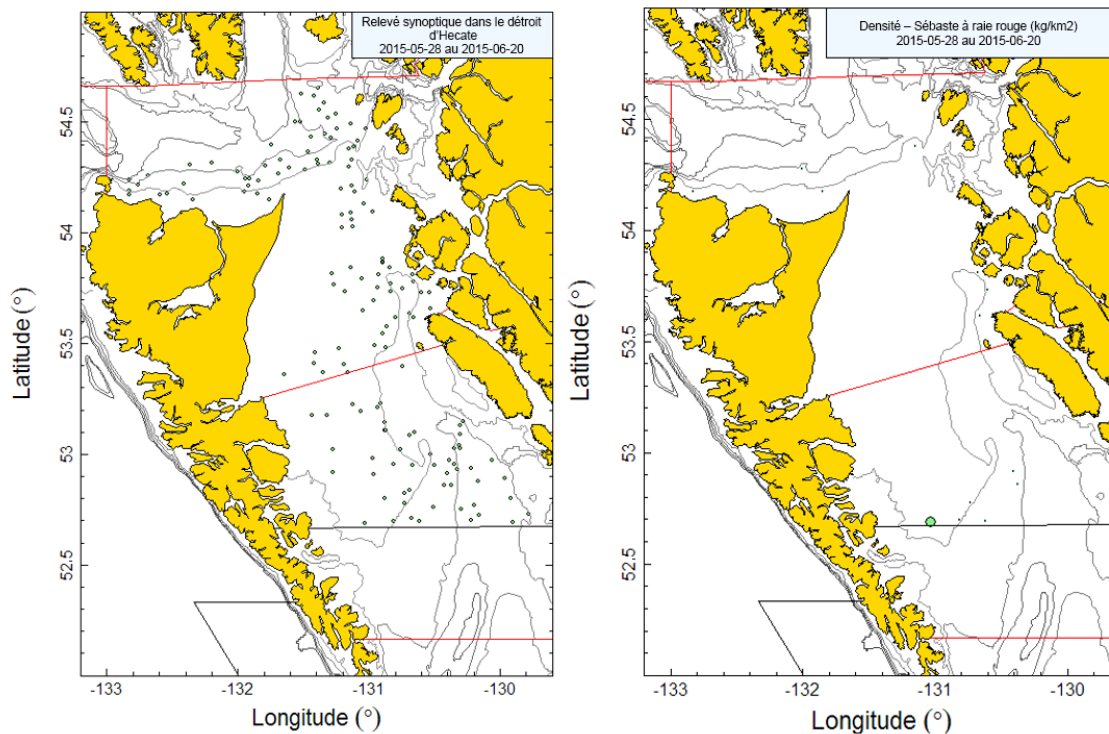


Figure B.28. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

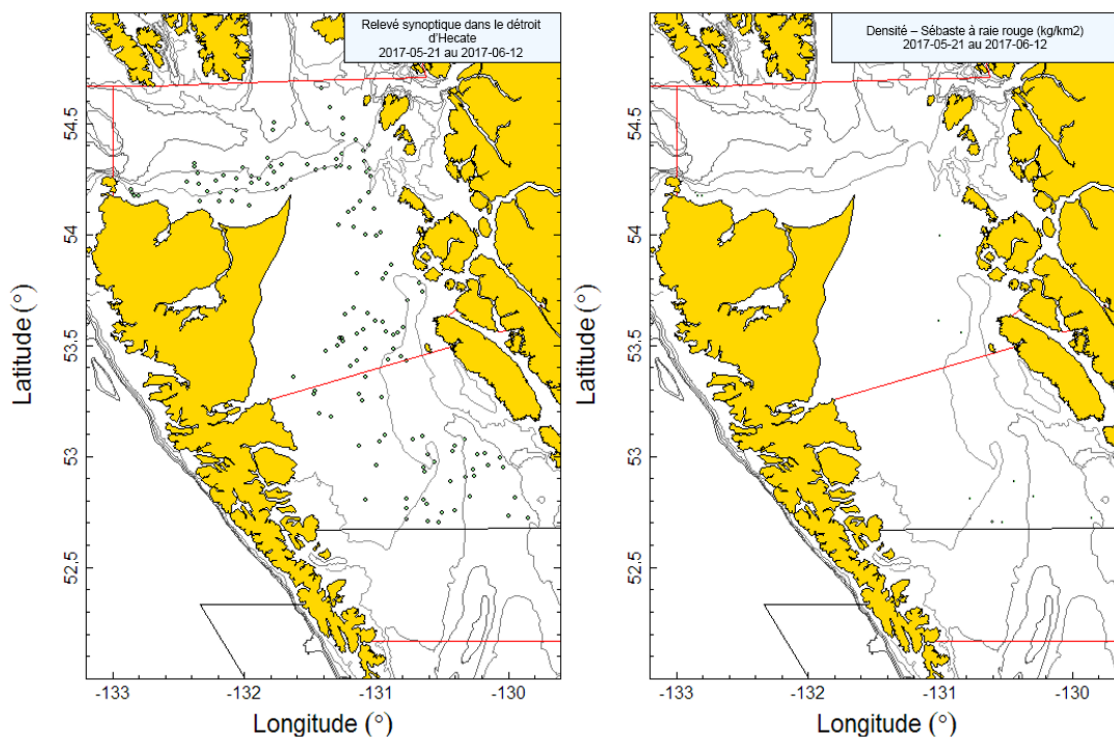


Figure B.29. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2017 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.23).

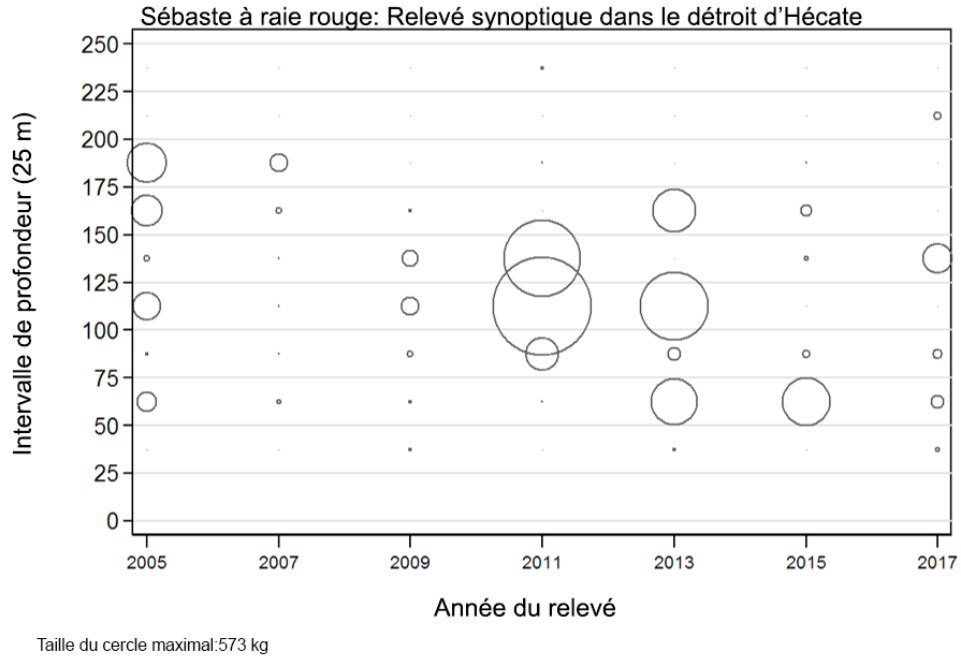


Figure B.30. Distribution des poids observés des prises de sébaste à raie rouge pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (Tableau B.11) par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (573 kg) dans la tranche de 100-125 m en 2011. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de sébaste à raie rouge sont de 51 m et 200 m, respectivement.

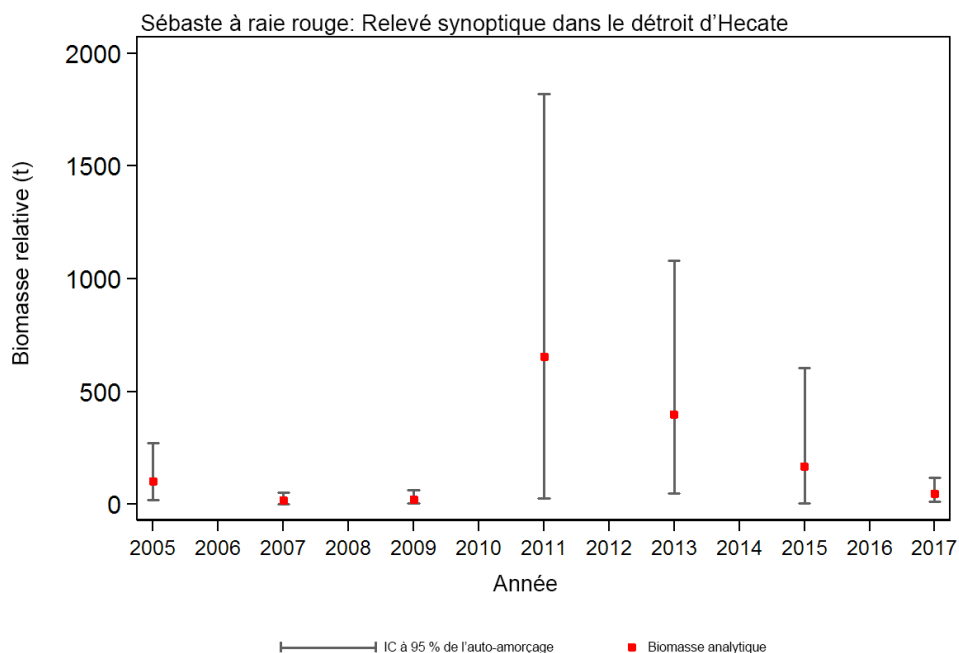


Figure B.31. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour le sébaste à raie rouge (valeurs fournies dans le Tableau B.13) d'après le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2017. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

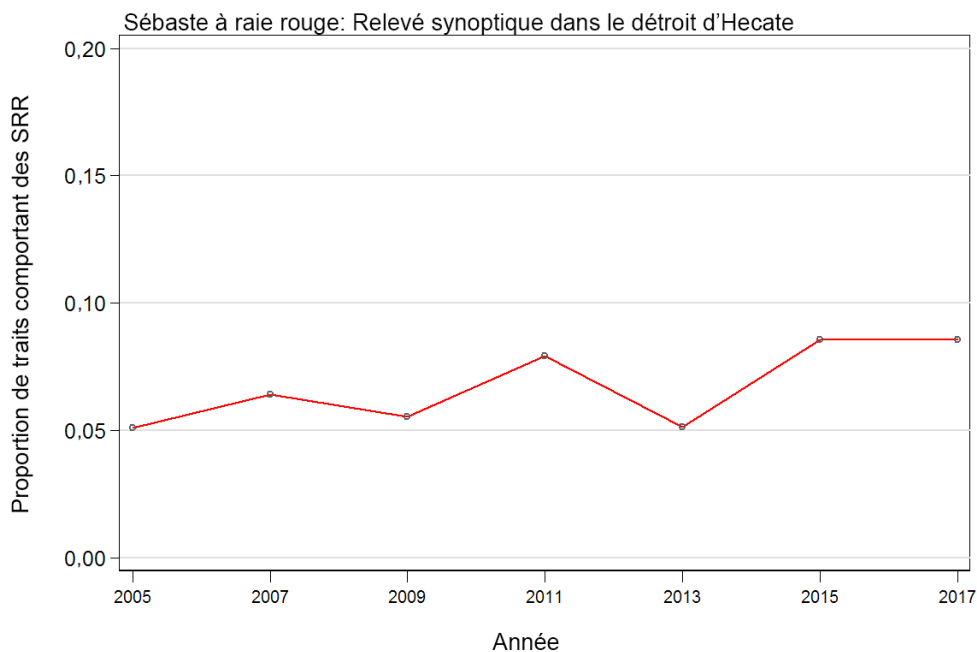


Figure B.32. Proportion de traits par année qui contiennent des sébastes à raie rouge, d'après le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2017.

Les indices de la biomasse estimée du sébaste à raie rouge en fonction de l'écart des portes, tirés de ce relevé au chalut, n'ont affiché aucune tendance générale entre 2005 et 2017, les estimations les plus élevées ayant été enregistrées en 2011 et 2013 et les plus basses en 2007 et 2009 (Tableau B.13; Figure B.31). Les erreurs relatives estimées étaient très élevées, allant de 54 à 94 %, ce qui rend ce relevé presque inutile pour l'espèce (Tableau B.13). L'incidence du sébaste à raie rouge dans ce relevé est faible, moins de 10 % des traits en ayant capturé toutes les années (moyenne du relevé = 7,2 %) [Figure B.32]. Dans l'ensemble, seuls 82 des 1 134 traits utilisables du relevé contenaient des sébastes à raie rouge; le poids médian des prises était faible pour les traits positifs (1,5 kg/trait) et le poids maximal des prises, de 573 kg sur l'ensemble des sept relevés (en 2011).

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

### B.6.1. Sélection des données

Ce relevé a été exécuté neuf années entre 2003 et 2017 dans le bassin de la Reine-Charlotte, entre l'extrémité de l'île de Vancouver et la partie sud de l'île Moresby et s'étendant dans la partie inférieure du détroit d'Hécate entre l'île Moresby et le continent. Il était divisé entre deux grandes strates surfaciques qui correspondent en gros aux régions 5A et 5B de la Commission des pêches maritimes du Pacifique, plus une partie de la zone 5C (toutes les positions de début des traits valides sont représentées par année de relevé sur les Figure B.33 à Figure B.40). 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.14).

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 raie rouge, 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 l'équation B.3. On utilise 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 neuf relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (102 valeurs pour toutes les années, Tableau B.15) pour remplir le champ [doorspread] lorsque cette donnée était manquante.

Tableau B.14. 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 2017. La superficie de chaque strate du relevé de 2017 et le navire ayant réalisé le relevé sont également indiqués, par année de relevé.

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

<sup>1</sup>Codes d'utilisation dans la base de données GFBio = 0,1,2,6 <sup>2</sup>Superficie totale (km<sup>2</sup>) pour le relevé synoptique de 2017

Tableau B.15. 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 2017, 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
2017	1	265	64,7
Total	102	2 253	70,5

<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.16. Estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge tirées du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte pour les années de relevé 2003 à 2017. Les intervalles de confiance avec correction du biais d'auto-amorçage et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [B.4]	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	2 485	2 501	715	6 533	0,569	0,573
2004	2 068	2 078	980	3 860	0,347	0,337
2005	1 616	1 620	969	2 712	0,270	0,258
2007	2 123	2 124	887	3 831	0,345	0,344
2009	1 719	1 715	985	2 775	0,264	0,272
2011	2 729	2 706	1 068	5 645	0,404	0,410
2013	2 918	2 956	1 329	5 520	0,362	0,364
2015	1 532	1 521	751	2 792	0,350	0,336
2017	1 074	1 078	618	1 754	0,263	0,271

## B.6.2. Résultats

Le sébaste à raie rouge est apparemment largement répandu dans le bassin de la Reine-Charlotte, avec des prises observées dans l'ensemble de l'empreinte du relevé, bien que la strate du sud, qui couvre principalement le canyon de l'île Goose, semble prédominante par rapport à la strate du nord (Figure B.33 à Figure B.41). Les prises de sébaste à raie rouge ont été relativement faibles en 2015 (Figure B.40) et surtout en 2017 (Figure B.41). Les sébastes ont été essentiellement pêchés à des profondeurs comprises entre 118 et 210 m (quantiles de 5 à 95 %), mais il existe des observations sporadiques jusqu'à des profondeurs maximales d'environ 350 m et minimales d'environ 40 m (Figure B.42).



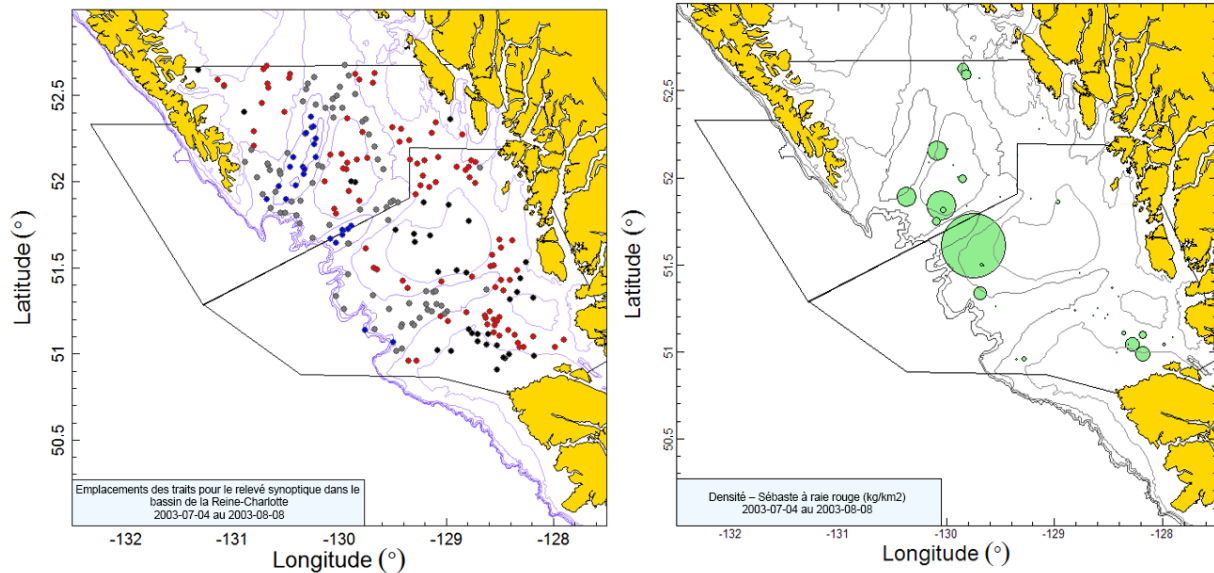


Figure B.33. Emplacements des traits valides (strate de 50-125 m : noir; strate de 126-200 m : rouge; strate de 201-330 m : gris; strate de 331-500 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2003 dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2003-2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017), le plus grand cercle = 14 366 kg/km<sup>2</sup> en 2003. Les limites séparent les strates superficielles nord et sud.

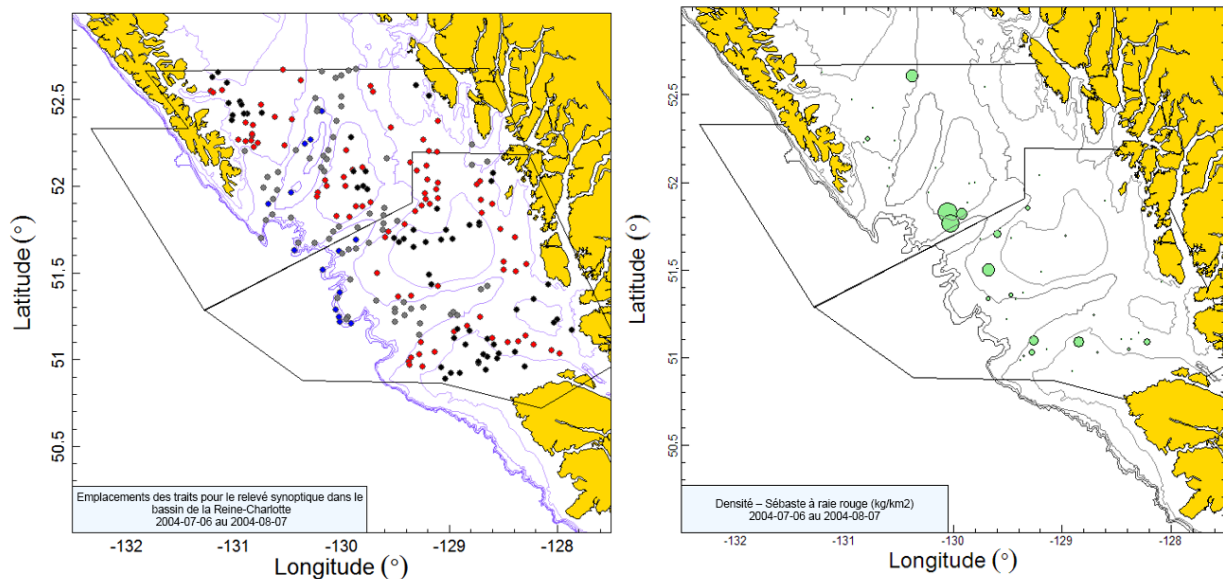


Figure B.34. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2004 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

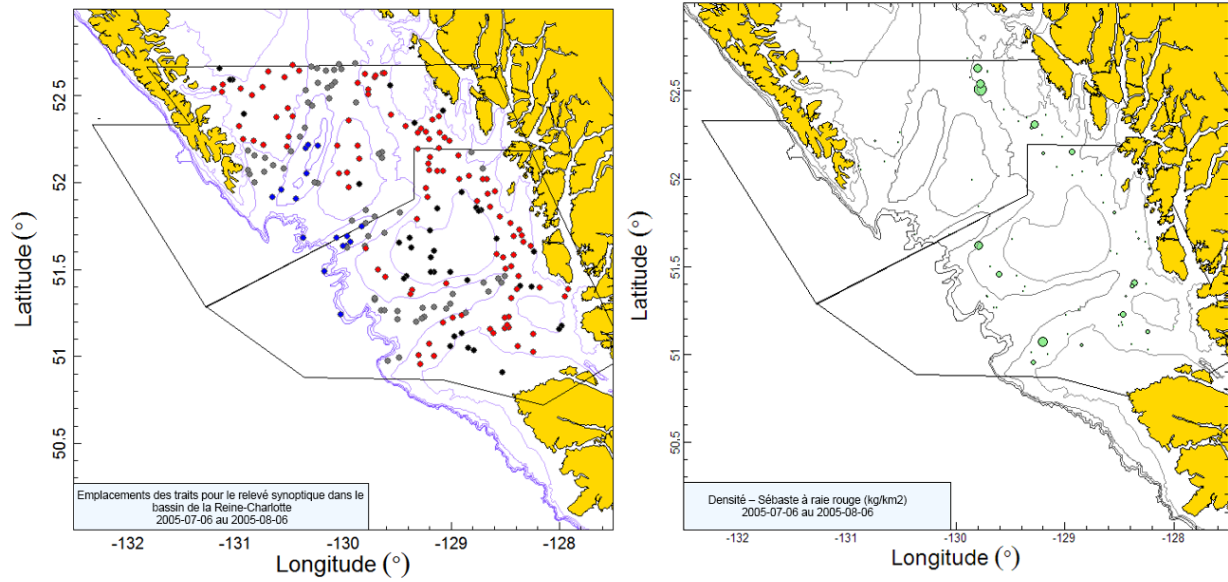


Figure B.35. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2005 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

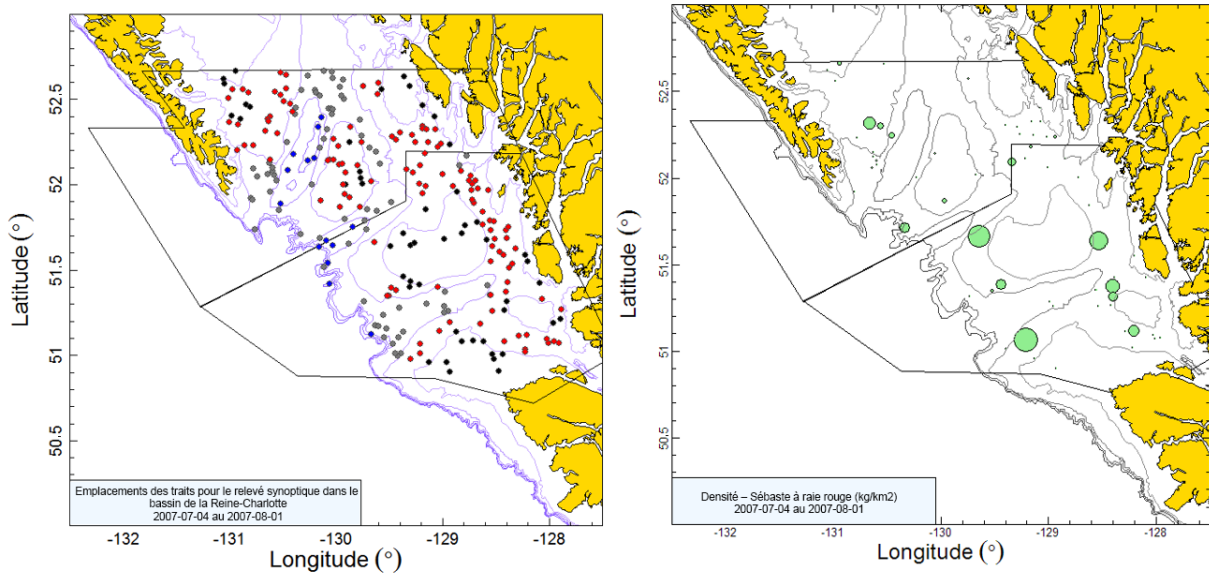


Figure B.36. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

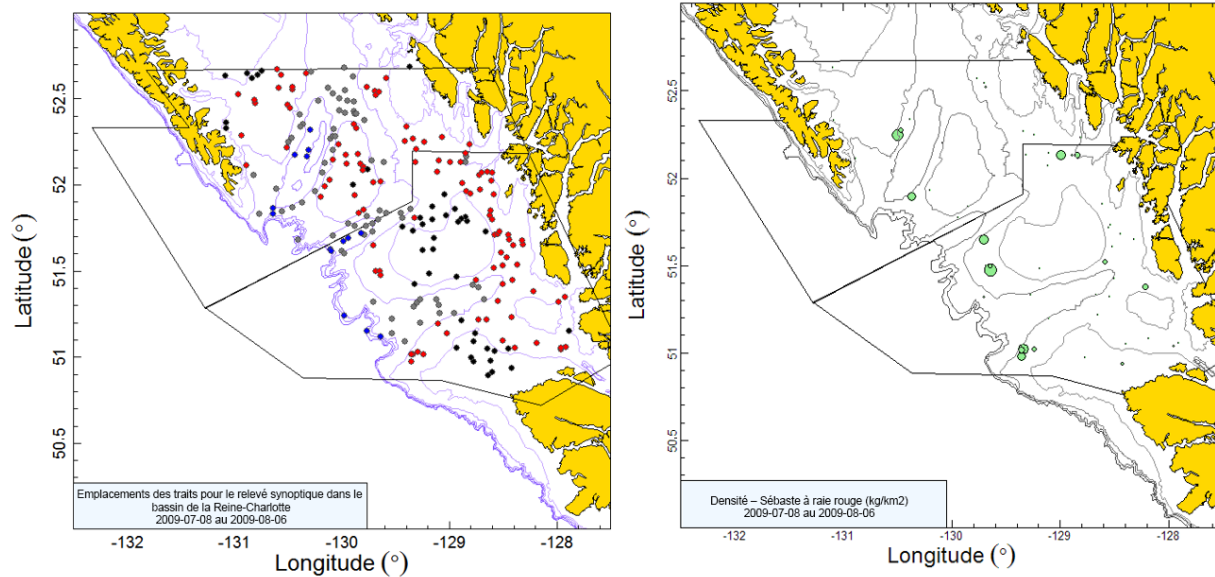


Figure B.37. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

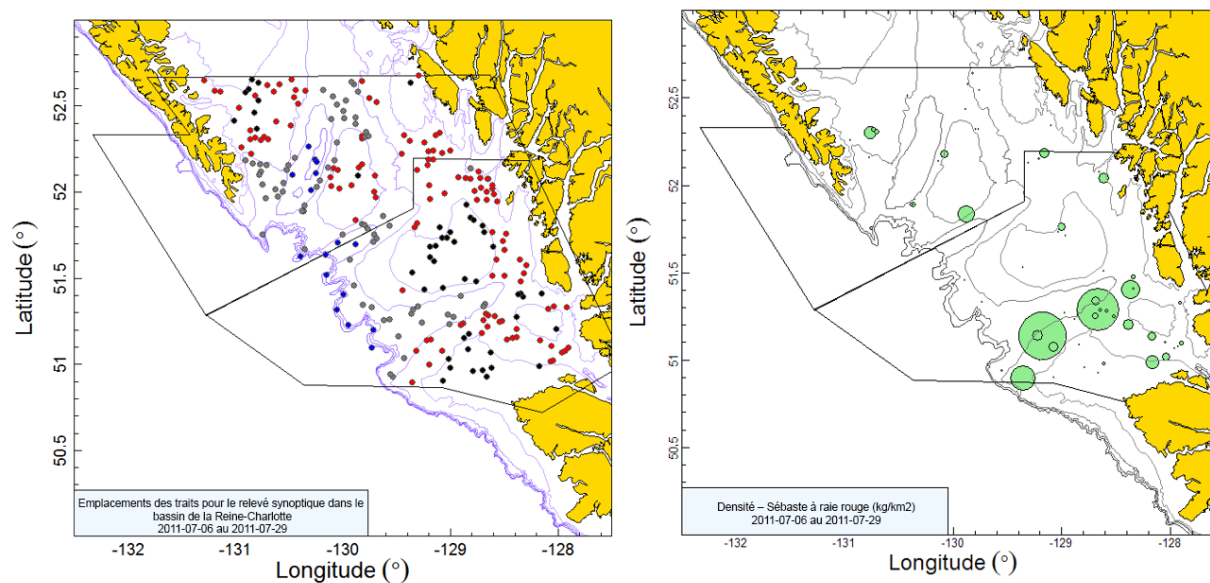


Figure B.38. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

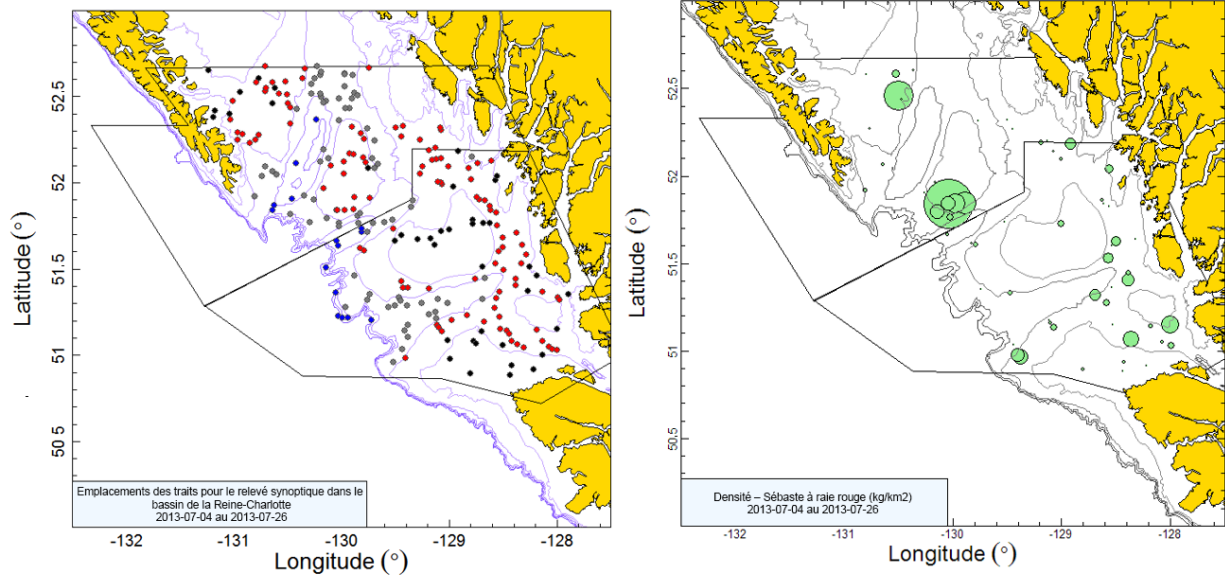


Figure B.39. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

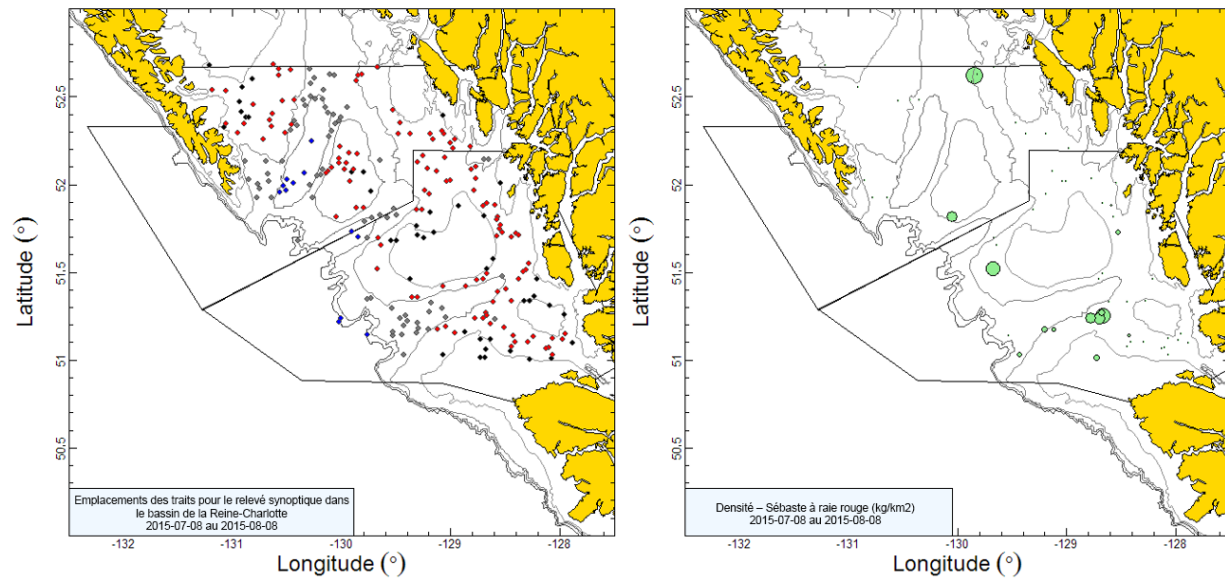


Figure B.40. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

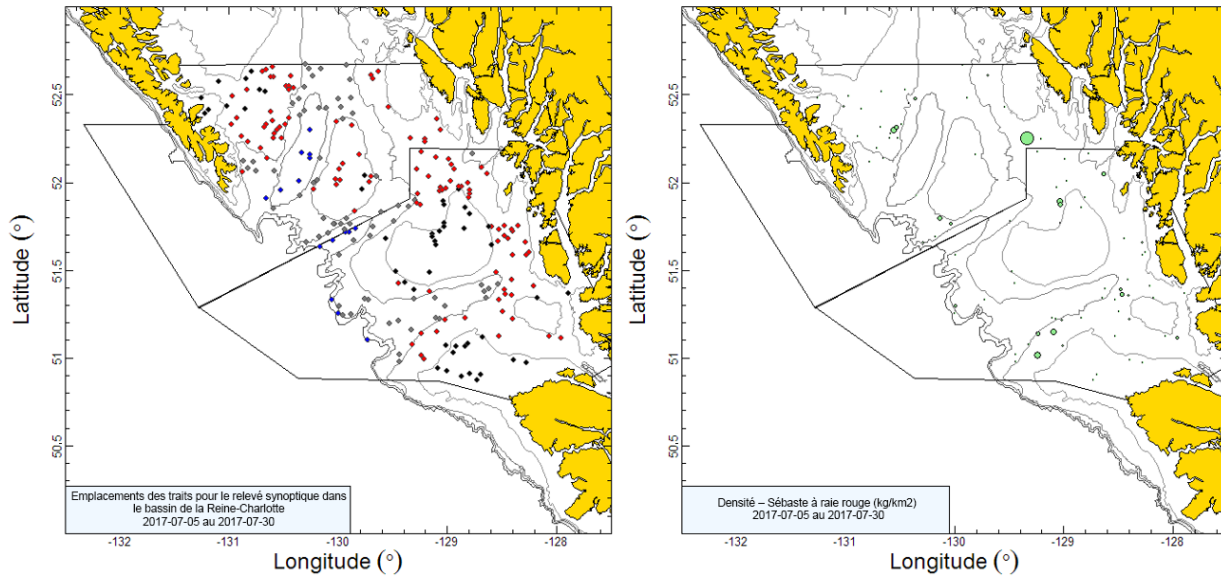


Figure B.41. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2017 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.33).

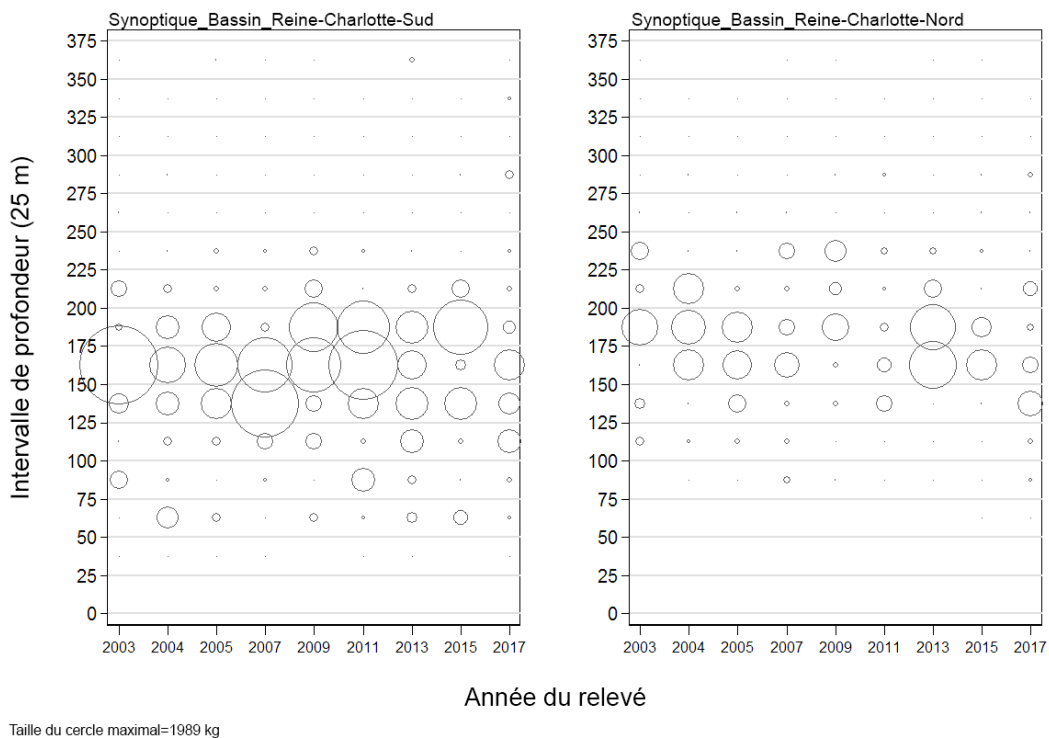


Figure B.42. Distribution des poids observés des prises de sébaste à raie rouge pour les deux principales strates superficielles du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.14) par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur, et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (1 989 kg) dans la tranche de 150-175 m de la strate sud en 2003. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de sébaste à raie rouge sont de 68 m et 236 m, respectivement.

Les niveaux estimés de la biomasse de sébaste à raie rouge en fonction de l'écart des portes, tirés de ce relevé au chalut, ont été relativement constants au cours des neuf années du relevé, variant seulement entre 1 070 et 2 900 t (Tableau B.16; Figure B.43). Les deux dernières années du relevé (2015 et 2017) sont les deux plus basses de la série. Les erreurs relatives estimées sont élevées, comprises entre 26 et 57 % (Tableau B.16). Entre 23 et 40 % des traits de la strate sud et entre 16 et 30 % des traits de la strate nord ont capturé des sébastes à raie rouge (Figure B.44). Dans l'ensemble, 549 des 2 144 traits de relevés valides (26 %) contenaient des sébastes à raie rouge, avec une proportion moyenne de 20 % de traits non nuls dans la strate nord et de 30 % dans la strate sud. Le poids médian des prises pour les traits positifs était de 4,0 kg/trait pour les neuf relevés, et le poids maximal des prises était de 1 932 kg dans le relevé de 2003.

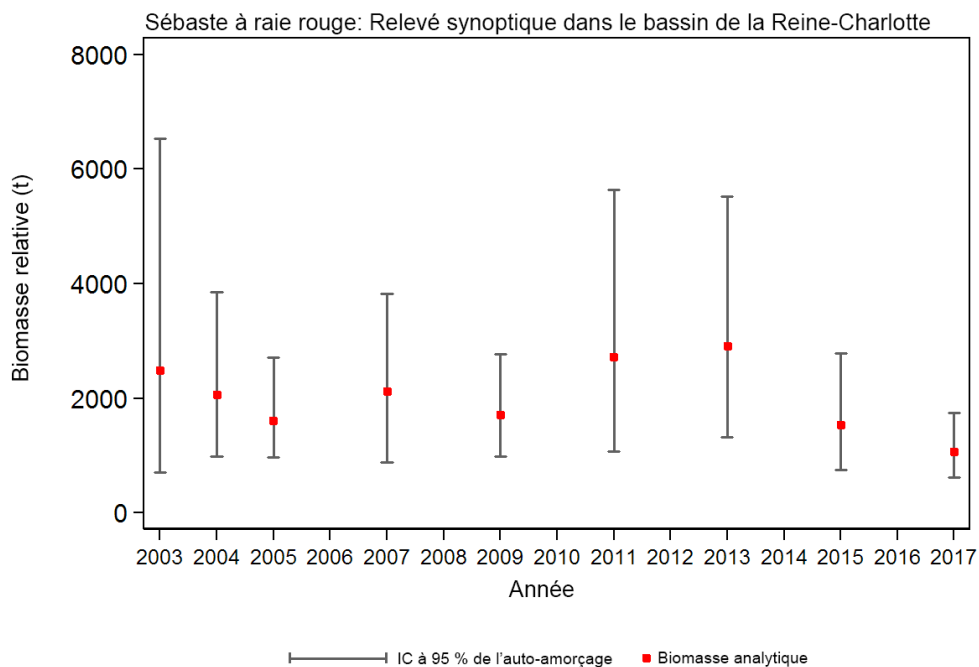


Figure B.43. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour le sébaste à raie rouge (valeurs fournies dans le Tableau B.16) d'après le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2017. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

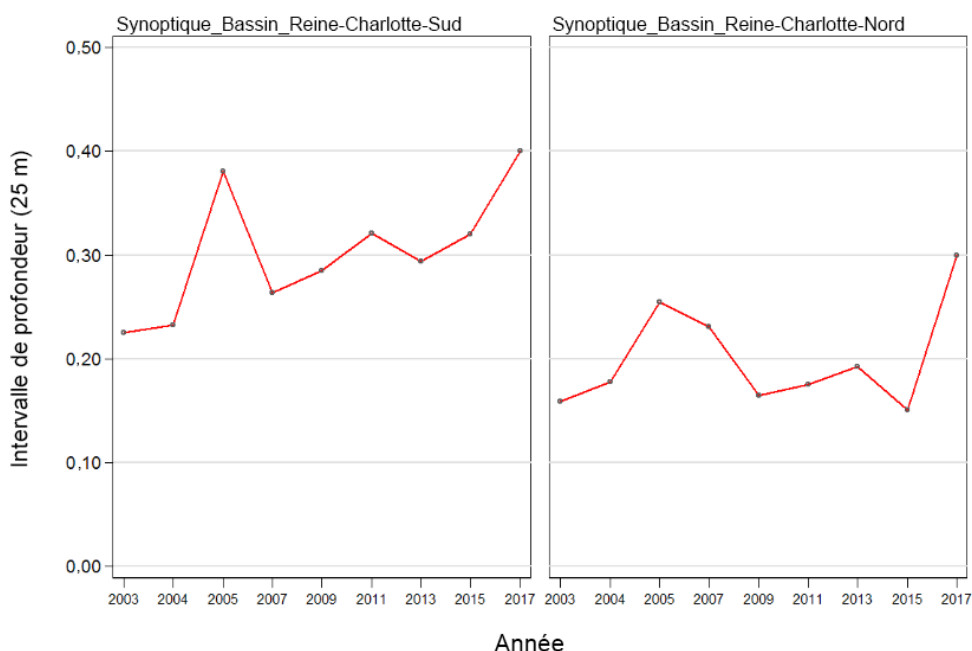


Figure B.44. Proportion de traits par strate et par année qui contiennent des sébastes à raie rouge, d'après le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2017.

## B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

### B.7.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué sept fois entre 2004 et 2016 au large de la côte ouest de l'île de Vancouver par le navire de recherche *W.E. Ricker*. Il est composé d'une seule strate surfacique, divisée en quatre strates de profondeur : 50-125 m; 125-200 m; 200-330 m; et 330-500 m (Tableau B.17). Environ 150 à 180 blocs de 2 km<sup>2</sup> sont choisis au hasard parmi les quatre strates de profondeur lors de chaque levé (Olsen *et al.* 2008).

La valeur de la densité de l'écartement des portes a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à raie rouge, de l'écartement moyen des portes pour le trait et de la distance parcourue (B.3). La distance parcourue a été fournie sous la forme d'un champ de données, déterminé directement à partir des renseignements sur la route du navire recueillis pendant le trait. Il ne manquait que deux valeurs dans ce champ, qui ont été remplies en multipliant la vitesse du navire par la durée de remorquage du filet. Il manquait un grand nombre de valeurs pour le champ de l'écartement des portes, qui ont été complétées à l'aide de l'écartement moyen pour l'année du relevé ou d'une valeur par défaut de 64,7 m pour les trois années sans données sur l'écartement des portes (Tableau B.18). La valeur par défaut est fondée sur la moyenne de l'écartement des portes observé à partir de l'appareil de mesure du filet, calculée sur l'ensemble des années pour lesquelles on dispose d'estimations de l'écartement des portes.

Tableau B.17. Désignation des strates, nombre de traits utilisables et inutilisables, pour chaque année du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. La superficie de chaque strate en 2016 et les dates de début et de fin de chaque relevé sont également indiquées.

Année du relevé	Tranche de profondeur de la strate				Total de traits <sup>1</sup>	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
	50-125 m	125-200 m	200-330 m	330-500 m				
2004	34	34	13	8	89	17	26 mai 2004	9 juin 2004
2006	61	62	28	13	164	12	24 mai 2006	18 juin 2006
2008	54	50	32	23	159	19	27 mai 2008	21 juin 2008
2010	58	47	22	9	136	8	8 juin 2010	28 juin 2010
2012	61	46	26	20	153	4	23 mai 2012	15 juin 2012
2014	55	49	29	14	147	6	29 mai 2014	20 juin 2014
2016	54	41	26	19	140	7	25 mai 2016	15 juin 2016
Superficie (km <sup>2</sup> )	5 804	3 796	708	608	10 916 <sup>2</sup>	–	–	–

<sup>1</sup> Codes d'utilisation dans la base de données GFBio = 0,1,2,6

<sup>2</sup> Superficie totale (km<sup>2</sup>) pour le relevé synoptique de 2016

Tableau B.18. Nombre de traits avec et sans mesure de l'écartement des portes, par année de relevé, pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les valeurs moyennes de l'écartement des portes pour les traits avec mesures sont fournies.

Année du relevé	Nombre de traits		Écartement moyen des portes (m)
	Sans écartement des portes	Avec écartement des portes	
2004	89	0	–
2006	96	69	64,3
2008	58	107	64,5
2010	136	0	–
2012	153	0	–
2014	14	139	64,3
2016	0	147	65,5
Tous les relevés	546	462	64,7



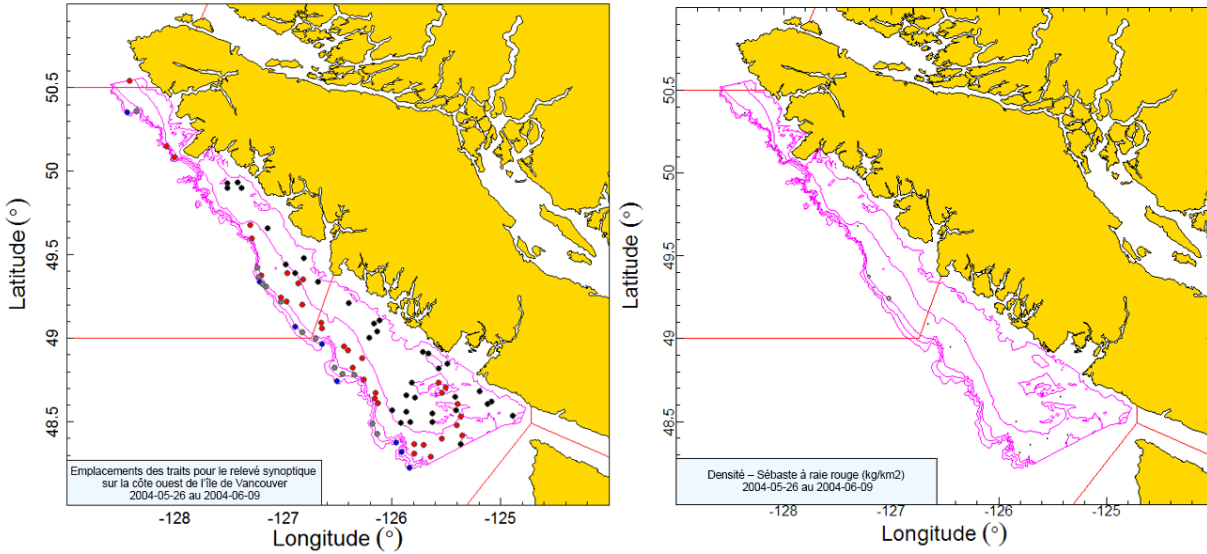


Figure B.45. Emplacements des traits valides (strate de 50-125 m : noir; strate de 126-200 m : rouge; strate de 201-330 m : gris; strate de 331-500 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2004 sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016), le plus grand cercle étant de 58 469 kg/km<sup>2</sup> en 2012. Les lignes pleines rouges indiquent les limites des zones 3C, 3D et 5A de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

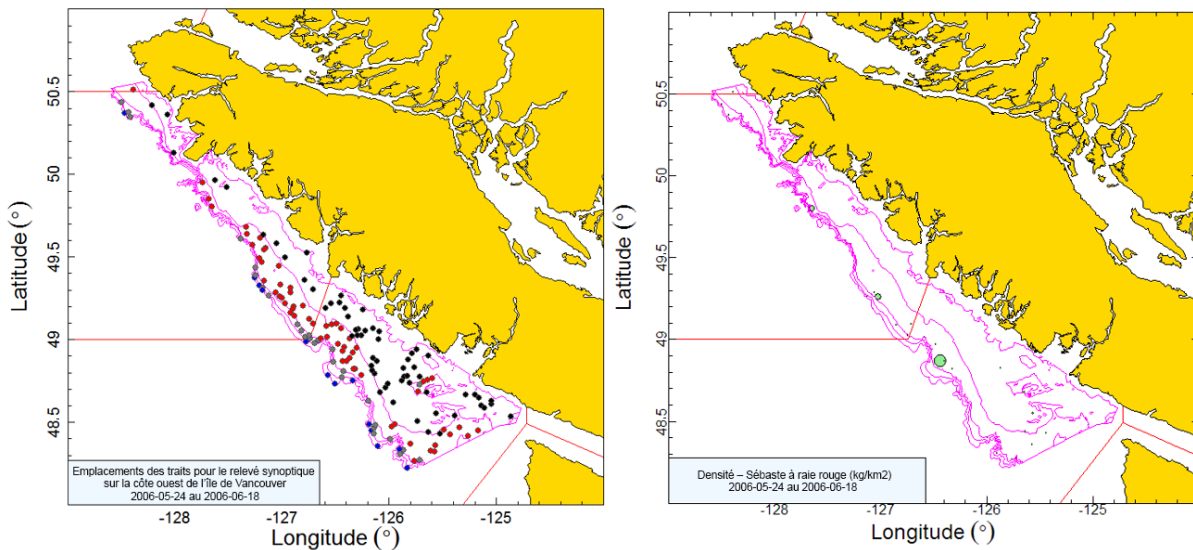


Figure B.46. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2006 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

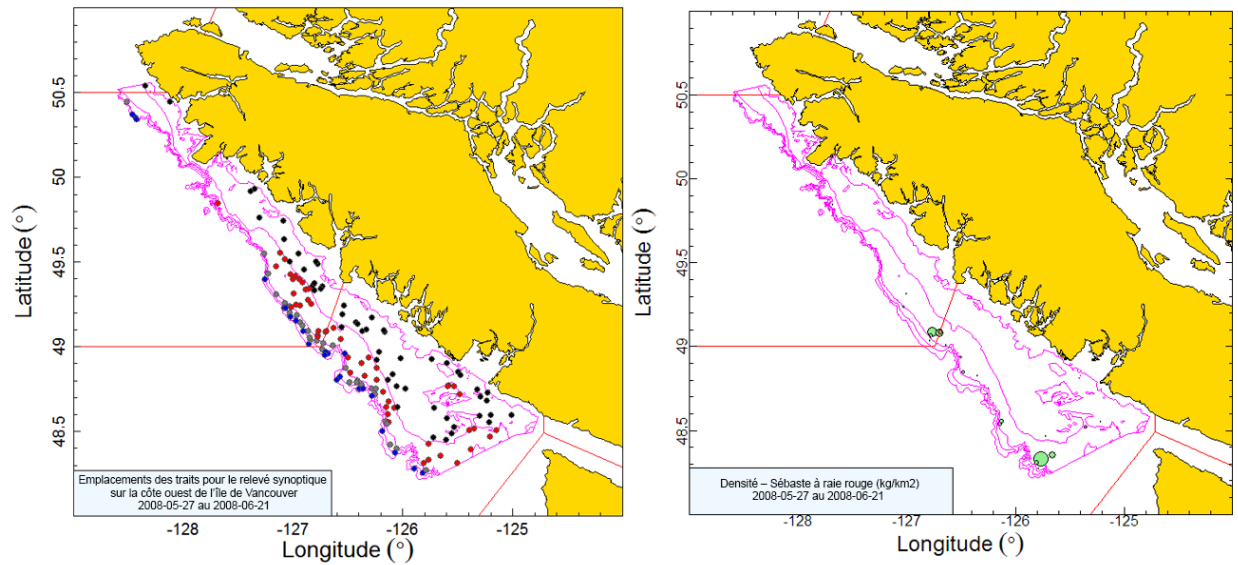


Figure B.47. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2008 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

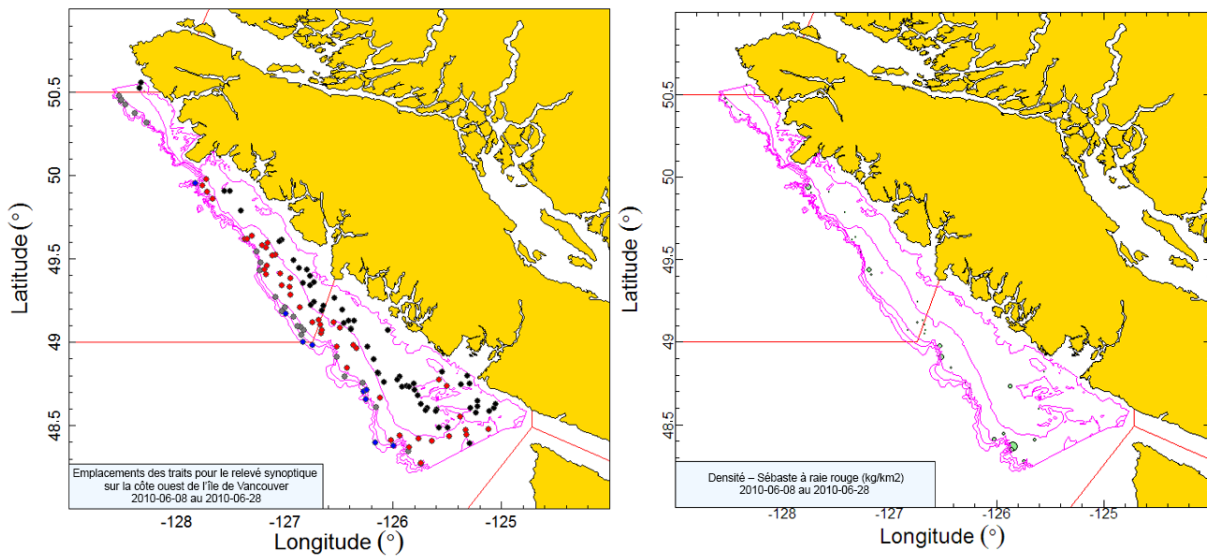


Figure B.48. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2010 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

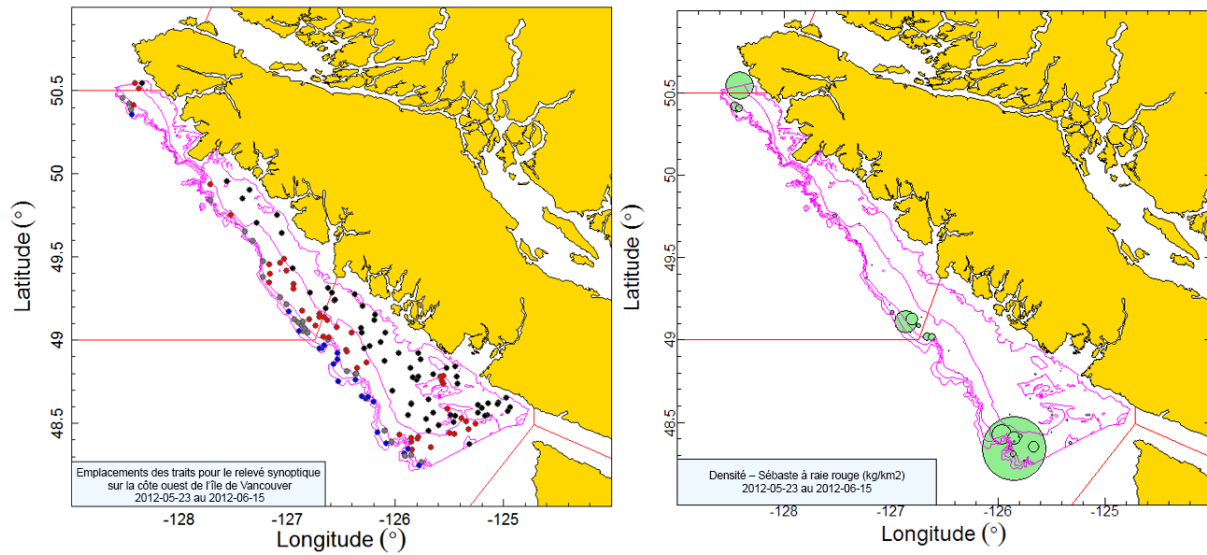


Figure B.49. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2012 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

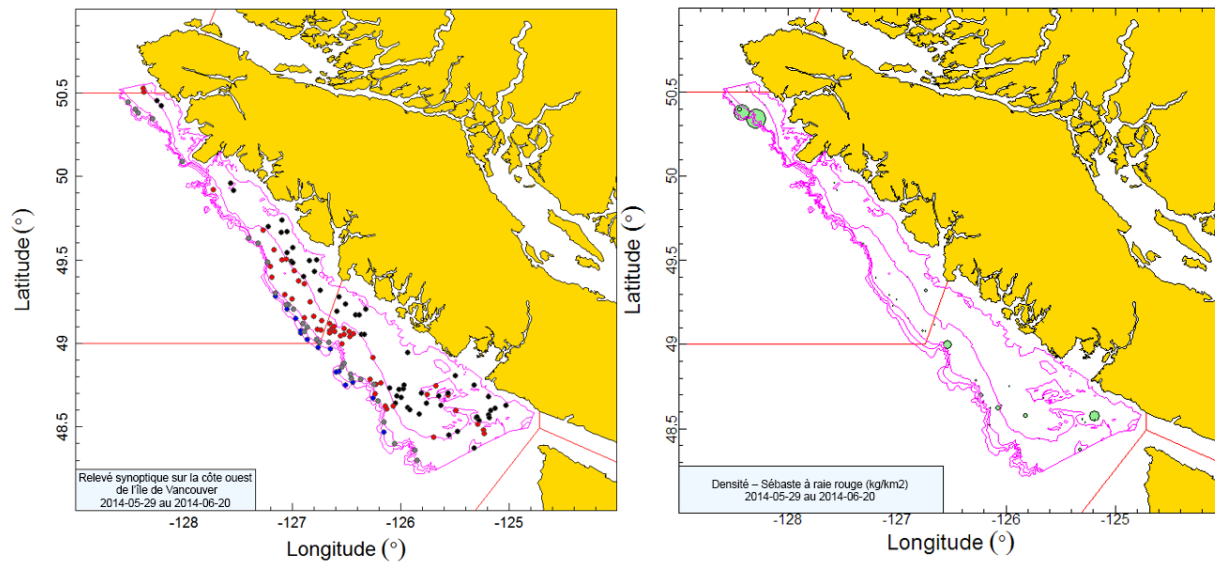


Figure B.50. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2014 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

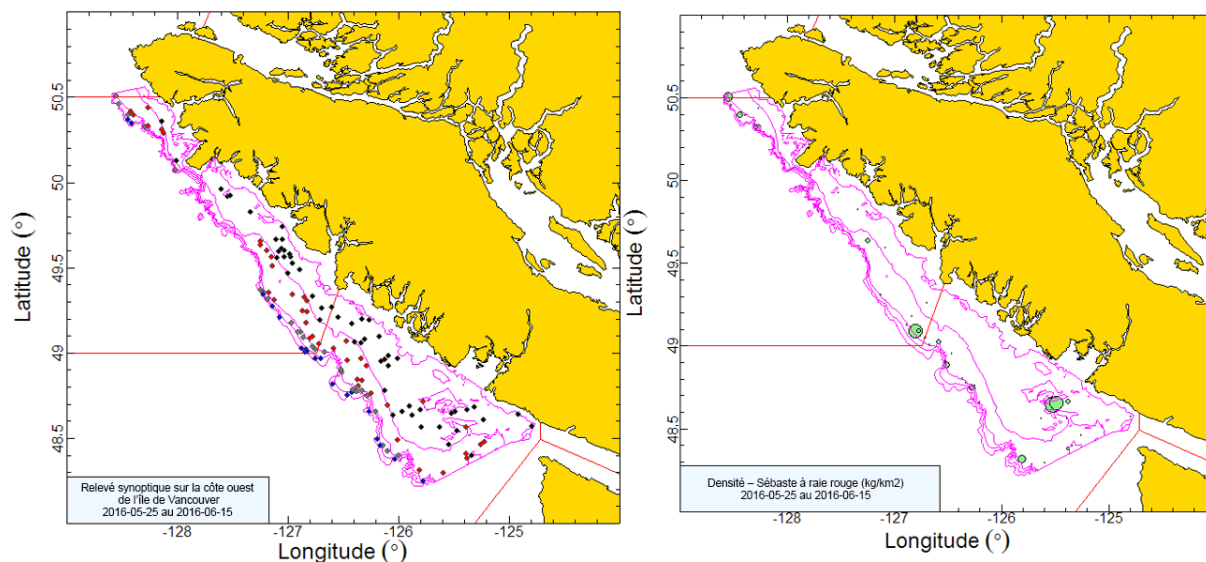


Figure B.51. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2016 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.45).

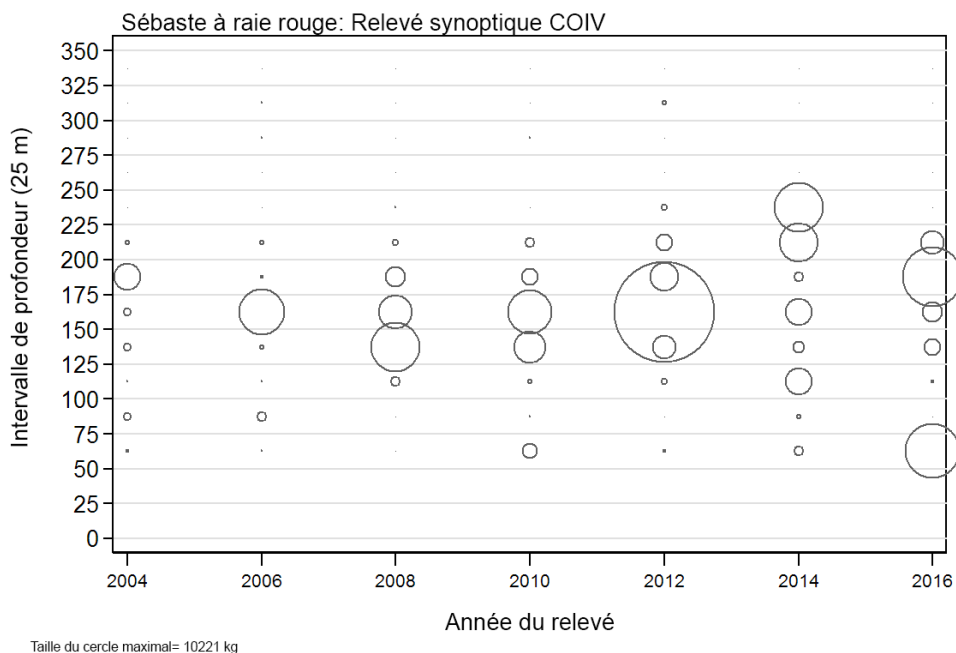


Figure B.52. Distribution des poids observés du sébaste à raie rouge par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (10 221 kg) dans la tranche de 150-175 m en 2012. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de sébaste à raie rouge sont de 62 m et 234 m, respectivement.

## B.7.2. Résultats

Comme pour le relevé triennal du NMFS (qui couvrait la moitié méridionale de l'île de Vancouver, voir la section B.4), les sébastes à raie rouge sont pêchés tout le long du rebord du plateau, de près de la frontière américaine jusqu'à l'extrémité de l'île de Vancouver (Figure B.45 à Figure B.50). Il ne semble pas y avoir de région prédominante dans la répartition spatiale, avec des prises bonnes, mais sporadiques de sébaste à raie rouge tout le long de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les sébastes à raie rouge ont été essentiellement pêchés à des profondeurs de 64 à 234 m (quantiles de 5 à 95 %) et il n'y a eu que quatre observations à des profondeurs de plus de 300 m (Figure B.52). Les niveaux estimés de la biomasse de sébaste à raie rouge d'après ce relevé au chalut étaient élevés en 2012 et 2016, sans toutefois de tendance évidente sur la période du relevé. Les erreurs relatives sont élevées, allant de 34 à 67 % dans les sept relevés (Figure B.53; Tableau B.19).

La proportion de traits capturant des sébastes à raie rouge variait entre 18 et 30 % pour les sept relevés, avec une valeur moyenne de 25 % (Figure B.54). Sur les 985 traits utilisables de ce relevé, 244 contiennent des sébastes à raie rouge, avec un poids médian des prises pour les traits positifs de 12,3 kg/trait et un poids maximal des prises de 7 598 kg sur l'ensemble des sept relevés (en 2012).

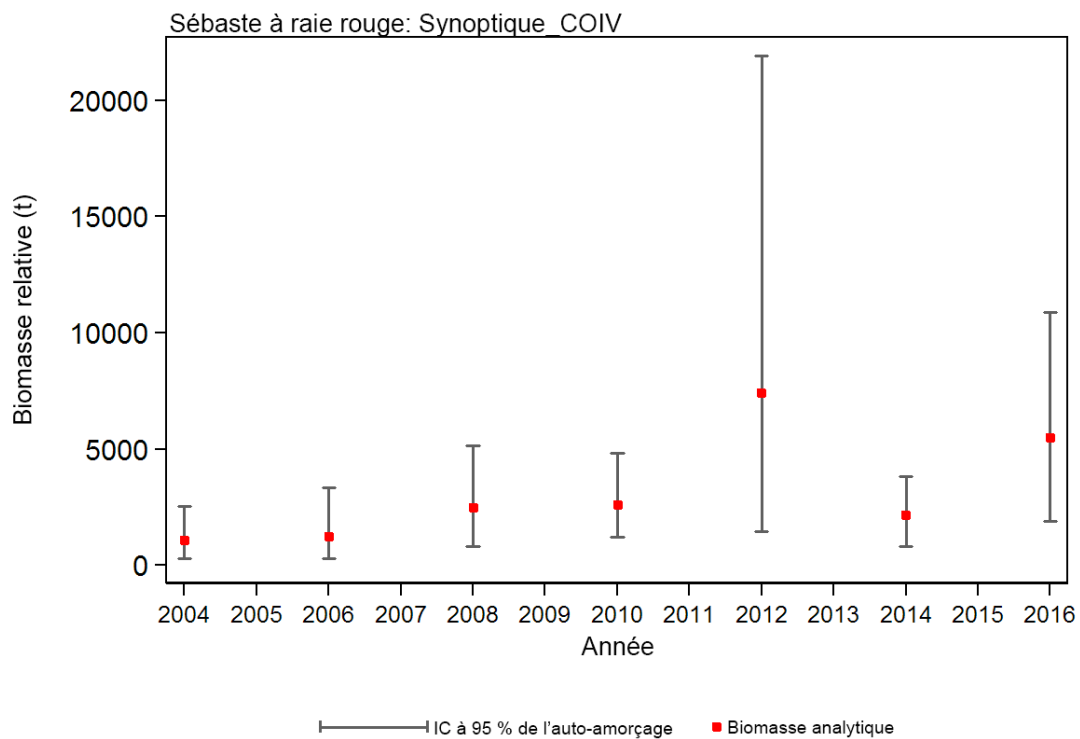


Figure B.53. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour le sébaste à raie rouge d'après les relevés synoptiques au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2016 (Tableau B.19). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

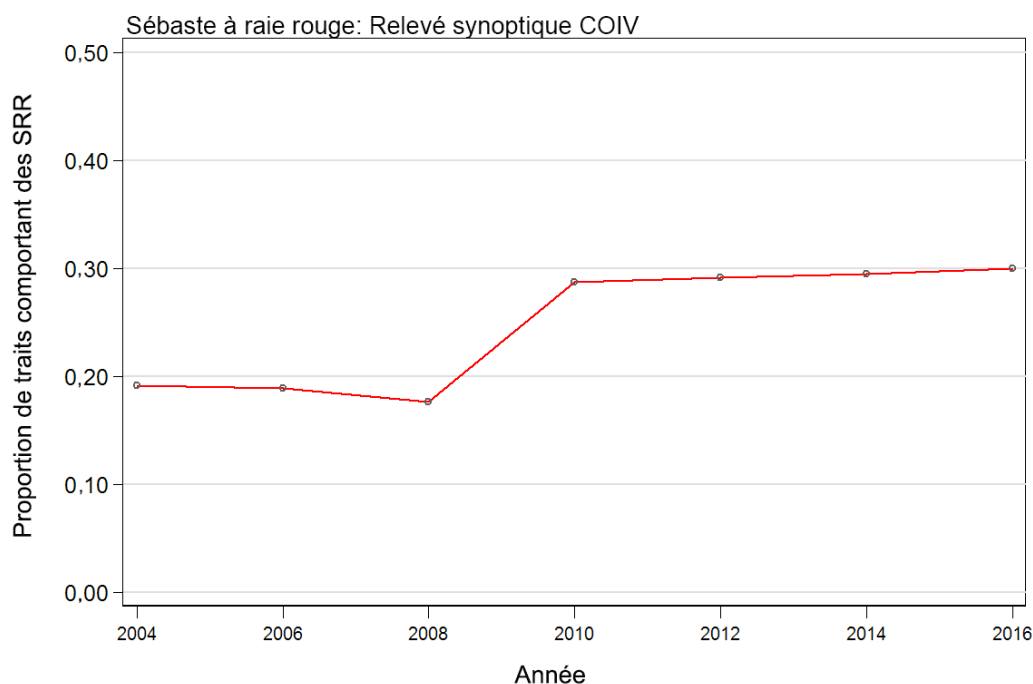


Figure B.54. Proportion de traits, par strate et par année, ayant capturé des sébastes à raie rouge dans les relevés synoptiques au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2016.

Tableau B.19. Estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge tirées du relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver pour les années de relevé 2004 à 2016. Les intervalles de confiance avec correction du biais d'auto-amorçage et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [B.4]	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)
2004	1 075	1 055	277	2 524	0,499	0,500
2006	1 261	1 232	283	3 349	0,607	0,591
2008	2 506	2 527	814	5 157	0,448	0,453
2010	2 607	2 636	1 227	4 841	0,343	0,336
2012	7 437	7 496	1 447	21 921	0,668	0,658
2014	2 174	2 240	836	3 832	0,345	0,357
2016	5 513	5 565	1 907	10 877	0,403	0,410

## B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DE FOND SUR LA CÔTE OUEST DE L'ARCHIPEL HAÏDA GWAI

### B.8.1. Sélection des données

Le relevé sur la côte ouest de Haïda Gwaii a été effectué six fois entre 2006 et 2016. En 2014, un relevé n'a pas permis de réaliser assez de traits pour pouvoir être considéré comme terminé. Le relevé comprend une seule strate surfacique s'étendant d'environ 53°N jusqu'à la frontière entre la Colombie-Britannique et l'Alaska et vers l'est jusqu'à 133°O (p. ex. Olsen *et al.* 2008). Le relevé de 2006 a utilisé un schéma de stratification en profondeur différent de celui des relevés synoptiques ultérieurs : 150-200 m, 200-330 m, 330-500 m, 500-800 m et 800-1 300 m

(Workman *et al.* 2007). Tous les traits de ce relevé ont été stratifiés de nouveau dans les quatre strates de profondeur utilisées à partir de 2007 : 180-330 m; 330-500 m; 500-800 m; et 800-1 300 m, selon la moyenne des profondeurs de début et de fin de chaque trait (Tableau B.20). Les tracés des emplacements de tous les traits valides par année et par strate sont présentés sur la Figure B.55 (2006), Figure B.56 (2007), Figure B.57 (2008), Figure B.58 (2010), Figure B.59 (2012) et Figure B.60 (2016). Il convient de noter que les limites de la strate de profondeur pour ce relevé diffèrent de celles utilisées pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (Edwards *et al.* 2012) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards *et al.* 2014) en raison des différences considérables dans la topographie du fond marin de la zone du relevé. La strate la plus profonde (800-1 300 m) a été omise de cette analyse en raison du manque de couverture en 2007.

Tableau B.20. Désignation des strates, nom du navire, nombre de traits utilisables et inutilisables, pour chaque année du relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaiï. La superficie de chaque strate et les dates des premier et dernier traits du relevé de chaque année sont également indiquées.

Année du relevé	Navire	Strate de profondeur				Nombre total de traits <sup>1</sup>	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
		180-330 m	330-500 m	500-800 m	800-1 300 m				
2006	<i>Viking Storm</i>	55	26	16	13	110 <sup>2</sup>	13	30 août 2006	22 sept 2006
2007	<i>Nemesis</i>	68	34	9	0	111	5	14 sept. 2007	12 oct. 2007
2008	<i>Frosti</i>	71	31	8	8	118	9	28 août 2008	18 sept 2008
2010	<i>Viking Storm</i>	82	29	12	6	129	2	28 août 2010	16 sept 2010
2012	<i>Nordic Pearl</i>	75	29	10	16	130	11	27 août 2012	16 sept 2012
2016	<i>Frosti</i>	69	28	5	10	112	8	28 août 2016	24 sept 2016
Superficie (km <sup>2</sup> )		1 104	1 024	956	2 248	5 332 <sup>3</sup>	–	–	–

<sup>1</sup> Codes d'utilisation dans la base de données GFBio = 0,1,2,6; <sup>2</sup> exclut 2 traits au S de 53°N; <sup>3</sup> Superficie totale en 2016 (km<sup>2</sup>)

Tableau B.21. Nombre de traits valides avec mesures de l'écartement des portes, valeurs moyennes de l'écartement des portes (en m) de ces traits pour chaque année de relevé et nombre de traits valides sans mesures de l'écartement des portes.

Année	Traits avec écartement des portes	Traits pour lesquels l'écartement des portes manquait	
		Écartement moyen des portes (m)	Écartement moyen des portes (m)
2006	93	30	77,7
2007	113	3	68,5
2008	123	4	80,7
2010	129	2	79,1
2012	92	49	73,8
2016	105	15	74,1
Total/Moyenne		655	103

<sup>1</sup> Moyenne de 2006 à 2016 : toutes les observations

La densité de l'écartement des portes (B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de sébaste à raie rouge, 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 l'équation B.3. On utilise la valeur obtenue ([vessel speed] X [tow duration]) pour cette variable si la valeur de [distance travelled] est manquante, mais cela n'a pas été nécessaire dans les six relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (103 valeurs pour toutes les années; Tableau B.21) pour remplir le champ [doorspread] lorsque cette donnée était manquante.

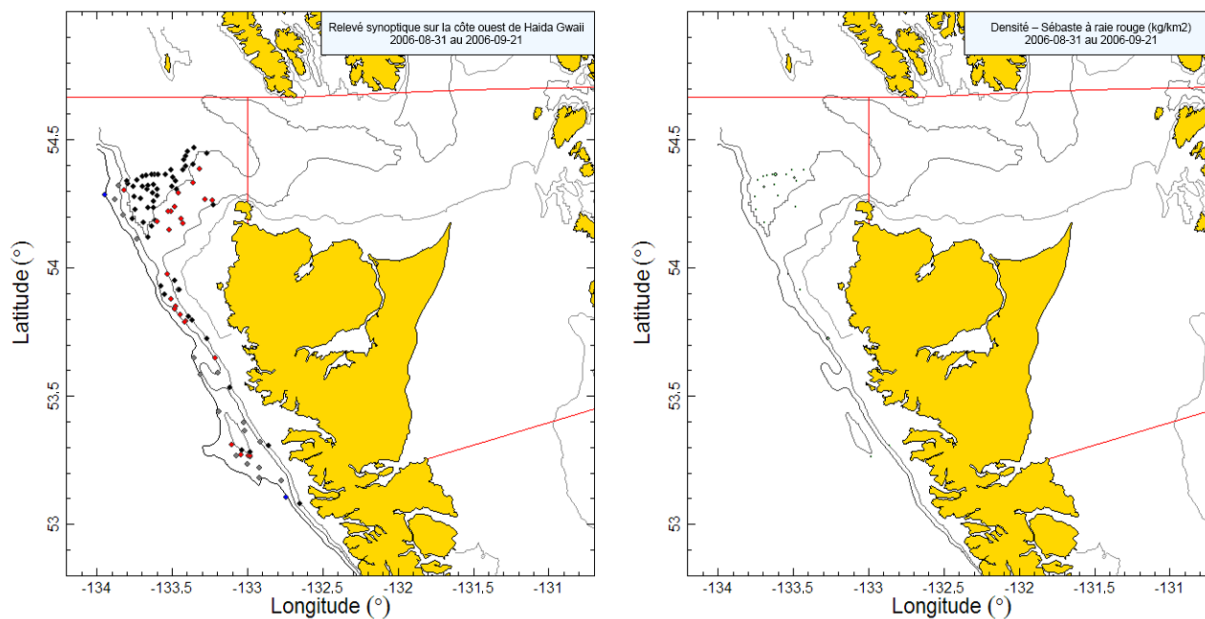


Figure B.55. Emplacements des traits valides par strate (180-330 m : noir; 330-500 m : rouge; 500-800 m : gris; 800-1 300 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique effectué par le Viking Storm en 2006. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2006-2016), le plus grand cercle = 2 384 kg/km<sup>2</sup> en 2016. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales 5E et 5D de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

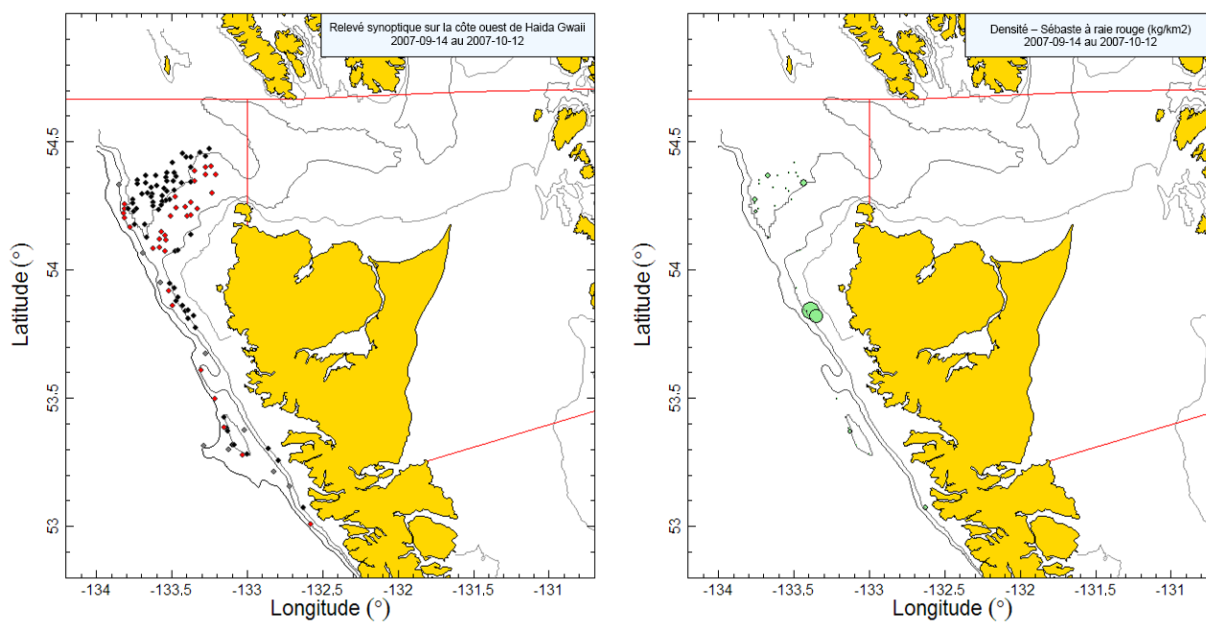


Figure B.56. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 effectué par le Nemesis (voir la légende de la Figure B.55).



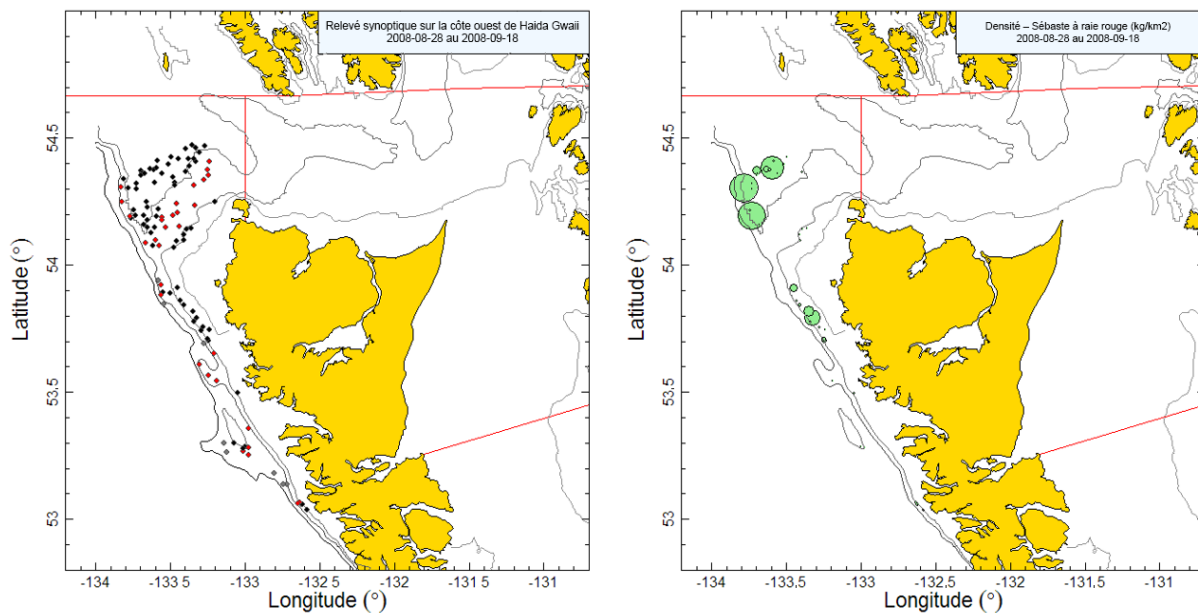


Figure B.57. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2008 effectué par le Frosti (voir la légende de la Figure B.55).

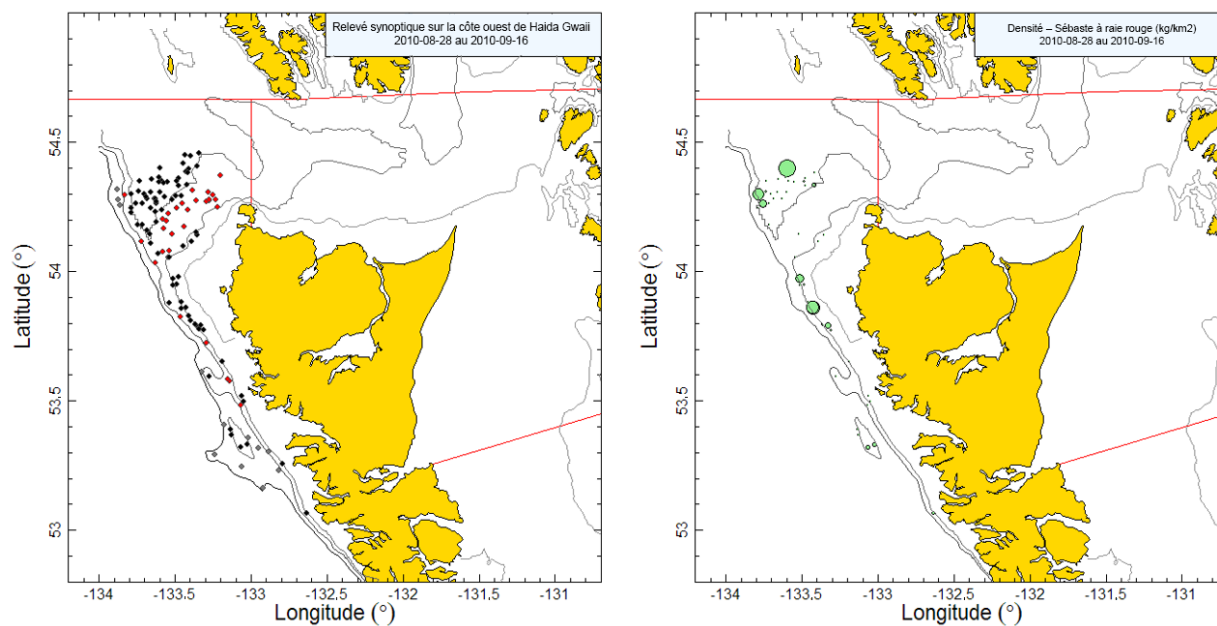


Figure B.58. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2010 effectué par le Viking Storm (voir la légende de la Figure B.55).

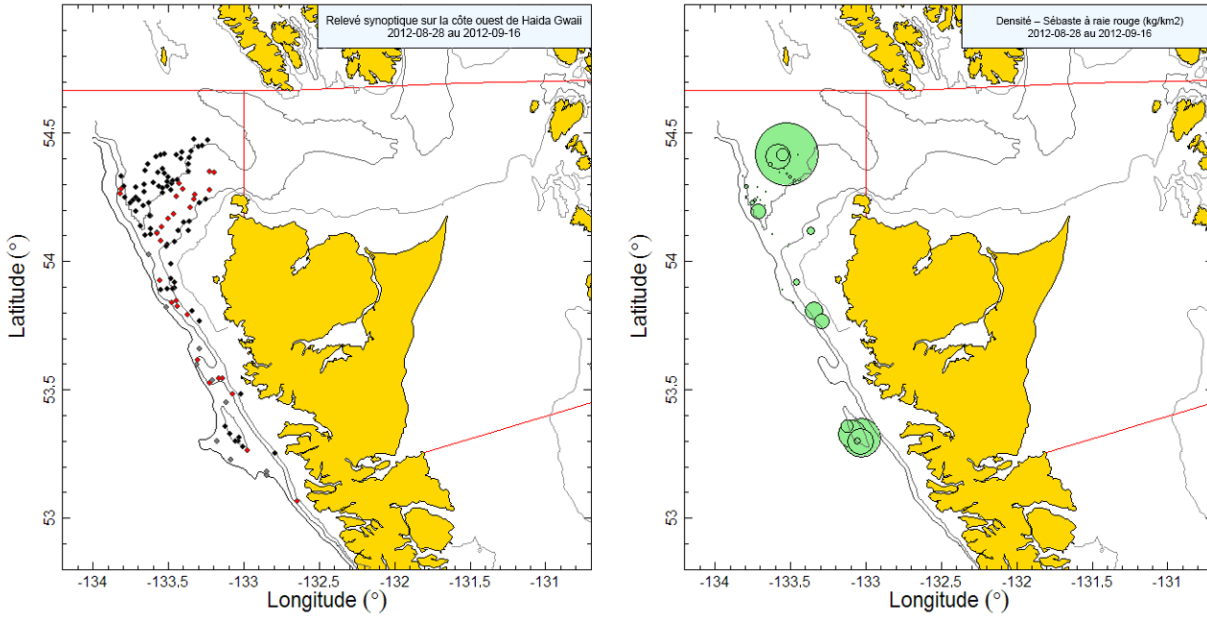


Figure B.59. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2012 effectué par le Viking Storm (voir la légende de la Figure B.55).

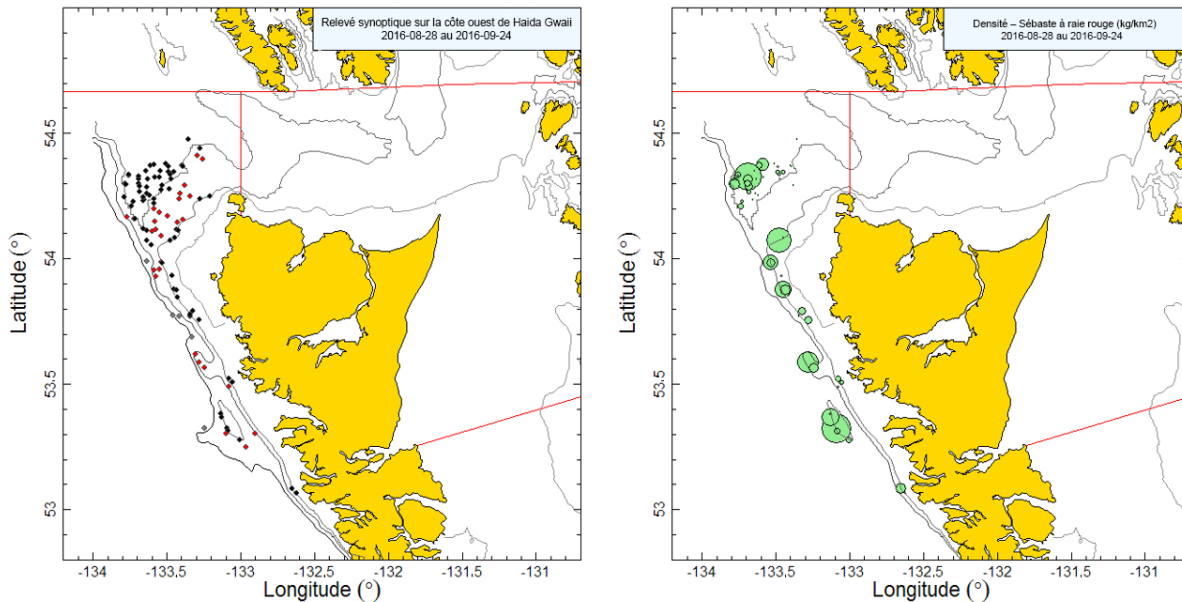


Figure B.60. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2016 effectué par le Frosti (voir la légende de la Figure B.55).

### B.8.2. Résultats

Les six relevés ont capturé des sébastes à raie rouge dans la partie ouest de l'entrée Dixon et au large de la côte ouest de l'île Graham, jusqu'aux environs de la baie Rennell (Figure B.55 à Figure B.60), bien que des observations occasionnelles de l'espèce se produisent jusqu'à 53°N, l'extrémité la plus au sud de ce relevé. Les sébastes à raie rouge ont été pêchés surtout à des

profondeurs de 202 à 258 m (quantiles de 5 à 95 %), la majorité des observations se situant entre 217 et 237 m de profondeur (quantiles de 25 à 75 %; Figure B.61).

Tableau B.22. Estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge d'après les six relevés synoptiques sur la côte ouest de Haïda Gwaii. Les intervalles de confiance d'auto-amorçage avec correction du biais et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur des tirages aléatoires de 1 000 avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse				CV de l'auto-amorçage	CV de l'analyse (B.6)
	Biomasse (t) [B.4]	Biomasse d'auto-amorçage moyenne (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)		
2006	100	100	43	182	0,356	0,358
2007	197	191	45	447	0,525	0,525
2008	501	498	141	1 041	0,435	0,434
2010	284	286	106	521	0,357	0,361
2012	669	677	199	1 461	0,471	0,478
2016	1 082	1 091	534	1 725	0,280	0,289

Les niveaux estimés de biomasse du sébaste à raie rouge tirés de ces relevés au chalut peuvent afficher une tendance ascendante possible (de 100 t en 2006 à 1 082 t en 2016) [Figure B.62; Tableau B.22]. Les erreurs relatives estimées pour ces relevés étaient légèrement inférieures à celles d'autres relevés sur le sébaste à raie rouge, de 28 à 53 %, mais elles demeurent très importantes pour une utilisation en tant qu'indices de la biomasse (Tableau B.22).

La proportion de traits qui ont capturé des sébastes à raie rouge variait de 22 à 54 % dans les six années du relevé synoptique, avec une moyenne globale de 36 % (Figure B.63). Le poids médian des prises de sébaste à raie rouge pour les traits positifs était de 8,6 kg/trait et le poids maximal des prises dans les six relevés était de 2 797 kg (en 2016).

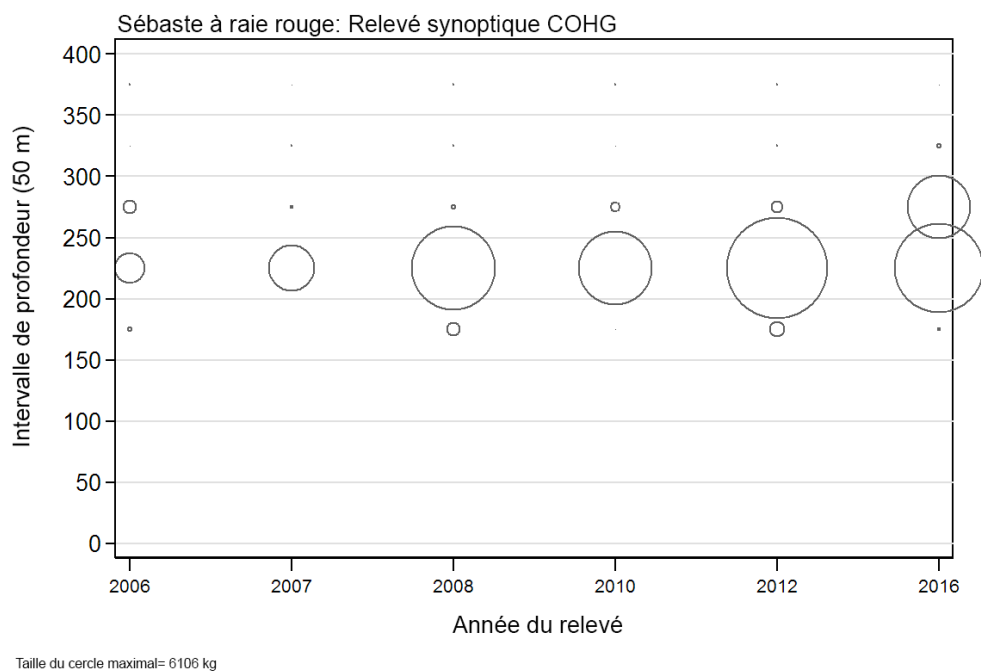


Figure B.61. Distribution des poids observés du sébaste à raie rouge par année de relevé et par tranche de 50 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans chaque graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (6 106 kg dans la tranche de

200-250 m en 2012). Profondeurs minimales et maximales observées pour le sébaste à raie rouge : 157 m et 511 m, respectivement. Trois traits qui ont capturé des sébastes à raie rouge à des profondeurs de plus de 400 m ne sont pas représentés sur le tracé. La profondeur est mesurée à la position de départ de chaque trait.

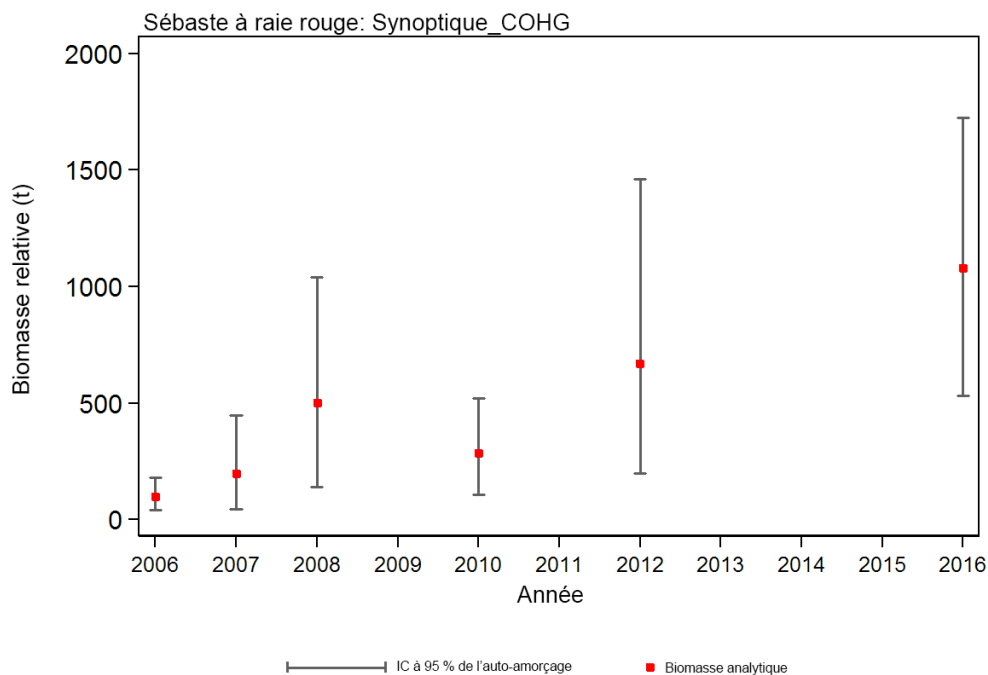


Figure B.62. Estimations de la biomasse du sébaste à raie rouge d'après les relevés synoptiques de 2006 à 2016 sur la côte ouest de Haïda Gwaii (Tableau B.22). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques par auto-amorçage, sont tracés.

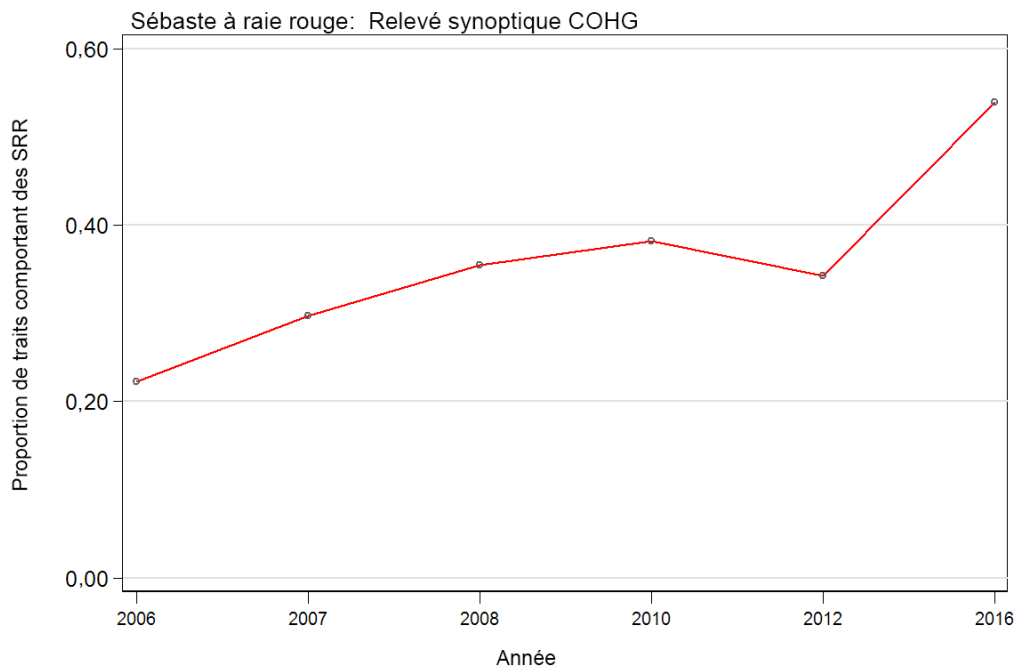


Figure B.63. Proportion de traits par année qui contiennent des sébastes à raie rouge pour les six relevés synoptiques sur la côte ouest de Haïda Gwaii.

## B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS

- DFO. 2015. [Proceedings of the Pacific regional peer review on Stock assessment for Yellowtail Rockfish \(\*Sebastes flavidus\*\) in British Columbia; November 18-19, 2014](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2015/020.
- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014. [Pacific Ocean Perch \(\*Sebastes alutus\*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 pp.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. and Haigh, R. 2012. [Stock assessment for Pacific ocean perch \(\*Sebastes alutus\*\) in Queen Charlotte Sound, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/111. viii + 172 pp.
- Harling, W.R. and Davenport, D. 1977. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 77-3 August 22 to September 8, 1977](#). Fish. Mar. Serv. Data Rep. 42: iii + 46 pp.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, H.S., Wowchuk, R.H. and Westrheim, S.J. 1971. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 71-3, October 1-29, 1971](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 290: 35 pp.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S., Phillips, A.C. and Westrheim, S.J. 1973. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 73-2, September 5-25, 1973](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 424: 37 pp.
- Nagtegaal, D.A. and Farlinger, S.P. 1980. [Catches and trawl locations of the M/V Southward Ho during a rockfish exploration and assessment cruise to Queen Charlotte Sound, September 7-27, 1979](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 216: iii + 95 pp.

- 
- Nagtegaal, D.A., Leaman, B.M. and Stanley, R.D. 1986. [Catches and trawl locations of R/V G.B. Reed and M/V Eastward Ho during the Pacific Ocean Perch assessment cruise to Queen Charlotte Sound, August-September, 1984](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 611: iii + 109 pp.
- Olsen, N., Rutherford, K.L. and Stanley, R.D. 2008. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 25th to September 21st, 2008](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2858: vii + 50 pp.
- Westrheim, S.J. 1966a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Cape Spencer, Alaska, August 23 to September 7, 1965](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 890: 27 pp.
- Westrheim, S.J. 1966b. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Sitka Sound, Alaska, August 24 to September 15, 1966](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 891: 27 pp.
- Westrheim, S.J. 1967a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia and Southeastern Alaska, September 6 - October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 934: 8 pp.
- Westrheim, S.J. 1967b. [G.B. Reed groundfish cruise reports, 1963-66](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 30: ii + 286 pp.
- Westrheim, S.J. 1969. [Report of the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia, September 1969](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 1063: 6 pp.
- Westrheim, S.J., Harling, W.R. and Davenport, D. 1968. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 67-2, September 6 to October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 46: 45 pp.
- Westrheim, S.J., Leaman, B.M., Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S. and Wowchuk, R.M. 1976. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 76-3, September 8-27, 1976](#). Fish. Mar. Serv. Data Rec. 21: 47 pp.
- Workman, G.D., Olsen, N. and Rutherford, K.L. 2007. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 28th to September 25th, 2006](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2804: vii + 44 pp.
- Yamanaka, K.L., Richards, L.J. and Workman, G.D. 1996. [Bottom trawl survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, September 11 to 22, 1995](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2362: iv + 116 pp.

---

## ANNEXE C. CPUE DANS LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT

### C.1. INTRODUCTION

Nous avons utilisé les données sur les prises et l'effort dans la pêche commerciale pour produire des indices de l'abondance de plusieurs façons. Les indices les plus simples sont dérivés de la moyenne arithmétique ou géométrique des captures, divisée par une mesure appropriée de l'effort (capture par unité d'effort ou CPUE), mais ces indices ne permettent pas d'ajustements pour tenir compte des changements dans les pratiques de pêche ou d'autres facteurs non liés à l'abondance qui peuvent influencer sur les taux de prise. Nous avons donc élaboré des méthodes pour normaliser les changements apportés à la configuration des navires, le moment ou l'emplacement des prises et d'autres effets possibles afin d'éliminer les biais potentiels de la CPUE qui pourraient résulter de ces changements. Dans ces modèles, l'abondance est représentée comme un « effet de l'année » et la variable dépendante est soit une CPUE explicitement calculée, représentée comme les prises divisées par l'effort, soit une CPUE implicite, représentée comme les prises par trait ou prises par enregistrement. Dans ce dernier cas, des termes d'effort supplémentaires peuvent être proposés comme variables explicatives, ce qui permet au modèle de sélectionner le terme d'effort offrant le plus grand pouvoir explicatif. Il est toujours préférable de normaliser autant de facteurs que possible lorsque l'on utilise la CPUE comme indicateur de l'abondance. Malheureusement, il n'est souvent pas possible de tenir compte des facteurs susceptibles d'influer sur le comportement des pêcheurs, en particulier les facteurs économiques, ce qui donne des indices qui ne reflètent pas toujours entièrement l'abondance du stock sous-jacent.

### C.2. MÉTHODES

#### C.2.1. CPUE arithmétique et non standardisée

Les indices de la CPUE arithmétique et non standardisée fournissent des mesures potentielles de l'abondance relative, mais sont généralement considérés comme peu fiables parce qu'ils ne tiennent pas compte des changements dans la pêche, y compris les changements spatiaux et temporels, ni des changements de comportement et d'engins. Ils sont souvent calculés parce qu'ils donnent une mesure de l'effet global de la procédure de standardisation.

La CPUE arithmétique (Éq. C.1) de l'année  $y$  a été calculée comme le total des captures de l'année divisé par l'effort total de l'année selon l'Éq. C.1 :

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

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

La CPUE non standardisée (géométrique) suppose une distribution log-normale des erreurs. Un indice non standardisé de la CPUE (Éq. C.2) de l'année  $y$  a été calculé comme la moyenne géométrique du rapport captures/effort pour chaque  $i$  de l'année  $y$ , selon l'Éq. C.2 :

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

où  $C_{i,y}$ ,  $E_{i,y}$  et  $n_y$  sont tels que définis pour l'Éq. C.1.

---

## C.2.2. CPUE standardisée

Ces modèles sont préférés aux modèles non standardisés décrits précédemment, parce qu'ils peuvent tenir compte des changements dans le comportement de pêche et d'autres facteurs qui peuvent influencer sur la tendance estimée de l'abondance, à condition que les données adéquates soient entrées dans les modèles. Dans les modèles décrits ci-après, on utilise la prise par enregistrement comme variable dépendante et l'effort associé est traité comme une variable explicative.

### C.2.2.1. Modèle log-normal

La CPUE standardisée suppose souvent une distribution log-normale des erreurs, les variables explicatives servant à représenter les changements dans la pêche. On calcule un indice de la CPUE standardisée (Éq. C.3) à partir d'un modèle linéaire généralisé (Quinn et Deriso 1999) à l'aide d'une série de variables explicatives, dont l'année [year], le mois [month], la profondeur [depth], le navire [vessel] et d'autres facteurs disponibles :

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

où  $I_i$  =  $C_i$  ou la prise;

$B$  = l'interception;

$Y_{y_i}$  = le coefficient de l'année correspondant à l'année de l'enregistrement  $i$  ;

$\alpha_{a_i}$  et  $\beta_{b_i}$  = les coefficients pour les variables factorielles  $a$  et  $b$  correspondant à l'enregistrement  $i$  ;

$f(\chi_i)$  et  $f(\delta_i)$  sont des fonctions polynomiales (au 3<sup>e</sup> ordre) des variables continues  $\chi_i$  et  $\delta_i$  correspondant à l'enregistrement  $i$  ;

$\varepsilon_i$  = un terme d'erreur.

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

Il convient de noter que le calcul de la CPUE standardisée à l'aide de l'Éq. C.3, en supposant une distribution log-normale et sans variables explicatives supplémentaires, équivaut à utiliser l'Éq. C.2 tant que la définition de  $E_{i,y}$  est la même.

Des coefficients canoniques et des erreurs-types ont été calculés pour chaque variable catégorielle (Francis 1999<sup>3</sup>). Les analyses standardisées fixent généralement l'un des coefficients à 1,0 sans terme d'erreur et estiment les coefficients restants et l'erreur associée par rapport au coefficient fixé. Ceci est nécessaire en raison des paramètres confusionnels. La méthode de Francis (1999<sup>3</sup>) consiste à rééchelonner tous les coefficients de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0 et à calculer une erreur-type pour chaque coefficient, y compris le coefficient fixé.

Les graphiques Coefficient-distribution-influence (CDI) sont des outils visuels qui facilitent la compréhension des profils qui peuvent exister dans la combinaison des valeurs des

---

<sup>3</sup> Francis, R.I.C.C. 1999. [The impact of correlations on standardised CPUE indices](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 99/42: 30 p. Rapport non publié conservé dans la bibliothèque NIWA, Wellington, NZ.



---

coefficients, des changements dans la distribution et de l'influence annuelle (Bentley *et al.* 2012). Des graphiques CDI ont été utilisés pour illustrer chaque variable explicative ajoutée au modèle.

### C.2.2.2. Modèle logit binomial

La procédure décrite par l'Éq. C.3 est nécessairement limitée aux observations de prises positives dans l'ensemble de données puisque le logarithme de zéro n'est pas défini. Nous avons modélisé les observations avec une prise nulle en ajustant un modèle de régression logit basé sur une distribution binomiale et en utilisant la présence ou l'absence du sébaste à raie rouge comme variable dépendante [où  $\ln(I_i)$  est remplacé par 1 dans l'Éq. C.3 s'il s'agit d'un enregistrement de prise réussie et par 0 si la prise n'est pas réussie] et le même ensemble de données. Les facteurs explicatifs sont estimés dans le modèle comme dans l'Éq. C.3. Un tel modèle produit une autre série de coefficients standardisés des changements annuels relatifs, analogue à la série estimée à partir de la régression log-normale.

### C.2.2.3. Modèle combiné

La distribution de  $\Delta t_a$ , qui autorise des observations positives et nulles (Fletcher *et al.* 2005), permet d'estimer un modèle combiné, intégrant les deux ensembles de changements annuels relatifs estimés par les modèles log-normal et binomial. Un tel modèle fournit un indice unique de l'abondance qui intègre les signaux des séries positive (log-normale) et binomiale. Cette approche applique l'équation suivante pour calculer un indice basé sur les deux indices contributifs après normalisation de chaque série à une moyenne géométrique = 1,0 :

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

où  $C Y_y$  = indice combiné pour l'année  $y$ ,  
 $L Y_y$  = indice log-normal pour l'année  $y$ ,  
 $B Y_y$  = indice binomial pour l'année  $y$

Selon Francis (2001), une procédure bootstrap est la méthode appropriée pour estimer la variabilité de l'indice combiné. Nous avons donc estimé les limites de confiance pour le modèle combiné à l'aide d'une procédure par auto-amorçage fondée sur 500 répliques, tirées avec remplacement.

Les graphiques des séries d'indices ci-après présentent les valeurs normalisées, c'est-à-dire que chaque série est divisée par sa moyenne géométrique, de sorte que la série est centrée sur 1. Cela facilite la comparaison entre les séries.

## C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES

Les analyses décrites dans la présente annexe sont fondées sur les données relatives au total des captures trait par trait (débarquements + rejets), recueillies de 1996 à 2017, pour lesquelles on dispose des données de position détaillées pour chaque trait et d'une estimation des prises rejetées pour le trait en raison de la présence d'un observateur à bord du navire. Ces données sont conservées dans les bases de données PacHarvTrawl (PacHarvest) et GFF05 du MPO (Pêches et Océans Canada, Région du Pacifique, Unité des données sur le poisson de fond).

Les données sur les prises trait par trait pour le sébaste à raie rouge provenant de la pêche au chalut réalisée en Colombie-Britannique de 1996 à 2017 du détroit Juan de Fuca à l'entrée Dixon, ont été sélectionnées selon les critères suivants :

- Date de début du trait entre le 1<sup>er</sup> janvier 1996 et le 31 décembre 2017;
- Type de chalut de fond (y compris les chaluts « inconnus »);
- Pêché dans les régions de la CPMP : 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D ou 5E;
- Code de succès de pêche  $\leq 1$  (code 0= inconnu; code 1= utilisable);
- Prise d'au moins une espèce de poisson ou d'invertébré (pas de coup de filet infructueux ou de trait d'objets inanimés);
- Champ de profondeur valide;
- Coordonnées de latitude et longitude valides;
- Estimation valide de la durée du trait, qui était  $> 0$  heure et  $\leq 24$  heures.

Chaque enregistrement représente un seul trait, ce qui donne une équivalence entre le nombre d'enregistrements et le nombre de traits. On peut donc utiliser la prise par enregistrement pour représenter la CPUE puisque chaque enregistrement (trait) a une composante d'effort implicite.

Les données sur les prises et l'effort pour le sébaste à raie rouge ont été subdivisées en deux zones (nord de la Colombie-Britannique et sud de la Colombie-Britannique) en fonction de la répartition localisée des prises au chalut (voir l'annexe A). Seules les données sur le chalut de fond ont été prises en compte parce que l'expérience antérieure a montré que les données sur le chalut pélagique étaient trop rares et avaient tendance à être regroupées (seulement quelques traits avec des taux de prise élevés), rendant les données non informatives pour la CPUE. La Figure C.1 illustre la distribution de la profondeur pour tous les traits de chalut de fond visant le sébaste à raie rouge réussis dans les deux zones. Une tranche d'eau pour chaque analyse a été sélectionnée à partir de ces graphiques et est résumée dans le Tableau C.1.

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

Analyse	Chalut	Première année	Tranche d'eau (m)	Limite supérieure de l'effort (h)	Nombre minimum d'enregistrements dans la catégorie	Nombre de catégories de profondeurs	Nombre de catégories de latitudes	Nombre de catégories de localités
Zone 5DE	Fond	1996	100-450	6	50	14	14	16
Zone 3CD5ABC	Fond	1996	75-375	6	150	12	40	41

Les critères de qualification des bateaux pour la pêche au chalut de fond étaient fondés sur le nombre de sorties par année et le nombre d'années de pêche afin d'éviter d'inclure les bateaux qui ne capturaient des sébastes à raie rouge qu'à l'occasion. Les critères de qualification des navires utilisés dans chaque analyse figurent dans le Tableau C.2 et la distribution des traits par navire et par pêche est présentée sur la Figure C.2. Une fois qu'un navire a été sélectionné, toutes les données relatives au navire admissible ont été incluses, quel que soit le nombre de sorties au cours d'une année. Le Tableau C.2 indique le nombre de navires utilisés dans chaque analyse et la fraction des prises totales représentée dans chaque flottille principale. Il y a eu un bon chevauchement de la couverture des navires au fil des ans (Figure C.2) dans les deux pêches, particulièrement dans l'analyse du sud de la Colombie-Britannique, où 20 des 40 navires principaux ont participé à la pêche pendant les 22 années de l'analyse. Le niveau de chevauchement est moindre dans la pêche du nord de la Colombie-Britannique, avec seulement 5 des 16 bateaux prenant part à la pêche pendant les 22 ans; de plus, le nombre de bateaux est beaucoup moins élevé; cependant, le degré de chevauchement d'une année à l'autre semble satisfaisant pour estimer les effets des bateaux.

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

Analyse	Chalut	Critères de sélection des navires			Caractéristiques des ensembles de données				
		Nombre d'années	Nombre de sorties	Nombre minimum d'enregistrements positifs	Nombre de bateaux	% des prises totales <sup>1</sup>	Prises (t)	Nombre total d'enregistrements	Enregistrements positifs
Zone 5DE	Fond	3	3	60	16	93	2 727	22 132	4 384
Zone 3CD5ABC	Fond	5	5	200	40	91	10 771	132 134	33 109

<sup>1</sup> le total des prises est calculé avec tous les filtres appliqués, sauf pour les restrictions concernant le bateau et la profondeur.

Le Tableau C.3 présente les variables explicatives offertes au modèle, en fonction de l'information trait par trait contenue dans chaque enregistrement, le nombre de catégories disponibles variant comme indiqué dans le Tableau C.1 et le Tableau C.2. Le Tableau C.4 et le Tableau C.5 résument les données sur les navires principaux utilisées dans chaque analyse par année civile, y compris le nombre d'enregistrements, le nombre total d'heures de pêche et les prises connexes de sébaste à raie rouge.

Tableau C.3. Variables explicatives proposées au modèle de CPUE, d'après les informations trait par trait.

Variable	Type de données
Year	22 catégories (années civiles)
Hours fished	Continues : polynôme de 3 <sup>e</sup> ordre
Month	12 catégories
DFO locality	Zones du lieu de pêche définies par Rutherford (1999) (comprend une catégorie agrégée finale) (Tableau C.1)
Latitude	Latitude agrégée par bandes de 0,1° à partir de 48° N (comprend une catégorie agrégée finale) (Tableau C.1)
Vessel	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale) dans le Tableau C.2 (Tableau C.2)
Depth	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale) dans le Tableau C.1 (Tableau C.1)

Tableau C.4. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du sébaste à raie rouge dans les zones 5DE, par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données et sélection des navires principaux).

Année	Nombre de navires <sup>1</sup>	Nombre de sorties <sup>1</sup>	Nombre de traits <sup>1</sup>	Nombre d'enregistrements <sup>1</sup>	Nombre d'enregistrements <sup>2</sup>	Nombre d'enregistrements nuls <sup>2</sup>	Prises totales (t) <sup>1</sup>	Nombre total d'heures <sup>1</sup>	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	14	39	163	163	1 049	84,5	68,9	303	227,7
1997	11	36	99	99	969	89,8	60,5	171	354,8
1998	11	53	185	185	1 373	86,5	155,1	357	434,3
1999	11	45	177	177	1 027	82,8	164,1	326	503,5
2000	10	61	299	299	1 358	78,0	214,7	470	456,8
2001	10	58	255	255	1 232	79,3	149,8	364	411,2
2002	14	78	308	308	1 318	76,6	180,1	410	439,2
2003	14	81	310	310	1 195	74,1	186,6	442	422,4
2004	11	71	264	264	1 233	78,6	188,3	328	574,5
2005	10	56	204	204	1 384	85,3	99,5	284	350,7
2006	11	54	199	199	896	77,8	114,8	261	440,6
2007	10	50	195	195	837	76,7	116,5	288	405,0
2008	9	49	168	168	1 032	83,7	128,7	219	586,5
2009	10	44	164	164	961	82,9	101,9	219	465,5
2010	9	51	167	167	780	78,6	62,9	235	268,0
2011	9	50	170	170	887	80,8	111,3	233	477,4
2012	11	50	190	190	745	74,5	142,8	285	501,4
2013	10	63	168	168	934	82,0	76,7	276	278,0
2014	10	58	199	199	787	74,7	147,0	300	489,2
2015	9	44	143	143	655	78,2	53,4	222	240,5
2016	9	51	169	169	645	73,8	83,5	285	293,0
2017	9	62	188	188	835	77,5	119,5	307	388,9

<sup>1</sup> calculé pour les traits avec des prises de sébaste à raie rouge >0

<sup>2</sup> calculé pour tous les traits

Tableau C.5. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond du sébaste à raie rouge dans la zone 3CD5ABC, par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données et la sélection des navires principaux).

Année	Nombre de navires <sup>1</sup>	Nombre de sorties <sup>1</sup>	Nombre de traits <sup>1</sup>	Nombre d'enregistrements <sup>1</sup>	Nombre d'enregistrements <sup>2</sup>	Nombre d'enregistrements nuls <sup>2</sup>	Prises totales (t) <sup>1</sup>	Nombre total d'heures <sup>1</sup>	CPUE (kg/h) (Éq. C.1)
1996	39	236	970	970	4 729	79,5	336,9	1 652	203,9
1997	39	343	1 518	1 518	5 601	72,9	567,2	2 742	206,9
1998	36	390	1 853	1 853	6 258	70,4	620,7	3 814	162,7
1999	37	451	1 826	1 826	7 226	74,7	569,7	3 720	153,2
2000	38	465	2 139	2 139	8 222	74,0	882,6	3 776	233,8
2001	37	447	1 923	1 923	7 399	74,0	753,8	3 231	233,3
2002	36	464	1 854	1 854	8 272	77,6	599,7	3 179	188,6
2003	36	474	1 869	1 869	8 335	77,6	628,7	3 150	199,6
2004	36	450	1 640	1 640	7 795	79,0	435,3	2 855	152,4
2005	34	469	1 839	1 839	8 059	77,2	430,7	3 443	125,1
2006	32	410	1 547	1 547	7 036	78,0	392,7	2 988	131,4
2007	32	343	1 505	1 505	5 918	74,6	349,5	2 811	124,3
2008	29	306	1 304	1 304	4 884	73,3	444,7	2 480	179,3
2009	30	331	1 378	1 378	5 893	76,6	533,1	2 441	218,4
2010	29	330	1 307	1 307	6 038	78,4	399,5	2 635	151,6
2011	29	312	1 388	1 388	5 541	75,0	429,5	2 753	156,0
2012	29	263	1 268	1 268	4 578	72,3	565,3	2 527	223,7
2013	24	244	1 082	1 082	4 526	76,1	305,7	2 084	146,7
2014	26	231	957	957	4 002	76,1	395,8	1 851	213,8
2015	23	265	1 251	1 251	4 493	72,2	388,7	2 439	159,4
2016	20	267	1 417	1 417	3 938	64,0	405,5	2 773	146,2
2017	20	249	1 274	1 274	3 391	62,4	335,9	2 455	136,8

<sup>1</sup> calculé pour les traits avec des prises de sébaste à raie rouge >0; <sup>2</sup> calculé pour tous les traits

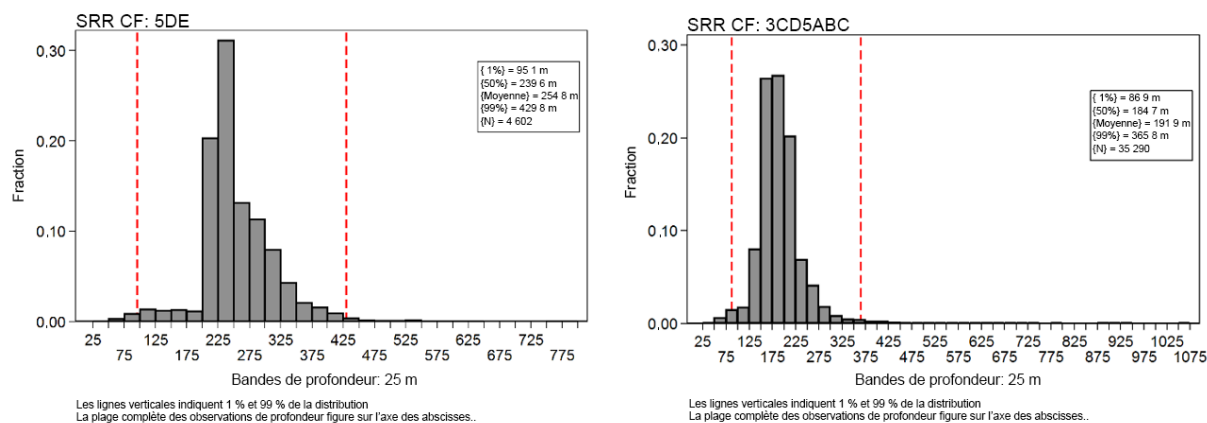


Figure C.1. Distribution des profondeurs des traits ayant capturé des sébastes à raie rouge pour les deux analyses par modèle linéaire généralisé du chalut de fond de 1996 à 2017, avec des intervalles de 25 m (chaque catégorie est étiquetée avec la limite supérieure de l'intervalle). Les lignes verticales indiquent les 1<sup>er</sup> et 99<sup>e</sup> centiles.

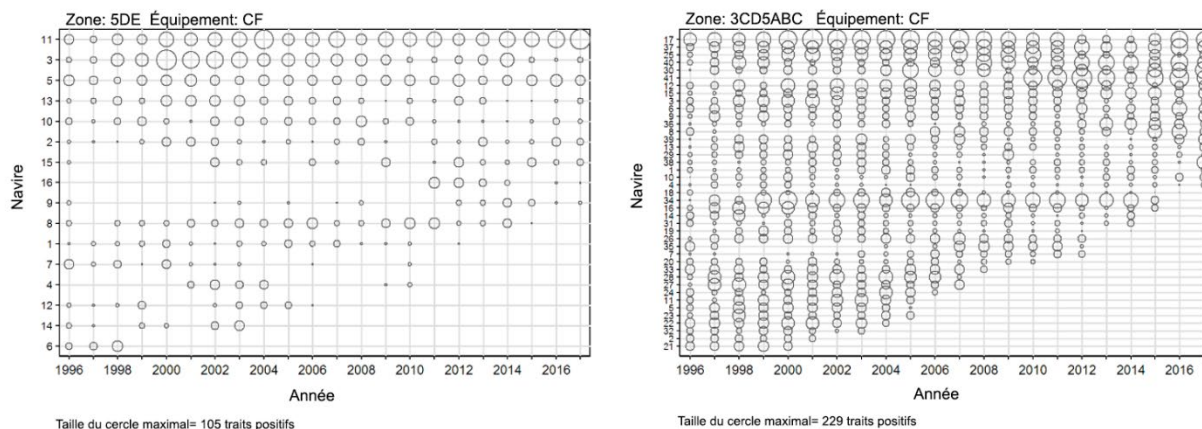


Figure C.2. Graphique à bulles illustrant la participation des navires (nombre de traits positifs) par les flottilles principales dans les deux analyses par modèle linéaire généralisé. Les navires sont codés par ordre croissant de l'effort total par année.

## C.4. RÉSULTATS

### C.4.1. Zone 5DE (nord de la Colombie-Britannique)

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

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général sur les enregistrements de prises positives provenant de l'ensemble de données trait par trait du chalut de fond généré comme décrit à la section C.3. Sept variables explicatives (décrites dans la section C.3 ci-dessus) ont été proposées au modèle, avec comme variable dépendante utilisée  $\ln(\text{catch})$ , où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de sébaste à raie rouge dans chaque enregistrement (trait) [Éq. C.3]. La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée sur la Figure C.3.

La variable catégorielle [Year] a été forcée comme première variable du modèle indépendamment de son effet sur la déviance du modèle. Les six autres variables ont été proposées de façon séquentielle, avec une acceptation progressive des variables restantes présentant le meilleur critère d'information d'Akaike. Ce processus a été poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle  $R^2$  soit inférieure à 1 % (Tableau C.6). Ce modèle a sélectionné cinq des six variables explicatives restantes : [DFO locality], [Depth\_bands], [Month], [Vessel] et [ $0.1^\circ$  Latitude\_bands], en plus de [Year]. La variable de durée de l'effort de pêche [Hours\_fished] n'a pas été sélectionnée. Le modèle log-normal final représentait 50 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.6), 2 % étant attribuables à la variable de l'année.

Les résidus du modèle correspondent raisonnablement à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, avec peu d'écart dans les queues, mais une certaine asymétrie près du mode de distribution des résidus (Figure C.4).

Un graphique par étapes représentant l'effet de l'introduction dans le modèle de chaque variable explicative sur les indices de l'année montre que la procédure de standardisation a eu un impact considérable sur les indices annuels sous-jacents, faisant passer une série plate ou peut-être progressivement décroissante à une série nettement croissante (Figure C.5).

Les graphiques CDI des cinq variables explicatives introduites dans le modèle en plus de [Year] montrent un fort effet de standardisation au début de la série avec l'ajout de la variable [DFO\_locality], qui fait baisser les indices dans les années 2000 et les relève après 2012, en réponse apparente aux changements des lieux de pêche de prédilection (Figure C.6). L'ajout de la variable [Depth\_bands] a également eu un effet, l'indice initial étant fortement relevé par les traits profonds (Figure C.7). Cet effet est encore plus marqué les dernières années de la série, avec une tendance vers des traits plus profonds. L'ajout des variables [Vessel] (Figure C.8), [Month] (Figure C.9) et [Latitude\_bands] (Figure C.10) a tendance à générer des augmentations faibles, mais cumulatives dans les indices après 2012.

Les indices de la dernière année affichent peu de tendance jusqu'en 2015, mais une forte augmentation en 2016 et 2017 (Figure C.3). Ce modèle a un bon diagnostic et les effets de la standardisation, bien que forts, sont défendables étant donné les changements apparents dans les données.

*Tableau C.6. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements plus rejets vérifiés) dans la pêche au chalut de fond du sébaste à raie rouge dans la zone 5DE, avec la quantité de déviance expliquée ( $R^2$ ) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un \*. L'année a été forcée comme première variable.*

Variable	1	2	3	4	5	6	7
Year*	<b>0,0219</b>	-	-	-	-	-	-
DFO locality*	0,3143	<b>0,3283</b>	-	-	-	-	-
Depth bands*	0,3141	0,3230	<b>0,4353</b>	-	-	-	-
Vessel*	0,1020	0,1268	0,3619	<b>0,4655</b>	-	-	-
Month*	0,0425	0,0671	0,3456	0,4504	<b>0,4829</b>	-	-
0.1° Latitude bands*	0,2956	0,3092	0,3715	0,4515	0,4795	<b>0,4970</b>	-
Hours fished	0,0004	0,0222	0,3284	0,4371	0,4667	0,4845	0,4986
Amélioration de la déviance	0,0000	0,3064	0,1070	0,0302	0,0174	0,0141	0,0016

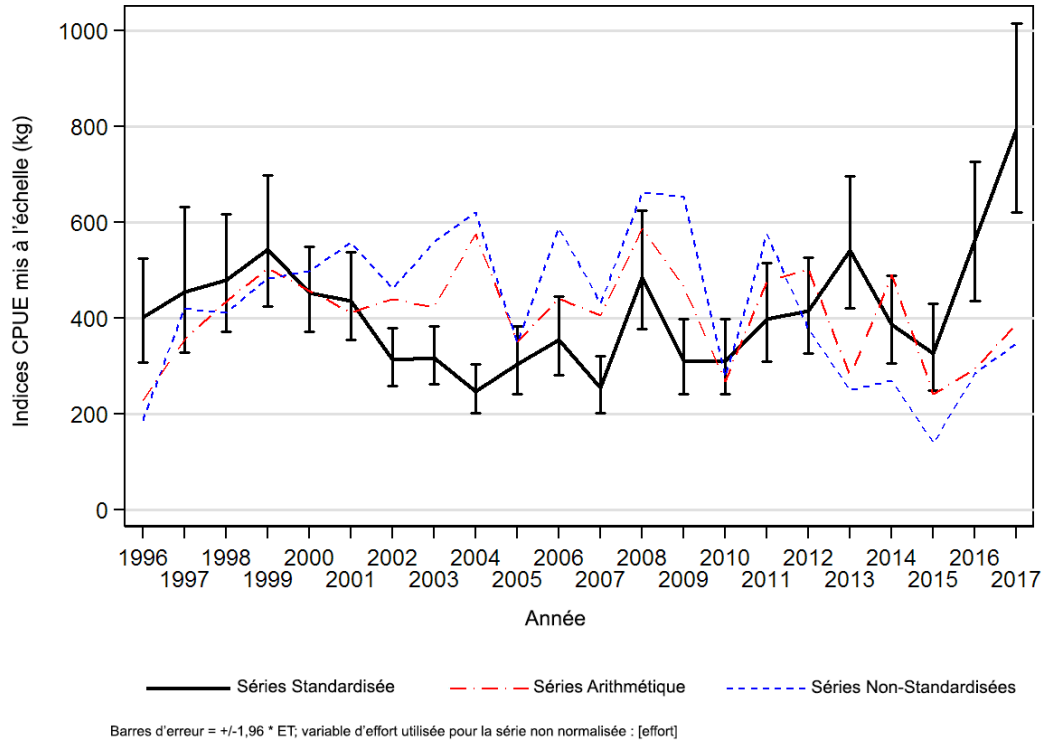


Figure C.3. Trois séries de CPUE de prises positives pour le sébaste à raie rouge de 1996 à 2017 dans la pêche au chalut de fond dans la zone 5DE. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Éq. C.3). Les séries arithmétique (Éq. C.1) et non standardisée (Éq. C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.

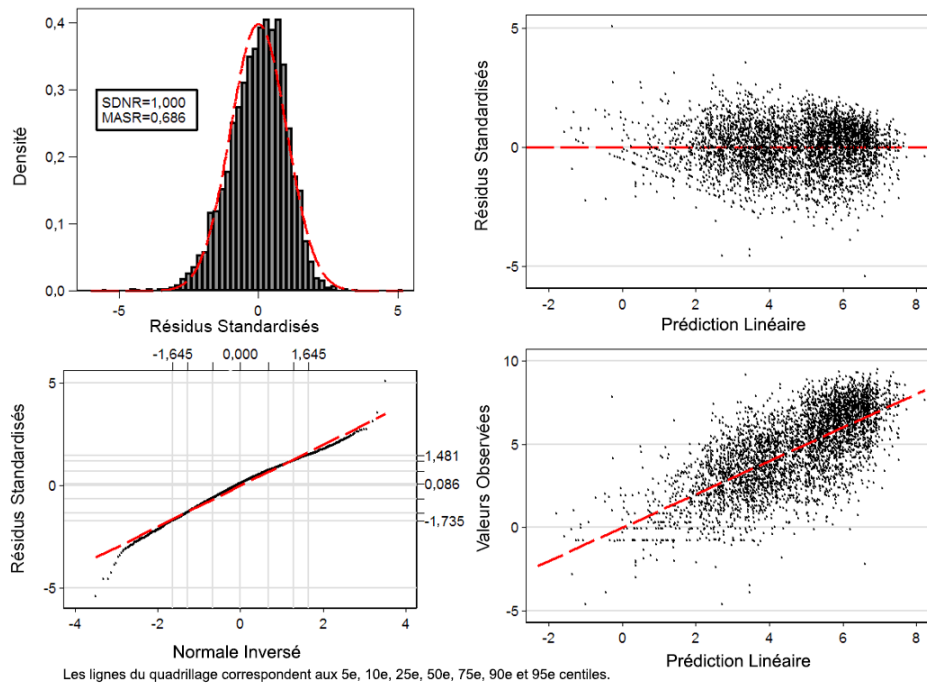




Figure C.4. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale du modèle linéaire généralisé pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. En haut à gauche : Histogramme des résidus standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résidus normalisés. MASR = médiane des résidus standardisés absolus). En bas à gauche : Droite de Henry des résidus standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : Représentation des résidus standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : Représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

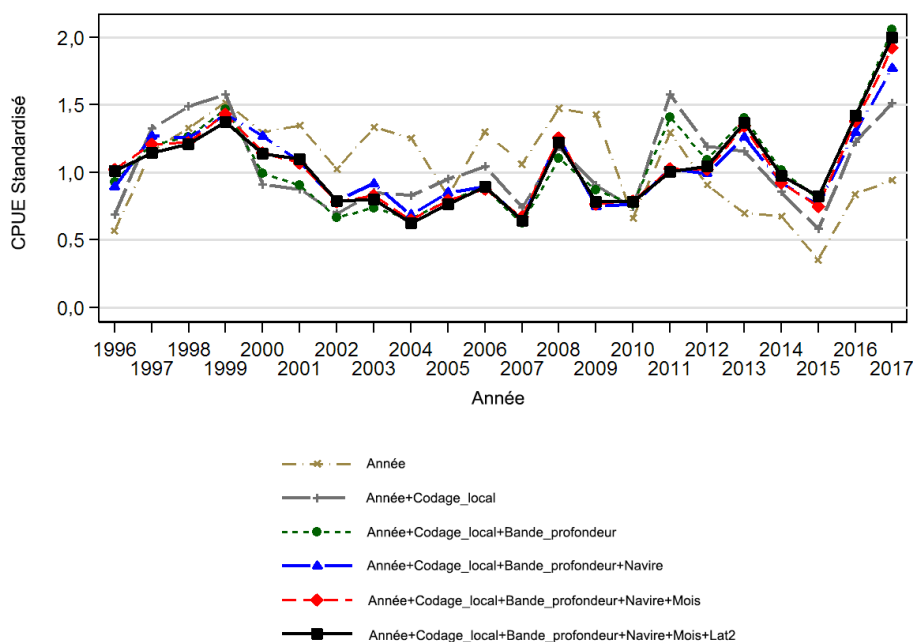


Figure C.5. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.

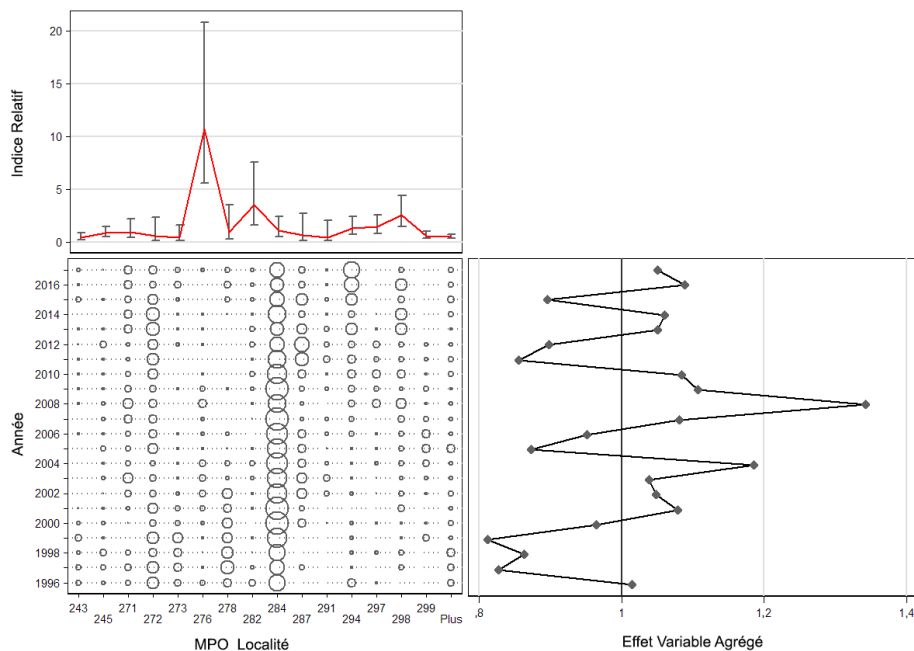


Figure C.6. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO locality] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite). Les codes de localité sont définis dans le Tableau C.7.

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

Code	Zone principale	Zone secondaire	Nom de la zone secondaire	Nom de la localité	Indice
243	5D	3	1 Entrée Dixon - Est	Baie McIntyre	0,434
245	5D	3	1 Entrée Dixon - Est	Langara - NE	0,843
271	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Baie Rennell	0,961
272	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Île Frederick	0,547
273	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Buck Point	0,406
276	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Fred Spot	10,742
278	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Baie Englefield	0,919
282	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Île Hippa	3,488
284	5E	31	2A Baie Rennell - Ouest	Hogback - Sud	1,075
287	5E	34	2B Île Anthony -Ouest	Île Anthony	0,618
291	5E	34	2B Île Anthony -Ouest	Inlet Flamingo	0,446
294	5E	35	1 Langara - Ouest	Fred-Langara - N (profond)	1,317
297	5E	35	1 Langara - Ouest	Langara Spit - Intérieur/Compass Rock	1,437
298	5E	35	1 Langara - Ouest	Langara Spit - Extérieur/Whaleback	2,528
299	5E	35	1 Langara - Ouest	Rockpile-Langara	0,579

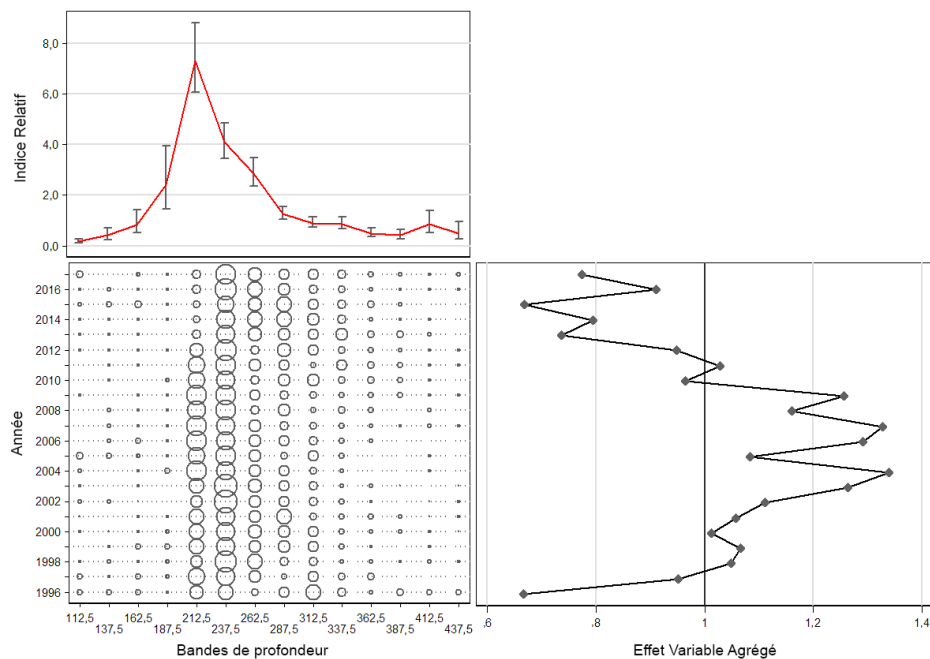


Figure C.7. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth\_bands] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

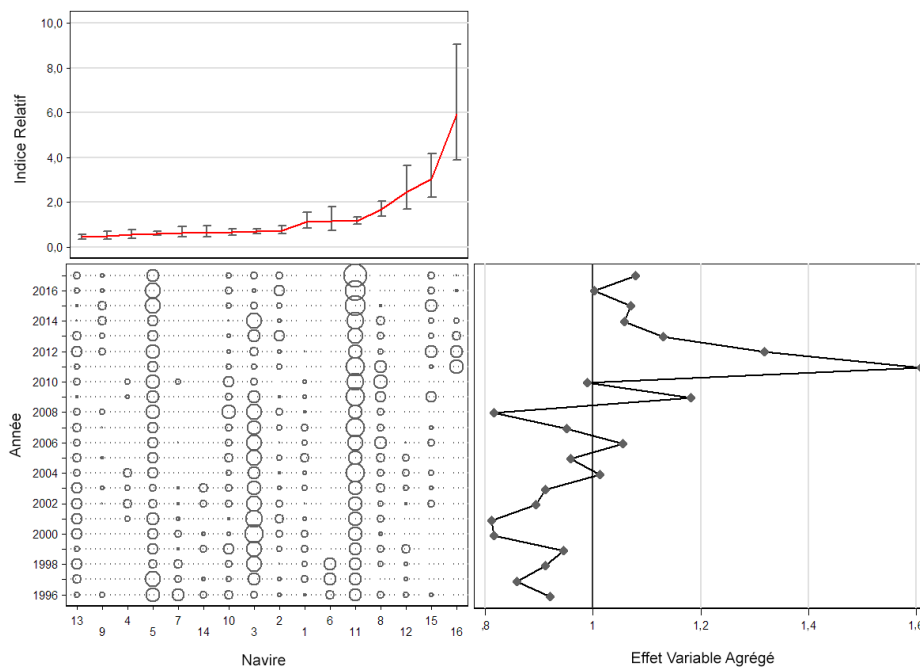


Figure C.8. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Vessel] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

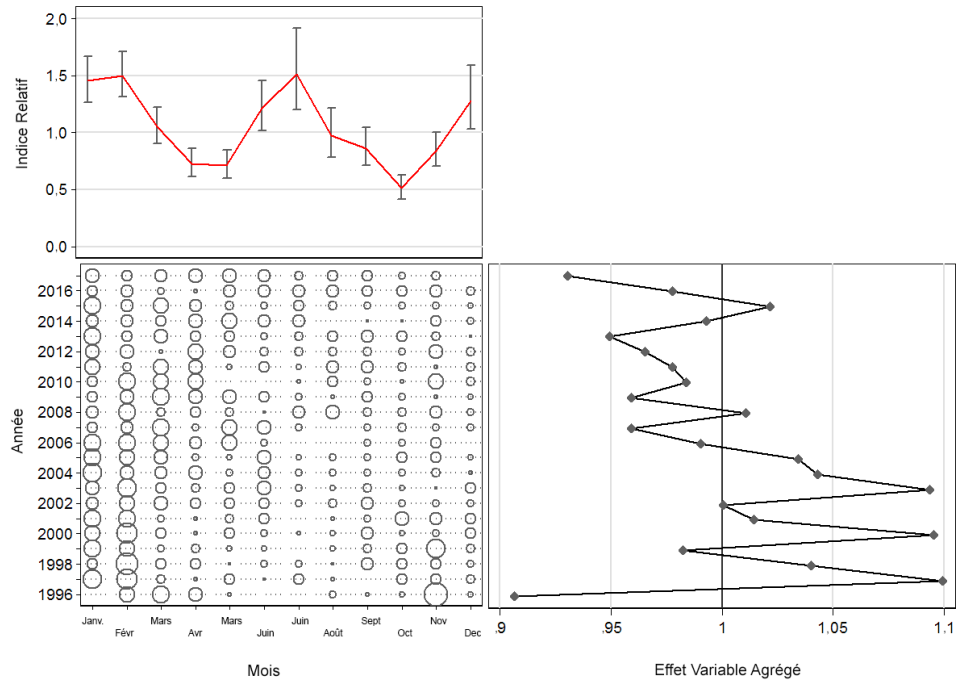


Figure C.9. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

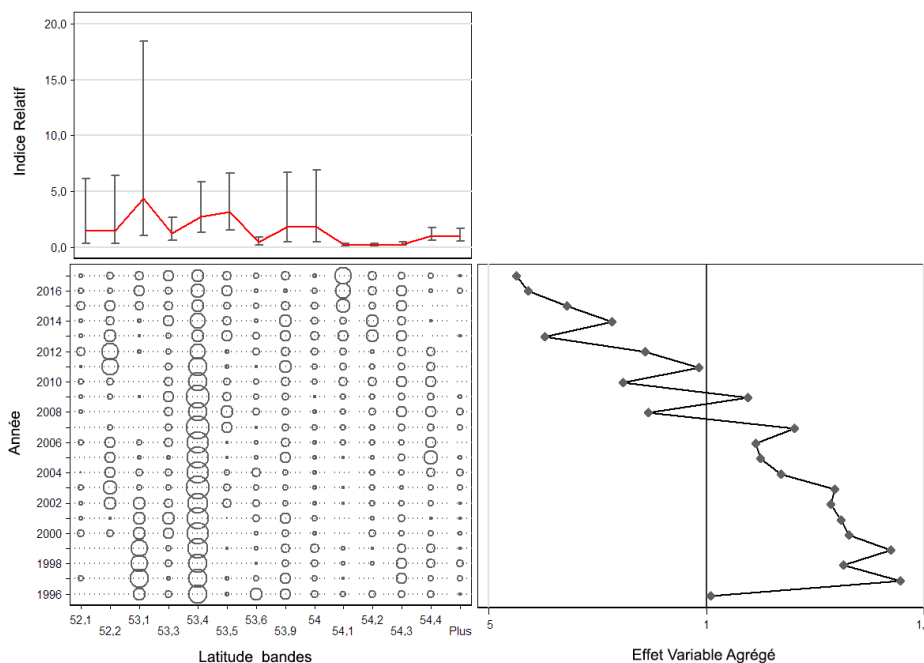


Figure C.10. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude\_bands] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

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

Les mêmes variables utilisées dans le modèle log-normal ont été offertes séquentiellement à ce modèle, en commençant par la variable catégorielle de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration du modèle  $R^2$  soit inférieure à 1 % (Tableau C.8). Une variable binaire égale à 1 pour les prises positives et à 0 pour les prises nulles a été utilisée comme variable dépendante. Le modèle binomial final représentait 46 % de la déviance totale du modèle, 1 % seulement étant attribuable à la variable de l'année. Les variables explicatives sélectionnées étaient [Depth\_bands], [ $0.1^\circ$  Latitude\_bands] et [Vessel], en plus de [Year]. Ce modèle dégage peu de tendance jusqu'en 2009, après quoi il affiche une tendance constante à la hausse (Figure C.11). Un graphique par étapes représentant l'effet de l'ajout de chaque variable explicative successive montre que la standardisation binomiale a eu pour effet principal d'augmenter les deux dernières valeurs de l'indice d'une manière similaire au modèle log-normal (Figure C.12).

Tableau C.8. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence ou absence de sébastes à raie rouge dans les débarquements plus rejets vérifiés de la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE, avec la quantité de déviance expliquée ( $R^2$ ) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un \*. L'année a été forcée comme première variable.

Variable	1	2	3	4	5
Year*	<b>0,0119</b>	-	-	-	-
Depth bands*	0,3768	<b>0,3854</b>	-	-	-
0.1° Latitude bands*	0,3107	0,3222	<b>0,4496</b>	-	-
Vessel*	0,0942	0,1081	0,4060	<b>0,4628</b>	-
DFO locality*	0,3461	0,3573	0,4487	0,4603	0,4725
Hours fished	0,0207	0,0305	0,3856	0,4503	0,4638
Month	0,0312	0,0453	0,3875	0,4536	0,4663
Amélioration de la déviance	0	0,3735	0,0642	0,0131	0,0098

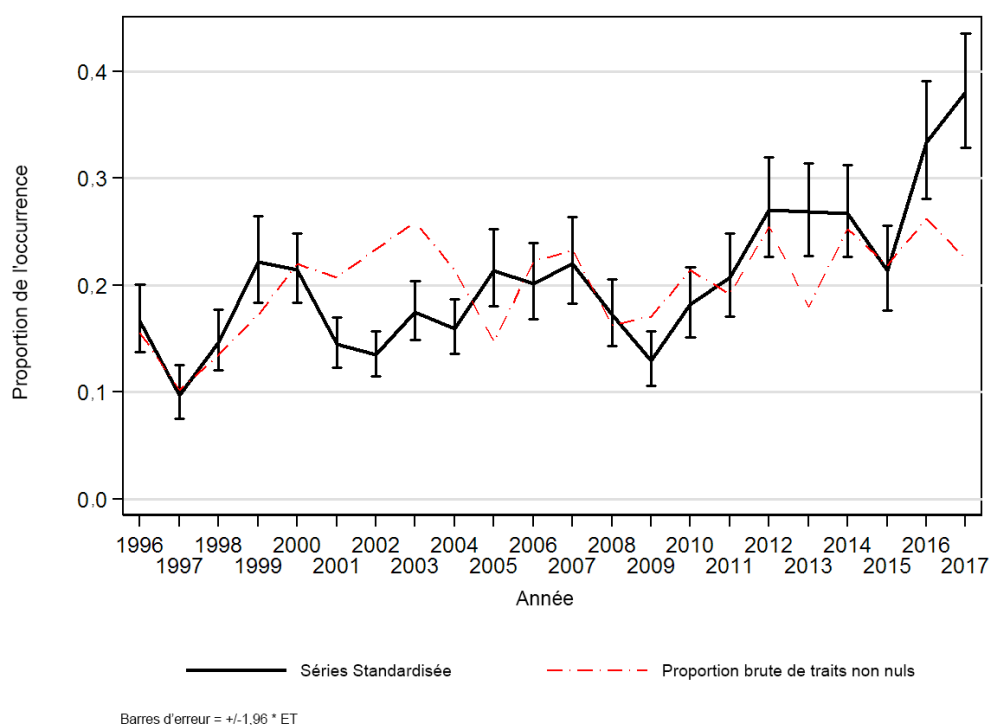


Figure C.11. Graphique de la série pour la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE montrant la tendance de la proportion non standardisée de traits non nuls et la série standardisée équivalente.

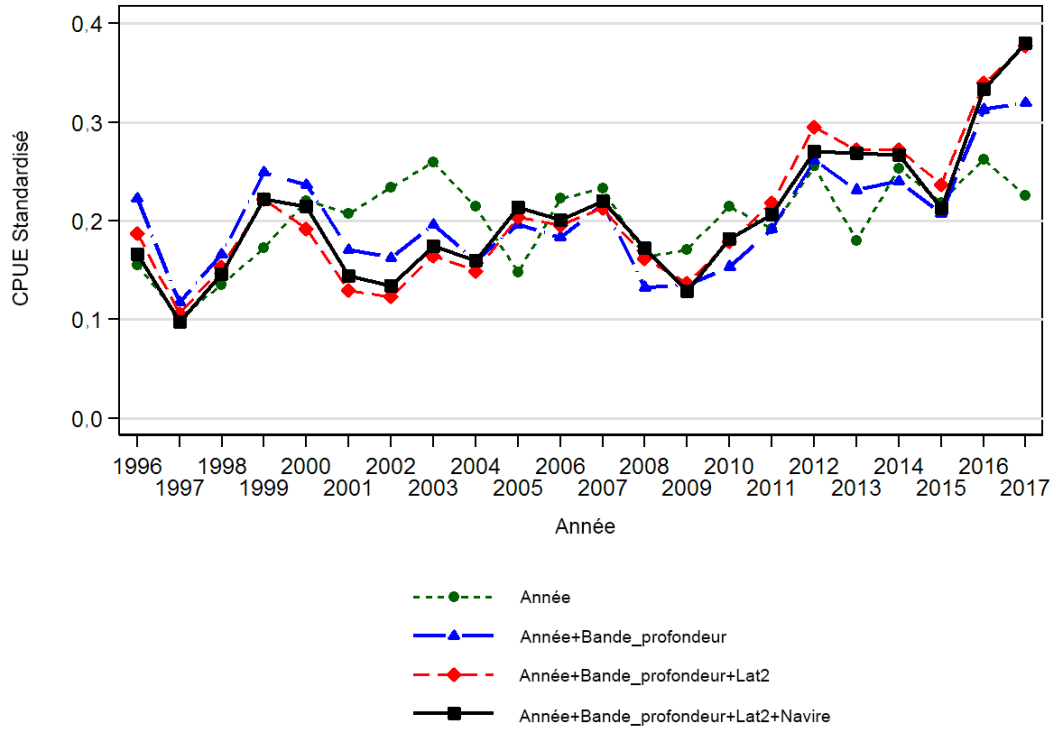


Figure C.12. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression binomiale standardisée pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.



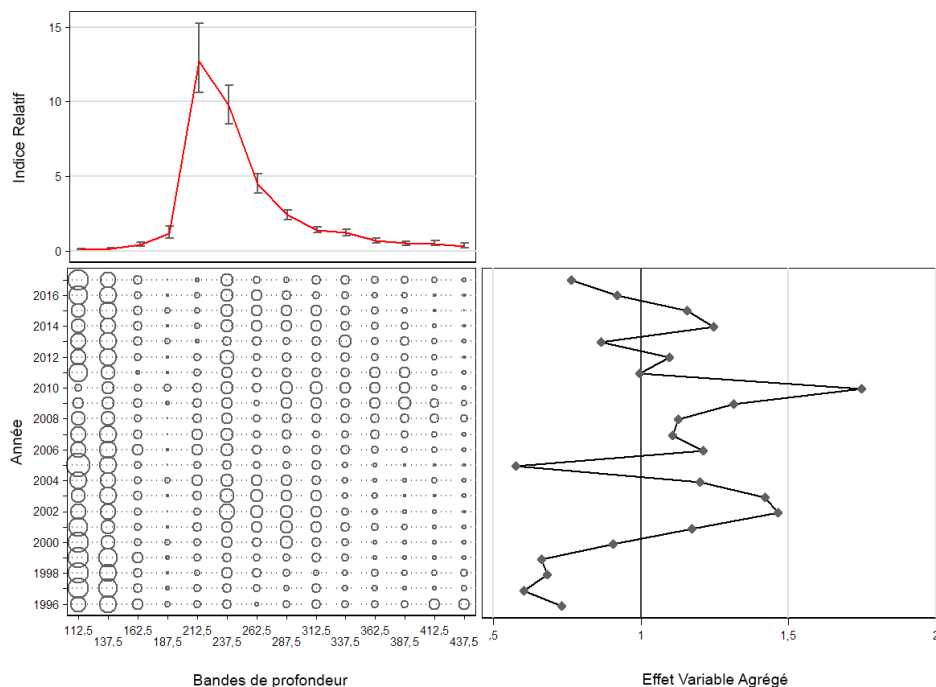


Figure C.13. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth\_bands] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

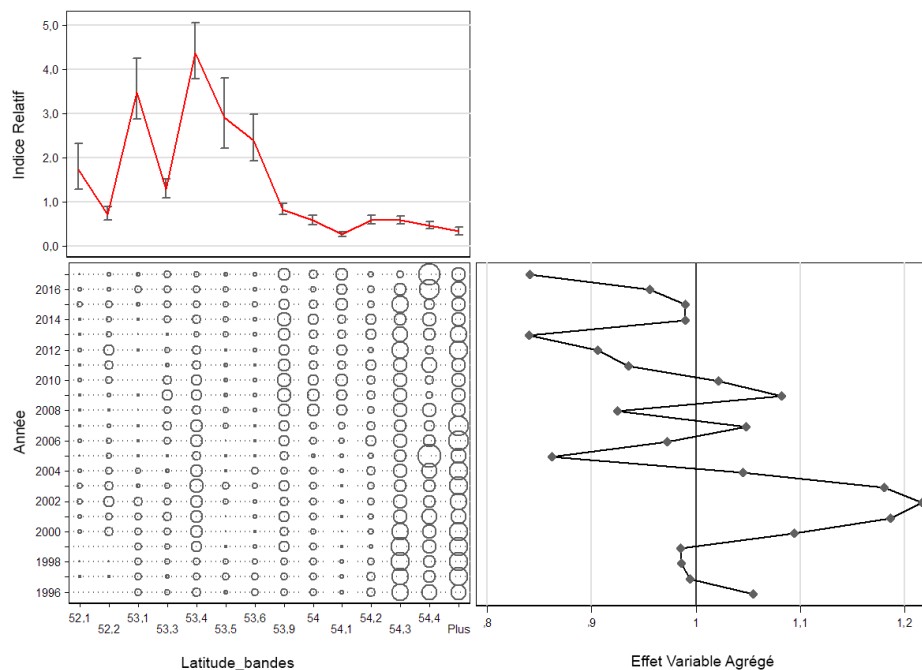


Figure C.14. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude\_bands] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

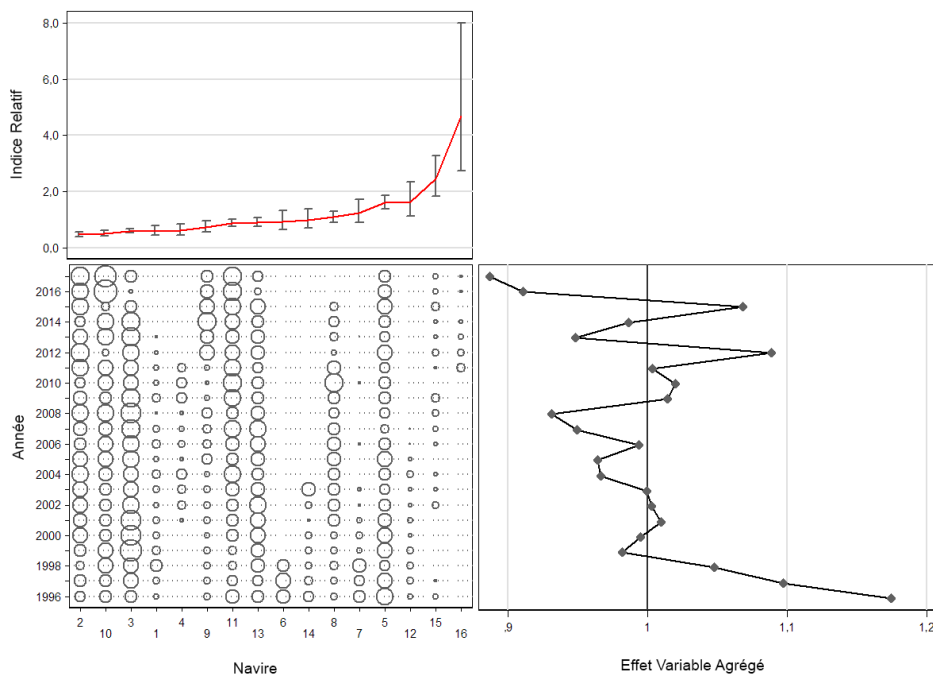


Figure C.15. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Vessel] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

L'ajout de la variable [Depth\_bands] a un effet considérable, la variable explicative étant ajustée pour tenir compte des variations dans le temps de la distribution des profondeurs des traits (Figure C.13). L'ajout de la variable [Latitude\_bands] (Figure C.14) semble tenir compte d'un déplacement de la pêche vers le sud, tandis que l'ajout de la variable [Vessel] a très peu d'incidence (Figure C.15 et Figure C.12).

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

Le modèle combiné (Éq. C.4) ne montre pratiquement aucune tendance jusqu'en 2015 inclusivement, comme on peut le constater dans les séries log-normale et binomiale (Figure C.16). Toutefois, la nature multiplicative de l'Éq. C.4 se traduit par une accélération de la hausse estimée par les deux modèles pour 2016 et 2017, l'indice combiné affichant une hausse beaucoup plus forte que chacune des deux séries.

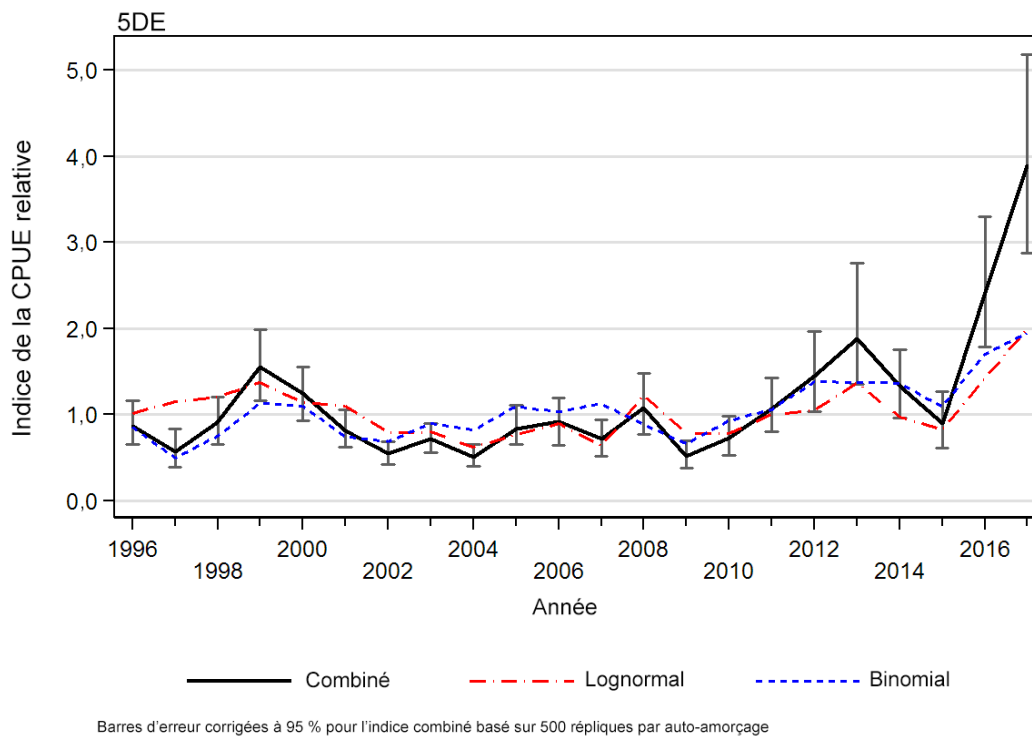


Figure C.16. Série d'indices combinée (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE montrant également les séries d'indices contributives log-normale et binomiale. Limites de confiance basées sur 500 répliques par auto-amorçage.

## C.4.2. Zones 3CD5ABC (sud de la Colombie-Britannique)

### C.4.2.1. Pêche au chalut de fond : modèle log-normal positif

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général sur les enregistrements de prises positives provenant de l'ensemble de données trait par trait du chalut de fond généré comme décrit à la section C.3. Sept variables explicatives (décrites dans la section C.3 ci-dessus) ont été proposées au modèle, avec comme variable dépendante utilisée  $\ln(\text{catch})$ , où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de sébaste à raie rouge dans chaque enregistrement (trait) [Éq. C.3]. La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée sur la Figure C.17.

La variable catégorielle [Year] a été forcée comme première variable du modèle indépendamment de son effet sur la déviance du modèle. Les six autres variables ont été proposées de façon séquentielle, avec une acceptation progressive des variables restantes présentant le meilleur critère d'information d'Akaike. Ce processus a été poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle  $R^2$  soit inférieure à 1 % (Tableau C.9). Ce modèle a sélectionné cinq des six variables explicatives restantes : [Depth\_bands], [DFO locality], [Vessel], [ $0.1^\circ$  Latitude\_bands] et [Month], en plus de [Year]. Le modèle log-normal final représentait 22 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.9), 1 % seulement étant attribuable à la variable de l'année.

Les résidus du modèle correspondaient bien à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, avec seulement un léger écart dans la queue supérieure de la distribution et aucun dans la queue inférieure ou le corps de la distribution résiduelle (Figure C.18).

Un graphique par étapes représentant l'effet de l'introduction dans le modèle de chaque variable explicative sur les indices de l'année montre que la procédure de standardisation a apporté des ajustements relativement légers aux séries non normalisées au début de la série et au cours de la période 2008-2013, ce qui a permis de dégager une tendance annuelle relativement lisse (Figure C.19).

Les graphiques CDI des cinq variables explicatives introduites dans le modèle en plus de [Year] révèlent des effets relativement mineurs de la standardisation dans la série. Bien que [Depth\_bands] (Figure C.20) et [DFO\_locality] (Figure C.21) aient le plus grand pouvoir explicatif, aucune de ces deux variables n'a causé beaucoup de mouvement dans la série annuelle (Figure C.19). La variable [Vessel] (Figure C.22) a eu plus d'impact, avec une certaine augmentation des premières années de la série et quelques changements mineurs vers la fin de la série. Ni [Latitude\_bands] (Figure C.22), ni [Month] (Figure C.23) n'ont eu beaucoup d'incidence sur les indices annuels globaux.

*Tableau C.9. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements plus rejets vérifiés) dans la pêche au chalut de fond du sébaste à raie rouge dans les zones 3CD5ABC, avec la quantité de déviance expliquée ( $R^2$ ) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un \*. L'année a été forcée comme première variable.*

Variable	1	2	3	4	5	6	7
Year*	<b>0,0097</b>	-	-	-	-	-	-
Depth bands*	0,0845	<b>0,0915</b>	-	-	-	-	-
DFO locality*	0,0783	0,0872	<b>0,1498</b>	-	-	-	-
Vessel*	0,0446	0,0591	0,1358	<b>0,1848</b>	-	-	-
0.1° Latitude bands*	0,0564	0,0645	0,1438	0,1758	<b>0,2087</b>	-	-
Month*	0,0374	0,0476	0,1207	0,1696	0,2005	<b>0,2227</b>	-
Hours fished	0,0026	0,0120	0,0932	0,1503	0,1854	0,2091	0,2231
Amélioration de la déviance	0	0,0818	0,0584	0,0350	0,0239	0,0140	0,0005

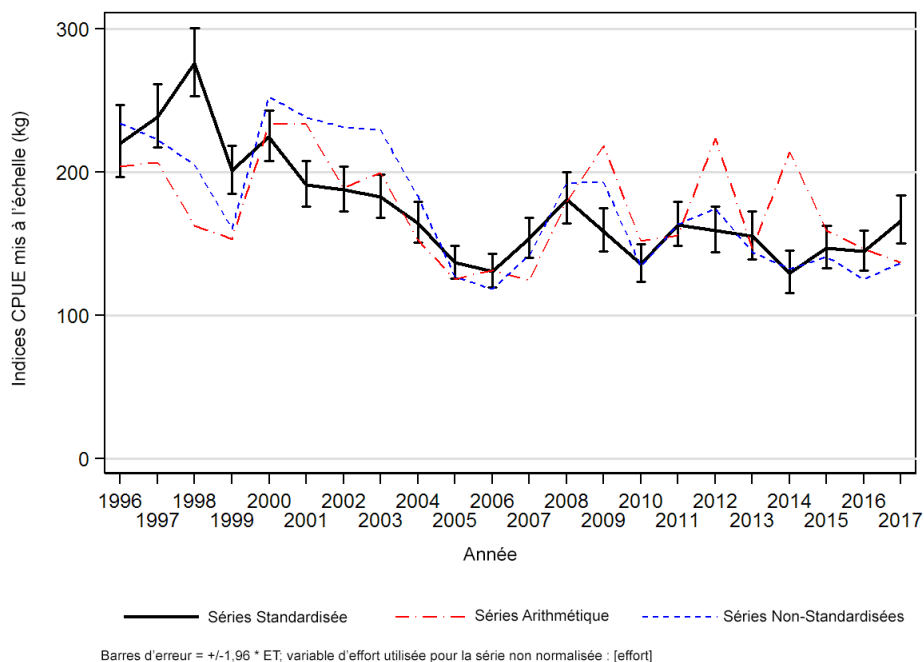


Figure C.17. Trois séries de CPUE pour le sébaste à raie rouge de 1996 à 2017 dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Éq. C.3). Les séries arithmétique (Éq. C.1) et non standardisée (Éq. C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.

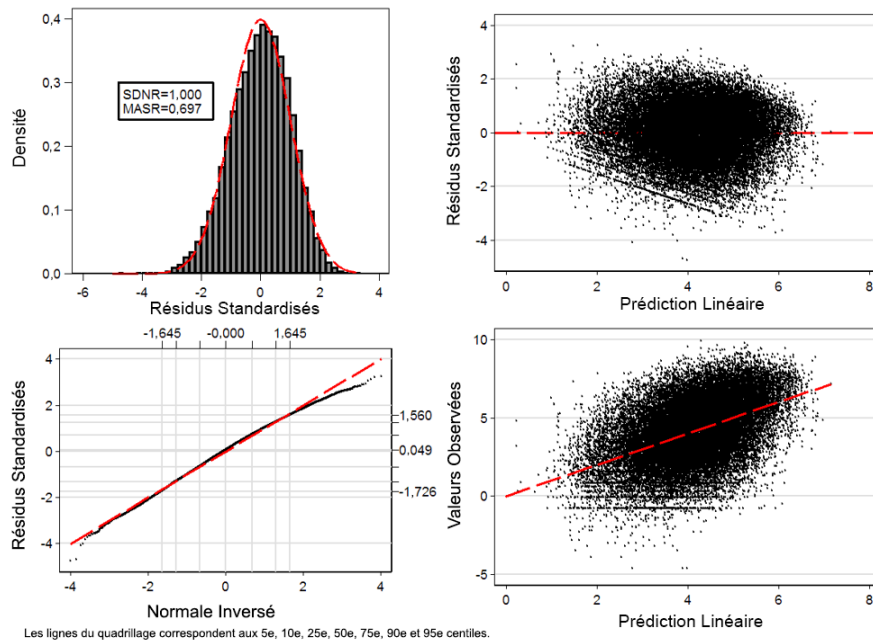


Figure C.18. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale du modèle linéaire généralisé pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. En haut à gauche : Histogramme des résidus standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résidus normalisés. MASR = médiane des résidus standardisés absolus). En bas à gauche : Droite de Henry des résidus standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : Représentation des résidus standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : Représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

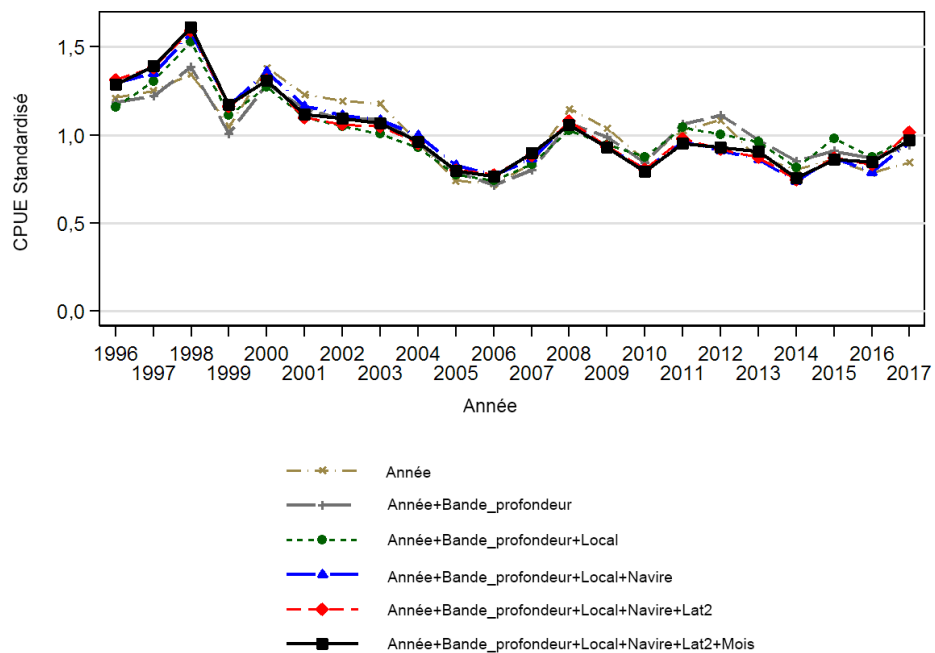


Figure C.19. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.



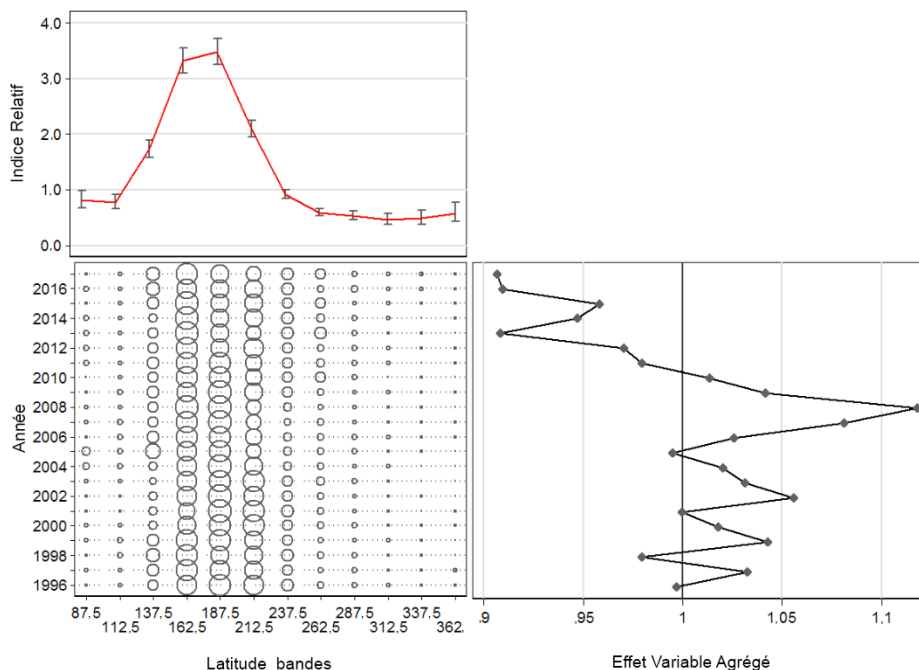


Figure C.20. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth\_bands] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

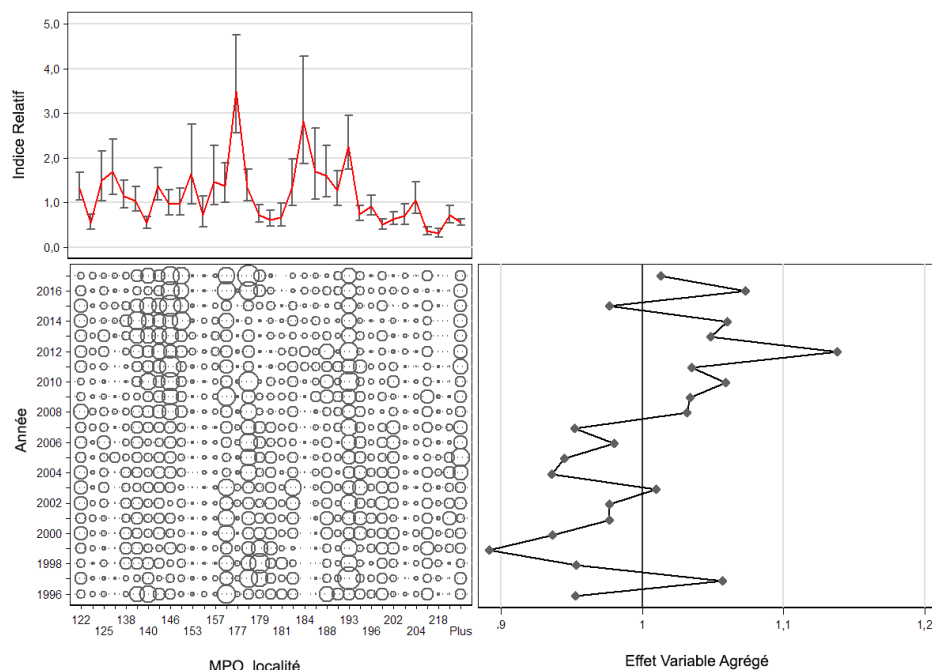


Figure C.21. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO\_locality] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite). Les codes de localité sont définis dans le Tableau C.10.

Tableau C.10. Définition des codes de localité utilisés sur la Figure C.21 et la Figure C.28.

Code	Zone principale	Zone secondaire	Nom de la zone secondaire	Nom de la localité	Indice	
					log-normal	binomial
122	3C	23	Big Bank	Big Bank (profond)/Canyon Barkley	1,322	1,104
124	3C	23	Big Bank	Canyons d'Ucluelet/Loudon	0,537	0,822
125	3C	23	Big Bank	Canyon de Nitinat	1,499	1,575
129	3C	23	Big Bank	Lac Nitinat	1,687	3,385
138	3C	24	Baie Clayoquot	Canyon Father Charles	1,150	1,747
139	3C	24	Baie Clayoquot	Canyon Clayoquot	1,042	1,348
140	3C	24	Baie Clayoquot	Estevan - Sud	0,534	0,742
145	3D	25	Estevan - Inlet Esperanza	Estevan - Nord	1,369	1,158
146	3D	25	Estevan - Inlet Esperanza	Nootka	0,960	0,466
147	3D	25	Estevan - Inlet Esperanza	Esperanza - Est	0,978	0,608
153	3D	26	Baie Kyuquot	Île Lookout	1,633	1,375
155	3D	26	Baie Kyuquot	Baie Kyuquot (>100 brasses)	0,720	0,662
157	3D	26	Baie Kyuquot	Canyon Crowther	1,467	1,102
166	3D	27	Baie Quatsino	Baie Quatsino	1,374	1,910
177	5A	11	Cap Scott-Triangle	Inconnu	3,494	2,055
178	5A	11	Cap Scott-Triangle	Triangle	1,336	0,915
179	5A	11	Cap Scott-Triangle	Cap Scott Spit	0,726	0,418
180	5A	11	Cap Scott-Triangle	Mexicana	0,615	0,575
181	5A	11	Cap Scott-Triangle	Topknot	0,673	0,824
183	5A	11	Cap Scott-Triangle	Îles West Scott	1,354	2,348
184	5A	11	Cap Scott-Triangle	Triangle - Ouest (25 mi)	2,831	8,997
187	5A	11	Cap Scott-Triangle	Triangle - Sud	1,698	3,055
188	5A	11	Cap Scott-Triangle	Canyon Pisces	1,597	2,419

Code	Zone		Nom de la zone secondaire	Nom de la localité	Indice	
	principale	secondaire			log-normal	binomial
192	5B	8	Banc de l'île Goose	Goose - NE	1,265	1,043
193	5B	8	Banc de l'île Goose	Goose - SE	2,264	0,954
195	5B	8	Banc de l'île Goose	Goose - SO	0,744	0,382
196	5B	8	Banc de l'île Goose	Canyon de Mitchell	0,919	1,059
197	5B	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James - SE	0,498	0,559
202	5B	8	Banc de l'île Goose	Banc du Milieu - SO	0,634	0,504
203	5B	8	Banc de l'île Goose	Cap St. James - Extérieur	0,693	0,578
204	5B	8	Banc de l'île Goose	Rochers Vierges - Ouest	1,046	0,779
212	5C	2	2B - Est	Moresby - Sud	0,358	0,429
218	5C	2	2B - Est	Banc du Milieu - NO	0,311	0,310
230	5C	7	6 - Moresby - Centre - Détroit de Milbanke	Inconnu	0,713	1,147

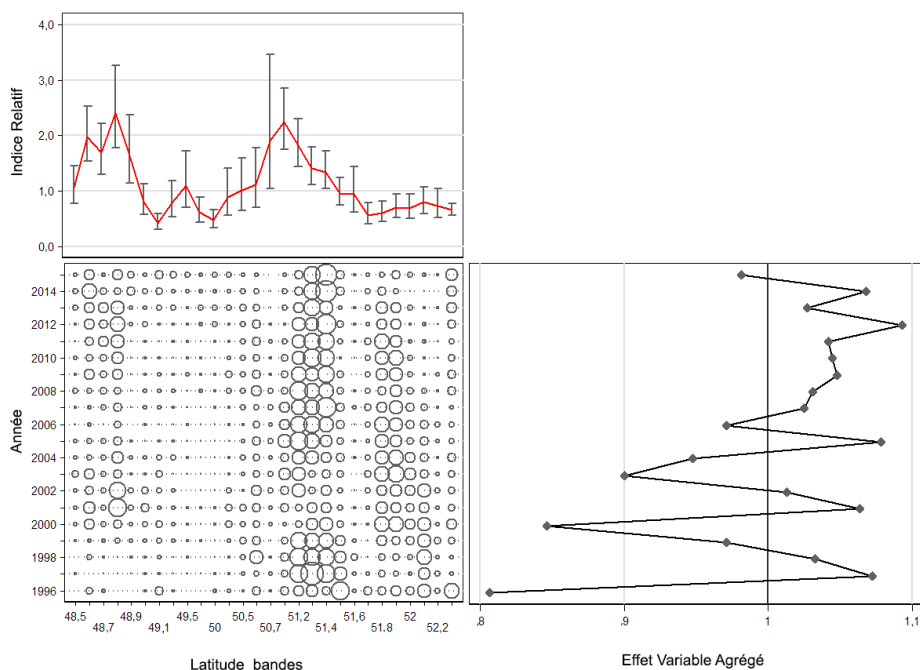


Figure C.22. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude\_bands] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

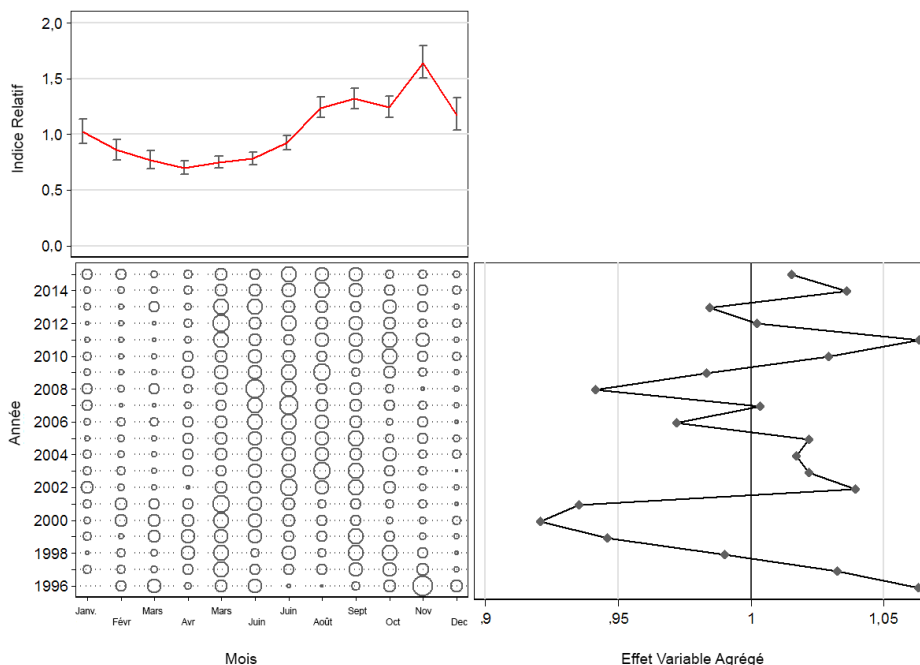


Figure C.23. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulé de la variable par année (en bas à droite).

Les indices log-normaux de l'année affichent une tendance à la baisse au début de la série qui prend fin au milieu des années 2000, suivie d'un plateau ou d'une tendance légèrement à la hausse vers la fin de la série (Figure C.17). Ce modèle a de bons diagnostics et présente seulement de légers changements par rapport à la série non standardisée.

#### C.4.2.2. Pêche au chalut de fond : modèle logit binomial

Les mêmes variables utilisées dans le modèle log-normal ont été offertes séquentiellement à ce modèle, en commençant par la variable catégorielle de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration du modèle  $R^2$  soit inférieure à 1 % (Tableau C.11). Une variable binaire égale à 1 pour les prises positives et à 0 pour les prises nulles a été utilisée comme variable dépendante. Le modèle binomial final représentait 25 % de la déviance totale du modèle, moins de 1 % seulement étant attribuable à la variable de l'année.

Tableau C.11. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence ou absence de sébastes à raie rouge dans les débarquements plus rejets vérifiés de la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC, avec la quantité de déviance expliquée ( $R^2$ ) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées en gras avec un \*. L'année a été forcée comme première variable.

Variable	1	2	3	4	5
Year*	<b>0,0062</b>	-	-	-	-
Depth bands*	0,1804	<b>0,1861</b>	-	-	-
0.1° Latitude bands*	0,0926	0,0977	<b>0,2320</b>	-	-
DFO locality*	0,0988	0,1044	0,2253	<b>0,2452</b>	-
Month	0,0417	0,0479	0,2038	0,2430	0,2544
Hours fished	0,0069	0,0134	0,1875	0,2325	0,2454
Vessel	0,0258	0,0304	0,2008	0,2432	0,2542
Amélioration de la déviance	0	0,1800	0,0459	0,0131	0,0092

Les variables explicatives sélectionnées étaient [Depth\_bands], [0.1° Latitude\_bands] et [DFO\_locality], en plus de [Year]. Ce modèle montre peu de tendance marquée jusqu'en 2009 ou 2010 environ, mais ensuite une augmentation jusqu'en 2017 (Figure C.24). Un graphique par étapes représentant l'effet de l'ajout de chaque variable explicative successive montre que la standardisation binomiale n'a entraîné que des changements mineurs, la fonction « occurrence » non standardisée apparaissant très semblable à la série binomiale standardisée (Figure C.25).

L'ajout de la variable [Depth\_bands] a un effet considérable, la variable explicative apportant des ajustements mineurs au début et de 2011 environ à 2013 (Figure C.26). L'ajout des variables [Latitude\_bands] (Figure C.27) et [Vessel] (Figure C.28) semble n'avoir eu pratiquement aucun impact sur la variable annuelle standardisée.

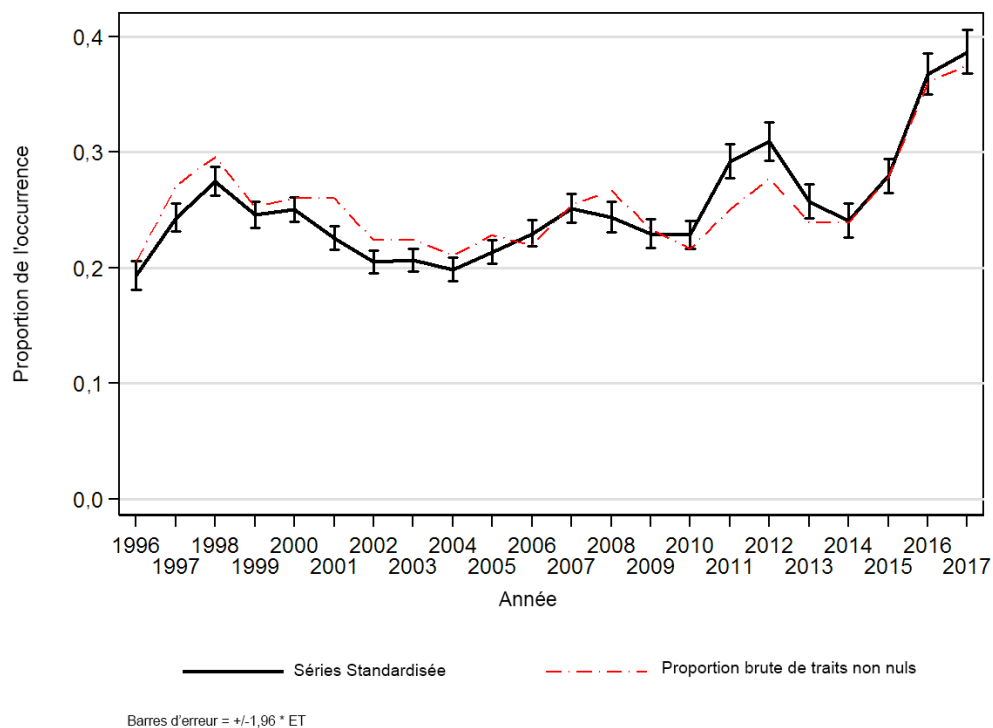


Figure C.24. Les séries d'indices binomiaux pour la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC montrent également cette tendance dans la proportion de traits nuls tirée du même ensemble de données.

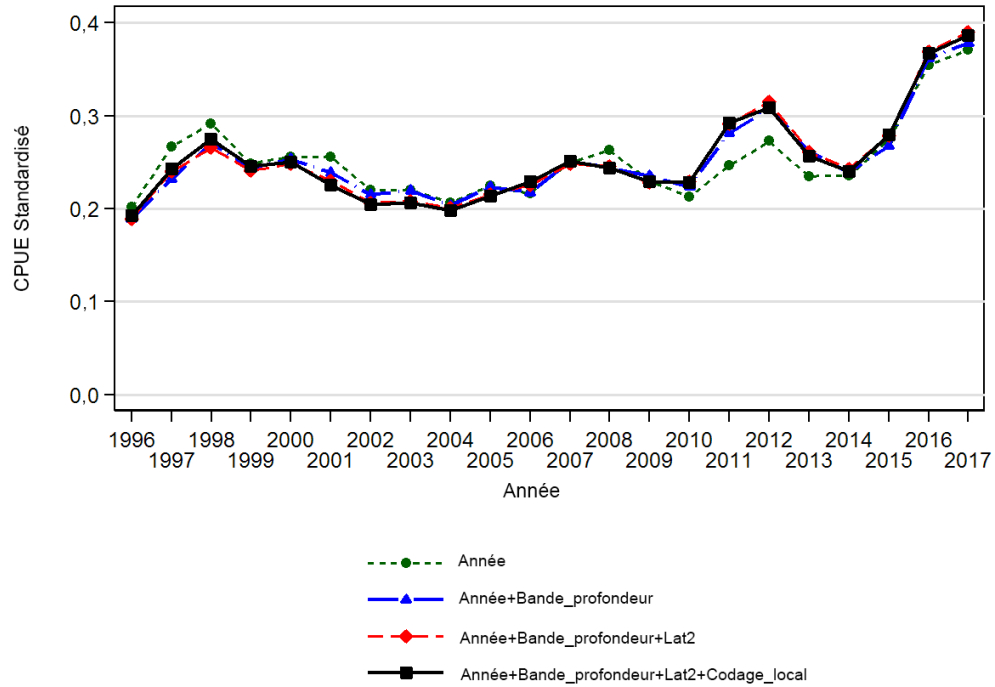


Figure C.25. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression binomiale standardisée pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.

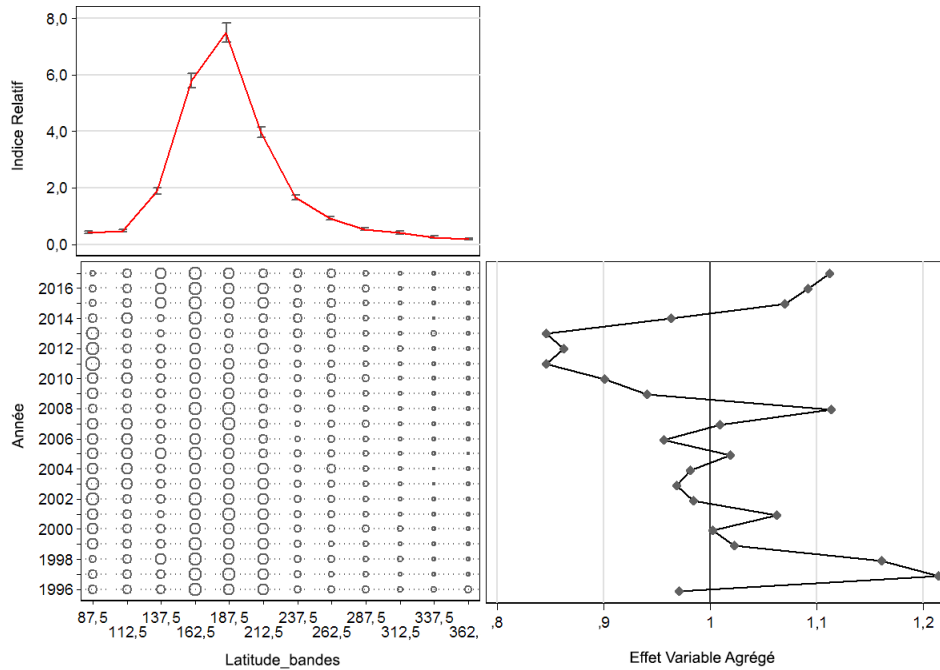


Figure C.26. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth\_bands] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).



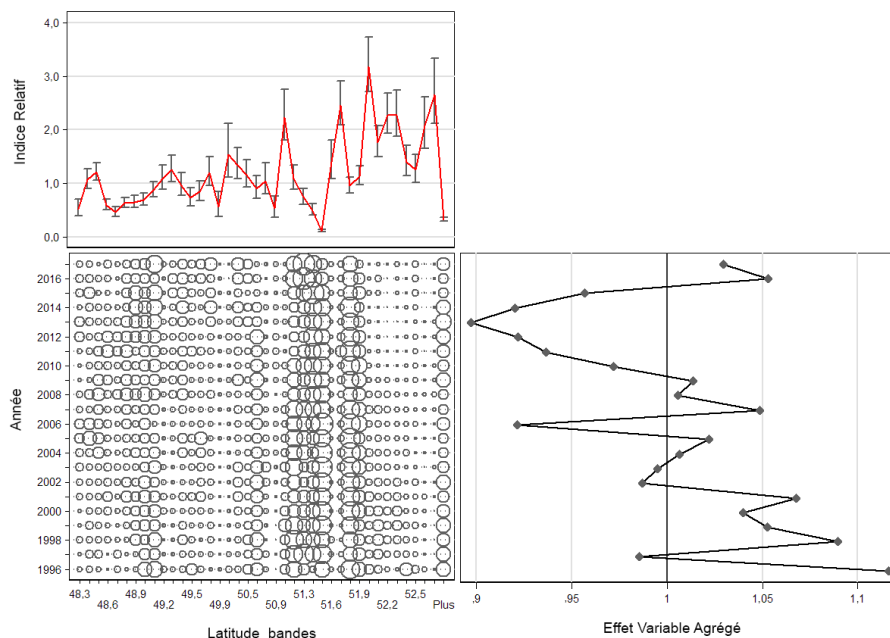


Figure C.27. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude\_bands] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative des enregistrements de la variable par année (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite).

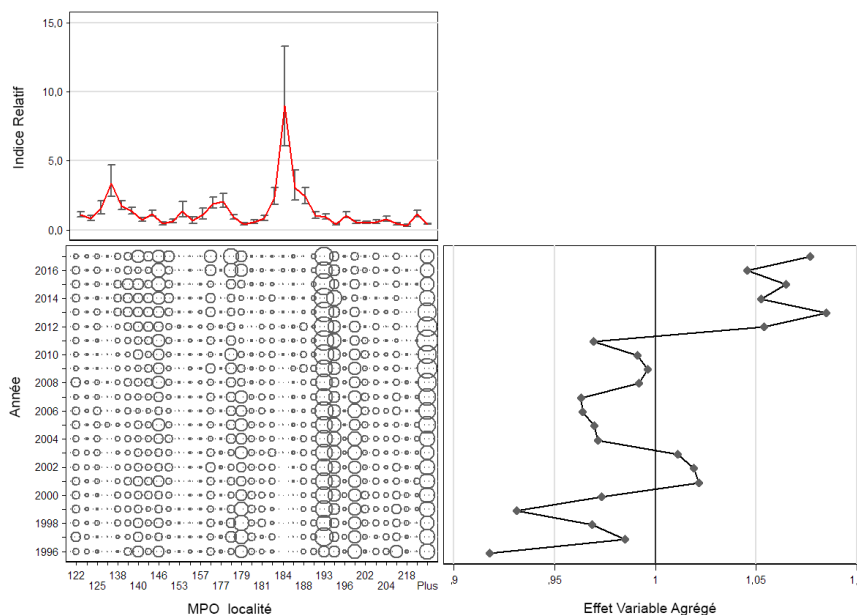


Figure C.28. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO\_locality] dans le modèle de régression binomiale pour le sébaste à raie rouge dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5DE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de la variable (en haut à gauche), la distribution relative par année des enregistrements de la variable (en bas à gauche) et l'effet cumulatif de la variable par année (en bas à droite). Les codes de localité sont définis dans le Tableau C.10.

### C.4.2.3. Pêche au chalut de fond : modèle combiné

Le modèle combiné (Éq. C.4) semble être une fusion des deux séries, le modèle combiné ressemblant aux indices log-normaux plus forts au début de la série tout en acceptant la forte augmentation de l'indice binomial à la fin des séries (Figure C.29).

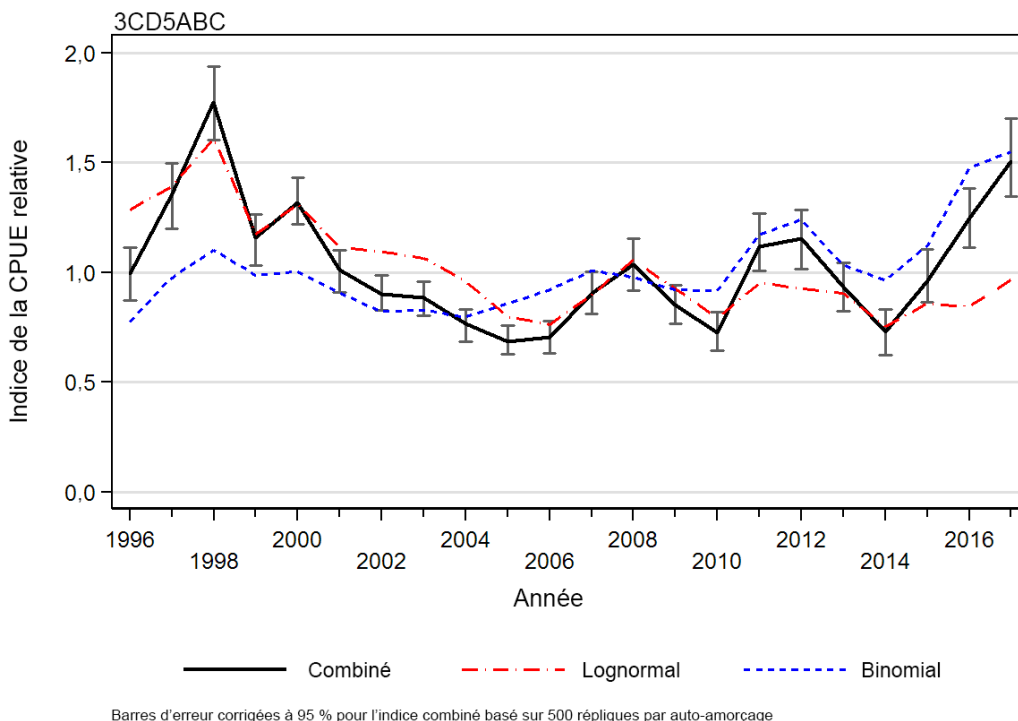


Figure C.29. Série d'indices combinée (Éq. C.4) pour la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC montrant également les séries d'indices contributives log-normale et binomiale. Limites de confiance basées sur 500 répliques par auto-amorçage.

## C.5. COMPARAISONS À L'INTÉRIEUR DES STOCKS ET ENTRE LES STOCKS

Ni les CPUE au chalut de fond combinées du sud de la Colombie-Britannique, ni celles du nord de la Colombie-Britannique n'affichent beaucoup de tendances jusqu'en 2014 ou 2015 (Figure C.30), bien qu'elles ne varient pas à l'unisson par année. La série du nord de la Colombie-Britannique présente une très forte hausse les deux dernières années jusqu'en 2017, tandis que celle du sud de la Colombie-Britannique ne connaît qu'une augmentation modeste ces deux années.

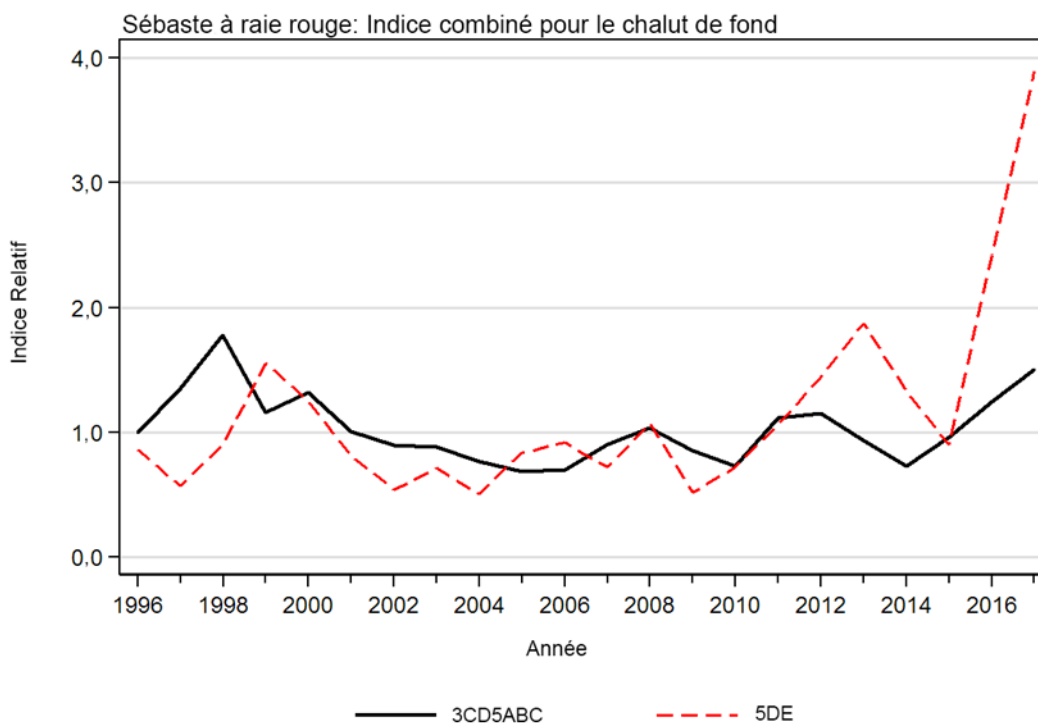


Figure C.30. Comparaison des séries combinées d'indices de la CPUE du chalut de fond (Éq. C.4) pour les zones nord et sud définies pour le sébaste à raie rouge.

## C.6. INDICES RELATIFS DE L'ABONDANCE

Le Tableau C.12 et le Tableau C.13 récapitulent les indices relatifs de l'abondance dérivés des analyses de la CPUE pour les deux stocks de sébaste à raie rouge. Les indices de la CPUE utilisés dans le modèle d'évaluation des stocks structurés selon l'âge apparaissent en tant qu'indices de  $\Delta$ -log-normaux (combinés) tirés des données sur le chalut de fond (nord de la Colombie-Britannique : Tableau C.12, sud de la Colombie-Britannique : Tableau C.13). Les erreurs-types d'auto-amorçage correspondantes ont été utilisées comme coefficients de variation initiaux lors de l'ajustement du modèle d'évaluation des stocks.

Tableau C.12. Indices relatifs de la CPUE annuelle à partir des modèles arithmétique, non standardisé et log-normal des prises non nulles de sébaste à raie rouge au chalut de fond dans les zones 5DE. Les indices du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle combiné de Lta-log-normal (Éq. C.4) sont également présentés. Tous les indices sont mis à l'échelle de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0. Les limites de confiance supérieure et inférieure de 95 % de l'analyse et l'erreur-type associée sont présentées pour le modèle log-normal, et les limites de confiance supérieure et inférieure de 95 % par bootstrap et l'erreur-type correspondante pour le modèle combiné.

Année	Index arithmétique (Éq. C.1)	Indice géométrique (Éq. C.2)	Log-normal (Éq. C.3)				Indice binomial (Éq. C.3)	Combinés (Éq. C.4)			
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type
1996	0,574	0,470	1,012	0,775	1,321	0,136	0,852	0,862	0,649	1,156	0,155
1997	0,895	1,058	1,148	0,827	1,593	0,167	0,498	0,571	0,391	0,831	0,205
1998	1,095	1,036	1,207	0,937	1,556	0,130	0,750	0,905	0,652	1,205	0,161
1999	1,270	1,217	1,370	1,068	1,758	0,127	1,134	1,554	1,157	1,983	0,139
2000	1,152	1,256	1,139	0,937	1,384	0,100	1,096	1,248	0,930	1,557	0,128
2001	1,037	1,404	1,100	0,894	1,353	0,106	0,740	0,814	0,624	1,059	0,128
2002	1,108	1,165	0,788	0,652	0,953	0,097	0,689	0,543	0,423	0,682	0,125
2003	1,066	1,408	0,798	0,658	0,967	0,098	0,894	0,713	0,558	0,892	0,122
2004	1,449	1,566	0,622	0,507	0,764	0,105	0,817	0,508	0,403	0,649	0,126
2005	0,885	0,880	0,766	0,608	0,964	0,117	1,094	0,838	0,654	1,109	0,140
2006	1,111	1,483	0,893	0,710	1,123	0,117	1,029	0,919	0,646	1,193	0,150
2007	1,022	1,087	0,640	0,507	0,806	0,118	1,127	0,721	0,520	0,942	0,153
2008	1,480	1,668	1,223	0,950	1,573	0,129	0,881	1,077	0,769	1,478	0,159
2009	1,174	1,647	0,782	0,609	1,005	0,128	0,660	0,516	0,379	0,694	0,154
2010	0,676	0,699	0,780	0,607	1,002	0,128	0,930	0,725	0,523	0,978	0,158
2011	1,204	1,449	1,005	0,778	1,298	0,131	1,058	1,063	0,799	1,422	0,152
2012	1,265	0,949	1,045	0,823	1,328	0,122	1,382	1,445	1,032	1,961	0,166
2013	0,701	0,627	1,365	1,062	1,756	0,128	1,374	1,875	1,347	2,759	0,181
2014	1,234	0,679	0,973	0,770	1,230	0,119	1,366	1,330	0,957	1,759	0,155
2015	0,607	0,351	0,824	0,627	1,083	0,139	1,091	0,899	0,612	1,262	0,188
2016	0,739	0,718	1,418	1,098	1,830	0,130	1,706	2,418	1,782	3,298	0,153
2017	0,981	0,875	2,000	1,565	2,557	0,125	1,946	3,892	2,874	5,182	0,156

Tableau C.13. Indices relatifs de la CPUE annuelle à partir des modèles arithmétique, non standardisé et log-normal des prises non nulles de sébaste à raie rouge au chalut de fond dans les zones 3CD5ABC. Les indices du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle combiné de  $L$ -ta-log-normal (Éq. C.4) sont également présentés. Tous les indices sont mis à l'échelle de sorte que leur moyenne géométrique soit égale à 1,0. Les limites de confiance supérieure et inférieure de 95 % de l'analyse et l'erreur-type associée sont présentées pour le modèle log-normal, et les limites de confiance supérieure et inférieure de 95 % par bootstrap et l'erreur-type correspondante pour le modèle combiné.

Année	Index arithmétique (Éq. C.1)	Indice géométrique (Éq. C.2)	Log-normal (Éq. C.3)				Indice binomial (Éq. C.3)	Combinés (Éq. C.4)			
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type
1996	1,190	1,366	1,286	1,146	1,442	0,0586	0,775	0,997	0,874	1,113	0,063
1997	1,207	1,301	1,392	1,269	1,526	0,0471	0,977	1,359	1,199	1,496	0,055
1998	0,950	1,196	1,610	1,479	1,753	0,0434	1,103	1,776	1,603	1,939	0,047
1999	0,894	0,937	1,173	1,078	1,276	0,0431	0,988	1,159	1,034	1,266	0,048
2000	1,364	1,474	1,312	1,213	1,419	0,0400	1,004	1,317	1,218	1,432	0,042
2001	1,362	1,390	1,116	1,027	1,212	0,0421	0,906	1,011	0,911	1,100	0,048
2002	1,101	1,351	1,094	1,007	1,189	0,0424	0,822	0,900	0,829	0,987	0,046
2003	1,165	1,339	1,067	0,982	1,159	0,0423	0,829	0,884	0,803	0,960	0,045
2004	0,890	1,068	0,960	0,879	1,048	0,0449	0,797	0,765	0,685	0,832	0,049
2005	0,730	0,742	0,798	0,733	0,868	0,0429	0,857	0,684	0,628	0,760	0,049
2006	0,767	0,690	0,763	0,698	0,835	0,0458	0,922	0,704	0,630	0,780	0,054
2007	0,726	0,829	0,897	0,819	0,983	0,0465	1,008	0,904	0,811	1,003	0,054
2008	1,046	1,122	1,058	0,960	1,166	0,0495	0,979	1,035	0,920	1,155	0,059
2009	1,275	1,125	0,927	0,843	1,020	0,0485	0,921	0,854	0,765	0,943	0,056
2010	0,885	0,782	0,793	0,719	0,874	0,0498	0,917	0,727	0,644	0,819	0,061
2011	0,910	0,954	0,952	0,866	1,047	0,0486	1,173	1,117	1,007	1,269	0,058
2012	1,306	1,019	0,929	0,840	1,026	0,0509	1,241	1,153	1,017	1,285	0,059
2013	0,856	0,842	0,905	0,812	1,008	0,0550	1,033	0,934	0,825	1,043	0,063
2014	1,248	0,773	0,756	0,674	0,847	0,0581	0,965	0,730	0,625	0,830	0,072
2015	0,930	0,823	0,859	0,776	0,950	0,0516	1,122	0,964	0,865	1,107	0,061
2016	0,854	0,730	0,845	0,767	0,930	0,0490	1,476	1,247	1,114	1,382	0,056
2017	0,798	0,798	0,969	0,876	1,071	0,0512	1,552	1,504	1,348	1,701	0,058

---

## C.7. RÉFÉRENCES – CPUE

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

## ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

La présente annexe décrit la délimitation des stocks de sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique et le calcul de la relation longueur-poids, de la relation de croissance de von Bertalanffy, du calendrier de maturité et de la mortalité naturelle utilisés dans le modèle d'évaluation du stock en fonction des prises selon l'âge du sébaste à raie rouge. Toutes les analyses biologiques sont fondées sur les données relatives au sébaste à raie rouge extraites le 27 novembre 2017 de la base de données sur le poisson de fond GFBioSQL de Pêches et Océans Canada (MPO) [125 358 enregistrements]. Les critères généraux de sélection des données pour de nombreuses analyses sont résumés dans le Tableau D.1, bien que la sélection puisse varier pour chaque analyse.

*Tableau D.1. Critères de sélection des données pour les analyses allométriques et de croissance des données biologiques sur le sébaste à raie rouge.*

Champ	Critère	Remarques
Trip type (Type de sortie)	[trip_type] == c(2,3)	Définition des observations de recherche
	[trip_type] == c(1,4,5)	Définition des observations commerciales
Sample type (Type d'échantillon)	[sample_type] == c(1,2,6,7)	Échantillons uniquement aléatoires ou totaux
Ageing method (Méthode de détermination de l'âge)	[agemeth]==3   (==0 & [year]>=1980)	Méthode de cassure et brûlage, ou inconnue à partir de 1980, présumée par cassure et brûlage
Species category code (Code de catégorie de l'espèce)	[SPECIES_CATEGORY_CODE]==1 (ou 3)	1 = échantillons non triés 3 = Échantillons triés (à garder)
Sex code (Code de sexe)	[sex] == c(1,2)	Sexe clairement déterminé (1=mâle ou 2=femelle)
Area code (Code de zone)	[stock] sélectionner les zones de stock valides	Nord (5DE) : Codes des zones principales 8:9 de la CPMP Sud (5ABC3CD) : zones principales 5:7 de la CPMP (5ABC) + zones principales 3:4 (3CD)

Il convient de noter que les codes des données GFBioSQL pour le sexe (1=mâles, 2=femelles) sont inversés dans les codes du modèle des prises selon l'âge (1=femelles, 2=mâles).

### D.1. DÉLIMITATION DES STOCKS

La population de sébaste à raie rouge de la Colombie-Britannique a été traitée comme deux stocks – le nord et le sud de la Colombie-Britannique. La justification de cette décision était fondée sur trois analyses qui ont montré des différences constantes dans (i) les poids moyens dans la pêche commerciale, (ii) les distributions des longueurs des poissons dans les relevés et (iii) les paramètres de croissance par relevé. Des différences de taille entre ces deux régions ont déjà été notées pour la goberge de l'Alaska (Starr et Haigh, sous presse).

La séparation de ces zones est justifiée par les conditions océanographiques telles que l'écoulement hivernal d'eau douce chaude du détroit d'Hécate, qui entoure le cap St. James et forme périodiquement le tourbillon Haïda (Crawford 2002; Di Lorenzo *et al.* 2005). De plus, le

courant du Pacifique Nord bifurque vers le nord dans le courant de l'Alaska (~60 % en volume, Freeland 2006) et vers le sud dans le courant de Californie à 50°N en été et 45°N en hiver (Pickard et Emery 1982). Cummins et Freeland (2006) ont démontré une bifurcation moyenne sur 5 ans (2002-2006) à 46°N, 133°O; cependant, en 2002, la bifurcation s'est produite beaucoup plus au nord, à 53°N (Batten et Freeland 2007). La bifurcation du courant du Pacifique Nord pourrait également servir de mécanisme de séparation physique pour les stocks de poissons sur la côte de la Colombie-Britannique.

### D.1.1. Poids moyen dans la pêche commerciale

Les données utilisées pour estimer le poids moyen par année ont été sélectionnées conformément aux lignes directrices pertinentes indiquées dans le Tableau D.1. Les données biologiques initiales sur le sébaste à raie rouge contenaient 125 358 enregistrements qui ont été filtrés comme suit :

- longueurs définies positives       $len > 0$       125 213 enregistrements
- toutes les années disponibles       $year = 1967:2016$       125 213 enregistrements
- large des côtes de la C.-B.       $major = 3:9$       125 118 enregistrements
- sorties commerciales, y compris merluche par coentreprises       $ttype = c(1,4,5)$       61 776 enregistrements
- échantillons aléatoires/prises totales       $stype = c(1,2,6,7)$       60 870 enregistrements
- traits de chaluts : de fond + pélagiques       $gear = c(1,6)$       60 214 enregistrements
- catégorie d'espèces (non triées)       $scat = 1$       38 076 enregistrements

Ce processus a permis d'obtenir 38 076 enregistrements biologiques du sébaste à raie rouge à partir d'échantillons non triés. Les poids, manquants ou non, ont été calculés à partir des longueurs mesurées en utilisant les paramètres longueur-poids indiqués dans le Tableau D.6. Les paramètres allométriques utilisés étaient sexospécifiques (femelles, mâles); les longueurs des poissons de sexe inconnu ou indéterminé ont été converties à l'aide des paramètres des sexes combinés.

Pour éliminer une partie de la variance due à des facteurs influents dans les données, nous avons utilisé un modèle log-normal additif (Schnute *et al.* 2004) pour ajuster l'indice annuel du poids du poisson :

$$w_m = \mu + \alpha_i + \beta_j + \delta_k + \gamma_l + \sigma \varepsilon_m \quad (D.1)$$

- où  $\mu$  = moyenne générale;  
 $\alpha_i$  = effet annuel (avec les années manquantes)  
 $i_{1,\dots,N} = \{1979, 1988, 1990:1994, 1996:2017\}$ , où  $N = 29$  ans;  
 $\beta_j$  = effet du sexe, où  $j = \{1,2\}$  pour les mâles et les femelles, respectivement;  
 $\delta_k$  = effet de la zone, où  $k = \{3:9\}$  pour les zones 3C, 3D, 5A, 5B, 5C, 5D, 5E de la CPMP;  
 $\gamma_l$  = effet de l'engin, où  $l = \{1,6\}$  pour le chalut de fond et le chalut pélagique, respectivement;  
 $m$  = indice du spécimen de poisson;  
 $\sigma$  = écart-type du modèle; et  
 $\varepsilon_m$  = résidus indépendants supposés normaux standards  $N(0,1)$ .



Le modèle ajusté a été choisi en utilisant le progiciel R `glmulti` (Calcagno et de Mazancourt 2010) et avait un écart-type résiduel de 0,1813 sur 38 038 degrés de liberté ( $R^2$  multiple = 0,2116,  $R^2$  ajusté = 0,2109; Figure D.1).

Le principal objectif de l'ajustement du modèle linéaire généralisé était de tenir compte de la tendance des indices annuels du poids; toutefois, le processus a rendu l'échelle des indices relative. Pour ramener les indices relatifs en indices absolus, nous les avons multipliés par le rapport de la moyenne géométrique des indices annuels non standardisés (0,481 kg/poisson) et de la moyenne géométrique des indices standardisés (et parfois normalisés) [1 kg/poisson]; voir les résultats dans le Tableau D.2.

$$\bar{W}_i = W_i \left[ \left( \prod_{i_1}^{i_N} \bar{W}_i \right)^{1/N} / \left( \prod_{i_1}^{i_N} W_i \right)^{1/N} \right] \quad (D.2)$$

- où
- $i_{1,\dots,N}$  = indice annuel ( $N= 29$  ans),
  - $\bar{W}_i$  = poids moyens annuels non standardisés (kg/poisson),
  - $W_i$  = poids moyens annuels standardisés en fonction du modèle linéaire généralisé (kg/poisson),
  - $\bar{\bar{W}}_i$  = poids moyens annuels moyens standardisés en fonction du modèle linéaire généralisé ajusté (kg/poisson).

La standardisation a éliminé les effets dus au sexe (les femelles sont plus grandes que les mâles), à la région côtière à l'aide des principales zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique et aux types d'engins, en particulier le chalut de fond et le chalut intermédiaire (Figure D.1). D'autres effets ont été explorés pour le modèle à l'échelle de la côte, mais leurs effets sur la série d'indices annuels étaient minimes (p. ex. saison) ou créaient de grandes lacunes en raison des données manquantes (p. ex. profondeur).

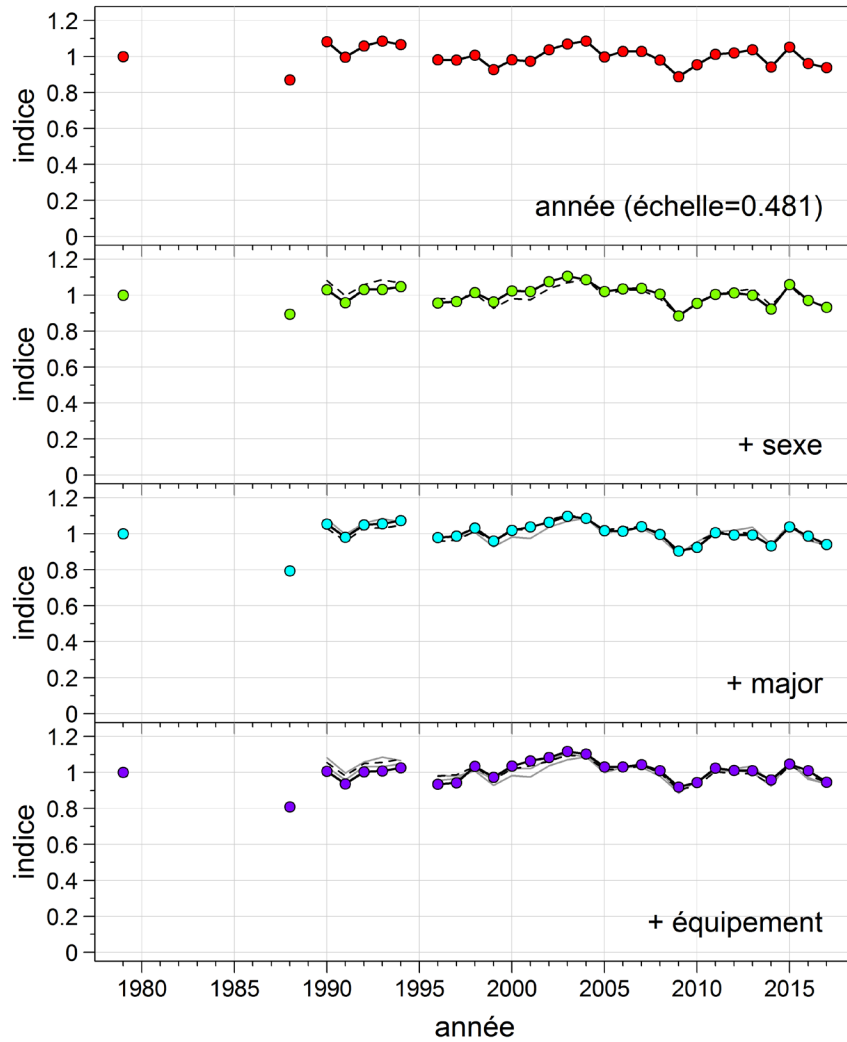


Figure D.1. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge, estimé à l'échelle de la côte à partir de l'équation D.1 (moyenne géométrique initiale = 0,481 kg/poisson). Les graphiques montrent, du haut en bas, l'évolution des indices annuels à mesure que l'on retire la variance résiduelle de chaque facteur. Les lignes brisées indiquent la série d'indices dans le graphique ci-dessus (en utilisant le facteur accepté juste avant celui représenté dans le graphique actuel).

Tableau D.2. Poids annuel moyen (kg) du sébaste à raie rouge d'après les échantillons non triés de la côte de la Colombie-Britannique :

$\bar{W}_i$  = non standardisé (non-std),  $W_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé (glm-std),  $\bar{W}_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé ajusté (adj glm-std); les nombres d'échantillons et de poissons utilisés pour les calculs de la moyenne annuelle sont aussi indiqués. La dernière ligne indique le poids moyen géométrique de toutes les années avec données.

Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)
1979	2	316	0,346	1,000	0,481	2004	18	1 283	0,484	1,103	0,531
1988	1	98	0,564	0,808	0,389	2005	19	1 219	0,514	1,031	0,496
1990	1	191	0,483	1,007	0,484	2006	9	570	0,514	1,030	0,496
1991	2	253	0,542	0,936	0,451	2007	11	732	0,465	1,044	0,502
1992	5	245	0,568	1,003	0,483	2008	11	680	0,367	1,009	0,486
1993	4	214	0,550	1,008	0,485	2009	12	801	0,439	0,919	0,442
1994	17	907	0,468	1,025	0,493	2010	11	676	0,497	0,945	0,455
1996	3	185	0,465	0,935	0,450	2011	17	1 025	0,505	1,024	0,493
1997	6	321	0,493	0,943	0,454	2012	10	560	0,522	1,012	0,487
1998	50	6 629	0,411	1,034	0,498	2013	9	422	0,426	1,009	0,486
1999	35	4 250	0,468	0,973	0,468	2014	7	306	0,536	0,959	0,461
2000	41	5 575	0,459	1,035	0,498	2015	8	452	0,446	1,046	0,503
2001	55	5 804	0,522	1,064	0,512	2016	6	343	0,423	1,010	0,486
2002	25	2 176	0,553	1,084	0,522	2017	12	607	0,460	0,946	0,455
2003	21	1 236	0,569	1,117	0,537	-	-	-	-	-	-
							$\Sigma = 428$	$\Sigma = 38 076$	$\prod^{1/N} = 0,481$	$\prod^{1/N} = 1,000$	$\prod^{1/N} = 0,481$

Pour explorer les variations régionales du poids moyen, la procédure du modèle linéaire généralisé ci-dessus (sans l'effet de la zone) a été appliquée à chaque zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique, en utilisant `glmulti` pour choisir parmi les effets : year, sex, gear et season. La sélection automatisée du modèle a choisi sex comme facteur important dans toutes les zones (p. ex. Figure D.1) et season dans toutes les zones sauf la zone 3D (Figure D.2). Ce n'est que dans la zone 5A que gear a été sélectionné comme un effet significatif (Figure D.3). En général, les poids moyens (kg/poisson) étaient semblables dans toutes les zones autres que la zone 5E : 3C = 0,488, 3D = 0,478, 5A = 0,492, 5B = 0,406, 5C = 0,456, 5E = 0,578 (Tableau D.3).

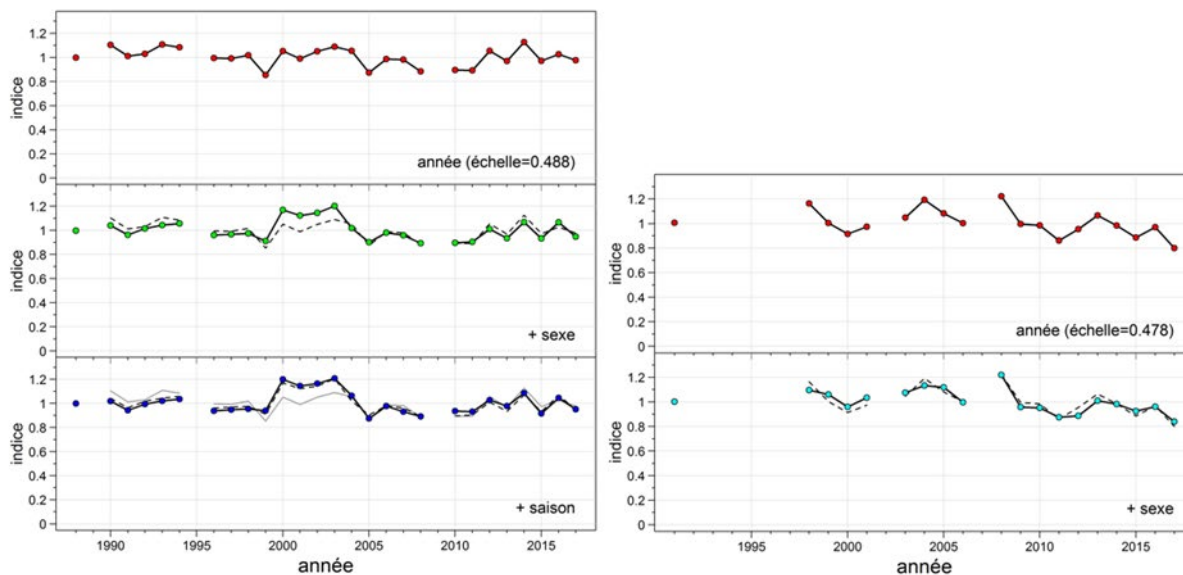


Figure D.2. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge dans la zone 3C (à gauche) et la zone 3D (à droite), estimé à partir de l'équation D.1; moyennes géométriques initiales (kg/poisson) : 3C=0,488, 3D=0,478. Voir la légende de la Figure D.1 pour plus de détails sur les graphiques.

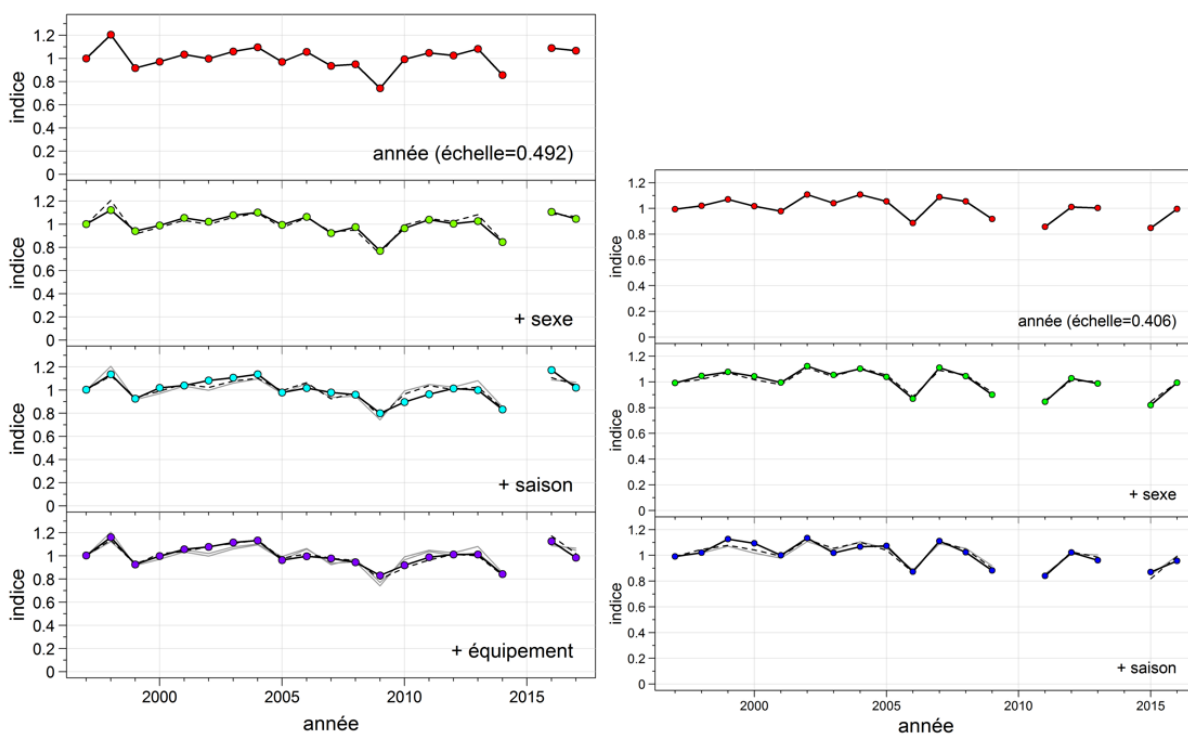


Figure D.3. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge dans la zone 5A (à gauche) et la zone 5B (à droite), estimé à partir de l'équation D.1; moyennes géométriques initiales (kg/poisson) : 5A=0,492, 5B=0,406. Voir la légende de la Figure D.1 pour plus de détails sur les graphiques.

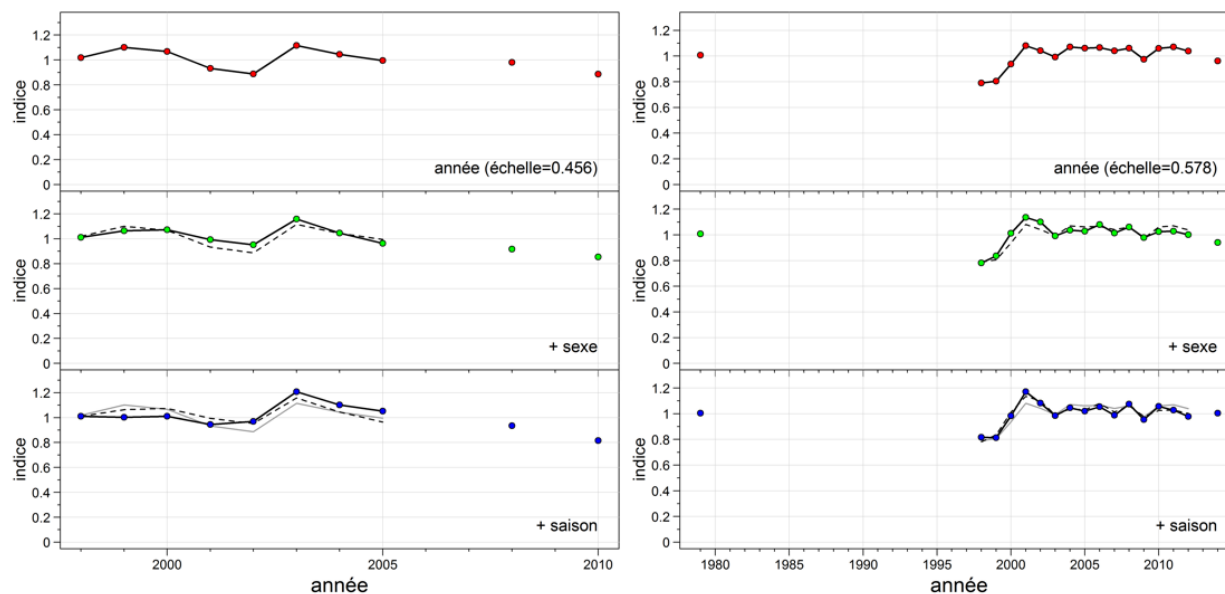


Figure D.4. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge dans la zone 5C (à gauche) et la zone 5E (à droite), estimé à partir de l'équation D.1; moyennes géométriques initiales (kg/poisson) : 5C=0,456, 5E=0,578. Voir la légende de la Figure D.1 pour plus de détails sur les graphiques.

Tableau D.3. Poids annuel moyen (kg/poisson  $\bar{w}_i$ ) du sébaste à raie rouge, ajusté et standardisé selon le modèle linéaire généralisé, calculé à partir d'échantillons non triés provenant de chaque région de la côte extérieure de la Colombie-Britannique; la dernière ligne indique la moyenne géométrique des poids moyens annuels. Les valeurs entre parenthèses et délimitées par deux points sont les nombres d'échantillons et de spécimens.

Année	3C	3D	5A	5B	5C	5E
1979	-	-	-	-	-	0,581 (2: 316)
1988	0,487 (1: 98)	-	-	-	-	-
1990	0,497 (1: 191)	-	-	-	-	-
1991	0,460 (1: 118)	0,479 (1: 135)	-	-	-	-
1992	0,485 (5: 245)	-	-	-	-	-
1993	0,498 (4: 214)	-	-	-	-	-
1994	0,505 (17: 907)	-	-	-	-	-
1996	0,458 (3: 185)	-	-	-	-	-
1997	0,462 (4: 107)	-	0,494 (1: 47)	0,402 (1: 167)	-	-
1998	0,465 (10:1467)	0,524 (10:1218)	0,571 (15:2248)	0,415 (9: 955)	0,461 (1: 59)	0,472 (5: 682)
1999	0,458 (7: 772)	0,507 (6: 714)	0,456 (14:1888)	0,458 (4: 409)	0,458 (1: 53)	0,470 (3: 414)
2000	0,585 (11:1706)	0,459 (9:1689)	0,492 (7: 820)	0,444 (8: 905)	0,461 (3: 326)	0,568 (3: 129)
2001	0,558 (4: 407)	0,495 (15:1388)	0,520 (8: 940)	0,406 (11:1101)	0,431 (5: 639)	0,677 (12:1329)
2002	0,568 (6: 624)	-	0,530 (7: 612)	0,461 (3: 251)	0,442 (3: 255)	0,626 (6: 434)
2003	0,589 (1: 68)	0,514 (5: 237)	0,549 (4: 267)	0,414 (7: 403)	0,552 (2: 115)	0,570 (2: 146)
2004	0,519 (2: 111)	0,542 (1: 46)	0,558 (5: 543)	0,433 (4: 230)	0,503 (3: 180)	0,604 (3: 173)
2005	0,427 (4: 251)	0,535 (1: 59)	0,474 (5: 290)	0,436 (3: 179)	0,480 (2: 104)	0,590 (4: 336)
2006	0,477 (2: 126)	0,477 (2: 99)	0,491 (2: 101)	0,354 (2: 198)	-	0,609 (1: 46)
2007	0,454 (3: 175)	-	0,481 (3: 271)	0,451 (3: 177)	-	0,571 (2: 109)
2008	0,435 (1: 30)	0,583 (3: 193)	0,466 (1: 59)	0,416 (3: 206)	0,426 (2: 167)	0,621 (1: 25)
2009	-	0,458 (1: 59)	0,409 (1: 50)	0,358 (5: 404)	-	0,552 (5: 288)
2010	0,457 (4: 252)	0,455 (1: 63)	0,452 (2: 128)	-	0,372 (2: 128)	0,611 (2: 105)
2011	0,454 (2: 119)	0,418 (3: 180)	0,487 (4: 246)	0,341 (4: 262)	-	0,594 (4: 218)
2012	0,501 (1: 61)	0,424 (3: 155)	0,499 (4: 233)	0,415 (1: 61)	-	0,565 (1: 50)
2013	0,476 (2: 105)	0,483 (3: 148)	0,498 (3: 110)	0,391 (1: 59)	-	-
2014	0,529 (2: 83)	0,470 (1: 60)	0,416 (2: 95)	-	-	0,581 (2: 68)
2015	0,447 (2: 127)	0,442 (4: 215)	-	0,353 (2: 110)	-	-
2016	0,510 (2: 110)	0,460 (1: 58)	0,554 (2: 110)	0,388 (1: 65)	-	-
2017	0,464 (7: 353)	0,402 (2: 103)	0,485 (3: 151)	-	-	-
Total	0,488 (109:9012)	0,478 (72:6819)	0,492 (93:9209)	0,406 (72:6142)	0,456 (24:2026)	0,578 (58:4868)

#### D.1.1.1. Stock du nord et stock du sud

La même standardisation des modèles linéaires généralisés D.1 et D.2 a été appliquée aux stocks de sébaste à raie rouge du nord et du sud, en utilisant `glmulti` pour choisir parmi les effets : year, sex, gear, season et major (qui n'a été sélectionné dans aucun des modèles). Dans le stock du nord, les facteurs significatifs étaient sex et season (Figure D.5), avec une moyenne géométrique du poids de 0,584 kg/poisson (Tableau D.4). Dans le stock du sud de la Colombie-Britannique, les facteurs significatifs étaient sex, gear et season (Figure D.6), avec une moyenne géométrique du poids de 0,476 kg/poisson (Tableau D.5). La Figure D.7 illustre la comparaison entre les stocks du nord et du sud de la Colombie-Britannique.

Les résultats des analyses du poids moyen n'ont pas été utilisés directement dans l'évaluation (comme dans un modèle de type différence-délai), mais ils ont servi à délimiter les stocks de sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique en l'absence de données génétiques sur l'espèce.

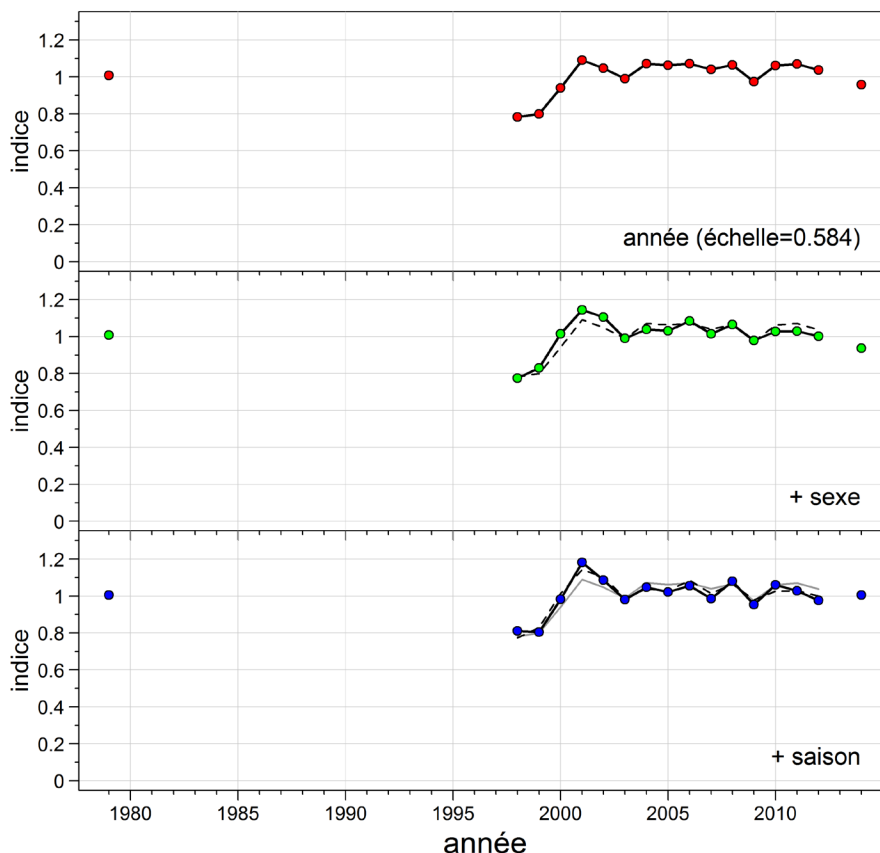


Figure D.5. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge dans le stock du le nord de la Colombie-Britannique, estimé à l'échelle de la côte à partir de l'équation D.1; moyenne géométrique initiale (kg/poisson) :  $5DE=0,584$ . Voir la légende de la Figure D.1 pour plus de détails sur les graphiques.

Tableau D.4. Poids annuel moyen (kg) du sébaste à raie rouge d'après les échantillons non triés du stock du le nord de la Colombie-Britannique :

$\bar{W}_i$  = non standardisé (non-std),  $W_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé (glm-std),  $\bar{W}_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé ajusté (adj glm-std); les nombres d'échantillons et de poissons utilisés pour les calculs de la moyenne annuelle sont aussi indiqués. La dernière ligne indique le poids moyen géométrique de toutes les années avec données.

Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)
1979	2	316	0,341	1,006	0,587	2006	1	46	0,626	1,056	0,616
1998	5	682	0,362	0,811	0,474	2007	2	109	0,649	0,986	0,576
1999	3	414	0,525	0,804	0,470	2008	1	25	0,560	1,080	0,630
2000	3	129	0,673	0,983	0,574	2009	5	288	0,646	0,954	0,557
2001	12	1 329	0,633	1,183	0,691	2010	2	105	0,654	1,061	0,620
2002	6	434	0,576	1,086	0,634	2011	4	218	0,623	1,029	0,601
2003	2	146	0,655	0,982	0,573	2012	1	50	0,544	0,976	0,570
2004	3	173	0,647	1,047	0,612	2014	2	68	0,739	1,005	0,587
2005	4	336	0,655	1,022	0,597	-	-	-	-	-	-
							$\Sigma =$	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
							58	4 868	0,584	1,000	0,584

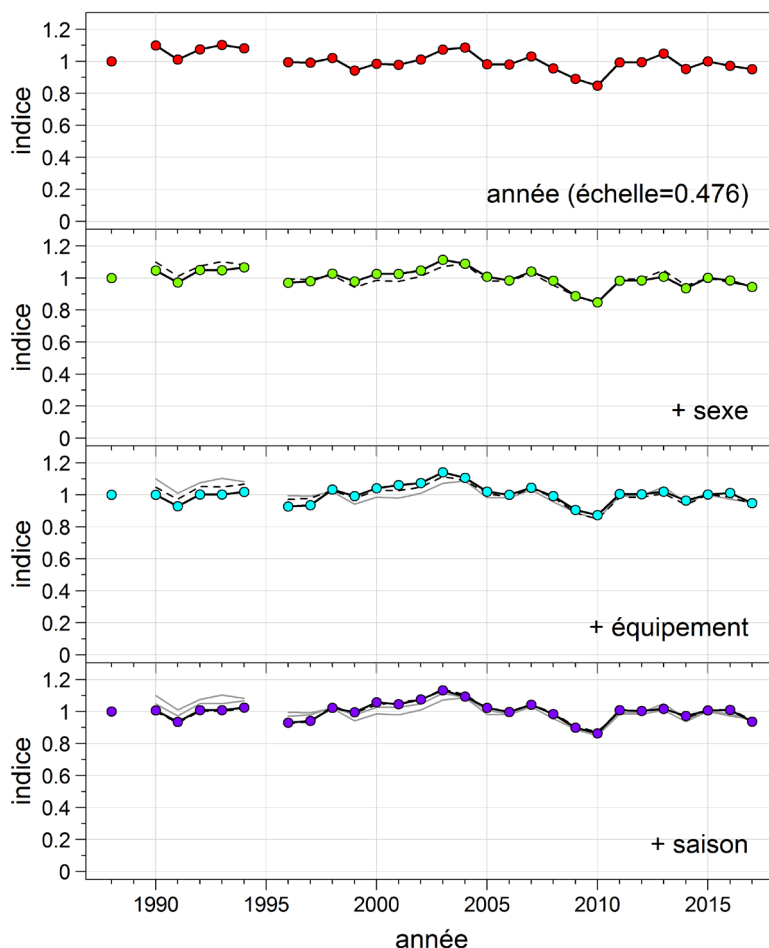


Figure D.6. Poids moyen normalisé (kg/poisson) du sébaste à raie rouge dans le stock du le sud de la , estimé à l'échelle de la côte à partir de l'équation D.1; moyenne géométrique initiale (kg/poisson) :  $3CD5ABC=0,476$ . Voir la légende de la Figure D.1 pour plus de détails sur les graphiques.

Tableau D.5. Poids annuel moyen (kg) du sébaste à raie rouge d'après les échantillons non triés du stock du le sud de la Colombie-Britannique :

$\bar{W}_i$  = non standardisé (non-std),  $\bar{w}_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé (glm-std),  $\bar{w}_i$  = standardisé selon le modèle linéaire généralisé ajusté (adj glm-std); les nombres d'échantillons et de poissons utilisés pour les calculs de la moyenne annuelle sont aussi indiqués. La dernière ligne indique le poids moyen géométrique de toutes les années avec données.

Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)
1988	1	98	0,575	1,001	0,476	2004	15	1 110	0,462	1,093	0,520
1990	1	191	0,491	1,007	0,479	2005	15	883	0,460	1,024	0,487
1991	2	253	0,552	0,935	0,445	2006	8	524	0,510	0,997	0,474
1992	5	245	0,578	1,009	0,480	2007	9	623	0,435	1,043	0,496
1993	4	214	0,559	1,008	0,480	2008	10	655	0,363	0,984	0,468
1994	17	907	0,475	1,025	0,488	2009	7	513	0,315	0,899	0,428
1996	3	185	0,472	0,930	0,442	2010	9	571	0,473	0,864	0,411
1997	6	321	0,500	0,941	0,448	2011	13	807	0,475	1,008	0,480
1998	45	5 947	0,420	1,024	0,487	2012	9	510	0,528	1,003	0,477
1999	32	3 836	0,465	0,995	0,473	2013	9	422	0,432	1,017	0,484



Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non-std)	Poids du poisson (glm-std)	Poids du poisson (adj glm-std)
2000	38	5 446	0,458	1,058	0,503	2014	5	238	0,480	0,972	0,462
2001	43	4 475	0,491	1,046	0,498	2015	8	452	0,452	1,006	0,479
2002	19	1 742	0,550	1,076	0,512	2016	6	343	0,429	1,010	0,481
2003	19	1 090	0,563	1,132	0,539	2017	12	607	0,466	0,937	0,446
							$\Sigma =$	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
							370	33 208	0,476	1,000	0,476

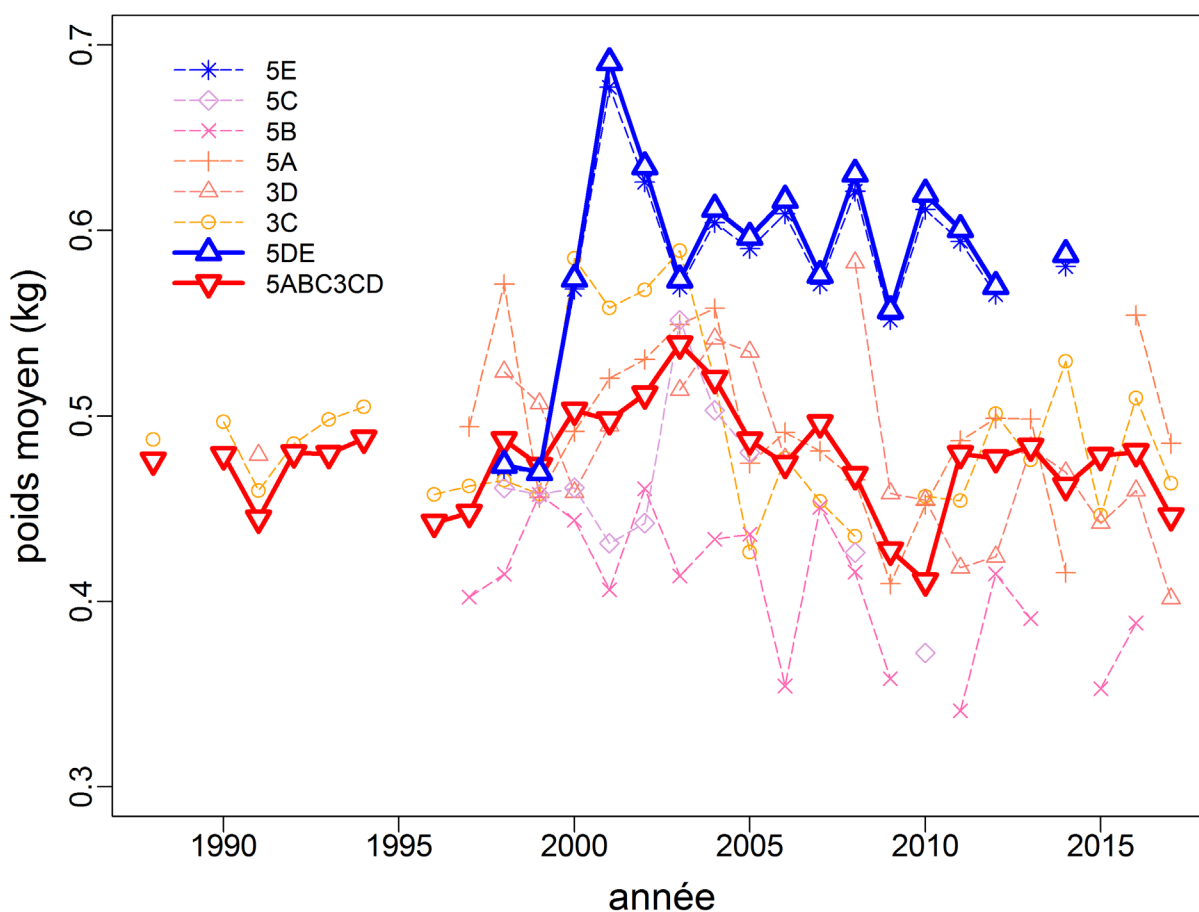


Figure D.7. Comparaison des séries de poids moyens du sébaste à raie rouge entre les stocks du nord et du sud de la Colombie-Britannique après ajustement selon le modèle linéaire généralisé pour divers facteurs (représentés sur la Figure D.5 et la Figure D.6). Les séries individuelles, ajustées et standardisées selon le modèle linéaire généralisé pour chaque zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique, sont incluses à des fins de comparaison.

## D.1.2. Longueurs des poissons dans les relevés

La distribution des longueurs tirée des trois relevés synoptiques principaux sur le sébaste à raie rouge – côte ouest de Haïda Gwaii dans le nord; bassin de la Reine-Charlotte et côte ouest de l’île de Vancouver dans le sud – montre que les distributions des quantiles pour les longueurs dans le stock du nord demeurent constamment supérieures à celles du stock du sud (Figure D.8, à gauche). Une comparaison similaire des quantiles de l’âge montre que les âges sont semblables dans les trois relevés (Figure D.8, à droite).

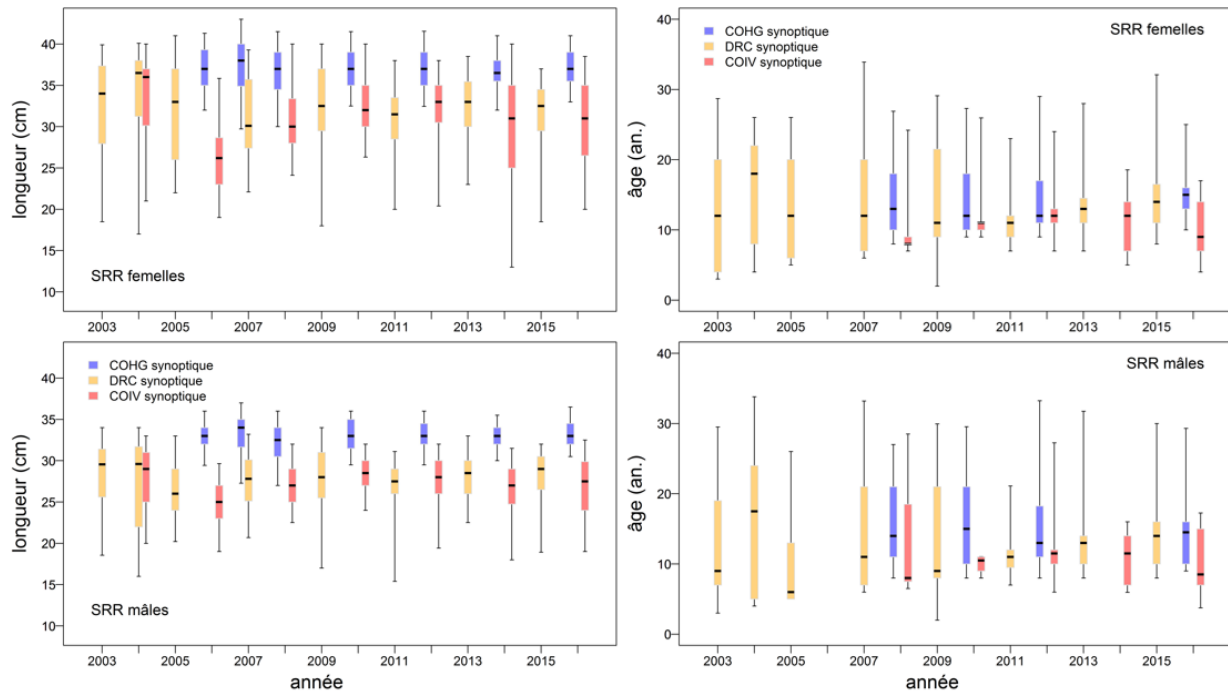


Figure D.8. Comparaison des distributions annuelles de la longueur (à gauche) et de l’âge (à droite) du sébaste à raie rouge entre les trois relevés synoptiques – côte ouest de Haïda Gwaii (COHG) dans le nord; bassin de la Reine-Charlotte (DRC) et côte ouest de l’île de Vancouver (COIV) dans le sud. Quantiles du diagramme de quartile : 0,05, 0,25, 0,5, 0,75, 0,95.

## D.1.3. Paramètres de croissance par relevé

Les modèles de croissance de von Bertalanffy ajustés aux données âge-longueur de chacun des trois principaux relevés synoptiques sur le sébaste à raie rouge estiment des paramètres  $L_{\infty}$  plus grands pour le relevé sur la côte ouest de Haïda Gwaii pour chaque sexe que pour les deux relevés plus au sud (Figure D.9, Figure D.10, Figure D.11). Les deux autres paramètres de croissance de von Bertalanffy ( $k$  et  $t_0$ ) semblent similaires pour les trois relevés par sexe. Les estimations de ces paramètres de croissance dans un modèle bayésien utilisant les mêmes données (progiciel de rstan, équipe de développement Stan 2018) n’ont pas révélé de chevauchement dans les distributions a posteriori du paramètre  $L_{\infty}$  entre le relevé sur la côte ouest de Haïda Gwaii pour l’un ou l’autre sexe par rapport aux distributions a posteriori du paramètre  $L_{\infty}$  des deux relevés plus au sud, tandis que les distributions a posteriori par sexe pour les paramètres  $k$  et  $t_0$  présentent un degré plus élevé de chevauchement (Figure D.12).

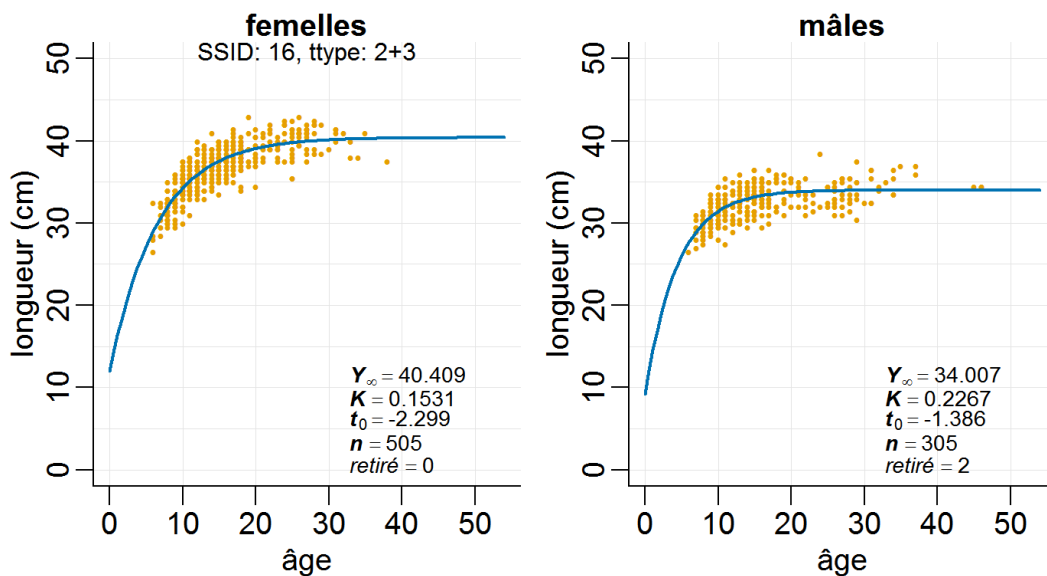


Figure D.9. Relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii : ajustements de von Bertalanffy à l'âge des sébastes à raie rouge déterminé selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes.

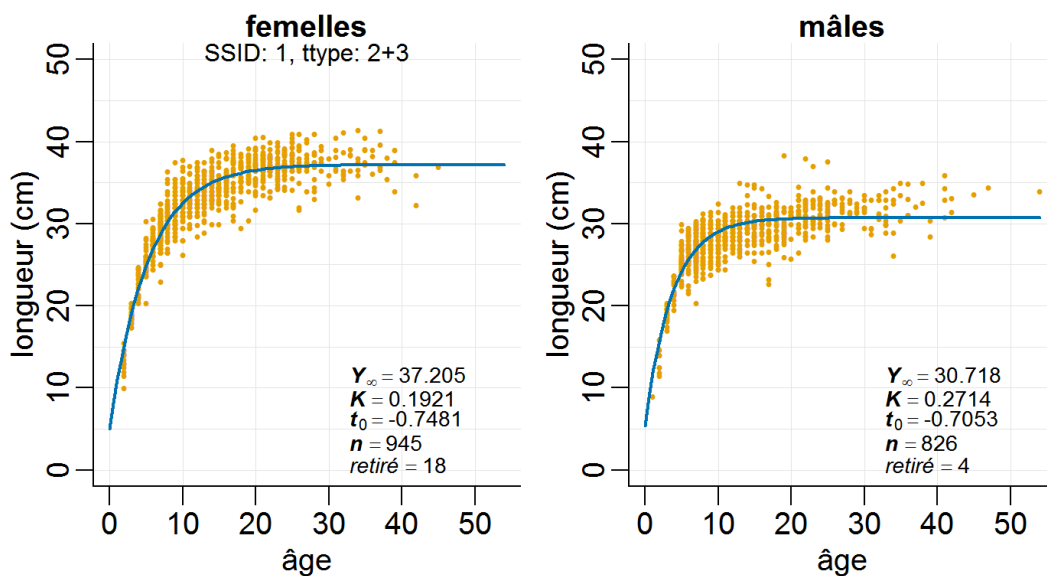


Figure D.10. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte : ajustements de von Bertalanffy à l'âge des sébastes à raie rouge déterminé selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes (surface des otolithes incluse pour les âges 1-3).

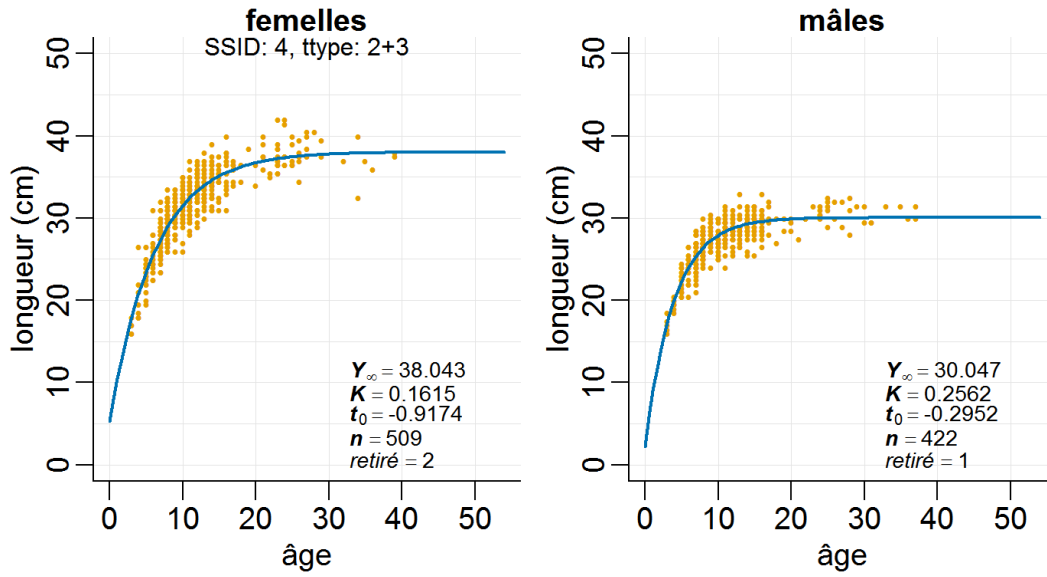


Figure D.11. Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver : ajustements de von Bertalanffy à l'âge des sébastes à raie rouge déterminé selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes.

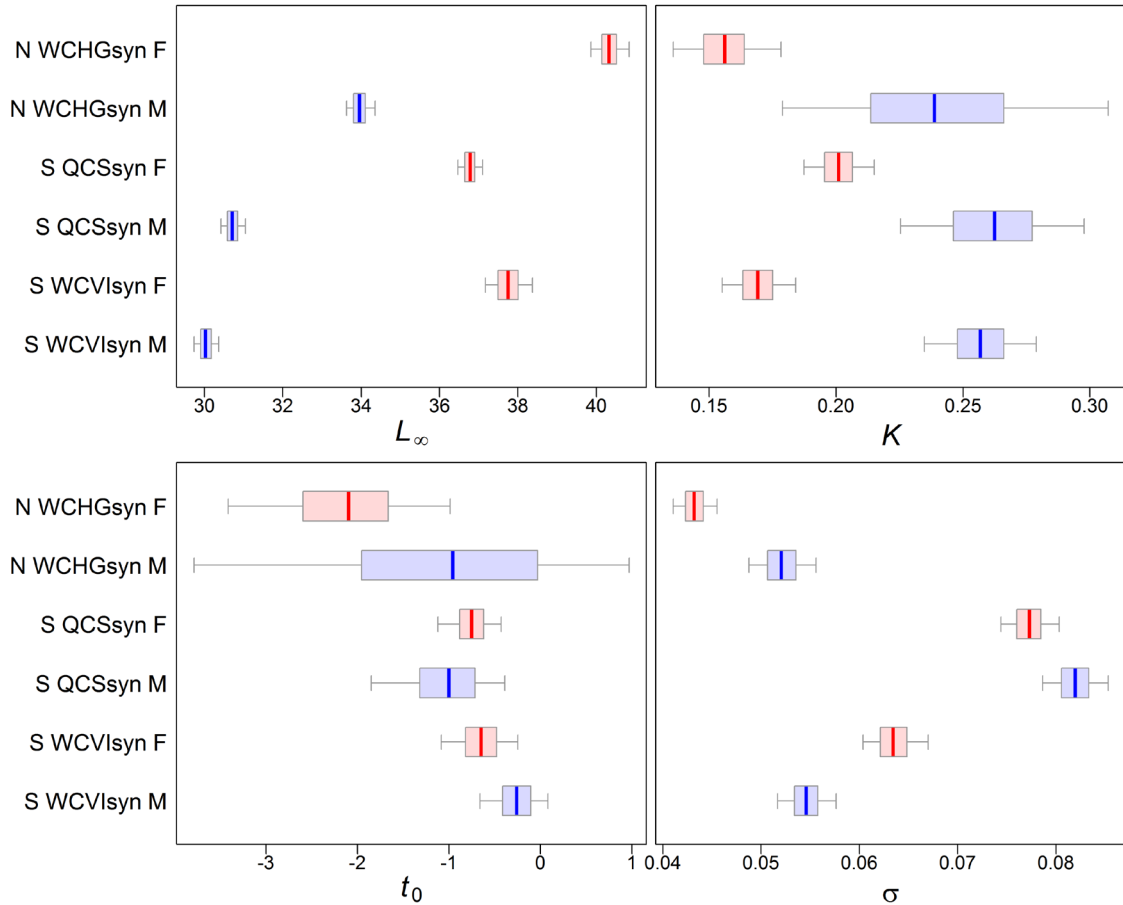


Figure D.12. Échantillons de la procédure de MCCM (4 chaînes, 500 chacune) pour les paramètres de von Bertalanffy à l'aide des données longueur-âge du sébaste à raie rouge par série de relevés. Les diagrammes de quartile (rouge = femelles, bleu = mâles) représentent les quantiles de 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95.

## D.2. CYCLE BIOLOGIQUE

### D.2.1. Relation longueur - poids

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été ajustée aux femelles, aux mâles et combinée à toutes les paires de données de poids et de longueur valides  $i$ ,  $\{W_{is}, L_{is}\}$  :

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

où  $\alpha_s$  et  $\beta_s$  sont les paramètres d'interception et de pente, respectivement, pour chaque sexe  $s$  (2 pour les femelles, 1 pour les mâles).

Les paramètres longueur-poids pour la relation allométrique dans le modèle ont été tirés d'échantillons de recherche provenant de traits au chalut de fond (Tableau D.6). Du fait de la différence dimorphe prononcée entre les mâles et les femelles, les sexes ont été traités

séparément dans les deux régions de stock : nord (Figure D.13,  $\alpha_{2,1} = \{1,3985E-05, 1,36344E-05\}$ ,  $\beta_{2,1} = \{2,9848, 2,9888\}$ ) et sud (Figure D.14,  $\alpha_{2,1} = \{8,1572E-06, 9,6834E-06\}$ ,  $\beta_{2,1} = \{3,1501, 3,0925\}$ ).

Tableau D.6. Estimations des paramètres longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations ( $n$ ) pour le sébaste à raie rouge (femelles, mâles et deux sexes combinés), pour tous les échantillons de recherche/navire affrété provenant de chaluts de fond opérant dans les deux zones de stock entre 1978 et 2017.  $W_{pred}$  = poids prévu (en kg) à partir de l'ensemble de données ajusté.

Stock	$n$	$\ln(a)$	ET $\ln(a)$	$b$	ET $b$	$W_i$ moyen	ET $W_i$	$W_i$ min	$W_i$ max	$W_{pred}$ moyen
Nord -- 5DE (relevé de recherche)										
Femelles	1 949	-11,178	0,0497	2,9848	0,0139	0,654	0,1752	0,021	1,343	0,638
Mâles	1 522	-11,203	0,0437	2,9888	0,0126	0,446	0,1218	0,017	1,042	0,441
Les deux	3 465	-11,246	0,0297	3,0026	0,0084	0,561	0,1844	0,017	1,219	0,548
Sud -- 5ABC+3CD (relevé de recherche)										
Femelles	4 772	-11,717	0,0220	3,1501	0,0064	0,477	0,2311	0,007	1,786	0,514
Mâles	4 425	-11,545	0,0212	3,0925	0,0064	0,283	0,1150	0,006	0,998	0,314
Les deux	9 210	-11,700	0,0148	3,1426	0,0044	0,384	0,2086	0,006	1,786	0,417
5E de la CPMP – code de la zone principale 9 (recherche/relevé)										
Femelles	1 842	-10,855	0,0719	2,8943	0,0200	0,669	0,1524	0,150	1,219	0,650
Mâles	1 385	-10,602	0,0932	2,8165	0,0267	0,471	0,0917	0,110	1,042	0,457
Les deux	3 229	-11,012	0,0461	2,9362	0,0130	0,584	0,1630	0,110	1,219	0,564
5D de la CPMP – code de la zone principale 8 (recherche/relevé)										
Femelles	119	-12,601	0,0763	3,4443	0,0229	0,448	0,3325	0,021	1,343	0,352
Mâles	138	-11,925	0,0717	3,2216	0,0229	0,193	0,1100	0,017	0,479	0,188
Les deux	258	-12,348	0,0549	3,3622	0,0170	0,313	0,2721	0,017	1,343	0,262
5C de la CPMP – code de la zone principale 7 (recherche/relevé)										
Femelles	631	-11,797	0,0565	3,1664	0,0166	0,433	0,2226	0,028	1,036	0,513
Mâles	755	-11,370	0,0652	3,0343	0,0198	0,280	0,1179	0,032	0,874	0,293
Les deux	1 394	-11,579	0,0461	3,0994	0,0138	0,349	0,1892	0,028	1,036	0,398
5B de la CPMP – code de la zone principale 6 (recherche/relevé)										
Femelles	1 545	-11,565	0,0462	3,0972	0,0133	0,516	0,2303	0,033	1,175	0,536
Mâles	1 363	-11,522	0,0488	3,0809	0,0147	0,302	0,1126	0,021	0,754	0,327
Les deux	2 909	-11,596	0,0304	3,1047	0,0089	0,416	0,2134	0,021	1,175	0,441
5A de la CPMP – code de la zone principale 5 (recherche/relevé)										
Femelles	984	-11,778	0,0389	3,1684	0,0114	0,448	0,2264	0,010	1,081	0,564
Mâles	872	-11,796	0,0376	3,1681	0,0115	0,271	0,1086	0,006	0,760	0,333
Les deux	1 856	-11,829	0,0264	3,1808	0,0079	0,365	0,2014	0,004	1,081	0,460
3D de la CPMP – code de la zone principale 4 (recherche/relevé)										
Femelles	468	-12,314	0,0791	3,3397	0,0229	0,519	0,2159	0,007	1,238	0,525
Mâles	391	-11,547	0,0616	3,1001	0,0186	0,303	0,0955	0,006	0,550	0,323
Les deux	858	-12,127	0,0504	3,2810	0,0148	0,421	0,2024	0,006	1,238	0,425
3C de la CPMP – code de la zone principale 3 (recherche/relevé)										
Femelles	1 144	-11,758	0,0384	3,1717	0,0113	0,457	0,2366	0,018	1,786	0,490
Mâles	1 032	-11,514	0,0332	3,0908	0,0102	0,265	0,1224	0,010	0,998	0,307
Les deux	2 177	-11,703	0,0247	3,1525	0,0074	0,366	0,2141	0,010	1,786	0,398

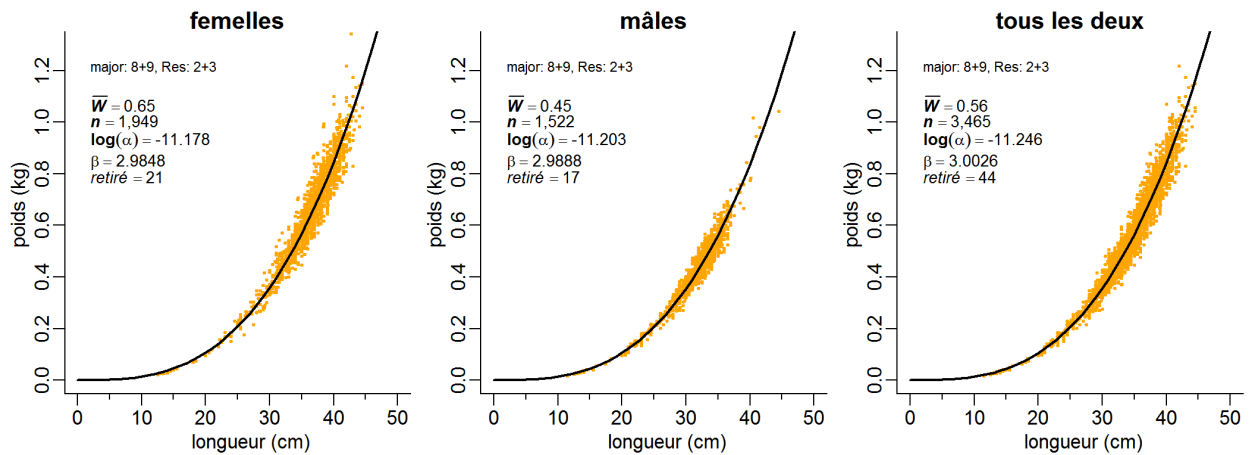


Figure D.13. Relation longueur-poids pour le stock du le nord de la Colombie-Britannique (5DE) de sébaste à raie rouge – dérivée d'échantillons des relevés de recherche choisis au hasard, indépendamment du type d'engin. Les enregistrements ayant une valeur absolue de résidus standardisés >3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été omis, ce qui a éliminé 44 observations pour l'ajustement des sexes combinés.

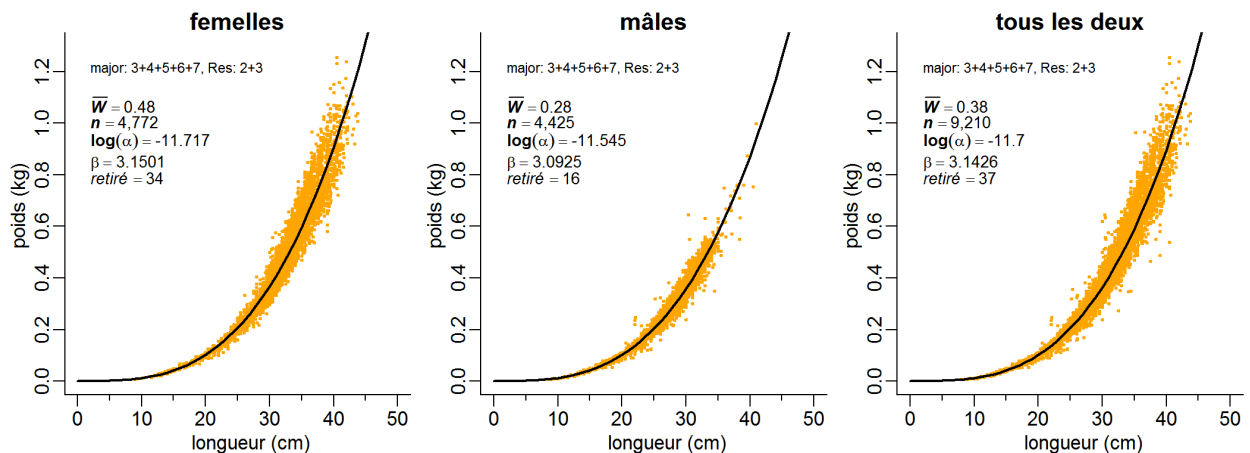


Figure D.14. Relation longueur-poids pour le stock du le sud de la (5AB3CD) de sébaste à raie rouge – dérivée d'échantillons des relevés de recherche choisis au hasard, indépendamment du type d'engin. Les enregistrements ayant une valeur absolue de résidus standardisés >3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été omis, ce qui a éliminé 37 observations pour l'ajustement des sexes combinés.

## D.2.2. Croissance de von Bertalanffy

Des observations par paires  $i$  de la longueur et de l'âge par sexe,  $\{L_{is}, a_{is}\}$ , pour  $s = 2, 1$  (femelles, mâles) étaient disponibles pour 12 839 spécimens : 343 par lecture de surface des otolithes et 12 496 en utilisant la méthode de cassure et brûlage (MacLellan 1997). Le Tableau D.7 résume la disponibilité des otolithes traités par cassure et brûlage.

Tableau D.7. Nombre d'âges de sébaste à raie rouge déterminés selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes dans la base de données GFBioSQL (consultée le 27 novembre 2017). Le nombre d'échantillons est indiqué entre parenthèses.

Type de sortie	le nord de la C.-			le sud de la		
	Femelles	B. Mâles	Inconnu	Femelles	Mâles	Inconnu
Commerciales	674 (34)	622 (35)	0 (0)	4273 (161)	2152 (159)	92 (20)
Recherche	230 (14)	151 (14)	1 (1)	523 (39)	435 (38)	0 (0)
Relevé	613 (25)	357 (25)	0 (0)	1320 (79)	1050 (78)	3 (3)

La croissance a été formulée comme un modèle de von Bertalanffy à l'aide des données d'un relevé de recherche (trip\_type=2:3) où les longueurs par sexe,  $L_{is}$ , pour les poissons  $i = 1, \dots, n_s$ , sont données par la formule :

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

où, pour chaque sexe  $s$ ,

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

$\kappa_s$  = coefficient de croissance

$t_{0s}$  = âge auquel la taille moyenne est de zéro.

La probabilité logarithmique négative pour chaque sexe  $s$ , utilisée pour la minimisation, est :

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

Les données de détermination de l'âge, résumées dans le Tableau D.7, ont été qualifiées comme suit avant l'ajustement du modèle de von Bertalanffy :

- type de sortie = 2:3 (recherche, relevés nolisés),
- type d'échantillon = prises totales ou sélection aléatoire,
- engin = traits de chalut de fond,
- méthode de détermination de l'âge = cassure et brûlage des otolithes.

Les ajustements à la croissance (Tableau D.8, Figure D.15, Figure D.16) montrent que les femelles sont plus grandes que les mâles et que les sébastes à raie rouge du stock du nord de la Colombie-Britannique sont plus grands que ceux du stock du sud de la Colombie-Britannique, pour les deux sexes (Figure D.17).



Tableau D.8. Ajustements des paramètres à un modèle de croissance de von Bertalanffy pour les deux stocks de sébaste à raie rouge, par sexe.

Stock	n	$L_{\infty}$ (cm)	$K$	$t_0$ (cm)	$\sigma$
<i>le nord de la C.-B. – 5DE (Relevé de recherche)</i>					
Femelles	836	40,6	0,16304	-1,496	1,727
Mâles	505	33,9	0,22552	-1,575	1,640
Les deux	1 348	37,4	0,22245	-0,027	2,811
<i>le sud de la – 5ABC+3CD (Relevé de recherche)</i>					
Femelles	1 805	37,9	0,16391	-1,459	1,950
Mâles	1 468	31,1	0,19015	-2,805	1,809
Les deux	3 293	35,1	0,16747	-2,118	2,963

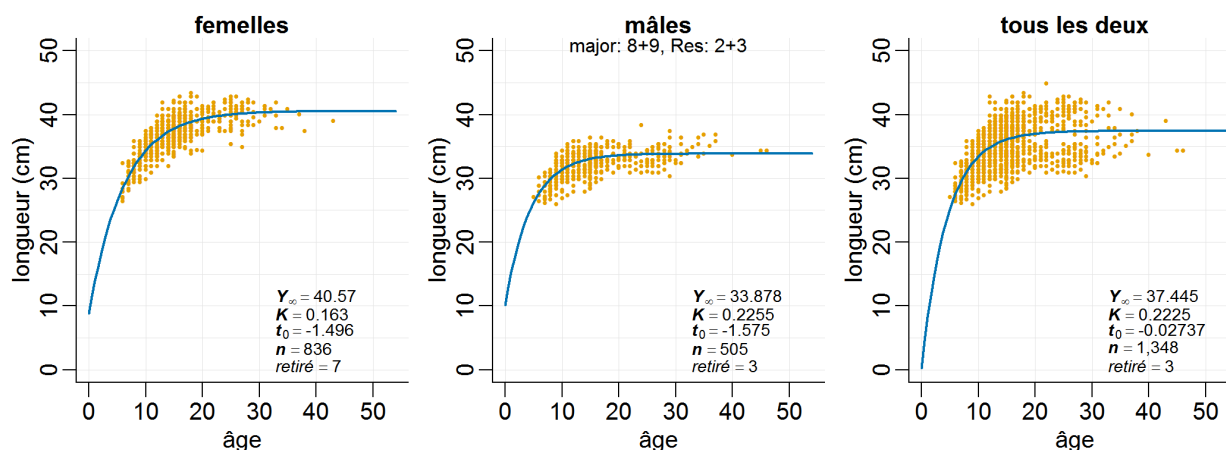


Figure D.15. Stock du le nord de la Colombie-Britannique : ajustements de von Bertalanffy à l'âge des sébastes à raie rouge déterminé selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes.

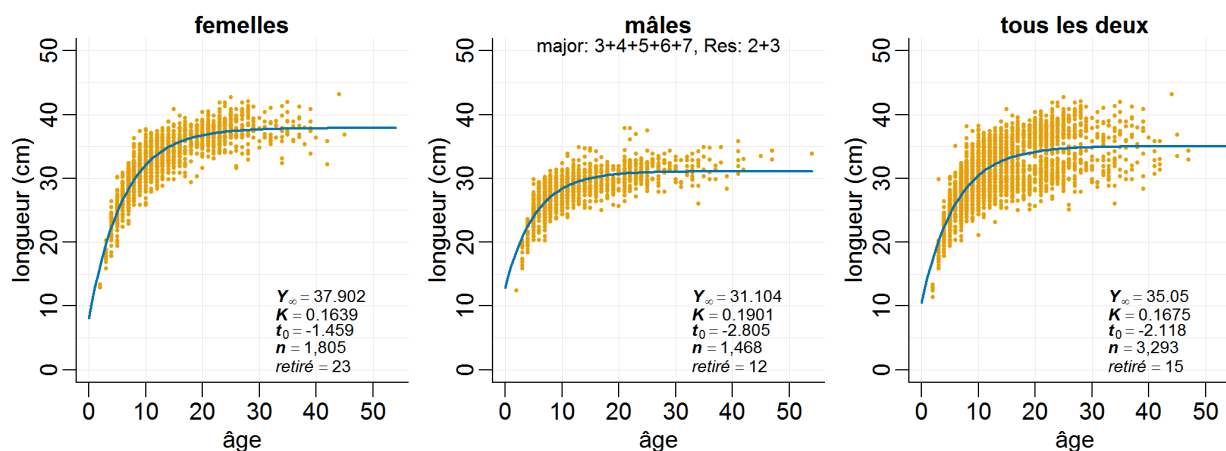


Figure D.16. Stock du le sud de la : ajustements de von Bertalanffy à l'âge des sébastes à raie rouge déterminé selon la méthode de cassure et brûlage des otolithes.

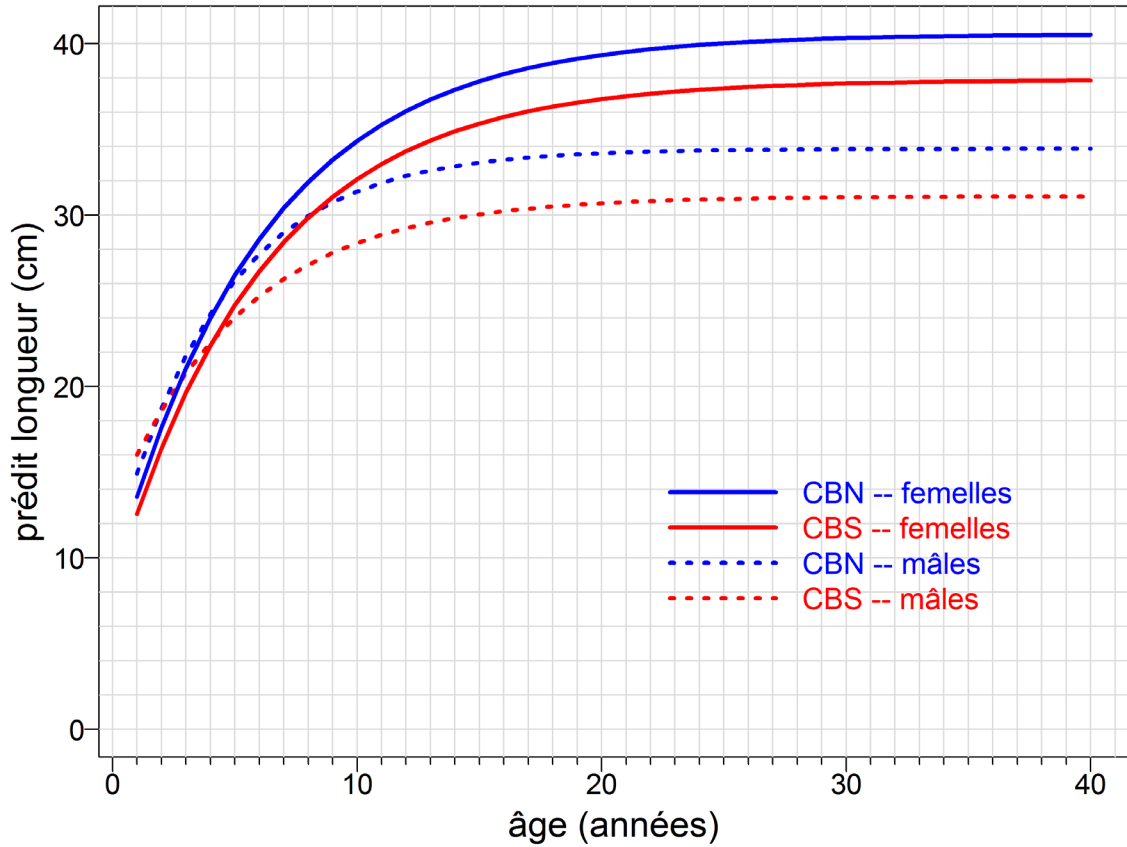


Figure D.17. Comparaison des ajustements de von Bertalanffy au sébaste à raie rouge pour les femelles et les mâles du stock du le nord de la Colombie-Britannique (CBN) et du sie sud de la Colombie-Britannique (CBS).

### D.2.3. Répartition en fonction de l'âge

Les femelles âgées dominaient dans la plupart des zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. La Figure D.18 montre certains changements dans l'âge moyen au fil du temps, avec des baisses dans certaines régions; toutefois, les données sont trop rares pour suggérer de fortes tendances à long terme. La Figure D.19 montre que dans la pêche commerciale, l'âge médian augmente légèrement du sud au nord, mais cette tendance ne se reflète pas dans les échantillons des relevés.

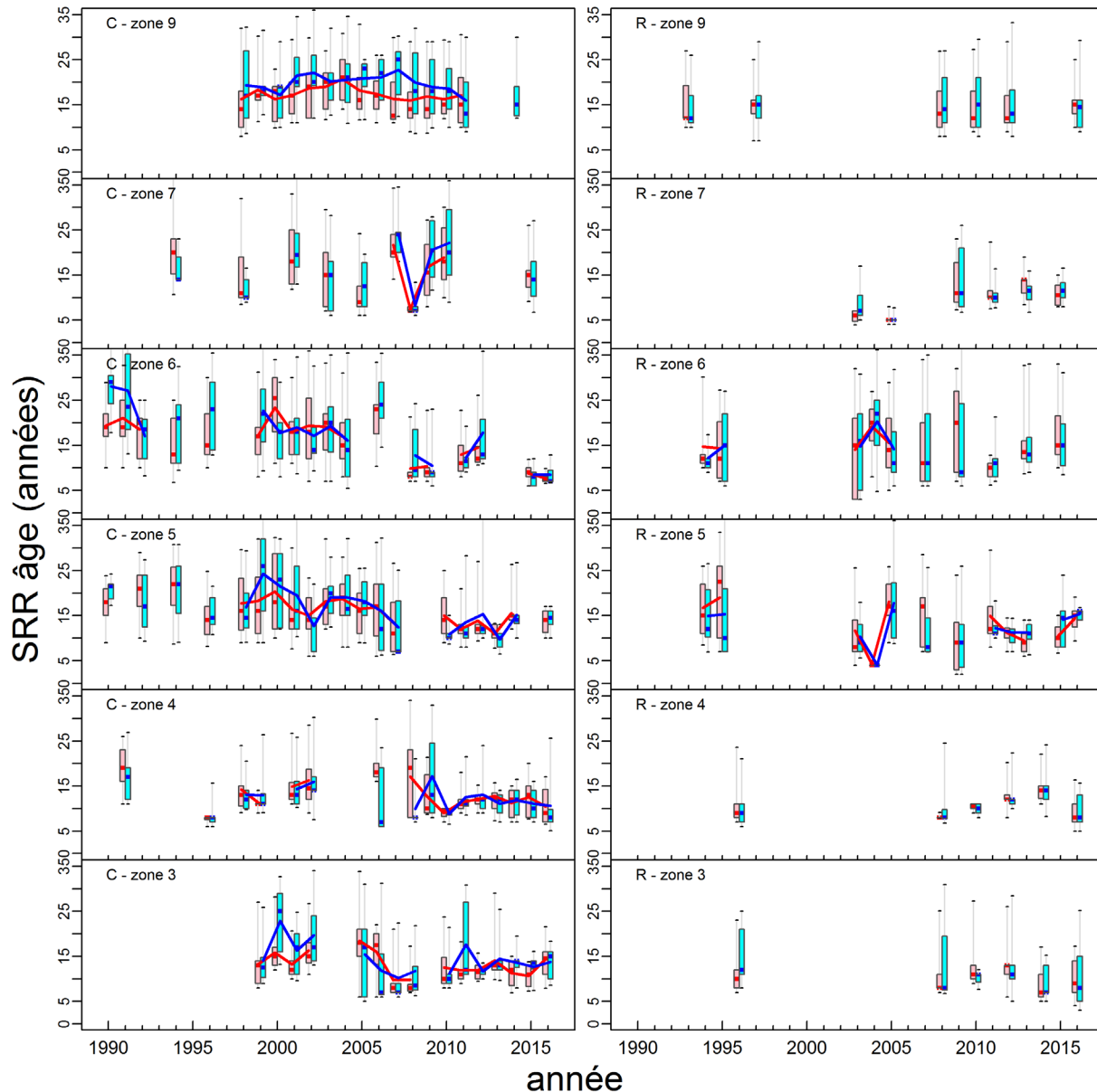


Figure D.18. Diagrammes des quantiles de l'âge annuel du sébaste à raie rouge, par sexe et zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), pour les sorties commerciales (C) et les relevés (R); codes des zones principales de la CPMP : 3=3C, 4=3D, 5=5A, 6=5B, 7=5C, 8=5D, 9=5E. Les tendances de l'âge moyen des femelles (lignes rouges) et des mâles (lignes bleues) sont affichées lorsque les années sont contiguës.

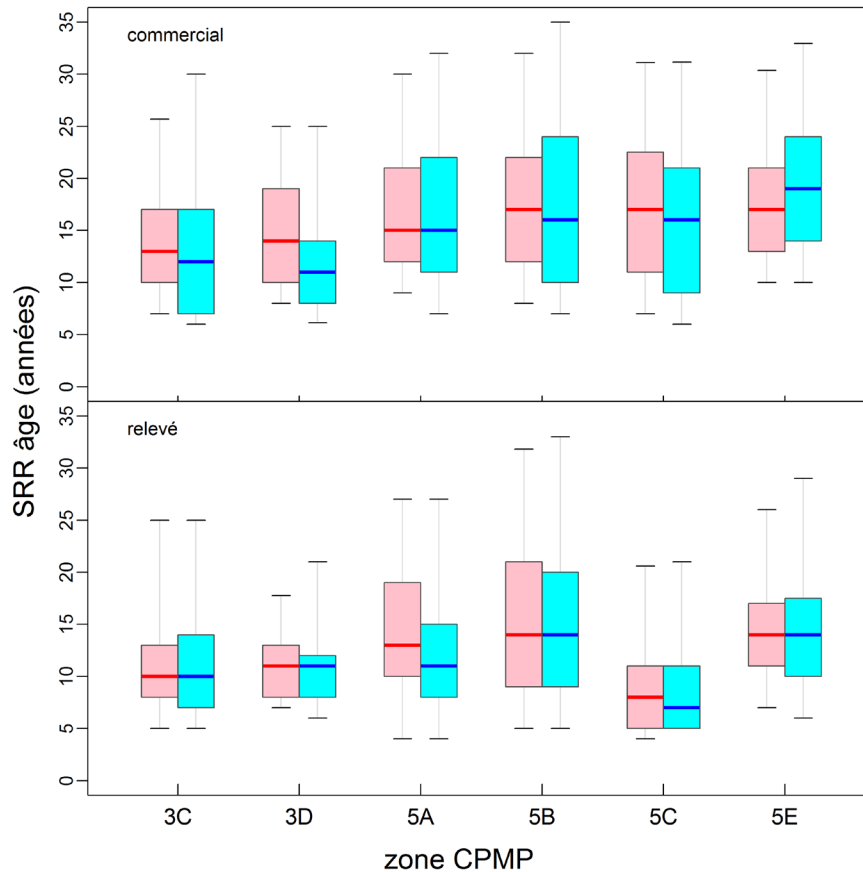


Figure D.19. Diagrammes des quantiles de l'âge du sébaste à raie rouge, par sexe et zone de la Commission des pêches maritimes du Pacifique, pour les sorties commerciales et les relevés; chaque diagramme des quantiles comprend toutes les années.

#### D.2.4. 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 raie rouge dans la base de données (Tableau D.9) proviennent du MATURITY\_CONVENTION\_CODE = 1, qui décrit sept états de maturité pour le sébaste (1977+).

Tableau D.9. Codes de maturité de GFBio pour le sébaste, y compris le sébaste à raie rouge de la zone hauturière de la Colombie-Britannique.

Code	Femelles	Mâles
1	Immature - translucide, petite	Immature - translucide, ressemblant à un filament
2	Arrivant à maturité - petits œufs jaunes, translucides ou opaques	Arrivant à maturité - boursouffure, 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, rouge-gris	Au repos - ressemblant à un ruban, petit, brun

Les données biologiques pour les analyses de maturité du sébaste à raie rouge ont été obtenues de la base de données GFBioSQL le 27 novembre 2017.

Des graphiques à bulles des données sur la fréquence (maturité sur mois) tirées de diverses sources sont reproduits sur la Figure D.20 (le nord de la Colombie-Britannique) et la Figure D.21 (le sud de la Colombie-Britannique). Les cartes de maturité semblaient similaires pour les deux régions, de sorte que l'analyse d'ogive de maturité a combiné les stocks. 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 novembre à avril 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 (matures). De plus, la proportion de poissons immatures a commencé à augmenter en mai, parallèlement à une hausse de la proportion des poissons ayant fini de frayer, ce qui dénotait probablement la fin de la reproduction.

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

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

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

$v_s$  = âge de la pleine maturité pour le sexe  $s$

$\rho_{sL}$  = variance pour le côté gauche de la courbe de maturité pour le sexe  $s$

Pour estimer une ogive de maturité, les données biologiques ont été qualifiées comme suit :

- |   |                       |                   |
|---|-----------------------|-------------------|
| • stocks—le nord et le sud du la C.-B.                          | major=8:9, major=3:7  | 125 358 enregist. |
| • engin – traits de chalut de fond                              | gear=1                | 96 673 enregist.  |
| • méthode de détermination de l'âge (voir la remarque ci-après) | ameth = c(0,3)        | 11 001 enregist.  |
| • type d'échantillon  |                       |                   |
| – prises totales/aléatoire                                      | stype = c(1,2,6,7)    | 10 972 enregist.  |
| • catégorie d'espèces (non triées)                              | scat = 1              | 10 881 enregist.  |
| • sexe – femelles seulement                                     | sex = 2               | 6 628 enregist.   |
| • codes de maturité pour le sébaste                             | mats = c(1:7)         | 4 964 enregist.   |
| • limites d'âge dans l'ogive age =                              | c(0,25)               | 4 480 enregist.   |
| • type de sortie – commerciale                                  | ttype = c(1,4)        | 2 011 enregist.   |
| • mois  | month = c(11:12, 1:4) | 1 123 enregist.   |

En général, les analyses biologiques des sébastes utilisent les âges déterminés à partir des otolithes traités et lus selon la procédure de la cassure et du brûlage (ameth=3) ou codés comme « inconnu » (ameth=0), mais traités en 1980 ou après.

Cette qualification a produit 1 123 individus femelles 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 D.9). La proportion empirique de femelles matures à chaque âge a été calculée (Tableau D.10). Une fonction binormale (éq. D.3) a été adaptée aux proportions observées matures aux âges 5 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 D.22). Selon une procédure adoptée par Stanley *et al.* (2009) pour le sébaste canari (*S. pinniger*), nous n'avons pas utilisé

les proportions matures pour les jeunes âges ajustées par l'équation D.3 parce que la droite d'ajustement peut surestimer la proportion de femelles matures (Figure D.22). L'ogive de maturité utilisée dans le modèle de l'évaluation du stock (dernière colonne du Tableau D.10) fixait donc les proportions matures à zéro pour les âges de 1 à 4 ans, puis passait à la fonction monotone ajustée pour les âges de 5 à 40 ans, le tout forcé à 1 (pleine maturité) après 10 ans. Cette stratégie suit les évaluations précédentes du sébaste en Colombie-Britannique 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. Les âges à 50 % de maturité et à pleine maturité sont estimés respectivement à 5,9 ans et 9,6 ans.

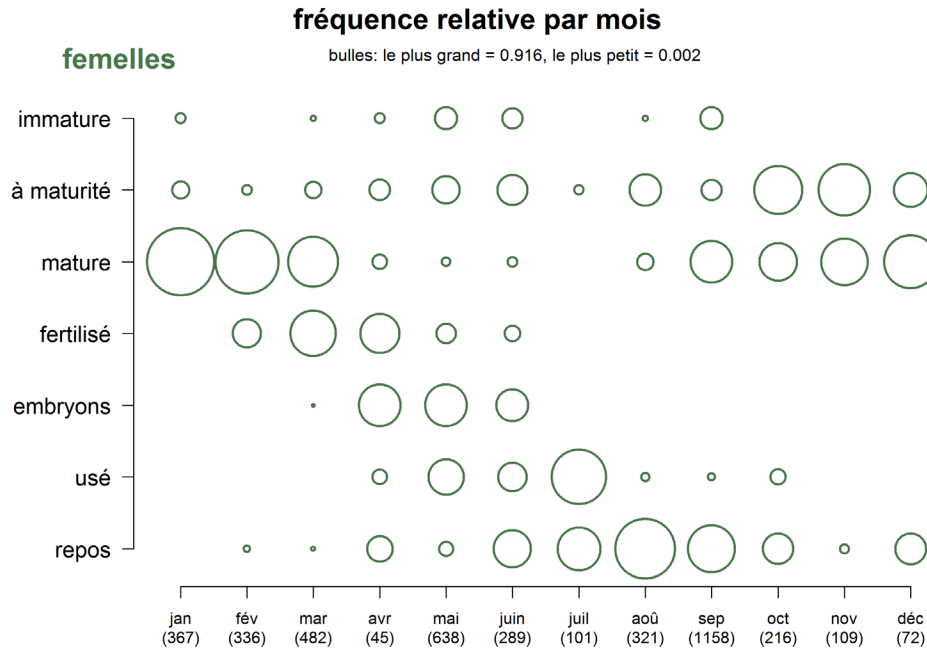


Figure D.20. le nord de la Colombie-Britannique – Fréquence relative des codes de maturité par mois pour les femelles sébastes à raie rouge de la zone 5DE (données stockées dans la base de données GFBioSQL du MPO). Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et de la recherche. Les fréquences sont calculées entre chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

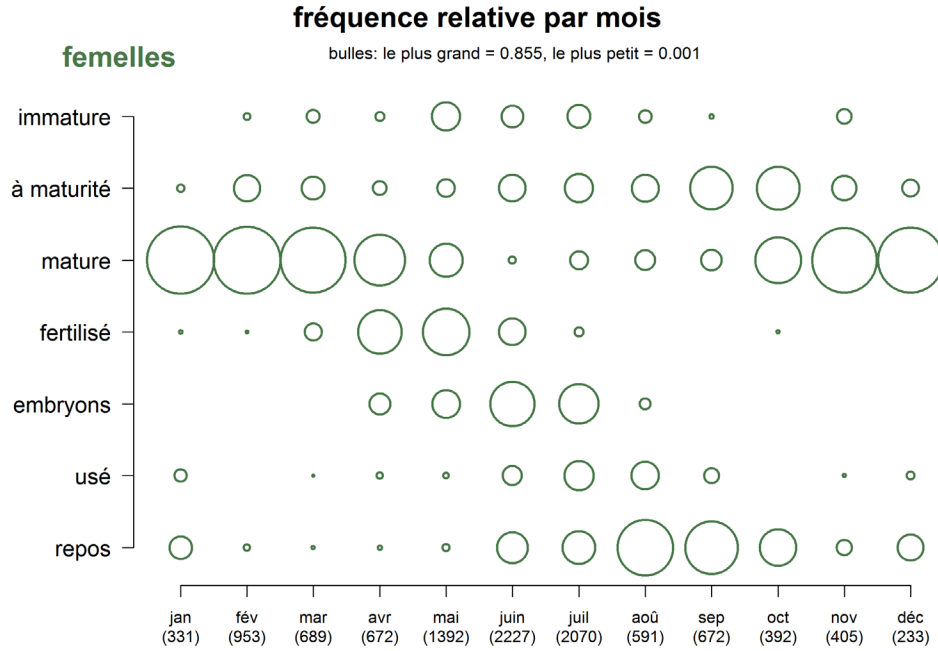


Figure D.21. le sud de la Colombie-Britannique – Fréquence relative des codes de maturité par mois pour les femelles sébastes à raie rouge de la zone 5ABC3CD (données stockées dans la base de données GFBioSQL du MPO). Les données comprennent la maturité des spécimens issus de la pêche commerciale et de la recherche. Les fréquences sont calculées entre chaque catégorie de maturité pour chaque mois.

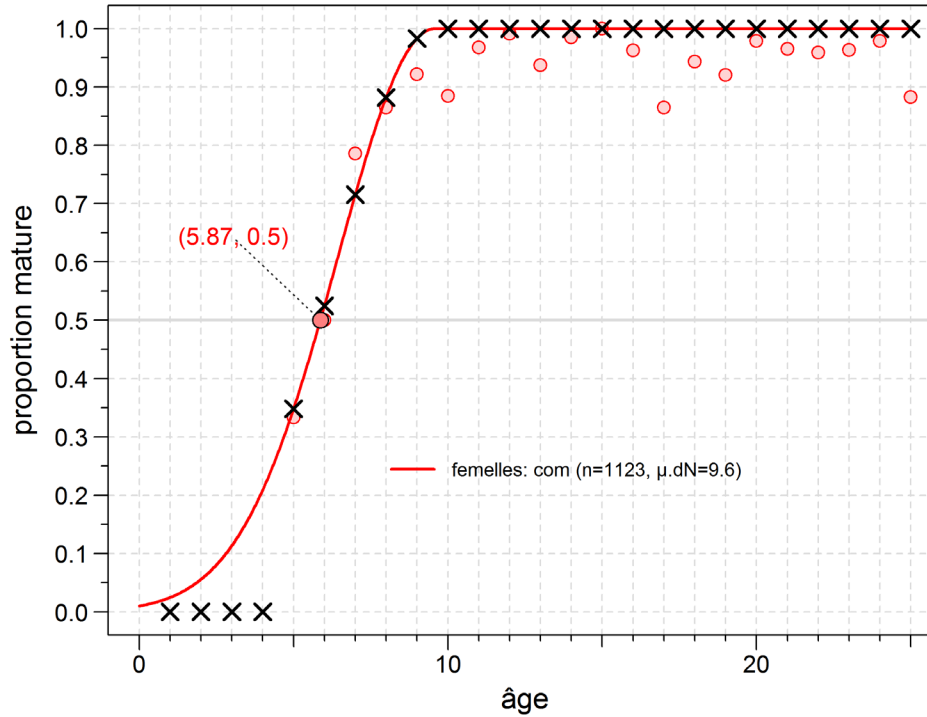


Figure D.22. Ogives de maturité pour les femelles sébastes à raie rouge de la zone hauturière de la Colombie-Britannique (données stockées dans la base de données GFBioSQL du MPO). La ligne pleine représente l'ajustement de la courbe binormale (dN); les cercles représentent les proportions d'entrée - 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 ( $\mu.dN$ ) figure dans la légende.

Tableau D.10. Proportion de femelles sébastes à raie rouge 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 (D.3) $m_a$	Modèle $m_a$
1	0	0	0,88203	0,02466	0
2	0	0	0,88776	0,05559	0
3	0	0	0,89324	0,11332	0
4	0	0	0,89848	0,20889	0
5	3	0,33333	0,90349	0,34821	0,34821
6	4	0,5	0,90829	0,52490	0,52490
7	14	0,78571	0,91286	0,71552	0,71552
8	37	0,86486	0,91723	0,88203	0,88203
9	51	0,92157	0,92140	0,98323	0,98323
10	52	0,88462	0,92538	1	1
11	92	0,96739	0,92917	1	1
12	111	0,99099	0,93278	1	1
13	96	0,93750	0,93622	1	1
14	67	0,98507	0,93950	1	1
15	58	1	0,94261	1	1
16	54	0,96296	0,94558	1	1



Âge	Nombre de poissons	Obs. $m_a$	Ajustement du logit $m_a$	Ajustement (D.3) $m_a$	Modèle $m_a$
17	59	0,86441	0,94840	1	1
18	71	0,94366	0,95108	1	1
19	63	0,92063	0,95363	1	1
20	48	0,97917	0,95606	1	1
21	57	0,96491	0,95836	1	1
22	49	0,95918	0,96055	1	1
23	55	0,96364	0,96262	1	1
24	48	0,97917	0,96459	1	1
25	34	0,88235	0,96646	1	1

### D.2.5. Mortalité naturelle

Une recherche documentaire n'a trouvé aucune information sur la mortalité naturelle de cette espèce.

Dans la base de données GFBioSQL du MPO, l'âge maximal est de 61 ans pour un spécimen mâle (34,8 cm de longueur) capturé à une profondeur de 181 m dans la zone 5A de la Commission des pêches maritimes du Pacifique, plus précisément dans une localité de pêche appelée « Cape Scott Spit » (major=5, minor=11, locality=2), le 7 septembre 2001. L'âge moyen du sébaste à raie rouge selon la méthode de cassure et brûlage est de 15,6 ans ( $n= 12\ 496$ ) et le quantile de 99 % est de 37 ans.

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

$$M_{\text{est}} = 4.899 t_{\text{max}}^{-0.916} \quad (\text{D.4})$$

où  $t_{\text{max}}$  = âge maximal. Dans le cas du sébaste à raie rouge et un âge maximal de 61 ans, l'estimateur actualisé de Hoenig donne  $M = 0,113$ . Cette évaluation estime la mortalité naturelle ( $M_s$ ) pour chaque sexe  $s$  à l'aide d'un a priori normal avec  $\mu = 0,11$  et  $\sigma = 0,011$ .

Pendant le processus d'examen de la présente évaluation des stocks, l'un des principaux examinateurs a noté que Then *et al.* (2015) n'ont pas toujours appliqué une transformation logarithmique (voir le compte rendu de la réunion). Dans l'espace réel, on pourrait s'attendre à une hétéroscédasticité substantielle des erreurs d'observation et de processus associées à la relation de  $M$  et  $t_{\text{max}}$ . La réévaluation des données utilisées dans Then *et al.* (2015) en ajustant le modèle à un paramètre  $t_{\text{max}}$  à l'aide d'une transformation bilogarithmique (de sorte que la pente est forcée à -1 dans l'espace transformé, comme dans Hamel 2015), l'estimation ponctuelle de  $M$  est exprimée comme suit :

$$M_{\text{est}} = 5.4 t_{\text{max}}^{-1} \quad (\text{D.5})$$

En utilisant cette révision et  $t_{\text{max}} = 61$  ans, on obtient  $M = 0,089$ . Toutefois, les participants à la réunion ont noté que cette observation de l'âge maximal provenait d'un seul individu isolé et que 50 ans (Figure D.23) pourrait être un âge maximal plus approprié pour cette distribution, ce qui donnerait  $M = 0,108$  en utilisant (D.5).

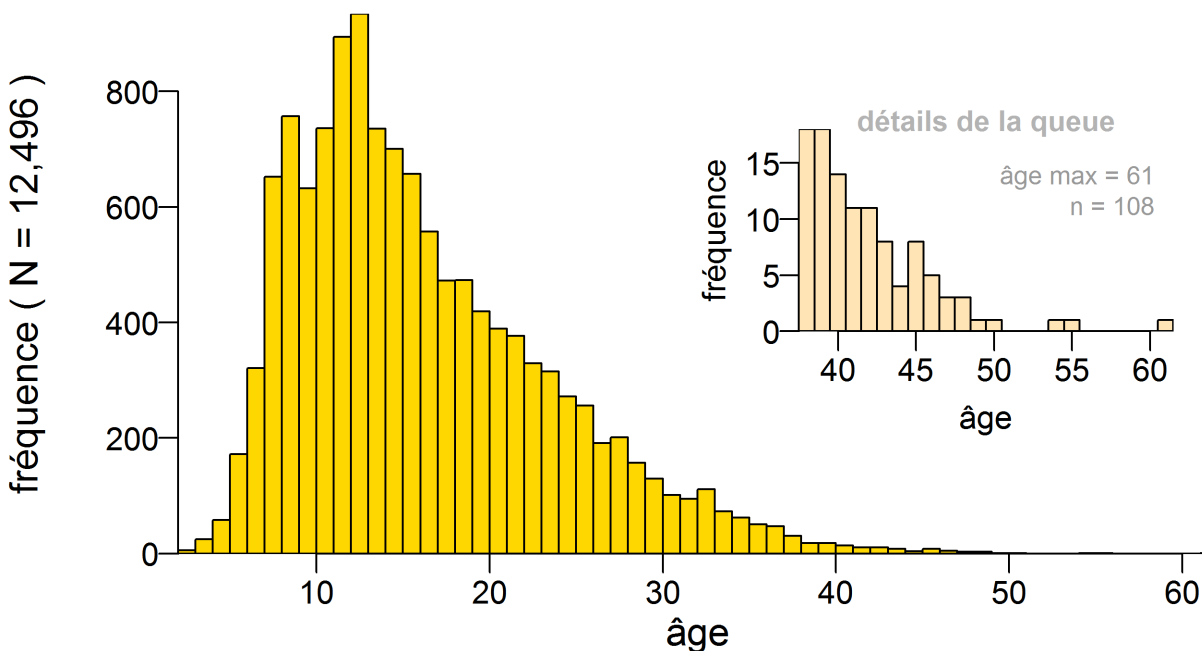


Figure D.23. Distribution des âges des femelles et des mâles; l'encadré montre les détails pour les âges supérieurs à 37 ans, soit le quantile 0,99 de l'ensemble complet de données sur l'âge.

### D.3. 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 la présente 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. Un système de pondération à deux niveaux est utilisé comme suit :

- 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/km<sup>2</sup>) de la cible dans les traits qui ont été échantillonnés.
- 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 (km<sup>2</sup>) dans le relevé.

Théoriquement, l'effort d'échantillonnage devrait être proportionnel au nombre d'individus de la cible qui ont été pêchés, mais ce n'est généralement pas le cas. Quand il mène des relevés, le personnel peut davantage contrôler l'effort d'échantillonnage que lorsqu'il est à bord de bateaux de pêche commerciale. Toutefois, 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 D.11.

Tableau D.11. Équations de pondération des fréquences ou proportions selon l'âge; (c) = pêche commerciale, (s) = relevé.

Indices	
Symbole	Description
$a$	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)
Données	
Symbole	Description
$x_{adhi}$	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  $h$ , nous pondérons les fréquences de l'unité d'échantillon  $x_{ad}$  par les prises  $C_{dhi}$  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  $h$  et

chaque année  $i$ , il existe un ensemble de prises  $C_{dhi}$  de l'échantillon qui peut être transformé en un ensemble de proportions :

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

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  $y_{ahi}$  pour chaque année  $i$  relevé :

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

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

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

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  $i$ , 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 ( $km^2$ ) pour les âges dans les relevés

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

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

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

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

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

afin de conserver le nombre initial d'observations.

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

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

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  $x$ .

### D.3.1. Âges dans la pêche commerciale

Nous avons combiné les fréquences selon l'âge échantillonnées au chalut de fond et au chalut pélagique après avoir comparé les fréquences selon l'âge cumulées pour chaque type d'engin par sexe et année de capture. Il n'y avait pas de différences constantes dans les fréquences selon l'âge entre les deux types d'engins pour l'un ou l'autre sexe (femelles : Figure D.24, mâles : Figure D.25), ce qui permet de conclure qu'un modèle estimerait des sélectivités semblables pour chaque méthode de capture. De plus, il n'y avait pas suffisamment de données sur les fréquences selon l'âge pour séparer de façon fiable les deux types d'engins en pêches indépendantes (Tableau D.12). Par conséquent, le modèle a été exécuté en supposant une sélectivité commune pour les deux méthodes de pêche en combinant les fréquences selon l'âge et les données sur les prises en une seule pêche.

Les données sur l'âge dans la pêche commerciale pour les sébastes à raie rouge du stock du le nord de la Colombie-Britannique (Figure D.26) et du stock sud de la Colombie-Britannique (Figure D.27) sont à peine suffisantes, mais informatives, surtout dans le sud, où les cohortes sont claires. La forte classe d'âge de 2000 (poissons de 8 ans en 2008) domine la répartition des femelles dans le sud, avec un soupçon d'une autre classe d'âge forte en 2007. Cependant, le nombre de spécimens dont l'âge a été déterminé ces dernières années est faible, ce qui peut conduire à des résultats erronés. 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 année (Tableau D.13) pour le le nord de la Colombie-Britannique est anormalement faible et ne satisfait généralement pas à notre critère pour utiliser les données sur l'âge dans la pêche commerciale ( $\geq 5$  sorties par an); toutefois, cette restriction a été assouplie pour exclure uniquement les années avec un seul échantillon (2000, 2004 et 2014). Dans le le sud de la Colombie-Britannique, la restriction a été assouplie pour accepter  $\geq 3$  sorties par an, ce qui signifie qu'aucune année n'a été exclue (Tableau D.14).

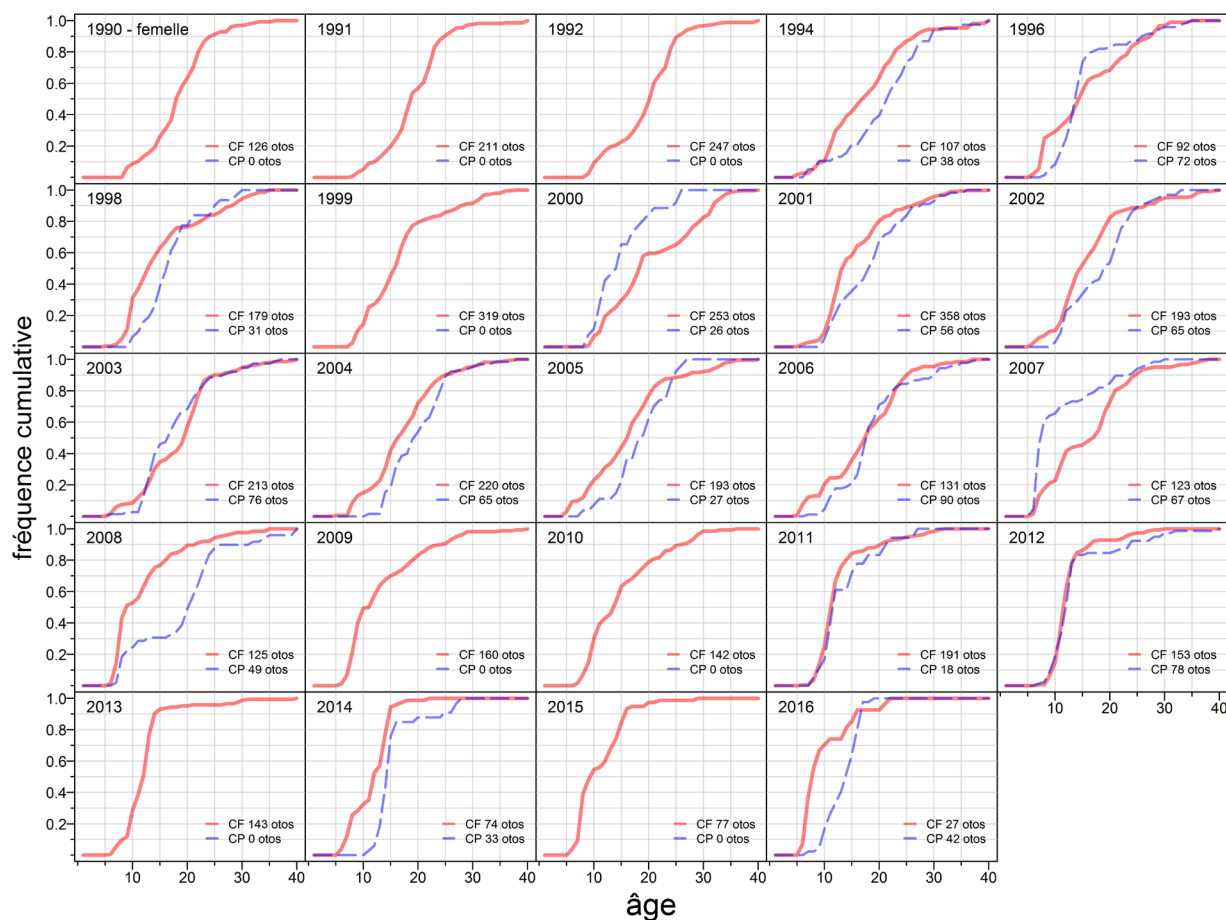


Figure D.24. Graphiques comparant les fréquences selon l'âge cumulées des prises au chalut de fond et au chalut pélagique de femelles sébastes à raie rouge, par année (sud et nord de la Colombie-Britannique combinés).

Les échantillons utilisés pour calculer les proportions pondérées selon l'âge  $p'_{ai}$  sont généralement sélectionnés sans tenir compte du code SPECIES\_CATEGORY (scat en abrégé). Dans les modèles de type différence-délai, scat est limité aux codes qui donnent des échantillons non triés (p. ex. c[1, 5 : 7]; Tableau D.15) lors du calcul des poids moyens (Starr et Haigh 2017, voir aussi la section D.1 ci-après). La question a été examinée pour les données sur la composition du sébaste à raie rouge (Figure D.28 à Figure D.33); toutefois, le fait de limiter les échantillons aux échantillons non triés ou aux échantillons conservés réduit la période pour laquelle des données sont disponibles. Les échantillons non triés ont tendance à être prélevés tard dans la série, tandis que les échantillons conservés (ou triés) sont prélevés tôt, puis disparaissent (p. ex. Figure D.31). Le nombre d'otolithes disponibles pour calculer les proportions annuelles selon l'âge est déjà assez limité sans qu'on le restreigne encore sur scat. Le modèle de base utilise donc les proportions selon l'âge, indépendamment de scat, et offre une exécution de sensibilité à l'aide de  $p'_{ai}$  d'après les échantillons non triés.

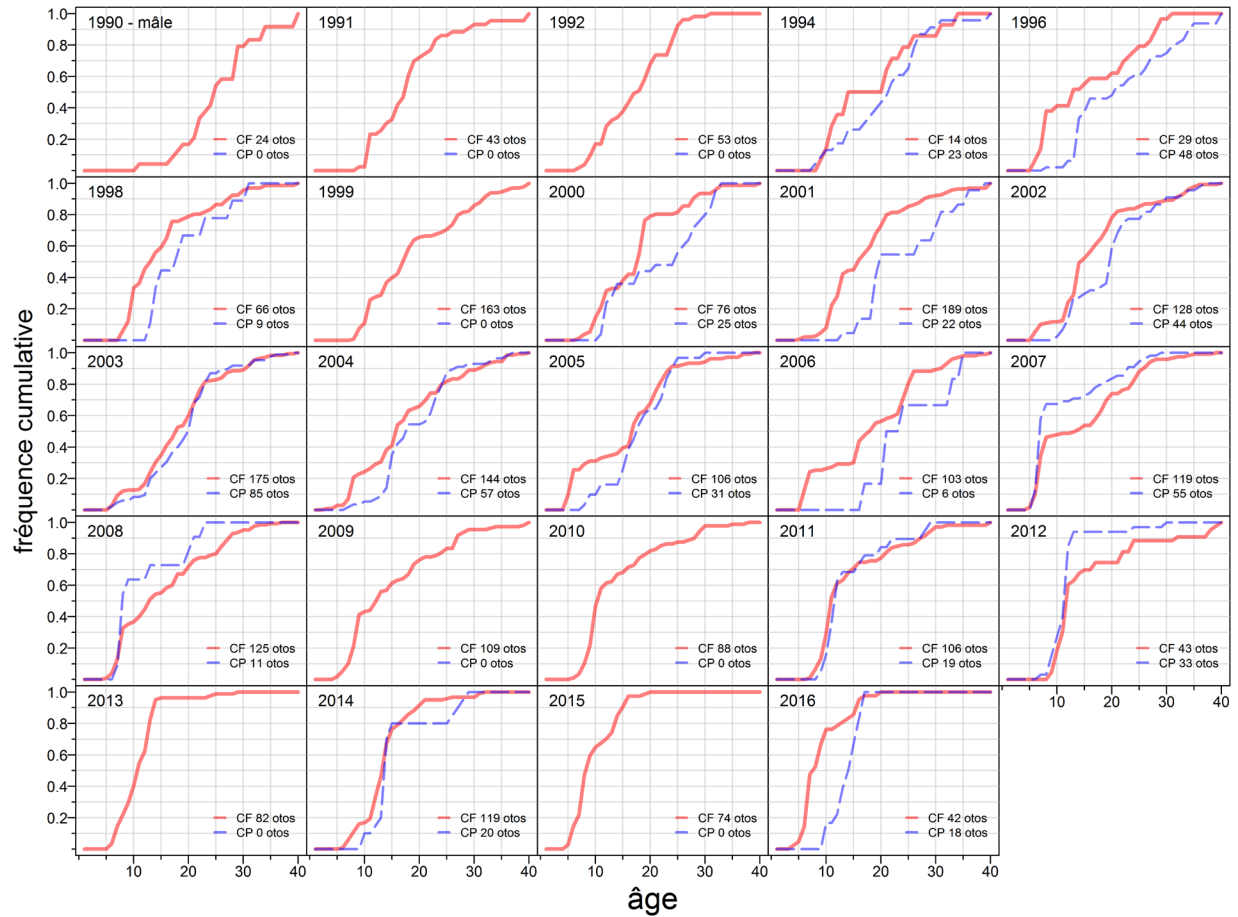


Figure D.25. Graphiques comparant les fréquences selon l'âge cumulées des prises au chalut de fond et au chalut pélagique de mâles sébastes à raie rouge, par année (sud et nord de la Colombie-Britannique combinés).

Tableau D.12. Nombre d'échantillons provenant de sorties commerciales, par stock et par type d'engin.

Année	Nord de la	Nord de la	Sud de la C.-B.	Sud de la C.-B.
	C.-B. Chalut de fond	C.-B. Chalut pélagique	Chalut de fond	Chalut pélagique
1990	0	0	3	0
1991	0	0	5	0
1992	0	0	10	0
1994	0	0	2	1
1996	0	0	3	2
1998	2	0	4	1
1999	2	0	8	0
2000	1	0	5	1
2001	1	1	8	1
2002	1	1	4	1
2003	3	0	3	3
2004	0	1	6	2
2005	2	0	10	2
2006	3	0	7	2
2007	2	0	4	2
2008	5	0	5	1
2009	3	0	6	0
2010	2	0	6	0
2011	4	0	7	2
2012	0	0	7	2
2013	0	0	6	0
2014	1	0	3	1
2015	0	0	5	0
2016	0	0	3	2

Tableau D.13. le nord de la Colombie-Britannique – Sorties de la pêche commerciale (chalut) : nombre de sorties échantillonnées et prises (t) de sébaste à raie rouge dans la zone 5DE 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
1998	1	0	0	1	15,9	0	0	3,7	89,8	15	39,8	25,6
1999	1	0	0	1	0	0	0	1,2	89,7	14,7	30,8	59,4
2000	0	1	0	0	0	8,6	0	0	165,6	20,6	20,6	41,7
2001	1	0	1	0	2,8	0	1,6	0	141,2	27,8	5,9	46,6
2002	1	0	1	0	6,2	0	6,9	0	121,4	32,7	45,7	16,9
2003	0	1	1	1	0	15,9	4,5	3	113,8	66,1	28,7	17,4
2004	1	0	0	0	16,4	0	0	0	128	52,6	34,8	8,6
2005	2	0	0	0	11,6	0	0	0	89,9	21,1	7,8	13,3
2006	3	0	0	0	23	0	0	0	80	40,6	0,5	2,5
2007	1	1	0	0	9,1	0,6	0	0	69,9	43,8	26,5	5,6
2008	3	0	1	1	18,5	0	0,7	1,8	63,8	22	36,8	9,3
2009	1	1	0	1	4,5	1,3	0	0	45,8	30,8	18,9	8,9
2010	1	1	0	0	3,2	2,3	0	0	38,6	15,1	5,3	15,8
2011	2	1	1	0	14,4	0,3	9,1	0	38,7	35,5	41,6	2,2
2014	0	0	1	0	0	0	0,2	0	23,8	63,5	62	9,4



Tableau D.14. le sud de la Colombie-Britannique – Sorties de la pêche commerciale (chalut) : nombre de sorties échantillonnées et prises (t) de sébaste à raie rouge dans la zone 5ABC3CD 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
1990	1	1	0	1	5	2,2	0	7,7	285	1078	286	128
1991	4	1	0	0	34	54,5	0	0	466	469	335	137
1992	6	4	0	0	127,6	76,5	0	0	984	1027	388	346
1994	0	2	0	1	0	8,9	0	13,2	167	566	160	307
1996	2	1	1	1	25,6	11,4	10,4	14,8	356	227	144	252
1998	3	1	0	1	9,8	0,3	0	6,8	502	241	284	168
1999	3	3	1	1	1,6	6,9	0,5	2,7	359	259	178	181
2000	2	3	1	0	11,1	6,5	2,1	0	492	327	175	117
2001	2	2	3	2	14,4	1,4	6,9	11,9	376	273	204	95
2002	0	1	1	3	0	2	0,6	16,8	320	159	211	205
2003	1	0	3	2	0,7	0	5,9	5,4	245	287	252	129
2004	3	4	0	1	3,2	51,3	0	2,9	220	271	92	87
2005	4	5	2	1	7,3	13,2	0,3	0	342	344	93	60
2006	2	5	2	0	14,9	22,9	4,1	0	242	241	86	37
2007	3	1	1	1	72,2	0,3	1,4	0,2	344	275	89	58
2008	3	2	1	0	1,8	4,7	0,1	0	336	158	111	107
2009	3	2	1	0	8	2,9	0,7	0	391	195	69	26
2010	3	2	1	0	0,4	4,1	2,3	0	172	185	99	68
2011	4	5	0	1	13,4	16,6	0	15,3	252	321	188	198
2012	3	4	1	1	6	23,1	5,4	2,4	310	276	123	119
2013	3	1	1	1	3,9	0,1	0,9	2,7	175	166	244	87
2014	2	1	0	1	0,6	0,1	0	0,4	182	180	120	119
2015	5	1	1	0	4,2	0	0,9	0	303	224	172	87
2016	0	6	1	0	0	3,2	1,9	0	314	176	145	114

Tableau D.15. Tableau des codes de catégorie d'espèces de la base de données GFBioSQL (consulté le 2018-03-07), modifié avec le nombre d'otolithes de sébaste à raie rouge disponibles provenant de la pêche commerciale avant la qualification.

SPECIES_CATEGORY_CODE	SPECIES_CATEGORY_DESC	Nombre d'otolithes pêche comm.
0	UNKNOWN	-
1	UNSORTED	4 290
2	SORTED (UNK. CRITERION)	-
3	KEEPERS	3 432
4	DISCARDED	91
5	REMAINS	-
6	LOGLINE - FISH HEAD ONLY	-
7	LOGLINE - WHOLE FISH AND FISH HEAD ONLY	-
8	LOGLINE/JIG - FISH LOST AT RAIL/LOST AT SURFACE	-

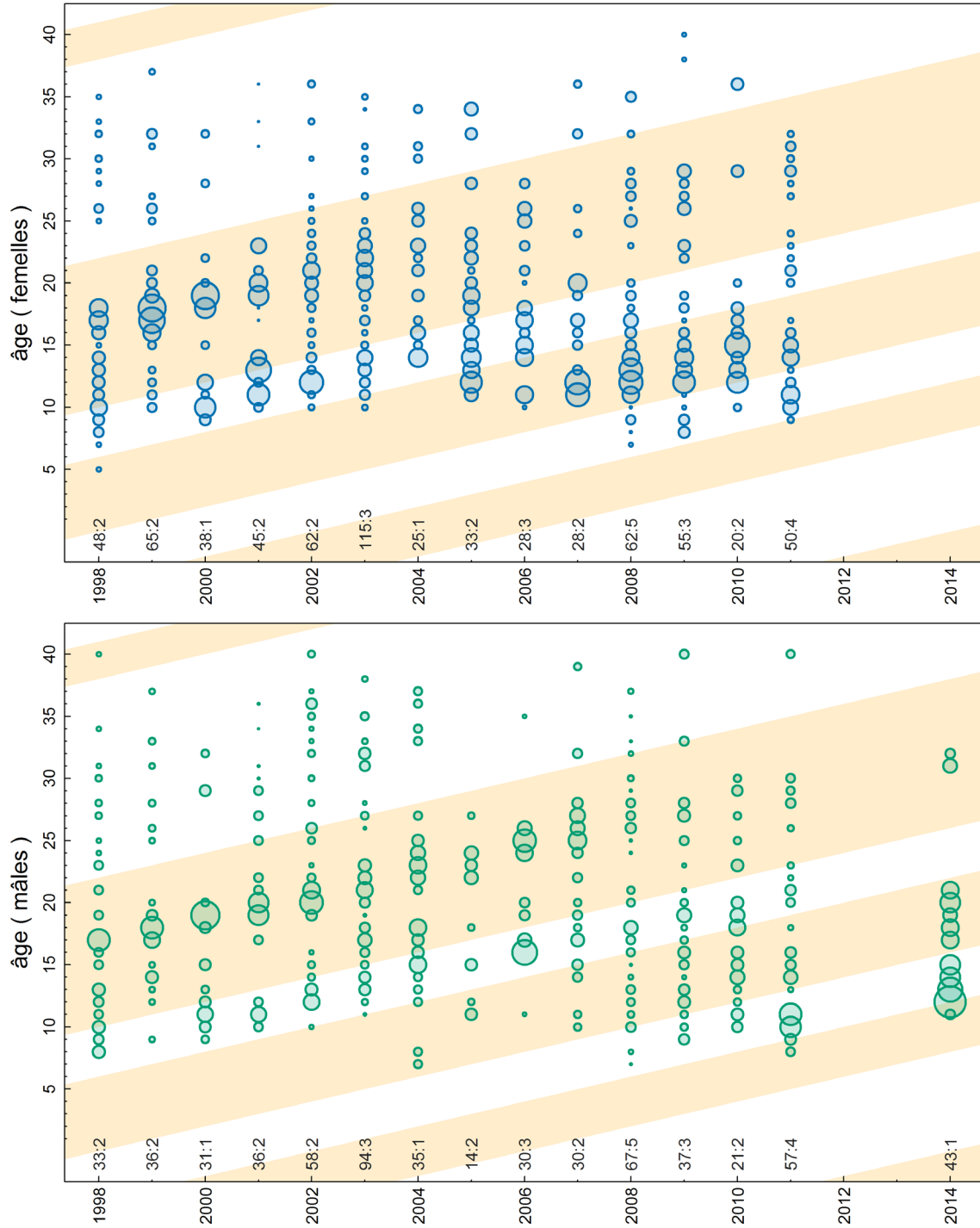


Figure D.26. le nord de la Colombie-Britannique – Proportions selon l'âge des sébastes à raie rouge de la zone 5DE pêchés par des chaluts commerciaux, calculées en tant que fréquences selon l'âge pondérées par prises par sortie dans les trimestres et prises de la pêche commerciale dans les années. Les 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.

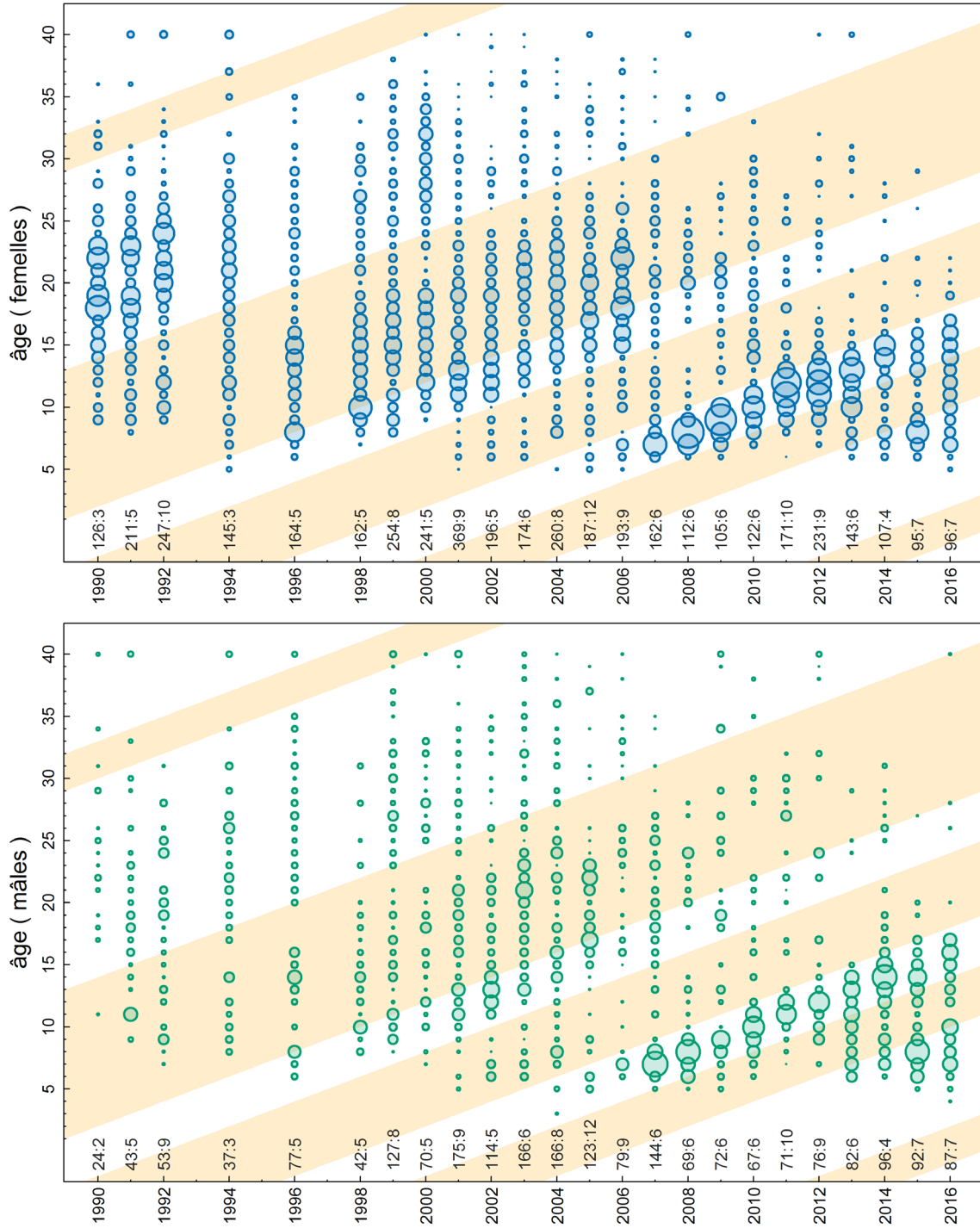


Figure D.27. le sud de la – Proportions selon l'âge des sébastes à raie rouge de la zone 5ABC3CD pêchés par des chaluts commerciaux, calculées en tant que fréquences selon l'âge pondérées par prises par sortie dans les trimestres et prises de la pêche commerciale dans les années. Les bandes diagonales 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.

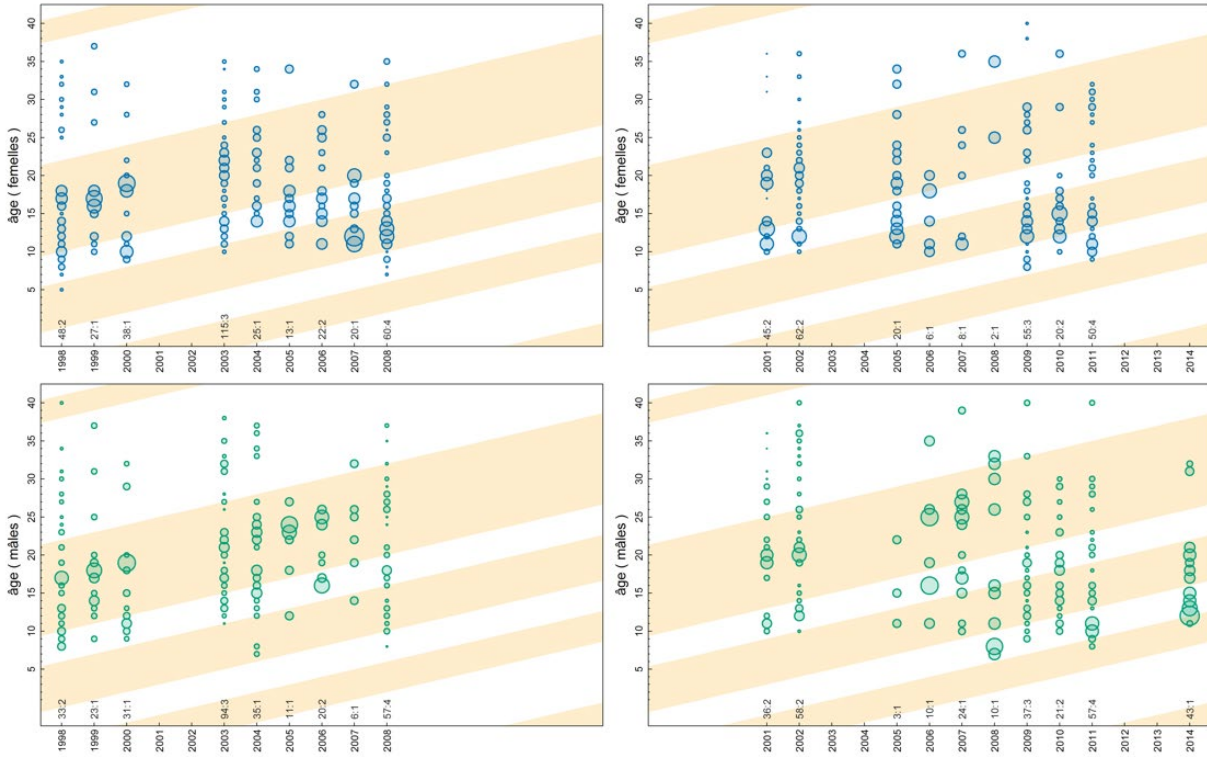


Figure D.28. le nord de la Colombie-Britannique – Proportions selon l'âge des sébastes à raie rouge de la zone 5DE pêchés par des chaluts commerciaux, montrant les proportions selon l'âge des échantillons triés ou à garder (à gauche) par rapport aux échantillons non triés (à droite). Voir la légende de la Figure D.26 pour plus de détails.

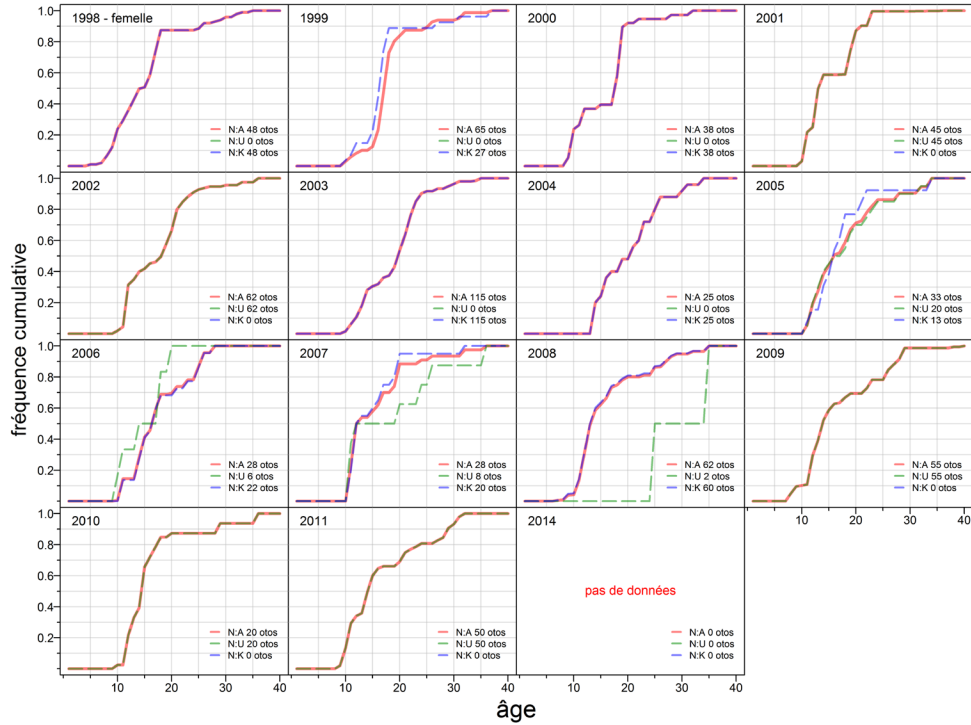


Figure D.29. le nord de la Colombie-Britannique – Proportions selon l'âge cumulées dans la pêche commerciale de **fémmes** sébastes à raie rouge pour comparer les résultats en utilisant tous les échantillons (N:A), les échantillons non triés (N:U) et les échantillons à garder (N:K).

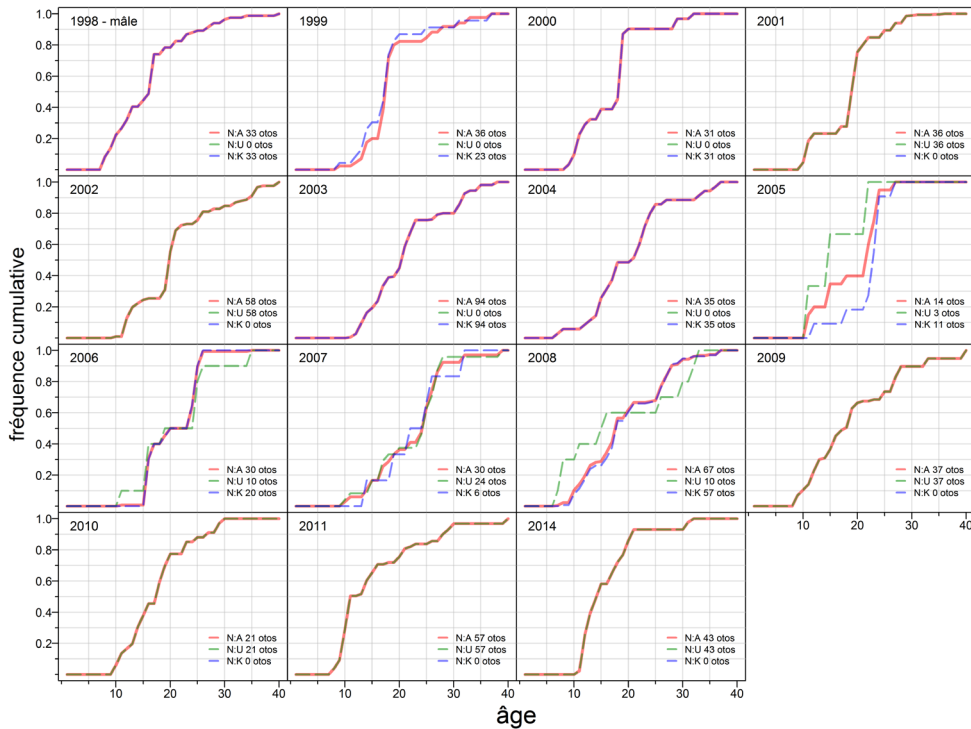


Figure D.30. le nord de la Colombie-Britannique – Proportions selon l'âge cumulées dans la pêche commerciale de **mâles** sébastes à raie rouge pour comparer les résultats en utilisant tous les échantillons (N:A), les échantillons non triés (N:U) et les échantillons à garder (N:K).

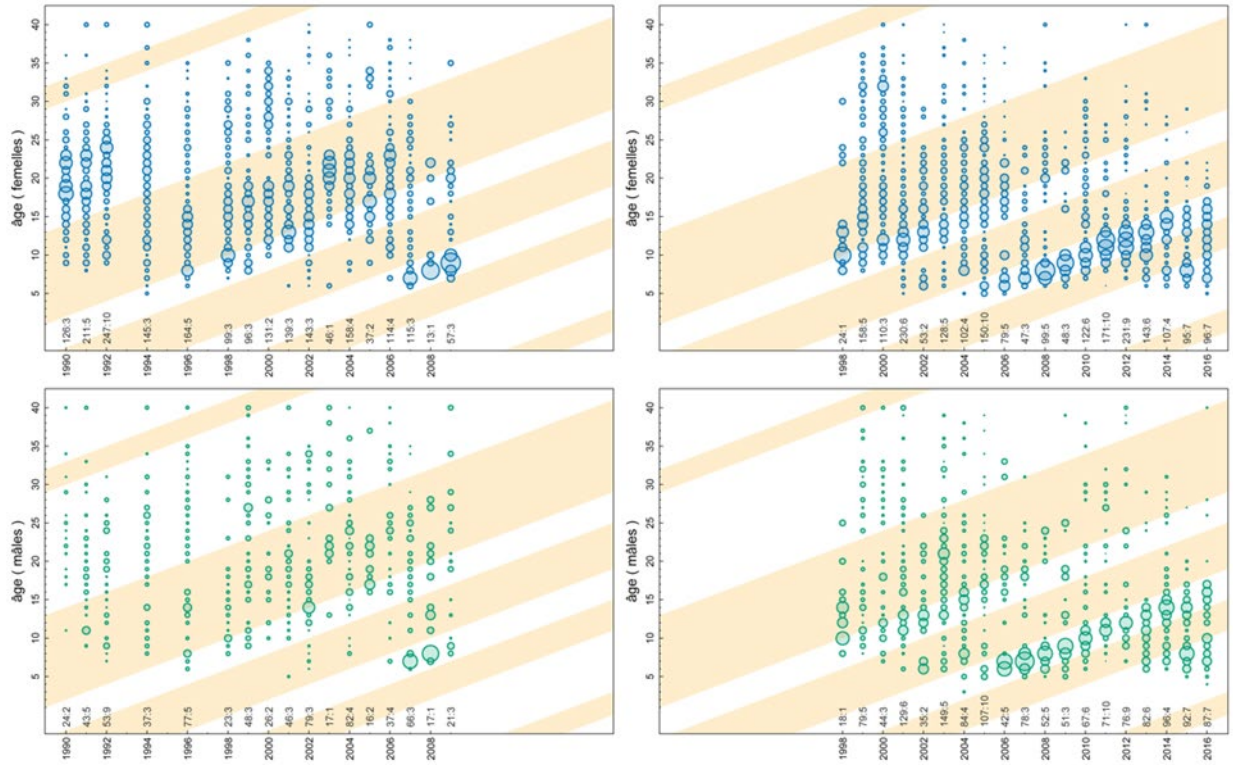


Figure D.31. le sud de la – Proportions selon l'âge des sébastes à raie rouge de la zone 5ABC3CD pêchés par des chaluts commerciaux, montrant les proportions selon l'âge des échantillons triés ou à garder (à gauche) par rapport aux échantillons non triés (à droite). Voir la légende de la Figure D.27 pour plus de détails.

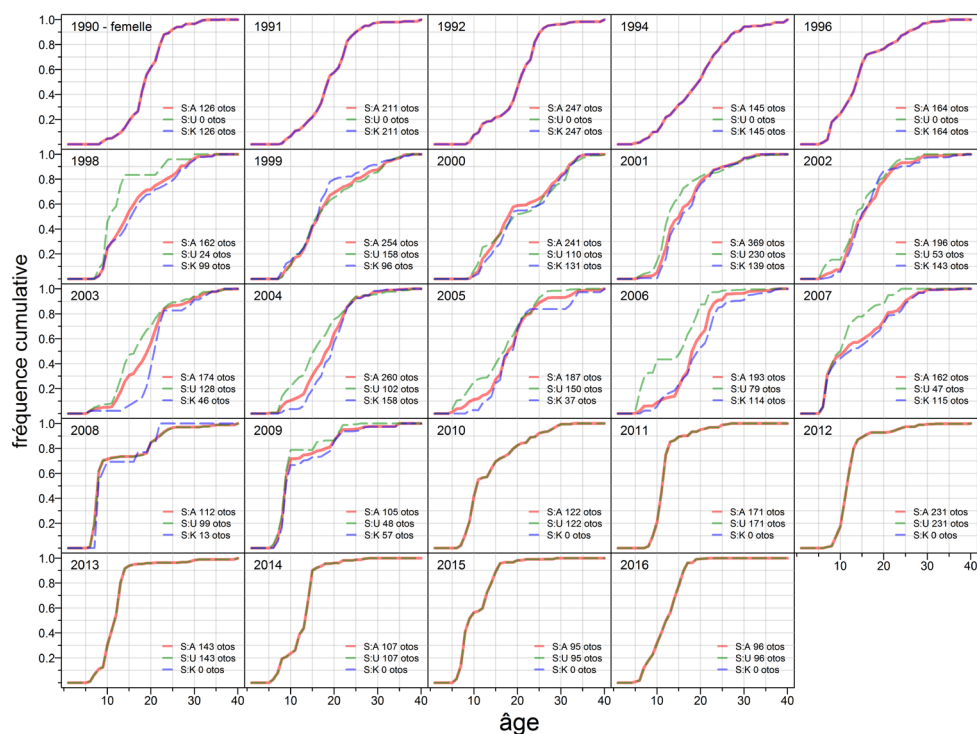


Figure D.32. le sud de la Colombie-Britannique – Proportions selon l'âge cumulées dans la pêche commerciale de **fémmes** sébastes à raie rouge pour comparer les résultats en utilisant tous les échantillons (S:A), les échantillons non triés (S:U) et les échantillons à garder (S:K).

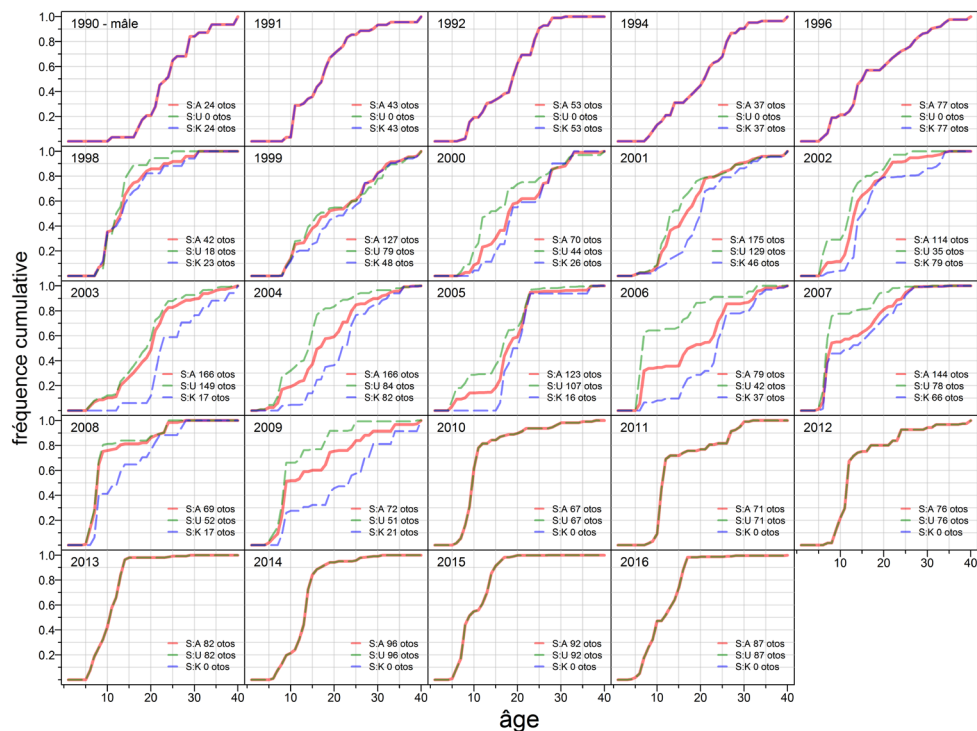


Figure D.33. le sud de la – Proportions selon l'âge cumulées dans la pêche commerciale de **mâles** sébastes à raie rouge pour comparer les résultats en utilisant tous les échantillons (S:A), les échantillons non triés (S:U) et les échantillons à garder (S:K).

### D.3.2. Âges dans les relevés et la recherche

Deux séries de relevés (SS) ont été utilisées dans le nord de la Colombie-Britannique : le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (SSID 3) et le relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii (SSID 16). Les âges étaient disponibles pour les deux relevés, mais les données ne portaient que sur une année pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (Tableau D.16, Tableau D.17). La série de la côte ouest de Haïda Gwaii renferme certaines données probantes pour la cohorte de 2000 indiquée dans les données de la pêche commerciale (Figure D.34).

Dans le sud de la Colombie-Britannique, quatre séries de relevés ont été utilisées dans le modèle des prises selon l'âge, dont trois comportaient des données sur l'âge : le relevé sur le sébaste dans le canyon de l'île Goose (SSID 21), le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (SSID 1) et le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SSID 4). Une seule des années (1994) de la série du sébaste dans le canyon de l'île Goose a été utilisée dans le modèle (Tableau D.18). La série des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau D.19) met clairement en évidence la classe d'âge dominante de 2000 observée dans d'autres séries, ainsi que les vestiges d'une cohorte du début des années 1980 (Figure D.35). La forte cohorte de 2000 apparaît aussi dans la série sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Tableau D.20), ainsi qu'une classe d'âge plus jeune de 2007; les âges plus avancés ne sont pas bien représentés par cette série (Figure D.36).

*Tableau D.16. Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate : nombre de traits échantillonnés (s) et densité du sébaste à raie rouge (d) par strate h (t/km<sup>2</sup>). Les superficies des strates au 31 janvier 2018 sont indiquées entre parenthèses.*

Année↓ h→	Nombre d'échantillons, densité moyenne (t/km <sup>2</sup> )	
	2009	73 (3 052 km <sup>2</sup> ) s=1, d=0,2

*Tableau D.17. Relevé synoptique sur la côte ouest de Haïda Gwaii : nombre de traits échantillonnés (s) et densité du sébaste à raie rouge (d) par strate h (t/km<sup>2</sup>). Les superficies des strates au 31 janvier 2018 sont indiquées entre parenthèses.*

Année↓ h→	Nombre d'échantillons, densité moyenne (t/km <sup>2</sup> )	
	2008	151 (1 104 km <sup>2</sup> ) s=5, d=17,9
2010	s=6, d=17,3	s=0
2012	s=6, d=40,4	s=0
2016	s=8, d=30,1	s=3, d=8,9

*Tableau D.18. Relevé synoptique dans le canyon de l'île Goose : nombre de traits échantillonnés (s) et densité du sébaste à raie rouge (d) par strate h (t/km<sup>2</sup>). Les superficies des strates au 31 janvier 2018 sont indiquées entre parenthèses. Seules les données sur l'âge de 1994 ont été utilisées dans le modèle des prises selon l'âge.*

Année↓ h→	Nombre d'échantillons, densité moyenne (t/km <sup>2</sup> )		
	1979	185 (2 122 km <sup>2</sup> ) s=0	185 (2 122 km <sup>2</sup> ) s=1, d=2,4
1994	s=4, d=23,5	s=1, d=0,1	s=1, d=0,3



Tableau D.19. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte : nombre de traits échantillonnés (s) et densité du sébaste à raie rouge (d) par strate h (t/km<sup>2</sup>). Les superficies des strates au 31 janvier 2018 sont indiquées entre parenthèses.

Année↓ h→	Nombre d'échantillons, densité moyenne (t/km <sup>2</sup> )					
	18 (5 028 km <sup>2</sup> )	19 (5 344 km <sup>2</sup> )	20 (2 668 km <sup>2</sup> )	22 (1 760 km <sup>2</sup> )	23 (3 960 km <sup>2</sup> )	24 (3 708 km <sup>2</sup> )
2003	s=2, d=1,2	s=1, d=14,4	s=1, d=0,7	s=0	s=2, d=3,5	s=0
2004	s=1, d=0,1	s=2, d=2,0	s=0	s=0	s=1, d=4,4	s=0
2005	s=1, d=0,9	s=2, d=2,5	s=0	s=0	s=2, d=2,7	s=0
2007	s=0	s=5, d=27,8	s=0	s=0	s=0	s=0
2009	s=1, d=0,2	s=8, d=12,0	s=1, d=0,8	s=1, d=18,3	s=0	s=2, d=3,8
2011	s=2, d=2,5	s=3, d=21,8	s=0	s=0	s=2, d=2,2	s=0
2013	s=1, d=1,5	s=1, d=1,1	s=0	s=0	s=5, d=20,0	s=1, d=1,0
2015	s=0	s=3, d=4,9	s=0	s=0	s=2, d=5,3	s=0

Tableau D.20. Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver : nombre de traits échantillonnés (s) et densité du sébaste à raie rouge (d) par strate h (t/km<sup>2</sup>). Les superficies des strates au 31 janvier 2018 sont indiquées entre parenthèses.

Année↓ h→	Nombre d'échantillons, densité moyenne (t/km <sup>2</sup> )		
	65 (5 796 km <sup>2</sup> )	66 (3 792 km <sup>2</sup> )	67 (704 km <sup>2</sup> )
2008	s=0	s=3, d=9	s=1, d=1,4
2010	s=1, d=2,1	s=9, d=24	s=2, d=7
2012	s=0	s=5, d=79,9	s=2, d=8,8
2014	s=1, d=4,8	s=2, d=4,5	s=2, d=29,3
2016	s=3, d=27,2	s=4, d=19,3	s=4, d=12,3

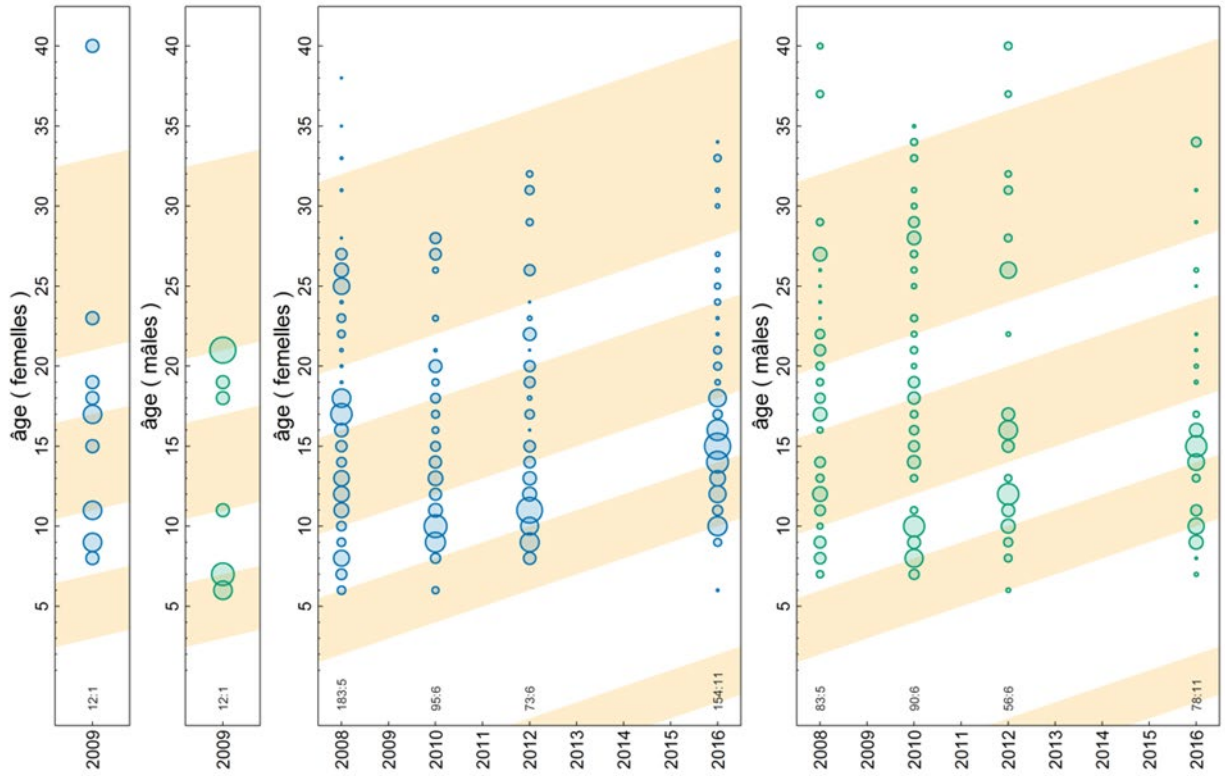


Figure D.34. Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (à gauche) et sur la côte ouest de Haïda Gwaii : proportions selon l'âge du sébaste à raie rouge de la zone 5DE, d'après les fréquences selon l'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé. Seules les données sur l'âge de 1994 ont été utilisées dans le modèle des prises selon l'âge. Voir la Figure D.26 pour les détails sur les bandes diagonales ombrées et les nombres indiqués.

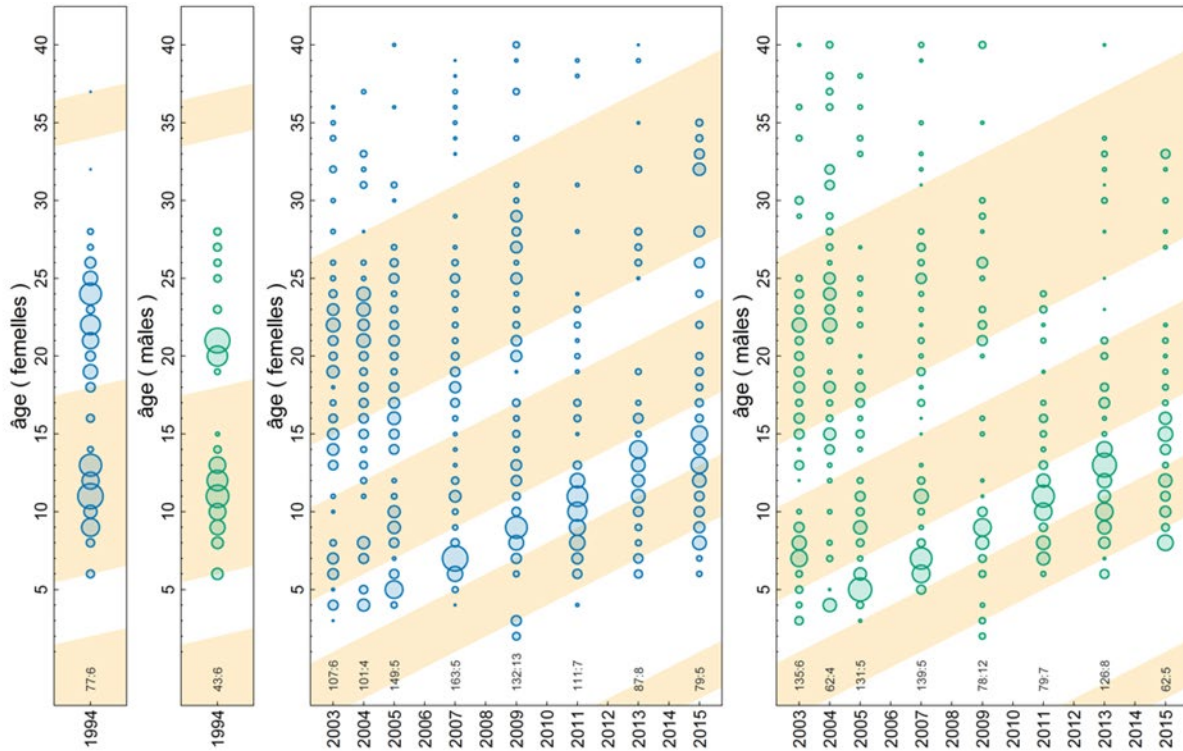


Figure D.35. Relevé sur le sébaste dans le canyon de l'île Goose (à gauche) et relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (à droite) – proportions selon l'âge du sébaste à raie rouge de la zone 5ABC, d'après les fréquences selon l'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé. Voir la Figure D.26 pour les détails sur les nombres indiqués.

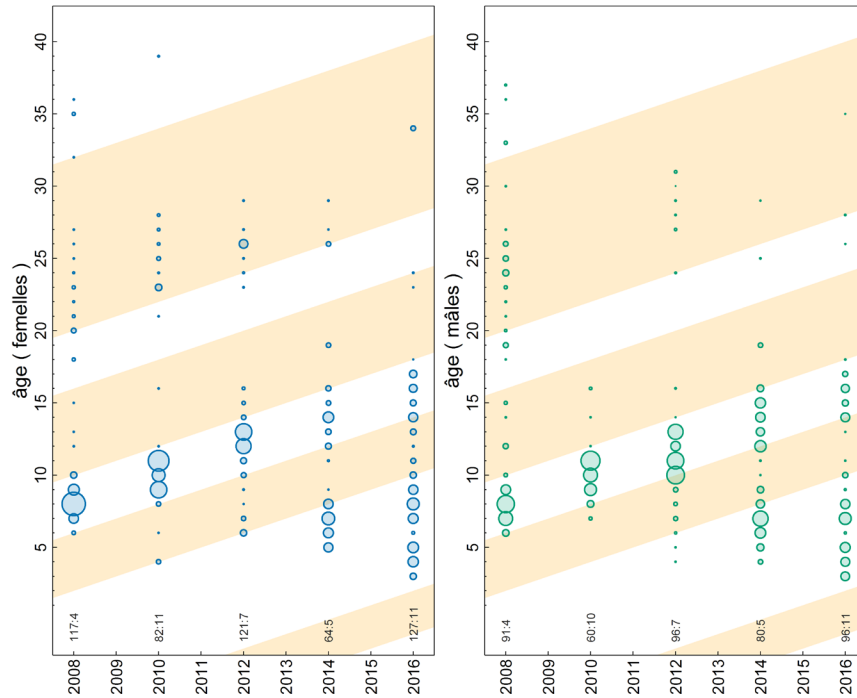


Figure D.36. Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver – proportions selon l'âge du sébaste à raie rouge de la zone 3CD, d'après les fréquences selon l'âge pondérées par la densité moyenne des poissons dans les strates et par la superficie totale de la strate dans le relevé. Voir la Figure D.26 pour les détails sur les nombres indiqués.

### D.3.3. Erreur dans la détermination de l'âge

Une erreur dans la détermination de l'âge est un problème courant dans l'évaluation des stocks. Le modèle de population pour le sébaste à raie rouge ne précise pas de matrice d'erreur dans la détermination de l'âge; cependant, la Figure D.37 indique que les âges de l'espèce sont bien précisés par les lecteurs principaux et peuvent être reproduits régulièrement par les lecteurs secondaires lorsqu'ils effectuent des analyses de contrôle ponctuel.

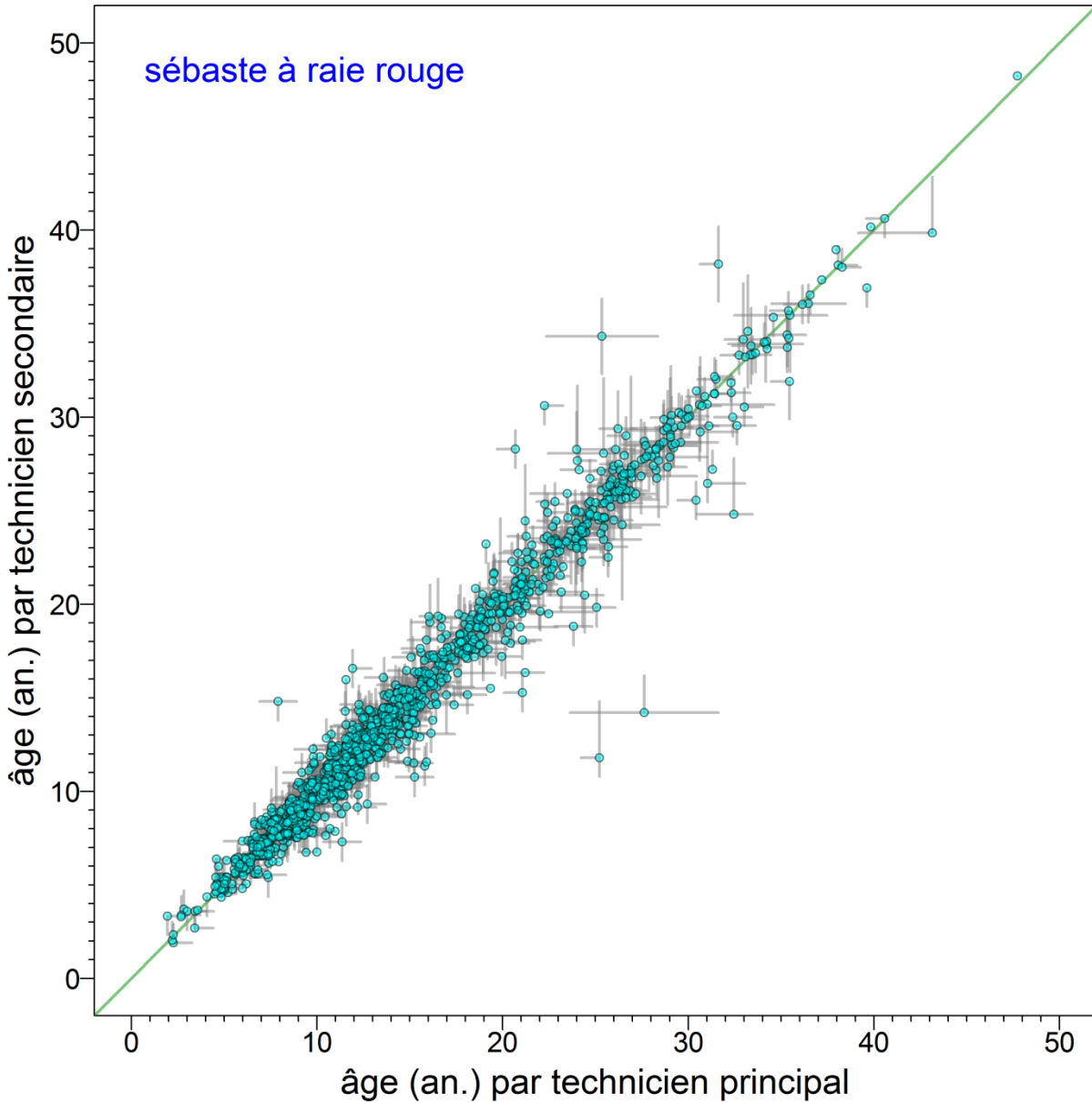


Figure D.37. Erreur dans la détermination de l'âge du sébaste à raie rouge, définie comme la fourchette entre l'âge minimal et l'âge maximal (barres grises) déterminée par les lecteurs principaux et secondaires pour chaque âge accepté (points). Les données sont dispersées à l'aide d'une distribution uniforme aléatoire entre -0,5 et 0,5 an.

---

#### D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE

- Batten, S.D. et Freeland, H.J. 2007. [Plankton populations at the bifurcation of the North Pacific Current](#). Fisheries Oceanography 16(6): 536-546.
- Calcagno, V. 2013. [glmulti: Model selection and multimodel inference made easy](#). Paquet R version 1.0.7.
- Cummins, P.F. et Freeland, H.J. 2007. [Variability of the North Pacific Current and its bifurcation](#). Progress in Oceanography 75(2): 253-265.
- Di Lorenzo, E., Foreman, M.G.G. et Crawford, W.R. 2005. [Modelling the generation of Haida Eddies](#). Deep-Sea Res. II 52(7-8): 853-873.
- Freeland, H.J. 2006. [What proportion of the North Pacific Current finds its way into the Gulf of Alaska?](#) Atmosphere-Ocean 44(4): 321-330.
- Hamel, O.S. 2015. [A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 62-69.
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(\*Sebastes\*\) using \*S. alutus\* as an example – the otolith burnt section technique](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2146: 39 pp.
- Pickard, G.L. and Emery, W.J. 1982. Descriptive Physical Oceanography, an Introduction. Pergamon Press, Oxford UK, 4th (SI) enlarged ed.
- Quinn, T.J.I. and Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press, New York, NY.
- Schnute, J.T., Haigh, R., Krishka, B.A., Sinclair, A. and Starr, P.J. 2004. [The British Columbia Longspine Thornyhead fishery: analysis of survey and commercial data \(1996-2003\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/059. iii + 75 pp.
- Stan Development Team. 2018. rstan: the R interface to Stan. R package version 2.17.3.
- 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 pp.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(\*Sebastolobus alascanus\*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 pp.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. Évaluation du stock de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) pour la Colombie-Britannique en 2017. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/004. vii +297 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1): 82-92.
- Westrheim, S. 1975. [Reproduction, maturation, and identification of larvae of some \*Sebastes\* \(\*Scorpaenidae\*\) species in the northeast Pacific Ocean](#). J. Fish. Res. Bd. Can. 32: 2399-2411.

---

## APPENDIX E. ÉQUATIONS DU MODÈLE

### E.1 INTRODUCTION

On a utilisé un modèle sexospécifique structuré selon l'âge, réalisé dans un cadre bayésien. Plus particulièrement, ce modèle permet d'estimer simultanément le taux de variation de la fonction stock-recrutement et les paramètres de la mortalité naturelle pour chaque sexe. Cette approche correspond aux approches utilisées dans les récentes évaluations des stocks de sébaste à longue mâchoire dans le bassin de la Reine-Charlotte (Haigh et coll. 2018; Edwards et coll. 2012*b*), de sébaste argenté (Starr et coll. 2016), de sébaste à longue mâchoire au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards et coll. 2014*a*), de sébaste à longue mâchoire au large de la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (Edwards et coll. 2014*b*) et de sébaste à bouche jaune le long de la côte canadienne du Pacifique (Edwards et coll. 2012*a*).

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

Pour la mise en œuvre du modèle, on a utilisé une version modifiée du logiciel statistique de prises selon l'âge de Coleraine (Hilborn et coll. 2003) appelée Awatea (Allan Hicks, NOAA, comm. pers.). Il s'agit d'une plateforme pour la mise en œuvre de la suite logicielle AD Model Builder software (ADMB) (ADMB Project 2009), qui fournit : a) des estimations maximales de la densité *a posteriori* au moyen d'une composante de minimisation de fonctions et d'une composante de différenciation automatique; (b) une approximation de la distribution *a posteriori* des paramètres étudiés, qui est calculée au moyen de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM), plus précisément de l'algorithme Hastings-Metropolis (Gelman et coll. 2004).

Pour simplifier l'exécution du modèle Awatea, on a utilisé un code personnalisé, qui a été rédigé en langage R (Haigh et Edwards 2016), à la place de la méthode initiale de mise en œuvre au moyen d'Excel. Des figures et des tableaux illustrant les données de sortie du modèle ont été automatiquement produits en langage R (R Core Team 2018), au moyen d'un code adapté à partir des progiciels R *scape* (Magnusson 2009) et *plotMCMC*, auparavant appelé *scapeMCMC* (Magnusson et Stewart 2007). On a utilisé le logiciel R *Sweave* (Leisch 2002) afin de réunir automatiquement, par l'entremise de  $\text{\LaTeX}$ , la grande quantité de figures et de tableaux produits dans un seul fichier PDF, et ce, pour chaque exécution du modèle.

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

### E.2 HYPOTHÈSES DU MODÈLE

Voici les hypothèses relatives au modèle:

1. On a présumé que la population de sébaste à raie rouge évaluée (nord et sud) était formée de deux stocks présents dans les zones 5DE ainsi que 3CD et 5ABC.
2. Les prises annuelles étaient issues d'une seule pêche et étaient connues sans erreur; elles ont eu lieu au milieu de l'année.
3. On a présumé que la relation stock-recrutement était une relation de Beverton-Holt invariable dans le temps, avec une structure d'erreur log-normale.

- 
4. La sélectivité était différente entre les relevés, mais elle était identique entre les sexes; elle est restée invariable dans le temps. On a estimé les paramètres de sélectivité lorsque des données sur l'âge étaient accessibles.
  5. On a estimé la mortalité naturelle de façon indépendante pour les femelles et les mâles, et on a maintenu ce paramètre invariable au fil du temps.
  6. On a déterminé la valeur des paramètres de croissance et on a considéré qu'ils étaient invariables dans le temps.
  7. On a déterminé la valeur des paramètres de l'âge à la maturité pour les femelles et on a considéré que ces paramètres étaient invariables dans le temps. On n'a pas eu besoin de tenir compte de la maturité des mâles, parce qu'on a considéré qu'il y avait suffisamment de mâles matures. La population de mâles matures n'est pas représentée dans le modèle; la biomasse féconde est exprimée comme la biomasse de femelles matures seulement.
  8. Le recrutement à l'âge 1 comprenait 50% de femelles et 50% de mâles.
  9. Les données sur l'âge déterminées au moyen de méthodes fondées sur des observations à la surface (avant 1978) étaient trop biaisées pour qu'on puisse les utiliser (Beamish 1979); toutefois, on a jugé que l'utilisation de ces méthodes était appropriée pour de très jeunes sébastes (âges 1 à 3). Les données sur l'âge obtenues au moyen de la méthode de cassure et brûlage d'otolithes (MacLellan 1997) ont été déterminées sans erreur.
  10. On a présumé que les échantillons des captures selon l'âge provenant de la pêche commerciale pendant une année donnée étaient représentatifs de la pêche s'il y avait  $\geq 3$  échantillons pour cette année (seuil réduit à deux échantillons pour la zone 5DE).
  11. On a considéré que les indices de l'abondance relative étaient proportionnels à la biomasse vulnérable au milieu de l'année, lorsque la moitié des captures et des mortalités naturelles ont été prises en compte.
  12. On a considéré que les échantillons de la composition selon l'âge provenaient du milieu d'une année donnée, lorsque la moitié des captures et des mortalités naturelles ont été prises en compte.

### E.3 ÉQUATIONS ET NOTATION DU MODÈLE

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

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

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



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

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

Symbole	Description et unités
<b>Indices (tous inférieurs)</b>	
$a$	Classe d'âge, où $a = 1, 2, 3, \dots, A$ , et $A = 40$ est la classe d'âge maximal cumulatif
$t$	Année du modèle, où $t = 1, 2, 3, \dots, T$ , correspond aux années réelles : 1940, ..., 2018, et $t = 0$ représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche
$g$	Indice pour les données (abondance composition) des séries suivantes : Nord: 1 – Série du relevé synoptique au chalut du HS 2 – Série du relevé synoptique au chalut de la COHG 3 – Série des CPUE issues de la pêche commerciale (chalut de fond) Sud: 1 – Série du relevé historique au chalut du GIG 2 – Série du relevé synoptique au chalut de la COIV 3 – Série du relevé synoptique au chalut du BRC 4 – Série du relevé triennal au chalut de la COIV 5 – Série des CPUE issues de la pêche commerciale (chalut de fond)
$s$	Sexe : 1 = femelles, 2 = mâles
<b>Plage des indices</b>	
$A$	Classe d'âge maximal cumulatif, $A = 40$
$T$	Nombre d'années du modèle, $T = 79$
$\mathbf{T}_g$	Ensembles d'années du modèle pour les indices d'abondance d'une série $g$ , présentées ici Comme étant les années réelles par souci de clareté (soustraire 1939 pour obtenir l'année du modèle $t$ ) : Nord: $\mathbf{T}_1 = \{2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2006:2008, 2010, 2012, 2016\}$ $\mathbf{T}_3 = \{1996, \dots, 2017\}$ Sud: $\mathbf{T}_1 = \{1967, 1969, 1971, 1973, 1976:1977, 1984, 1994\}$ $\mathbf{T}_2 = \{2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016\}$ $\mathbf{T}_3 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015, 2017\}$ $\mathbf{T}_4 = \{1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998, 2001\}$ $\mathbf{T}_5 = \{1996, \dots, 2017\}$
$\mathbf{U}_g$	Ensembles d'années du modèle comportant des données sur les proportions selon l'âge pour une série $g$ : Nord: $\mathbf{U}_1 = \{2009\}$ $\mathbf{U}_2 = \{2008, 2010, 2012, 2016\}$ $\mathbf{U}_3 = \{1998:1999, 2001:2003, 2005:2011\}$

Symbole	Description et unités
	<p>Sud:</p> <p><math>U_1 = \{1994\}</math></p> <p><math>U_2 = \{2008, 2010, 2012, 2014, 2016\}</math></p> <p><math>U_3 = \{2003:2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015\}</math></p> <p><math>U_5 = \{1990:1992, 1994, 1996, 1998:2016\}</math></p> <p style="text-align: center;"><b>Paramètres de données et paramètres fixes</b></p>
$pat_{gs}$	Proportion pondérée d'individus observés tirée d'une série $g$ pour chaque année $t \in U_g$ qui correspondent à une classe d'âge $a$ et à un sexe $s$ ; donc $\sum_{a=1}^A \sum_{s=1}^2 pat_{gs} = 1$ pour chaque $t \in U_g, g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$
$n_{tg}$	Taille d'échantillon effective pour laquelle le rendement correspond à $pat_{gs}$
$C_t$	Biomasse des prises observées (tonnes) pendant une année $t = 1, 2, \dots, T - 1$
$w_{as}$	Poids moyen (kg) des individus d'une classe d'âge $a$ et de sexe $s$ tiré de paramètres fixes
$m_a$	Proportion de femelles d'une classe d'âge $a$ qui sont matures, valeur fixe tirée des données
$I_{tg}$	Estimations de la biomasse (tonnes) issues des relevés $g = 1, \dots, \{2_N \vee 4_S\}$ , pour une année $t \in T_g$ , tonnes
$\kappa_{tg}$	Écart-type de $I_{tg}$
$\sigma_R$	Paramètre de l'écart-type pour l'erreur de processus liée au recrutement, $\sigma_R = 0.6$
	<b>Paramètres estimés</b>
$\Theta$	Ensemble de paramètres estimés
$R_0$	Recrutement vierge d'individus d'âge 1 (nombre de veuves, en milliers)
$M_s$	Taux de mortalité naturelle pour les individus de sexe $s = 1, 2$ ( $M$ fixe pour l'évaluation de la veuve)
$h$	Paramètre du taux de variation pour le recrutement de Beverton-Holt
$q_g$	Capturabilité pour la série de relevé $g = 1, \dots, \{2_N \vee 4_S\}$
$\mu_g$	Âge à la pleine sélectivité pour les femelles de la série $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$
$\Delta_g$	Variation de la vulnérabilité pour les mâles de la série $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$
$v_{gL}$	Paramètre de variance de la partie gauche de la courbe de sélectivité pour la série $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$
$s_{ags}$	Sélectivité pour les individus de la classe d'âge $a$ , de la série $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$ , et de sexe $s$ , calculée à partir des paramètres $\mu_g, \Delta_g$ and $v_{gL}$
$\alpha, \beta$	Formules de recharge pour le recrutement :
	$\alpha = (1 - h)B_0 / (4hR_0)$ et $\beta = (5h - 1) / 4hR_0$
$\hat{x}$	Valeur estimée des données observées pour $x$

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

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

---

### Composantes déterministes

---

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

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

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

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

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

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

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

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

#### Sélectivités ( $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$ )

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

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

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

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

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

$$V_t = \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} w_{as} s_{a\{3_N \vee 5_S\}s} N_{ats} \quad (\text{E.11})$$

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

$$u_{ats} = s_{a\{3_N \vee 5_S\}s} u_t; \quad 1 \leq a \leq A, \quad s = 1, 2 \quad (\text{E.13})$$

#### Observations estimées

$$\hat{I}_{tg} = q_g \sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) w_{as} s_{ags} N_{ats}; \quad t \in \mathbf{T}_g, \quad g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\} \quad (\text{E.14})$$

$$\hat{p}_{atgs} = \frac{e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A e^{-M_s/2} (1 - u_{ats}/2) s_{ags} N_{ats}}; \quad 1 \leq a \leq A, \quad t \in \mathbf{U}_g, \quad g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}, \quad s = 1, 2 \quad (\text{E.15})$$


---

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

---

**Composantes stochastiques**

---

**Paramètres estimés**

$$\Theta = \{R_0; M_{1,2}; h; q_{1,\dots,\{3_N \vee 5_S\}}; \mu_{1,\dots,\{3_N \vee 5_S\}}; \Delta_{1,\dots,\{3_N \vee 5_S\}}; v_{1,\dots,\{3_N \vee 5_S\}}\} L \quad (\text{E.16})$$

**Écarts de recrutement**

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

**Fonctions de vraisemblance logarithmique**

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

$$\begin{aligned} \log L_2(\Theta | \{\hat{p}_{atgs}\}) &= -\frac{1}{2} \sum_{g=1}^{\{3_N \vee 5_S\}} \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[ p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A} \right] \\ &+ \sum_{g=1}^{\{3_N \vee 5_S\}} \sum_{a=1}^A \sum_{t \in \mathbf{U}_g} \sum_{s=1}^2 \log \left[ \exp \left\{ \frac{-(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})^2 n_{tg}}{2(p_{atgs}(1 - p_{atgs}) + \frac{1}{10A})} \right\} + \frac{1}{100} \right] \end{aligned} \quad (\text{E.19})$$

$$\log L_3(\Theta | \{\hat{I}_{tg}\}) = \sum_{g=1}^{\{3_N \vee 5_S\}} \sum_{t \in \mathbf{T}_g} \left[ -\frac{1}{2} \log 2\pi - \log \kappa_{tg} - \frac{(\log I_{tg} - \log \hat{I}_{tg})^2}{2\kappa_{tg}^2} \right] \quad (\text{E.20})$$

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

**Distribution a priori conjointe et fonction objective**

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

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


---

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

Paramètre	Phase	Distribution a priori	Moyenne, ET	Limites	Valeur initiale
$R_0$	1	Uniforme	—	[1, 10e6]	10e3
$M_1, M_2$	4	Normale	0,11, 0,011	[0,02, 0,20]	0,11
$h$	5	Bêta	4,574, 2,212	[0,2, 0,999]	0,674
$\log \epsilon_t$	2	Normale	0, 0,6	[-15, 15]	0
$\log q_{1,2N}$	1	Uniforme	—	[-5, 5]	-5
$\log q_{1,\dots,4S}$	1	Uniforme	—	[-12, 5]	-5
$\log q_{\{3N \vee 5S\}}$	1	Uniforme	—	[-15, 15]	-1,609
$\mu_{1,2N}$	3	Normale	11,024, 1,149	[5, 40]	11,024
$\mu_{3N}$	3	Normale	10,634, 2,127	[5, 40]	10,634
$\mu_{1S}$	3	Normale	18,232, 5,280	[5, 40]	18,232
$\mu_{2S}$	3	Normale	15,639, 2,392	[5, 40]	15,639
$\mu_{3S}$	3	Normale	15,995, 2,721	[5, 40]	15,995
$\mu_{4S}$	-	Fixe	—	—	8,068
$\mu_{5S}$	3	Normale	10,748, 2,150	[5, 40]	10,748
$\log v_{1,2NL}$	4	Normale	2,070, 0,591	[-15, 15]	2,070
$\log v_{3NL}$	4	Normale	1,364, 0,310	[-15, 15]	1,364
$\log v_{1SL}$	4	Normale	4,501, 1,065	[-15, 15]	4,501
$\log v_{2SL}$	4	Normale	3,420, 0,648	[-15, 15]	3,420
$\log v_{3SL}$	4	Normale	3,714, 0,497	[-15, 15]	3,714
$\log v_{4SL}$	-	Fixe	—	—	2,277
$\log v_{5SL}$	4	Normale	1,578, 0,305	[-15, 15]	1,578
$\Delta_{1,2N}$	4	Normale	0,213, 0,066	[-8, 10]	0,213
$\Delta_{3N}$	4	Normale	0,027, 0,220	[-8, 10]	0,027
$\Delta_{1S}$	4	Normale	1,387, 2,538	[-8, 10]	1,387
$\Delta_{2S}$	4	Normale	0,221, 0,066	[-8, 10]	0,221
$\Delta_{3S}$	4	Normale	-0,153, 0,769	[-8, 10]	-0,153
$\Delta_{4S}$	-	Fixe	—	—	0
$\Delta_{5S}$	4	Normale	0,009, 0,239	[-8, 10]	0,009

## E.4 DESCRIPTION DES COMPOSANTES DÉTERMINISTES

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

### E.4.1. Classes d'âge

L'indice (inférieur)  $a$  représente les classes d'âge, qui vont de 1 à l'âge maximal d'une classe d'âge  $A$  regroupant les âges 40 ans. Par exemple, la classe d'âge  $a = 5$  représente les individus d'âges 4 et 5 (il s'agit d'une convention habituelle, mais pas universelle; Caswell 2001). Un

---

individu de la classe d'âge 1 est donc né l'année précédente. La variable  $N_{ats}$  représente le nombre d'individus d'une classe d'âge  $a$  de sexe  $s$  au *début* de l'année  $t$ ; le modèle est donc exécuté jusqu'à l'année  $T$ , qui correspond à 2018.

#### E.4.2. Années

L'indice  $t$  représente une année du modèle, allant de 1 à  $T = 79$ , et  $t = 0$  représente les conditions d'équilibre sans activité de pêche. L'année réelle correspondant à  $t = 1$  est 1940, donc l'année du modèle  $T = 79$  correspond à 2018.

#### E.4.3. Données de relevés

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

#### E.4.4. Données relatives à la pêche commerciale

Tel que décrit dans l'Annexe A, on a reconstitué les données sur les prises issues de la pêche commerciale jusqu'à 1918. En raison des prises négligeables au cours des premières années, on a établi que la première année du modèle serait 1940 et qu'on ne tiendrait pas compte des prises pêchées avant 1940. La série chronologique relative aux prises est représentée par  $C_t$ . L'ensemble  $U_{\{3_N \vee 5_S\}}$  (tableau E.1) présente les années pour lesquelles des données sur l'âge des prises issues de la pêche commerciale sont accessibles. Les valeurs des proportions selon l'âge sont données par  $p_{atgs}$  et la taille de l'échantillon effective, par  $n_{tg}$ , où  $g = \{3_N \vee 5_S\}$  (pour correspondre aux données relatives à la pêche commerciale). Ces proportions correspondent aux proportions pondérées qui ont été calculées au moyen du système de pondération stratifié décrit dans l'Annexe D, qui permet d'ajuster les données pour tenir compte des efforts d'échantillonnage inégaux entre les strates spatio-temporelles.

#### E.4.5. Sexe

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

---

#### E.4.6. Poids selon l'âge

On a présumé que les données relatives au poids selon l'âge  $w_{as}$  étaient fixes au fil du temps et que celles-ci étaient fondées sur des données biologiques.

#### E.4.7. Maturité des femelles

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

#### E.4.8. Dynamique des états

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

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

#### E.4.9. Conditions initiales

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

#### E.4.10. Sélectivités

On a modélisé des sélectivités distinctes pour les données relatives à la pêche commerciale ainsi que pour chaque série de relevés. On a utilisé une fonction semi-gaussienne, comme celle figurant dans les équations (E.7) et (E.8), afin d'attribuer les sélectivités  $s_{ags}$ . (Il est à noter que l'indice  $\cdot_s$  représente toujours l'indice relatif au sexe, tandis que  $s_{\dots}$  représente toujours la sélectivité.) Cette fonction permet d'augmenter la sélectivité jusqu'à l'âge de la pleine sélection ( $\mu_g$  pour les femelles). Étant donné qu'il n'y a aucune preuve indiquant que la fonction a la forme d'un dôme, on a présumé que les individus plus âgés que  $\mu_g$  demeurent pleinement sélectionnés. Pour les femelles, le taux d'ascension de la partie gauche de la courbe est contrôlé par le paramètre  $v_{gL}$ . Pour les mâles, on a utilisé la même fonction, mais l'âge auquel les individus sont pleinement sélectionnés est décalé de  $\Delta_g$ , voir (E.8).



#### E.4.11. États dérivés

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

L'équation (E.13) permet de calculer, pour une année  $t$ , la proportion  $u_{ats}$  d'individus d'une classe d'âge  $a$  et de sexe  $s$  qui sont pêchés. Pour faire ces calculs, on a besoin des sélectivités de la pêche commerciale  $s_{a\{3N\vee5S\}s}$  et du ratio  $u_t$  qui, selon l'équation (E.12), représente le ratio de prises totales (on présume qu'elles sont toutes pêchées en même temps, au milieu de l'année) par rapport à la biomasse vulnérable au milieu d'une année, soit  $V_t$ , qu'on obtient à l'aide de l'équation (E.11). Par conséquent, l'équation (E.12) permet de calculer la proportion de la biomasse vulnérable qui est pêchée et l'équation (E.13) permet de séparer cette biomasse selon le sexe et l'âge des individus.

#### E.4.12. Fonction stock-recrutement

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

#### E.4.13. Estimations des données observées

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

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

$$\sum_{s=1}^2 \sum_{a=1}^A \hat{p}_{atgs} = 1.$$

---

## E.5 DESCRIPTION DES COMPOSANTES STOCHASTIQUES

### E.5.1. Paramètres

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

### E.5.2. Écarts de recrutement

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

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

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

### E.5.3. Fonctions de vraisemblance logarithmique

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

L'expression  $1/(10A)$  dans l'équation (E.19) permet de réduire le poids des proportions qui sont égales à zéro ou qui s'en rapproche. L'expression  $1/100$  permet de réduire le poids des valeurs résiduelles importantes  $(p_{atgs} - \hat{p}_{atgs})$ . L'effet net (Stanley et coll. 2009) est que les valeurs résiduelles supérieures à trois écarts-types provenant de la proportion ajustée sont considérées comme  $3(p_{atgs}(1 - p_{atgs}))^{1/2}$ .

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

---

## E.6 CALCULS BAYÉSIENS

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

Voici la procédure relative aux calculs bayésiens.

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

### E.6.1. Phases

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

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

- Phase 1 : Recrutement vierge  $R_0$  et capturabilités des relevés  $q_{1,\dots,\{2_N \vee 4_S\}}$
- Phase 2 : Écarts de recrutement  $\epsilon_t$  (maintenus à zéro dans la phase 1)
- Phase 3 : Âge à la pleine sélectivité pour les femelles  $\mu_{1,\dots,\{3_N \vee 5_S\}}$
- Phase 4 : Mortalité naturelle  $M_{1,2}$  et paramètre de sélectivité  $\Delta_g, v_{gL}$  pour  $g = 1, \dots, \{3_N \vee 5_S\}$
- Phase 5 : Taux de variation  $h$

### E.6.2. Repondération

Étant donné que les tailles d'échantillon des différents types de données ne sont pas comparables, on a besoin d'une procédure qui permet d'ajuster les poids relatifs entre les sources de données (abondance par rapport à composition). Dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), on a utilisé une procédure de repondération itérative fondée sur l'ajustement de l'écart-type de valeurs résiduelles normales (Pearson) des données établies jusqu'à ce que les écarts-types soient d'environ 1 (soit l'écart-type prévu d'une distribution normale pour laquelle  $\mu=0$ ). Cette procédure n'a pas bien fonctionné pour l'évaluation du sébaste à bouche jaune (Edwards et coll. 2012a), parce qu'elle a produit des cohortes erronées; dans l'évaluation du sébaste à bouche jaune, on a donc utilisé la procédure de repondération proposée par Francis (2011). Dans la présente évaluation, on a adopté l'approche de

repondération de Francis (2011) Selon celle-ci, on ajoute une erreur de processus propre à la série en question aux CV lors de la première repondération, et on repondère, de façon itérative, la taille d'échantillon de la fréquence selon l'âge en fonction de l'âge moyen (voir ci-dessous).

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

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

Pour chaque exécution du modèle, on a ajusté les CV de l'indice d'abondance lors de la première repondération en utilisant seulement l'erreur de processus  $c_p = 0,5, 0,5$  et  $0,34$  dans le nord ( $g=1, \dots, 3$ ) ainsi que  $0,5, 0,3, 0,25, 0,5$ , et  $0,2$  dans le sud ( $g=1, \dots, 5$ ).

Francis (2011) soutient que les effets de corrélation sont habituellement 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  $n_{tg}$  ( $g = 1, \dots, \{3_{N \vee 5_S}\}$ ,  $t \in \mathcal{U}_g$ ), qui se situe habituellement dans la plage de 3 à 20; chaque échantillon comprend de  $\sim 30$  à 350 spécimens de différents âges. L'équation (T3.4) de Francis (2011) est utilisée pour repondérer la taille d'échantillon de façon itérative, selon l'équation suivante :

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

Dans celle-ci,  $r = 1, 2, 3$  représente l'itération de repondération,  $n_{tg}^{(r)}$  correspond à la taille d'échantillon effective pour la repondération  $r$ ,  $W_g^{(r)}$  représente le poids utilisé pour obtenir la repondération  $r$  et  $n_{tg}^{(0)} = n_{tg}$ . Ainsi, on a calculé un seul poids, soit  $W_g^{(r)}$ , pour chaque série  $g = 1, \dots, \{3_{N \vee 5_S}\}$  afin d'effectuer la repondération  $r$ .

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

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

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

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

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

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

$\text{Var}_t$  est la fonction de variance habituelle d'un échantillon fini qui est appliquée à l'indice  $t$ .

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

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

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

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

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

L'ensemble de données de repondération choisi pour l'analyse MCCM est habituellement celui pour lequel la somme des écarts absolus tirés de l'ensemble des écarts-types des variances résiduelles normalisées pour les  $\{3_{N \times 5_S}\}$  séries d'indices d'abondance était la plus faible:

$$r' = \min_{r \in 1:3} \sum_{g=1}^{\{3_{N \times 5_S}\}} |1 - \sigma_{\delta_g}^{(r)}|. \quad (\text{E.33})$$

### E.6.3. Distributions a priori

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

On a utilisé une distribution *a priori* uniforme avec une plage importante pour  $R_0$ . Les distributions *a priori* normales pour la mortalité naturelle des femelles et des mâles ( $M_1$  et  $M_2$ , respectivement) étaient fondées sur le résultat de l'estimateur actualisé de Hoenig pour la mortalité naturelle, qui provient de Then et coll. (2015). Dans cet estimateur, on a utilisé un âge maximal observé de 61 a (Annexe D), on a tenu compte des évaluations du sébaste à raie rouge dans les eaux de l'Alaska ( $M=0,1$  à titre de mortalité totale fondée sur l'analyse de la courbe des captures p. ex., Tribuzio et coll. 2017), et on a établi la mortalité à 0,11 avec un petit CV de 10%.

Pour le taux de variation,  $h$ , on s'est servi de la distribution *a priori* utilisée dans l'évaluation du SLM du BRC (Edwards et coll. 2012b), soit une distribution bêta avec des valeurs ajustées à la

---

distribution *a posteriori* pour les sébastes, calculée par Forrest et coll. (2010). La moyenne de la distribution bêta (Cooper et Weekes 1983), en ce qui concerne ses deux paramètres de forme ( $a=4,574$  et  $b=2,212$  dans la présente évaluation) est égale à  $a/(a+b) = 0,674$ , et l'écart-type correspond à  $\sqrt{ab/[(a+b+1)(a+b)^2]} = 0,168$ .

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

On a estimé la sélectivité pour deux relevés réalisés dans le nord de la Colombie-Britannique (relevés synoptiques du détroit d'Hecate et de la COHG) et trois relevés dans le sud de la Colombie-Britannique (relevé historique du GIG et relevés synoptiques du BRC et de la COIV) au moyen de données sur la composition selon l'âge. On a produit des distributions *a priori* fondées sur des données pour les trois paramètres de sélectivité de chacun de ces relevés, soit  $\mu_{1,\dots,\{2_N \vee 3_S\}}$ ,  $v_{1,\dots,\{2_N \vee 3_S\}L}$  et  $\Delta_{1,\dots,\{2_N \vee 3_S\}}$ , d'après les distributions *a posteriori* des mêmes paramètres, qui sont tirées du scénario de référence des évaluations du sébaste à longue mâchoire correspondantes (Haigh et coll. 2018; Edwards et coll. 2014a,b). Les estimations de paramètres tirées du relevé synoptique de la COHG ont été utilisées pour remplacer les estimations du relevé synoptique du détroit d'Hecate parce que ce relevé n'a pas été utilisé dans les évaluations du sébaste à longue mâchoire. On a présumé que les distributions *a priori* de chaque sélectivité étaient normales; on a fixé les valeurs de la moyenne et de l'écart-type selon les valeurs *a posteriori* des mêmes paramètres provenant des évaluations du sébaste à longue mâchoire correspondantes pour cette zone.

Aucune donnée sur l'âge n'était accessible pour la série du relevé triennal de la COIV (National Marine Fisheries Service), on a donc fixé les trois paramètres de sélectivité relatifs à ce relevé plutôt que de les estimer. On a fixé les valeurs utilisées pour ces paramètres de sélectivité d'après les valeurs *a posteriori* estimées dans le document de Edwards et coll. (2012b) au moyen d'une fonction semi-gaussienne ajustée aux données sur la sélectivité du sébaste à longue mâchoire du golfe de l'Alaska figurant dans le document de Hanselman et coll. (2007).

Pour la sélectivité relative à la flottille de pêche commerciale ( $g = \{3_N \vee 5_S\}$ ), on a utilisé des distributions *a priori* normales (fondées sur des données) pour les trois paramètres de sélectivité; on a fixé les moyennes aux valeurs moyennes des distributions *a posteriori* de la sélectivité relatives à la pêche commerciale provenant de deux évaluations du sébaste à longue mâchoire susmentionnées (COHG en 2012 et BRC en 2017). L'écart-type pour la valeur *a priori* de  $\mu_{\{3_N \vee 5_S\}}$  a été fixé à 20% de la valeur moyenne de la distribution *a priori*; les écarts-types des distributions *a priori* de  $v_{\{3_N \vee 5_S\}L}$  et de  $\Delta_{\{3_N \vee 5_S\}}$  ont été fixés d'après les écarts-types des distributions *a posteriori* des paramètres équivalents provenant des évaluations du sébaste à longue mâchoire de la COHG en 2012 et du BRC en 2017.

#### **E.6.4. Propriétés de la méthode MCCM**

On a entamé la méthode MCCM à partir des valeurs du MDP et on a échantillonné chaque 20 000<sup>e</sup> itération sur les 24 million itérations réalisées. On a donc obtenu 1 200 échantillons, mais on n'en a utilisé que 1 000; les premiers 200 échantillons ont été éliminés lors du rodage.

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

On fournit des avis à l'intention des gestionnaires selon divers ensembles de points de référence. Le premier ensemble est fondé sur le rendement maximal soutenu (RMS); il comprend les points

---

de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006), soit  $0,4B_{\text{RMS}}$  et  $0,8B_{\text{RMS}}$  (on a aussi fourni  $B_{\text{RMS}}$  et  $u_{\text{RMS}}$ , qui représentent les estimations de la biomasse féconde à l'état d'équilibre et le taux d'exploitation au RMS, respectivement). Un deuxième ensemble de points de référence, qui comprend la biomasse féconde actuelle  $B_{2018}$  et le taux d'exploitation  $u_{2017}$ , sert à montrer la probabilité d'une augmentation par rapport à la biomasse féconde de femelles actuelle ou d'une diminution par rapport au taux d'exploitation actuel. Un troisième ensemble de points de référence, soit  $0,2B_0$  et  $0,4B_0$ , est fondé sur l'estimation de la biomasse féconde non exploitée à l'équilibre,  $B_0$ . Voir le texte principal pour plus de renseignements.

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

On a ensuite calculé la probabilité  $P(B_{2018} > 0,4B_{\text{RMS}})$  comme étant la proportion des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels  $B_{2018} > 0,4B_{\text{RMS}}$  (on fait des calculs semblables pour les autres points de référence fondés sur la biomasse). Pour les taux d'exploitation, on a calculé la probabilité  $P(u_{2017} < u_{\text{RMS}})$  pour que les indicateurs de l'état du stock fondés sur  $B$  et  $u$  (et les projections lorsque  $t = 2018, \dots, 2023$ ) indiquent la probabilité que les taux soient satisfaisants.

On a réalisé des projections pour cinq ans en commençant par calculer la biomasse et la structure selon l'âge au début de 2018. On a utilisé une plage de stratégies de prises constantes, allant de 0 à 2 000 t, avec des augmentations de 100 t (la moyenne des prises de 2013 à 2017 était de 109 t dans le nord de la Colombie-Britannique et de 732 t dans le sud de cette province). Pour chaque stratégie, on a réalisé des projections pour chacun des 1 000 échantillons MCCM (produisant des distributions *a posteriori* de la future biomasse féconde). On a calculé les valeurs du recrutement de façon aléatoire au moyen de l'équation (E.24) (c.-à-d. d'après les écarts de recrutement log-normaux tirés de la courbe stock-recrutement estimée) au moyen de valeurs de  $\epsilon_t \sim \text{Normale}(0, \sigma_R^2)$  générées aléatoirement. Pour chacun des 1 000 échantillons MCCM, on a généré une série chronologique de  $\{\epsilon_t\}$ . Pour chaque échantillon MCCM, on a utilisé la même série chronologique de  $\{\epsilon_t\}$  pour chaque stratégie de prises (afin que, pour un échantillon MCCM donné, toutes les stratégies de prises fassent l'objet de la même stochasticité sur le plan du recrutement).

## E.8 RÉFÉRENCES ÉQUATIONS DU MODÈLE

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

- 
- Cooper, R.A. et Weekes, A.J. 1983. *Data, Models and Statistical Analysis*. Barnes & Noble Books, Totowa NJ. Printed in Great Britain.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2014a. [Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire \(\*Sebastes alutus\*\) sur la côte ouest de l'île de Vancouver, en Colombie Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2013/093. vi + 135 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2014b. [Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire \(\*Sebastes alutus\*\) sur les côtes nord et ouest de l'archipel Haida Gwaii, en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2013/092. vi + 126 p.
- Edwards, A.M., Haigh, R. et Starr, P.J. 2012a. [Évaluation du stock et évaluation du potentiel de rétablissement du sébaste à bouche jaune \(\*Sebastes reedi\*\) le long de la côte du Pacifique au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2012/095. iv + 188 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. et Haigh, R. 2012b. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(\*Sebastes alutus\*\) dans le détroit de la Reine Charlotte, Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2011/111. viii + 172 p.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. et Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(\*Sebastes\* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function](#). J. can. sci. halieut. aquat. 67. 1611–1634.
- Fournier, D.A., Hampton, J. et Sibert, J.R. 1998. [MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, \*Thunnus alalunga\*](#). J. can. sci. halieut. aquat. 55(9). 2105–2116.
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J. et Hampton, J. 1990. [MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna \(\*Thunnus maccoyii\*\)](#). J. can. sci. halieut. aquat. 47(2). 301–317.
- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. et Rubin, D.B. 2004. *Bayesian Data Analysis*, 2nd edition. Chapman and Hall/CRC, New York.
- Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R. et Lecomte, J.B. 2018. [Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire \(\*Sebastes alutus\*\) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2018/038. v + 227 p.
- Haigh, R. et Edwards, A.M. 2016. [PBSawatea: Tools for Running Awatea and Visualizing the Results](#). Paquet R version 1.0.3.
- Hanselman, D., Heifetz, J., Fujioka, J.T., Shotwell, S.A. et Ianelli, J.N. 2007. [Gulf of Alaska Pacific ocean perch](#). Dans *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).
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. et Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0](#). University of Washington Report SAFS-UW-0116. Rapp. tech., University of Washington.



- 
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R. et Krishka, B. 2016. [Évaluation du stock et avis sur les prélèvements de fausse limande \(\*Lepidopsetta\* spp.\) en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2016/009. ix + 256 p.
- Leisch, F. 2002. [Sweave: dynamic generation of statistical reports using literate data analysis](#). Dans W. Härdle et B. Rönz, eds., *Compstat 2002 - Proceedings in Computational Statistics*, p. 575–580. Physica Verlag, Heidelberg.
- Mace, P.M. et Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4. 51 p.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(\*Sebastes\*\) using \*S. alutus\* as an example – the otolith burnt section technique](#). Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2146. 39 p.
- Magnusson, A. 2009. [Scape – statistical catch-at-age plotting environment](#). paquet R .
- Magnusson, A. et Stewart, I. 2007. [MCMCscape – MCMC diagnostic plots](#). paquet R .
- Mertz, G. et Myers, R. 1996. [Influence of fecundity on recruitment variability of marine fish](#). J. can. sci. halieut. aquat. 53(7). 1618–1625.
- Michielsens, C.G.J. et McAllister, M.K. 2004. [A Bayesian hierarchical analysis of stock-recruit data: quantifying structural and parameter uncertainties](#). J. can. sci. halieut. aquat. 61(6). 1032–1047.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, avis sci. 2006/023.
- R Core Team. 2018. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Stanley, R.D., Starr, P. et Olsen, N. 2009. [Évaluation du stock de sébaste canari \(\*Sebastes pinniger\*\) dans les eaux de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2009/013. xxii + 198 p.
- Starr, P.J., Haigh, R. et Grandin, C. 2016. [Évaluation du stock de sébaste argenté \(\*Sebastes brevispinis\*\) le long de la côte du Pacifique du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2016/042. vi + 170 p.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G. et Hewitt, D.A. 2015. [Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species](#). ICES J. Mar. Sci. 72(1). 82–92.
- Thorson, J.T., Jensen, O.P. et Zipkin, E.F. 2014. [How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory](#). J. can. sci. halieut. aquat. 71(7). 973–983.
- Tribuzio, C.A., Coutré, K. et Echave, K.B. 2017. [Chapter 16. assessment of the Other Rockfish stock complex in the Gulf of Alaska](#). Dans NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 1177–1222. North Pacific Fisheries Management Council.

---

## ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

### F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats relatifs à deux stocks de sébaste à raie rouge, soit le stock du nord de la Colombie-Britannique et le stock du sud de la Colombie-Britannique. On a obtenu ces résultats à partir des calculs relatifs au mode de distribution *a posteriori* (MDP) visant à comparer les estimations du modèle aux observations, des simulations de la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM) visant à dériver des distributions *a posteriori* pour les paramètres estimés du scénario de référence accepté (y compris les diagnostics de la procédure de MCCM) et d'une variété d'exécutions de sensibilité du modèle. L'avis final s'appuie sur les résultats de la procédure de MCCM pour chaque exécution, mais le scénario de référence pour chaque stock fournit l'orientation principale. Les estimations des quantités importantes et les avis à l'intention des gestionnaires (tableaux de décision) concernant le scénario de référence figurent dans la présente annexe et le texte principal.

En 2011, le sébaste à raie rouge a été étudié dans le cadre d'une évaluation du stock plurispécifique visant cinq sébastes (Taylor et coll. 2011); celle-ci n'a pas été acceptée pour la formulation d'un avis à l'intention des gestionnaires, mais sa publication a été recommandée sous réserve de révisions. Cependant, cette évaluation n'a pas été révisée ni publiée. La présente évaluation se distingue de l'évaluation sur le sébaste à raie rouge de 2011 en raison des deux éléments suivants :

1. On a déterminé que la population de sébaste à raie rouge de la Colombie-Britannique comprenait deux stocks en raison d'une différence persistante concernant les paramètres du poids moyen et du modèle de croissance (voir l'Annexe D). Le stock du nord est présent dans la zone 5DE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) et le stock du sud, dans les zones 3CD et 5ABC.
2. Chaque stock a été évalué au moyen d'un modèle des prises selon l'âge nommé Awatea (variant of Coleraine, Hilborn et coll. 2003), qui permet de reconstituer la population de sébaste à raie rouge plutôt que d'utiliser le modèle MARS (**M**ultistock **A**ge-structured **R**ockfish **a** **S**essment), conçu pour évaluer les cinq espèces de sébastes de façon simultanée. Pour exécuter ce modèle, on a utilisé des renseignements issus de stocks pour lesquels il existe beaucoup de données afin de faciliter l'évaluation des stocks pour lesquels il en existe peu. Dans le cas du sébaste à raie rouge, il n'a pas été nécessaire d'utiliser des renseignements supplémentaires parce qu'il existe beaucoup de renseignements sur celui-ci, comparativement aux autres espèces de sébastes.

Voici d'importantes décisions prises au cours de l'évaluation du sébaste à raie rouge.

1. Il a fallu utiliser des distributions *a priori* normales pour  $M$  ainsi que des CV assez petits (10%) afin de stabiliser les données de sortie du modèle.
2. Il a fallu utiliser des distributions *a priori* fondées sur des données pour les sélectivités des relevés et de la pêche commerciale ( $\mu_g$ ,  $\Delta_g$  et  $\nu_{gL}$  pour les engins utilisés lors des relevés  $g$ ) afin de stabiliser les données de sortie du modèle. Contrairement à l'évaluation du sébaste à longue mâchoire de la zone 5ABC de 2017, ces données n'étaient pas assez informatives pour justifier l'utilisation de distributions *a priori* uniformes.

3. On a repondéré les CV de la pêche commerciale et des relevés à trois reprises. On a choisi la repondération optimale en fonction de la somme des écarts absolus relatifs aux indices de l'écart-type des résidus normalisés équivalents à 1, et on a préféré les valeurs les plus faibles de cette mesure.
4. On a repondéré les tailles d'échantillon effectives des données sur la fréquence selon l'âge (utilisées en tant que proportions) au moyen de la technique de l'âge moyen de Francis (2011).

## F.2. STOCK DU NORD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

### F.2.1. Scénario de référence pour le stock du nord de la Colombie-Britannique

On a choisi le scénario de référence pour le sébaste à raie rouge à partir de l'exécution du modèle 16, qui comprenait les éléments ci-dessous.

- Trois séries d'indices de l'abondance : relevé synoptique du détroit d'Hecate ( $g=1$ ), relevé synoptique de la COHG ( $g=2$ ) et CPUE tirées de la pêche commerciale au chalut ( $g=3$ ).
- Présomption de deux sexes : femelle ( $s=1$ ) et mâle ( $s=2$ ).
- Proportions selon l'âge par sexe pour  $g = c(1,2,3)$ , calculées à partir de tous les échantillons (non triés et conservés).
- Distribution *a priori* normale pour la mortalité naturelle  $M_s$ ; CV = 10%.
- Distribution *a priori* normale pour l'âge à la pleine sélectivité des femelles ( $\mu_g$ ); CV = 20%.
- Limites relatives à la variation de la vulnérabilité pour les mâles ( $\Delta_g$ ) et d'un paramètre de variance pour la partie gauche de la courbe de sélectivité ( $\nu_g L$ ) = c(-8, 10).
- Repondération des CV de l'abondance à une reprise, en utilisant  $cv_{pro} = c(0,5, 0,5, 0,34)$  pour les séries des deux relevés et des CPUE de la pêche commerciale, respectivement.
- Repondération des tailles d'échantillon de la fréquence selon l'âge, de façon itérative, au moyen de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).
- Paramètre de l'écart-type pour l'erreur de processus liée au recrutement ( $\sigma_R$ ) fixé à 0,6.

On a repondéré l'exécution du scénario de référence à trois reprises au moyen de la méthode de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge. On a ajusté les CV de l'indice de l'abondance lors de la première repondération uniquement au moyen de l'erreur de processus :  $c_p = 0,5, 0,5$  et  $0,34$  pour le relevé synoptique du détroit d'Hecate, le relevé synoptique de la COHG et les CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement. L'ensemble de données repondérées choisi pour l'analyse de la procédure de MCCM était celui qui produisait la plus petite somme des écarts absolus issus des three indices de l'écart-type des résidus normalisés équivalents à 1 pour les three séries d'indices de l'abondance (équation E.33).

#### F.2.1.1. Mode de distribution a posteriori (MDP) pour le stock du nord de la Colombie-Britannique

La procédure suivie dans le cadre de cette évaluation était de commencer par déterminer le meilleur ajustement du MDP selon les données en minimisant la vraisemblance logarithmique négative. (tableaux F.1 et F.2). Les MDP sont devenus les points de départ des simulations de la procédure de MCCM. Les descriptions suivantes concernent le scénario de référence.

Voici ce qu'illustrent les tracés relatifs au MDP :

- ajustements des indices de relevés (figure F.1) et résidus connexes (figures F.2 et F.3);
- ajustement de la série de CPUE de la pêche commerciale au chalut de fond (figure F.4) et résidus connexes (figure F.5);
- ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge par sexe pour la série de la pêche commerciale au chalut (figures F.6 et F.7) et résidus connexes (figures F.8 à F.10);
- ajustements aux données sur l'âge par sexe pour le relevé synoptique du détroit d'Hecate (figure F.11) et résidus connexes (figures F.12 à F.14);
- ajustements aux données sur l'âge par sexe pour le relevé synoptique de la COHG (figure F.15) et résidus connexes (figures F.16 à F.18);
- comparaison entre les estimations de l'âge moyen générées par le modèle et les âges moyens observés (figure F.19);
- relation stock-recrutement et série chronologique relative au recrutement (figure F.20);
- écarts en matière de recrutement et autocorrélation de ceux-ci (figure F.21);
- ajustements pour les sélectivités des engins et ogive de maturité des femelles (figure F.22);
- biomasse féconde relative ( $B_t/B_0$ ) et prises sur la même échelle temporelle (figure F.23);
- exploitation au fil du temps et prises qui sont présentées une seconde fois, aux fins de référence (figure F.24).

Les ajustements du modèle aux indices de l'abondance étaient bons (figures F.1 et F.4). Les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge étaient généralement satisfaisants, même si les âges avancés étaient parfois sous-estimés (p. ex., figure F.7). Les estimations de l'âge moyen générées par le modèle correspondent aux âges moyens observés (figure F.19) pour la série de la pêche commerciale, mais les ajustements étaient peu satisfaisants pour les séries de données de relevés. Ces résultats pourraient être en partie attribuables à la nature synoptique du relevé parce que les procédures d'échantillonnage ne sont pas optimales pour une seule espèce, quelle qu'elle soit. La méthode de pondération de Francis (2011) (TA1.8) a été conçue pour réduire le poids des données sur la composition par rapport aux données sur l'abondance parce que la composition a tendance à être surpondérée dans ces modèles si une taille d'échantillon effective multinomiale est appliquée. Cette surpondération se produit parce que la somme des proportions selon l'âge (ou la longueur) est égale à 1,0, ce qui signifie que les observations adjacentes ne sont pas indépendantes, tel que le présume la distribution multinomiale; il y a donc un niveau élevé de corrélation au sein des observations.

La relation stock-recrutement (figure F.20) présente la variation habituellement observée chez les sébastes et l'effet simplificateur liés à la production d'ajustements au moyen d'une fonction déterministe. Des vagues de recrutement élevées et épisodiques ont eu lieu en 1981 et 1982, ainsi que de 2000 à 2002. En ce qui concerne le recrutement, il est possible que les sommets se produisent seulement pendant des périodes d'un an, même si, en raison de l'erreur dans la détermination de l'âge, il semble que de tels sommets se sont déroulés pendant plus d'une année. Les écarts de recrutement fluctuent au fil du temps, mais une autocorrélation importante de ces écarts se produit à un décalage de 1 (figure F.21). L'estimation de l'âge à la pleine sélectivité provenant du MDP est semblable pour la pêche commerciale et les deux relevés (figure F.22). Toutes les courbes de sélectivité se situent à droite de l'ogive de maturité, ce qui indique que seuls des individus matures sont capturés dans le cadre des activités de pêche au chalut.

La biomasse féconde ( $B_t$ ) par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_0$ ) montre une

diminution minimale; l'estimation du MDP pour la biomasse féconde de 2018 ( $B_{2018}$ ) est supérieure à  $B_0$  (figure F.23). Les taux d'exploitation ( $u_t$ ) dépassent 0,11 pour six années, toutes antérieures au milieu des années 1990, lorsque la pêche est devenue plus contrôlée. On estime que les taux d'exploitation actuels sont faibles (moins de 0,025) (graphique du haut : figure F.24).

#### F.2.1.1.1. Tableaux du MDP relatif au NCB pour le scénario de référence

Tableau F.1. C-B nord : Valeurs a priori et estimations du MDP pour les paramètres estimés. Information a priori – distributions : 0 = uniforme, 1 = normale, 2 = log-normale, 5 = bêta

Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Initiale	MDP
<b><math>R_0</math> (recrutement à l'état vierge)</b>					
1	(1,1e+07)	0	(0, 0)	10 000	4436,55
<b><math>M_s</math> (mortalité naturelle par sexe <math>s</math>, où <math>s = 1</math> [femelle], 2 [mle])</b>					
4	(0,02, 0,2)	1	(0,11, 0,011)	0,11	0,10777
4	(0,02, 0,2)	1	(0,11, 0,011)	0,11	0,118162
<b><math>h</math> (pente de la courbe reproductrice-recrue)</b>					
5	(0,2, 0,999)	5	(4,574, 2,212)	0,674	0,850697
<b><math>\epsilon_t</math> (écarts de recrutement)</b>					
2	(-15, 15)	1	(0, 0,6)	0	Fig F.21
<b><math>\omega</math> (recrutement initial)</b>					
-1	(0, 2)	0	(1, 0,1)	1	1

Tableau F.2. Nord de la C.-B. : Valeurs a priori et estimations du MDP pour l'indice  $g$  (relevés et pêche commerciale).

Indice $g$	Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Initiale	MDP	exp (MDP)
<b>Mode de capturabilité CPUE (captures par unité d'effort) (<math>\log q_g</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
3	1	(-15, 15)	0	(0, 0,1)	-1,60944	-8,5442	0,00019466
<b>Mode de capturabilité des relevés (<math>\log q_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
1	1	(-5, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-4,1838	0,01524
2	1	(-5, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-2,8537	0,057632
<b>Sélectivité commerciale (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
3	3	(5, 40)	1	(10,6337, 2,12674)	10,6337	12,231	
<b>Sélectivité des relevés (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
1	3	(5, 40)	1	(11,0239, 1,1495)	11,0239	11,26	
2	3	(5, 40)	1	(11,0239, 1,1495)	11,0239	11,128	
<b>Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité commerciale (<math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
3	4	(-15, 15)	1	(1,36441, 0,310057)	1,36441	0,85029	
<b>Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité des relevés (<math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
1	4	(-15, 15)	1	(2,0703, 0,591216)	2,0703	1,8783	
2	4	(-15, 15)	1	(2,0703, 0,591216)	2,0703	1,7987	
<b>Changement de la sélectivité commerciale pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 3</math>)</b>							
3	4	(-8, 10)	1	(0,027252, 0,219754)	0,027252	0,12235	
<b>Changement de la sélectivité des relevés pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 2</math>)</b>							
1	4	(-8, 10)	1	(0,213218, 0,065637)	0,213218	0,22167	
2	4	(-8, 10)	1	(0,213218, 0,065637)	0,213218	0,20001	

Tableau F.3. C-B nord: Log-vraisemblances négatives et fonction objective des résultats du MDP pour les deux modèles. Les paramètres et les symboles de vraisemblance sont définis à l'annexe F. Pour les indices ( $\hat{I}_{tg}$ ) et les proportions selon l'âge ( $\hat{p}_{atgs}$ ), les indices  $g = 1...2$  désignent les relevés au chalut et l'indice  $g = 3+$  désigne la pêche commerciale.

Description et log-vraisemblance négative et valeur		
Relevé 1	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t1}\})$	6,09
Relevé 2	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t2}\})$	-0,41
CPUE 1	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t1}\})$	-11,71
CAs 1	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at1s}\})$	-210,94
CAs 2	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at2s}\})$	-709,69
CAC 1	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at3s}\})$	-2183,33
Valeur a priori	$\log L_1 (\Theta   \{\epsilon_t\}) - \log(\pi(\Theta))$	46,19
	Fonction objective $f(\Theta)$	-3063,8

F.2.1.1.2. Figures du MDP relatif au NCB pour le scénario de référence

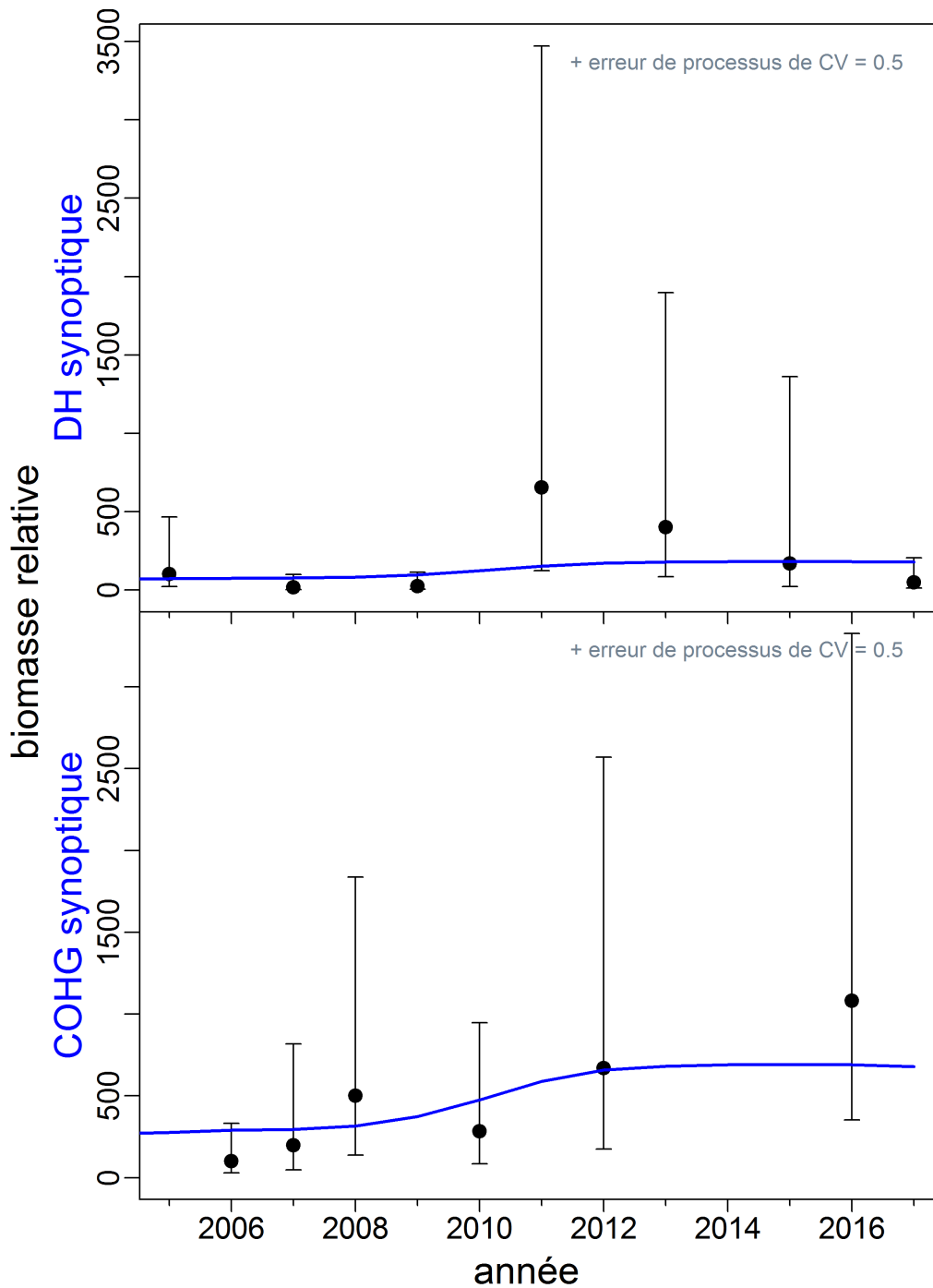


Figure F.1. C-B nord: Valeurs de l'indice de relevé (points), intervalles de confiance à 95% (barres) et ajustements du modèle de MDP (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche.

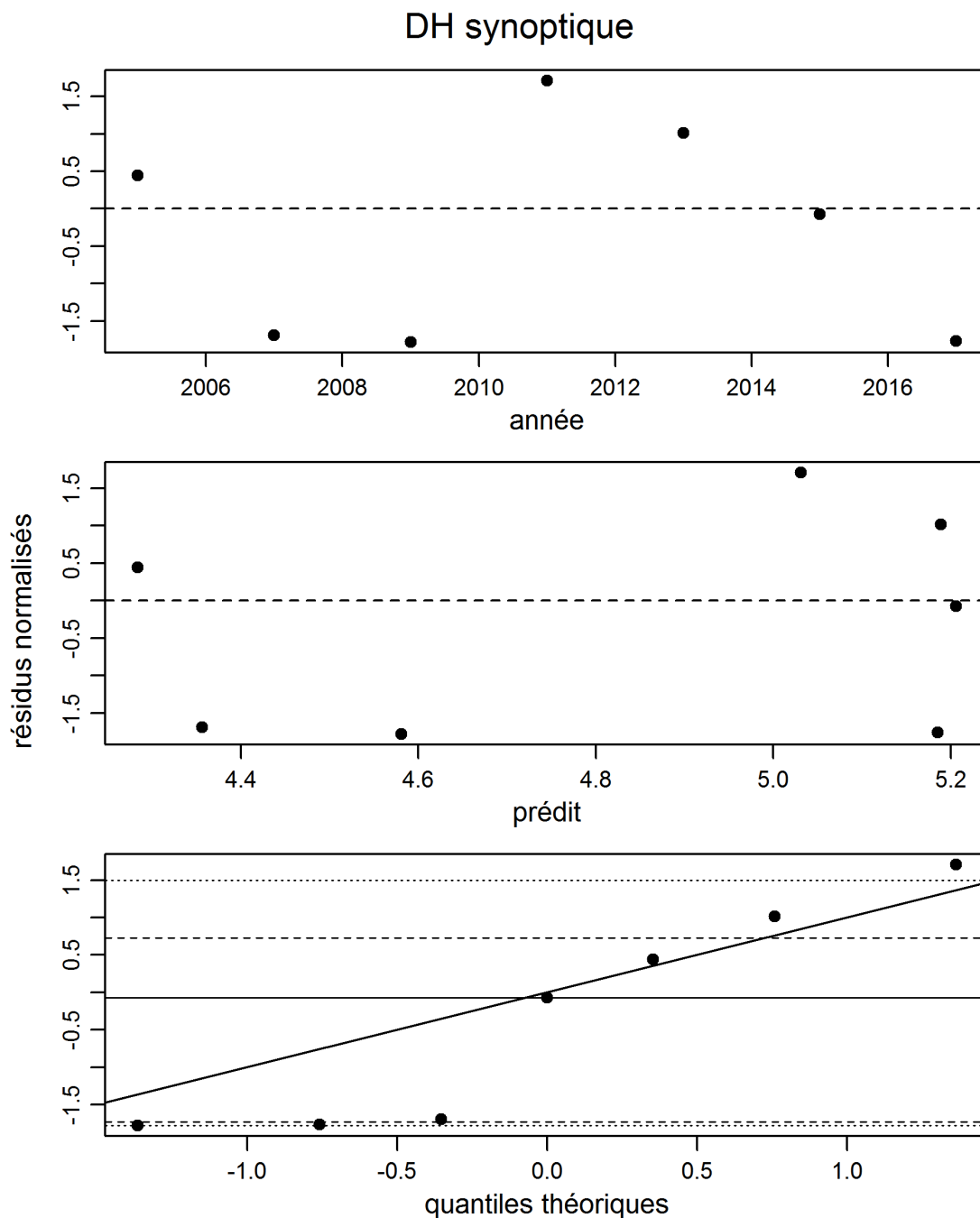


Figure F.2. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés synoptiques du détroit d'Hécate (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit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



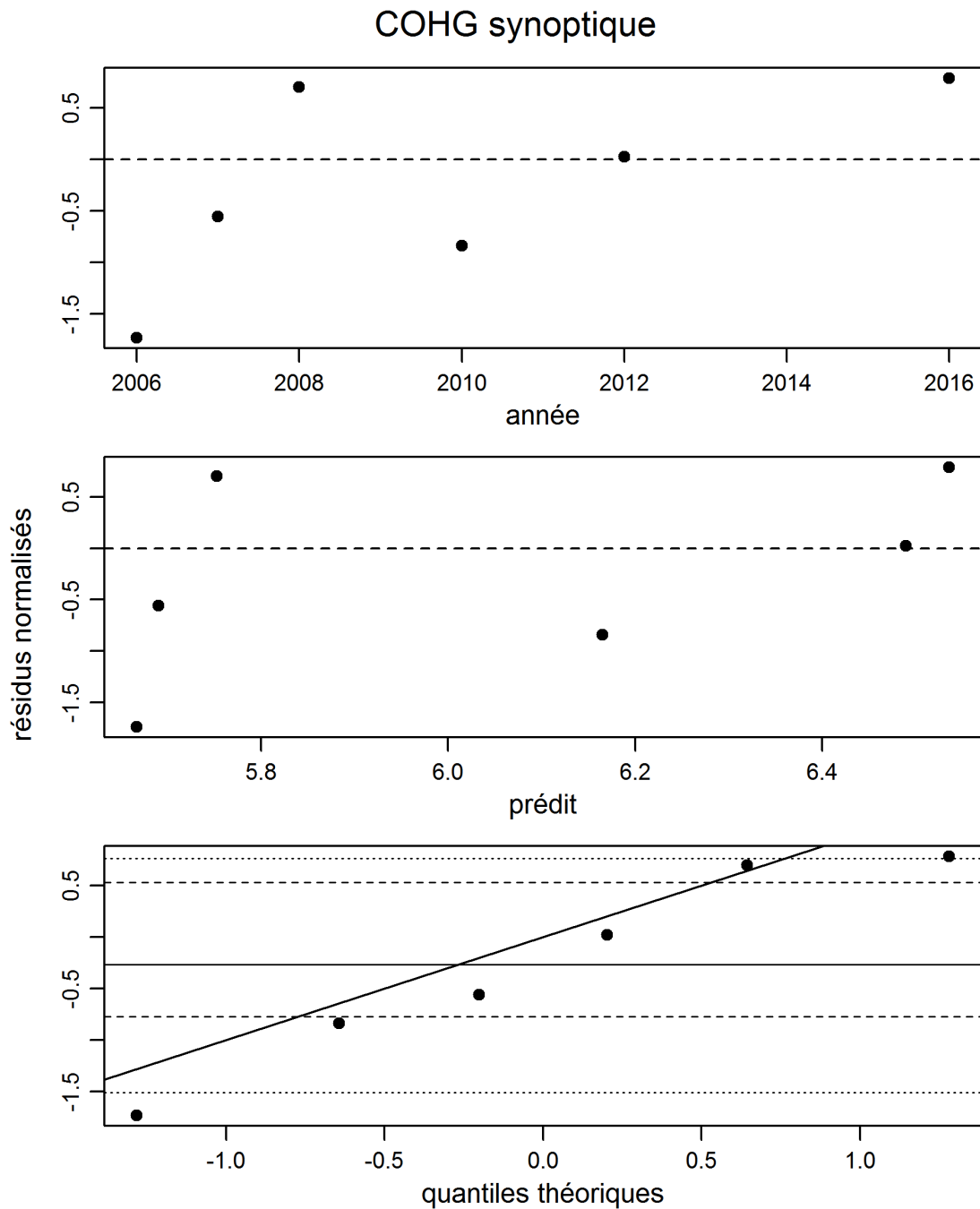


Figure F.3. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés synoptiques de la côte ouest de Haïda Gwaii (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

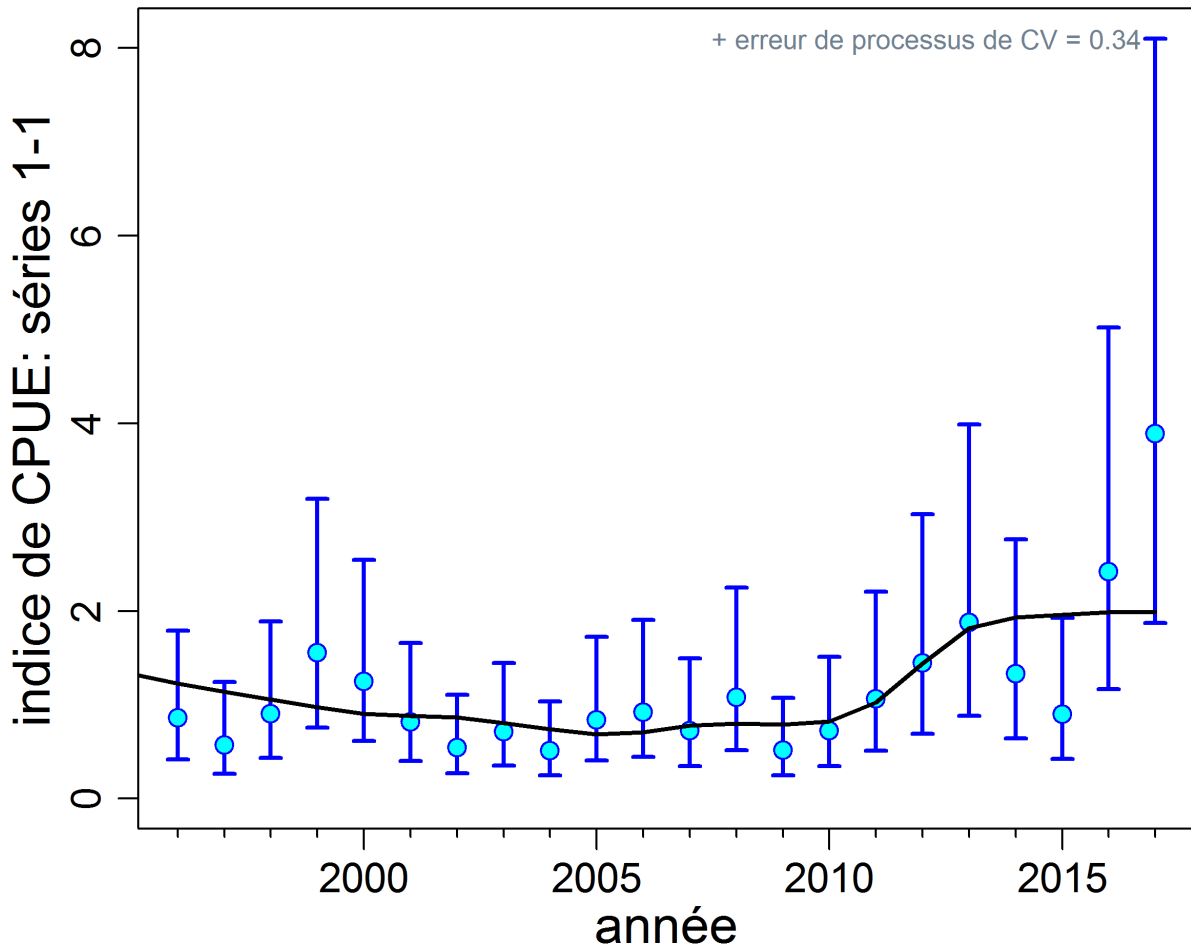


Figure F.4. C-B nord: Série d'indices de CPUE, les barres d'erreur de 90% sont basées sur l'hypothèse log-normale (barres d'erreur à double vérification).

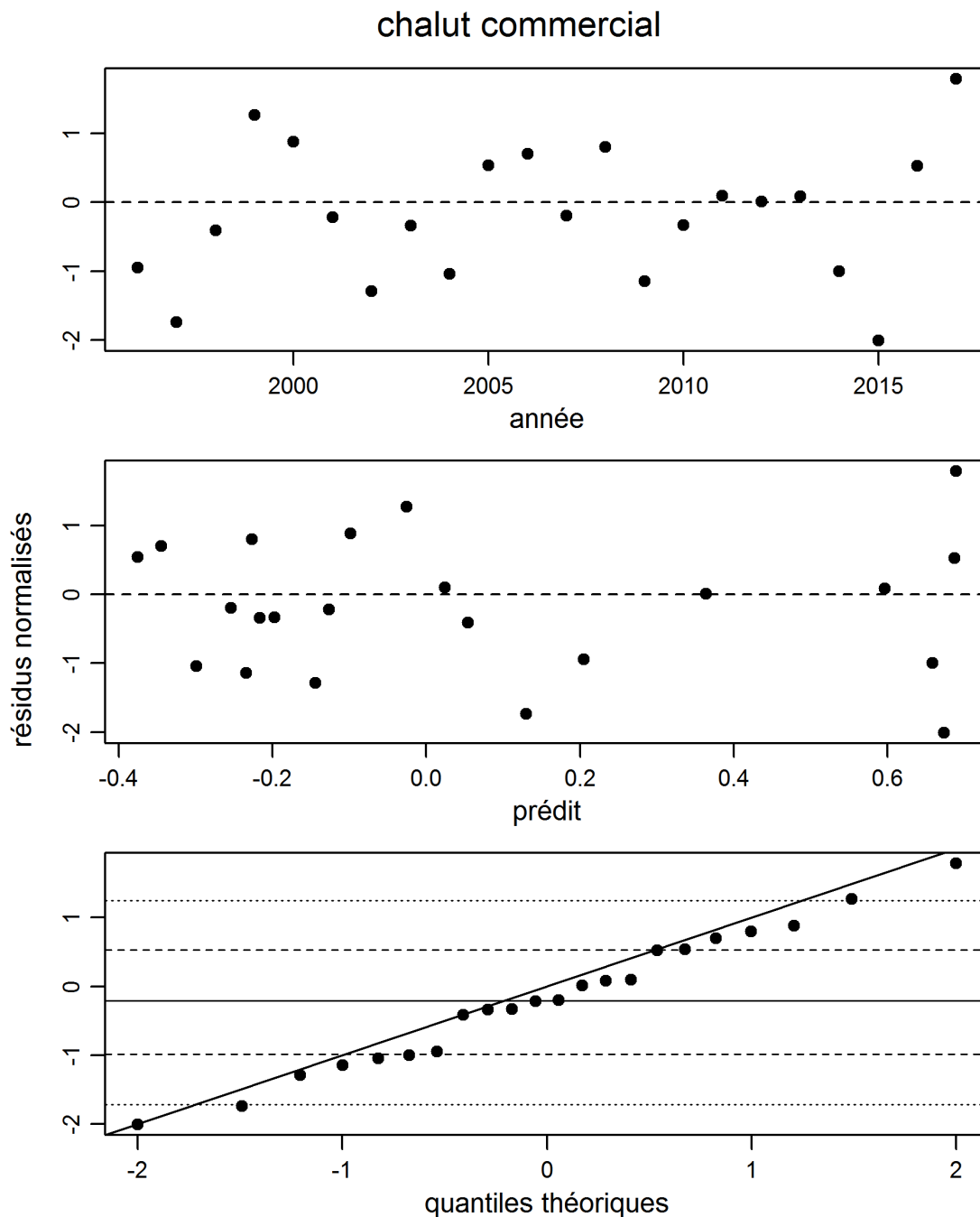


Figure F.5. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle à la série CPUE au chalut de fond (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

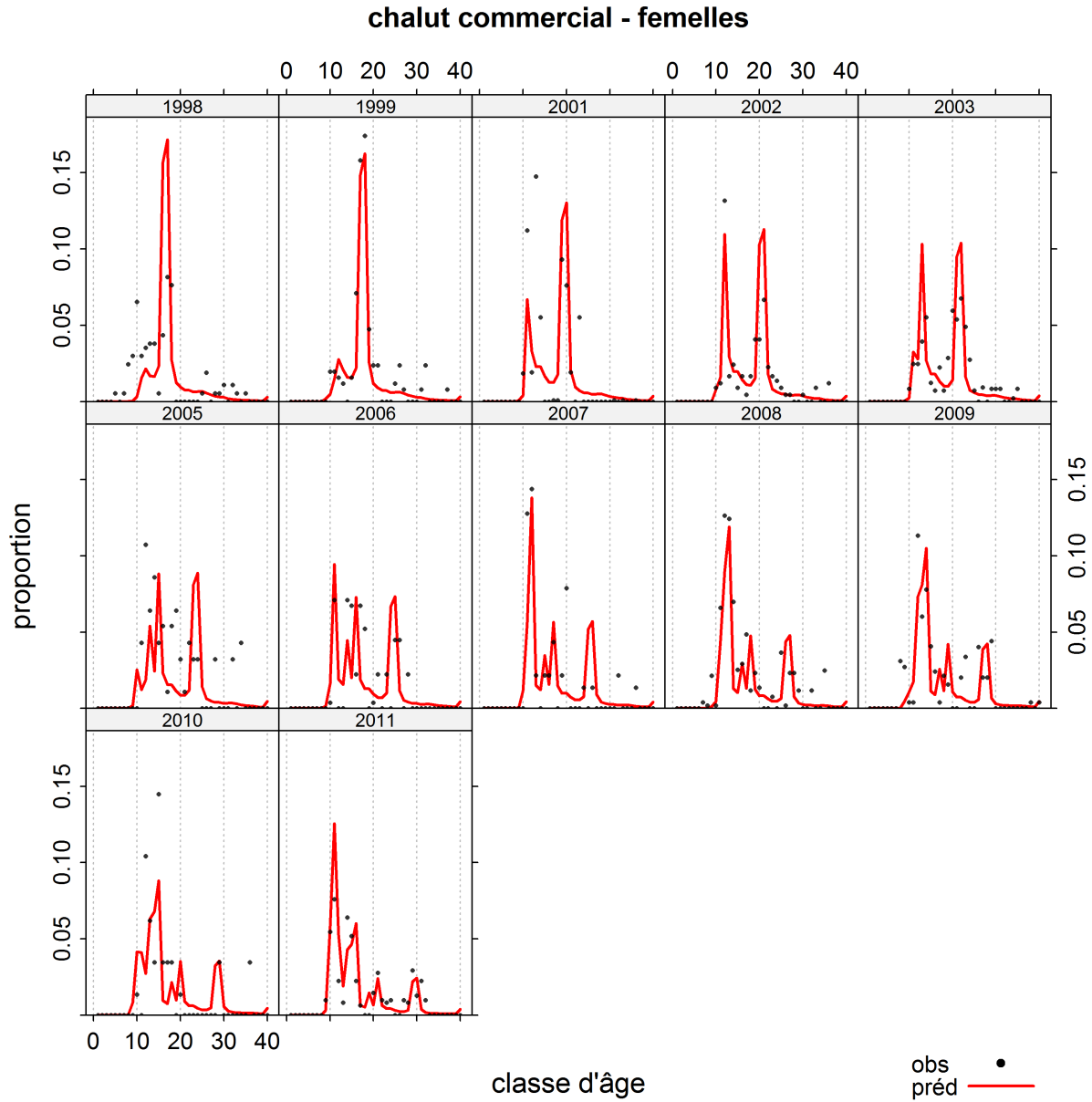


Figure F.6. C-B nord: Proportions selon l'âge observées et prédites pour les femelles pêchées au chalut commercial. à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

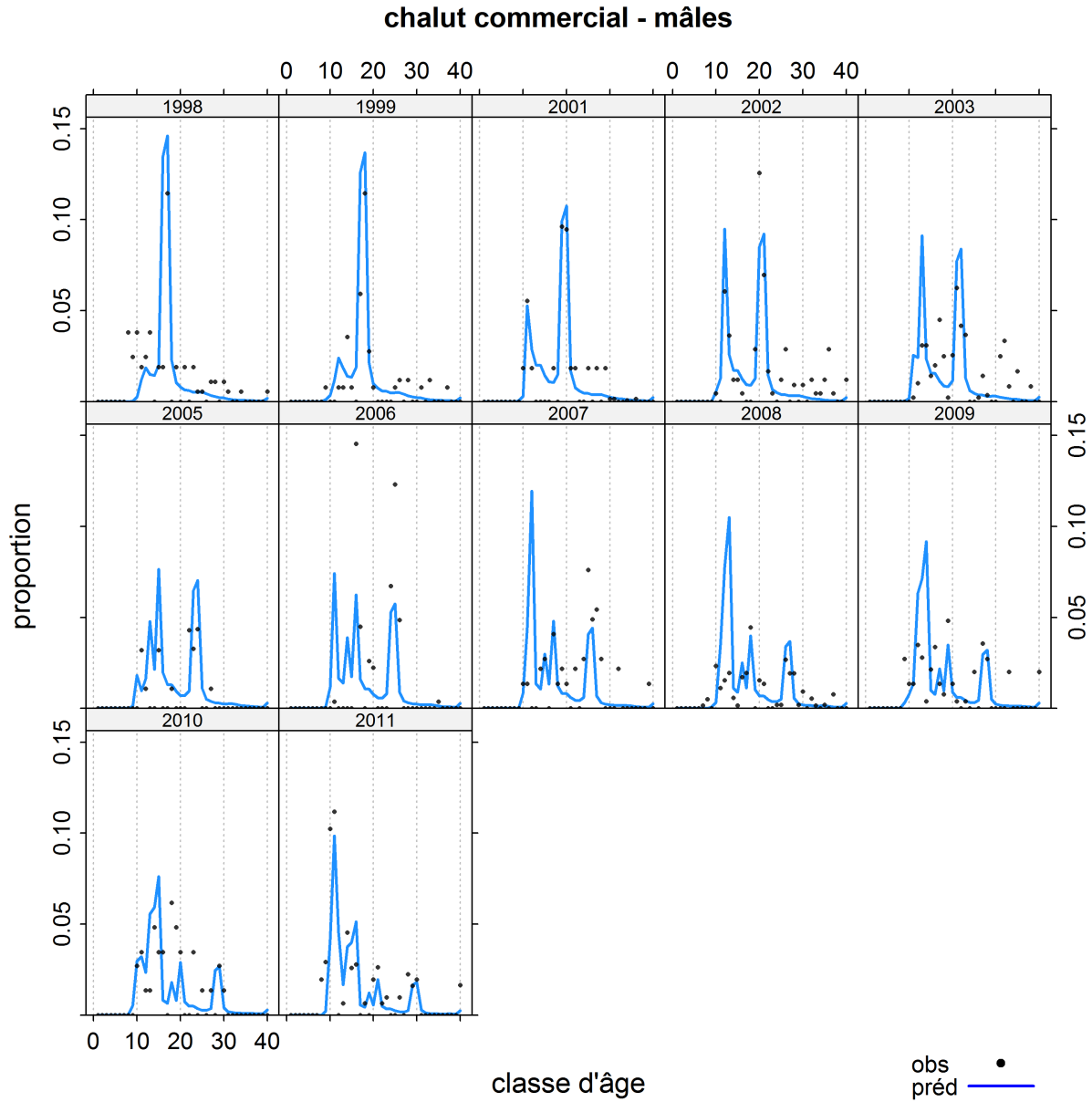


Figure F.7. C-B nord: Proportions selon l'âge observées et prédites pour les mâles pêchés au chalut commercial. à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

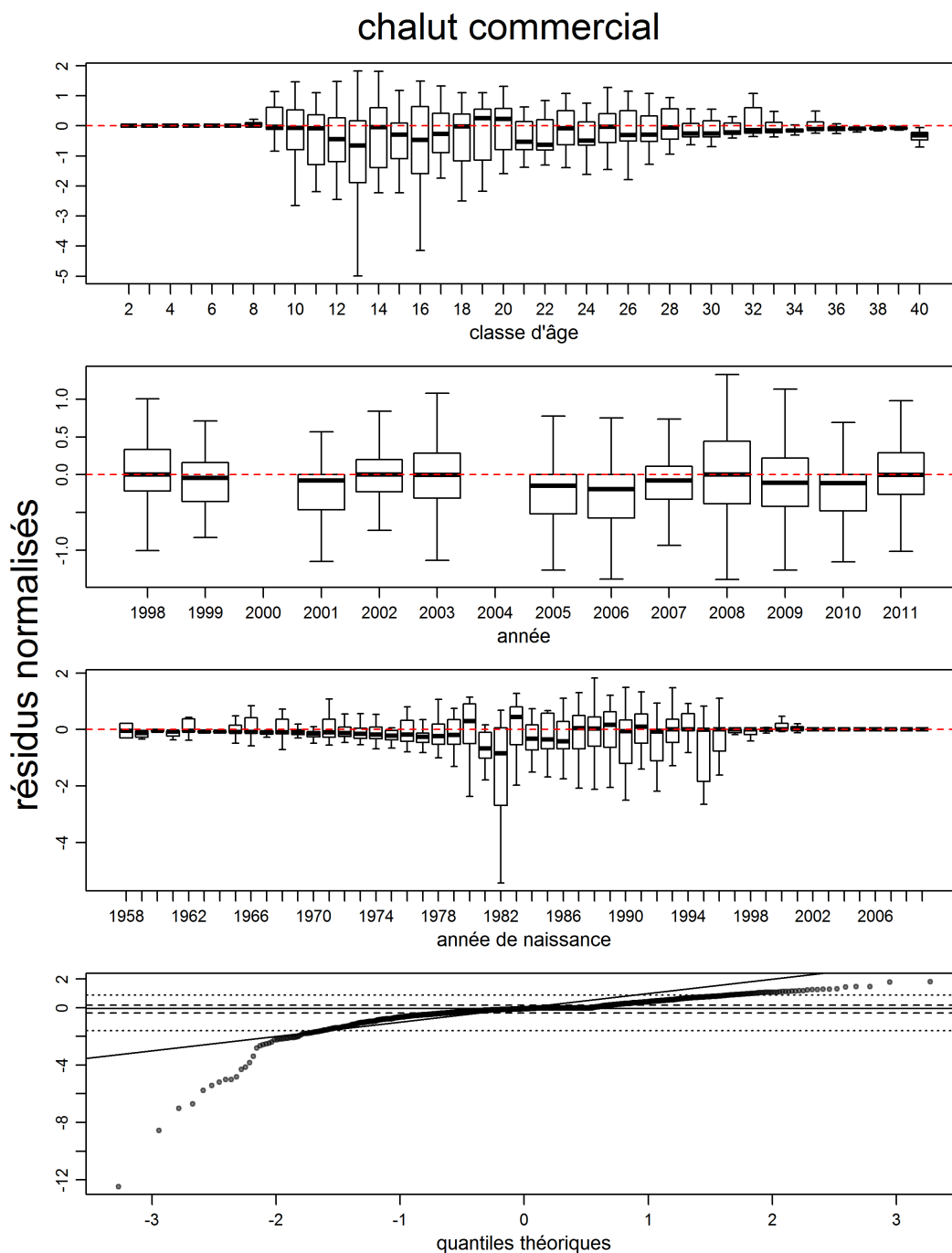


Figure F.8. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les événements de chalutage commercial. Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les diagrammes de quartiles montrent, respectivement, les résidus par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (en suivant une cohorte au fil du temps). Les rectangles des diagrammes donnent les écarts interquartiles, avec des lignes en gras représentant les médianes et des moustaches s'étendant jusqu'au point de données le plus extrême qui est  $< 1,5$  fois inférieur à l'écart interquartile du rectangle. Le graphique inférieur est le graphique quantile-quantile normal pour les résidus, avec la ligne 1:1, bien que les résidus ne devraient pas être normalement distribués en raison de la fonction de vraisemblance utilisée. Les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles (pour un total de 936 résidus).

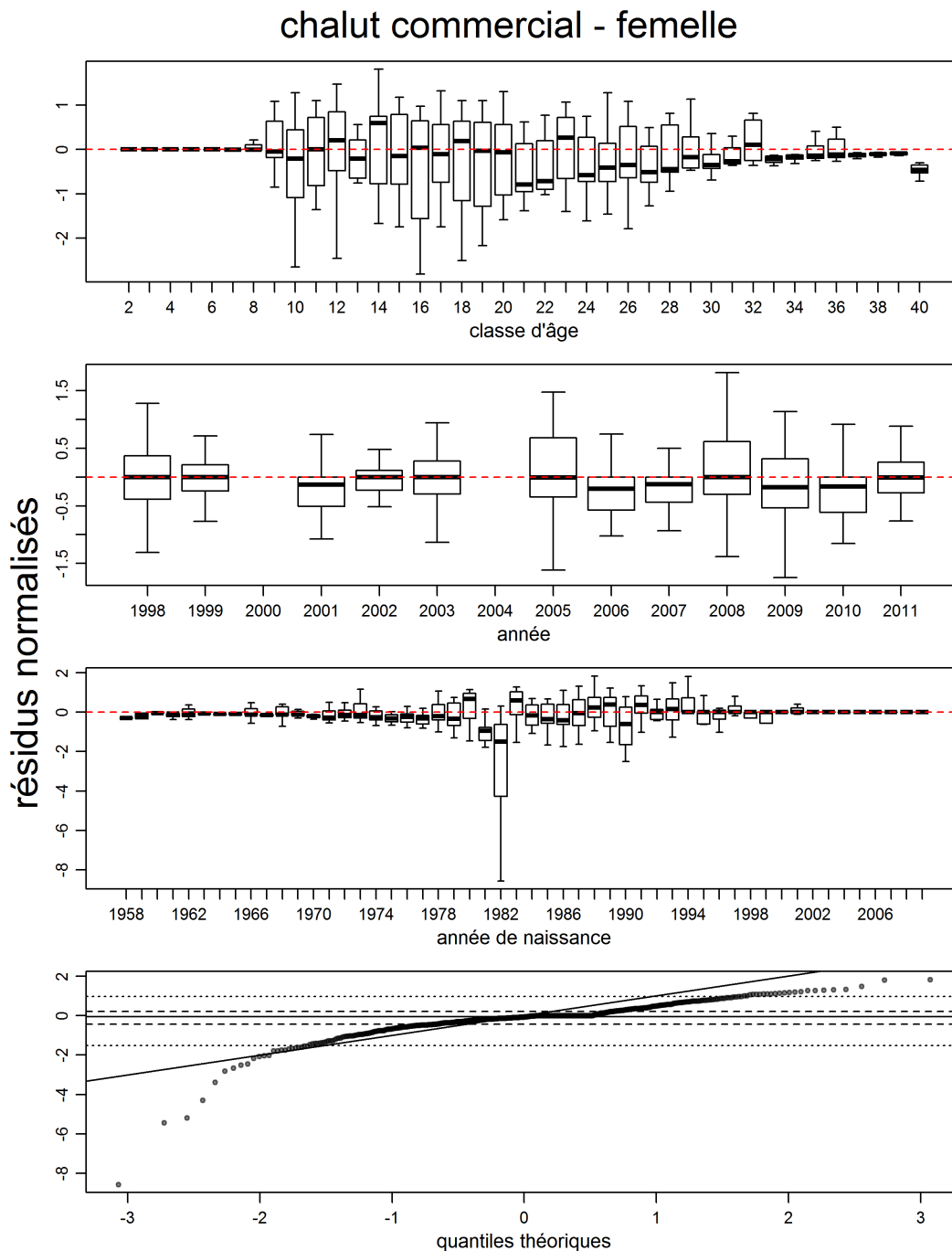


Figure F.9. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) chez les femelles (chalut commercial). Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 468 résidus.

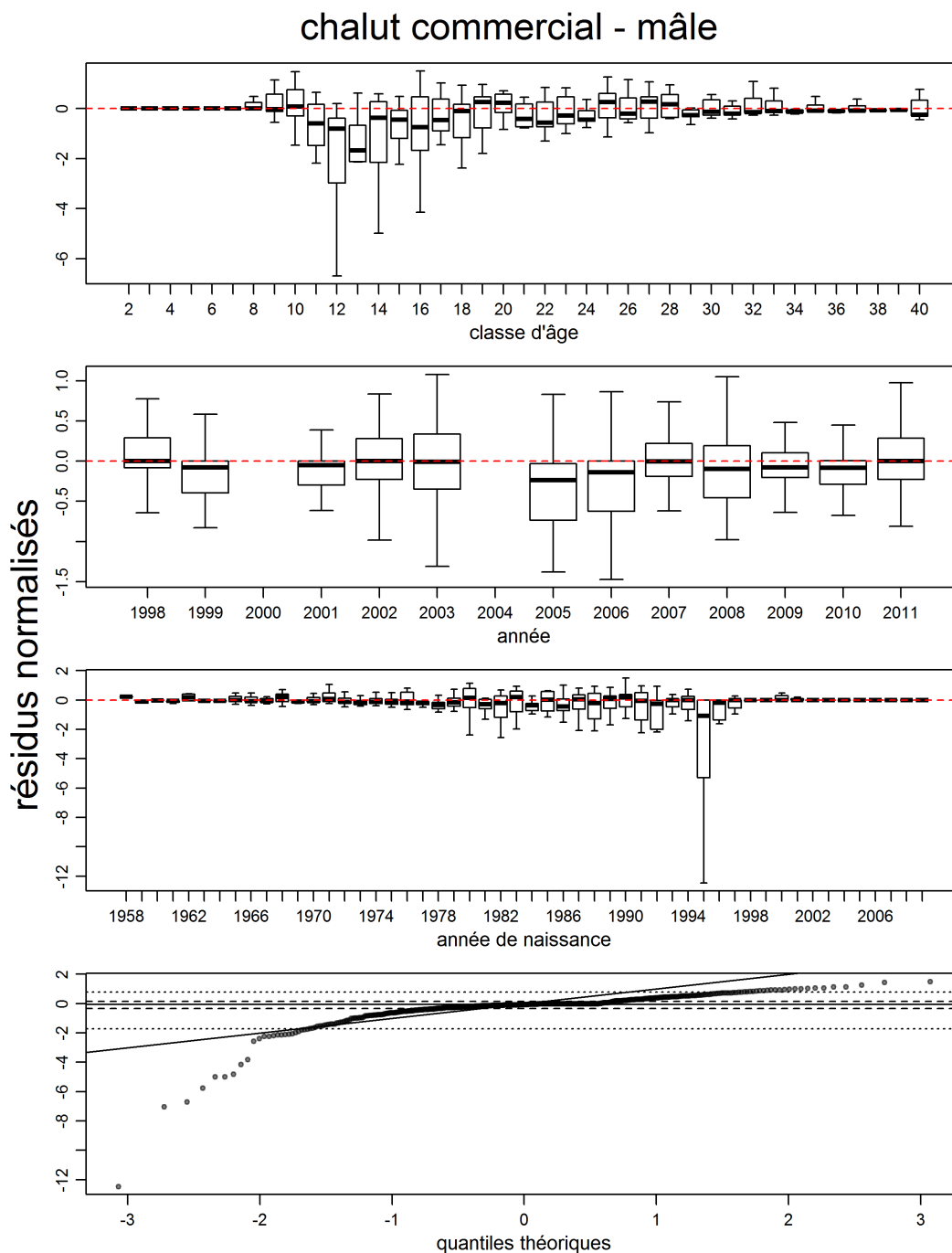
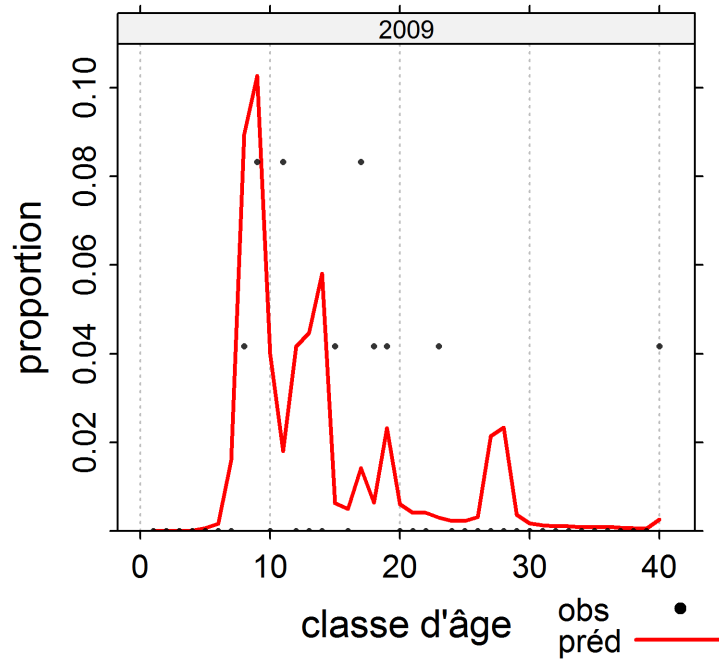


Figure F.10. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) chez les mâles (chalut commercial). Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 468 résidus.



### DH synoptique - femelles



### DH synoptique - mâles

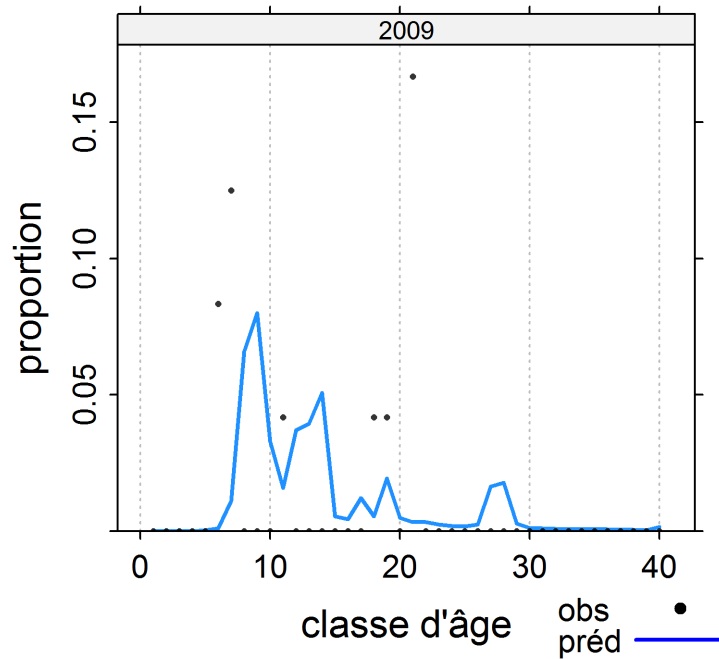


Figure F.11. C-B nord: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique du détroit d'Hécate.

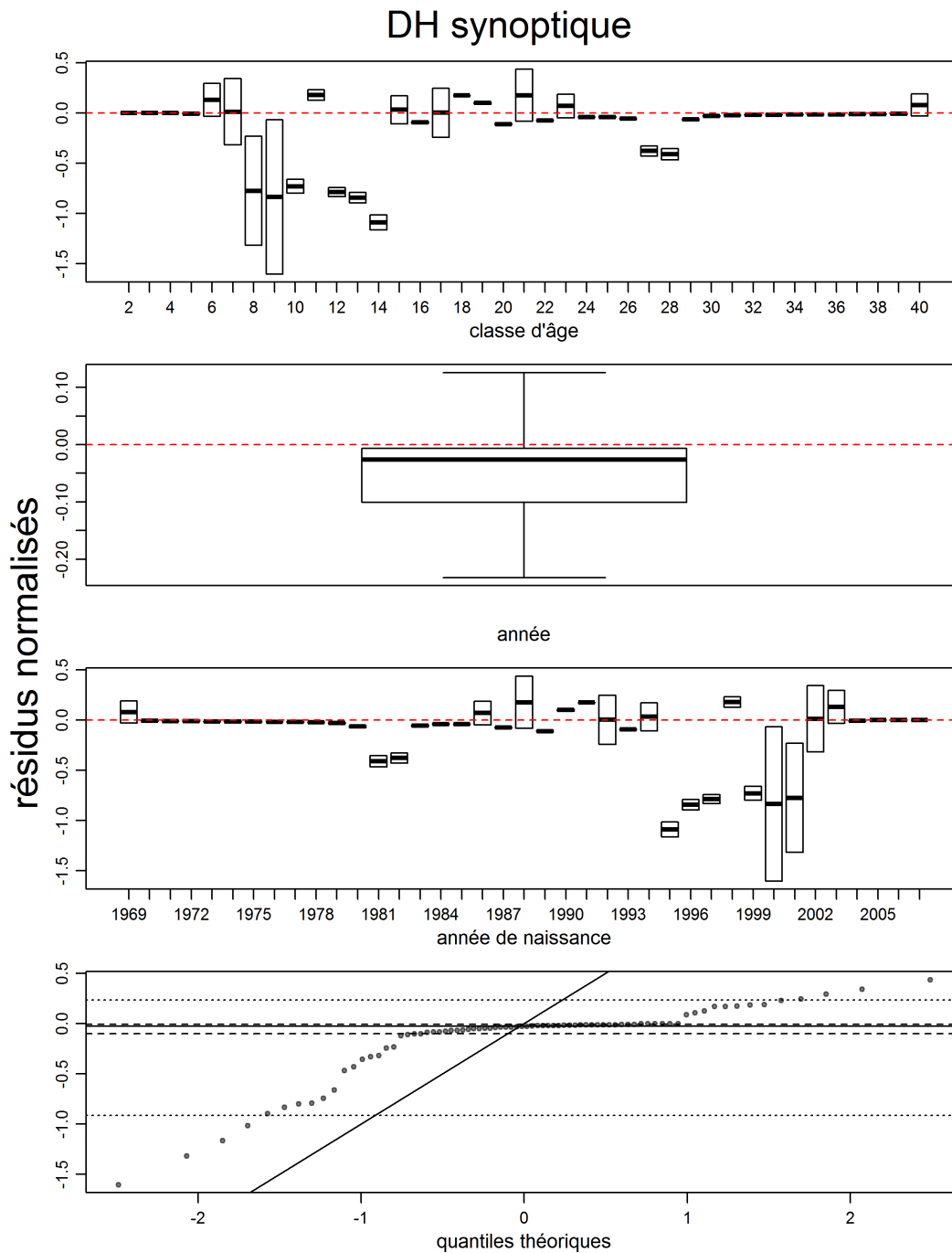


Figure F.12. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques du détroit d'Hécate. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 78 résidus.

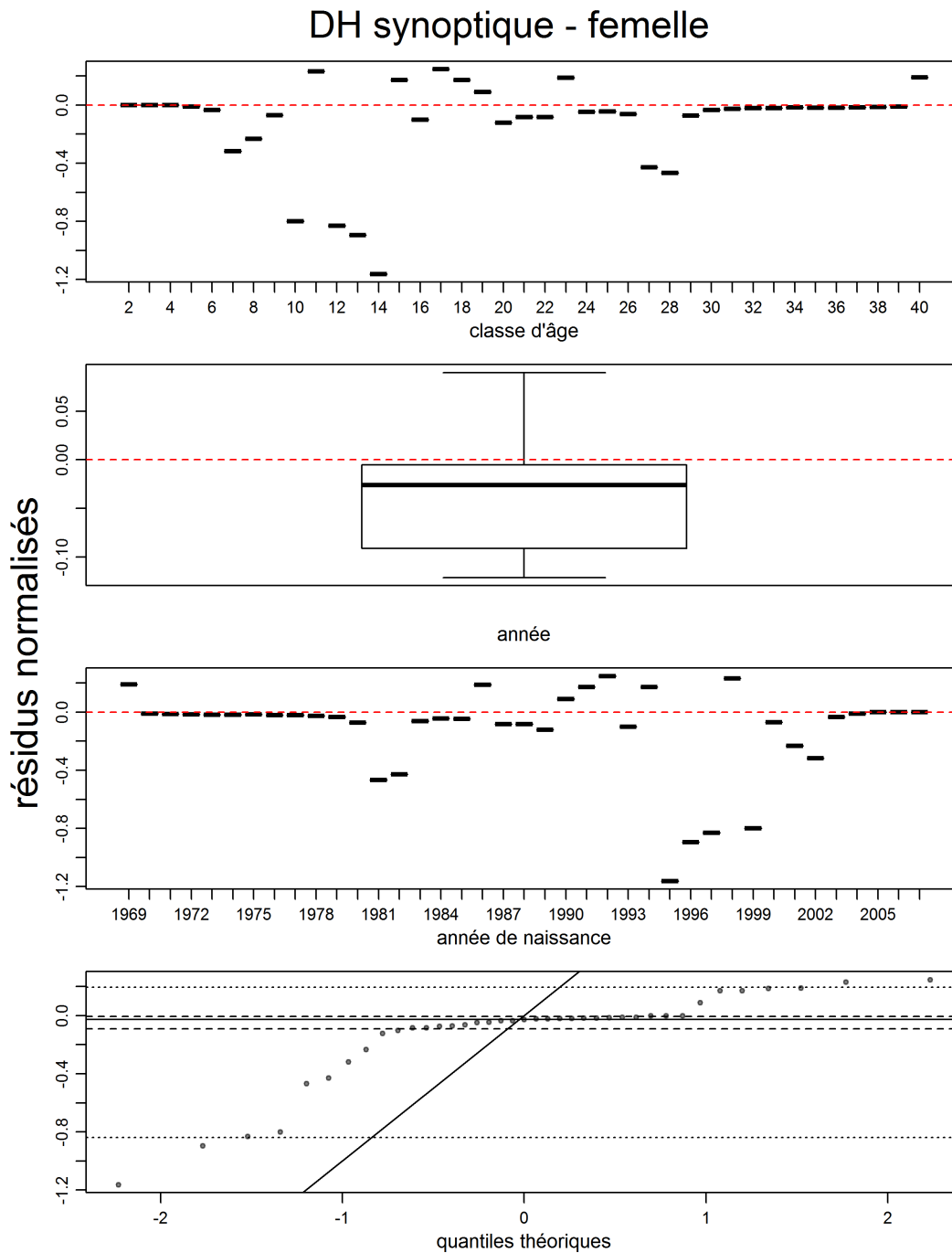


Figure F.13. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les femelles de la série de relevés synoptiques du détroit d'Hécate. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 39 résidus.

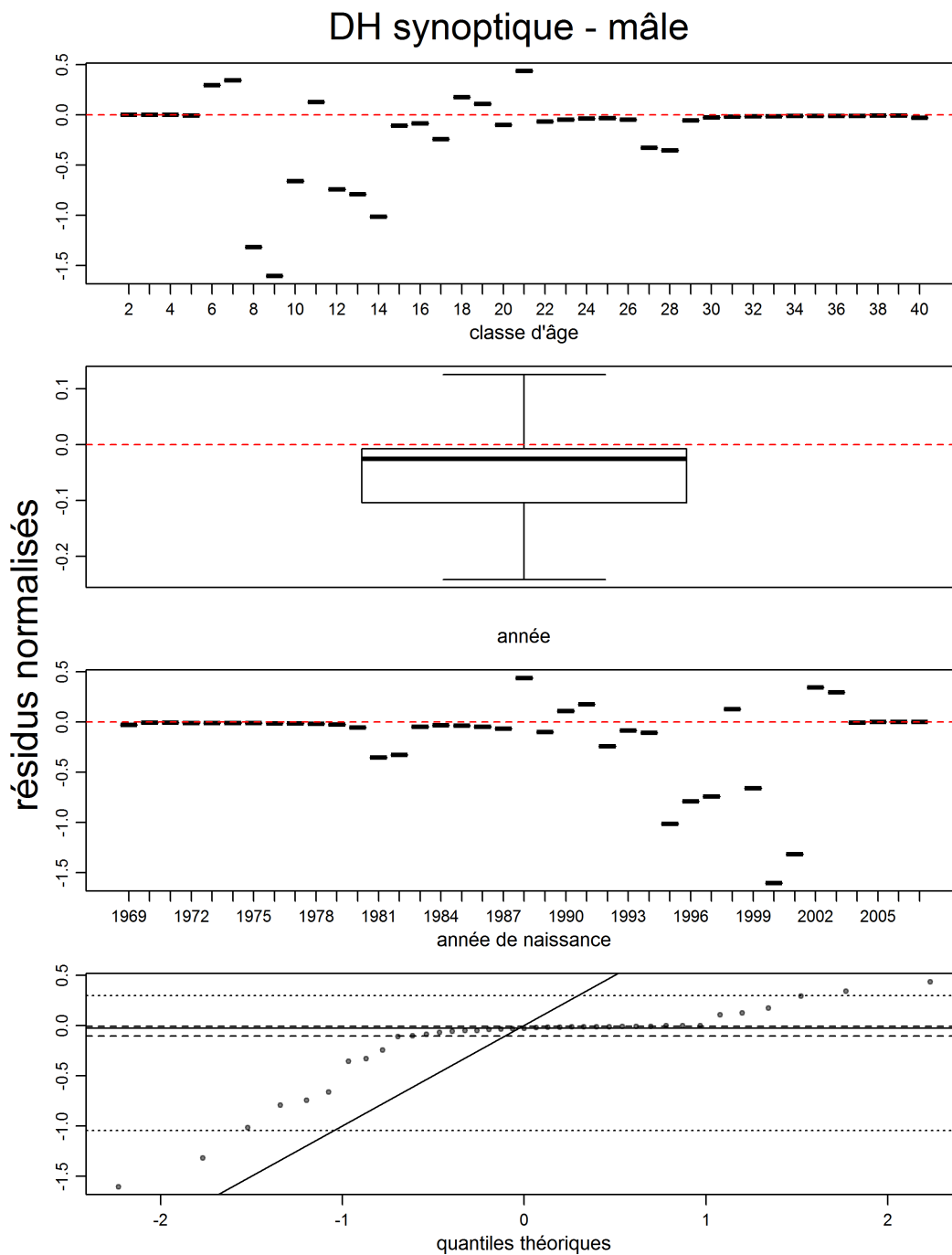


Figure F.14. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les mâles de la série de relevés synoptiques du détroit d'Hécate. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 39 résidus.

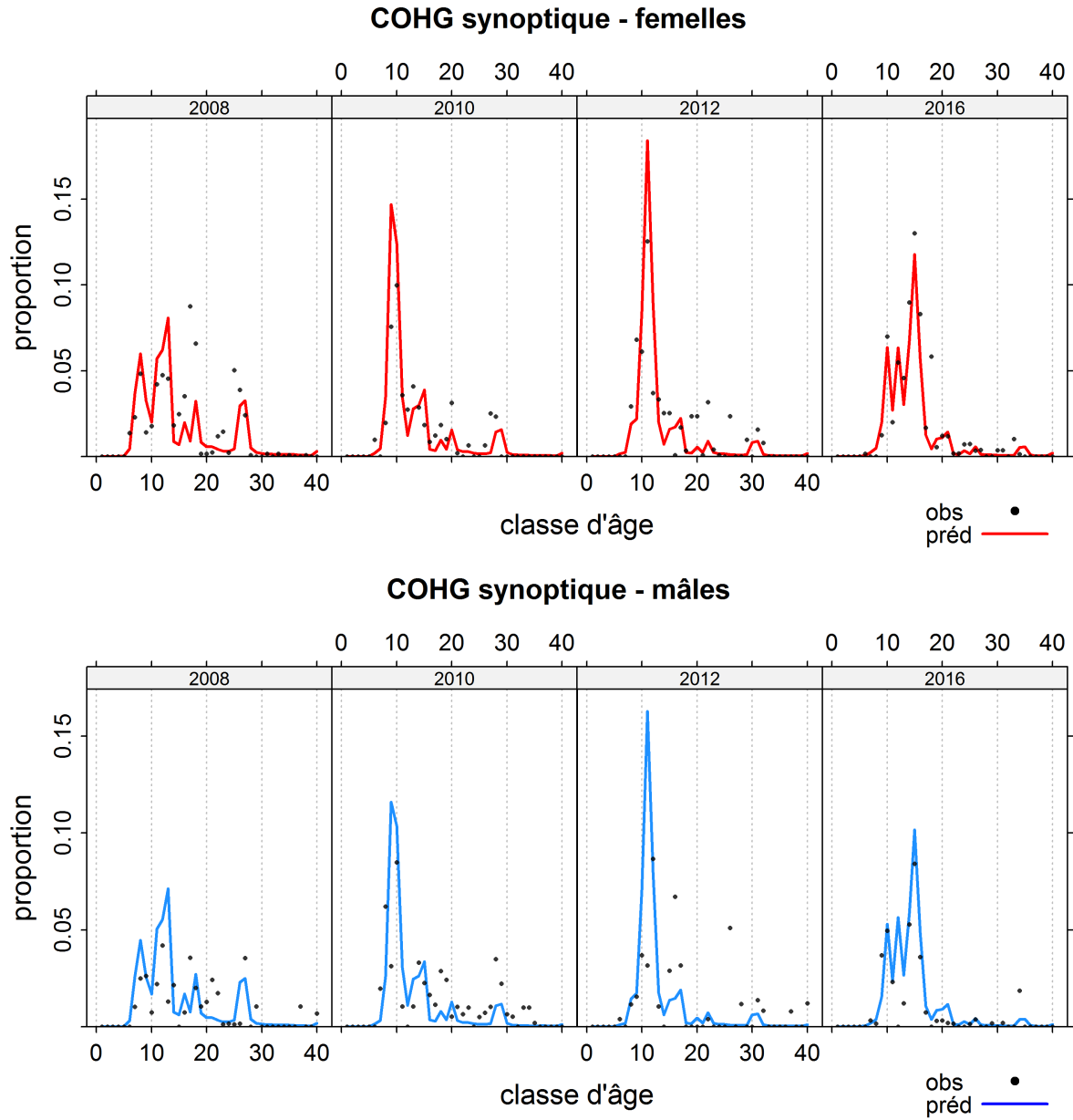


Figure F.15. C-B nord: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique de la côte ouest de Haïda Gwaii.

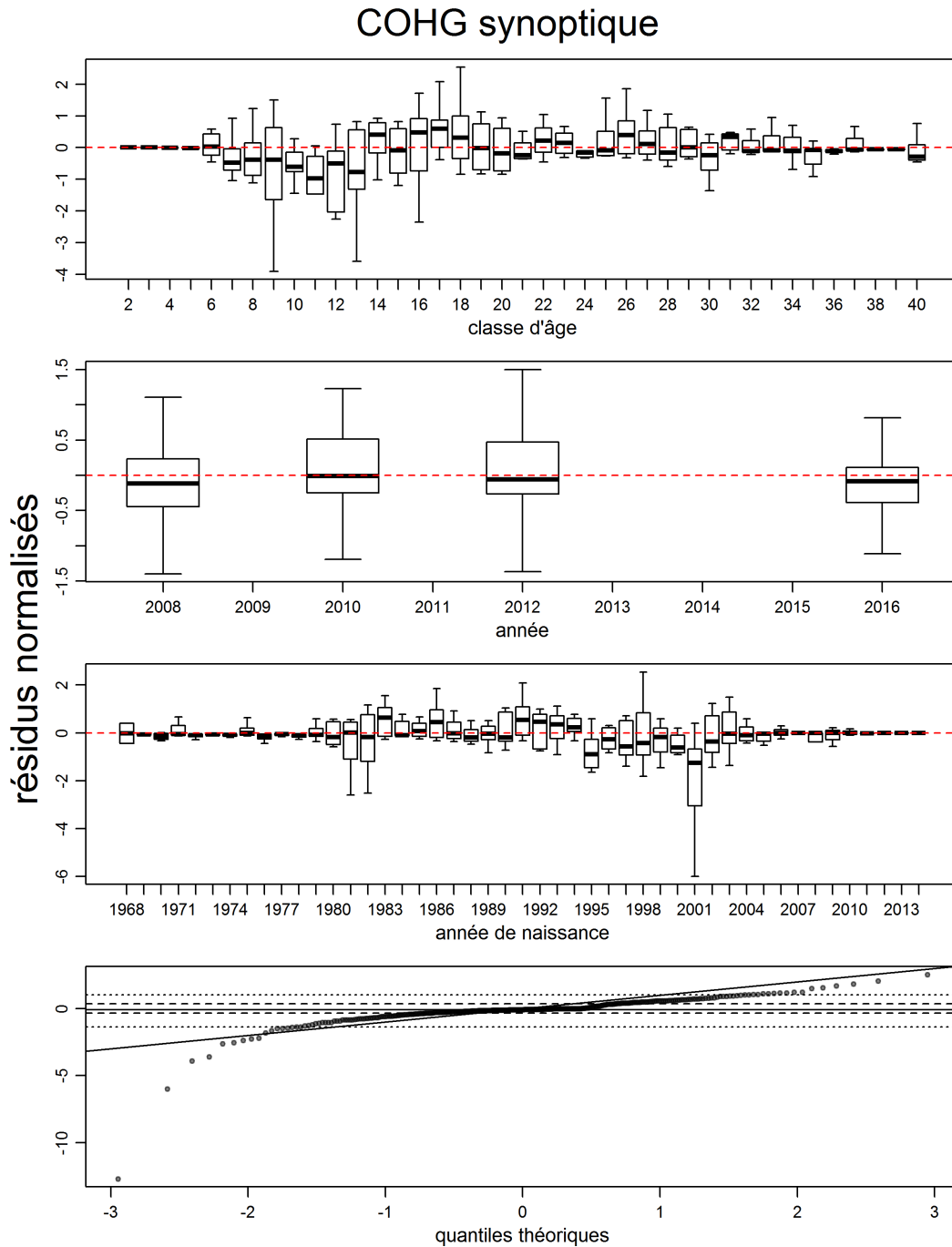


Figure F.16. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de Haïda Gwaii. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 312 résidus.

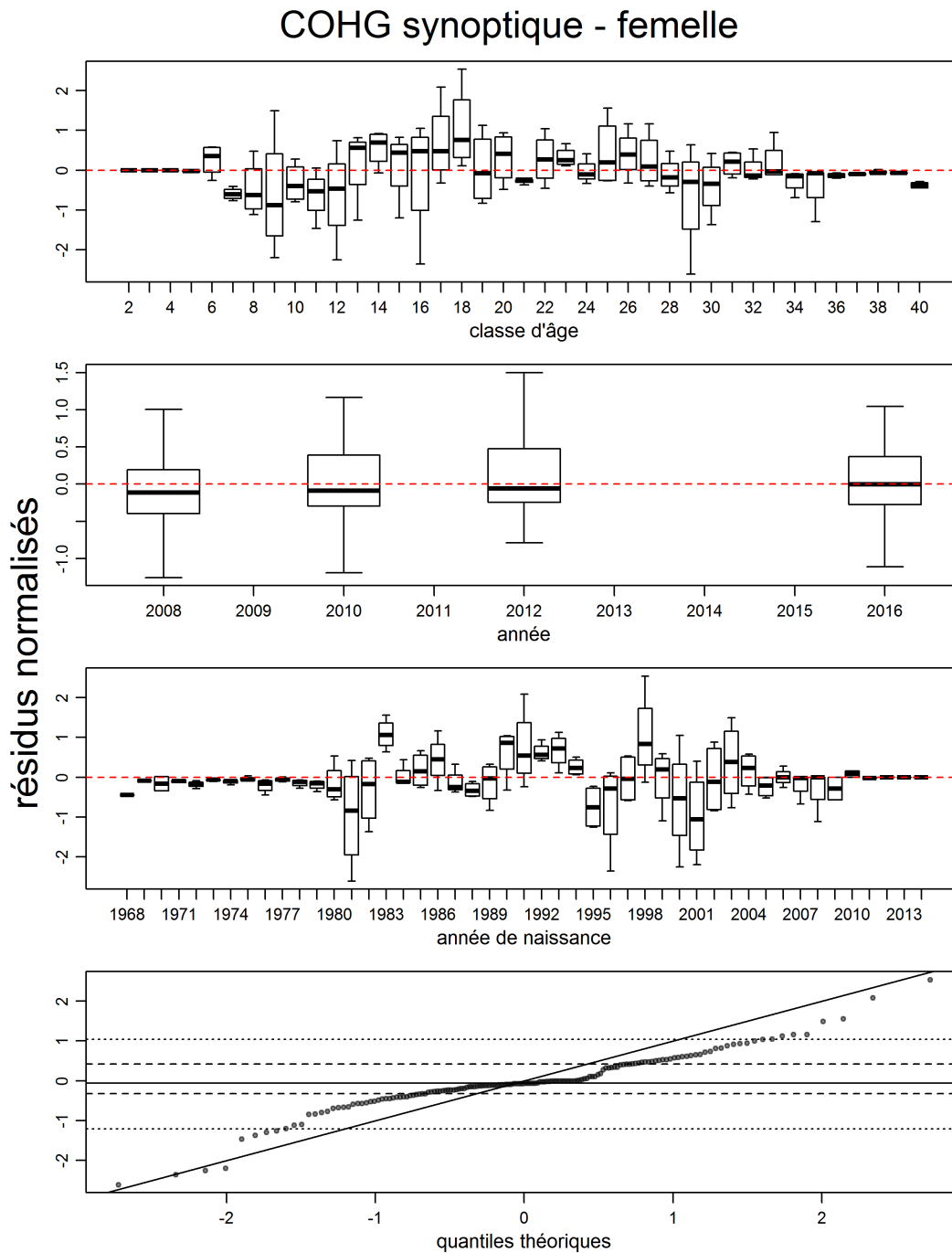


Figure F.17. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les femelles de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de Haïda Gwaii. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 156 résidus.

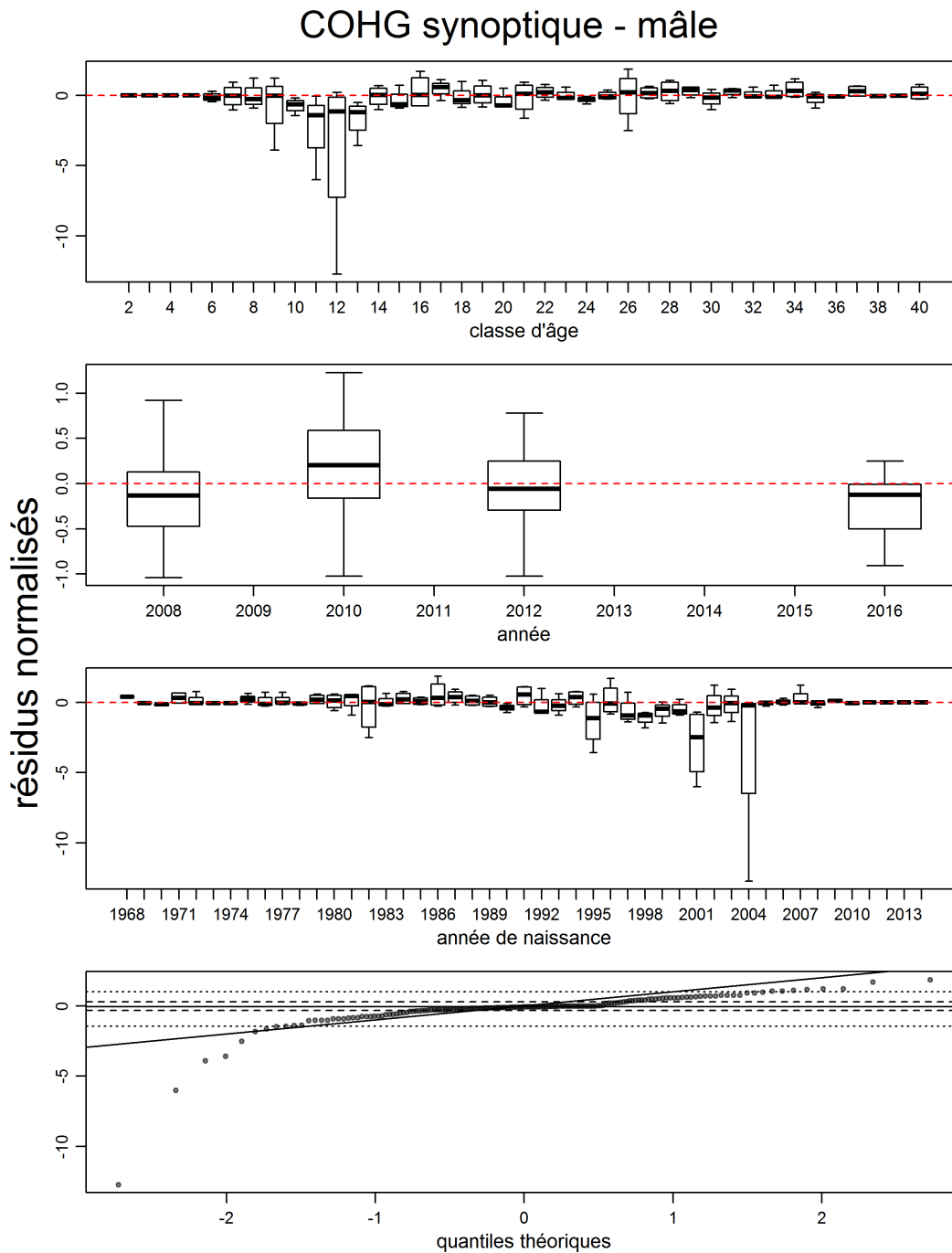


Figure F.18. C-B nord: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les mâles de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de Haïda Gwaii. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.8, pour un total de 156 résidus.



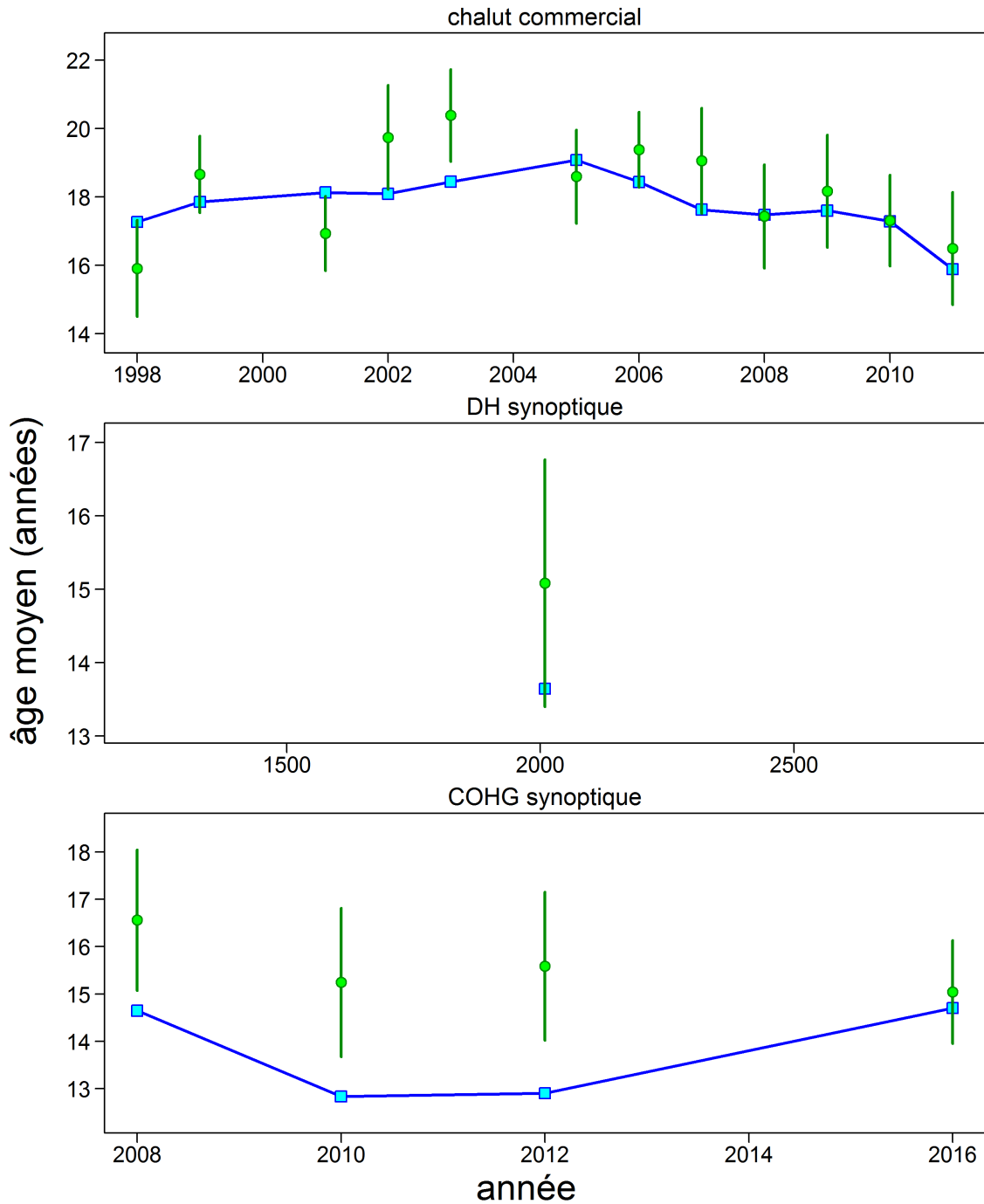


Figure F.19. C-B nord: âges moyens chaque année pour les données (cercles pleins), avec les intervalles de confiance à 95% et les estimations de modèle (carrés ouverts joints) pour les données sur l'âge provenant de la pêche commerciale et des relevés.



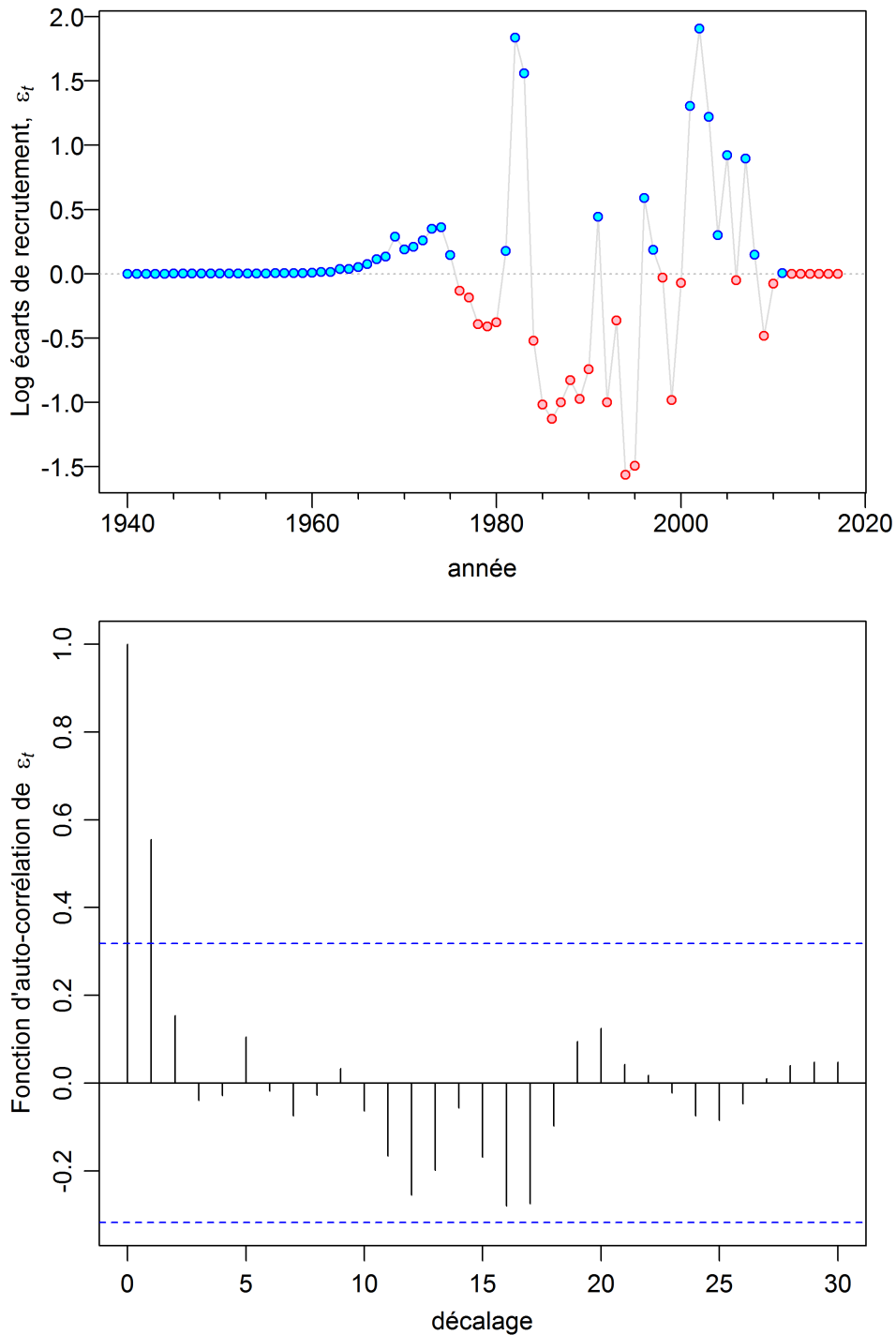


Figure F.21. C-B nord: (Haut) Log des écarts de recrutement annuel,  $\epsilon_t$ , où l'écart multiplicatif avec correction de biais est  $e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2}$  où  $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$ . (Bas) Fonction d'autocorrélation des écarts de recrutement enregistrés ( $\epsilon_t$ ), pour les années 1969 à 2006. Le début de cette fourchette est calculé comme étant la première année de données sur l'âge des prises commerciales (1998) moins la classe d'âge maximale ( $A = 40$ ) plus l'âge pour lequel la sélectivité commerciale des femelles est de 0,5 (soit 11); si le résultat est antérieur à l'année de début du modèle (1940), alors l'année de début du modèle est utilisée. La fin de la fourchette est la dernière année pour laquelle les recrutements sont calculés (2017) moins l'âge pour lequel la sélectivité commerciale des femelles est de 0,5 (soit 11).

## sélectivité du sébaste à raie rouge

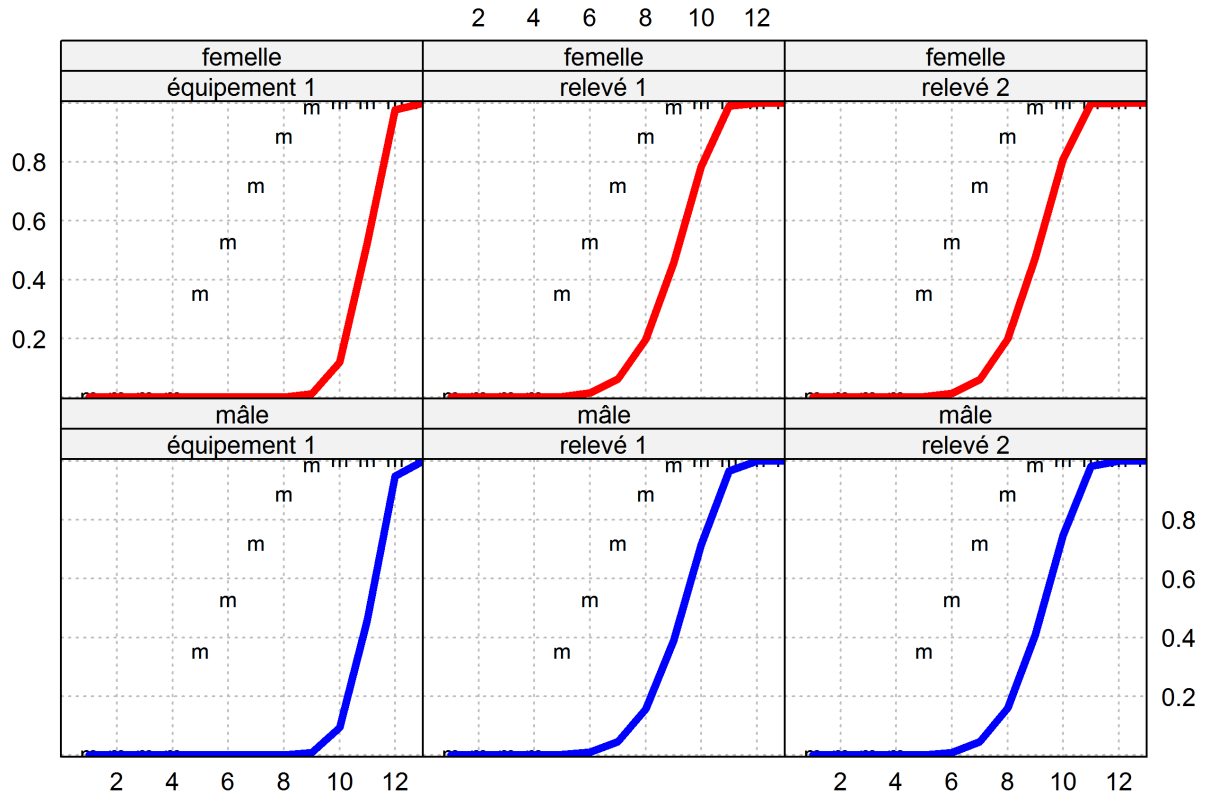


Figure F.22. C-B nord: Sélectivités des prises commerciales (Engin 1 : Chalut commercial) et des relevés (toutes les valeurs de MDP), avec courbe des fréquences cumulées de la maturité des femelles par 'm'.

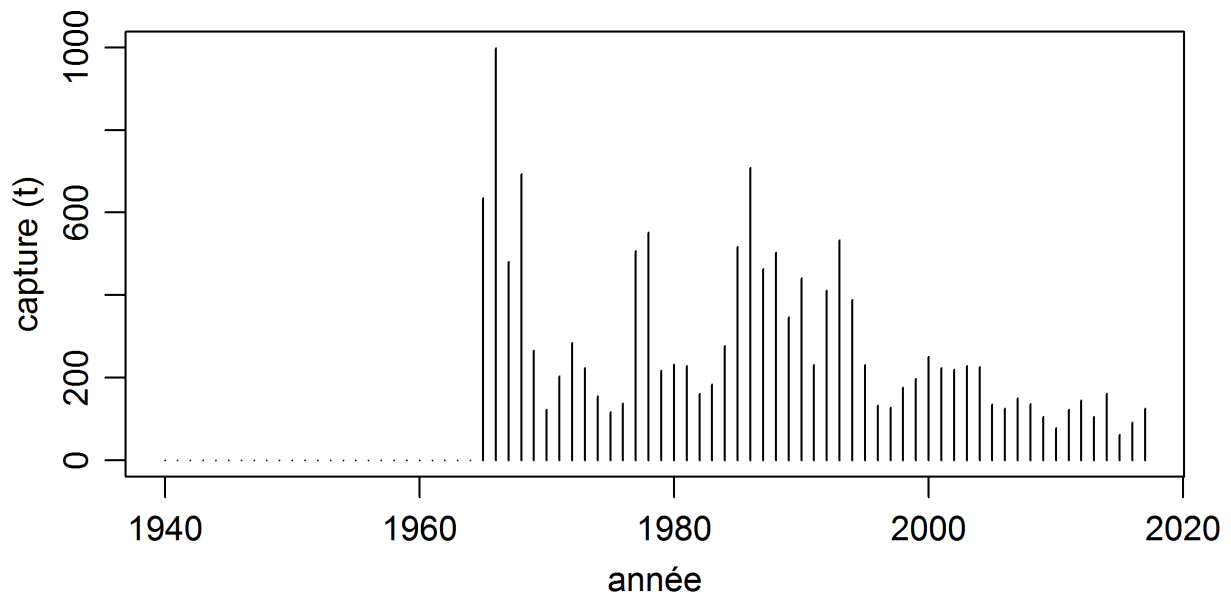
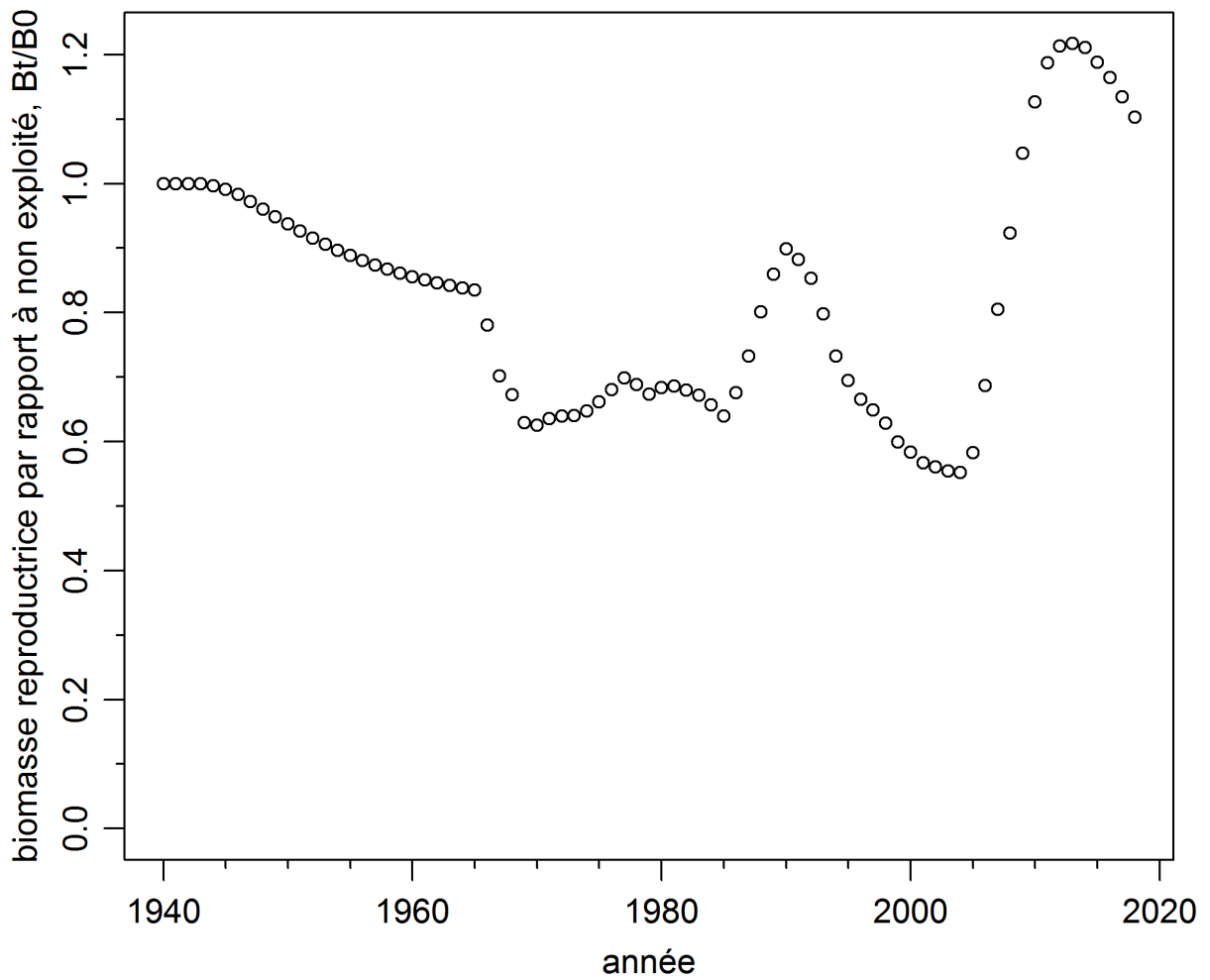


Figure F.23. C-B nord: Biomasse féconde (femelles matures) par rapport au niveau de biomasse non exploité,  $B_t/B_0$ , et prises commerciales, pour le scénario de référence.

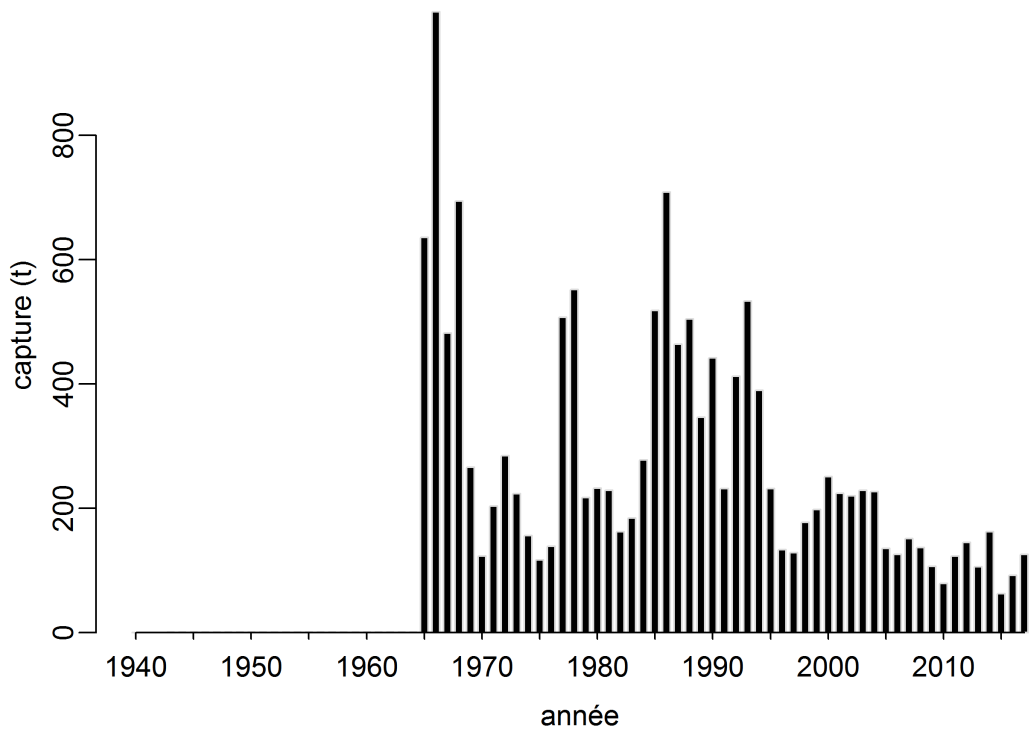
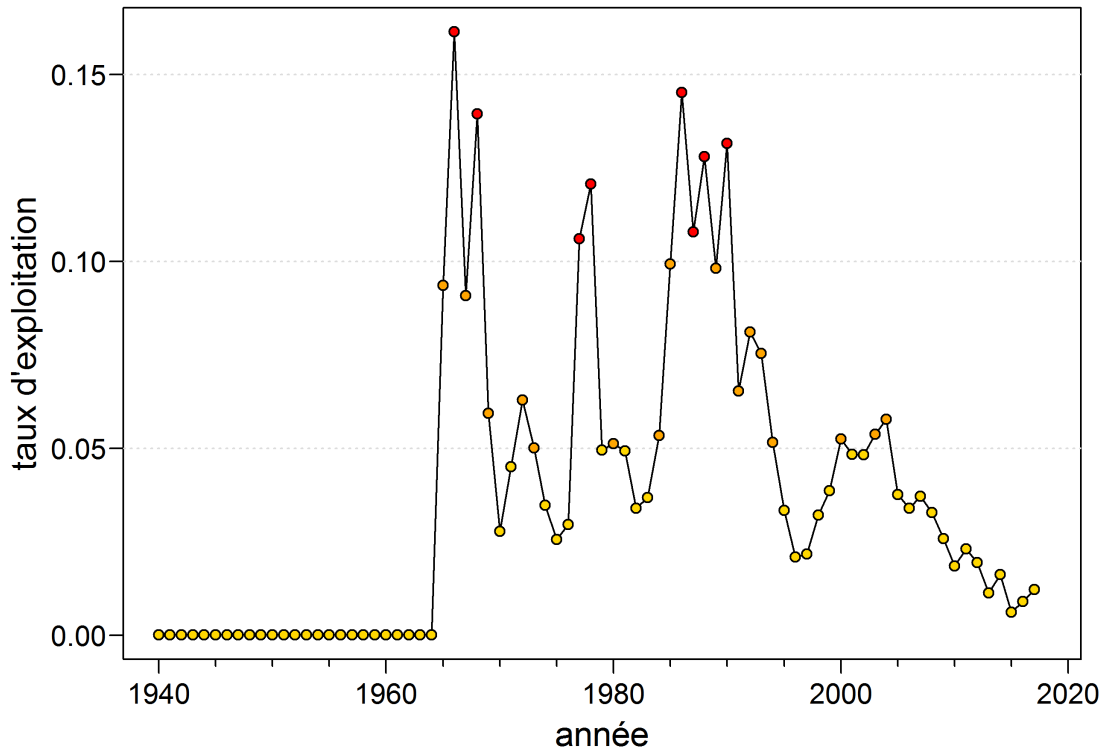


Figure F.24. C-B nord: (Haut) Taux d'exploitation (MDP) au fil du temps; (Bas) prises (t) par type d'engin pour le scénario de référence.

---

### F.2.1.2. Cadre bayésien selon la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM) pour le stock du nord de la Colombie-Britannique

On a choisi la repondération 1 pour l'analyse de la procédure de MCCM en fonction de l'équation E.33. Dans le cadre de la procédure de MCCM, on a effectué 24 million itérations, en échantillonnant chaque 20 000<sup>e</sup> itération; on a donc obtenu 1 200 échantillons MCCM. On a éliminé les premiers 200 échantillons; on a donc utilisé 1 000 échantillons pour l'analyse de la procédure de MCCM. Les quantiles (0,05, 0,50 et 0,95) pour les paramètres estimés et les quantités dérivées figurent dans les tableaux F.4 et F.5. Pour l'année actuelle, l'estimation médiane de  $B_{2018}$  est de 6 500 t et l'estimation médiane de  $B_{2018}/B_0$  est de 0,914.

Les figures relatives à la procédure de MCCM montrent ce qui suit :

- traces des 1 000 échantillons pour les principaux paramètres estimés (figure F.25);
- tracés diagnostiques à chaînes fractionnées pour les principaux paramètres estimés (figure F.26);
- tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les principaux paramètres estimés (figure F.27);
- diagrammes par paires illustrant comment chaque paramètre échantillonné est lié aux autres (figure F.28);
- diagrammes par paires illustrant comment les paramètres dérivés du RMS sont liés aux autres (figure F.29);
- traces des 1 000 échantillons représentant la biomasse féconde de femelles, selon des intervalles de cinq ans (figure F.30);
- traces des 1 000 échantillons représentant les estimations du recrutement, selon des intervalles de cinq ans (figure F.31);
- comparaison entre les densités marginales *a posteriori* pour les principaux paramètres et leurs fonctions de densité *a priori* respectives (figure F.32);
- densités marginales *a posteriori* de la biomasse féconde de femelles lors de la première année, selon des intervalles de cinq ans (figure F.33);
- densités marginales *a posteriori* du recrutement, selon des intervalles de cinq ans (figure F.34);
- estimations de la biomasse vulnérable et des prises au fil du temps (figure F.35);
- ratios médians de la biomasse féconde et de la biomasse vulnérable par rapport à leur valeur à l'équilibre non exploitée respective (figure F.36);
- distribution marginale *a posteriori* du recrutement au fil du temps (figure F.37);
- distribution marginale *a posteriori* du taux d'exploitation au fil du temps (figure F.38);
- diagramme de phase au fil du temps de la médiane des ratios  $B_t/B_{RMS}$  et de  $u_{t-1}/u_{RMS}$  (figure F.39).

Les traces de la procédure de MCCM ont révélé des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre grandissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.25), tout comme les analyses diagnostiques grâce auxquelles on a divisé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.26) et vérifié l'autocorrélation des paramètres jusqu'à 60 décalages (figure F.27). La valeur de certains des paramètres (p. ex.,  $h$  et  $\mu_3$ ) a changé depuis l'estimation du MDP initiale, atteignant une valeur médiane différente (figure F.25), ce qui indique que les recherches liées à la procédure de

---

MCCM ont produit des ajustements plausibles aux données, à d'autres niveaux que ceux produits par le meilleur ajustement du modèle. Les diagrammes par paires des paramètres estimés (figure F.28) ne montrent aucune corrélation indésirable ou inattendue entre les paramètres. Plus particulièrement, les paramètres du taux de variation ( $h$ ) et de la mortalité naturelle ( $M_1, M_2$ ) montrent une faible corrélation, ce qui indique qu'il existe assez de données pour estimer ces paramètres de façon simultanée. Les tracés des quantités dérivées de la biomasse féconde de femelles (figure F.30) et du recrutement (figure F.31) montrent également de bonnes propriétés de convergence.

La distribution marginale *a posteriori* de  $h$  n'a presque pas changé par rapport à la distribution *a priori* fondée sur des données (figure F.32), ce qui indique qu'il existe très peu de renseignements dans les données du modèle permettant de mettre à jour la distribution *a priori*. De même, la distribution *a posteriori* de  $M_1$  ressemble étroitement à la distribution *a priori* fondée sur des données, à l'exception d'un léger décalage vers la gauche ( $M$  moins élevée). Par contre, la distribution *a posteriori* de  $M_2$  s'est déplacée vers la droite de la distribution *a priori*, ce qui indique que les données sur la composition de l'âge des mâles ont tendance à favoriser une valeur plus élevée de  $M$ . Les statistiques sommaires qui correspondent aux paramètres estimés figurent dans le tableau F.4.

Les distributions marginales *a posteriori* de la biomasse vulnérable et des prises (figure F.35) montrent de longues périodes de stabilité du stock permanent, ponctuées par des déclin périodiques (p. ex., après 1966, lorsque les flottilles étrangères menaient des activités de pêche, ainsi qu'à la fin des années 1980 et au début des années 1990, lorsque les activités de pêche au chalut de la flottille nationale ont augmenté). Des périodes d'augmentation notable de la population ont aussi été observées; elles sont associées aux grandes vagues de recrutement de 1982 et de 1996 (figure F.37). Le ratio entre la biomasse féconde médiane et la biomasse à l'équilibre non exploitée (figure F.36) a atteint un creux de 0,48 en 1999; à l'heure actuelle, elle est de 0,914.

Les taux d'exploitation médians étaient supérieurs à la mortalité naturelle des femelles médiane (0,106) pour les années 1966, 1968, 1977 et 1978, ainsi que pendant la période de 1985 à 1990; ils ont atteint un sommet en 1986, à une valeur médiane de 0,176 (figure F.38). Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation dans l'espace relatif au RMS (figure F.39) indique que le stock est sous-utilisé; à l'heure actuelle,  $B_{2018}/B_{RMS} = 3,156$  (2,015 à 3,999) et  $u_{2017}/u_{RMS} = 0,025$  (0,011 à 0,154).



---

### F.2.1.2.1. Tableaux des résultats MCCM relatifs au NCB pour le scénario de référence

Tableau F.4. C-B nord: Les 5e, 50e, et 95e centiles pour les paramètres du modèle calculés au moyen de l'estimation MCCM (définis dans l'annexe E).

	5%	50%	95%
$R_0$	2 602	3 885	6 359
$M_1$	0,09191	0,1059	0,1193
$M_2$	0,1047	0,1182	0,1314
$h$	0,4344	0,7248	0,9298
$q_1$	0,008145	0,01571	0,03293
$q_2$	0,02926	0,05779	0,1169
$q_3$	0,0001197	0,0002154	0,0003570
$\mu_1$	9,123	11,08	12,90
$\mu_2$	10,56	11,43	12,62
$\mu_3$	11,38	11,76	12,22
$\Delta_1$	0,1047	0,2183	0,3252
$\Delta_2$	0,1142	0,2187	0,3266
$\Delta_3$	-0,1963	0,06942	0,3391
$\log v_{1L}$	1,066	2,008	3,294
$\log v_{2L}$	1,272	1,883	2,445
$\log v_{3L}$	0,5646	0,9030	1,231

Tableau F.5. C-B nord: Les 5e, 50e et 95e centiles des quantités calculées par MCCM à partir des 1 000 échantillons de MCCM a posteriori. Définitions :  $B_0$  – biomasse féconde d'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable d'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2018}$  – biomasse féconde au début de 2018,  $V_{2018}$  – biomasse vulnérable à la mi-2018,  $u_{2017}$  – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) à la mi-2017,  $u_{\max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2017),  $B_{\text{RMS}}$  – biomasse féconde d'équilibre au RMS (rendement maximal soutenu),  $u_{\text{RMS}}$  – taux d'exploitation d'équilibre au RMS,  $V_{\text{RMS}}$  – biomasse vulnérable d'équilibre au RMS. Les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont exprimées en tonnes. à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

Valeur	Centile		
	5%	50%	95%
	Sortie du modèle		
$B_0$	5 611	7 216	10 083
$V_{0,g=3}$	5 910	7 606	10 733
$B_{2018}$	4 193	6 500	11 079
$V_{2018,g=3}$	4 605	7 455	12 935
$B_{2018}/B_0$	0,692	0,914	1,129
$V_{2018,g=3}/V_{0,g=3}$	0,718	0,99	1,267
$u_{2017,g=3}$	0,009	0,016	0,027
$u_{\max}$	0,127	0,187	0,281
	Quantités fondées sur le RMS		
RMS	281	497	787
$B_{\text{RMS}}$	1 488	2 135	3 411
$0,4B_{\text{RMS}}$	595	854	1 364
$0,8B_{\text{RMS}}$	1 190	1 708	2 728
$B_{2018}/B_{\text{RMS}}$	2,015	3,156	3,999
$B_{\text{RMS}}/B_0$	0,25	0,293	0,379
$V_{\text{RMS}}$	474	848	2 578
$V_{\text{RMS}}/V_{0,g=3}$	0,073	0,107	0,293
$u_{\text{RMS}}$	0,12	0,638	0,99
$u_{2017,g=3}/u_{\text{RMS}}$	0,011	0,025	0,154

F.2.1.2.2. Figures des résultats MCCM relatifs au NCB pour le scénario de référence

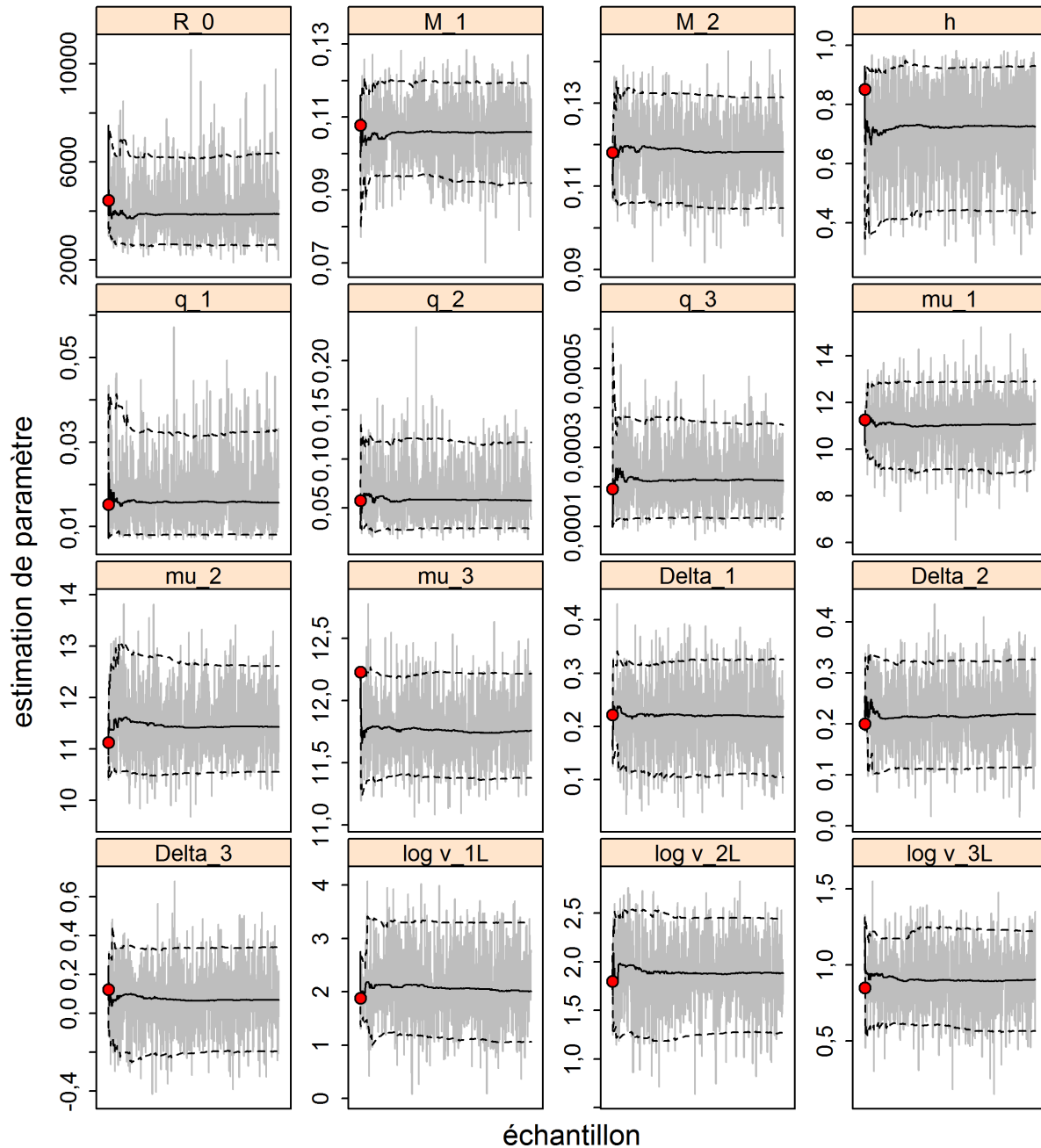


Figure F.25. C-B nord: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

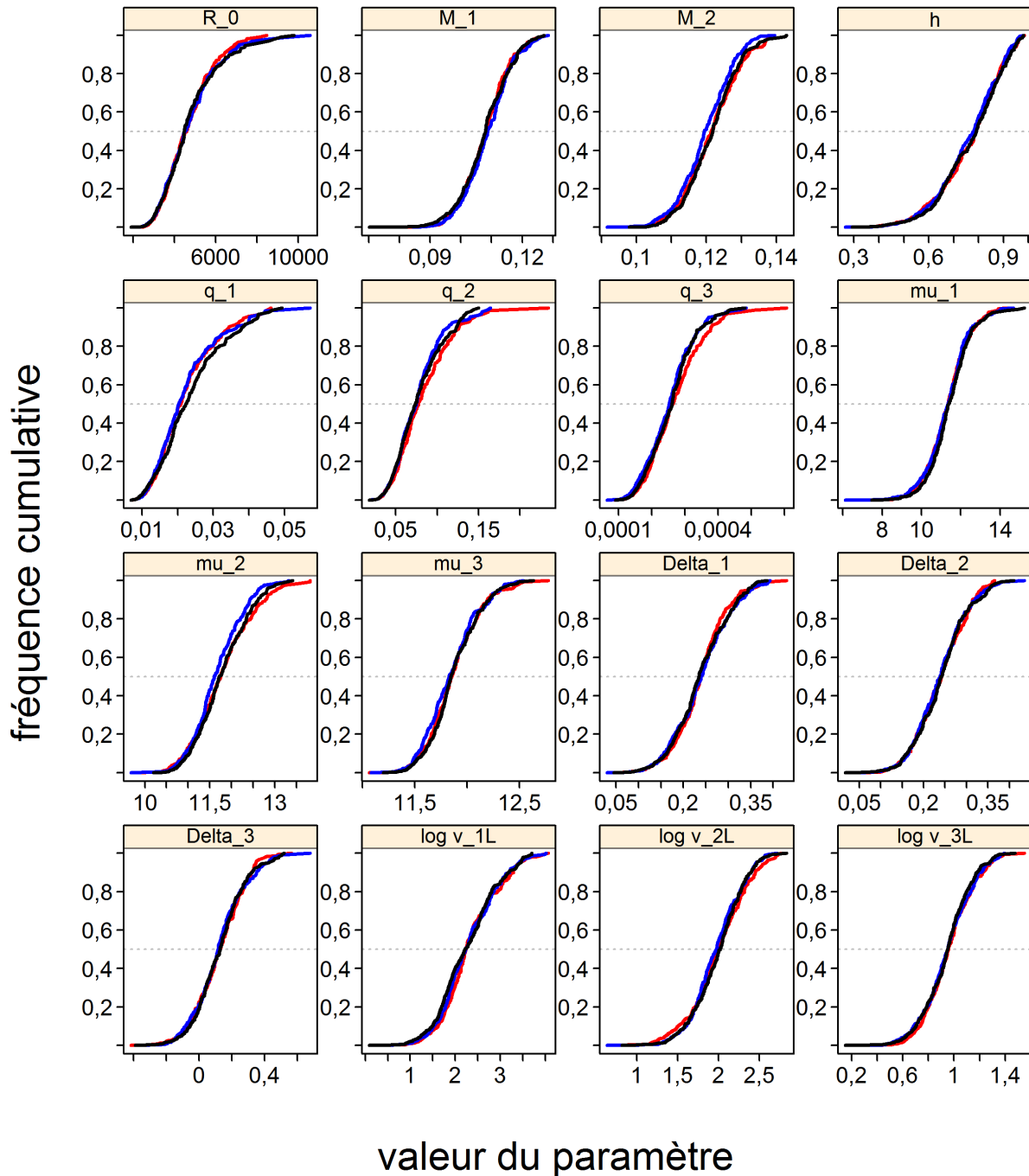


Figure F.26. C-B nord: Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

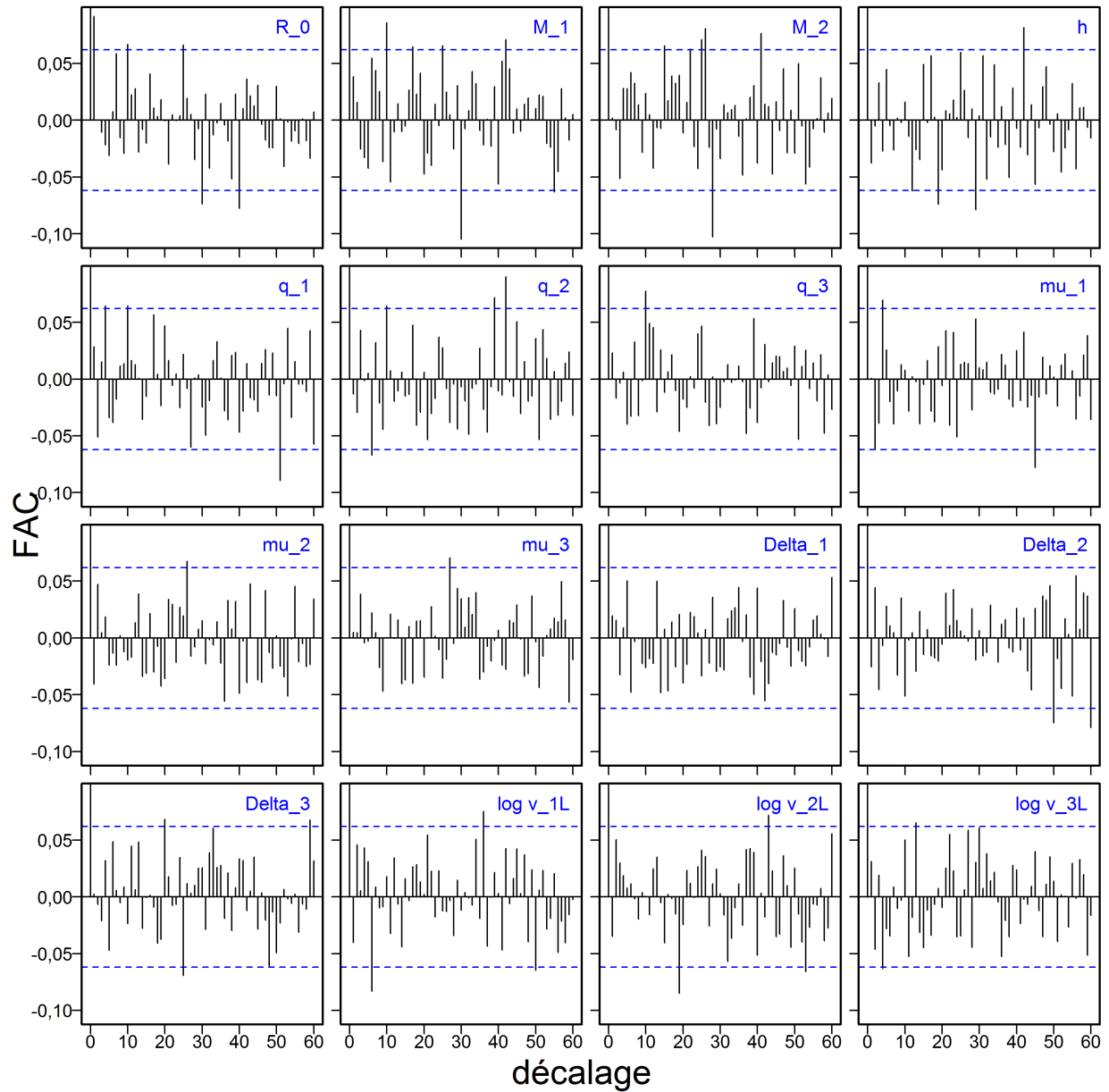


Figure F.27. C-B nord: Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

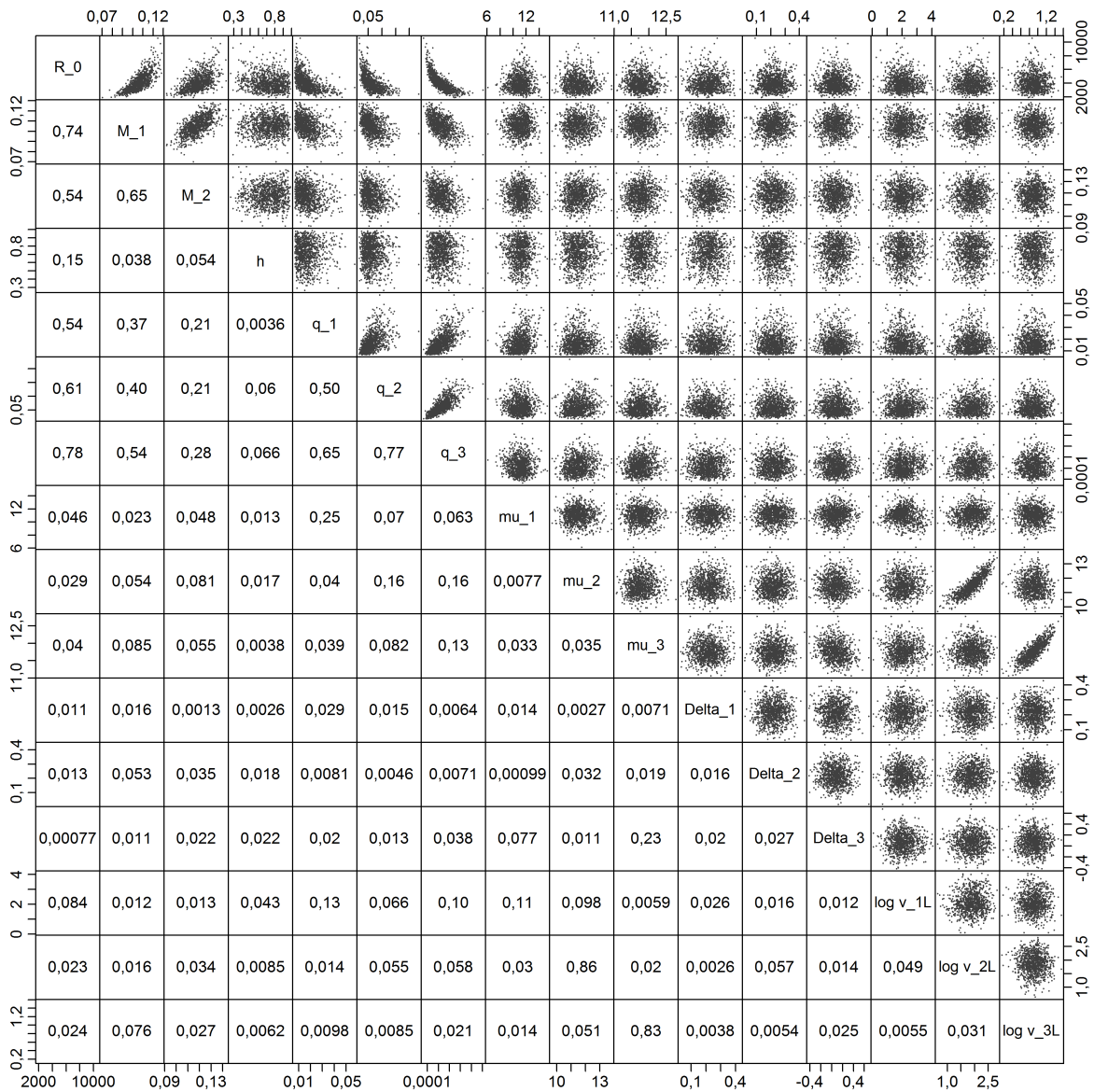


Figure F.28. C-B nord: Graphique de paires de 1 000 échantillons MCMC pour 16 paramètres. Les nombres dans les graphiques inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

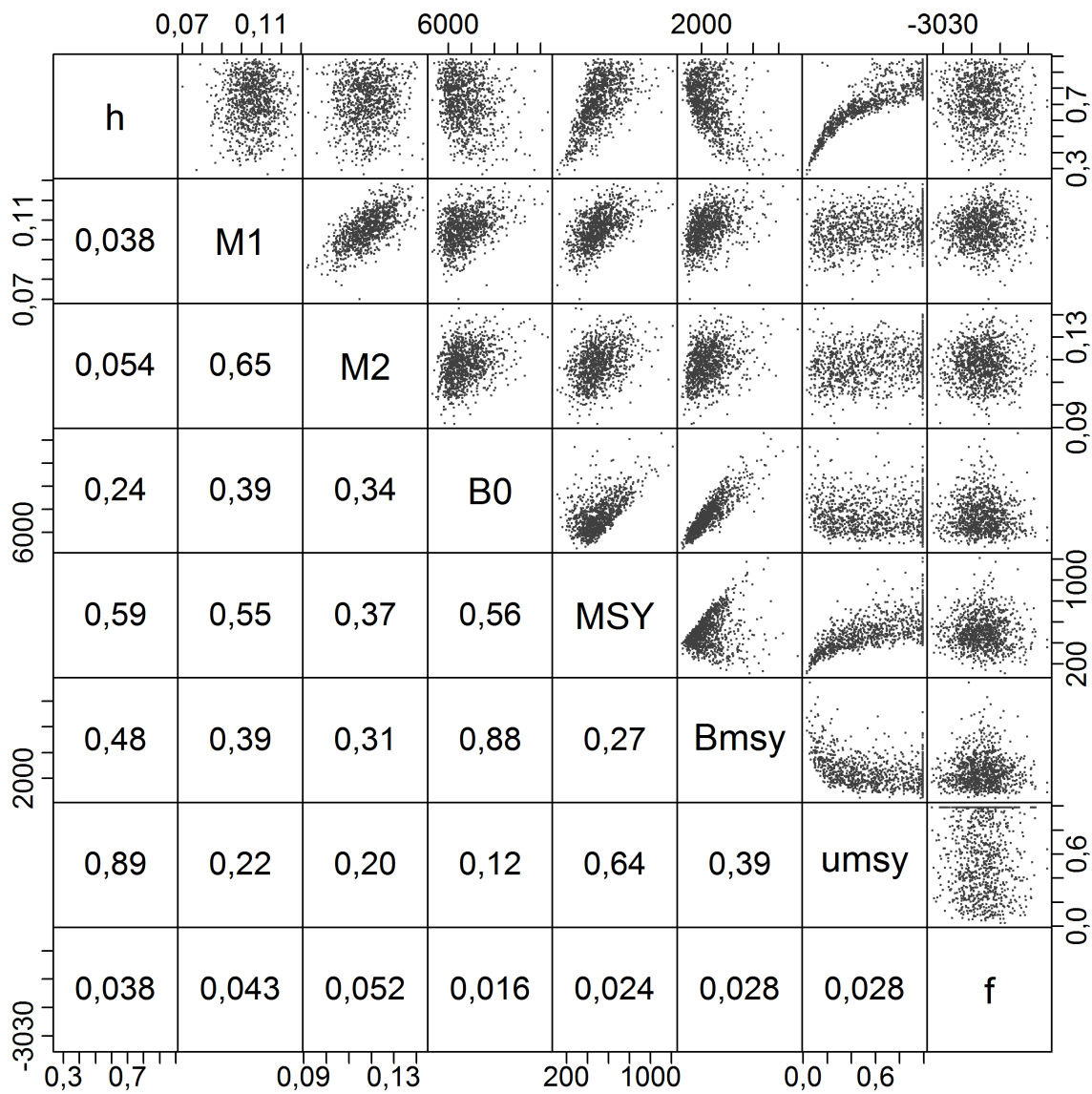


Figure F.29. C-B nord: Graphique de paires de 1 000 échantillons MCMC comparant certains paramètres, les principales quantités calculées et la valeur de la fonction (f). Les nombres dans les graphiques inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

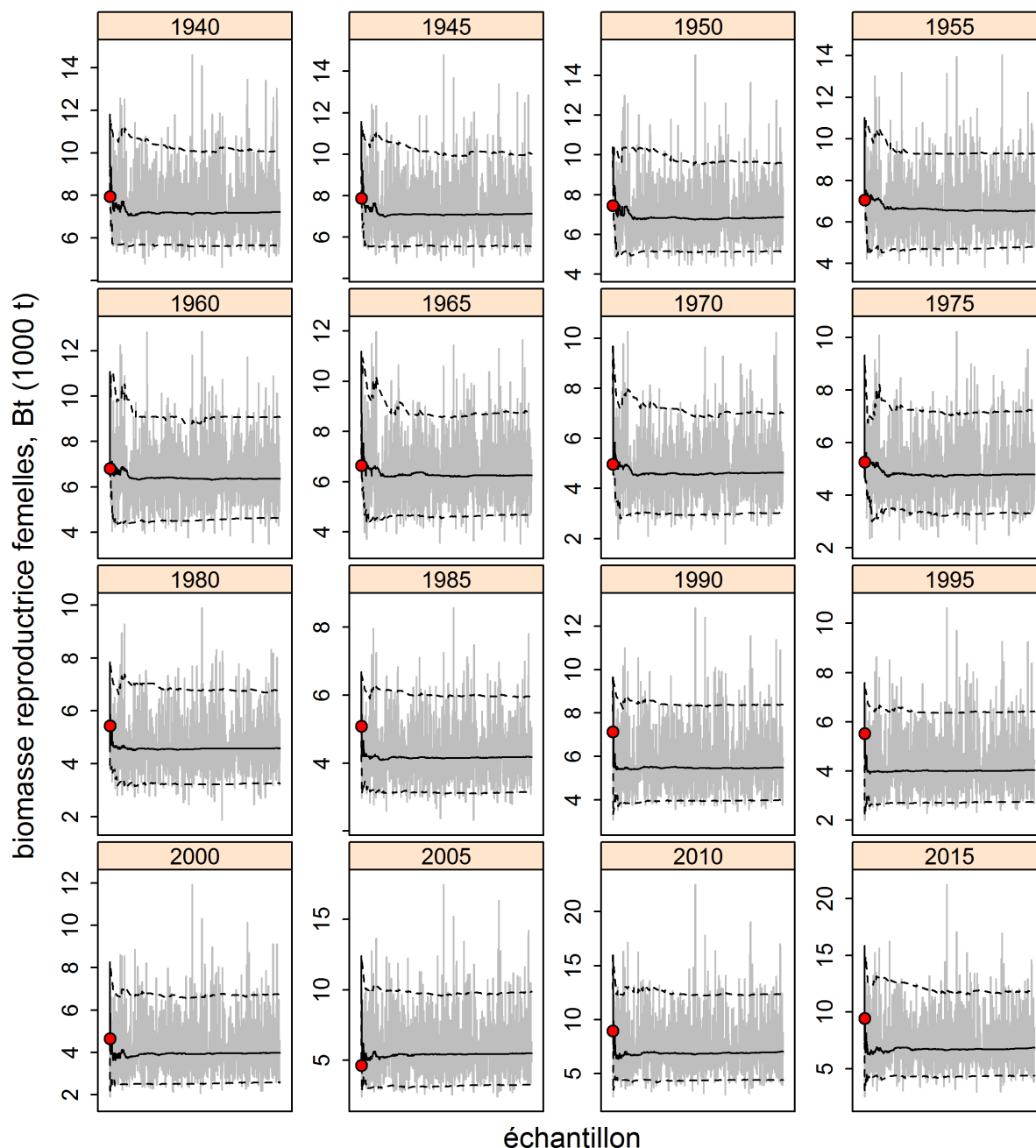


Figure F.30. C-B nord: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les estimations de la biomasse féconde des femelles à des intervalles de cinq ans. à noter que les échelles verticales sont différentes dans chaque graphique (pour montrer la convergence de la chaîne MCCM, plutôt que les différences absolues des valeurs annuelles). Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.



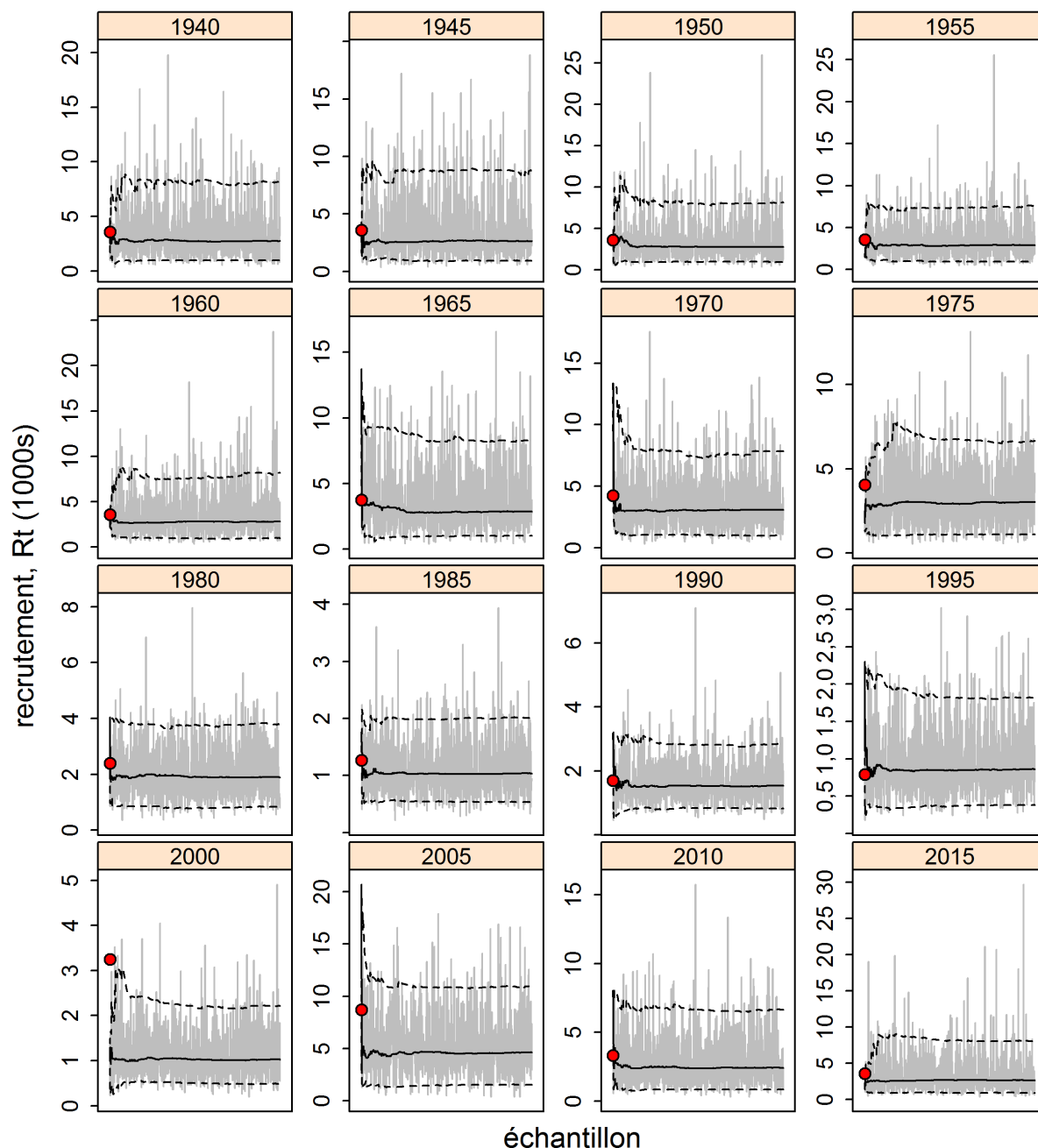


Figure F.31. C-B nord: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCMC pour les estimations du recrutement à des intervalles de cinq ans. à noter que les échelles verticales sont différentes dans chaque graphique (pour montrer la convergence de la chaîne MCMC, plutôt que les différences absolues du recrutement annuel). Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

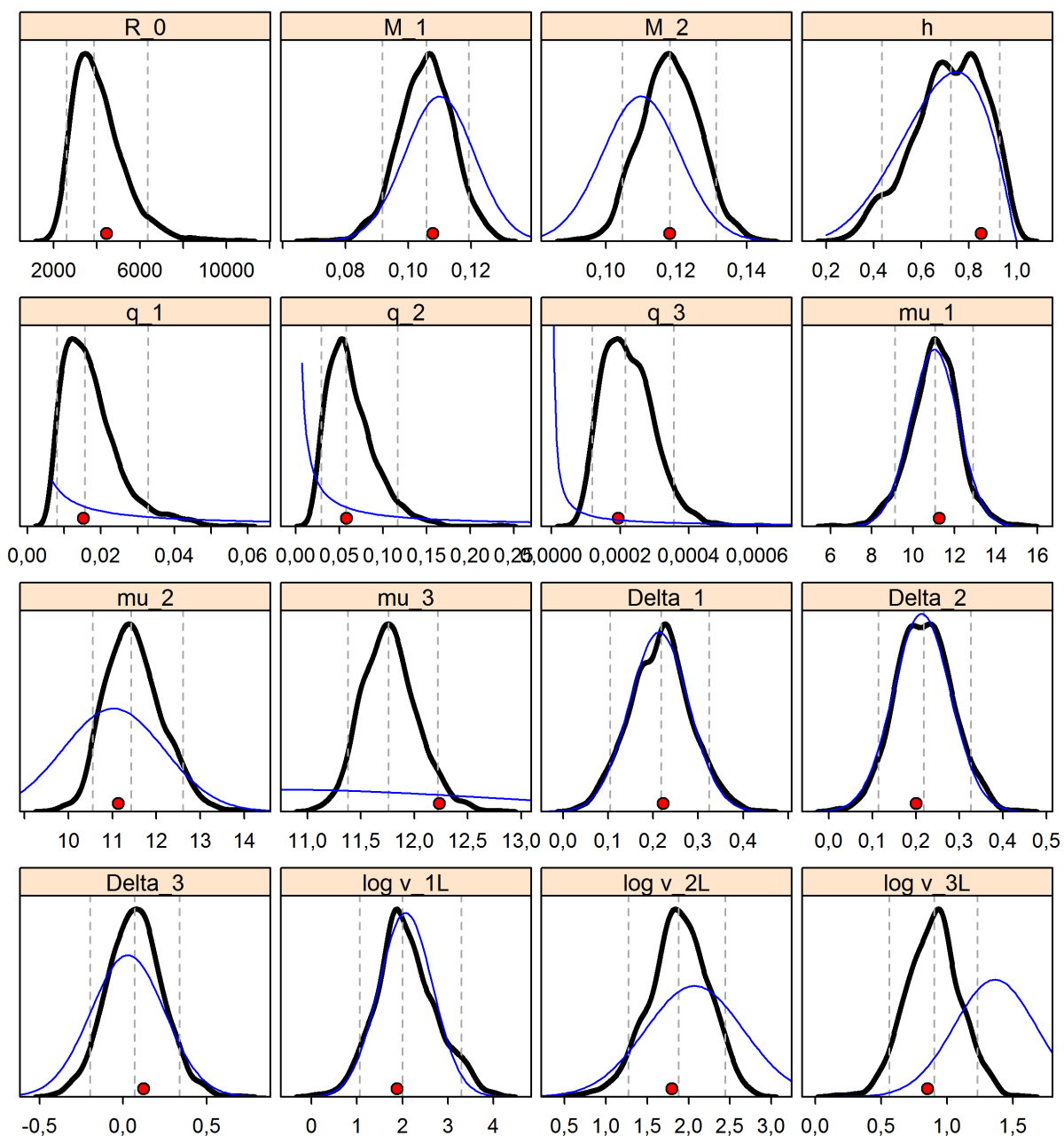


Figure F.32. C-B nord: Densités a posteriori marginales (courbes noires épaisses) et fonctions de densité a priori (courbes bleues minces) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les 5e, 50e et 95e centiles, et les cercles rouges pleins sont les estimations du MDP. Pour  $R_0$  la distribution a priori est une distribution uniforme sur la plage [1, 10 000 000]. Les distributions a priori pour  $q_g$  sont uniformes sur une échelle logarithmique, et la fonction de densité de probabilité est alors  $1/(x(b - a))$  sur une échelle linéaire (où  $a$  et  $b$  sont les limites sur l'échelle logarithmique).

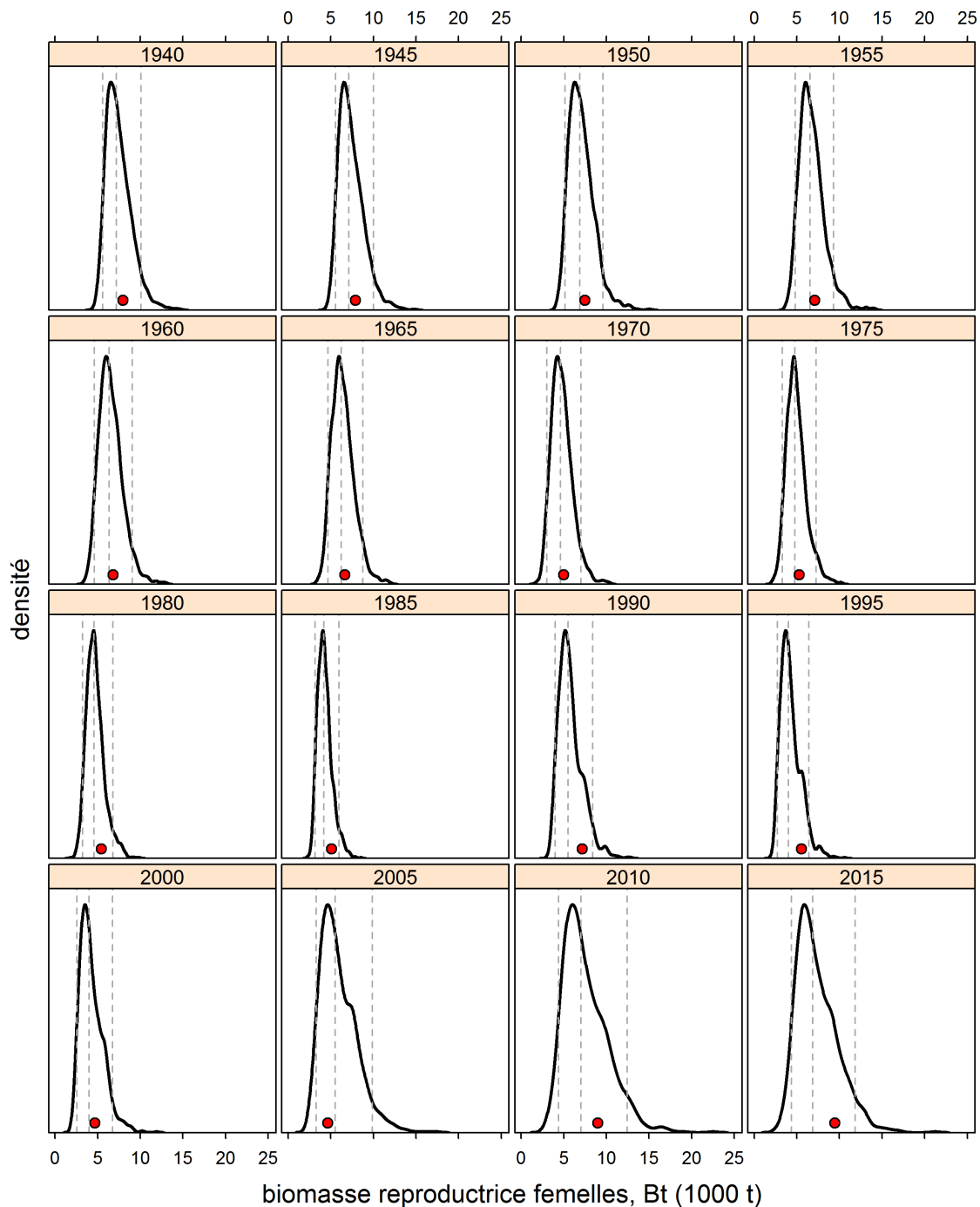


Figure F.33. C-B nord: Densités a posteriori marginales pour la biomasse féconde des femelles en début d'année (1 000 tonne) tous les 5 ans à partir de 1940 selon le scénario de référence. Les axes horizontaux sont tous présentés à la même échelle. à noter que les axes verticaux ne sont pas à la même échelle, mais que chacun est mis à l'échelle du pic de densité; l'aire sous chaque courbe s'intègre à 1,0. Les lignes verticales sont les 5e, 50e et 95e centiles, et un cercle rouge plein indique la valeur du MDP.

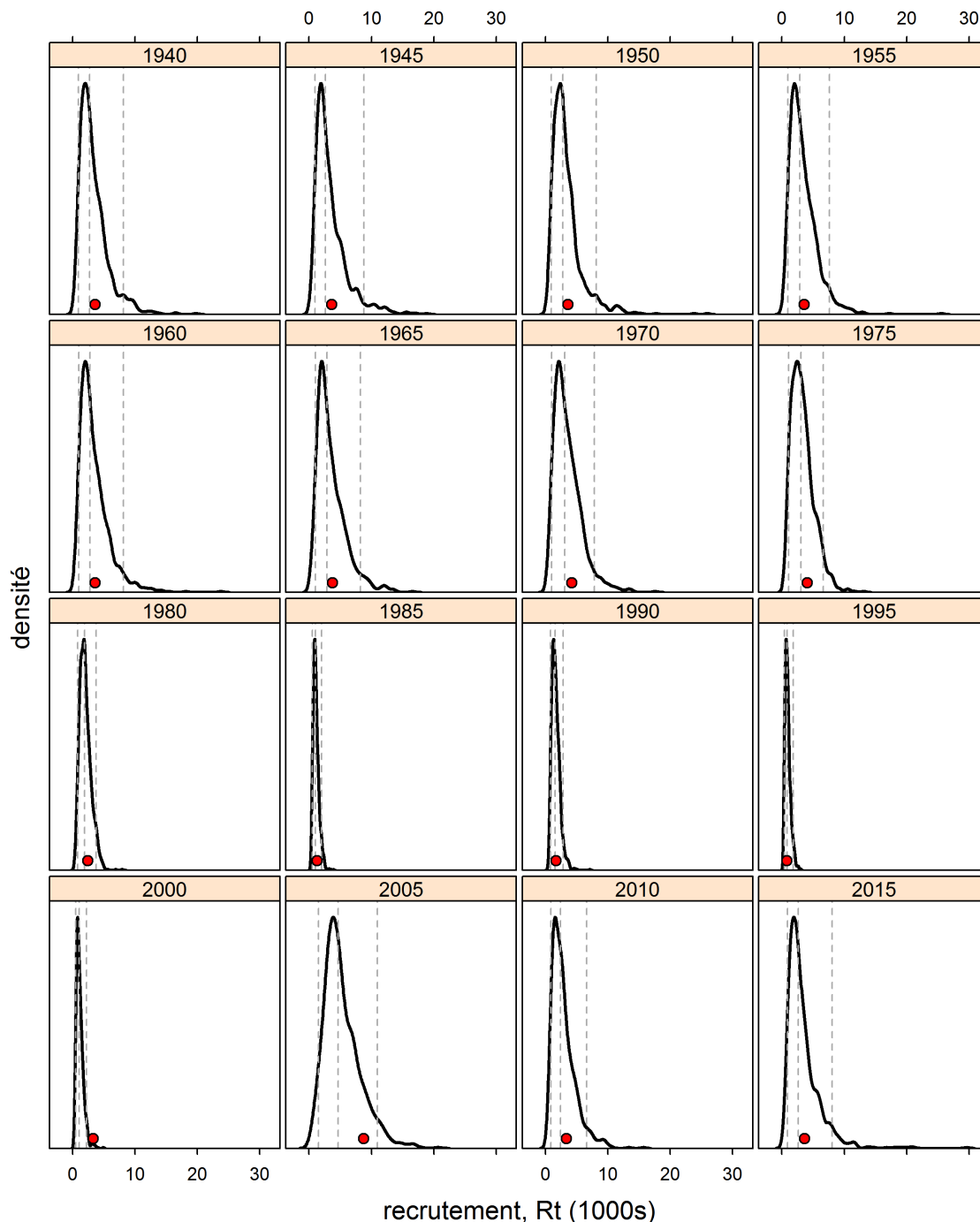


Figure F.34. C-B nord: Densités a posteriori marginales pour le recrutement tous les 5 ans à partir de 1940 selon le scénario de référence. Les axes horizontaux sont tous à la même échelle, de sorte que l'on peut voir les recrutements importants de certaines grandes années. à noter que les axes verticaux ne sont pas à la même échelle, mais que chacun est mis à l'échelle du pic de densité; l'aire sous chaque courbe s'intègre à 1,0. Les lignes verticales sont les 5e, 50e et 95e centiles, et un cercle rouge plein indique la valeur du MDP.

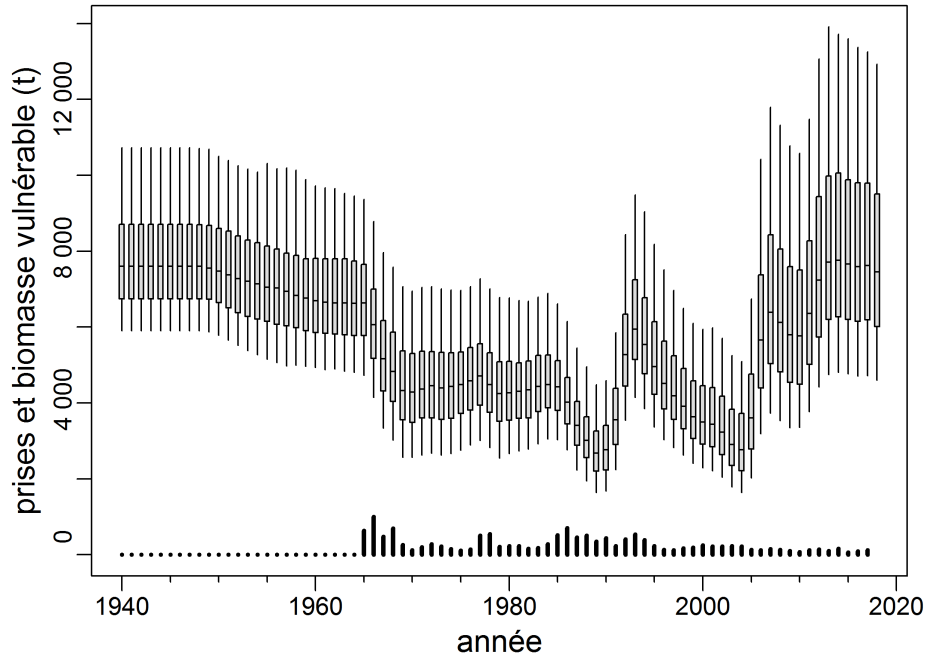


Figure F.35. C-B nord: Estimation de la biomasse vulnérable (diagrammes de quartiles) et des prises commerciales (barres verticales), en tonnes, au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCMC. Les prises sont indiquées pour que leur grandeur soit comparée à la biomasse vulnérable estimée.

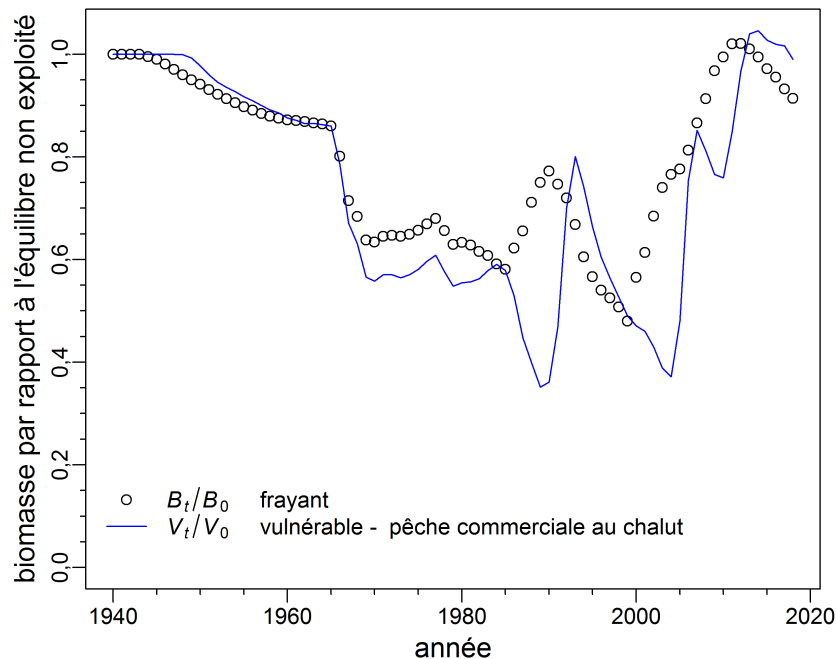


Figure F.36. C-B nord: Changements de  $B_t/B_0$  and  $V_t/V_0$  (biomasse féconde et biomasse vulnérable par rapport aux niveaux de la biomasse d'équilibre non exploitée) dans le temps, illustrés par les médianes des valeurs a posteriori de la procédure de MCMC.

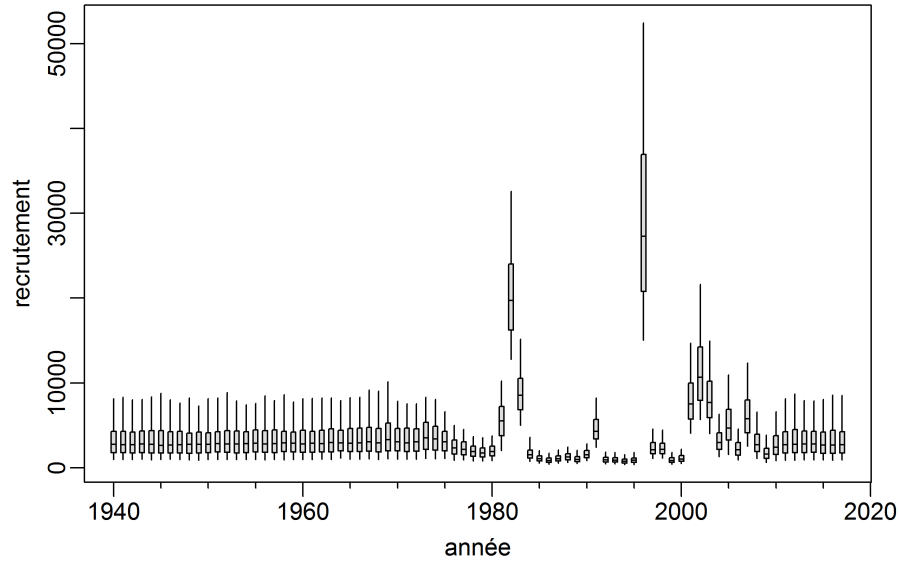


Figure F.37. C-B nord: Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 représentée au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCCM. à noter que la première année pour laquelle on dispose de données sur l'âge est 1998, et que la classe d'âge la plus élevée est de 40 ans, de sorte qu'on n'a pas de données directes concernant les poissons d'âge 1 avant 1959. De plus, pour les dernières années, il n'y a pas de données directes sur l'âge à partir desquelles on pourrait estimer le recrutement, car les poissons ne sont pas entièrement sélectionnés avant l'âge de 11,8 ans par les navires commerciaux ou l'âge de 11,3 ans dans les relevés (moyenne de l'âge médian selon la procédure de MCCM à la sélectivité totale pour les prises commerciales,  $\mu_3$ , et les relevés  $\mu_{1,2}$ , respectivement).

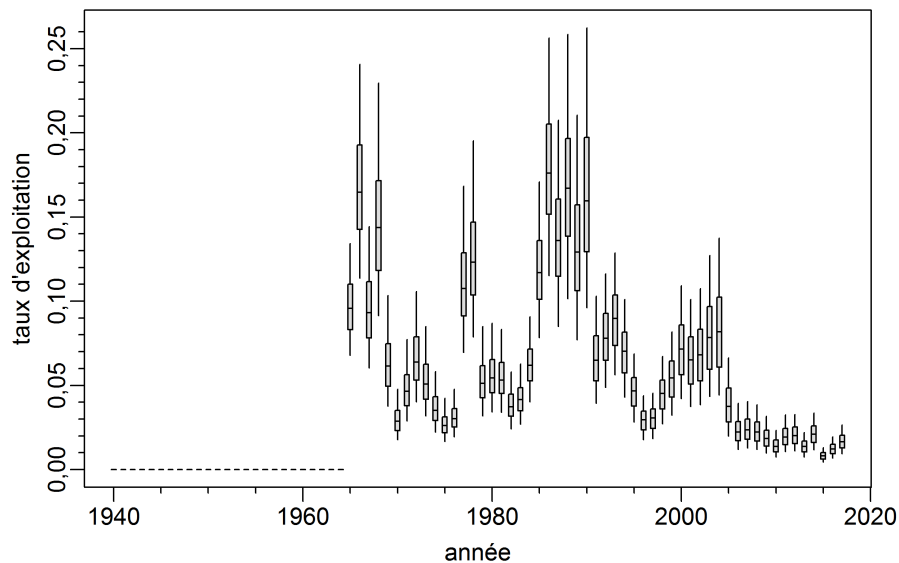


Figure F.38. C-B nord: Distribution marginale a posteriori du taux d'exploitation représentée graphiquement dans le temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCCM.

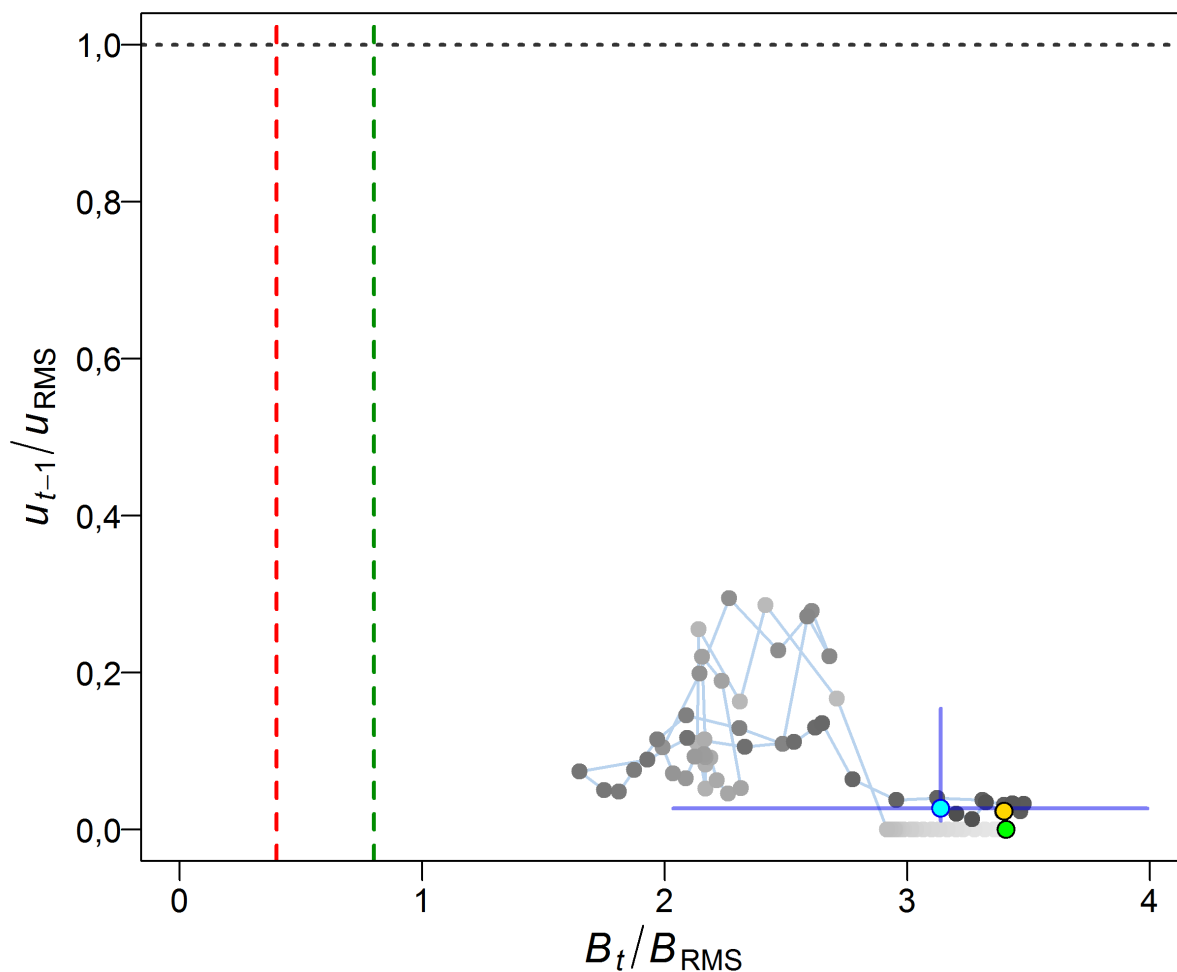


Figure F.39. C-B nord: Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{RMS}$  (biomasse féconde de l'année  $t$  par rapport à  $B_{RMS}$ ) et  $u_{t-1}/u_{RMS}$  (le taux d'exploitation de l'année  $t - 1$  par rapport à  $u_{RMS}$ ). Le cercle plein cyan est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2018) est représentée par un cercle plein bleu; les lignes bleues représentent les centiles 10% et 90% des distributions a posteriori pour la dernière année. Le cercle plein doré indique l'état en 2010 ( $B_{2010}/B_{RMS}$ ,  $u_{2009}/u_{RMS}$ ), qui coïncide avec la précédente évaluation de 2011. Les lignes verticales rouges et vertes en pointillé indiquent la limite provisoire selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock ( $0,4$ ,  $0,8B_{RMS}$ ), et la ligne horizontale grise en pointillé indique  $u$  au RMS.

---

### F.2.1.3. Résultats des projections et tableaux de décision pour le stock du nord de la Colombie-Britannique

On a réalisé des projections afin d'évaluer le comportement futur de la population pour différents niveaux de prises constantes, compte tenu des hypothèses du modèle. On a effectué ces projections, en commençant par la biomasse au début de 2018, selon un éventail de stratégies de prises annuelles constantes (de 0 à 2 000 t) pour chacun des 1 000 échantillons de la procédure de MCCM provenant de la distribution *a posteriori*; on a donc obtenu les tendances futures de la biomasse en présumant des écarts de recrutement aléatoires. On a obtenu les recrutements futurs grâce à 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 l'annexe E pour les renseignements détaillés). On a réalisé des projections sur cinq ans, ce qui signifie que les niveaux de biomasse projetés seront fondés sur les estimations du recrutement tirées de la reconstitution du modèle, plutôt que sur la fonction stock-recrutement, en raison du décalage de  $\sim 10$  ans avant que les recrues puissent être capturées dans le cadre de la pêche commerciale (tableau F.4). Les projections de la biomasse féconde obtenues sont présentées pour une variété de stratégies de prises sélectionnées (figure F.40).

L'approche visant à obtenir des futures valeurs de recrutement selon la moyenne du recrutement, en présumant une variabilité fixe relative à cette moyenne, ne permet pas de simuler avec précision les grandes vagues de recrutement occasionnelles qui caractérisent le stock et d'autres espèces de sébastes logévives (figure F.37). Cependant, comme indiqué plus haut, presque toutes les valeurs de recrutement utilisées dans les projections sont estimées durant la phase de reconstruction du stock en raison de la longévité de l'espèce, de l'âge à maturité relativement tardif (estimé à 9,6 ans pour les femelles, Annexe D) et de la courte période pendant laquelle les projections sont effectuées.

Les tableaux de décision présentent les probabilités que la biomasse féconde dépasse divers points de référence pour des années données. On calcule ces probabilités en déterminant la proportion d'échantillons de la procédure de MCCM pour lesquels la biomasse dépasse le point de référence donné. Les résultats associés aux trois points de référence fondés sur  $B_{RMS}$  sont présentés dans les tableaux F.6 à F.8. Par exemple, la probabilité estimée que le stock se situe dans la zone saine provisoire en 2018 pour une stratégie des prises constantes de 1 000 t correspond à  $P(B_{2018} > 0,8B_{RMS}) = 1$  (ligne « 1000 » et colonne « 2018 » dans le tableau F.7).

Le tableau F.9 présente les probabilités que la biomasse féconde projetée  $B_t$  dépasse la biomasse de l'année actuelle  $B_{2018}$  pour divers niveaux de prises. Dans la première colonne, les valeurs de zéro signifient simplement que la biomasse de l'année actuelle ne sera jamais supérieure à elle-même. Si la moyenne des prises actuelles (109 t) est maintenue jusqu'en 2023, la probabilité que la biomasse féconde  $B_{2023}$  soit supérieure à  $B_{2018}$  est de 0,187 (tableau F.9).

Le tableau F.10 présente les probabilités que le taux d'exploitation projeté  $u_t$  dépasse le taux d'exploitation au RMS ( $u_{RMS}$ ). Les tableaux F.11 et F.12 sont d'autres tableaux de décision dans lesquels on utilise les points de référence 0,2 et  $0,4B_0$ , qui sont parfois préférés par d'autres administrations.

Pour les calculs relatifs au RMS, on a réalisé des projections pour une plage de taux d'exploitation constants ( $u_t$ ) allant de 0 à 0,99, avec une augmentation de 0,005 et une tolérance de 0,01 t, jusqu'à l'atteinte d'un rendement à l'équilibre (ou jusqu'à l'atteinte de 15 000 ans). On a réalisé ces projections pour chacun des 1 000 échantillons et on a décidé que les taux d'exploitation permettant d'obtenir le rendement le plus élevé représenteraient le RMS pour le



tirage de la procédure de MCCM. Aucun échantillon de la procédure de MCCM n'a atteint la limite inférieure de  $u_t$ , tandis que 281 échantillons ont atteint la limite supérieure. Tous les 199 000 calculs de projection ont convergé avant 15 000 ans.

### F.2.1.3.1. Tableaux des projections relatifs au NCB pour le scénario de référence

Tableau F.6. C-B nord: Tableau de décision concernant le point de référence limite  $0,4B_{RMS}$  dans les projections sur 1 à 5 ans pour une gamme de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(B_t > 0,4B_{RMS})$ , c.-à-d. la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année  $t$  soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités sont la proportion (à deux décimales près) des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels  $B_t > 0,4B_{RMS}$ . à titre de référence, les prises moyennes des cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999
500	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999
600	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999
700	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,997
800	1,000	1,000	1,000	0,999	0,998	0,997
900	1,000	1,000	0,999	0,999	0,997	0,997
1000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,997	0,995
1100	1,000	1,000	0,999	0,997	0,997	0,993
1200	1,000	1,000	0,999	0,997	0,996	0,992
1300	1,000	1,000	0,999	0,997	0,993	0,989
1400	1,000	1,000	0,999	0,997	0,992	0,989
1500	1,000	1,000	0,999	0,997	0,992	0,988
1600	1,000	0,999	0,997	0,996	0,990	0,988
1700	1,000	0,999	0,997	0,994	0,990	0,988
1800	1,000	0,999	0,997	0,994	0,990	0,987
1900	1,000	0,999	0,997	0,992	0,988	0,986
2000	1,000	0,999	0,997	0,992	0,988	0,986

Tableau F.7. Nord de la C.-B. : Tableau de décision concernant le point de référence supérieur des stocks  $0,8B_{RMS}$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,8B_{RMS})$ . à titre de référence, les prises moyennes des cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
100	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
200	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
300	0,999	0,999	0,999	0,999	0,998	0,997
400	0,999	0,999	0,999	0,999	0,997	0,996
500	0,999	0,999	0,999	0,997	0,996	0,996
600	0,999	0,999	0,999	0,996	0,996	0,995
700	0,999	0,999	0,997	0,996	0,995	0,989
800	0,999	0,999	0,997	0,995	0,991	0,979
900	0,999	0,999	0,997	0,994	0,984	0,971
1000	0,999	0,999	0,996	0,992	0,977	0,953
1100	0,999	0,999	0,995	0,985	0,969	0,922
1200	0,999	0,999	0,994	0,980	0,950	0,884
1300	0,999	0,997	0,994	0,977	0,925	0,851
1400	0,999	0,997	0,990	0,968	0,901	0,810
1500	0,999	0,997	0,989	0,954	0,866	0,788
1600	0,999	0,997	0,985	0,939	0,835	0,757
1700	0,999	0,997	0,981	0,921	0,803	0,733
1800	0,999	0,997	0,980	0,892	0,784	0,715
1900	0,999	0,997	0,975	0,875	0,761	0,698
2000	0,999	0,997	0,966	0,844	0,739	0,679

Tableau F.8. C-B nord: Tableau de décision concernant le point de référence  $B_{RMS}$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > B_{RMS})$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
100	0,999	0,999	0,999	0,998	0,996	0,996
200	0,999	0,999	0,996	0,996	0,996	0,996
300	0,999	0,999	0,996	0,996	0,996	0,996
400	0,999	0,997	0,996	0,996	0,996	0,995
500	0,999	0,997	0,996	0,996	0,994	0,990
600	0,999	0,996	0,996	0,995	0,989	0,986
700	0,999	0,996	0,996	0,992	0,985	0,977
800	0,999	0,996	0,994	0,986	0,978	0,964
900	0,999	0,996	0,993	0,984	0,973	0,931
1000	0,999	0,996	0,991	0,978	0,950	0,898
1100	0,999	0,996	0,989	0,975	0,926	0,836
1200	0,999	0,996	0,984	0,966	0,896	0,779
1300	0,999	0,996	0,983	0,945	0,847	0,716
1400	0,999	0,995	0,980	0,926	0,795	0,664
1500	0,999	0,993	0,977	0,903	0,741	0,616
1600	0,999	0,993	0,974	0,869	0,701	0,561
1700	0,999	0,993	0,965	0,834	0,662	0,526
1800	0,999	0,993	0,955	0,795	0,616	0,486
1900	0,999	0,992	0,946	0,752	0,575	0,455
2000	0,999	0,989	0,930	0,716	0,532	0,427

Tableau F.9. C-B nord: Tableau de décision aux fins de comparaison de la biomasse projetée à la biomasse actuelle, donnée par probabilités  $P(B_t > B_{2018})$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,000	0,334	0,337	0,330	0,346	0,380
100	0,000	0,172	0,185	0,176	0,182	0,187
200	0,000	0,075	0,073	0,076	0,083	0,095
300	0,000	0,038	0,034	0,037	0,043	0,041
400	0,000	0,019	0,019	0,015	0,013	0,014
500	0,000	0,012	0,011	0,009	0,007	0,006
600	0,000	0,007	0,005	0,003	0,002	0,001
700	0,000	0,003	0,003	0,002	0,001	0,001
800	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
900	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
1000	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000
1100	0,000	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000
1200	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
1300	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
1400	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1500	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1600	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1700	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1800	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1900	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Tableau F.10. Nord de la C.-B. : Tableau de décision aux fins de comparaison du taux d'exploitation projeté à celui au RMS, de sorte que les valeurs soient  $P(u_t > u_{RMS})$ , c.-à-d. la probabilité que le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t$  soit supérieur à celui au RMS. à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
100	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
200	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004
300	0,005	0,006	0,009	0,009	0,011	0,014
400	0,013	0,014	0,016	0,020	0,027	0,028
500	0,016	0,026	0,029	0,034	0,044	0,052
600	0,028	0,037	0,048	0,058	0,067	0,083
700	0,039	0,053	0,063	0,078	0,103	0,125
800	0,050	0,065	0,085	0,114	0,141	0,176
900	0,063	0,082	0,114	0,141	0,186	0,248
1000	0,072	0,103	0,133	0,176	0,240	0,320
1100	0,088	0,119	0,156	0,217	0,308	0,420
1200	0,099	0,137	0,183	0,280	0,388	0,513
1300	0,111	0,152	0,214	0,327	0,457	0,582
1400	0,124	0,167	0,266	0,384	0,534	0,655
1500	0,135	0,189	0,299	0,444	0,596	0,729
1600	0,148	0,212	0,341	0,494	0,652	0,782
1700	0,158	0,232	0,369	0,556	0,719	0,824
1800	0,168	0,258	0,412	0,612	0,767	0,871
1900	0,182	0,301	0,458	0,656	0,799	0,900
2000	0,197	0,316	0,492	0,706	0,838	0,922

Tableau F.11. C-B nord: Tableau de décision pour un point de référence de substitution  $0,2B_0$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,2B_0)$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999
400	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999
500	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999
600	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,997
700	1,000	1,000	0,999	0,999	0,998	0,997
800	1,000	1,000	0,999	0,999	0,997	0,995
900	1,000	1,000	0,999	0,999	0,996	0,985
1000	1,000	1,000	0,999	0,997	0,995	0,981
1100	1,000	0,999	0,999	0,997	0,984	0,970
1200	1,000	0,999	0,999	0,996	0,977	0,946
1300	1,000	0,999	0,999	0,993	0,972	0,928
1400	1,000	0,999	0,997	0,987	0,958	0,905
1500	1,000	0,999	0,997	0,981	0,931	0,892
1600	1,000	0,999	0,995	0,974	0,919	0,883
1700	1,000	0,999	0,995	0,964	0,902	0,873
1800	1,000	0,999	0,993	0,957	0,890	0,862
1900	1,000	0,999	0,990	0,931	0,878	0,858
2000	1,000	0,999	0,986	0,917	0,870	0,853

Tableau F.12. C-B nord: Tableau de décision pour un point de référence de substitution  $0,4B_0$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,4B_0)$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
100	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,997
200	0,999	0,999	0,999	0,997	0,997	0,997
300	0,999	0,999	0,998	0,997	0,997	0,997
400	0,999	0,998	0,997	0,997	0,996	0,992
500	0,999	0,998	0,997	0,996	0,992	0,981
600	0,999	0,998	0,997	0,992	0,981	0,966
700	0,999	0,997	0,995	0,988	0,966	0,939
800	0,999	0,997	0,994	0,977	0,949	0,874
900	0,999	0,997	0,990	0,965	0,912	0,814
1000	0,999	0,997	0,988	0,953	0,850	0,735
1100	0,999	0,996	0,980	0,927	0,800	0,653
1200	0,999	0,995	0,973	0,884	0,729	0,570
1300	0,999	0,994	0,964	0,846	0,663	0,499
1400	0,999	0,994	0,951	0,796	0,608	0,430
1500	0,999	0,994	0,943	0,749	0,529	0,369
1600	0,999	0,994	0,928	0,690	0,467	0,301
1700	0,999	0,992	0,899	0,648	0,420	0,264
1800	0,999	0,992	0,875	0,605	0,366	0,229
1900	0,999	0,988	0,845	0,549	0,314	0,173
2000	0,999	0,985	0,807	0,488	0,278	0,148

### F.2.1.3.2. Figures des projections relatives au NCB pour le scénario de référence

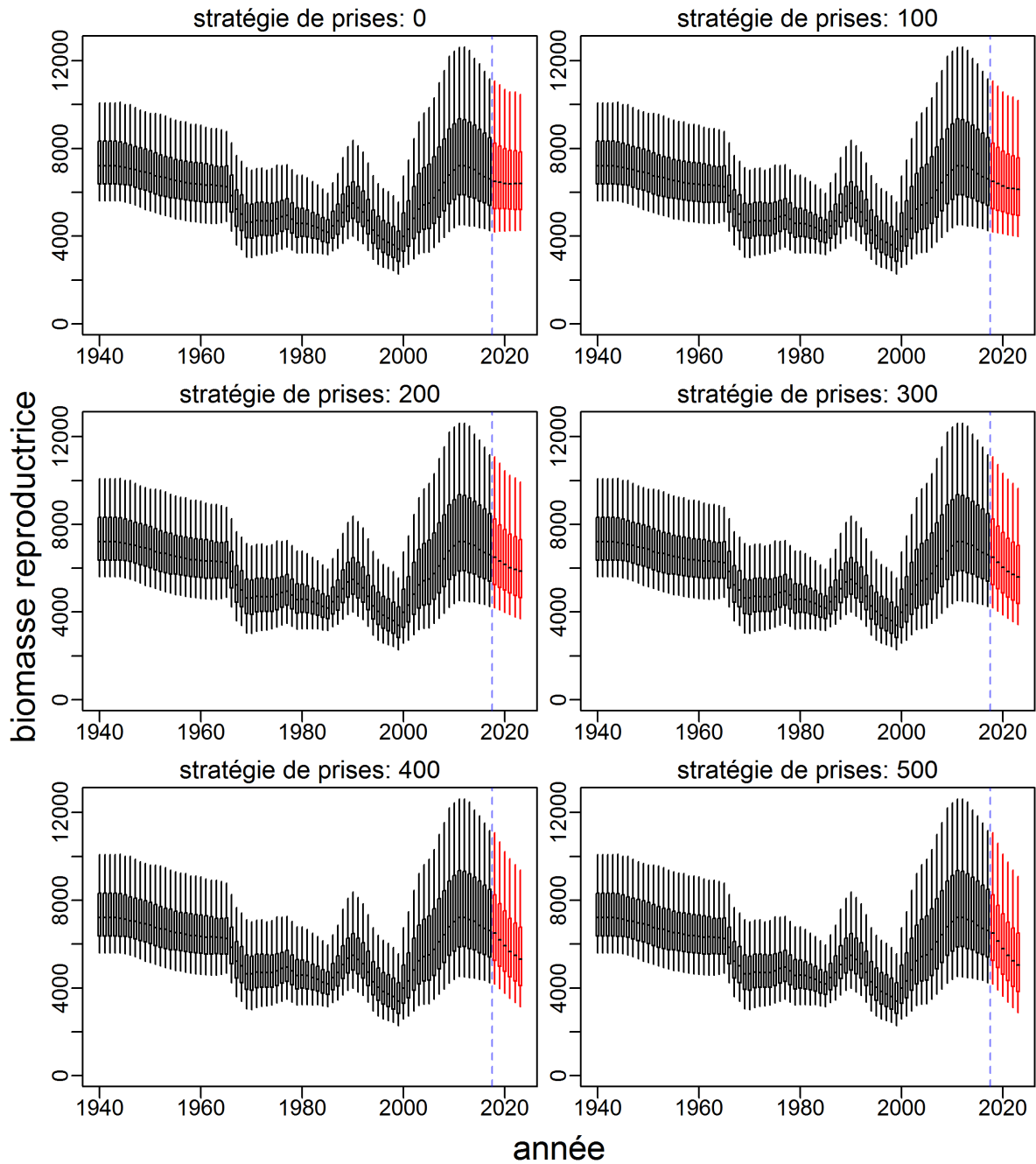


Figure F.40. C-B nord: Biomasse projetée (t) selon différentes stratégies de prises constantes (t); les diagrammes de quartiles montrent les centiles 2,5, 25, 50, 75 et 97,5 des résultats de la procédure de MCCM. Pour chacun des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori de la procédure de MCCM, le 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'annexe E). à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 109 t.

---

## F.2.2. Exécutions de sensibilité du stock du nord de la Colombie-Britannique

On a exécuté four analyses de sensibilité (avec des simulations de la procédure de MCCM entières) par rapport au scénario de référence (exécution 16) afin de tester la sensibilité des données de sortie en fonction des hypothèses de recharge du modèle :

- **S1** (exécution 19) – Retirer la série d'indices des CPUE de la pêche commerciales ( $g=3$ );
- **S2** (exécution 20) – Réduire de moitié les prises pendant les années d'activité des flottilles étrangères (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale aurait pu faire des déclarations erronées avant la présence d'observateurs (1988-1995);
- **S3** (exécution 21) – Utiliser des proportions selon l'âge provenant uniquement d'échantillons non triés;
- **S4** (exécution 22) – Augmenter  $\sigma_R$  de 0,6 à 1,1.

Quatre autres analyses de sensibilité ont été exécutées à titre de diagnostic pour le scénario de référence et S4 :

- **D1** (exécution 23) – Identique au scénario de référence, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11;
- **D2** (exécution 24) – Identique à S4, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11;
- **D3** (exécution 26) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur *a priori* de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0136)$  [CV de 10%] en supposant un âge maximal de 50 ans plutôt que de 61 ans;
- **D4** (exécution 27) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur *a priori* de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0272)$  [CV de 20%].

On a repondéré chaque sensibilité (y compris celles des exécutions diagnostiques) à trois reprises au moyen de la procédure de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge. On a ajusté les CV de l'indice de l'abondance selon la première repondération en utilisant uniquement la même erreur de processus que pour le scénario de référence, soit :  $c_p = 0,5, 0,5$  et  $0,34$  pour le relevé synoptique du détroit d'Hecate, le relevé synoptique de la COHG et la série de CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement. L'ensemble de données repondérées choisi pour l'analyse de la procédure de MCCM était fondé sur l'équation E.33 pour chaque sensibilité.

Les différences entre les exécutions de sensibilité sont présentées dans les tableaux F.13 et F.14, et les figures F.41 à F.43. Des tracés relatifs à la sensibilité sont présentés dans les figures F.44 à F.52.

L'exécution S1 étudie les effets du retrait de la série d'indices des CPUE. Les tracés diagnostiques (figures F.44 à F.46) indiquent que le retrait des CPUE déstabilise le modèle. La mortalité naturelle affiche des valeurs à l'extérieur du principal espace d'échantillons pendant des périodes prolongées;  $M_1$  et  $M_2$  divergent de façon marquée des valeurs minimales et maximales, respectivement. La sélectivité liée au chalut de la pêche commerciale ( $\mu_3$ ) affiche une tendance à la baisse continue relative à la médiane, comme les paramètres de capturabilité des relevés ( $q_{1,2}$ ). L'autocorrélation est extrêmement forte, allant même jusqu'à 60 décalages pour certains paramètres (figure F.46).

L'exécution S2 étudie l'effet d'une mauvaise identification des prises durant la période la plus importante d'activités de flottilles étrangères et la période d'augmentation des activités de la flottille nationale. On ne connaît pas avec exactitude le nombre de sébaste à raie rouge qui ont

---

été prélevés par des flottilles étrangères parce que celles-ci ciblaient probablement le sébaste à longue mâchoire. Pour faire la reconstitution des prises, on utilise les ratios de sébastes à raie rouge par rapport aux sébastes autres que le sébaste à longue mâchoire provenant des données de 1997 à 2005; ces ratios ne représentent probablement pas la période de 1965 à 1976. Il existe aussi des anecdotes rapportant que des sébastes désirables comme le sébaste à longue mâchoire étaient déclarés, de façon accidentelle ou volontaire, comme des sébastes à raie rouge de 1988 à 1995, possiblement pour permettre aux pêcheurs de contourner les restrictions liées aux quotas. Les diagnostics de la procédure de MCCM pour cette exécution sont excellents (figures F.47 à F.49). La réduction des prises a eu une faible incidence sur les paramètres estimés (tableau F.13) ou sur les points de référence, à l'exception de l'estimation d'un stock permanent moins important (tableau F.14); il s'agit toutefois du scénario le plus optimiste.

L'exécution S3 étudie l'effet d'utiliser seulement des échantillons non triés pour qu'on puisse fournir un signal sur la composition du stock au modèle. Il n'y a pas d'échantillon non trié dans les données sur l'âge issues des premières années, donc les données reconstituées connexes ne figurent pas dans le modèle. Cependant, malgré cette limite, les diagnostics de la procédure de MCCM sont bons (figures F.50 à F.52), les estimations de  $M$  sont semblables à celles du scénario de référence (tableau F.13) et l'état du stock, soit  $B_{2018}/B_{RMS}$ , demeure sain (tableau F.14).

L'exécution S4 étudie les effets d'un écart-type plus important pour l'erreur de processus liée au recrutement. Cette exécution du modèle est intéressante parce qu'elle a permis de trouver un scénario plausible pour lequel la trajectoire de population diffère grandement de la trajectoire du scénario de référence (figure F.41) et parce que les diagnostics de la procédure de MCCM sont bons (figures F.53 à F.55). Cependant, le taux d'exploitation associé à ce scénario atteint un sommet de 0,49 pour l'année 1993 (figure F.41), ce qui semble relativement élevé. Les estimations de la mortalité naturelle pour S4 divergeaient du scénario de référence; pour les femelles,  $M$  était 22% moins élevée que la valeur de  $M$  du scénario de référence et pour les mâles, la valeur de  $M$  était 20% plus élevée que la valeur de  $M$  du scénario de référence ( $M_1 = 0,082$  par rapport à 0,106;  $M_2 = 0,142$  par rapport à 0,118; tableau F.13). Le ratio entre la biomasse féconde actuelle estimée et la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_{2018}/B_0$ ) est seulement de 0,661, ce qui est inférieur à la valeur du scénario de référence correspondante de 0,914, mais qui demeure nettement supérieur à 50% de la biomasse à l'équilibre non exploitée. Le décalage observé pour cette exécution de sensibilité semble être en grande partie attribuable aux estimations de  $M$ , qui diffèrent beaucoup entre les deux sexes. Ce constat est fondé sur deux exécutions de sensibilité diagnostiques (D1 et D2). Dans le cadre de celles-ci, on a fixé  $M$  à la moyenne de la distribution *a priori* (0,11) et on a réestimé le modèle au moyen des deux valeurs de  $\sigma_R$  (exécutions diagnostiques de la procédure de MCCM). Les tendances relatives à la trajectoire de la population et au recrutement sont demeurées étroitement liées à celles du scénario de référence (figure F.43).

L'état du stock ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) de sébaste à raie rouge (zone 5DE) indique que le stock se trouve dans la zone saine du MPO (figure F.56) pour le scénario de référence et chaque exécution de sensibilité; la probabilité que la biomasse du stock dépasse  $0,8B_{RMS}$  est de 0,999. Les trois premières sensibilités n'indiquent pas beaucoup de changement concernant l'état du stock perçu, même si elles montrent des tendances de recrutement et des trajectoires de la biomasse de rechange quelque peu différentes de celles du scénario de référence. La sensibilité 4 ( $\sigma_R = 1,1$ ) indique un état du stock inférieur à celui du scénario de référence et des autres sensibilités. Toutefois, la probabilité que la biomasse soit supérieure à  $0,8B_{RMS}$  est toujours de 0,999.

Les participants à la réunion d'examen ont demandé que le modèle soit exécuté à deux reprises supplémentaires (D3 et D4), et ce, pour chaque stock. Pour la moyenne de ces distributions *a priori*, on a présumé que  $M$  était fondée sur un âge maximal de 50 ans plutôt que de 61 ans, soit la valeur utilisée dans le scénario de référence. Étant donné que ces exécutions ont été effectuées la nuit suivant la réunion d'examen, seuls les résultats du MDP ont pu être présentés aux participants et, par conséquent, les résultats de la procédure de MCCM ne sont pas communiqués. Pour le stock du nord de la Colombie-Britannique, les estimations du scénario de référence de  $M_{1,2} = (0,108, 0,118)$  ont augmenté à  $M_{1,2} = (0,131, 0,142)$  et à  $M_{1,2} = (0,135, 0,144)$  pour D3 et D4. Ces résultats indiquent que les données de ce stock ne comportent pas suffisamment de renseignements pour qu'il y ait un décalage entre l'estimation et la moyenne *a priori*, et ce, pour les deux sexes; une faible sensibilité est associée à l'augmentation du CV relative à la moyenne *a priori*. L'état du stock, soit la biomasse féconde lors de la dernière année par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_{2018}/B_0$ ), a augmenté d'environ 10%, passant de 1,10 dans le scénario de référence à 1,18 (D3) et à 1,20 (D4).

### F.2.2.1. Tableaux relatifs aux exécutions de sensibilité du stock du nord de la Colombie-Britannique

Tableau F.13. Nord de la Colombie-Britannique : valeurs médianes de 1 000 échantillons de la procédure de MCCM pour les principaux paramètres estimés; comparaison entre le scénario de référence (exécution 16) et les exécutions de sensibilité (exécution 19 à 24).  $R$  = exécution,  $S$  = sensibilité,  $D$  = sensibilité diagnostique ( $M=0,11$ ). Les indices numériques autres que ceux pour  $R_0$  et  $M$  indiquent les types d'engins  $g$  suivants : 1 = relevé synoptique du détroit d'Hecate; 2 = relevé synoptique de la COHG; 3 = série de CPUE de la pêche commerciale au chalut.

	Réf(R16)	S1(R19)	S2(R20)	S3(R21)	S4(R22)	D1(R23)	D2(R24)
$R_0$	3 885	4 454	3 424	4 276	2 427	4 150	3 584
$M_1$	0,106	0,107	0,107	0,108	0,0817	—	—
$M_2$	0,118	0,123	0,119	0,120	0,142	—	—
$h$	0,725	0,762	0,782	0,792	0,751	0,723	0,735
$q_1$	0,0157	0,0153	0,0203	0,0175	0,0386	0,0140	0,0214
$q_2$	0,0578	0,0575	0,0808	0,0670	0,170	0,0516	0,0869
$q_3$	0,000215	—	0,000264	0,000221	0,000810	0,000185	0,000299
$\mu_1$	11,1	11,2	11,2	11,2	11,3	11,2	11,2
$\mu_2$	11,4	11,2	11,3	11,3	12,0	11,4	11,9
$\mu_3$	11,8	12,3	12,2	12,2	15,5	11,7	11,8
$\Delta_1$	0,218	0,218	0,225	0,220	0,223	0,218	0,215
$\Delta_2$	0,219	0,212	0,212	0,217	0,210	0,220	0,226
$\Delta_3$	0,0694	0,139	0,0713	-0,140	0,0758	0,0680	0,0383
$\log v_{1L}$	2,01	1,98	1,99	1,99	1,95	1,97	2,00
$\log v_{2L}$	1,88	1,85	1,86	1,91	2,07	1,90	1,99
$\log v_{3L}$	0,903	1,01	0,923	1,08	2,16	0,880	0,914



Tableau F.14. Nord de la Colombie-Britannique : 50<sup>e</sup> centiles des quantités dérivées de la procédure de MCCM tirées de 1 000 échantillons de la distribution de MCCM a posteriori pour chaque exécution. Voici les définitions utilisées :  $B_0$  – biomasse féconde (femelles matures) à l'équilibre non exploitée;  $V_0$  – biomasse vulnérable (mâles et femelles) à l'équilibre non exploitée;  $B_{2018}$  – biomasse féconde au début de 2018;  $V_{2018}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2018;  $u_{2017}$  – taux d'exploitation (ratio entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2017;  $u_{\max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2017); biomasse féconde à l'équilibre et au rendement maximal durable (RMS);  $u_{\text{RMS}}$  – taux d'exploitation à l'équilibre et au RMS;  $V_{\text{RMS}}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre et au RMS. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMS) sont données en tonnes.

	Scénario de référence (R16)	S1(R19)	S2(R20)	S3(R21)	S4(R22)	D1(R23)	D2(R24)
$B_0$	7 216	8 442	6 245	7 642	6 916	7 177	6 197
$V_0$	7 606	8 194	6 279	7 901	5 307	8 129	6 977
$B_{2018}$	6 500	7 798	6 139	7 469	4 532	6 855	5 123
$V_{2018}$	7 455	8 438	6 921	8 342	3 415	8 430	6 063
$B_{2018}/B_0$	0,914	0,955	0,990	0,971	0,661	0,952	0,828
$V_{2018}/V_0$	0,990	1,04	1,10	1,06	0,653	1,03	0,881
$u_{2017}$	0,0164	0,0145	0,0179	0,0148	0,0366	0,0145	0,0206
$u_{\max}$	0,187	0,166	0,203	0,169	0,526	0,173	0,217
RMS	497	585	468	578	325	536	477
$B_{\text{RMS}}$	2 135	2 560	1 911	2 295	2 104	2 157	1 859
$0,4B_{\text{RMS}}$	854	1 024	764	918	842	863	744
$0,8B_{\text{RMS}}$	1 708	2 048	1 529	1 836	1 683	1 726	1 487
$B_{2018}/B_{\text{RMS}}$	3,16	3,10	3,26	3,22	2,16	3,18	2,77
$B_{\text{RMS}}/B_0$	0,293	0,307	0,303	0,302	0,307	0,298	0,300
$V_{\text{RMS}}$	848	822	582	733	410	900	696
$V_{\text{RMS}}/V_0$	0,107	0,0913	0,0881	0,0875	0,0788	0,105	0,0923
$u_{\text{RMS}}$	0,638	0,922	0,985	0,990	0,940	0,665	0,780
$u_{2017}/u_{\text{RMS}}$	0,0253	0,0186	0,0213	0,0180	0,0439	0,0236	0,0290

### F.2.2.2. Figures relatives aux exécutions de sensibilité du stock du nord de la Colombie-Britannique

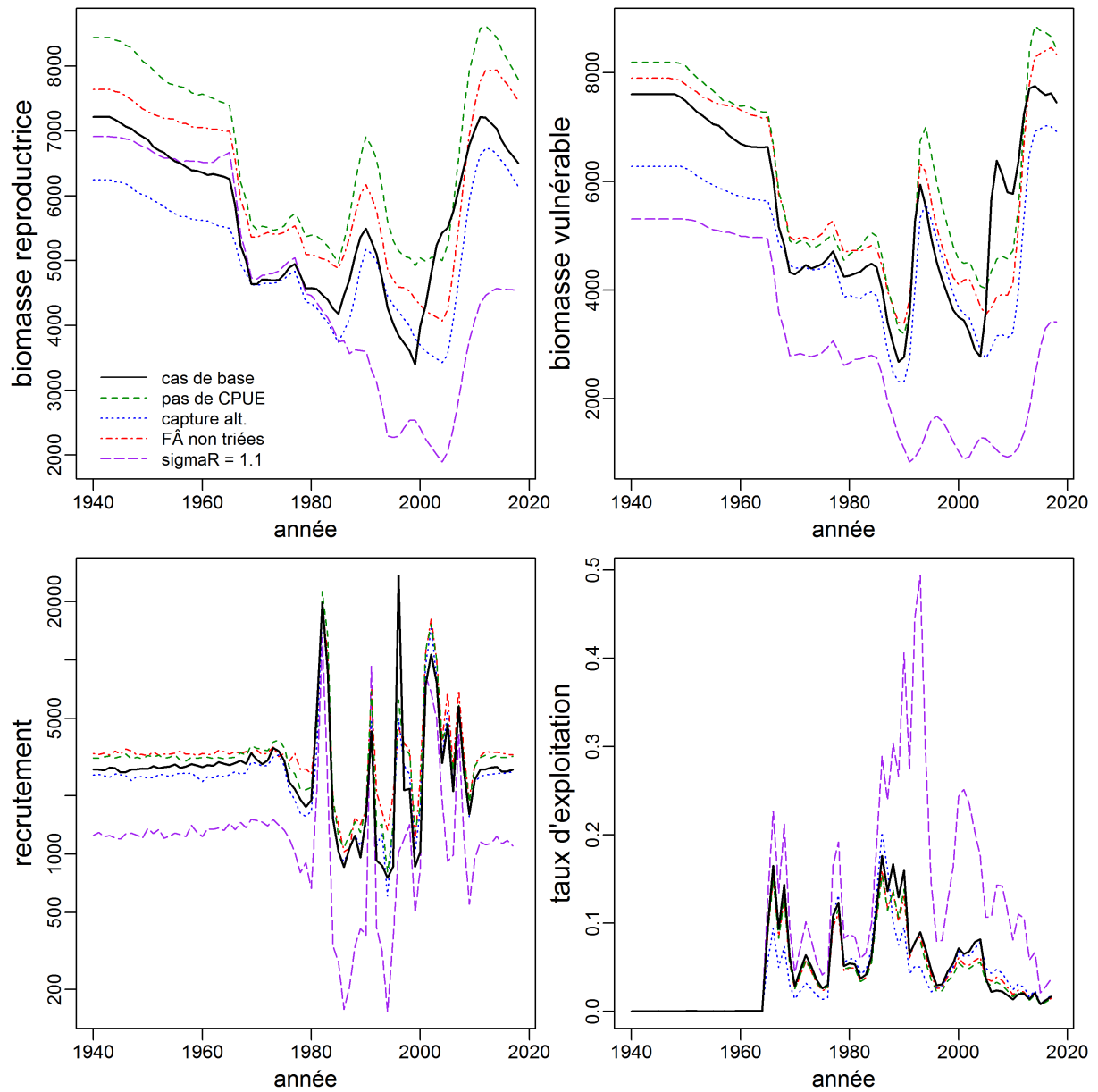


Figure F.41. C-B nord: trajectoires médianes du modèle associées à la biomasse féconde ( $t$ ), à la biomasse vulnérable ( $t$ ), au recrutement (en milliers d'individus d'âge 1) et au taux d'exploitation pour le scénario de référence et les quatre exécutions de sensibilité, selon la légende figurant dans le premier graphique.

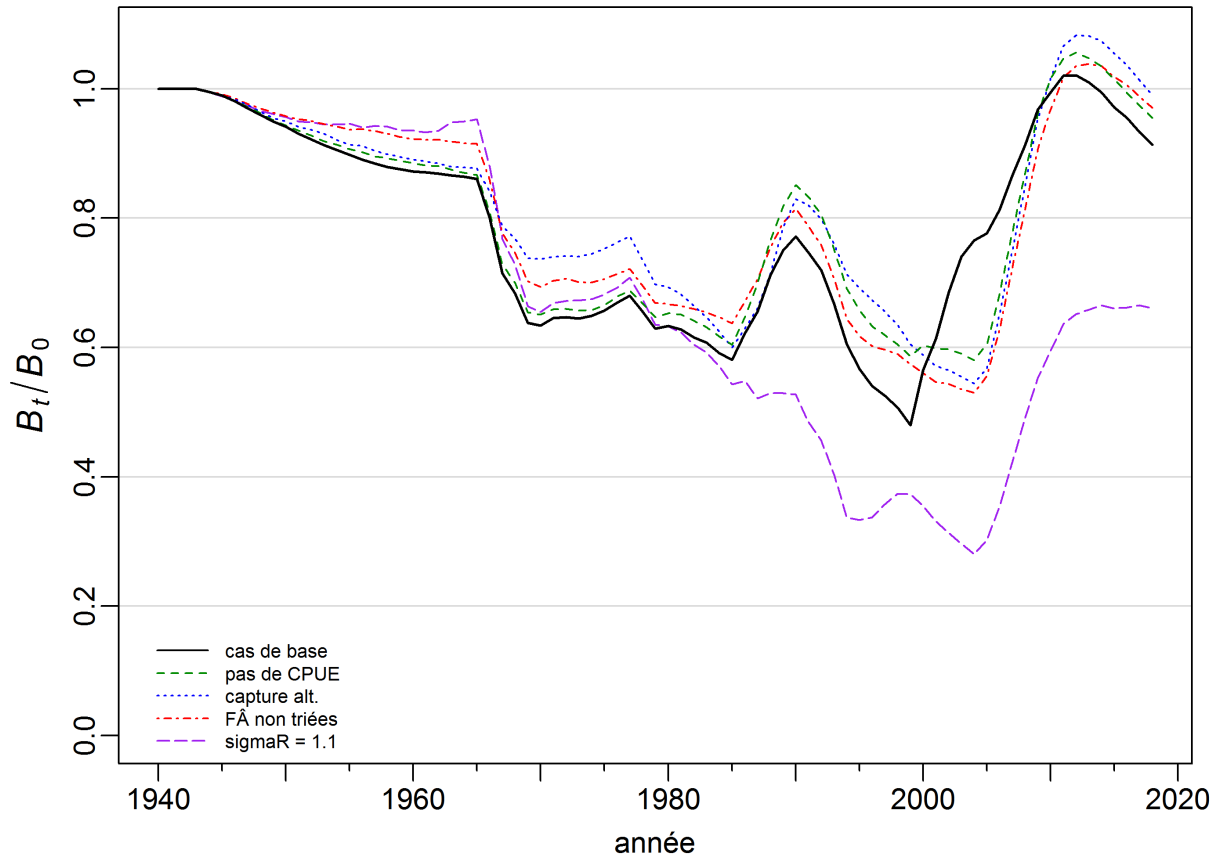


Figure F.42. C-B nord: trajectoires médianes du modèle associées à la biomasse féconde, qui est représentée comme une proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre ( $B_t/B_0$ ), pour le scénario de référence et les quatre exécutions de sensibilité, selon la légende figurant dans le coin inférieur gauche.

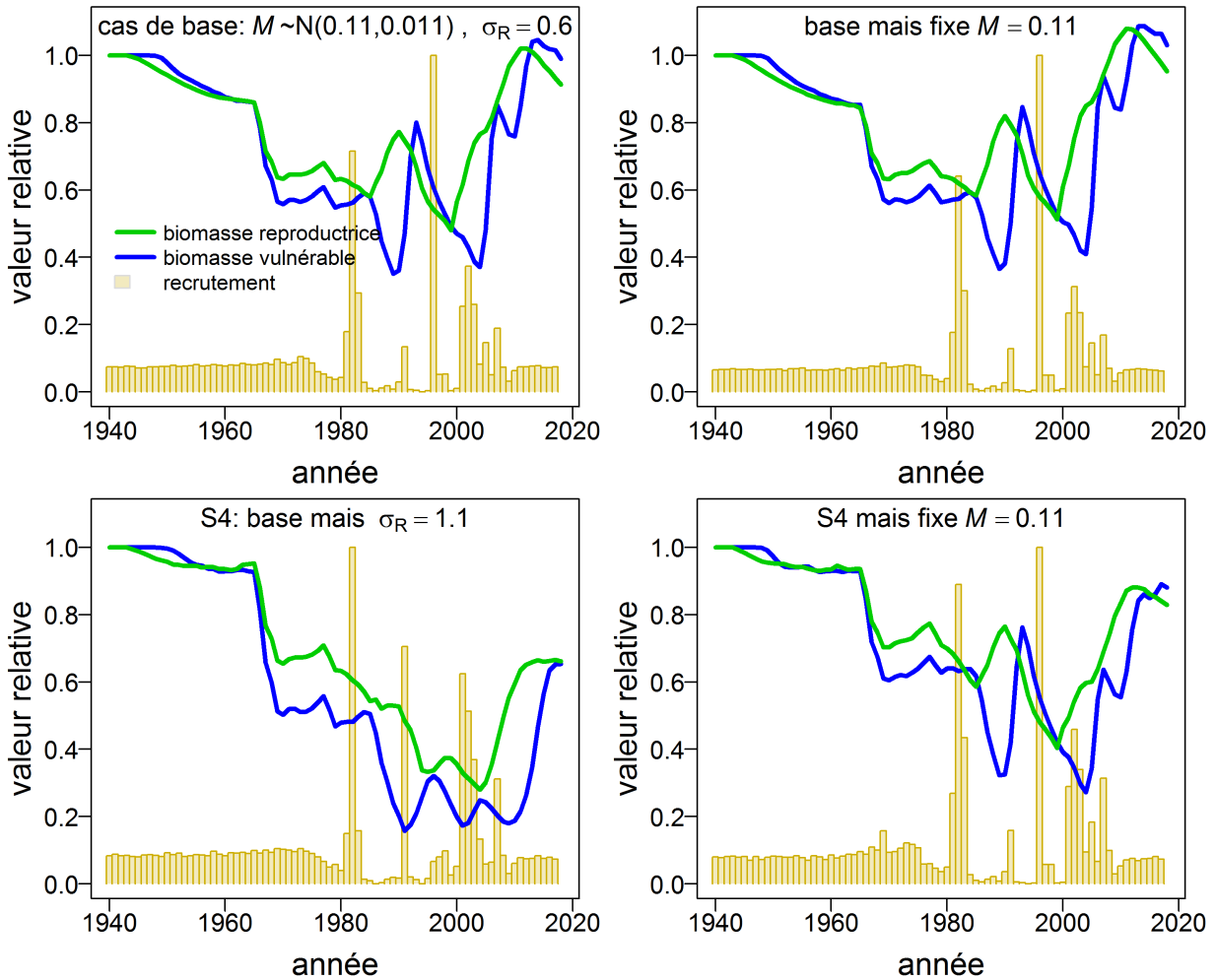


Figure F.43. C-B nord: trajectoires médianes du modèle associées aux biomasses féconde et vulnérable par rapport aux valeurs de la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_{2018}/B_0$  et  $V_{2018}/V_0$ ), et médiane du recrutement annuel normalisé (barres) pour le scénario de référence et l'exécution de sensibilité S4 ( $\sigma_R=1,1$ ), à gauche, et les deux exécutions correspondantes (D1 et D2) pour lesquelles  $M_{1,2}$  est fixée à 0,11, à droite.

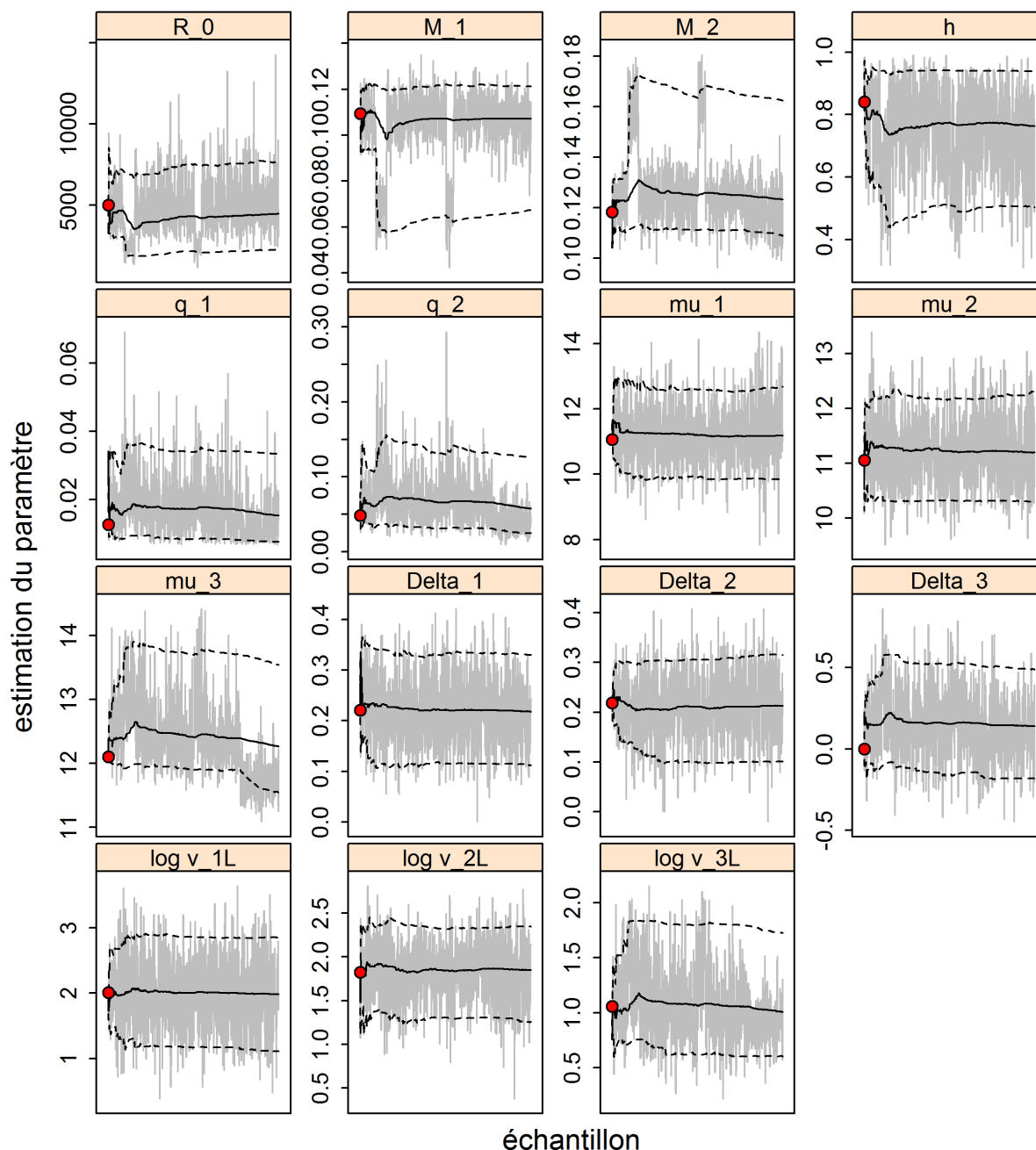


Figure F.44. C-B nord: Sensibilité 1 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

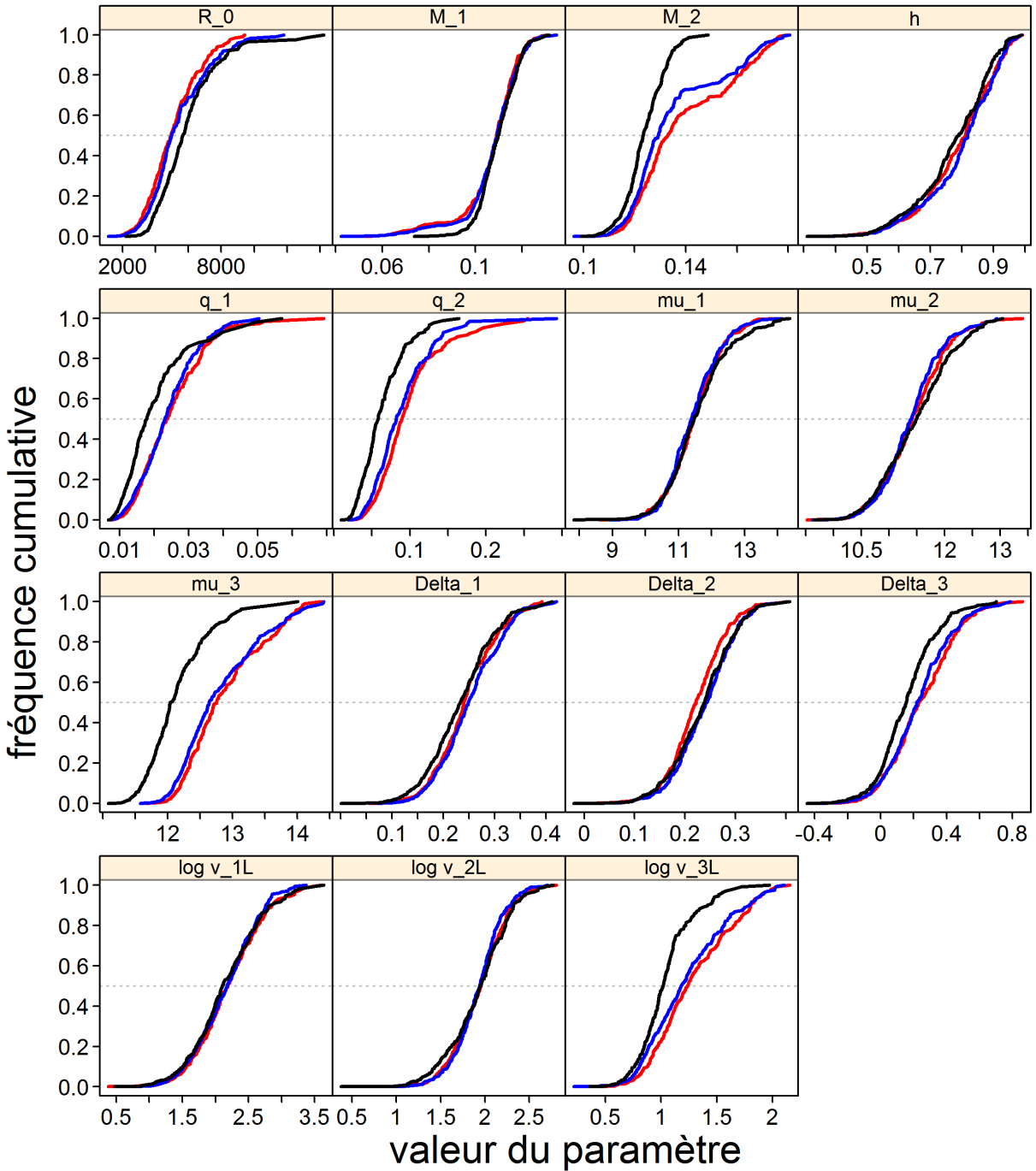


Figure F.45. C-B nord: Sensibilité 1 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

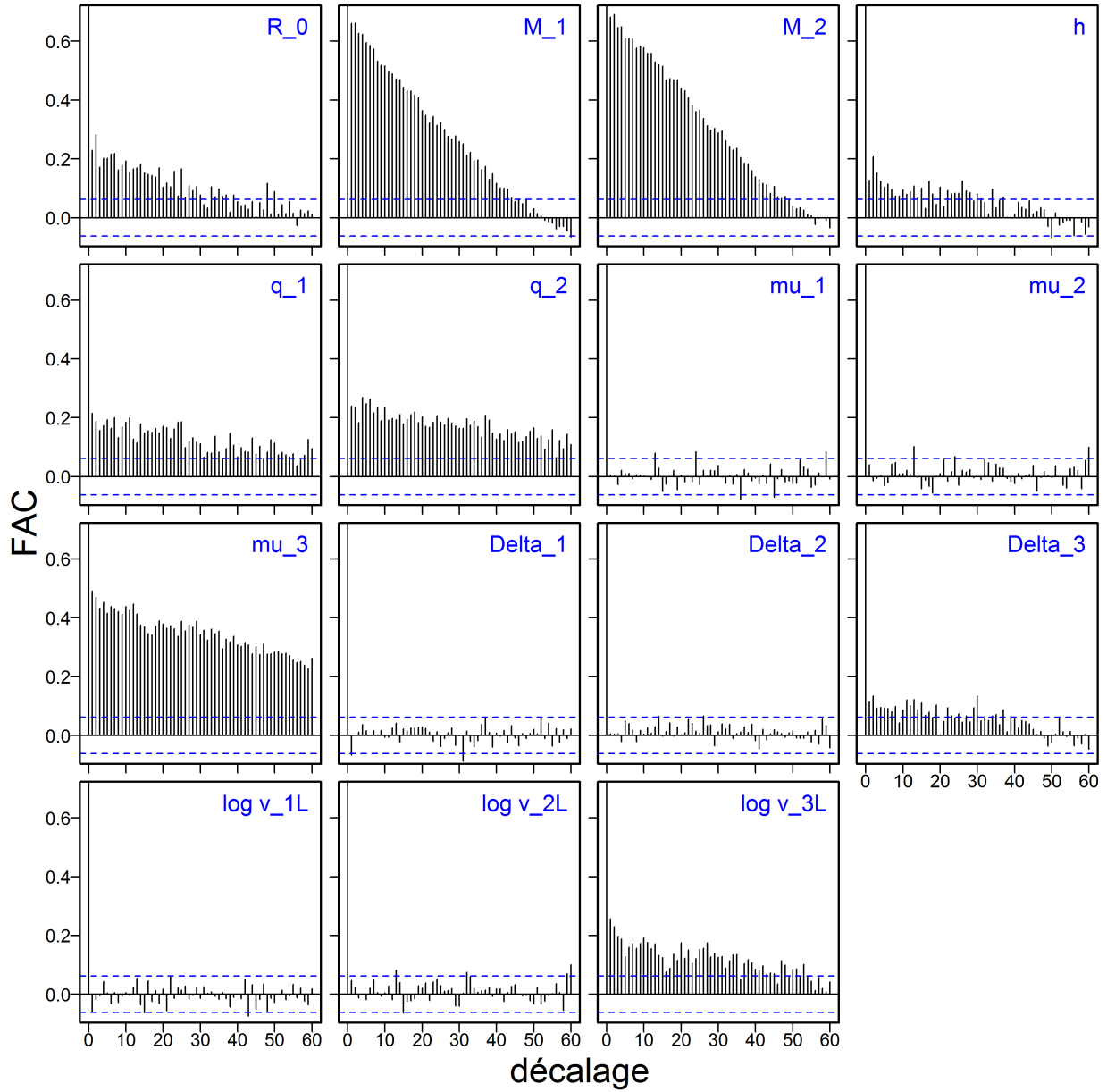


Figure F.46. C-B nord: Sensibilité 1 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats de la procédure de MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

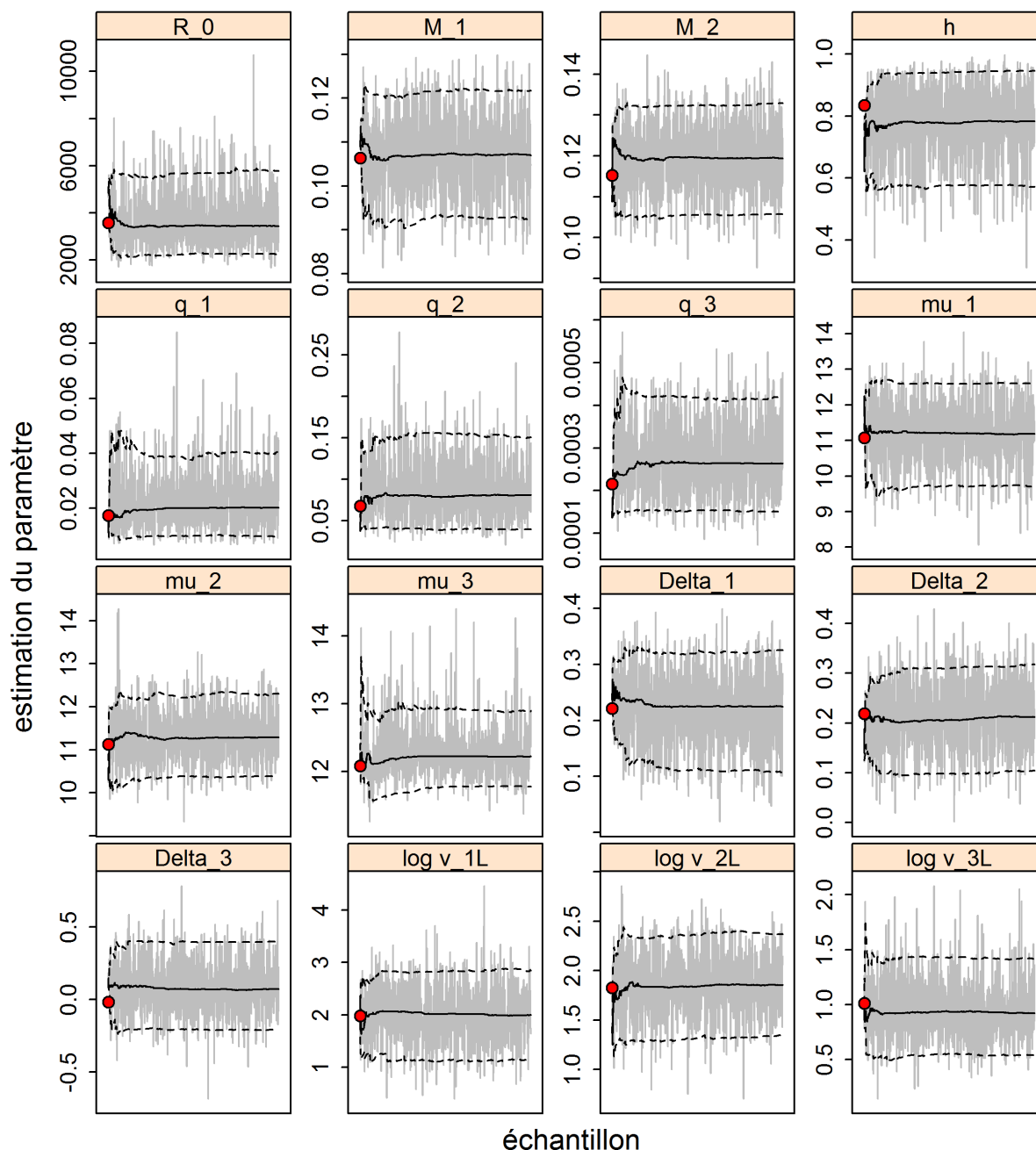


Figure F.47. C-B nord: Sensibilité 2 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.



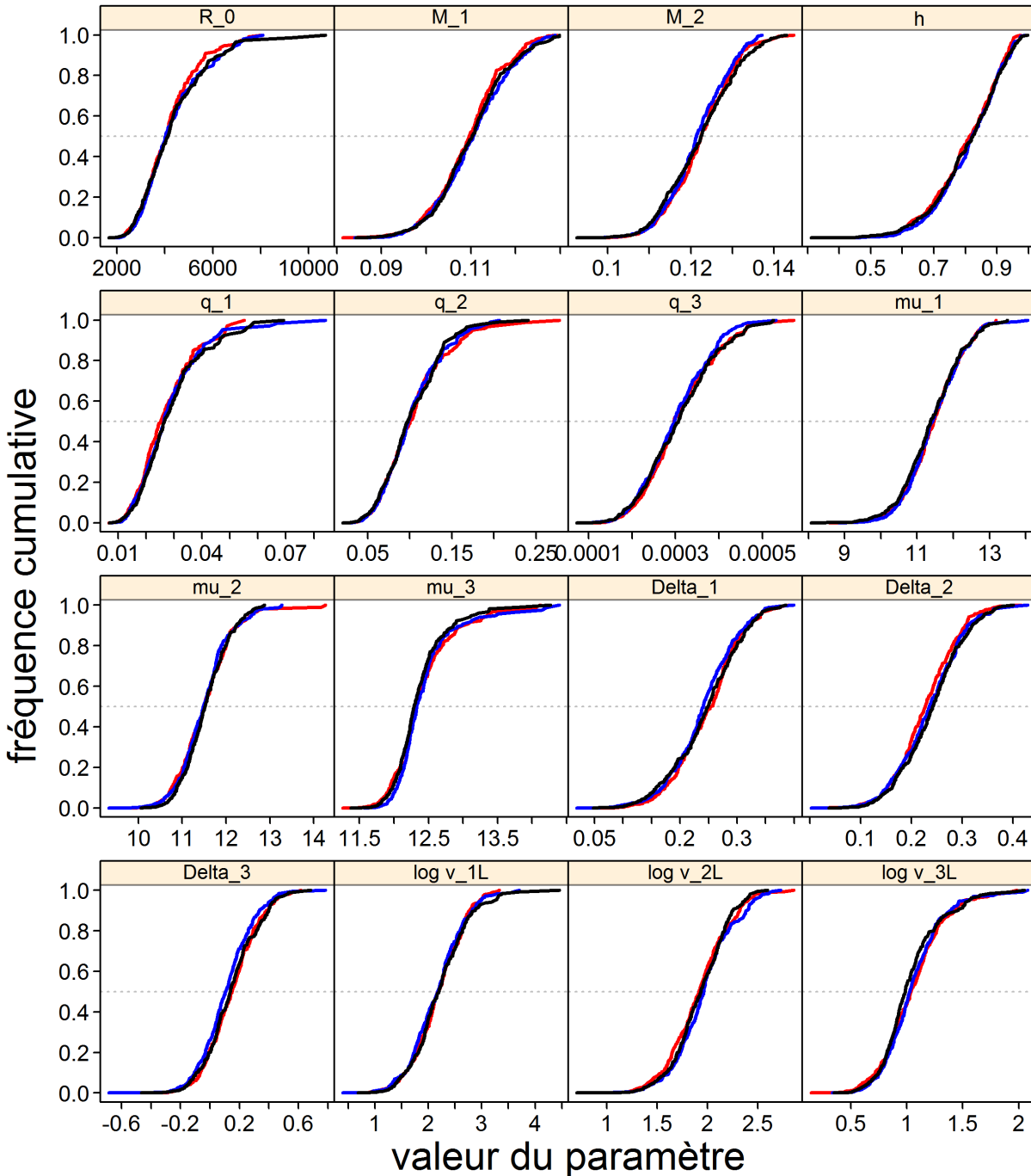


Figure F.48. C-B nord: Sensibilité 2 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

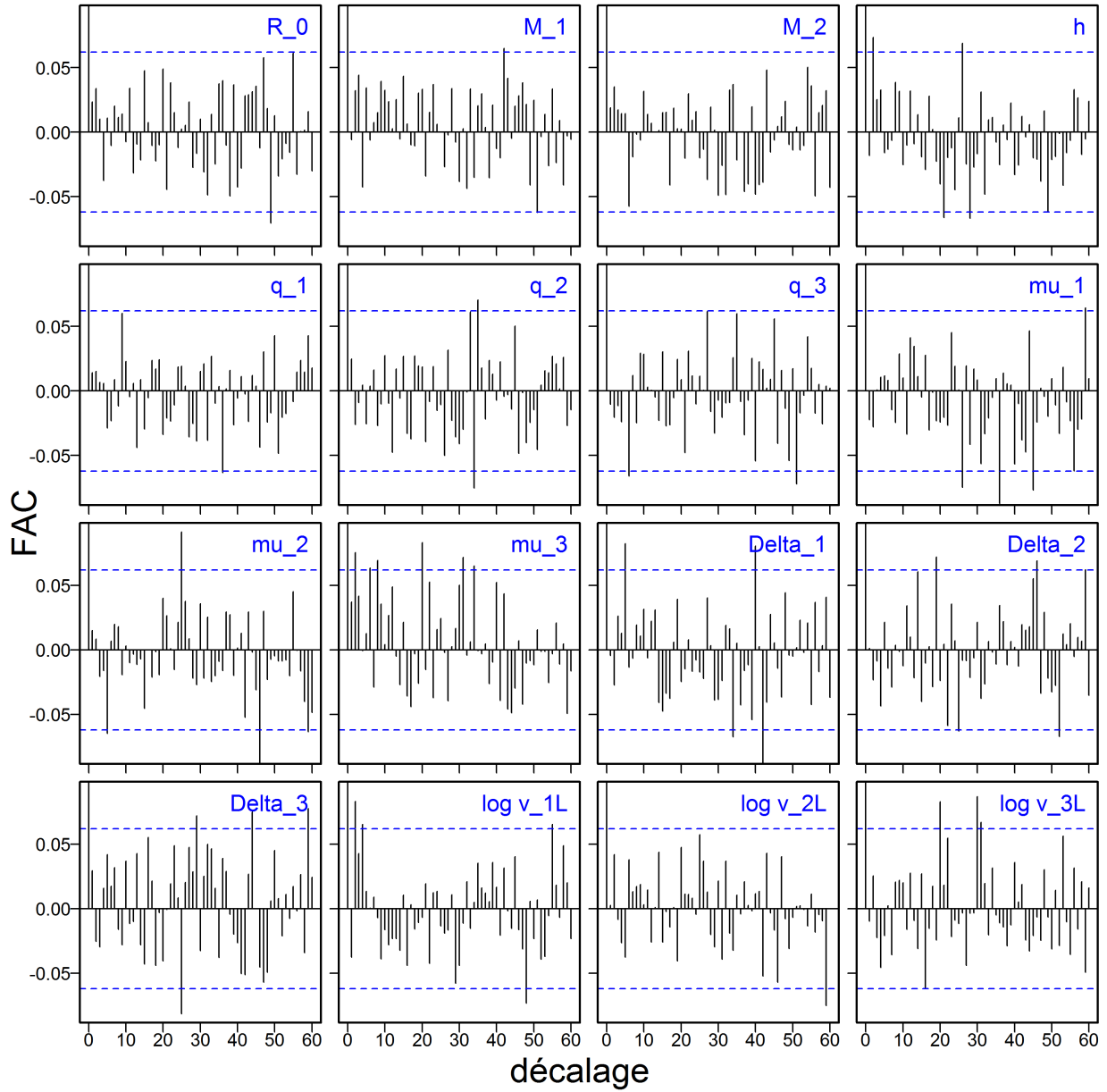


Figure F.49. C-B nord: Sensibilité 2 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats de la procédure de MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

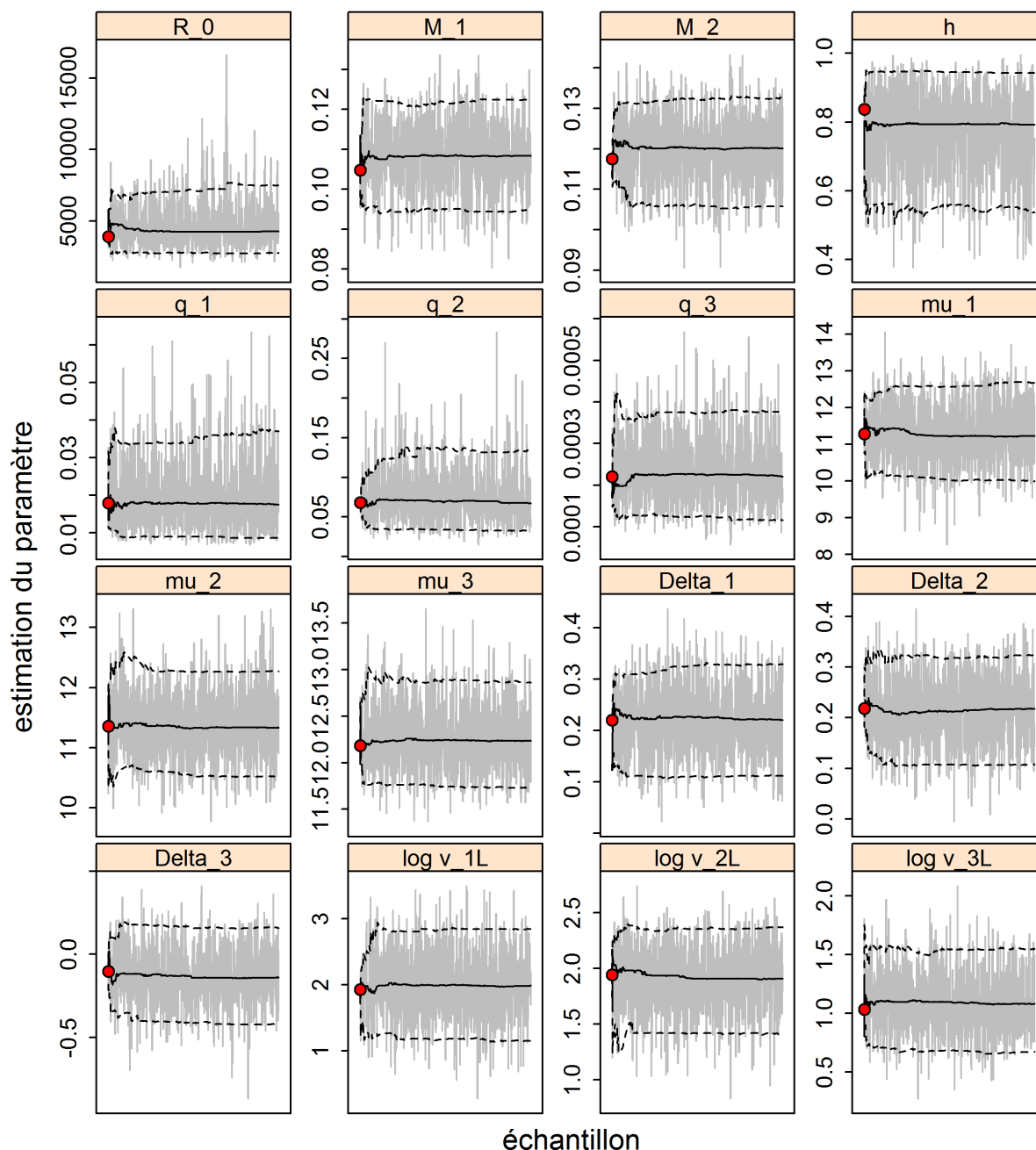


Figure F.50. C-B nord: Sensibilité 3 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

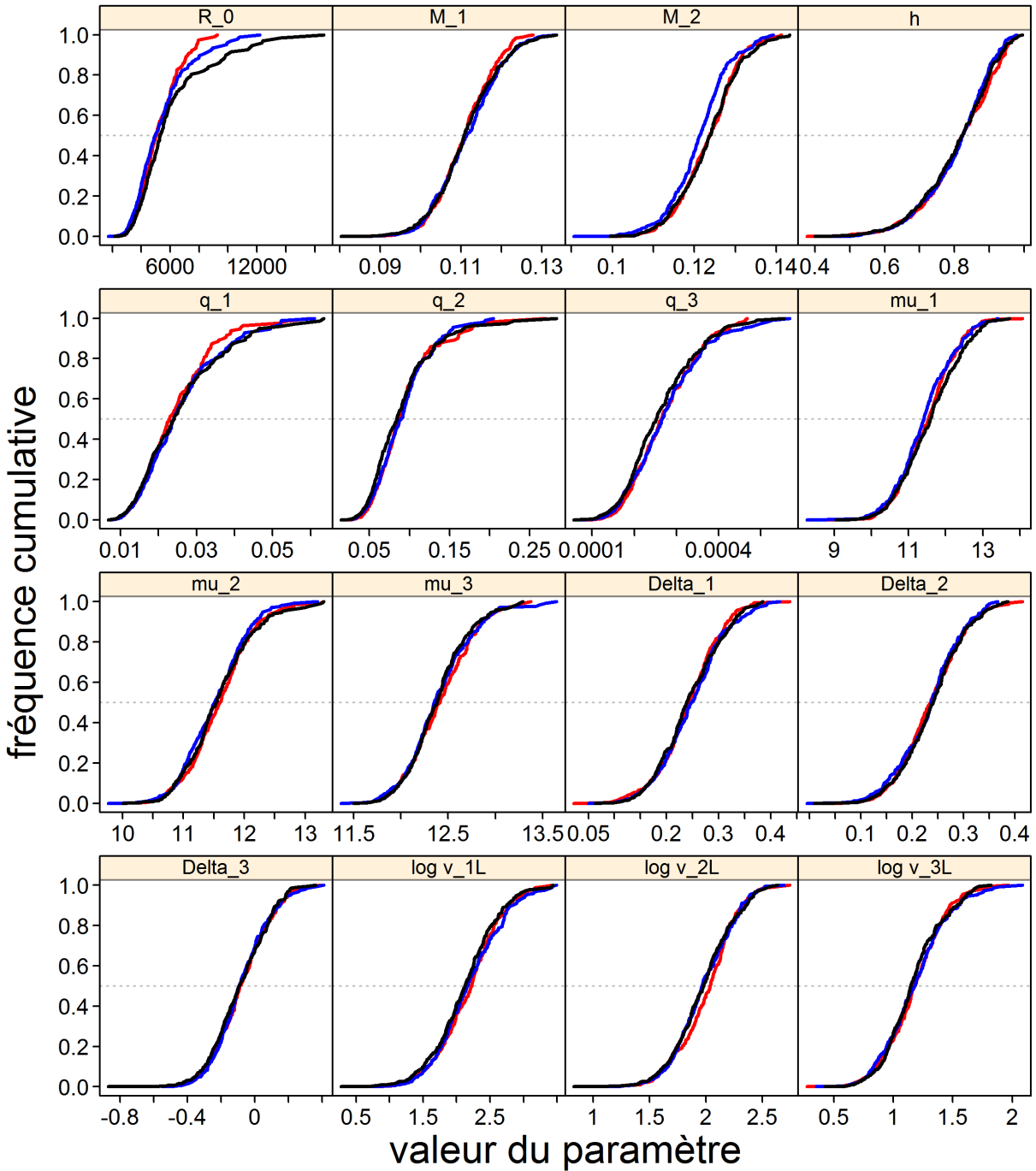


Figure F.51. C-B nord: Sensibilité 3 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

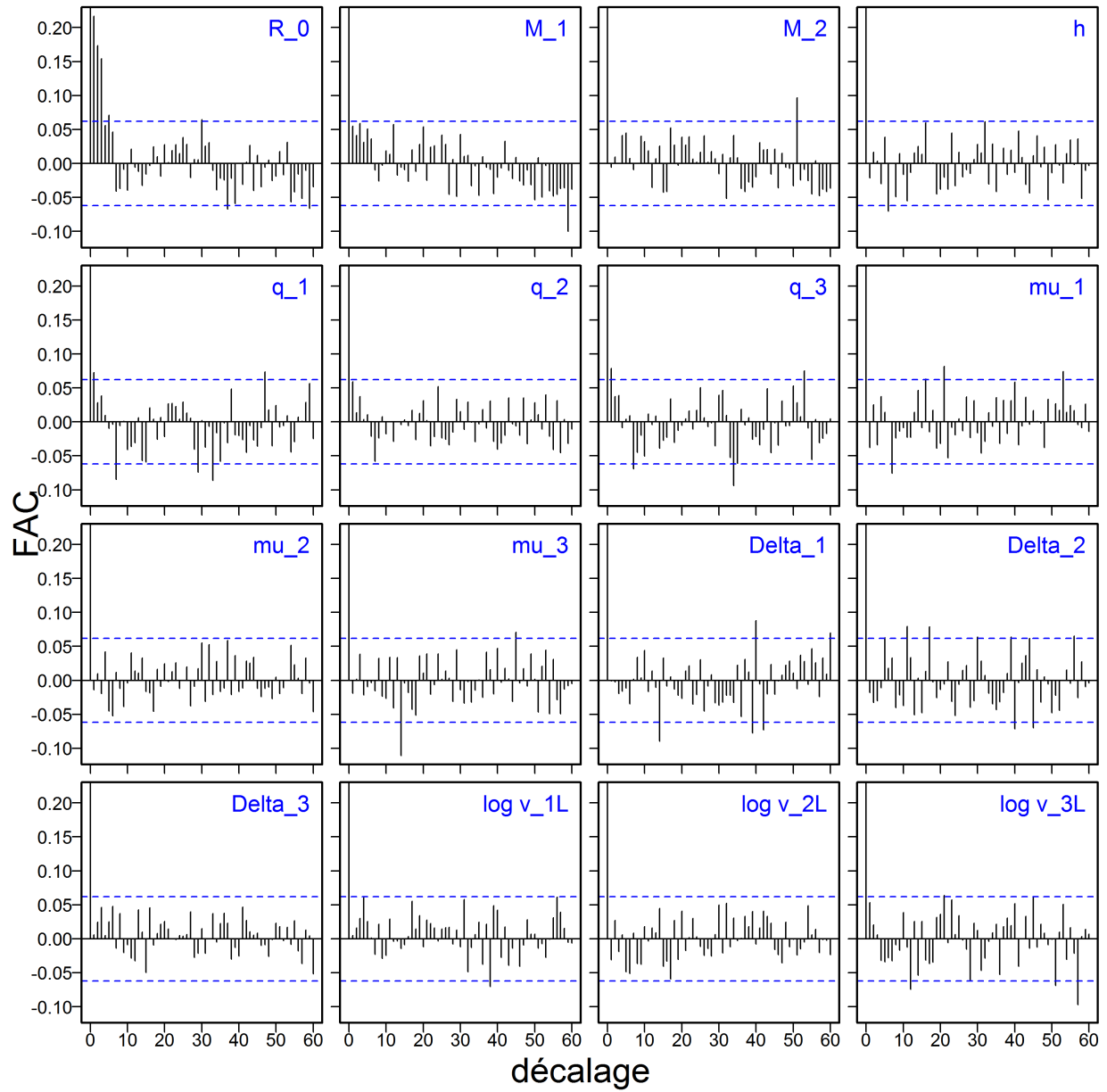


Figure F.52. C-B nord: Sensibilité 3 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats de la procédure de MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

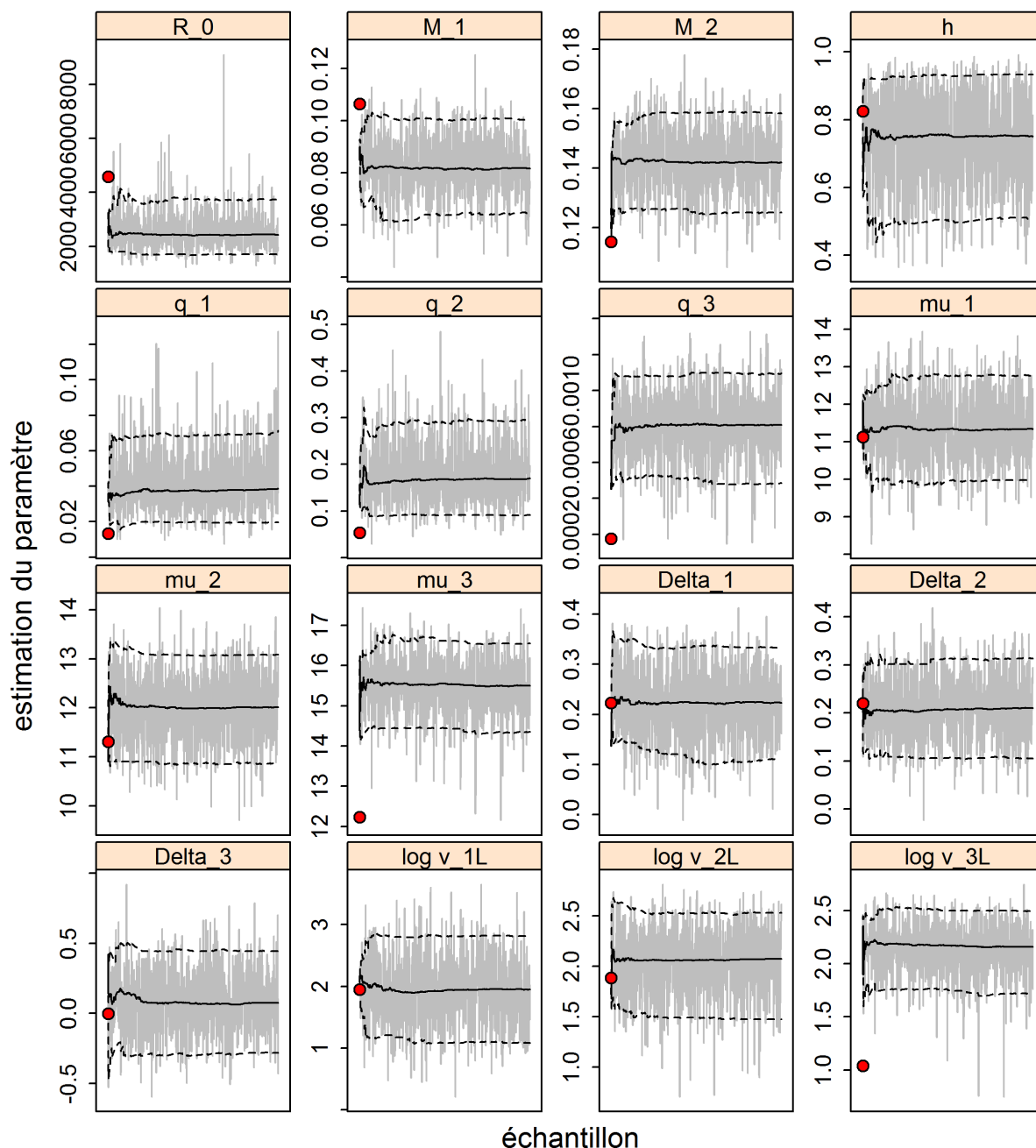


Figure F.53. C-B nord: Sensibilité 4 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

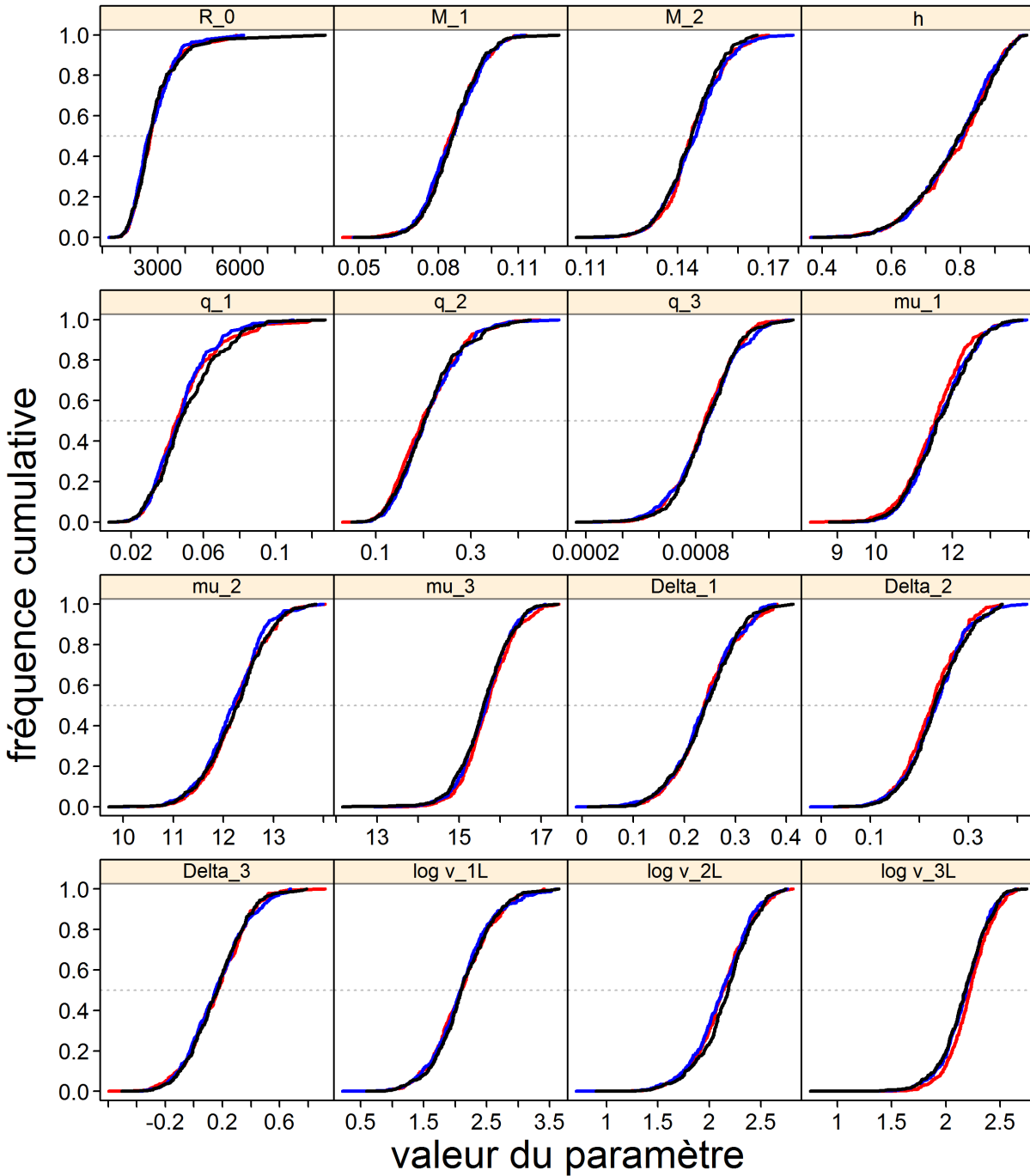


Figure F.54. C-B nord: Sensibilité 4 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

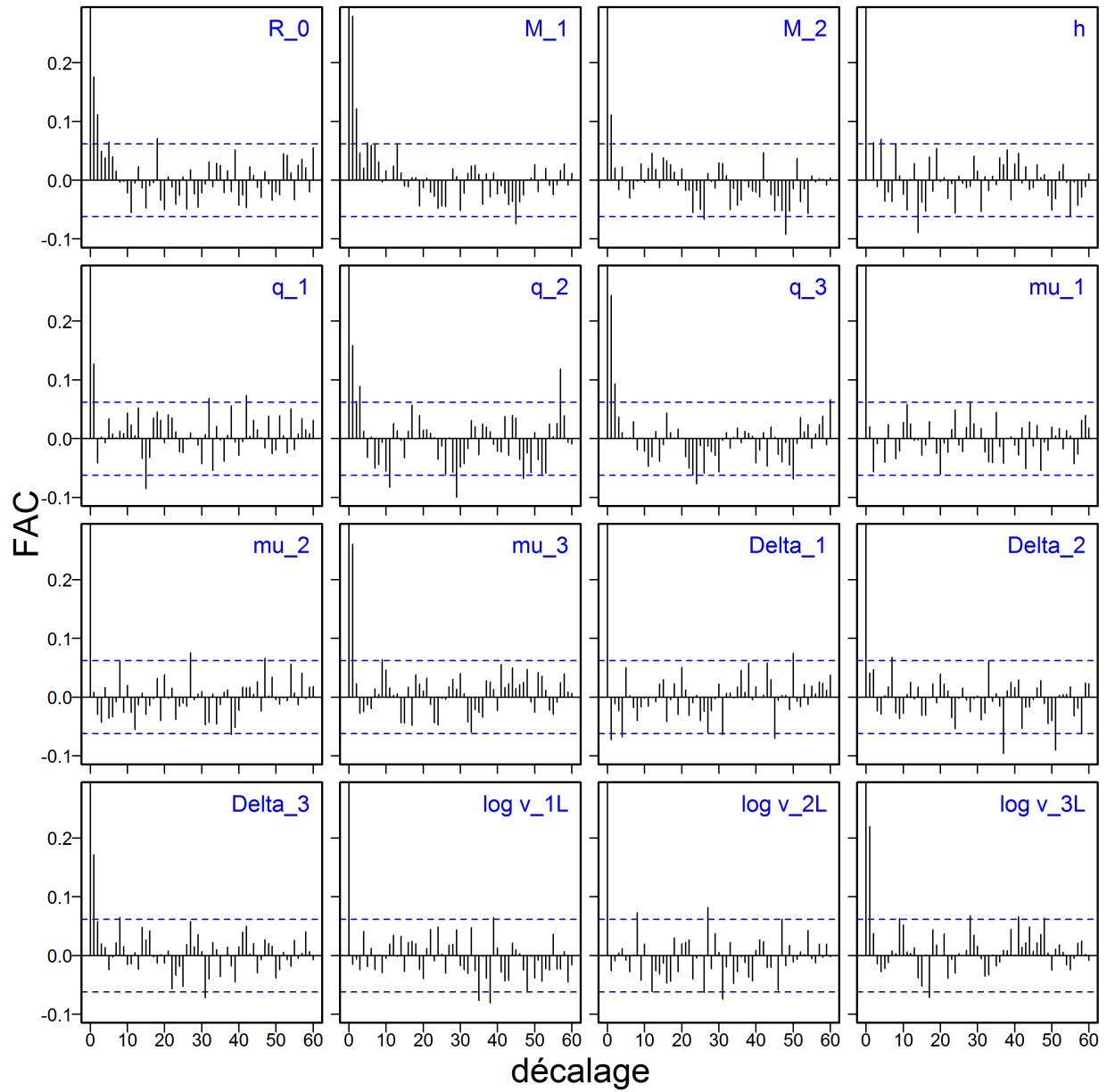


Figure F.55. C-B nord: Sensibilité 4 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats de la procédure de MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.



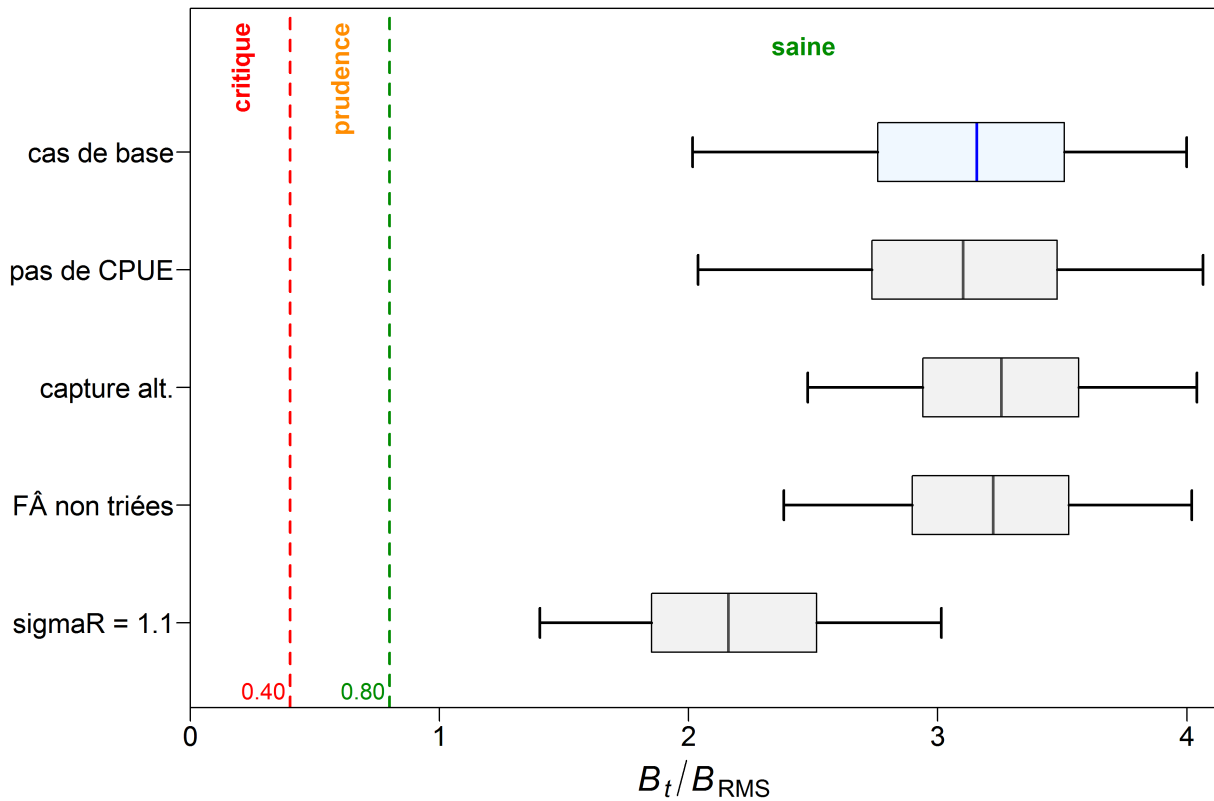


Figure F.56. C-B nord: État du stock de sébaste à raie rouge (zone 5DE) au début de 2018 selon les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit  $0,4B_{RMS}$  et  $0,8B_{RMS}$ , pour le scénario de référence (exécution 16) de l'évaluation du stock et les quatre exécutions de sensibilité suivantes : S1 = (exécution 19) retirer la série d'indices des CPUE de la pêche commerciale; S2 = (exécution 20) réduire les prises pendant les périodes d'activités des flottilles étrangères et les périodes d'activités de la flottille nationale avant la présence d'observateurs; S3 = (exécution 21) utiliser des proportions selon l'âge provenant uniquement d'échantillons non triés; S4 = (exécution 22) utiliser un écart-type plus élevé pour l'erreur de processus du recrutement ( $\sigma_R=1,1$ ). Les diagrammes de quartiles présentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95, tirés de la distribution a posteriori de la procédure de MCCM.

---

### F.3. STOCK DU SUD DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

#### F.3.1. Scénario de référence pour le stock du sud de la Colombie-Britannique

On a choisi le scénario de référence pour le sébaste à raie rouge à partir de l'exécution du modèle 16, qui comprenait les éléments ci-dessous.

- Cinq séries d'indices de l'abondance : relevé historique du GIG ( $g=1$ ), relevé synoptique de la COIV ( $g=2$ ), relevé synoptique du BRC ( $g=3$ ), relevé triennal de la COIV ( $g=4$ ) et série de CPUE de la pêche commerciale au chalut ( $g=5$ ).
- Présomption de deux sexes : femelle ( $s=1$ ) et mâle ( $s=2$ ).
- Proportions selon l'âge par sexe pour  $g = c(1:3,5)$ , calculées à partir de tous les échantillons (non triés et conservés).
- Distribution *a priori* normale pour la mortalité naturelle  $M_s$ ; CV = 10%.
- Distribution *a priori* normale pour l'âge à la pleine sélectivité des femelles ( $\mu_g$ ); CV = 20%;
- Limites de la variation de la vulnérabilité des mâles ( $\Delta_g$ ) et paramètre de la variance pour la partie gauche de la courbe de sélectivité ( $\nu_g L$ ) =  $c(-8, 10)$ ;
- Repondération des CV de l'abondance après l'utilisation de  $cv_{pro} = c(0,5, 0,3, 0,25, 0,5$  et  $0,2)$  pour les quatre relevés et la série de CPUE, respectivement.
- Repondération des tailles d'échantillon de la fréquence selon l'âge, de façon itérative, au moyen de la méthode de l'âge moyen de Francis (2011).
- Paramètre d'écart-type pour l'erreur de processus liée au recrutement ( $\sigma_R$ ) fixé à 0,6.

On a repondéré l'exécution du scénario de référence à trois reprises au moyen de la procédure de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge. On a ajusté les CV de l'indice de l'abondance lors de la première repondération uniquement au moyen de l'erreur de processus :  $c_p = 0,5, 0,3, 0,25, 0,5$  et  $0,2$  pour le relevé historique du GIG, le relevé synoptique de la COIV, le relevé synoptique du BRC, le relevé triennal de la COIV et la série de CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement. L'ensemble de données repondérées choisi pour l'analyse de la procédure de MCCM était celui qui produisait la plus petite somme des écarts absolus issus des five indices de l'écart-type des résidus normalisés équivalents à 1 pour les five séries d'indices de l'abondance (équation E.33).

##### F.3.1.1. Mode de distribution a posteriori (MDP) pour le stock du sud de la Colombie-Britannique

La procédure suivie dans le cadre de cette évaluation était de commencer par déterminer le meilleur ajustement du MDP selon les données en minimisant la vraisemblance logarithmique négative (tableaux F.15 et F.16). Les MDP sont devenus les points de départ des simulations de la procédure de MCCM. Les descriptions suivantes concernent le scénario de référence.

Voici ce qu'illustrent les tracés relatifs au MDP :

- ajustements des indices de relevés (figure F.57) et résidus connexes (figures F.58 à F.61);
- ajustement de la série de CPUE de la pêche commerciale au chalut de fond (figure F.62) et résidus connexes (figure F.63);
- ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge par sexe pour la série de la pêche commerciale au chalut (figures F.64 et F.65) et résidus connexes (figures F.66 à F.68);

- ajustements aux données sur l'âge par sexe pour le relevé synoptique du détroit d'Hecate (figure F.69) et résidus connexes (figures F.70 à F.72);
- ajustements aux données sur l'âge par sexe pour le relevé synoptique de la COHG (figure F.73) et résidus connexes (figures F.74 à F.76);
- comparaison entre les estimations de l'âge moyen générées par le modèle et les âges moyens observés (figure F.81);
- relation stock-recrutement et série chronologique relative au recrutement (figure F.82);
- écarts en matière de recrutement et autocorrélation de ceux-ci (figure F.83);
- ajustements pour les sélectivités des engins et ogive de maturité des femelles (figure F.84);
- biomasse féconde relative ( $B_t/B_0$ ) et prises sur la même échelle temporelle (figure F.85);
- exploitation au fil du temps et prises qui sont présentées une seconde fois aux fins de référence (figure F.86).

Les ajustements du modèle aux indices d'abondance étaient bons (figures F.57 et F.62), même si l'ajustement aux données du relevé synoptique du BRC de 2017 ne correspondait pas en ce qui concerne le point d'indice final. Les ajustements aux données sur la fréquence selon l'âge étaient généralement satisfaisants, même si les âges avancés étaient parfois sous-estimés pour les relevés (p. ex., figure F.73). Les estimations de l'âge moyen générées par le modèle correspondent aux âges moyens observés pour les données centrales de la pêche commerciale, mais ne sont pas bien ajustées au début et à la fin de la série (figure F.81); toutefois, leur correspondance aux âges moyens du relevé synoptique du BRC est excellente.

La relation stock-recrutement (figure F.82) présente la variation habituellement observée chez les sébastes lorsque l'ajustement est réalisé au moyen d'une fonction déterministe. Des vagues de recrutement importantes et épisodiques ont eu lieu en 1968, 1972, 1973 et 2000. Les écarts de recrutement fluctuent au fil du temps, mais une autocorrélation importante de ces écarts se produit à des décalages de 1, de 2 et de 22 à 24 (figure F.83). L'estimation de l'âge à la pleine sélectivité provenant du MDP se rapproche de l'âge 15 pour les relevés du GIG et du BRC, l'estimation relative à la pêche commerciale se rapproche de l'âge 12 et l'estimation relative au relevé de la COIV se rapproche de l'âge 11 (figure F.84). L'estimation de l'âge à la pleine sélectivité (âge 12) pour la pêche commerciale du stock du sud de la Colombie-Britannique est la même que l'estimation équivalente pour le scénario de référence du stock du nord de la Colombie-Britannique. Toutes les courbes de sélectivité se situent à droite de l'ogive de maturité (à l'exception de la courbe du relevé triennal de la COIV, qui a été fixée et qui suit la maturité), ce qui indique que seuls des individus matures sont capturés dans le cadre des activités de la pêche commerciale et des trois relevés.

La biomasse féconde ( $B_t$ ) par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_0$ ) montre une certaine diminution; la biomasse féconde actuelle ( $B_{2018}$ ) correspond à  $0,614B_0$  (figure F.85). Toutefois, les taux d'exploitation annuels ( $u_t$ ) ne sont pas élevés, dépassant seulement 0,08 pour quatre années.

### F.3.1.1.1. Tableaux du MDP relatif au SCB pour le scénario de référence

Tableau F.15. C-B sud: Valeurs a priori et estimations du MDP pour les paramètres estimés. Information a priori – distributions : 0 = uniforme, 1 = normale, 2 = log-normale, 5 = bêta

Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Initiale	MDP
<b><math>R_0</math> (recrutement à l'état vierge)</b>					
1	(1, 1e+07)	0	(0, 0)	10 000	11 868,1
<b><math>M_s</math> (mortalité naturelle par sexe <math>s</math>, où <math>s = 1</math> [femelle], 2 [mle])</b>					
4	(0,02, 0,2)	1	(0,11, 0,011)	0,11	0,0923572
4	(0,02, 0,2)	1	(0,11, 0,011)	0,11	0,125672
<b><math>h</math> (pente de la courbe reproductrice-recrue)</b>					
5	(0,2, 0,999)	5	(4,574, 2,212)	0,674	0,813035
<b><math>\epsilon_t</math> (écarts de recrutement)</b>					
2	(-15, 15)	1	(0, 0,6)	0	Fig F.83
<b><math>\omega</math> (recrutement initial)</b>					
-1	(0, 2)	0	(1, 0,1)	1	1

Tableau F.16. Sud de la C.-B. : Valeurs a priori et estimations du MDP pour l'indice  $g$  (relevés et pêche commerciale).

Indice $g$	Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Initiale	MDP	exp (MDP)
<b>Mode de capturabilité CPUE (captures par unité d'effort) (<math>\log q_g</math> où <math>g = 5</math>)</b>							
5	1	(-15, 15)	0	(0, 0,1)	-1,60944	-9,3916	8,3425e-05
<b>Mode de capturabilité des relevés (<math>\log q_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 4</math>)</b>							
1	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-3,5193	0,02962
2	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-1,618	0,1983
3	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-1,6564	0,19082
4	1	(-12, 5)	0	(0, 0,6)	-5	-1,4246	0,2406
<b>Sélectivité commerciale (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 5</math>)</b>							
5	3	(5, 40)	1	(10,748, 2,1496)	10,748	12,435	
<b>Sélectivité des relevés (<math>\mu_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 4</math>)</b>							
1	3	(5, 40)	1	(18,232, 5,28044)	18,232	15,016	
2	3	(5, 40)	1	(15,6391, 2,39214)	15,6391	11,424	
3	3	(5, 40)	1	(15,9947, 2,72092)	15,9947	15,679	
4	-3	(5, 40)	0	(8,06889, 2,42067)	8,06889	8,0689	
<b>Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité commerciale (<math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 5</math>)</b>							
5	4	(-15, 15)	1	(1,57823, 0,305195)	1,57823	2,6422	
<b>Variance (à gauche) de la courbe de sélectivité des relevés (<math>\log v_{gL}</math>, où <math>g = 1, \dots, 4</math>)</b>							
1	4	(-15, 15)	1	(4,50131, 1,0652)	4,50131	3,7038	
2	4	(-15, 15)	1	(3,41953, 0,64788)	3,41953	3,1402	
3	4	(-15, 15)	1	(3,71443, 0,497083)	3,71443	3,7088	
4	-4	(-15, 15)	0	(2,27674, 0,683022)	2,27674	2,2767	

suite à la page suivante

Indice $g$	Phase	Plage	Type	(Moyenne, ET)	Initiale	MDP	exp (MDP)
<b>Changement de la sélectivité commerciale pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 5</math>)</b>							
5	4	(-8, 10)	1	(0,008827, 0,238791)	0,008827	0,20616	
<b>Changement de la sélectivité des relevés pour les mâles (<math>\Delta_g</math>, où <math>g = 1, \dots, 4</math>)</b>							
1	4	(-8, 10)	1	(1,3868, 2,53843)	1,3868	0,22938	
2	4	(-8, 10)	1	(0,221431, 0,066181)	0,221431	0,21274	
3	4	(-8, 10)	1	(-0,153374, 0,769265)	-0,153374	-0,14482	
4	-4	(-8, 10)	0	(0, 1)	0	0	

Tableau F.17. C-B sud: Log-vraisemblances négatives et fonction objective des résultats du MDP pour les deux modèles. Les paramètres et les symboles de vraisemblance sont définis à l'annexe F. Pour les indices ( $\hat{I}_{tg}$ ) et les proportions selon l'âge ( $\hat{p}_{atgs}$ ), les indices  $g = 1...4$  désignent les relevés au chalut et l'indice  $g = 5+$  désigne la pêche commerciale.

Description et log-vraisemblance négative et valeur		
Relevé 1	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t1}\})$	4,85
Relevé 2	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t2}\})$	-1,51
Relevé 3	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t3}\})$	-3,78
Relevé 4	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t4}\})$	0,12
CPUE 1	$\log L_3 (\Theta   \{\hat{I}_{t1}\})$	-23,72
CAs 1	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at1s}\})$	-199,6
CAs 2	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at2s}\})$	-1005,1
CAs 3	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at3s}\})$	-1513,31
CAC 1	$\log L_2 (\Theta   \{\hat{p}_{at5s}\})$	-4667,44
Valeur a priori	$\log L_1 (\Theta   \{\epsilon_t\}) - \log (\pi(\Theta))$	51,88
Fonction objective $f(\Theta)$		-7357,63

F.3.1.1.2. Figures du MDP relatif au SCB pour le scénario de référence

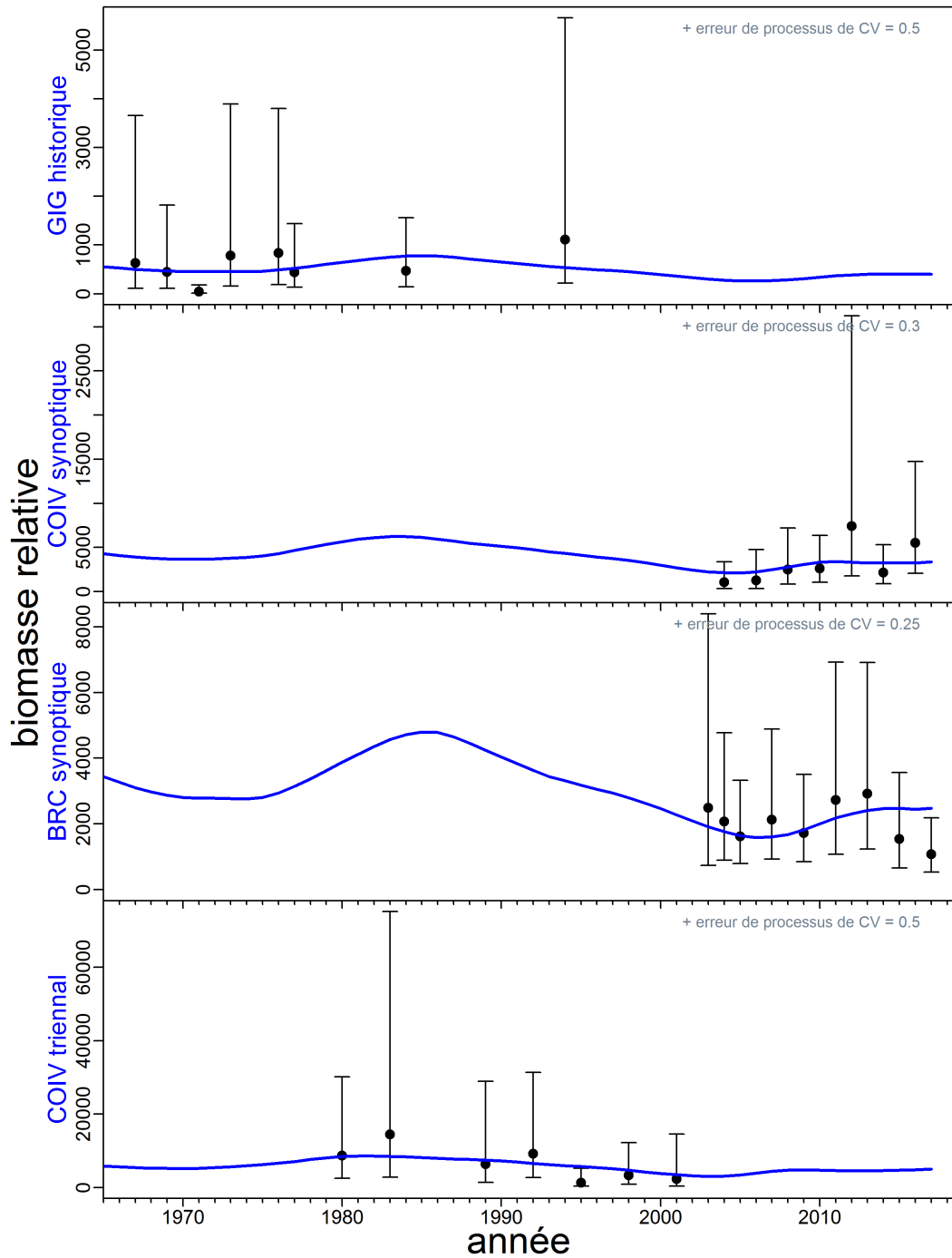


Figure F.57. C-B sud: Valeurs de l'indice de relevé (points), intervalles de confiance à 95% (barres) et ajustements du modèle de MDP (courbes) pour la série de relevés indépendants de la pêche.

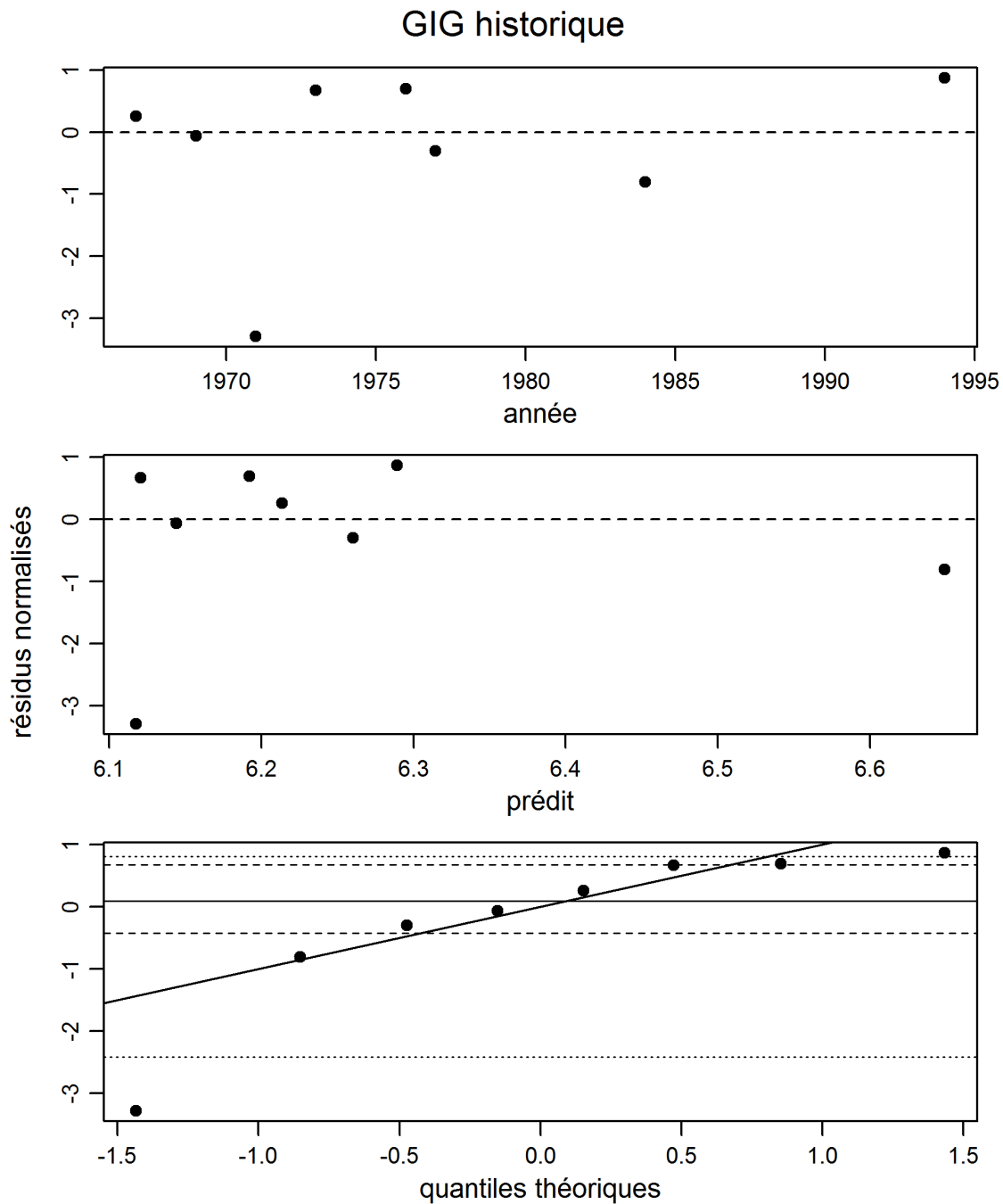


Figure F.58. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés historiques du Canyon de l'île Goose (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

## COIV synoptique

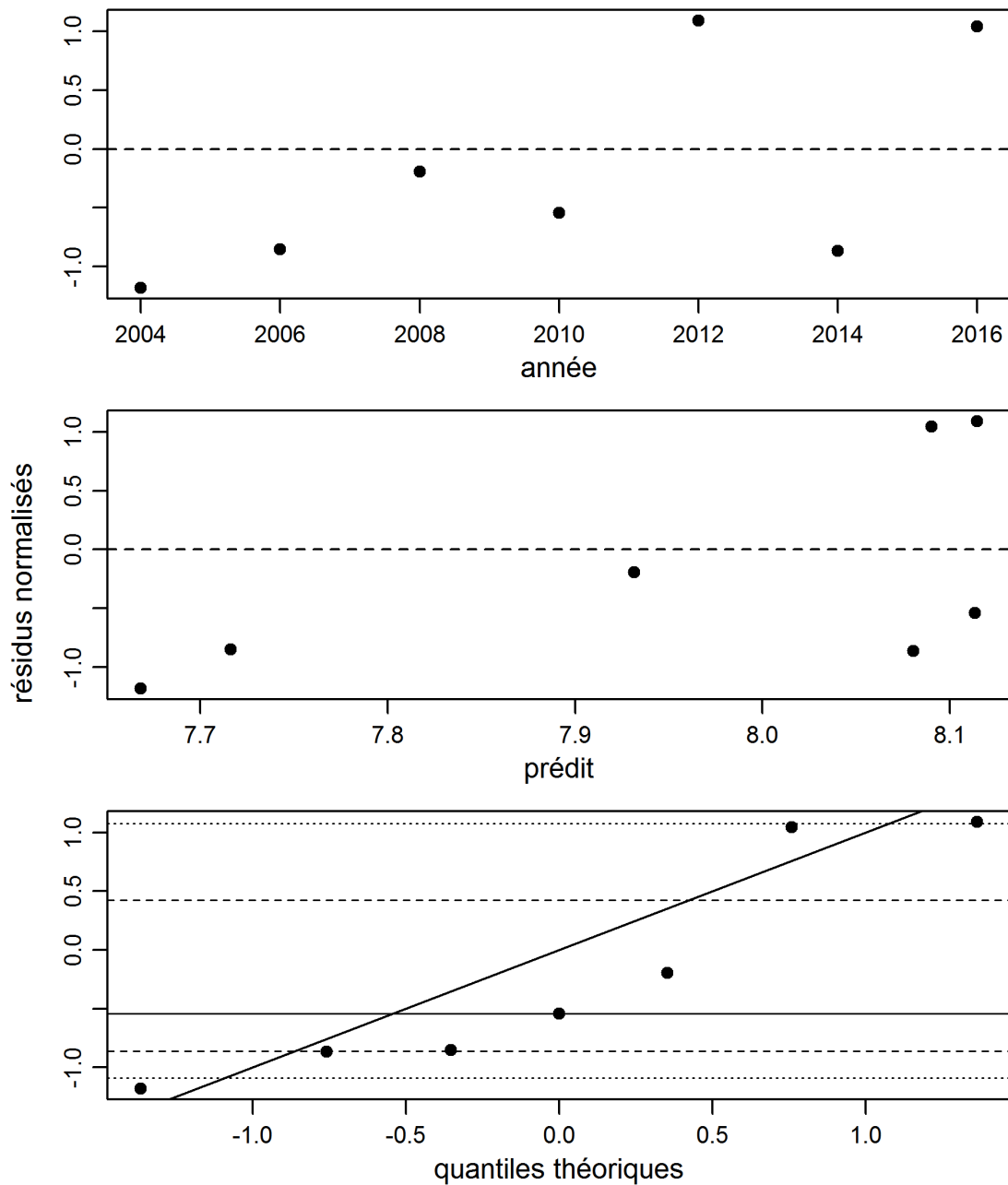


Figure F.59. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés synoptiques de la côte ouest de l'île de Vancouver (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).



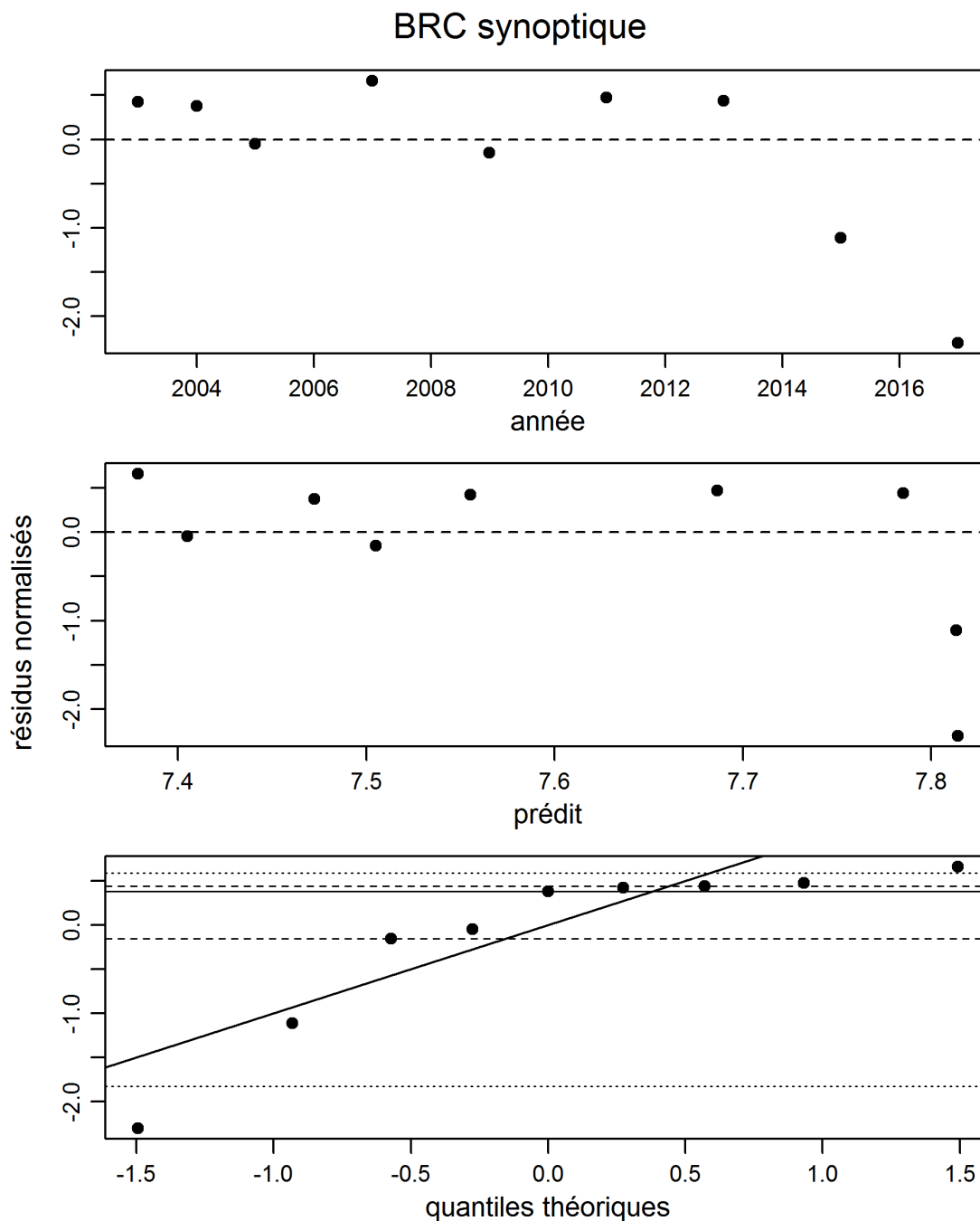


Figure F.60. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

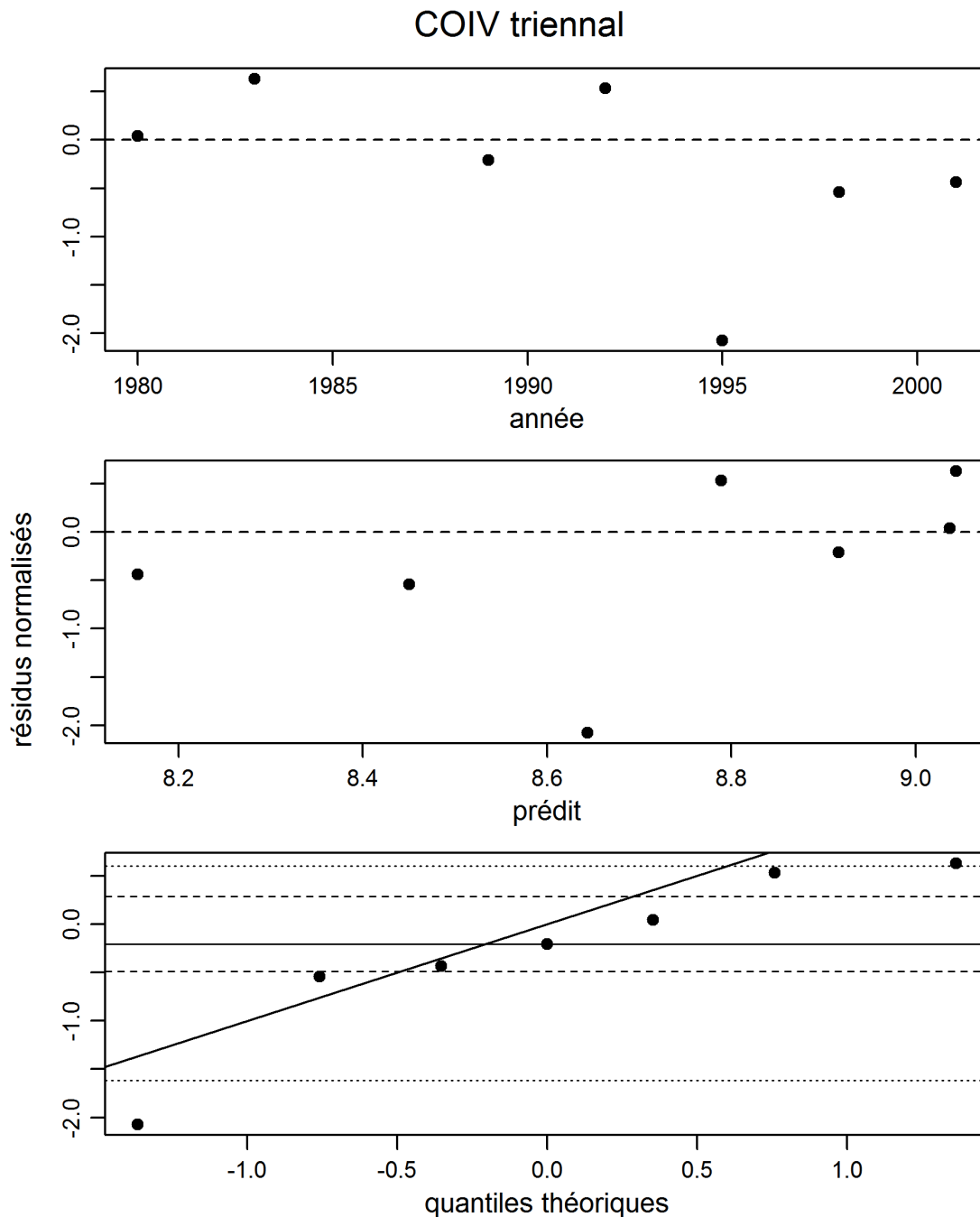


Figure F.61. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle à la série de relevés triennals de la côte ouest de l'île de Vancouver (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

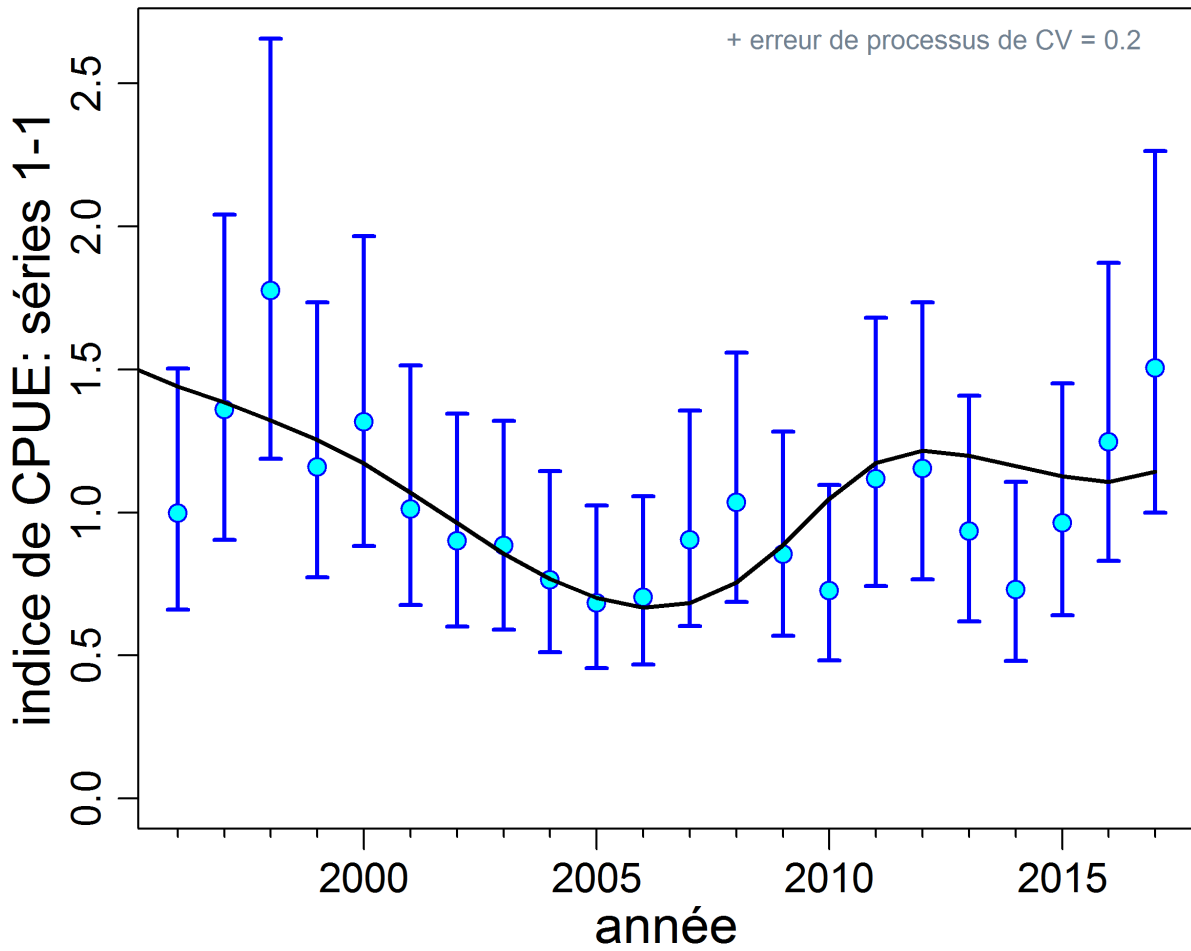


Figure F.62. C-B sud: Série d'indices de CPUE, les barres d'erreur de 90% sont basées sur l'hypothèse log-normale (barres d'erreur à double vérification).

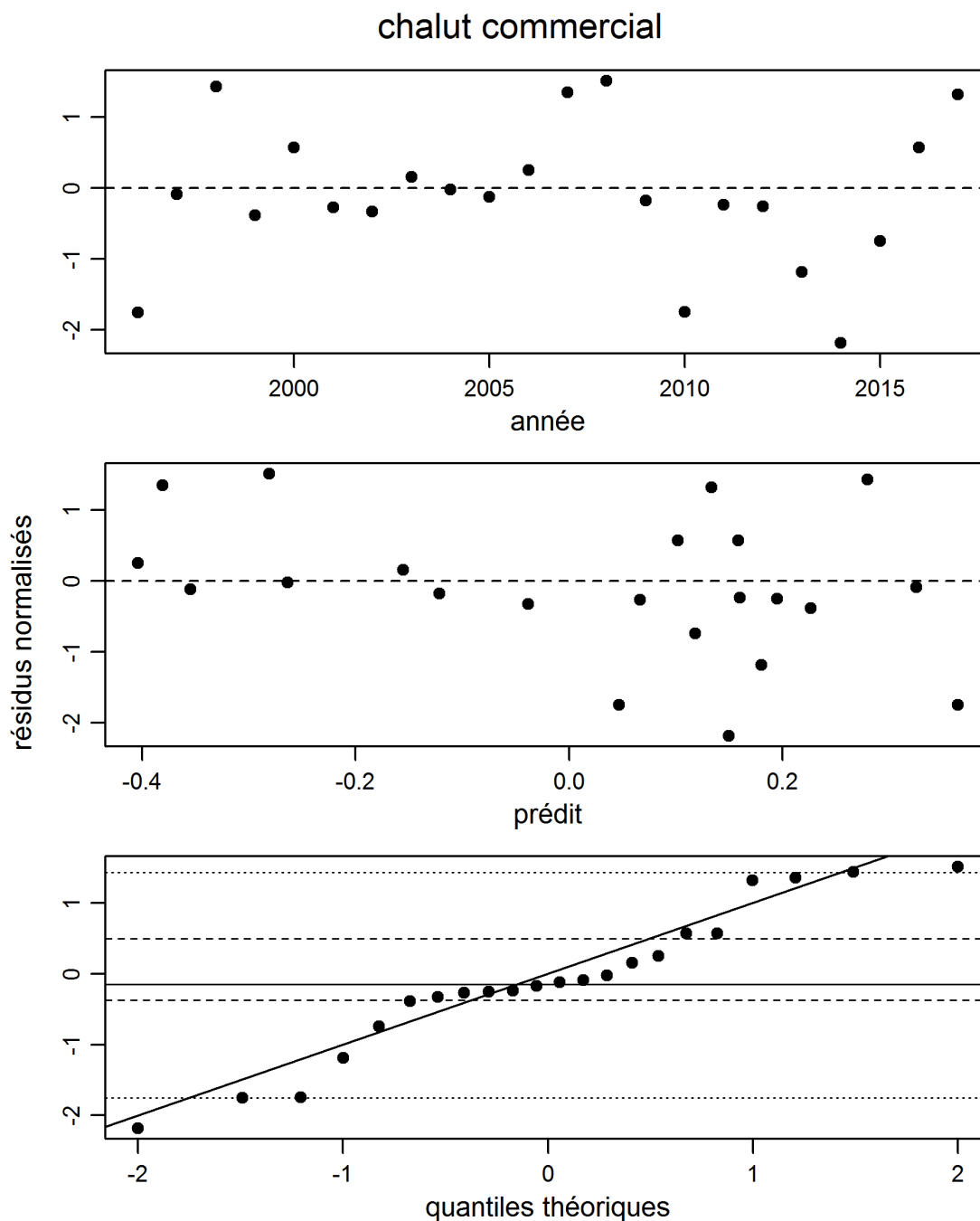


Figure F.63. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle à la série CPUE au chalut de fond (valeurs du MDP). Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les trois graphiques montrent, respectivement, les résidus par année d'indice, les résidus par rapport à l'indice prédit et les diagrammes quantile-quantile normaux pour les résidus (les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles).

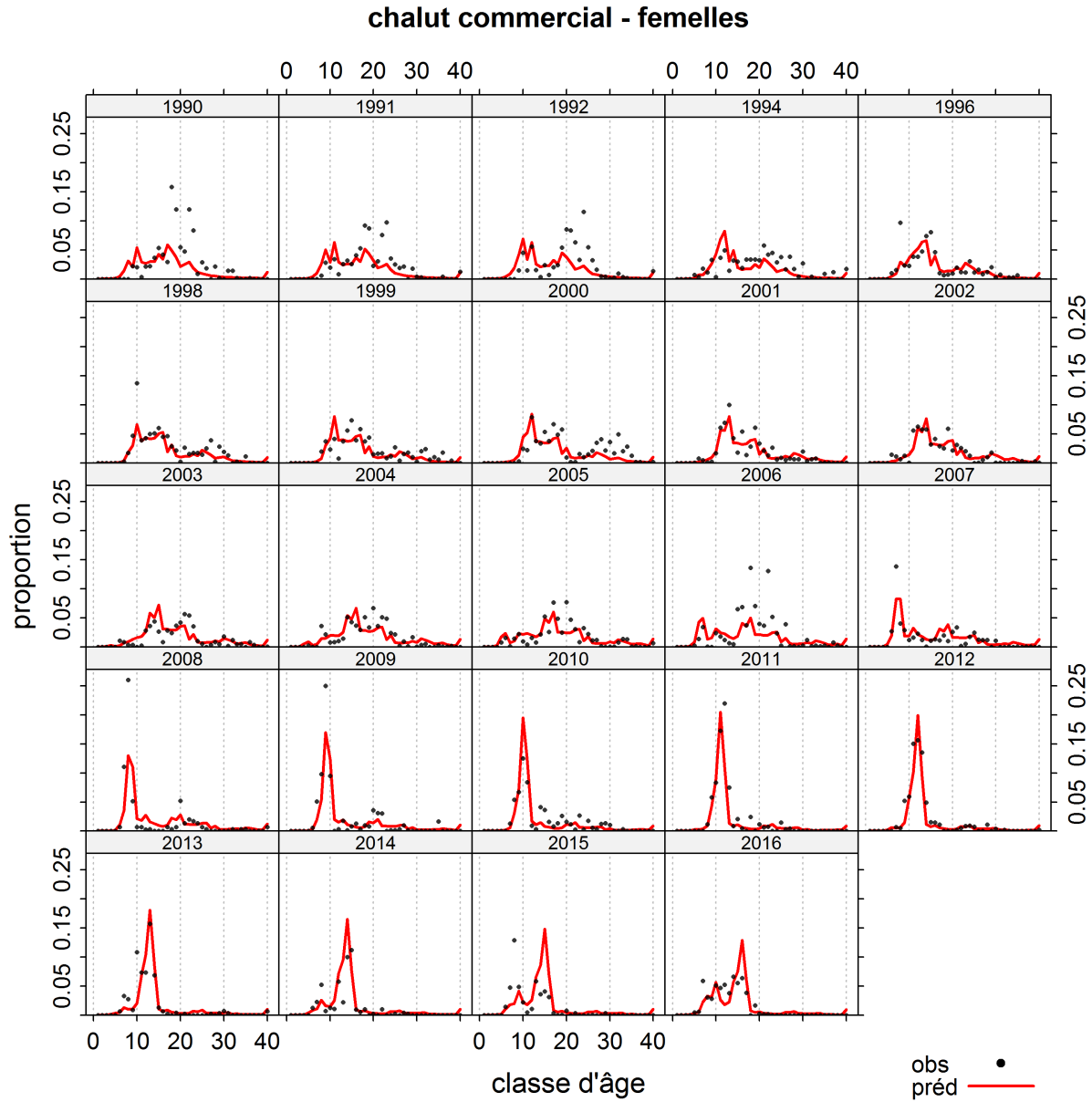


Figure F.64. C-B sud: Proportions selon l'âge observées et prédites pour les femelles pêchées au chalut commercial. à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

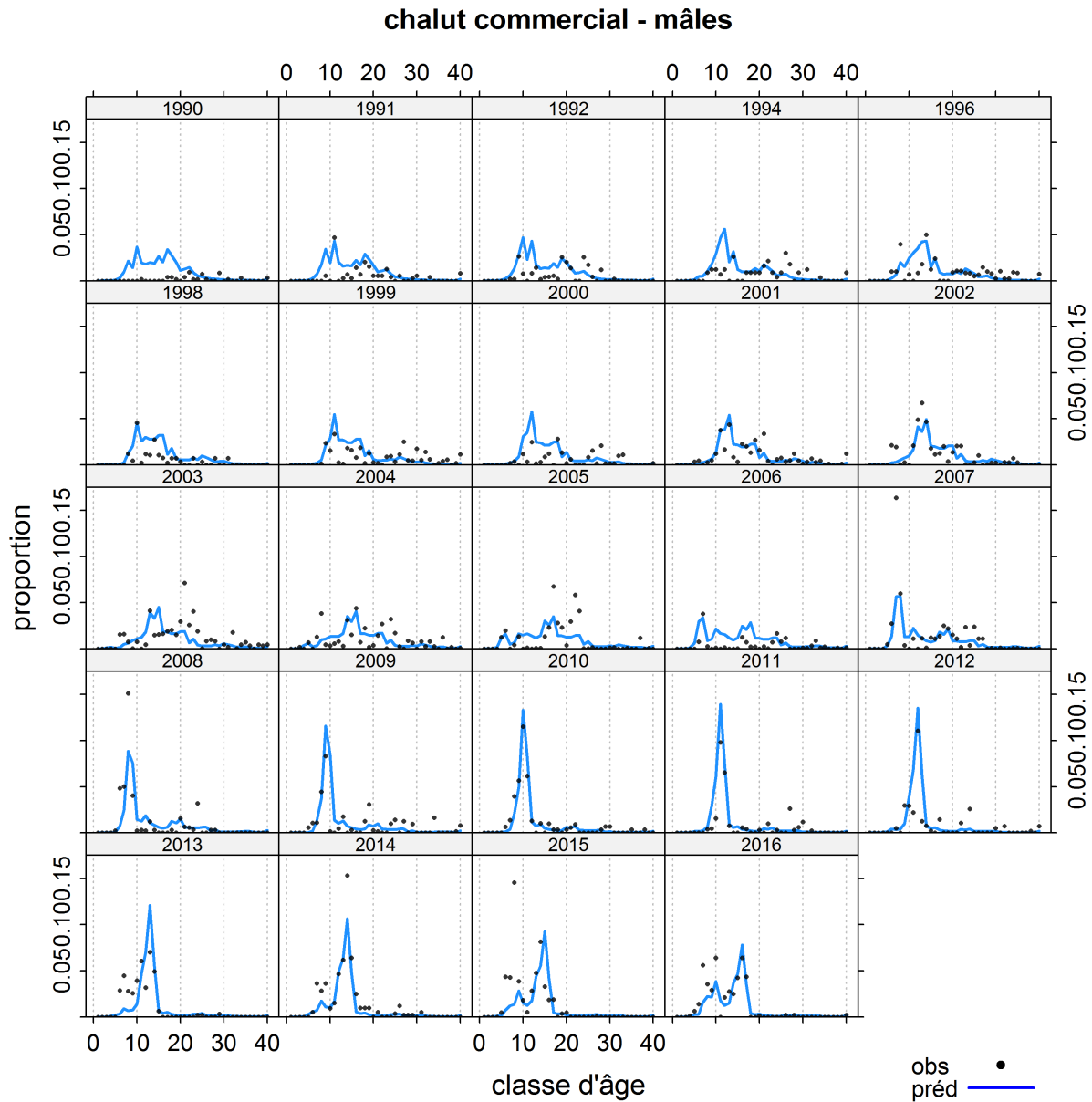


Figure F.65. C-B sud: Proportions selon l'âge observées et prédites pour les mâles pêchés au chalut commercial. à noter que les années ne sont pas nécessairement consécutives.

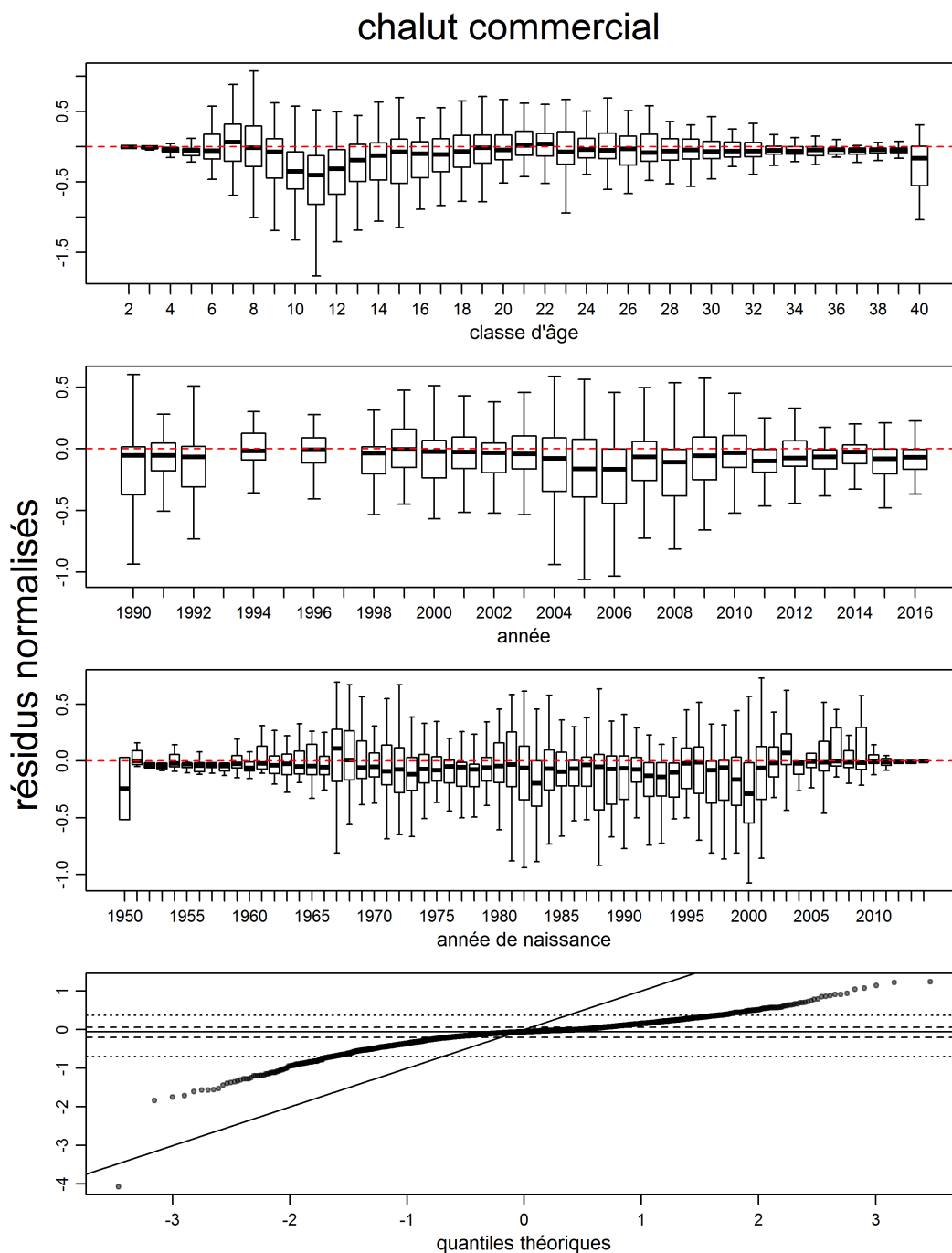


Figure F.66. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) pour les événements de chalutage commercial. Les axes verticaux représentent des résidus normalisés. Les diagrammes de quartiles montrent, respectivement, les résidus par classe d'âge, par année de données et par année de naissance (en suivant une cohorte au fil du temps). Les rectangles des diagrammes donnent les écarts interquartiles, avec des lignes en gras représentant les médianes et des moustaches s'étendant jusqu'au point de données le plus extrême qui est  $< 1,5$  fois inférieur à l'écart interquartile du rectangle. Le graphique inférieur est le graphique quantile-quantile normal pour les résidus, avec la ligne 1:1, bien que les résidus ne devraient pas être normalement distribués en raison de la fonction de vraisemblance utilisée. Les lignes horizontales donnent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles (pour un total de 1 872 résidus).

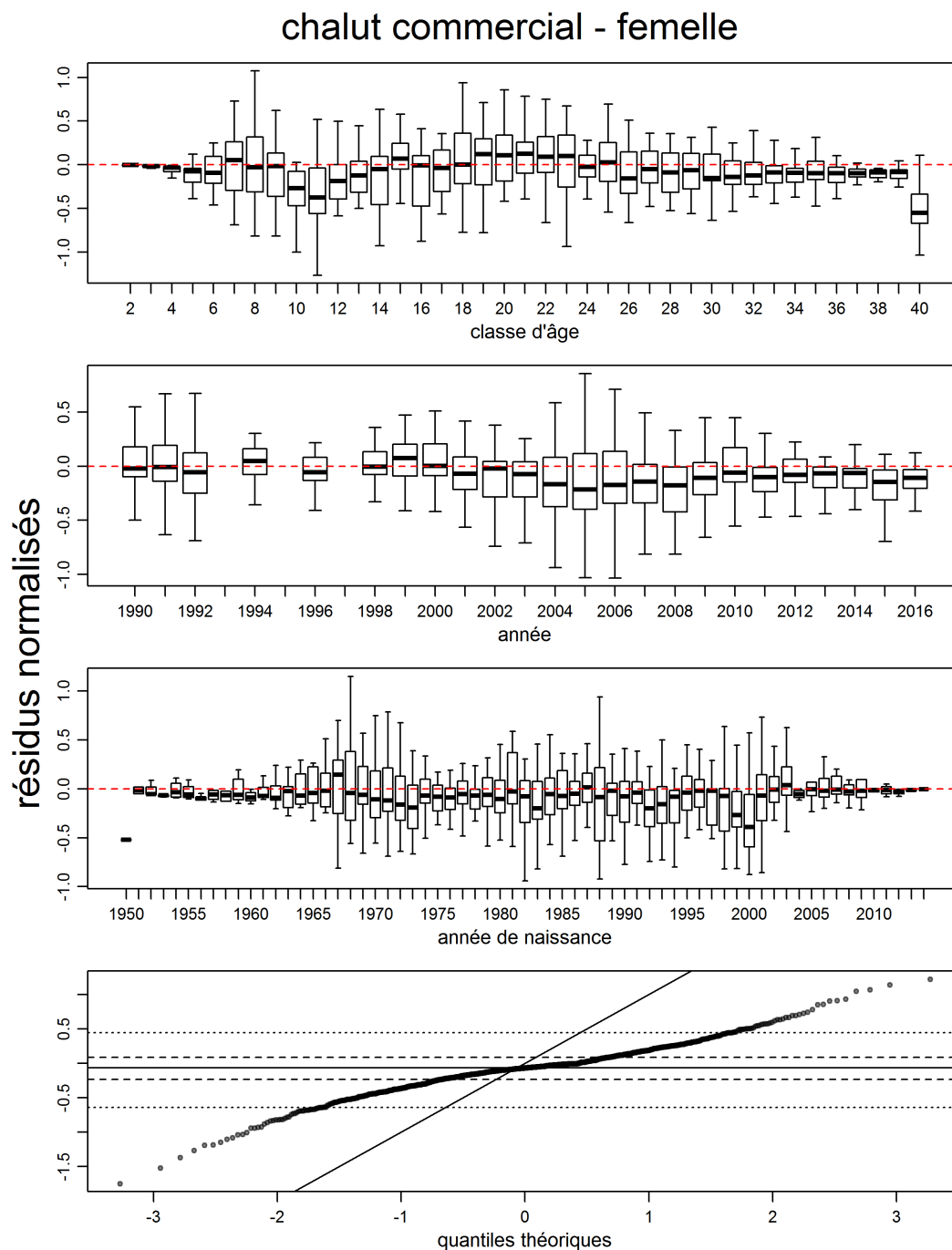


Figure F.67. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) chez les femelles (chalut commercial). Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 936 résidus.



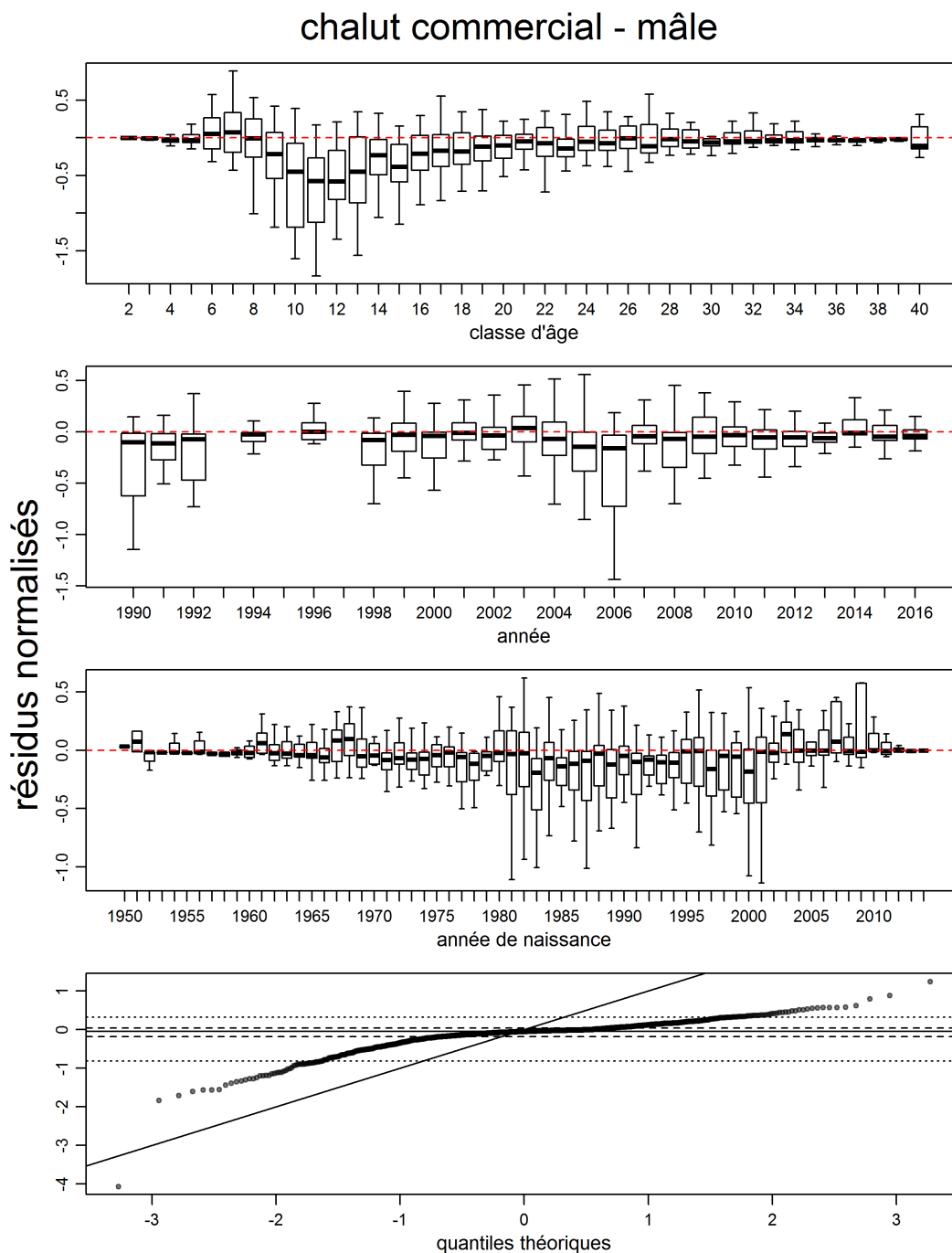
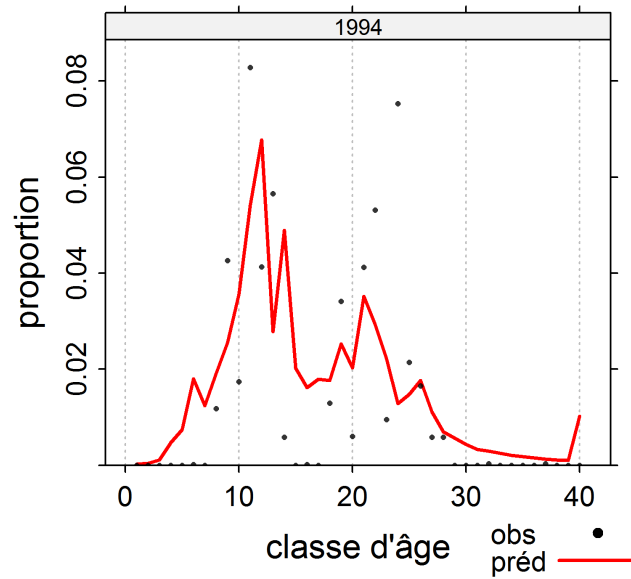


Figure F.68. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge dans la pêche commerciale (valeurs du MDP) chez les mâles (chalut commercial). Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 936 résidus.

### GIG historique - femelles



### GIG historique - mâles

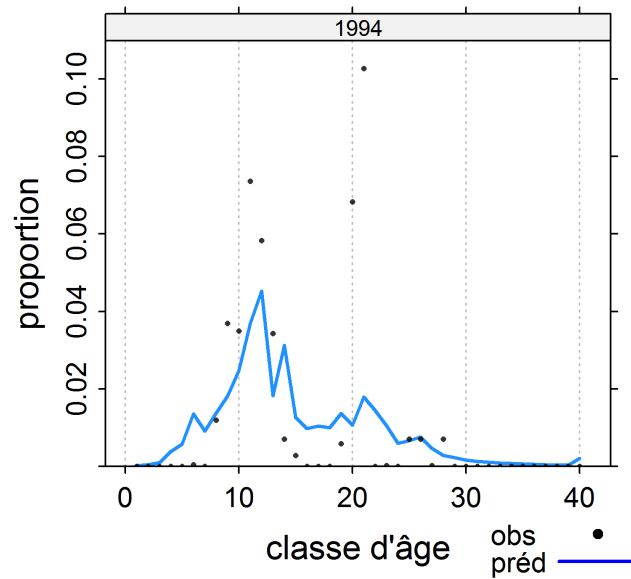


Figure F.69. C-B sud: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé historique du Canyon de l'île Goose.

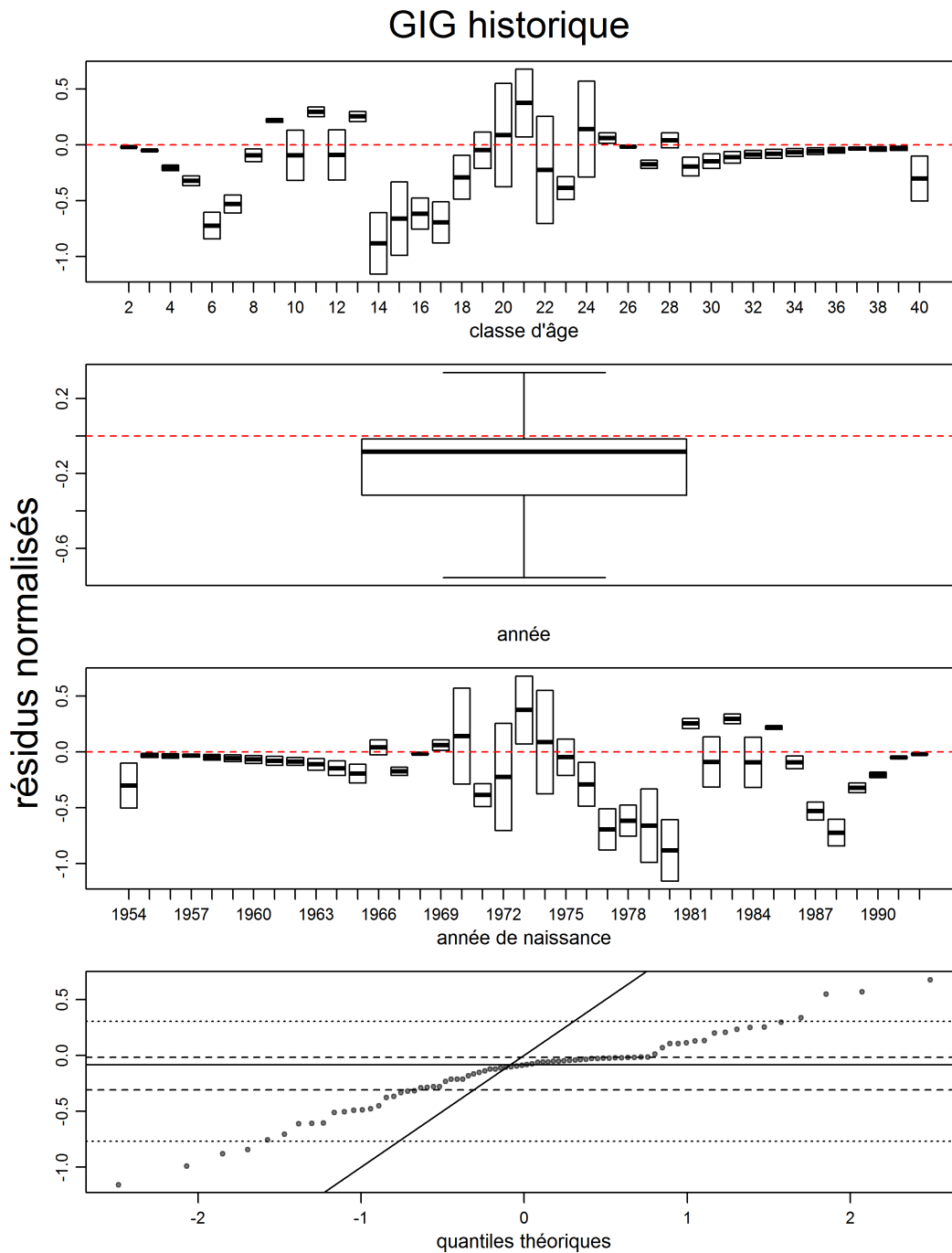


Figure F.70. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés historiques du Canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 78 résidus.

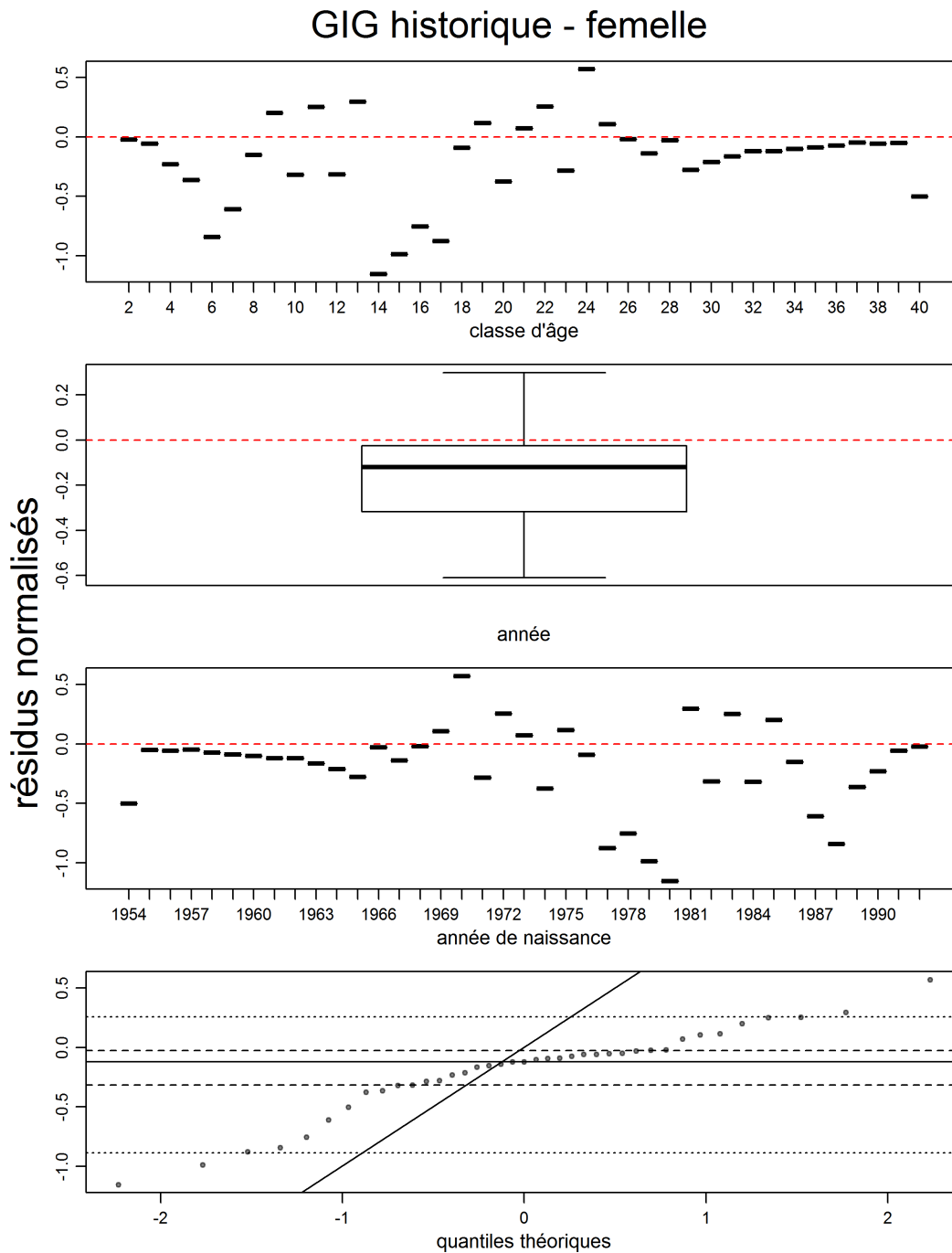


Figure F.71. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les femelles de la série de relevés historiques du Canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 39 résidus.

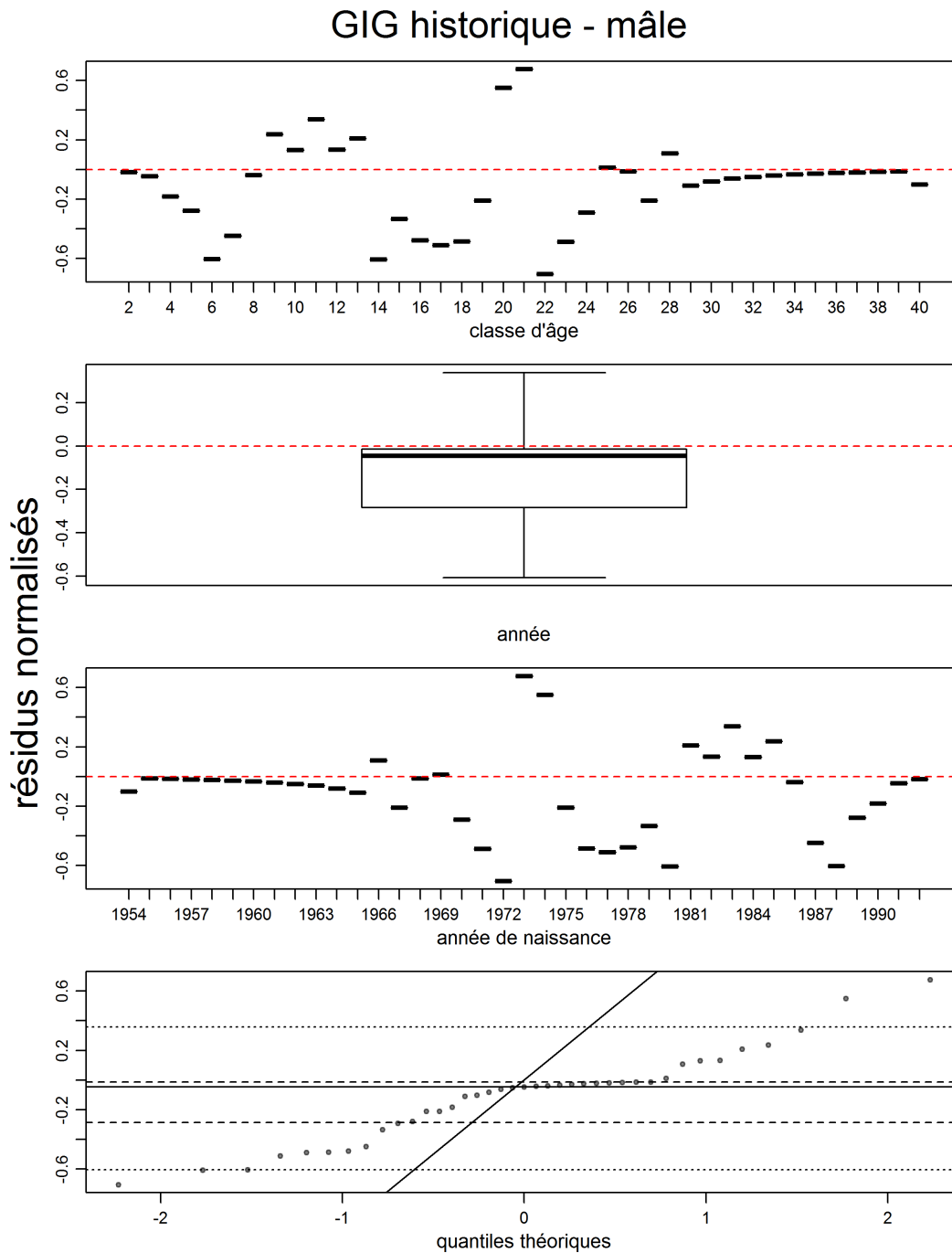


Figure F.72. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les mâles de la série de relevés historiques du Canyon de l'île Goose. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 39 résidus.

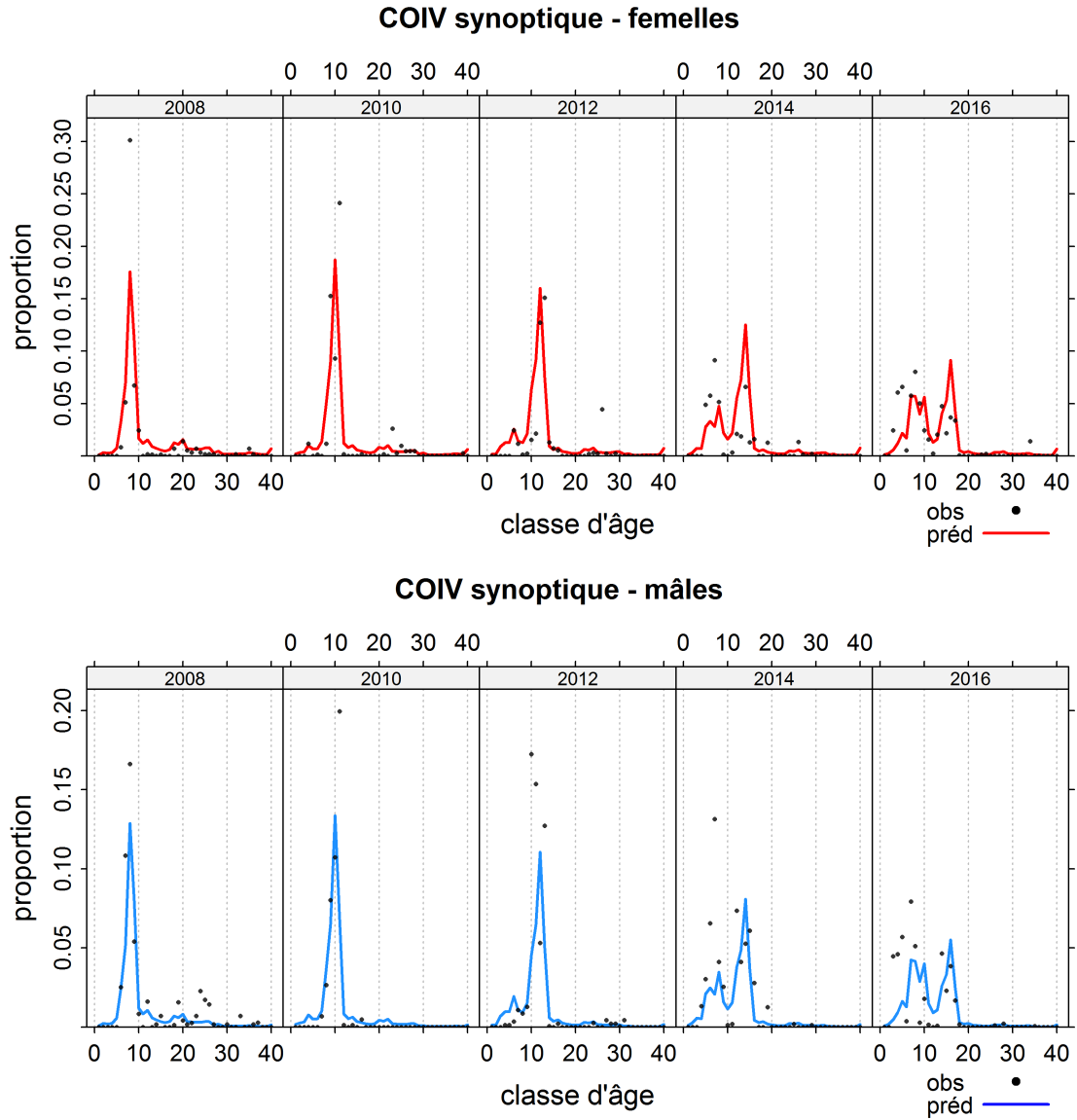


Figure F.73. C-B sud: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver.

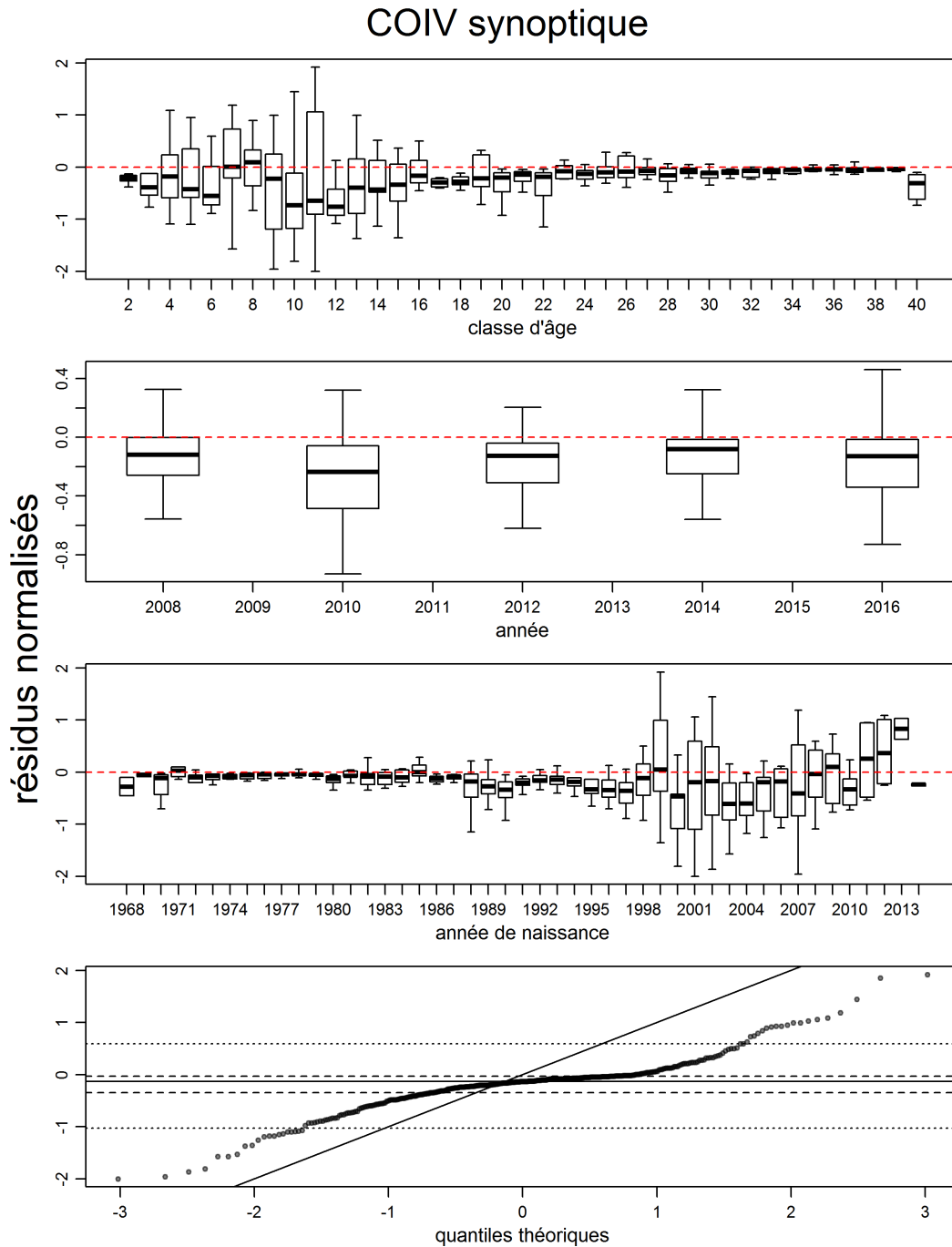


Figure F.74. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 390 résidus.

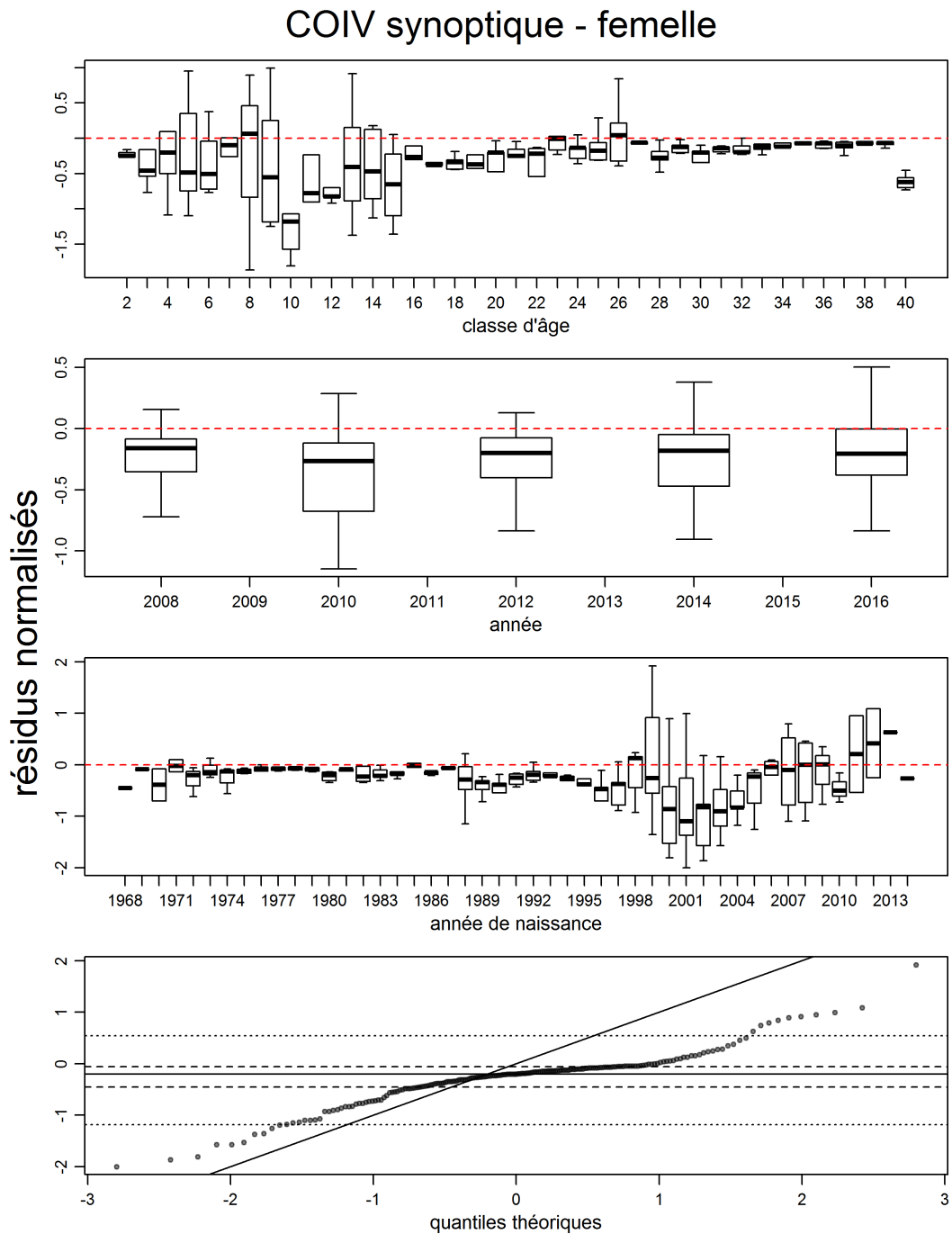


Figure F.75. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les femelles de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 195 résidus.



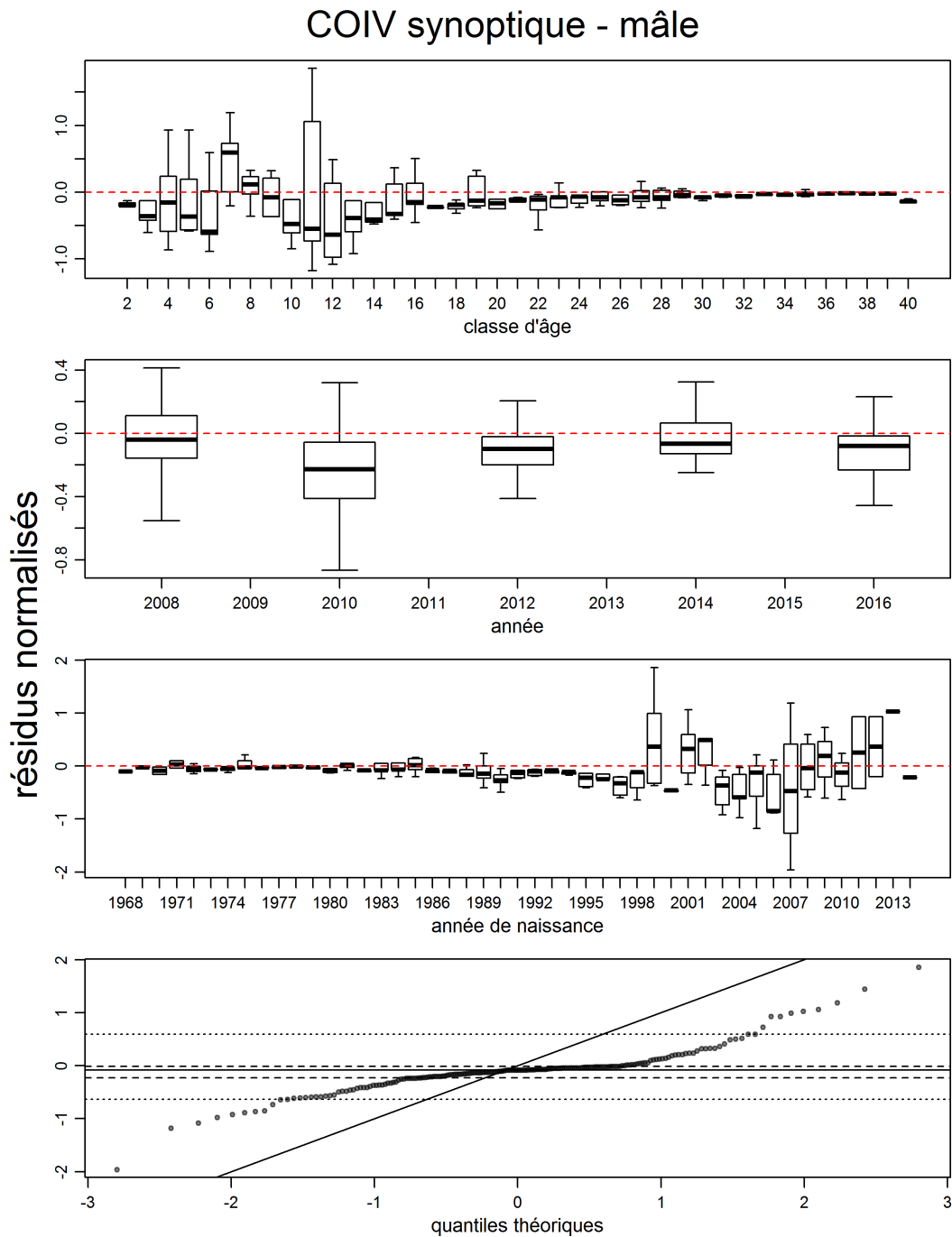


Figure F.76. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les mâles de la série de relevés synoptiques de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 195 résidus.

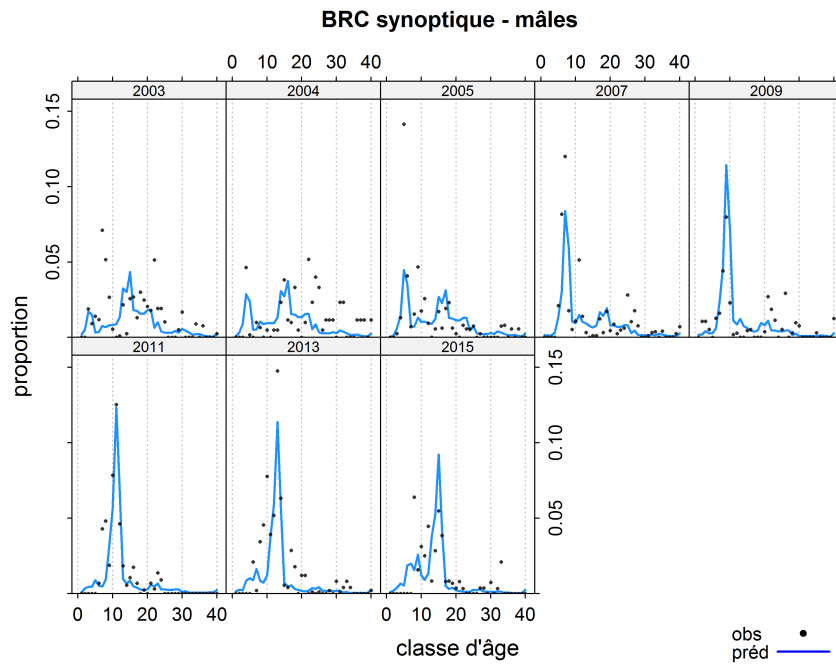
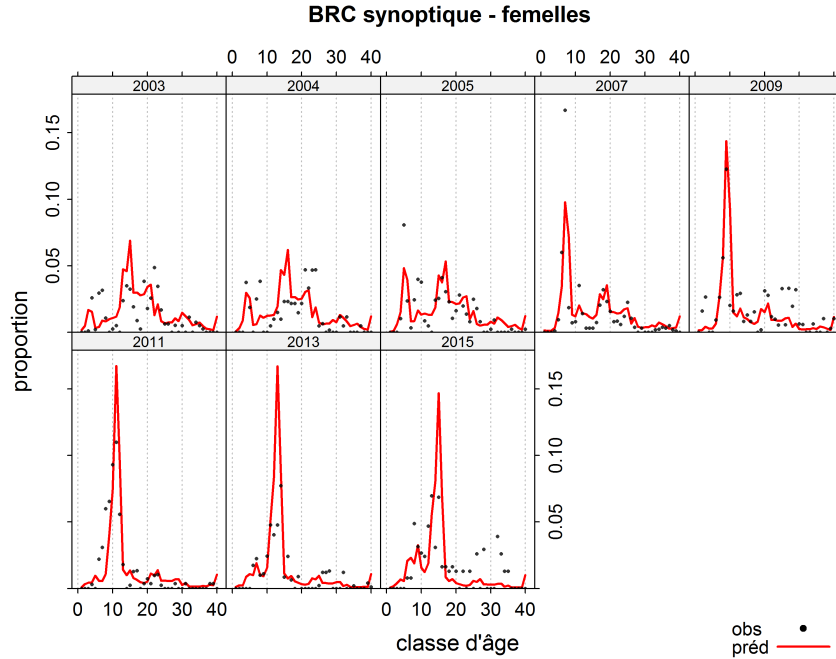


Figure F.77. C-B sud: Proportions selon l'âge observées et prédites pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte.

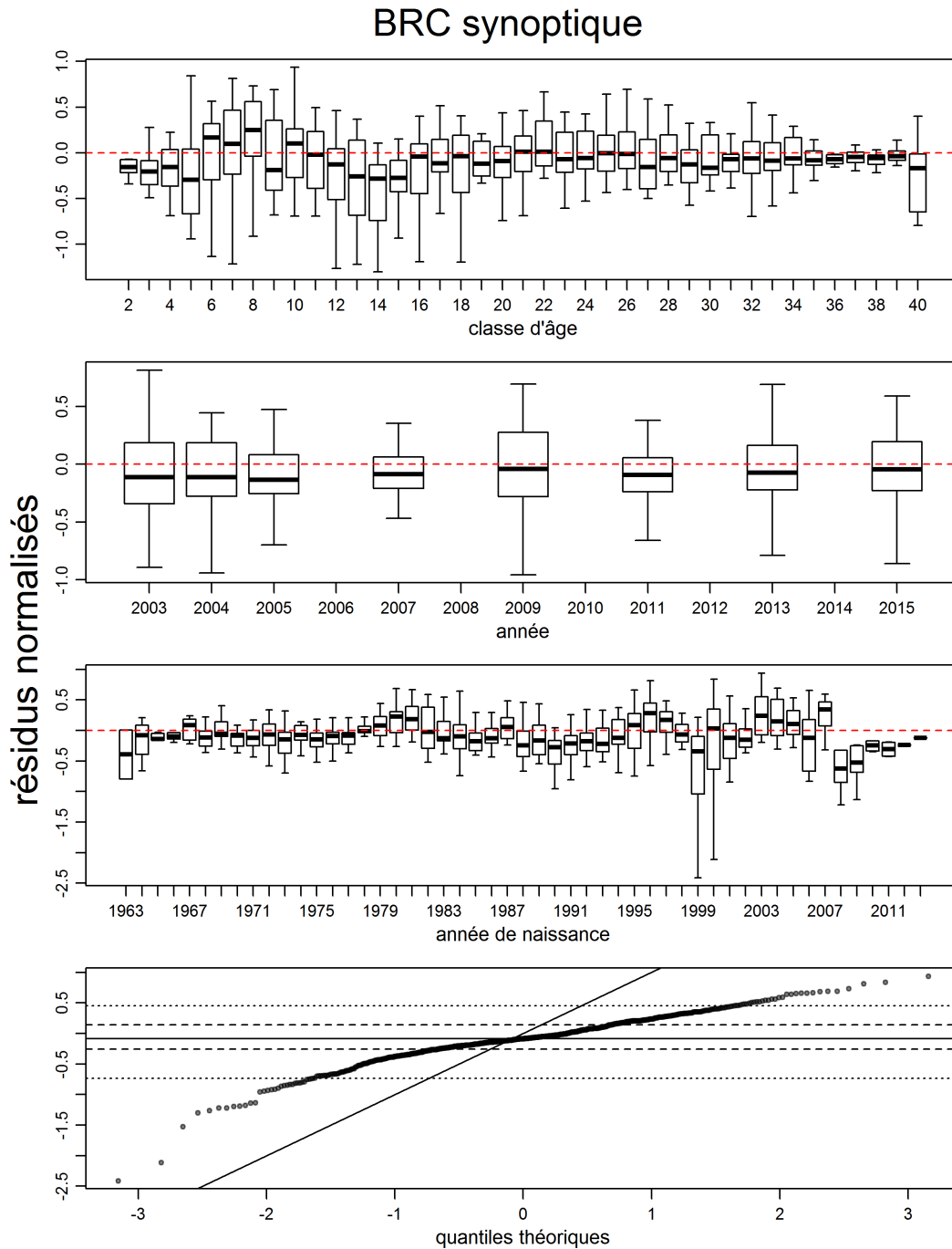


Figure F.78. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) de la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 624 résidus.

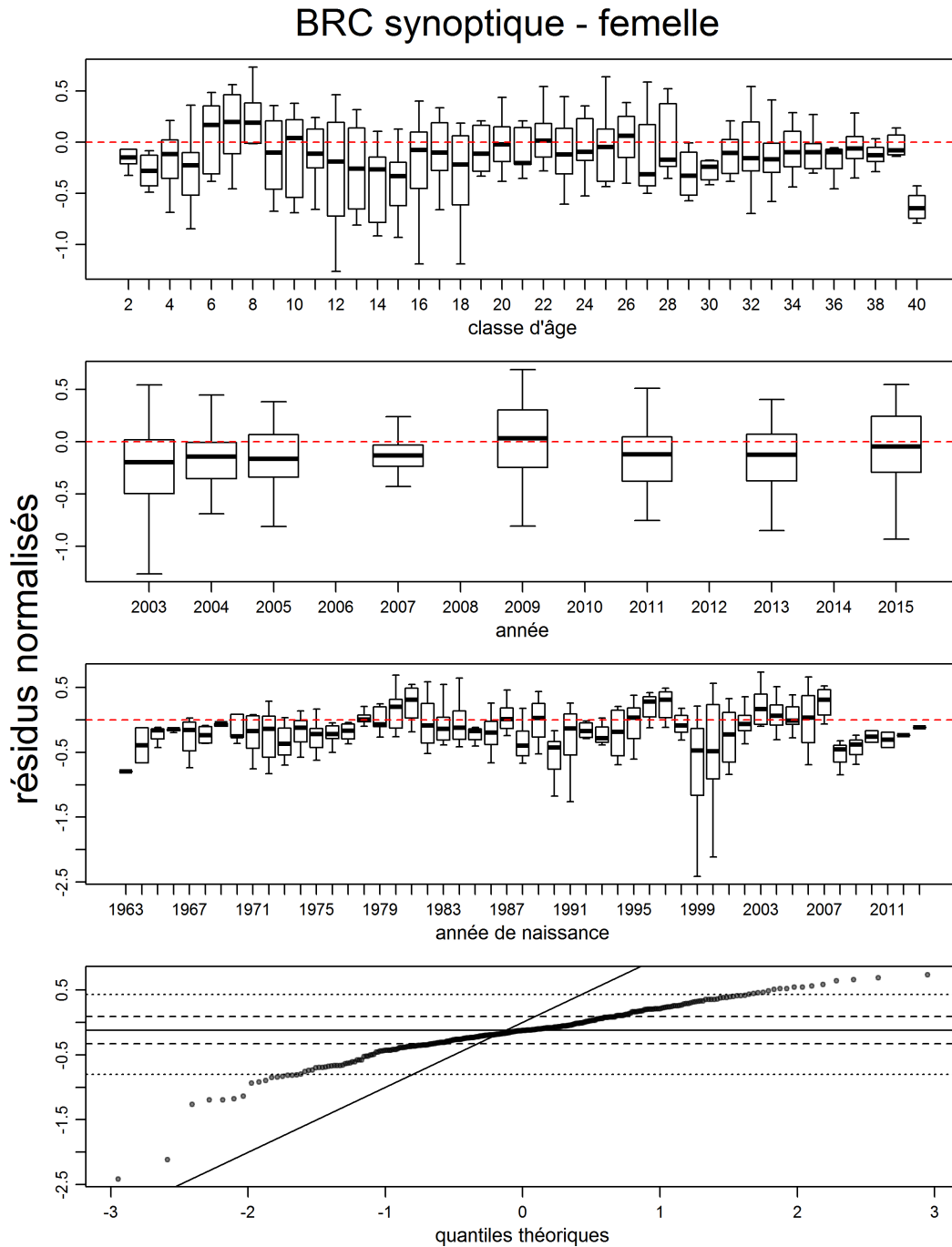


Figure F.79. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les femelles de la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 312 résidus.

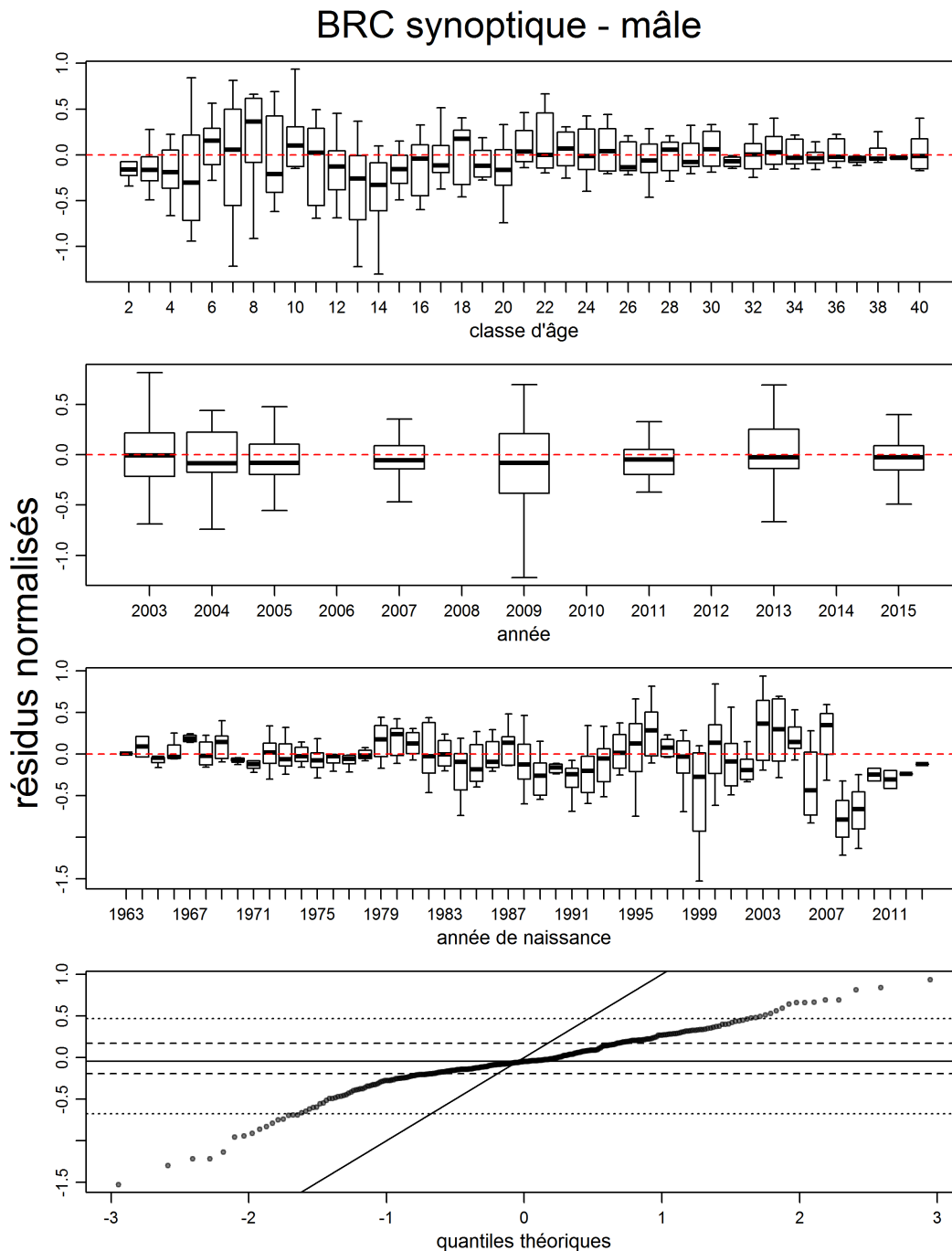


Figure F.80. C-B sud: Résidus des ajustements du modèle aux données sur les proportions selon l'âge (valeurs du MDP) chez les mâles de la série de relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les détails sont identiques à ceux de la figure F.66, pour un total de 312 résidus.

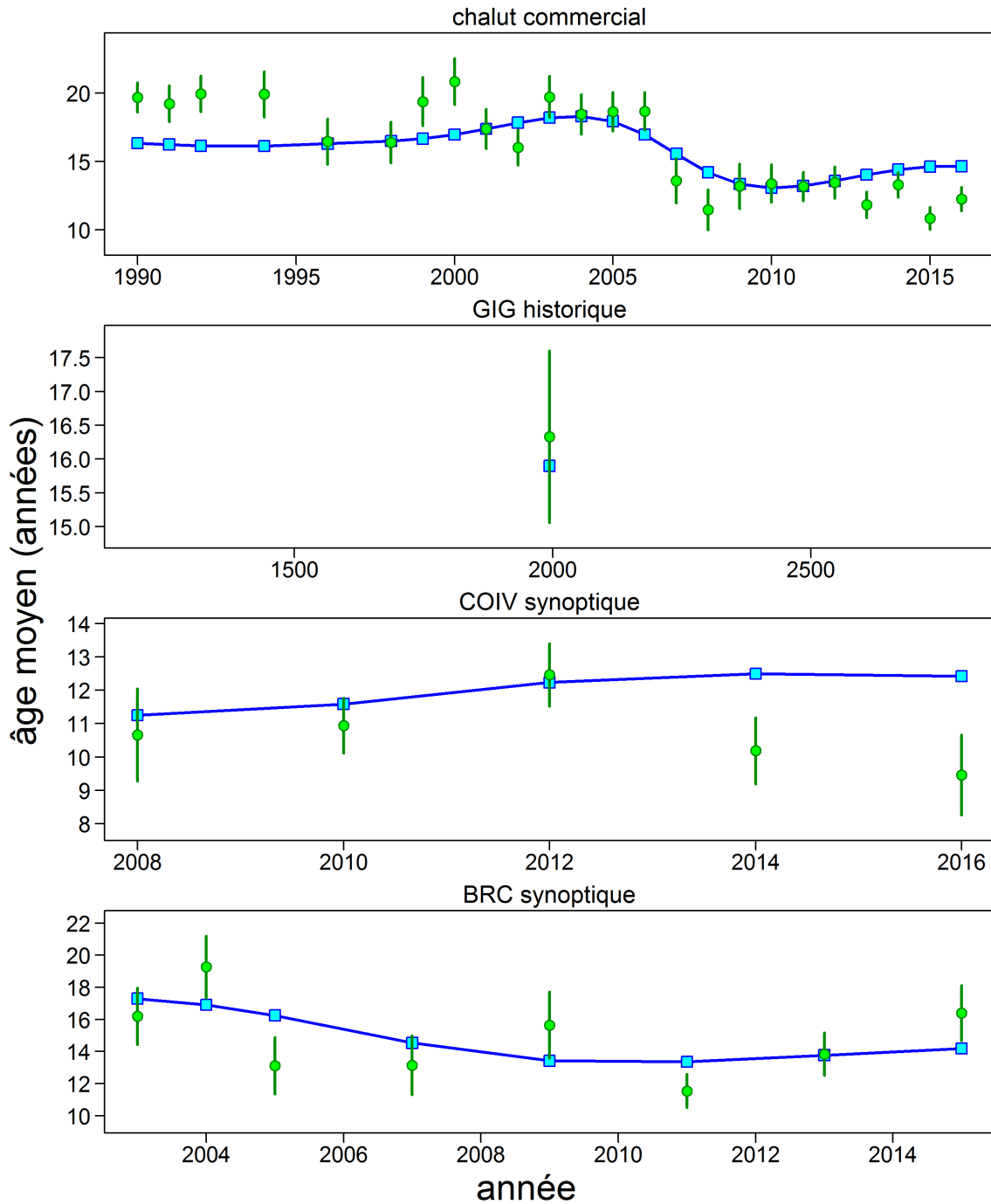


Figure F.81. C-B sud: âges moyens chaque année pour les données (cercles pleins), avec les intervalles de confiance à 95% et les estimations de modèle (carrés ouverts joints) pour les données sur l'âge provenant de la pêche commerciale et des relevés.

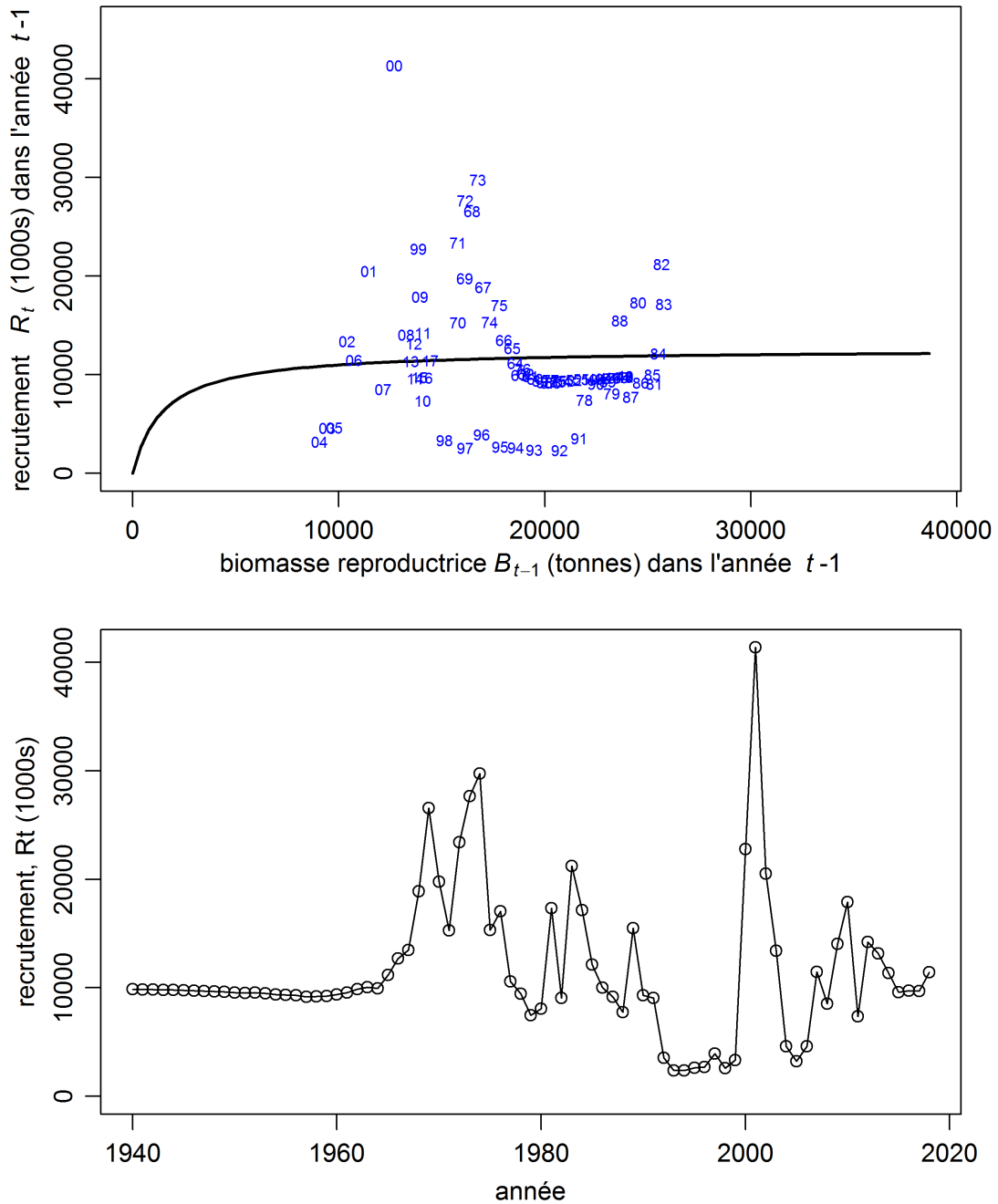


Figure F.82. C-B sud: (Haut) Relation déterministe stock-recrue (courbe noire) et valeurs observées (indiquées par année de frai) d'après les valeurs du MDP. (Bas) Recrutement (valeurs du MDP pour des individus d'âge 1 à l'année  $t$ ) au fil du temps, par milliers d'individus âgés de 1 an, avec une moyenne de 11,612.

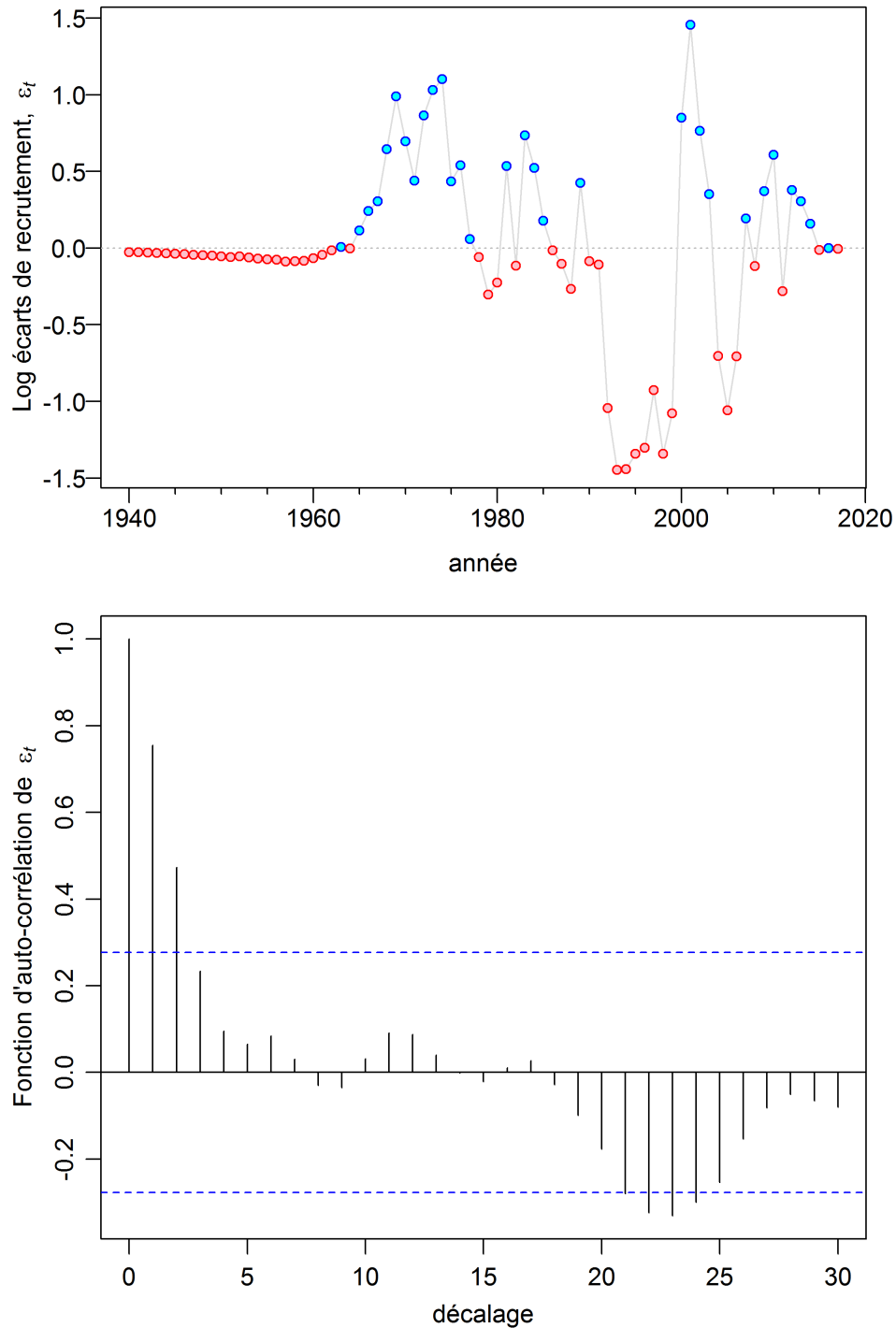


Figure F.83. C-B sud: (Haut) Log des écarts de recrutement annuel,  $\epsilon_t$ , où l'écart multiplicatif avec correction de biais est  $e^{\epsilon_t - \sigma_R^2/2}$  où  $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$ . (Bas) Fonction d'autocorrélation des écarts de recrutement enregistrés ( $\epsilon_t$ ), pour les années 1959 à 2008. Le début de cette fourchette est calculé comme étant la première année de données sur l'âge des prises commerciales (1990) moins la classe d'âge maximale ( $A = 40$ ) plus l'âge pour lequel la sélectivité commerciale des femelles est de 0,5 (soit 9); si le résultat est antérieur à l'année de début du modèle (1940), alors l'année de début du modèle est utilisée. La fin de la fourchette est la dernière année pour laquelle les recrutements sont calculés (2017) moins l'âge pour lequel la sélectivité commerciale des femelles est de 0,5 (soit 9).



## sélectivité du sébaste à raie rouge

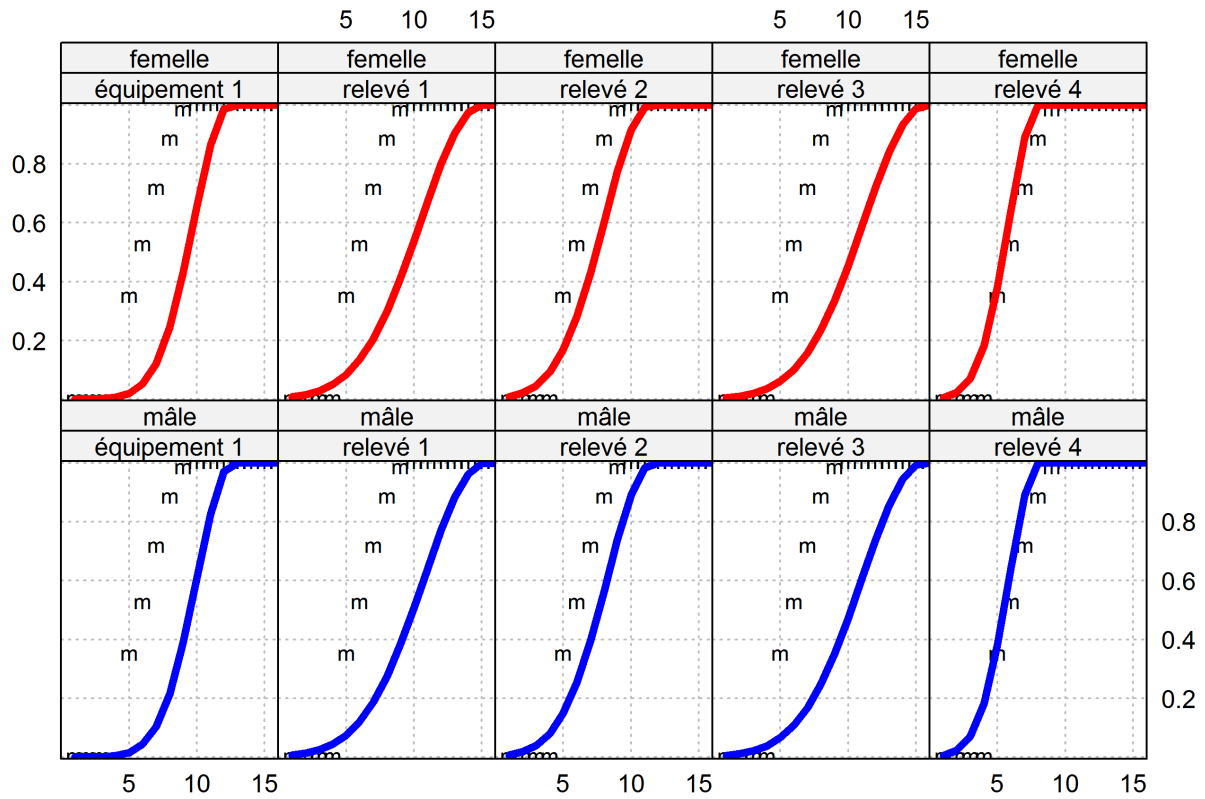


Figure F.84. C-B sud: Sélectivités des prises commerciales (Engin 1 : Chalut commercial) et des relevés (toutes les valeurs de MDP), avec courbe des fréquences cumulées de la maturité des femelles par 'm'.

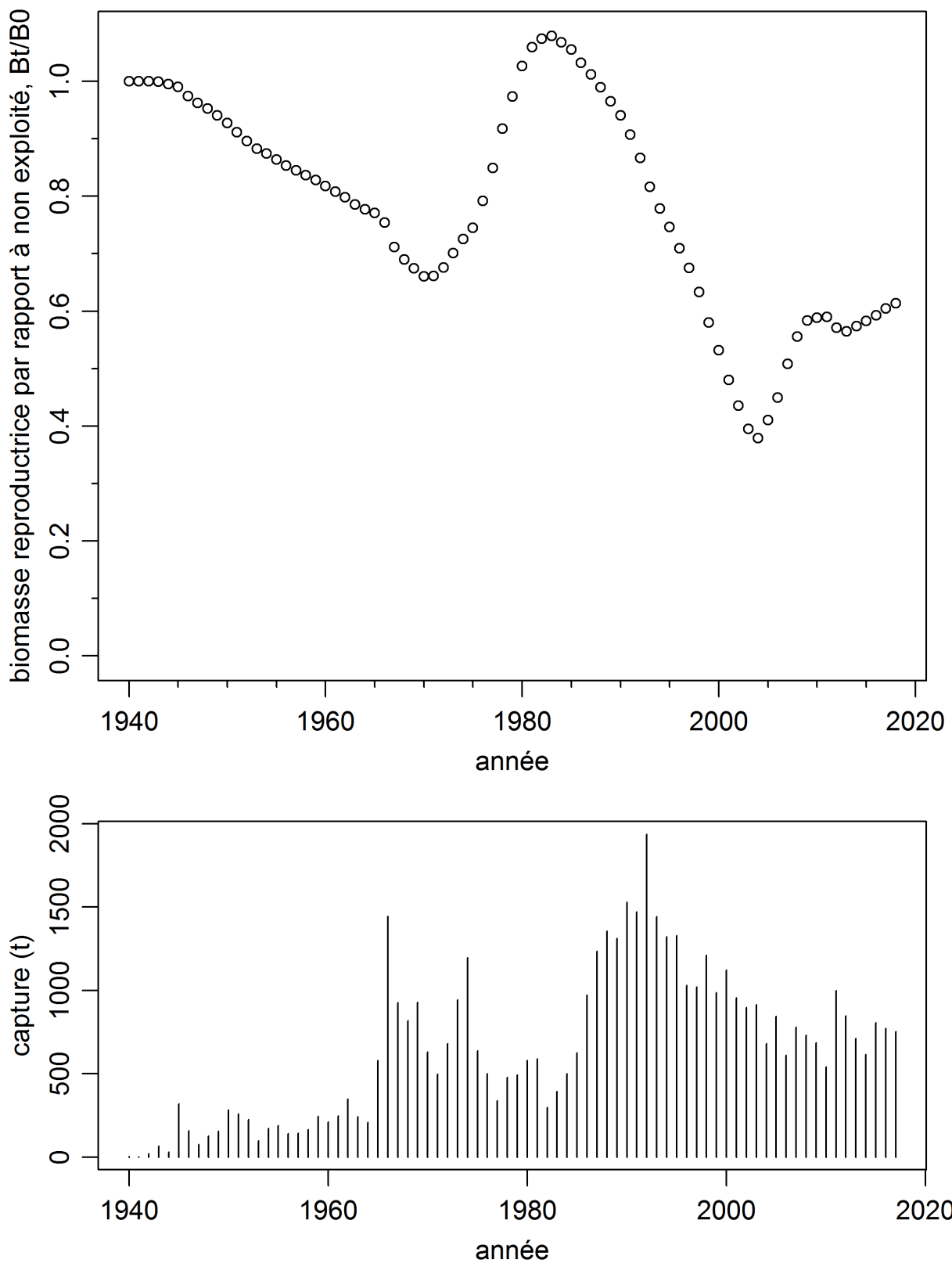


Figure F.85. C-B sud: Biomasse féconde (femelles matures) par rapport au niveau de biomasse non exploité,  $B_t/B_0$ , et prises commerciales, pour le scénario de référence.

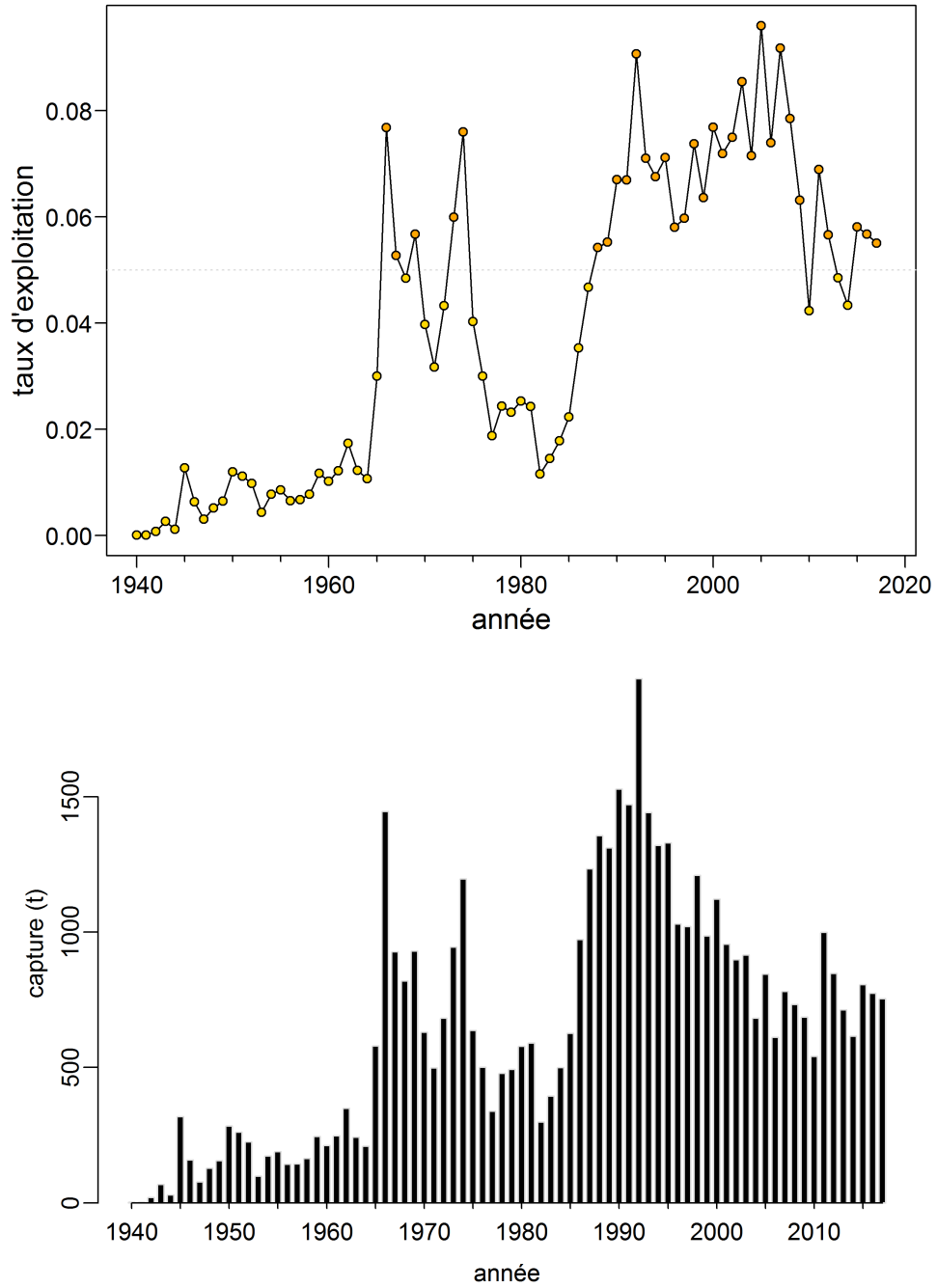


Figure F.86. C-B sud: (Haut) Taux d'exploitation (MDP) au fil du temps; (Bas) prises (t) par type d'engin pour le scénario de référence.

---

### F.3.1.2. Cadre bayésien selon la procédure de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM) pour le stock du sud de la Colombie-Britannique

On a choisi la repondération 2 pour l'analyse de la procédure de MCCM en fonction de l'équation E.33. Dans le cadre de la procédure de MCCM, on a effectué 24 million itérations, en échantillonnant chaque 20 000<sup>e</sup> itération; on a donc obtenu 1 200 échantillons MCCM. On a éliminé les premiers 200 échantillons; on a donc utilisé 1 000 échantillons pour l'analyse de la procédure de MCCM. Les quantiles (0,05, 0,50 et 0,95) pour les paramètres estimés et les quantités dérivées figurent dans les tableaux F.18 et F.19. Pour l'année actuelle, l'estimation médiane de  $B_{2018}$  est de 16 235 t et l'estimation médiane de  $B_{2018}/B_0$  est de 0,622.

Les figures relatives à la procédure de MCCM montrent ce qui suit :

- traces des 1 000 échantillons pour les principaux paramètres estimés (figure F.87);
- tracés diagnostiques à chaînes fractionnées pour les principaux paramètres estimés (figure F.88);
- tracés diagnostiques d'autocorrélation pour les principaux paramètres estimés (figure F.89);
- diagrammes par paires illustrant comment chaque paramètre échantillonné est lié aux autres (figure F.90);
- diagrammes par paires illustrant comment les paramètres dérivés à partir du RMS sont liés aux autres (figure F.91);
- traces des 1 000 échantillons représentant la biomasse féconde de femelles, selon des intervalles de cinq ans (figure F.92);
- traces des 1 000 échantillons représentant les estimations du recrutement, selon des intervalles de cinq ans (figure F.93);
- comparaison entre les densités marginales *a posteriori* pour les principaux paramètres et leur fonction de densité *a priori* respective (figure F.94);
- densités marginales *a posteriori* de la biomasse féconde de femelles lors de la première année, selon des intervalles de cinq ans (figure F.95);
- densités marginales *a posteriori* du recrutement, selon des intervalles de cinq ans (figure F.96);
- estimations de la biomasse vulnérable et des prises au fil du temps (figure F.97);
- ratios médians de la biomasse féconde et de la biomasse vulnérable par rapport à leur valeur à l'équilibre non exploitée respective (figure F.98);
- distributions marginales *a posteriori* du recrutement au fil du temps (figure F.99);
- distributions marginales *a posteriori* du taux d'exploitation au fil du temps (figure F.100);
- diagramme de phase au fil du temps de la médiane des ratios  $B_t/B_{RMS}$  et de  $u_{t-1}/u_{RMS}$  (figure F.101).

La plupart des traces de la procédure de MCCM ont révélé des propriétés de convergence acceptables (aucune tendance avec un nombre grandissant d'échantillons) pour les paramètres estimés (figure F.87), tout comme les analyses diagnostiques grâce auxquelles on a divisé les échantillons *a posteriori* en trois segments consécutifs égaux (figure F.88) et vérifié l'autocorrélation des paramètres à 60 décalages (figure F.89). Il y a un certain bruit et une certaine autocorrélation pour les deux premiers paramètres ( $R_0$  et  $M_1$ ), mais ces problèmes ne sont pas excessifs. La plupart des paramètres sont restés assez près des estimations initiales du

---

MDP, c'est-à-dire que les valeurs médianes ne divergeaient pas beaucoup des estimations du MDP (figure F.87). Les diagrammes par paires des paramètres estimés (figure F.90) ne montrent aucune corrélation indésirable ou inattendue entre les paramètres. Plus particulièrement, les paramètres du taux de variation ( $h$ ) et de la mortalité naturelle ( $M_1, M_2$ ) montrent une faible corrélation, ce qui indique qu'il existe assez de données pour estimer ces paramètres de façon simultanée. Les tracés des quantités dérivées de la biomasse féconde de femelles (figure F.92) et du recrutement (figure F.93) montrent également des propriétés de convergence acceptables.

La distribution marginale *a posteriori* de  $h$  est devenue légèrement supérieure à la distribution *a priori* fondée sur des données (figure F.94), ce qui indique qu'il existe peu de renseignements dans les données du modèle permettant de mettre à jour la distribution *a priori*. En revanche, les distributions *a posteriori* de  $M_1$  et de  $M_2$  ont subi un décalage par rapport à la distribution *a priori* de  $M$ ; les distributions sont décalées vers la gauche ( $M$  moins élevée) pour les femelles et vers la droite ( $M$  plus élevée) pour les mâles. Les statistiques sommaires qui correspondent aux paramètres estimés figurent dans le tableau F.18.

Les distributions marginales *a posteriori* de la biomasse vulnérable (figure F.97) montrent une baisse constante de la population de 1940 au milieu des années 1970, suivie d'une augmentation d'une durée de dix ans; la biomasse a dépassé  $B_0$  à partir de 1985. Une autre baisse constante, qui est plus marquée en raison du nombre de prises plus élevé que lors de la première baisse, s'est déroulée pendant 20 ans; la biomasse vulnérable a atteint un creux en 2006. Une bonne vague de recrutement a eu lieu en 2000 (figure F.99); grâce à celle-ci, la biomasse vulnérable a affiché une tendance à la hausse pendant cinq ans, puis le stock permanent a été stable jusqu'à l'année la plus récente. Le ratio entre la biomasse féconde médiane et la biomasse à l'équilibre non exploitée (figure F.98) a atteint un creux de 0,386 en 2004; sa valeur actuelle est de 0,622 (début de 2018).

Les taux d'exploitation médians n'ont jamais dépassé la mortalité naturelle des femelles médiane (0,098); ils ont atteint un sommet en 2005, à une valeur médiane de 0,086 (figure F.100). Un diagramme de phase de l'évolution temporelle de la biomasse féconde et du taux d'exploitation dans l'espace relatif au RMS (figure F.101) indique que le stock est sous-utilisé; à l'heure actuelle,  $B_{2018}/B_{RMS} = 2,429$  (1,509 à 3,768) et  $u_{2017}/u_{RMS} = 0,160$  (0,049 à 0,496).

### F.3.1.2.1. Tableaux des résultats MCCM relatifs au SCB pour le scénario de référence

Tableau F.18. Sud de la C.-B. : 5e, 50e, et 95e centiles pour les paramètres du modèle calculés au moyen de l'estimation MCCM (définis dans l'annexe eqnchapter).

	5%	50%	95%
$R_0$	9 980	14 312	24 249
$M_1$	0,08558	0,09794	0,1113
$M_2$	0,1176	0,1303	0,1441
$h$	0,5071	0,7613	0,9328
$q_1$	0,01465	0,02883	0,05828
$q_2$	0,08665	0,1723	0,2888
$q_3$	0,08465	0,1656	0,2806
$q_4$	0,1206	0,2200	0,3681
$q_5$	0,00004253	0,00007391	0,0001100
$\mu_1$	11,62	17,73	25,43
$\mu_2$	9,330	11,17	12,95
$\mu_3$	13,04	15,36	17,98
$\mu_5$	11,38	12,45	13,61
$\Delta_1$	-2,647	0,5190	3,787
$\Delta_2$	0,1081	0,2120	0,3271
$\Delta_3$	-0,9701	-0,1333	0,6941
$\Delta_5$	-0,1253	0,2230	0,5788
$\log v_{1L}$	2,636	4,118	5,160
$\log v_{2L}$	2,377	3,031	3,515
$\log v_{3L}$	3,186	3,660	4,075
$\log v_{5L}$	2,275	2,645	2,973

Tableau F.19. Sud de la C.-B. : Les 5e, 50e et 95e centiles des quantités calculées par MCCM à partir des 1 000 échantillons MCCM a posteriori. Définitions :  $B_0$  – biomasse féconde d'équilibre non exploitée (femelles matures),  $V_0$  – biomasse vulnérable d'équilibre non exploitée (mâles et femelles),  $B_{2018}$  – biomasse féconde au début de 2018,  $V_{2018}$  – biomasse vulnérable à la mi-2018,  $u_{2017}$  – taux d'exploitation (ratio des prises totales par rapport à la biomasse vulnérable) à la mi-2017,  $u_{\max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme étant le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2017),  $B_{\text{RMS}}$  – biomasse féconde d'équilibre au RMS (rendement maximal soutenu),  $u_{\text{RMS}}$  – taux d'exploitation d'équilibre au RMS,  $V_{\text{RMS}}$  – biomasse vulnérable d'équilibre au RMS. Les valeurs de la biomasse (et du RMS) sont exprimées en tonnes. à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

Valeur	Centile		
	5%	50%	95%
Sortie du modèle			
$B_0$	21 925	26 149	36 390
$V_{0,g=5}$	22 780	27 318	38 172
$B_{2018}$	10 700	16 235	28 967
$V_{2018,g=5}$	10 142	15 665	27 905
$B_{2018}/B_0$	0,469	0,622	0,81
$V_{2018,g=5}/V_{0,g=5}$	0,424	0,574	0,764
$u_{2017,g=5}$	0,027	0,049	0,075
$u_{\max}$	0,056	0,089	0,125
Quantités fondées sur le RMS			
RMS	946	1 467	2 481
$B_{\text{RMS}}$	4 553	6 830	10 701
$0.4B_{\text{RMS}}$	1 821	2 732	4 280
$0.8B_{\text{RMS}}$	3 643	5 464	8 561
$B_{2018}/B_{\text{RMS}}$	1,509	2,429	3,768
$B_{\text{RMS}}/B_0$	0,19	0,256	0,344
$V_{\text{RMS}}$	2 466	5 043	9 080
$V_{\text{RMS}}/V_{0,g=5}$	0,088	0,183	0,302
$u_{\text{RMS}}$	0,115	0,3	0,8
$u_{2017,g=5}/u_{\text{RMS}}$	0,049	0,16	0,496

F.3.1.2.2. Figures des résultats MCCM relatifs au SCB pour le scénario de référence

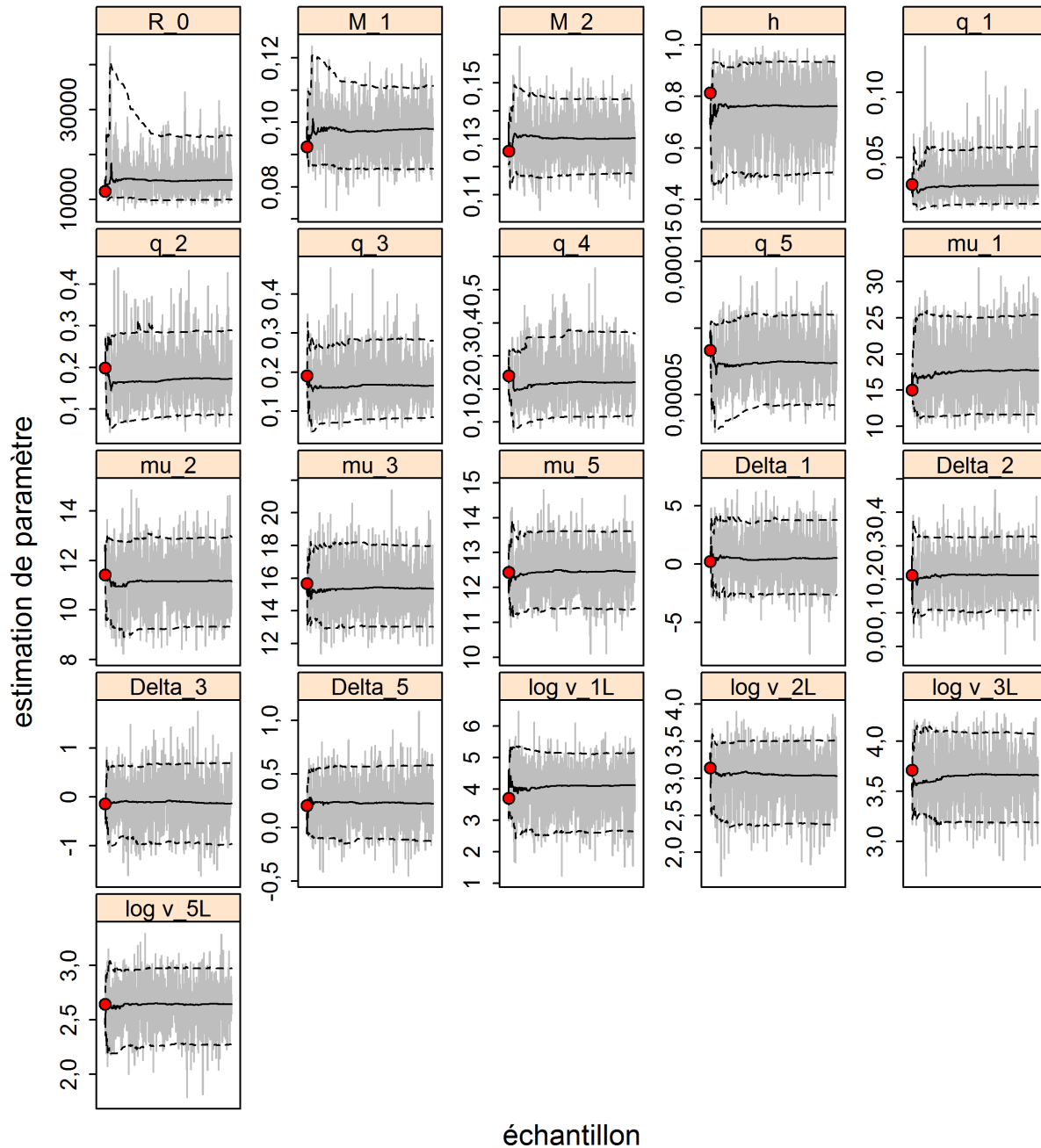


Figure F.87. C-B sud: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 4$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 5$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.



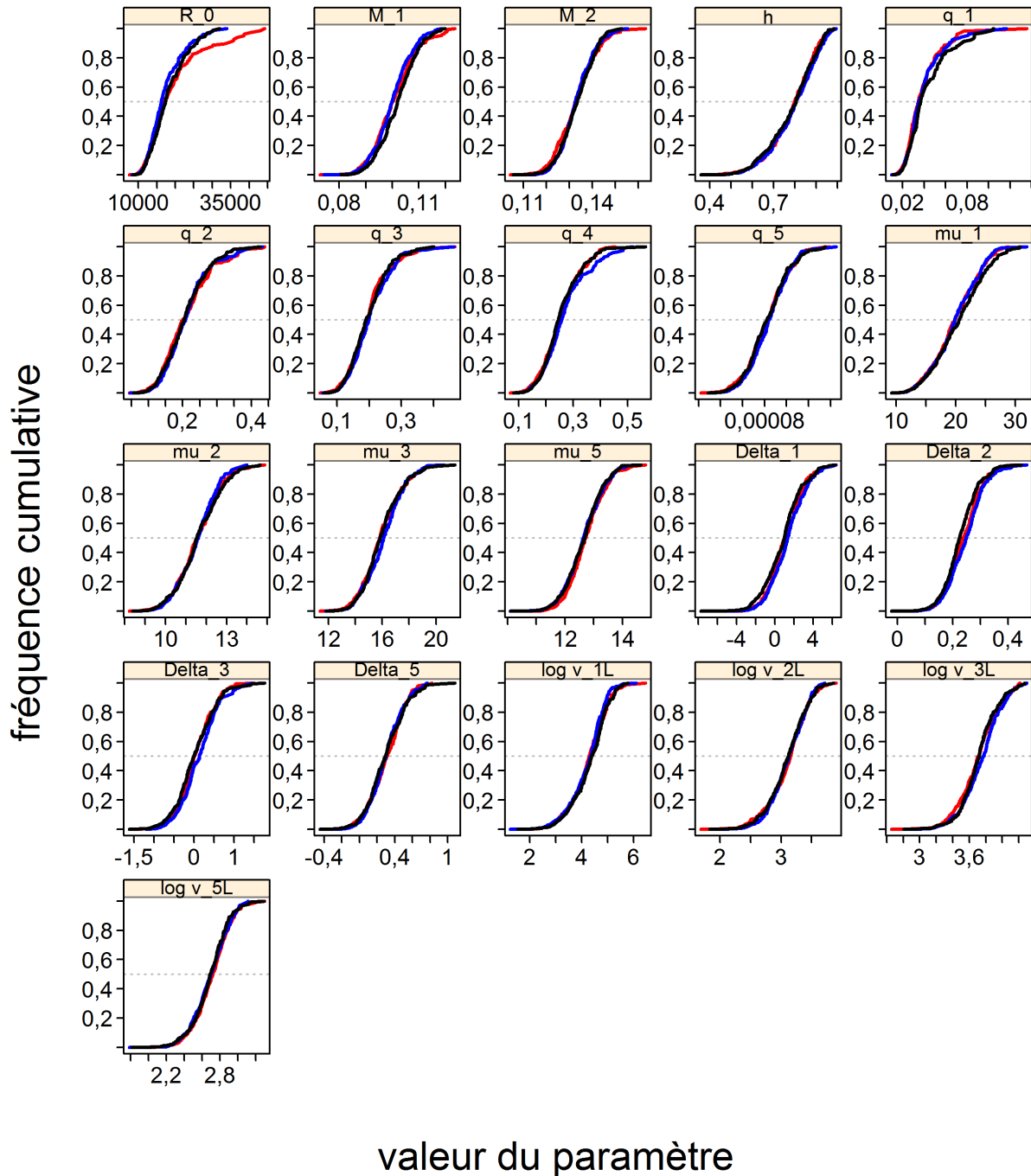


Figure F.88. C-B sud: Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

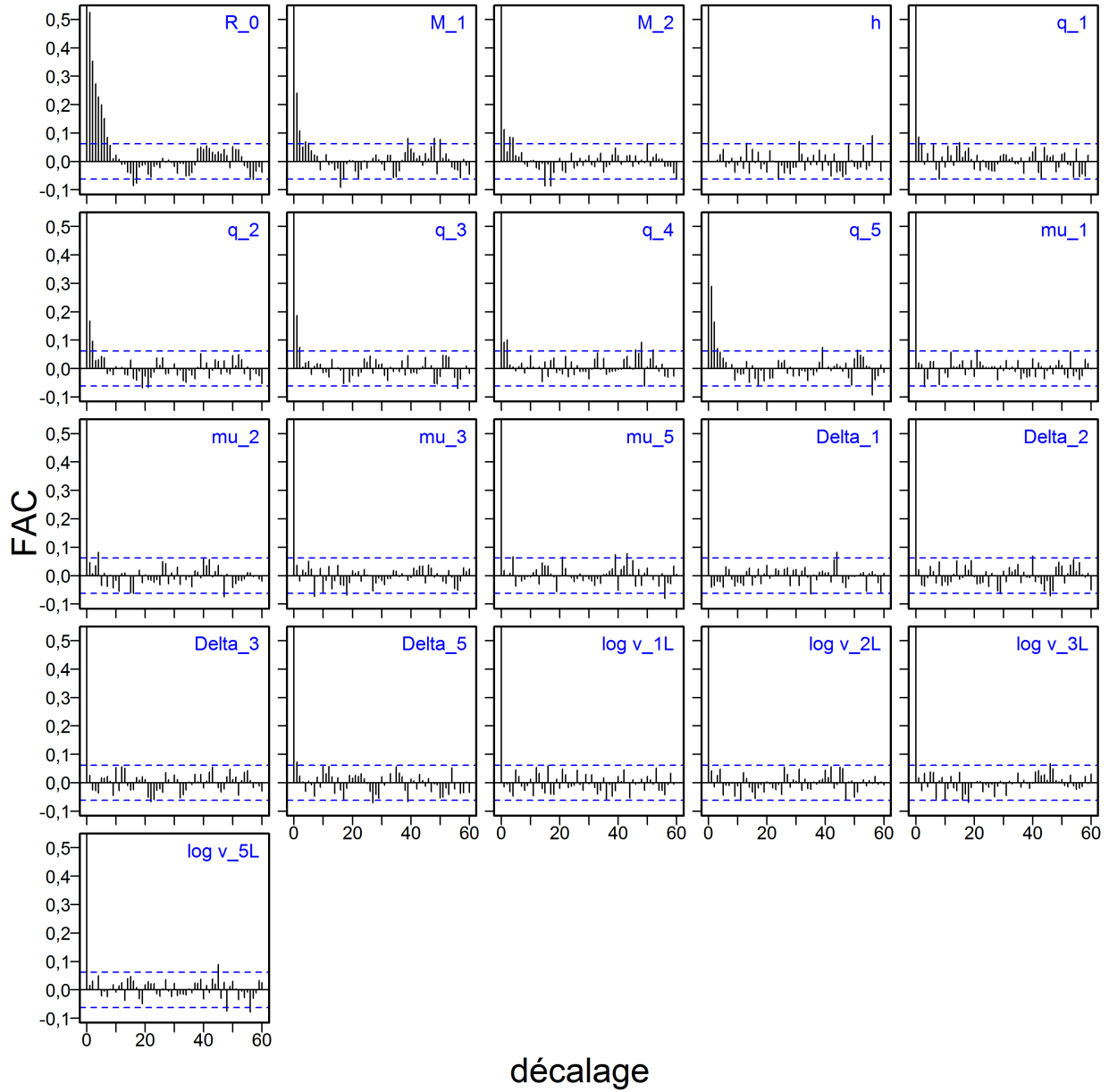


Figure F.89. C-B sud: Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats de la procédure de MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

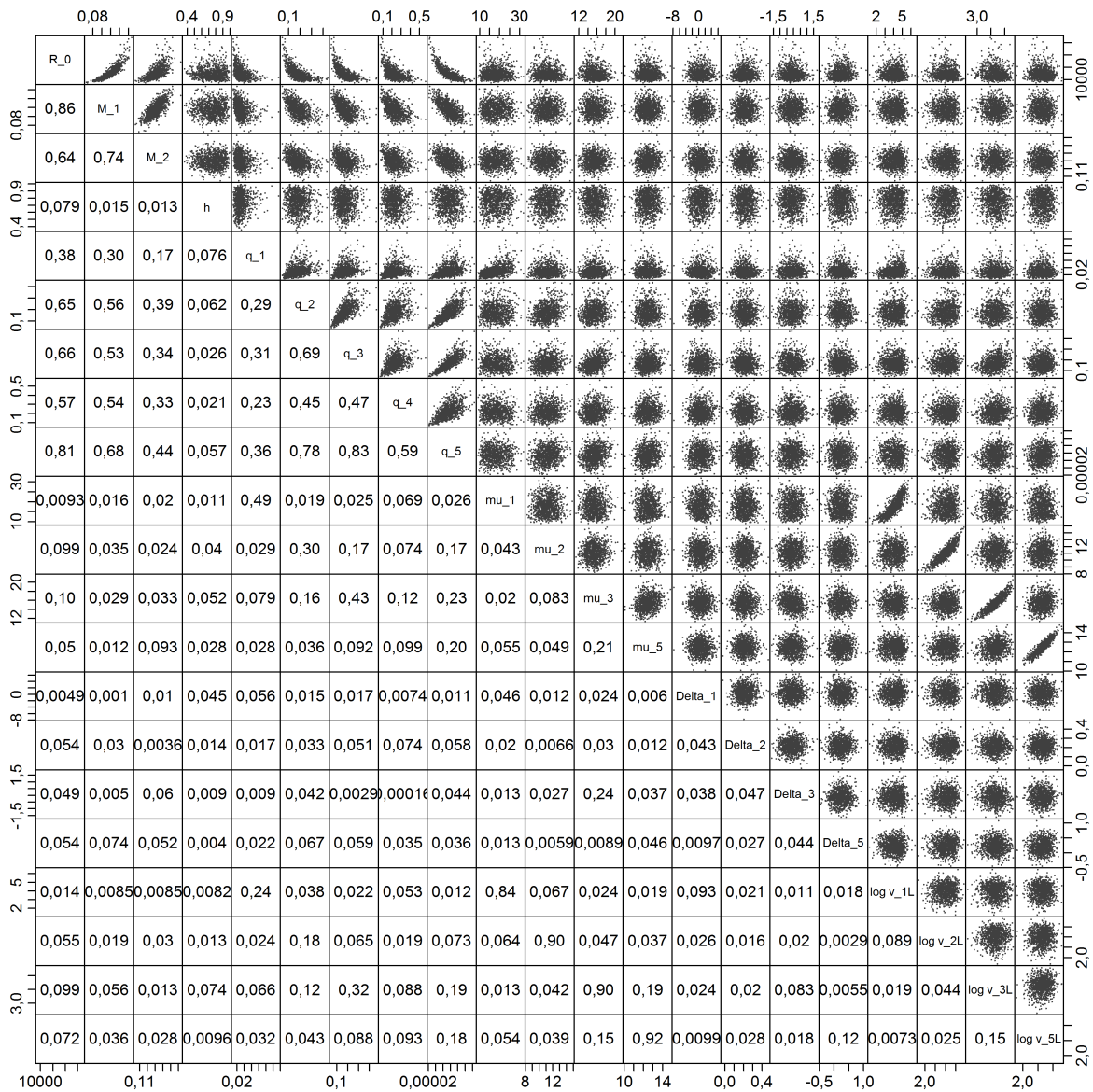


Figure F.90. C-B sud: Graphique de paires de 1 000 échantillons MCMC pour 21 paramètres. Les nombres dans les graphiques inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

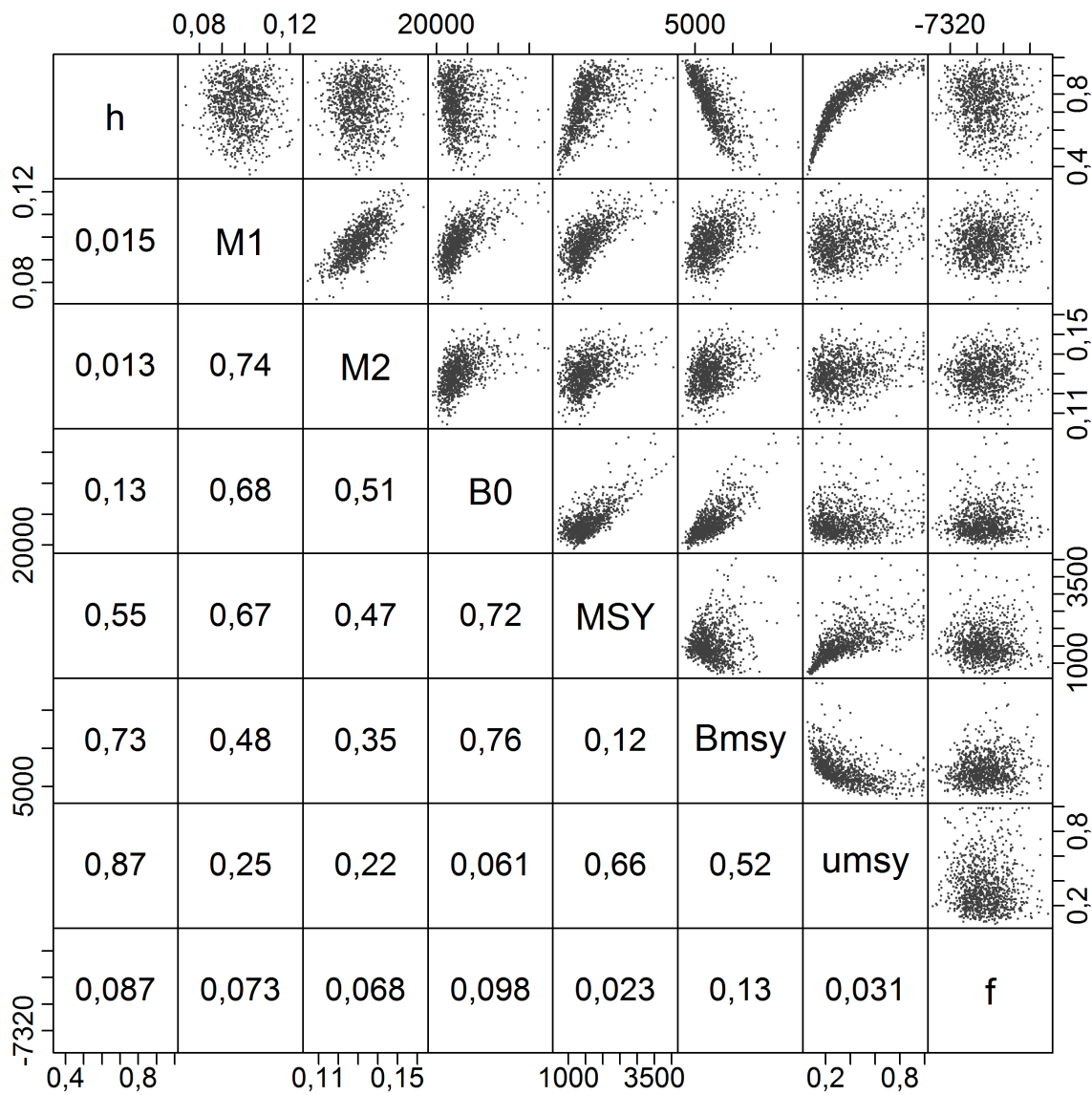


Figure F.91. C-B sud: Graphique de paires de 1 000 échantillons comparant certains paramètres, les principales quantités calculées et la valeur de la fonction (f). Les nombres dans les graphiques inférieurs sont les valeurs absolues des coefficients de corrélation.

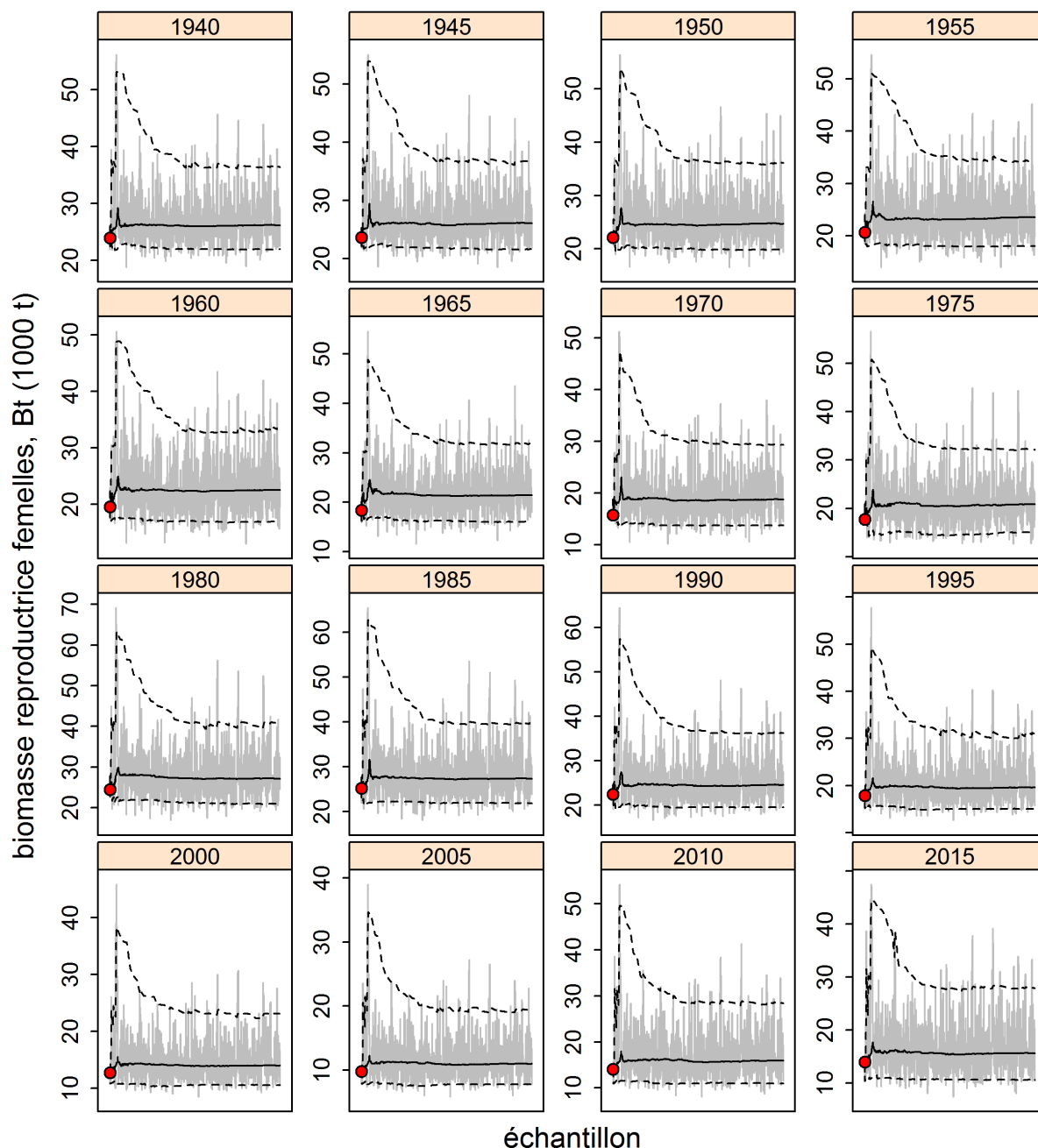


Figure F.92. C-B sud: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les estimations de la biomasse féconde des femelles à des intervalles de cinq ans. à noter que les échelles verticales sont différentes dans chaque graphique (pour montrer la convergence de la chaîne MCCM, plutôt que les différences absolues des valeurs annuelles). Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

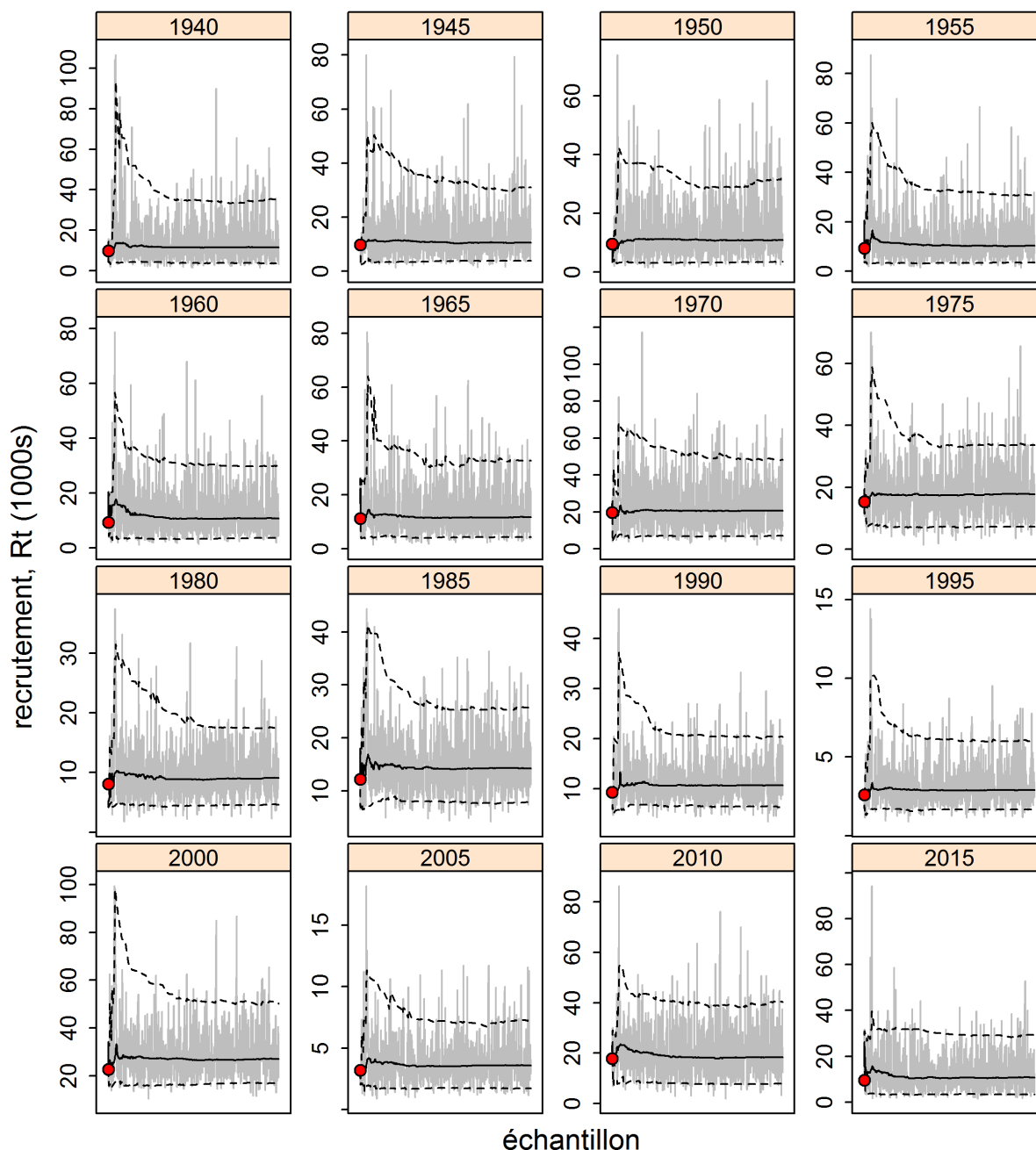


Figure F.93. C-B sud: Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les estimations du recrutement à des intervalles de cinq ans. à noter que les échelles verticales sont différentes dans chaque graphique (pour montrer la convergence de la chaîne MCCM, plutôt que les différences absolues du recrutement annuel). Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 0,05 et 0,95. Les cercles rouges sont les estimations du MDP.

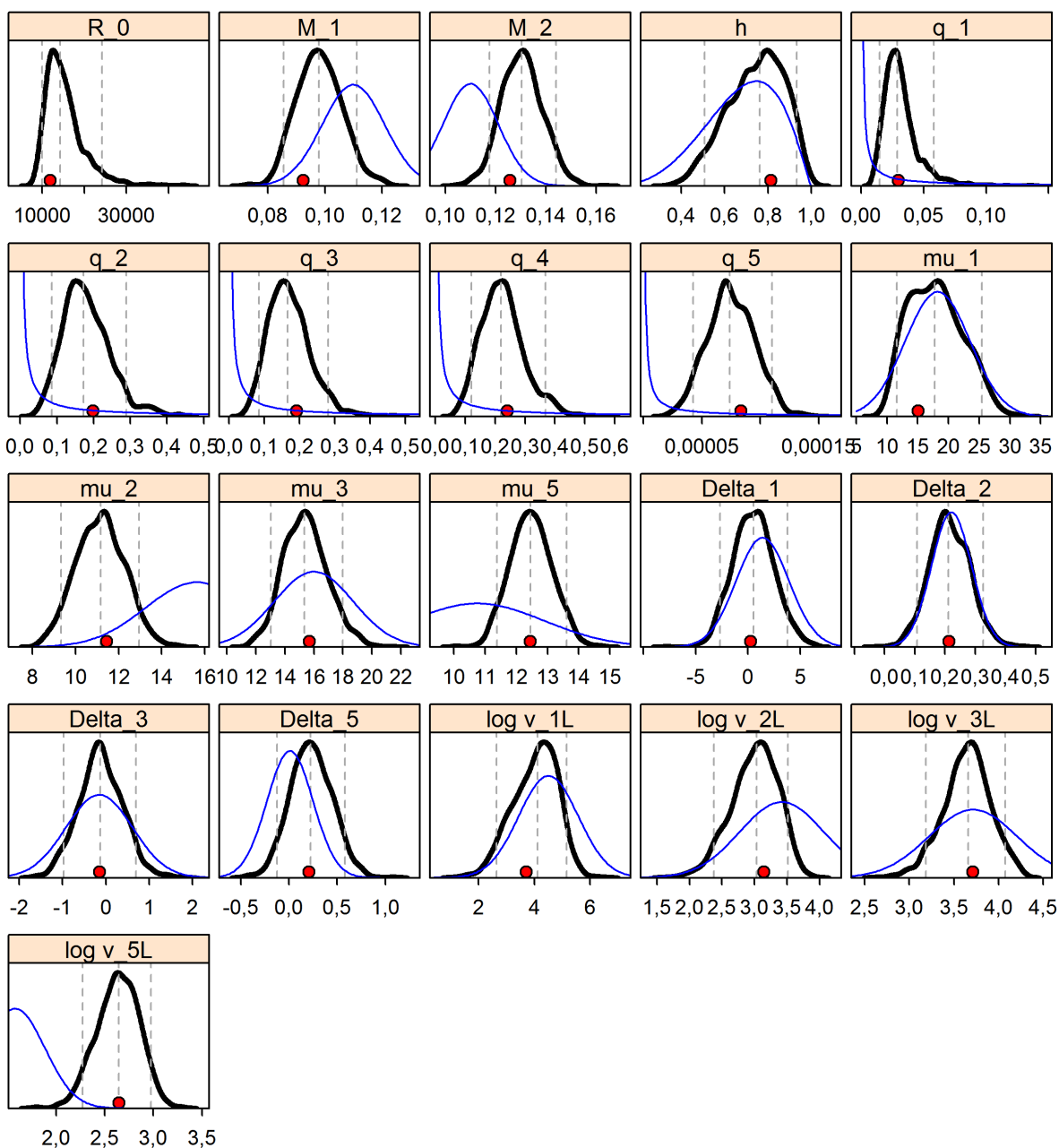


Figure F.94. C-B sud: Densités marginales a posteriori (courbes noires épaisses) et fonctions de densité a priori (courbes bleues minces) pour les paramètres estimés. Les lignes verticales représentent les 5e, 50e et 95e centiles, et les cercles rouges pleins sont les estimations du MDP. Pour  $R_0$  la distribution a priori est une distribution uniforme sur la plage  $[1, 10\,000\,000]$ . Les distributions a priori pour  $q_g$  sont uniformes sur une échelle logarithmique, et la fonction de densité de probabilité est alors  $1/(x(b-a))$  sur une échelle linéaire (où  $a$  et  $b$  sont les limites sur l'échelle logarithmique).

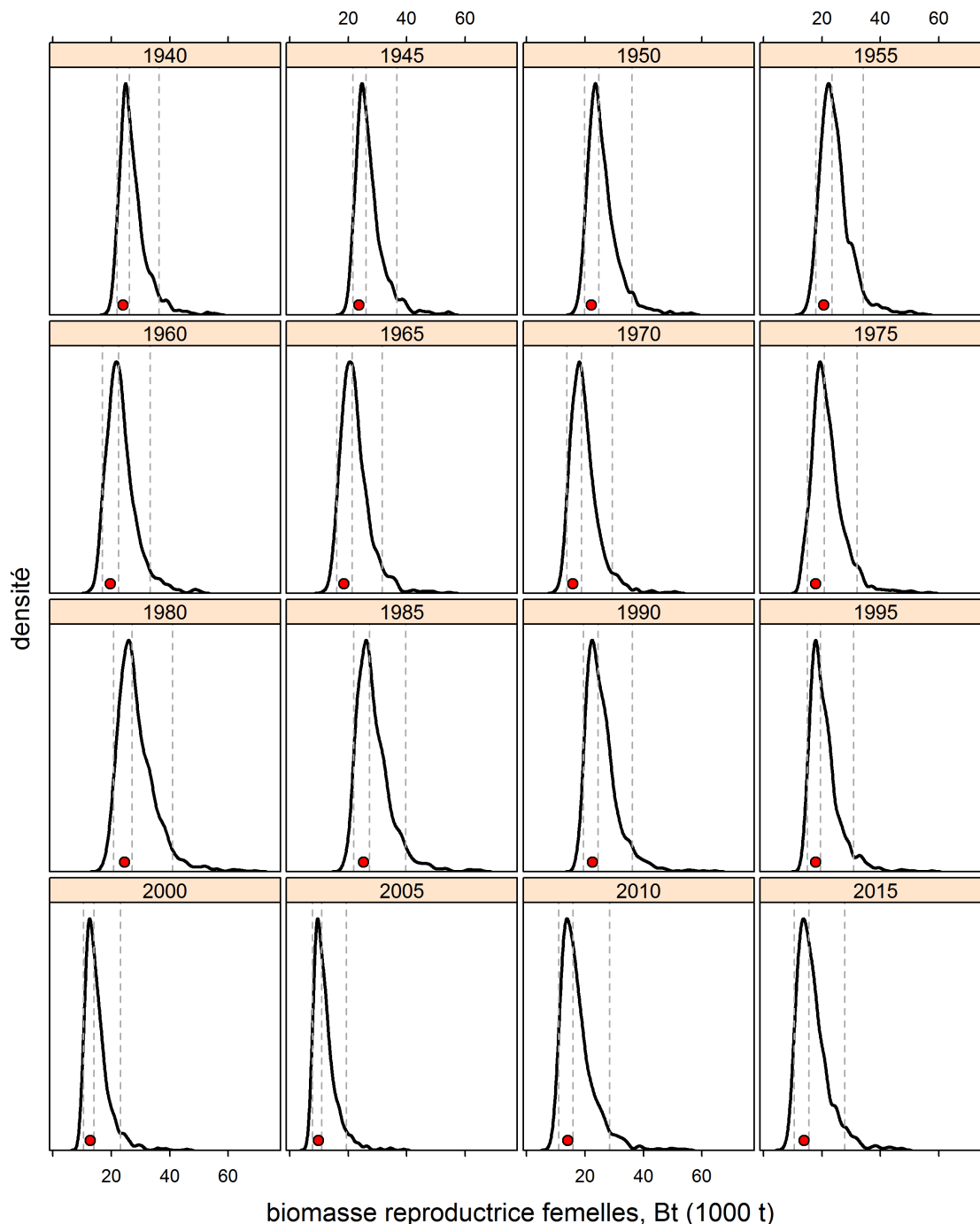


Figure F.95. C-B sud: Densités marginales a posteriori pour la biomasse féconde des femelles en début d'année (1 000 tonnes) tous les 5 ans à partir de 1940 selon le scénario de référence. Les axes horizontaux sont tous présentés à la même échelle. à noter que les axes verticaux ne sont pas à la même échelle, mais que chacun est mis à l'échelle du pic de densité; l'aire sous chaque courbe s'intègre à 1,0. Les lignes verticales sont les 5e, 50e et 95e centiles, et un cercle rouge plein indique la valeur du MDP.



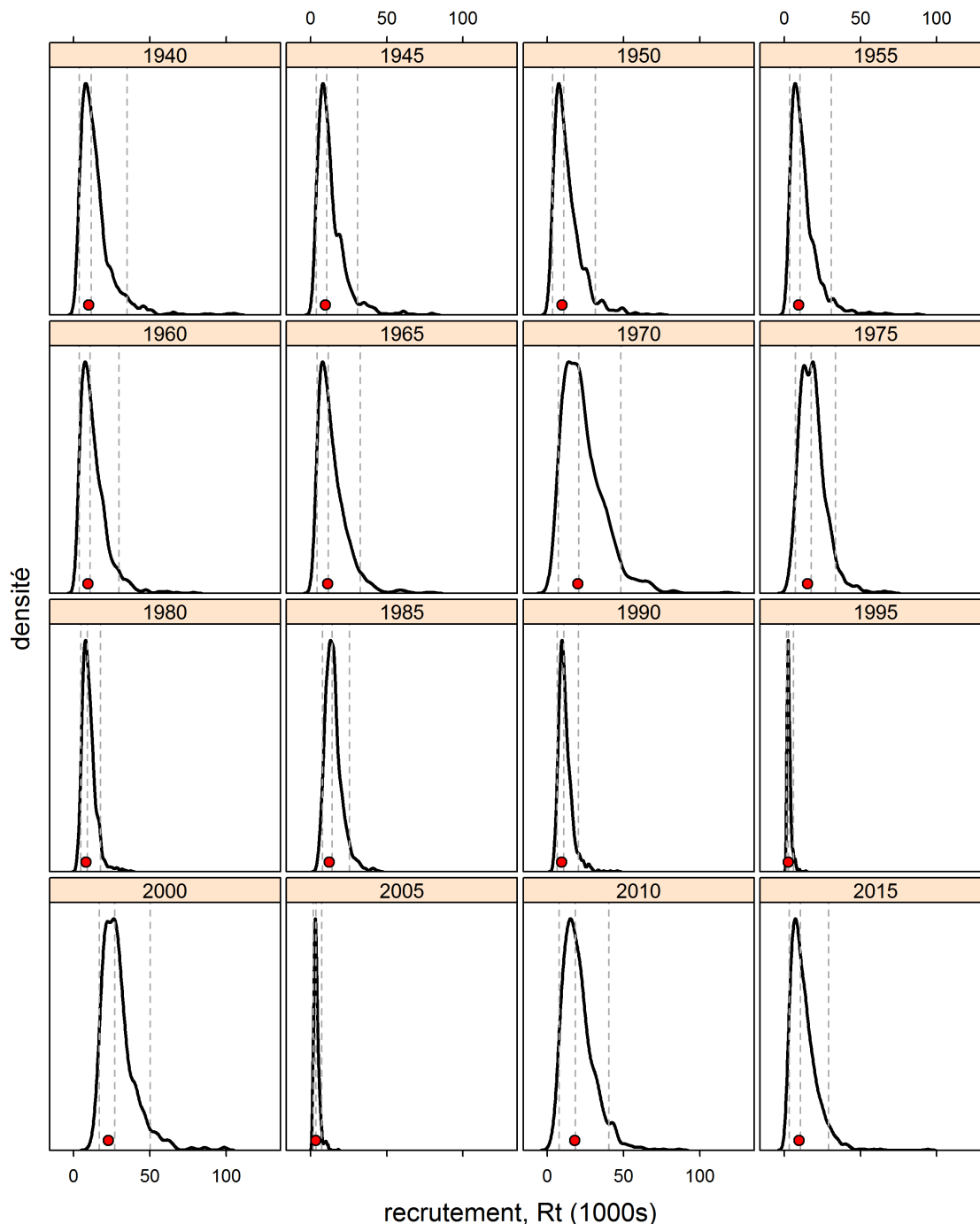


Figure F.96. C-B sud: Densités marginales a posteriori pour le recrutement tous les 5 ans à partir de 1940 selon le scénario de référence. étant donné que les axes horizontaux sont tous à la même échelle, on peut voir les recrutements importants de certaines grandes années. à noter que les axes verticaux ne sont pas à la même échelle, mais que chacun est mis à l'échelle du pic de densité; l'aire sous chaque courbe s'intègre à 1,0. Les lignes verticales sont les 5e, 50e et 95e centiles, et un cercle rouge plein indique la valeur du MDP.

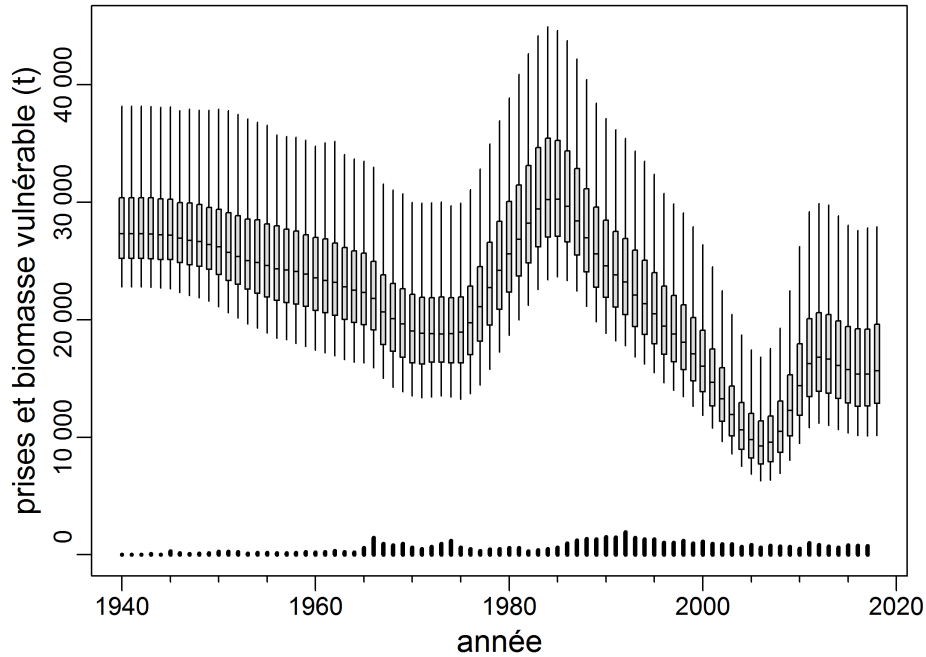


Figure F.97. C-B sud: Estimation de la biomasse vulnérable (diagrammes de quartiles) et des prises commerciales (barres verticales), en tonnes, au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCCM. Les prises sont indiquées pour que leur grandeur soit comparée à la biomasse vulnérable estimée.

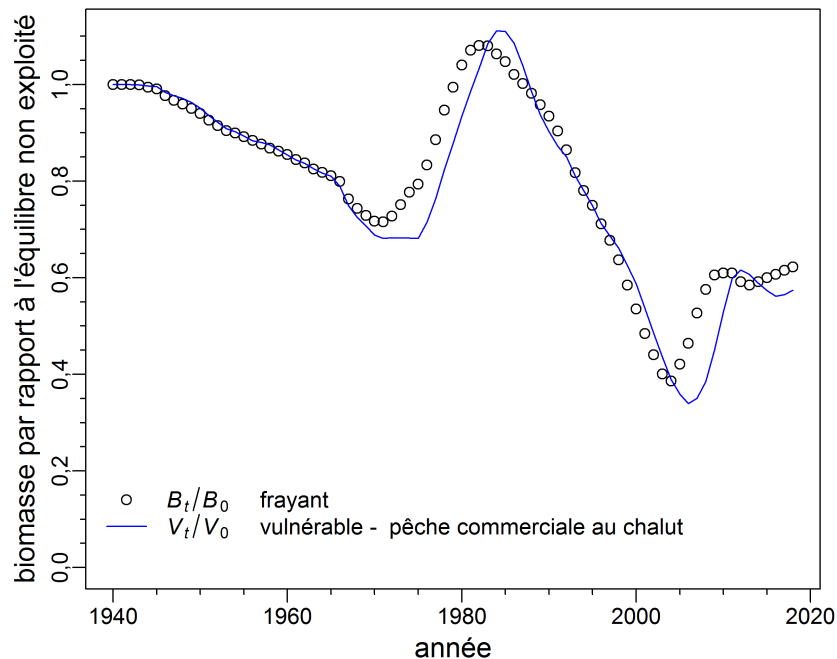


Figure F.98. C-B sud: Changements de  $B_t/B_0$  et  $V_t/V_0$  (biomasse féconde et biomasse vulnérable par rapport aux niveaux de la biomasse d'équilibre non exploitée) dans le temps, indiqués comme des médianes de valeurs a posteriori de la procédure de MCCM.

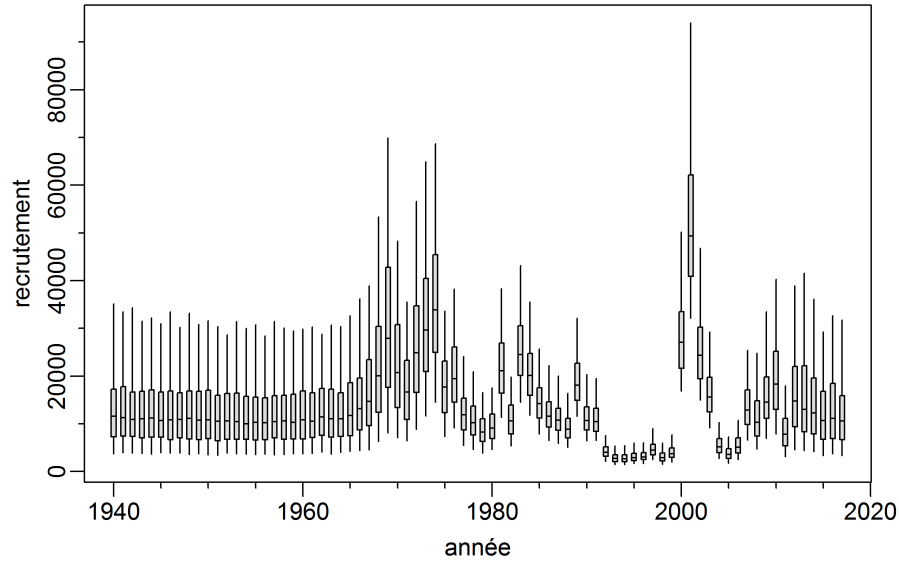


Figure F.99. C-B sud: Distribution marginale a posteriori du recrutement en milliers de poissons d'âge 1 représentée au fil du temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCCM. à noter que la première année pour laquelle on dispose de données sur l'âge est 1990, et que la classe d'âge la plus élevée est de 40 ans, de sorte qu'on n'a pas de données directes concernant les poissons d'âge 1 avant 1951. De plus, pour les dernières années, il n'y a pas de données directes sur l'âge à partir desquelles on pourrait estimer le recrutement, car les poissons ne sont pas entièrement sélectionnés avant l'âge de 12,5 ans par les navires commerciaux ou l'âge de 14,8 ans dans les relevés (moyenne de l'âge médian selon la procédure de MCCM à la sélectivité totale pour les prises commerciales,  $\mu_5$ , et les relevés  $\mu_{1,2,3}$ , respectivement).

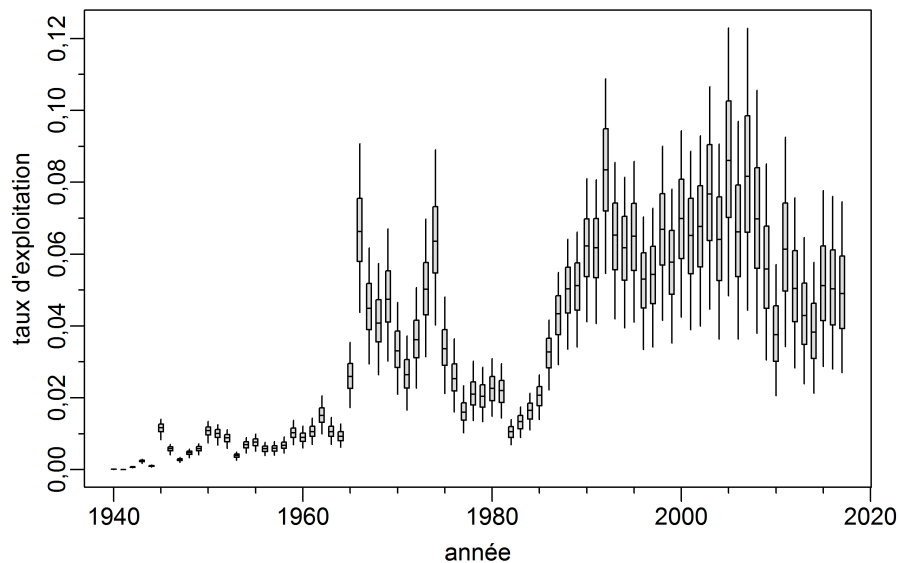


Figure F.100. C-B sud: Distribution marginale a posteriori du taux d'exploitation représentée graphiquement dans le temps. Les diagrammes de quartiles montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la procédure de MCCM.

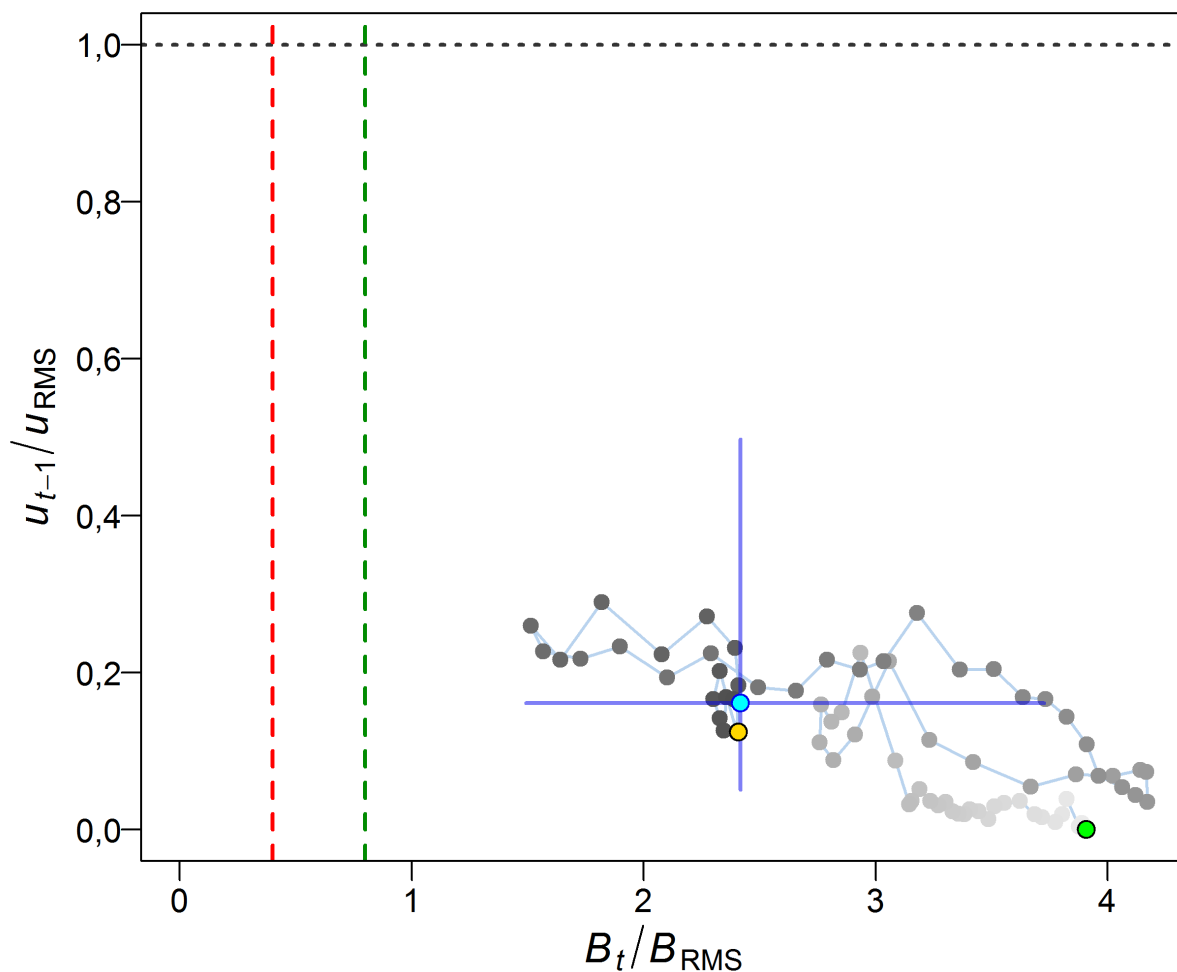


Figure F.101. C-B sud: Diagramme de phase dans le temps des médianes des rapports  $B_t/B_{RMS}$  (biomasse féconde de l'année  $t$  par rapport à  $B_{RMS}$ ) et  $u_{t-1}/u_{RMS}$  (le taux d'exploitation de l'année  $t - 1$  par rapport à  $u_{RMS}$ ). Le cercle plein cyan est l'année de début (1941). Les années passent ensuite du gris pâle au gris foncé et la dernière année (2018) est représentée par un cercle plein bleu; les lignes bleues représentent les centiles 10% et 90% des distributions a posteriori pour la dernière année. Le cercle plein doré indique l'état en 2010 ( $B_{2010}/B_{RMS}$ ,  $u_{2009}/u_{RMS}$ ), qui coïncide avec la précédente évaluation de 2011. Les lignes verticales rouges et vertes en pointillé indiquent la limite provisoire selon l'approche de précaution et les points de référence supérieurs du stock ( $0,4$ ,  $0,8B_{RMS}$ ), et la ligne horizontale grise en pointillé indique  $u$  au RMS.

---

### F.3.1.3. Résultats des projections et tableaux de décision pour le stock du sud de la Colombie-Britannique

On a réalisé des projections afin d'évaluer le comportement futur de la population pour différents niveaux de prises annuelles constantes, compte tenu des hypothèses du modèle. On a effectué ces projections, en commençant par la biomasse au début de 2018, selon un éventail de stratégies de prises constantes (de 0 à 2 000 t) pour chacun des 1 000 échantillons de la procédure de MCCM provenant de la distribution *a posteriori*; on a donc obtenu les tendances futures de la biomasse en présumant des écarts de recrutement aléatoires. On a obtenu les recrutements futurs grâce à 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 l'annexe E pour les renseignements détaillés). On a réalisé des projections sur cinq ans, ce qui signifie que les niveaux de biomasse projetés seront fondés sur les valeurs de recrutement estimées lors de la reconstitution du modèle plutôt que sur la fonction stock-recrutement, en raison du décalage de  $\sim 10$  ans avant que les recrues puissent être capturées dans le cadre de la pêche commerciale (tableau F.18). Les projections de la biomasse féconde obtenues sont présentées pour une variété de stratégies de prises sélectionnées (figure F.102).

L'approche visant à obtenir des futures valeurs de recrutement selon la moyenne du recrutement, en présumant une variabilité fixe relative à cette moyenne, ne permet pas de simuler avec précision les grandes vagues de recrutement occasionnelles qui caractérisent le stock et d'autres espèces de sébastes logévives (figure F.99). Cependant, comme indiqué plus haut, presque toutes les valeurs de recrutement utilisées dans les projections sont estimées durant la phase de reconstitution du stock en raison de la longévité de l'espèce, de l'âge à maturité relativement tardif (estimé à 9,6 ans pour les femelles, Annexe D) et de la courte période pendant laquelle les projections sont effectuées.

Les tableaux de décision présentent les probabilités que la biomasse féconde dépasse divers points de référence pour des années données. On calcule ces probabilités en déterminant la proportion d'échantillons de la procédure de MCCM pour lesquels la biomasse dépasse un point de référence donné. Les résultats associés aux trois points de référence fondés sur  $B_{RMS}$  sont présentés dans les tableaux F.20-F.22. Par exemple, la probabilité estimée que le stock se situe dans la zone saine provisoire en 2018 pour une stratégie des prises constantes de 1 000 t correspond à  $P(B_{2018} > 0,8B_{RMS}) = 1$  (ligne « 1000 » et colonne « 2018 » dans le tableau F.21).

Le tableau F.23 présente les probabilités que la biomasse féconde projetée  $B_t$  dépasse la biomasse de l'année actuelle  $B_{2018}$  pour divers niveaux de prises. Dans la première colonne, les valeurs de zéro signifient simplement que la biomasse de l'année actuelle ne sera jamais supérieure à elle-même. Si la moyenne des prises actuelles (732 t) est maintenue jusqu'en 2023, la probabilité que la biomasse féconde  $B_{2023}$  soit supérieure à  $B_{2018}$  est de 0,614 (tableau F.23).

Le tableau F.24 présente les probabilités que le taux d'exploitation projeté  $u_t$  dépasse le taux d'exploitation au RMS ( $u_{RMS}$ ). Les tableaux F.25 et F.26 sont d'autres tableaux de décision dans lesquels on utilise les points de référence 0,2 et  $0,4B_0$ , qui sont parfois préférés par d'autres administrations.

Pour les calculs relatifs au RMS, on a réalisé des projections pour une plage de taux d'exploitation constants ( $u_t$ ) allant de 0 à 0,99, avec une augmentation de 0,005 et une tolérance de 0,01 t, jusqu'à l'atteinte d'un rendement à l'équilibre (ou jusqu'à l'atteinte de 15 000 années).

On a réalisé ces projections pour chacun des 1 000 échantillons et on a décidé que les taux d'exploitation permettant d'obtenir le rendement le plus élevé représenteraient le RMS pour le tirage de la procédure de MCCM. Aucun échantillon de la procédure de MCCM n'a atteint la limite inférieure de  $u_t$ , tandis que 18 échantillons ont atteint la limite supérieure. Tous les 199 000 calculs de projection ont convergé avant 15 000 ans.

### F.3.1.3.1. Tableaux des projections relatives au SCB pour le scénario de référence

*Tableau F.20. Sud de la C.-B. : Tableau de décision concernant le point de référence limite  $0,4B_{RMS}$  dans les projections sur 1 à 5 ans pour une gamme de stratégies de prises constantes (en tonnes). Les valeurs sont  $P(B_t > 0,4B_{RMS})$ , c.-à-d. la probabilité que la biomasse féconde (femelles matures) au début de l'année  $t$  soit supérieure au point de référence limite. Les probabilités sont la proportion des 1 000 échantillons MCCM pour lesquels  $B_t > 0,4B_{RMS}$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.*

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
600	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
700	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
800	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
900	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1600	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1700	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1800	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1900	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Tableau F.21. Sud de la C.-B. : Tableau de décision concernant le point de référence supérieur des stocks  $0,8B_{RMS}$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,8B_{RMS})$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
600	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
700	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
800	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
900	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999
1200	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999
1300	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999	0,999
1400	1,000	1,000	0,999	0,999	0,998	0,997
1500	1,000	1,000	0,999	0,998	0,998	0,996
1600	1,000	1,000	0,999	0,998	0,997	0,993
1700	1,000	1,000	0,999	0,998	0,997	0,992
1800	1,000	0,999	0,999	0,998	0,996	0,988
1900	1,000	0,999	0,998	0,997	0,992	0,984
2000	1,000	0,999	0,998	0,997	0,990	0,976

Tableau F.22. Sud de la C.-B. : Tableau de décision concernant le point de référence  $P(B_t > 0,8B_{RMS})$  pour les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,8B_{RMS})$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
100	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
200	0,999	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000
300	0,999	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000
400	0,999	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000
500	0,999	0,999	0,999	0,999	1,000	1,000
600	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
700	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
800	0,999	0,999	0,999	0,998	0,998	0,999
900	0,999	0,999	0,998	0,998	0,998	0,996
1000	0,999	0,999	0,998	0,998	0,997	0,995
1100	0,999	0,999	0,998	0,998	0,996	0,993
1200	0,999	0,998	0,998	0,997	0,994	0,991
1300	0,999	0,998	0,998	0,995	0,991	0,990
1400	0,999	0,998	0,998	0,993	0,990	0,986
1500	0,999	0,998	0,996	0,992	0,990	0,978
1600	0,999	0,998	0,995	0,991	0,985	0,970
1700	0,999	0,998	0,993	0,989	0,978	0,964
1800	0,999	0,998	0,993	0,985	0,973	0,958
1900	0,999	0,996	0,992	0,982	0,968	0,950
2000	0,999	0,996	0,992	0,978	0,958	0,940

Tableau F.23. Sud de la C.-B. : Tableau de décision aux fins de comparaison de la biomasse projetée à la biomasse actuelle, donnée par probabilités  $P(B_t > B_{2018})$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,000	0,967	0,970	0,969	0,971	0,968
100	0,000	0,952	0,954	0,947	0,954	0,949
200	0,000	0,934	0,938	0,929	0,928	0,923
300	0,000	0,901	0,905	0,901	0,888	0,887
400	0,000	0,854	0,866	0,847	0,839	0,845
500	0,000	0,797	0,799	0,788	0,780	0,771
600	0,000	0,735	0,734	0,712	0,692	0,693
700	0,000	0,659	0,661	0,651	0,620	0,614
800	0,000	0,581	0,595	0,561	0,548	0,534
900	0,000	0,510	0,503	0,484	0,464	0,451
1000	0,000	0,423	0,433	0,414	0,391	0,385
1100	0,000	0,355	0,369	0,334	0,325	0,306
1200	0,000	0,297	0,298	0,287	0,267	0,246
1300	0,000	0,240	0,256	0,235	0,216	0,198
1400	0,000	0,198	0,206	0,185	0,178	0,155
1500	0,000	0,161	0,173	0,153	0,141	0,132
1600	0,000	0,126	0,132	0,123	0,113	0,105
1700	0,000	0,104	0,104	0,097	0,087	0,086
1800	0,000	0,079	0,084	0,075	0,069	0,071
1900	0,000	0,057	0,062	0,060	0,057	0,054
2000	0,000	0,045	0,052	0,050	0,046	0,043

Tableau F.24. Sud de la C.-B. : Tableau de décision aux fins de comparaison du taux d'exploitation projeté à celui au RMS, de sorte que les valeurs soient  $P(u_t > u_{RMS})$ , c.-à-d. la probabilité que le taux d'exploitation au milieu de l'année  $t$  soit supérieur à celui au RMS. à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
100	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
200	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
300	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
400	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
500	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
600	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
700	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
800	0,003	0,003	0,004	0,004	0,005	0,005
900	0,008	0,008	0,007	0,007	0,007	0,007
1000	0,009	0,010	0,011	0,011	0,015	0,016
1100	0,014	0,017	0,019	0,020	0,025	0,029
1200	0,020	0,022	0,026	0,028	0,030	0,034
1300	0,027	0,030	0,035	0,043	0,050	0,053
1400	0,036	0,041	0,049	0,055	0,064	0,070
1500	0,048	0,056	0,064	0,069	0,079	0,089
1600	0,058	0,067	0,076	0,087	0,099	0,106
1700	0,068	0,082	0,094	0,105	0,114	0,137
1800	0,082	0,096	0,107	0,120	0,141	0,159
1900	0,095	0,108	0,119	0,141	0,169	0,192
2000	0,104	0,117	0,138	0,168	0,191	0,216



Tableau F.25. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour un point de référence de substitution  $0,2B_0$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,2B_0)$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
600	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
700	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
800	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
900	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1100	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1200	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1300	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1600	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1700	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999
1800	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,997
1900	1,000	1,000	1,000	1,000	0,998	0,997
2000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,998	0,994

Tableau F.26. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour un point de référence de substitution  $0,4B_0$  dans les projections sur 1 à 5 ans, de sorte que les valeurs soient  $P(B_t > 0,4B_0)$ . à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

	2018	2019	2020	2021	2022	2023
0	0,992	0,996	0,998	1,000	1,000	1,000
100	0,992	0,996	0,998	0,998	1,000	1,000
200	0,992	0,995	0,998	0,998	1,000	1,000
300	0,992	0,995	0,998	0,998	0,998	1,000
400	0,992	0,995	0,996	0,998	0,998	0,999
500	0,992	0,995	0,996	0,997	0,997	0,997
600	0,992	0,995	0,995	0,996	0,996	0,996
700	0,992	0,992	0,994	0,995	0,996	0,993
800	0,992	0,990	0,993	0,993	0,990	0,988
900	0,992	0,990	0,991	0,990	0,984	0,976
1000	0,992	0,989	0,987	0,984	0,976	0,965
1100	0,992	0,988	0,986	0,978	0,965	0,958
1200	0,992	0,988	0,984	0,968	0,957	0,942
1300	0,992	0,987	0,978	0,960	0,946	0,934
1400	0,992	0,985	0,976	0,956	0,937	0,911
1500	0,992	0,985	0,968	0,945	0,924	0,893
1600	0,992	0,983	0,963	0,937	0,905	0,868
1700	0,992	0,982	0,954	0,929	0,888	0,835
1800	0,992	0,982	0,947	0,916	0,862	0,809
1900	0,992	0,980	0,943	0,903	0,841	0,775
2000	0,992	0,978	0,938	0,887	0,810	0,741

### F.3.1.3.2. Figures des projections relatives au SCB pour le scénario de référence

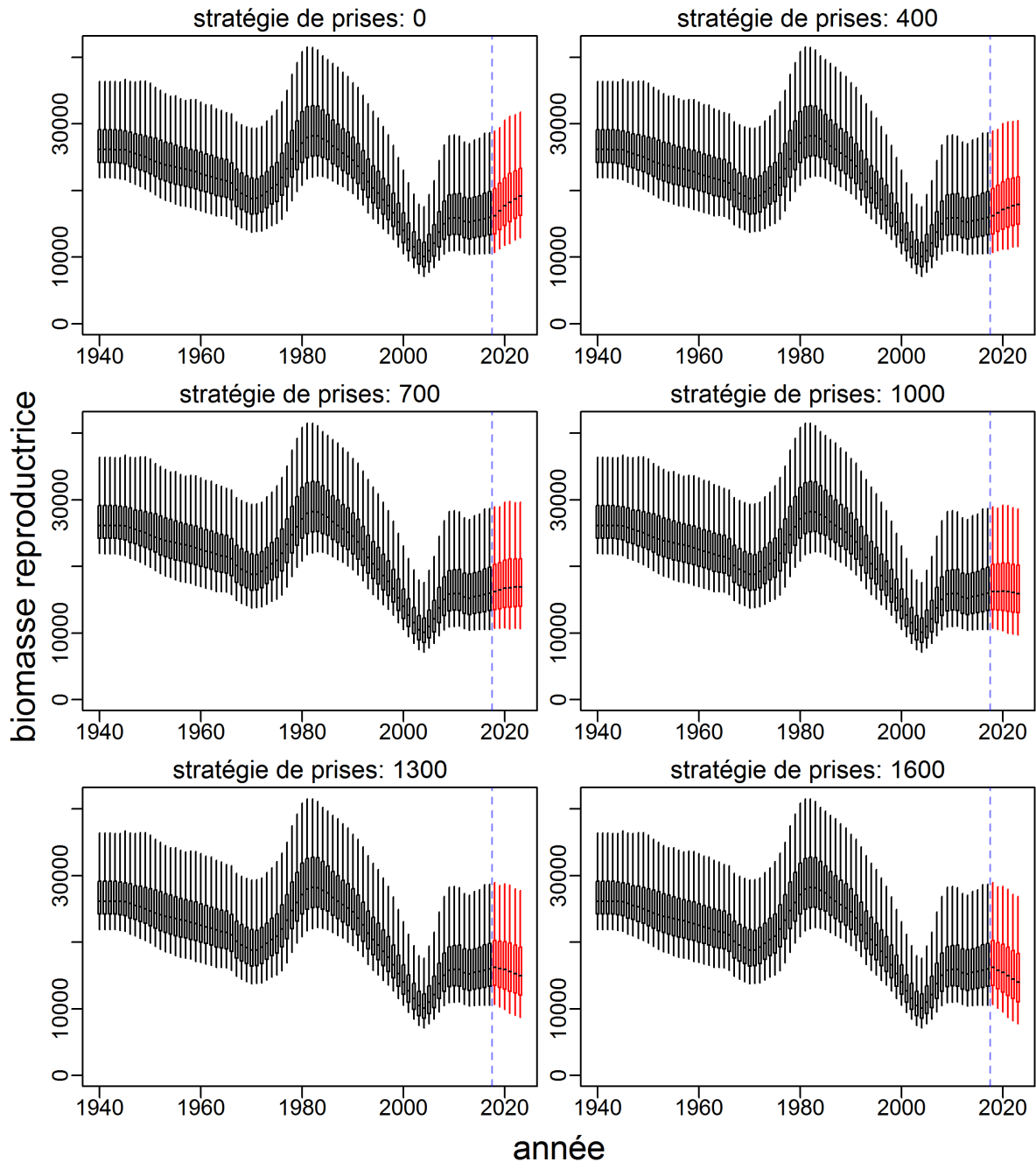


Figure F.102. C-B sud: Biomasse projetée (t) selon différentes stratégies de prises constantes (t); les diagrammes de quartiles montrent les centiles 2,5, 25, 50, 75 et 97,5 des résultats de la procédure de MCCM. Pour chacun des 1 000 échantillons de la valeur a posteriori de la procédure de MCCM, le 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'annexe E). à titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2013 à 2017) s'élèvent à 732 t.

---

### F.3.2. Exécutions de sensibilité du stock du sud de la Colombie-Britannique

On a exécuté five analyses de sensibilité (avec des simulations de la procédure de MCCM entières) par rapport au scénario de référence (exécution 16) afin de tester la sensibilité des données de sortie en fonction des hypothèses de rechange du modèle :

- **S1** (exécution 19) – Retirer la série d'indices des CPUE de la pêche commerciale ( $g=5$ );
- **S2** (exécution 20) – Réduire de moitié les prises pendant les années d'activité des flottilles étrangères (1965-1976) et pendant les années où la flottille nationale aurait pu faire des déclarations erronées avant la présence d'observateurs (1988-1995);
- **S3** (exécution 21) – Utiliser des proportions selon l'âge provenant uniquement d'échantillons non triés;
- **S4** (exécution 22) – Augmenter  $\sigma_R$  de 0,6 à 1,1;
- **S5** (exécution 23) – Retirer le relevé historique du GIG et le relevé triennal de la COIV.

Quatre autres analyses de sensibilité ont été effectuées à titre de diagnostic pour le scénario de référence et S4 :

- **D1** (exécution 24) – Identique au scénario de référence, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11;
- **D2** (exécution 25) – Identique à S4, mais avec  $M_{1,2}$  fixé à 0,11;
- **D3** (exécution 27) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur *a priori* de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0136)$  [CV de 10%] en supposant un âge maximum de 50 ans plutôt que de 61 ans;
- **D4** (exécution 28) – Identique au scénario de référence, mais avec une valeur *a priori* de  $M_{1,2} \sim N(0,136, 0,0272)$  [CV de 20%].

On a repondéré chaque valeur de sensibilité (y compris les exécutions diagnostiques) à trois reprises au moyen de la procédure de Francis (2011) pour les fréquences selon l'âge. On a ajusté les CV de l'indice de l'abondance selon la première repondération en utilisant la même erreur de processus que pour le scénario de référence, soit :  $c_p = 0,5, 0,3, 0,25, 0,5$  et  $0,2$  pour le relevé historique du GIG, le relevé synoptique de la COIV, le relevé synoptique du BRC, le relevé triennal de la COIV et la série de CPUE de la pêche commerciale au chalut, respectivement. L'ensemble de données repondérées choisi pour l'analyse de la procédure de MCCM était fondé sur l'équation E.33 pour chaque sensibilité.

Les différences entre les exécutions de sensibilité sont présentées dans les tableaux F.27 et F.28, et les figures F.103 à F.105. Des tracés relatifs à la sensibilité sont présentés dans les figures F.106 à F.114.

L'exécution S1 étudie les effets du retrait de la série d'indices des CPUE. Les tracés diagnostiques (figures F.106 à F.108) indiquent que le retrait des CPUE déstabilise le modèle dans une certaine mesure, mais pas autant que pour le stock du nord de la Colombie-Britannique. Le tracé à chaînes fractionnées indique que  $R_0$  et  $q_1$  sont les paramètres les plus touchés (figure F.107). L'autocorrélation est problématique pour un certain nombre de paramètres, mais ne semble pas beaucoup plus prononcée que dans le scénario de référence (figure F.108). Il s'agit du scénario le plus optimiste concernant l'état du stock (biomasse féconde de femelles).

---

L'exécution S2 étudie l'effet d'une mauvaise identification des prises durant la période la plus importante d'activités de flottilles étrangères et la période d'augmentation des activités de la flottille nationale. Les diagnostics de la procédure MCCM pour cette exécution sont bons (figures F.109 à F.111), peut-être même meilleurs que ceux du scénario de référence. La réduction des prises a une faible incidence sur les paramètres estimés (tableau F.27) ou sur les points de référence (tableau F.28).

L'exécution S3 étudie l'effet d'utiliser seulement des échantillons non triés pour qu'on puisse fournir un signal sur la composition du stock au modèle. Il n'y a pas d'échantillon non trié dans les données sur l'âge issues des premières années, donc les données reconstituées connexes ne figurent pas dans le modèle. Cette limite a une incidence sur le rendement du modèle parce que les diagnostics de la procédure de MCCM indiquent qu'il y a certains problèmes d'autocorrélation (figures F.112 à F.114). Le principal problème semble être une diminution de l'habileté à distinguer les différences de mortalité naturelle entre les sexes (tableau F.27). Ce scénario permet d'estimer le niveau de biomasse actuelle le plus bas par rapport à la biomasse féconde de femelle à l'équilibre non exploitée. Cependant, les estimations médianes pour  $B_{2018}/B_0$  sont de  $0,5B_0$ ; la taille du stock de 2018 est presque égale au double de  $B_{RMS}$  et  $u_{2017}$  est de 38% de  $u_{RMS}$ .

L'exécution S4 étudie les effets d'un écart-type plus important pour l'erreur de processus liée au recrutement. Cette exécution modèle est probablement celle qui ressemble le plus au scénario de référence; les diagnostics de la procédure de MCCM connexes sont bons (figures F.115 à F.117). Contrairement à l'analyse de sensibilité du stock du nord de la Colombie-Britannique, on n'a pas trouvé de trajectoire de la population de recharge en augmentant  $\sigma_R$ . Cependant, quand  $M$  est fixée à 0,11 pour les deux valeurs de  $\sigma_R$  (exécutions diagnostiques de la procédure de MCCM), on observe un changement de l'ampleur des tendances du recrutement faisant en sorte que l'année de recrutement la plus importante du scénario de référence, soit 2001, est dépassée par la vague de recrutement de 1969 lorsque  $\sigma_R=1,1$ . Cette tendance est renversée lorsque  $\sigma_R=0,6$  (figure F.105). Les trajectoires de la population de chaque exécution demeurent similaires; elles diffèrent seulement à la valeur maximale et à la valeur minimale de la trajectoire.

Les exécutions diagnostiques correspondant à D1 et à D2 qui ont été réalisées pour le stock du nord de la Colombie-Britannique ont aussi été effectuées pour le stock du sud de la Colombie-Britannique (voir les tableaux F.27 et F.28). Ces exécutions ont confirmé la sensibilité relative plus importante de l'ensemble de données du stock du sud de la Colombie-Britannique; il y a peu de variation entre les estimations de la biomasse relative de 2018 par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_0$ ) ou à  $B_{RMS}$ . Les trajectoires de la biomasse (figure F.105) correspondaient aussi à celles du scénario de référence ou de S4; la principale différence était liée à la taille relative des vagues de recrutement importantes, mais les années pendant lesquelles ces vagues se sont déroulées sont demeurées les mêmes.

L'exécution S5 étudie l'effet du retrait des relevés non synoptiques. La perte de signal pour les premières années du relevé historique du GIG et peut-être pour le relevé triennal de la COIV a diminué la qualité des échantillons de la procédure de MCCM de façon importante (figures F.118 à F.120). L'autocorrélation est trop élevée et persistante pour  $R_0$ ; elle a aussi une incidence négative sur d'autres paramètres. Ce scénario du modèle n'est pas recommandé pour les avis à l'intention des gestionnaires.

L'état du stock ( $B_{2018}/B_{RMS}$ ) de sébaste à raie rouge (zones 3CD et 5ABC) pour le scénario de référence indique que celui-ci se trouve dans la zone saine du MPO (Figure F.121); la probabilité que la biomasse du stock dépasse  $0,8B_{RMS}$  est de 1. Les sensibilités 2, 4 et 5 n'indiquent pas

---

beaucoup de changement concernant l'état du stock perçu. La sensibilité 3 (fréquences selon l'âge non triées) indique un état du stock inférieur à celui du scénario de référence et des autres sensibilités. Toutefois, la probabilité que la biomasse soit supérieure à  $0,8B_{RMS}$  est semblable, soit 0,997.

Comme pour le stock du nord de la Colombie-Britannique, les participants à la réunion d'examen ont demandé que le modèle soit exécuté à deux reprises supplémentaires (D3 et D4). Pour la moyenne de ces distributions *a priori*, on a présumé que  $M$  était fondée sur un âge maximal de 50 ans plutôt que de 61 ans, soit la valeur utilisée dans le scénario de référence. Étant donné que ces exécutions ont été effectuées la nuit suivant la réunion d'examen, seuls les résultats du mode de la distribution *a posteriori* ont pu être présentés aux participants et, par conséquent, les résultats de la procédure de MCCM ne sont pas communiqués. Pour le stock du sud de la Colombie-Britannique, les estimations du scénario de référence de  $M_{1,2} = (0,092, 0,126)$  ont augmenté à  $M_{1,2} = (0,119, 0,151)$  et à  $M_{1,2} = (0,111, 0,147)$  pour D3 et D4. Contrairement au stock du nord de la Colombie-Britannique, les résultats pour le stock du sud de la Colombie-Britannique étaient différents pour chaque sexe. Selon les deux exécutions diagnostiques, les estimations de  $M$  pour la femelle étaient inférieures à la moyenne *a priori*, tandis que les estimations de  $M$  pour les mâles étaient environ 10% supérieures à la moyenne *a priori*. Ces résultats correspondent aux résultats du MDP pour le scénario de référence du stock du sud de la Colombie-Britannique, pour lesquels les estimations de  $M$  selon le sexe divergeaient de la même manière par rapport à la moyenne *a priori* (voir le tableau F.15). Les variations de l'état du stock reproducteur la dernière année par rapport à la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_{2018}/B_0$ ) étaient plus importantes pour le stock du sud de la Colombie-Britannique que pour le stock du nord de la Colombie-Britannique; l'estimation du MDP de 0,61 dans le scénario de référence a augmenté de plus de 30% pour atteindre 0,85 (D3) et 0,80 (D4). Pour les deux stocks, l'augmentation de la moyenne *a priori* de  $M$  a entraîné des niveaux plus élevés de la biomasse du stock reproducteur  $B_{2018}$  par rapport à  $B_0$ .

### F.3.2.1. Tableaux relatifs aux exécutions de sensibilité du stock du sud de la Colombie-Britannique

Tableau F.27. Sud de la Colombie-Britannique : Valeurs médianes des 1 000 échantillons de la procédure MCCM pour les principaux paramètres estimés; comparaison entre le scénario de référence (exécution 16) et les exécutions de sensibilité (exécution 19 à 25). Dans le tableau, R = exécution, S = sensibilité, D = Sensibilité diagnostique ( $M=0,11$ ). Les indices numériques autres que ceux pour  $R_0$  et  $M$  indiquent les types d'engins  $g$  suivants : 1 = relevé historique du GIG; 2 = relevé synoptique de la COIV; 3 = relevé synoptique du BRC; 4 = relevé triennal de la COIV; 5 = série de CPUE de la pêche commerciale au chalut.

	Réf(R16)	S1(R19)	S2(R20)	S3(R21)	S4(R22)	S5(R23)	D1(R24)	D2(R25)
$R_0$	14 312	20 430	12 441	11 643	14 887	15 769	18 292	15 746
$M_1$	0,0979	0,103	0,100	0,101	0,101	0,0995	—	—
$M_2$	0,130	0,134	0,132	0,119	0,132	0,131	—	—
$h$	0,761	0,784	0,774	0,679	0,767	0,743	0,744	0,748
$q_1$	0,0288	0,0210	0,0336	0,0381	0,0308	—	0,0207	0,0258
$q_2$	0,172	0,0992	0,193	0,247	0,207	0,150	0,128	0,211
$q_3$	0,166	0,0896	0,185	0,269	0,233	0,137	0,116	0,230
$q_4$	0,220	0,157	0,244	0,309	0,233	—	0,172	0,223
$q_5$	0,0000739	—	0,0000816	0,0000900	0,0000940	0,0000644	0,0000537	0,0000903
$\mu_1$	17,7	17,4	17,8	16,6	17,4	—	16,9	16,5
$\mu_2$	11,2	12,4	11,4	9,56	9,87	11,3	10,8	9,65
$\mu_3$	15,4	14,8	15,5	15,8	15,6	14,9	14,5	15,4
$\mu_5$	12,4	12,4	12,5	9,16	12,4	12,3	11,8	11,9
$\Delta_1$	0,519	0,301	0,404	0,259	0,417	—	0,756	0,627
$\Delta_2$	0,212	0,217	0,215	0,209	0,209	0,214	0,226	0,219
$\Delta_3$	-0,133	-0,220	-0,144	0,0377	0,0160	-0,121	0,235	0,340
$\Delta_5$	0,223	0,269	0,256	-0,0786	0,202	0,232	0,220	0,190
$\log v_{1L}$	4,12	4,08	4,10	3,92	4,08	—	4,08	4,03
$\log v_{2L}$	3,03	3,39	3,09	2,42	2,45	3,10	2,94	2,36
$\log v_{3L}$	3,66	3,59	3,68	3,68	3,57	3,60	3,58	3,56
$\log v_{5L}$	2,64	2,58	2,64	1,64	2,59	2,58	2,54	2,54

Tableau F.28. Sud de la Colombie-Britannique : 50<sup>e</sup> centiles des quantités dérivées de la procédure de MCCM tirées de 1 000 échantillons de la distribution de MCCM a posteriori pour chaque exécution. Voici les définitions utilisées :  $B_0$  – biomasse féconde (femelles matures) à l'équilibre non exploitée;  $V_0$  – biomasse vulnérable (mâles et femelles) à l'équilibre non exploitée;  $B_{2018}$  – biomasse féconde au début de 2018;  $V_{2018}$  – biomasse vulnérable au milieu de 2018;  $u_{2017}$  – taux d'exploitation (ratio entre les prises totales et la biomasse vulnérable) au milieu de 2017;  $u_{\max}$  – taux d'exploitation maximal (calculé pour chaque échantillon comme le taux d'exploitation maximal de 1940 à 2017); biomasse féconde à l'équilibre et au rendement maximal durable (RMS);  $u_{\text{RMS}}$  – taux d'exploitation à l'équilibre et au RMS;  $V_{\text{RMS}}$  – biomasse vulnérable à l'équilibre et au RMS. Toutes les valeurs de biomasse (et de RMS) sont données en tonnes.

	Scénario de référence (R16)	S1(R19)	S2(R20)	S3(R21)	S4(R22)	S5(R23)	D1(R24)	D2(R25)
$B_0$	26 149	34 851	21 902	20 346	25 876	28 022	27 246	23 454
$V_0$	27 318	35 758	22 811	26 066	26 940	29 429	34 048	29 148
$B_{2018}$	16 235	28 566	14 389	10 280	16 172	18 190	18 730	15 122
$V_{2018}$	15 665	29 232	13 833	12 686	13 444	17 924	21 885	14 390
$B_{2018}/B_0$	0,622	0,826	0,657	0,514	0,630	0,655	0,696	0,643
$V_{2018}/V_0$	0,574	0,813	0,605	0,496	0,496	0,611	0,651	0,496
$u_{2017}$	0,0490	0,0255	0,0552	0,0609	0,0604	0,0427	0,0350	0,0568
$u_{\max}$	0,0886	0,0641	0,0950	0,113	0,115	0,0780	0,0655	0,113
RMS	1 467	2 134	1 308	1 076	1 523	1 601	1 910	1 670
$B_{\text{RMS}}$	6 830	8 867	5 564	5 677	6 547	7 537	7 461	6 339
$0,4B_{\text{RMS}}$	2 732	3 547	2 225	2 271	2 619	3 015	2 984	2 535
$0,8B_{\text{RMS}}$	5 464	7 094	4 451	4 542	5 238	6 030	5 968	5 071
$B_{2018}/B_{\text{RMS}}$	2,43	3,29	2,64	1,87	2,51	2,54	2,60	2,41
$B_{\text{RMS}}/B_0$	0,256	0,250	0,252	0,282	0,255	0,262	0,270	0,270
$V_{\text{RMS}}$	5 043	5 990	3 897	6 971	4 714	5 665	6 702	5 386
$V_{\text{RMS}}/V_0$	0,182	0,161	0,171	0,270	0,174	0,191	0,194	0,187
$u_{\text{RMS}}$	0,300	0,380	0,340	0,155	0,330	0,285	0,292	0,310
$u_{2017}/u_{\text{RMS}}$	0,160	0,0661	0,157	0,377	0,180	0,141	0,116	0,180

### F.3.2.2. Figures relatives aux exécutions de sensibilité du stock du sud de la Colombie-Britannique

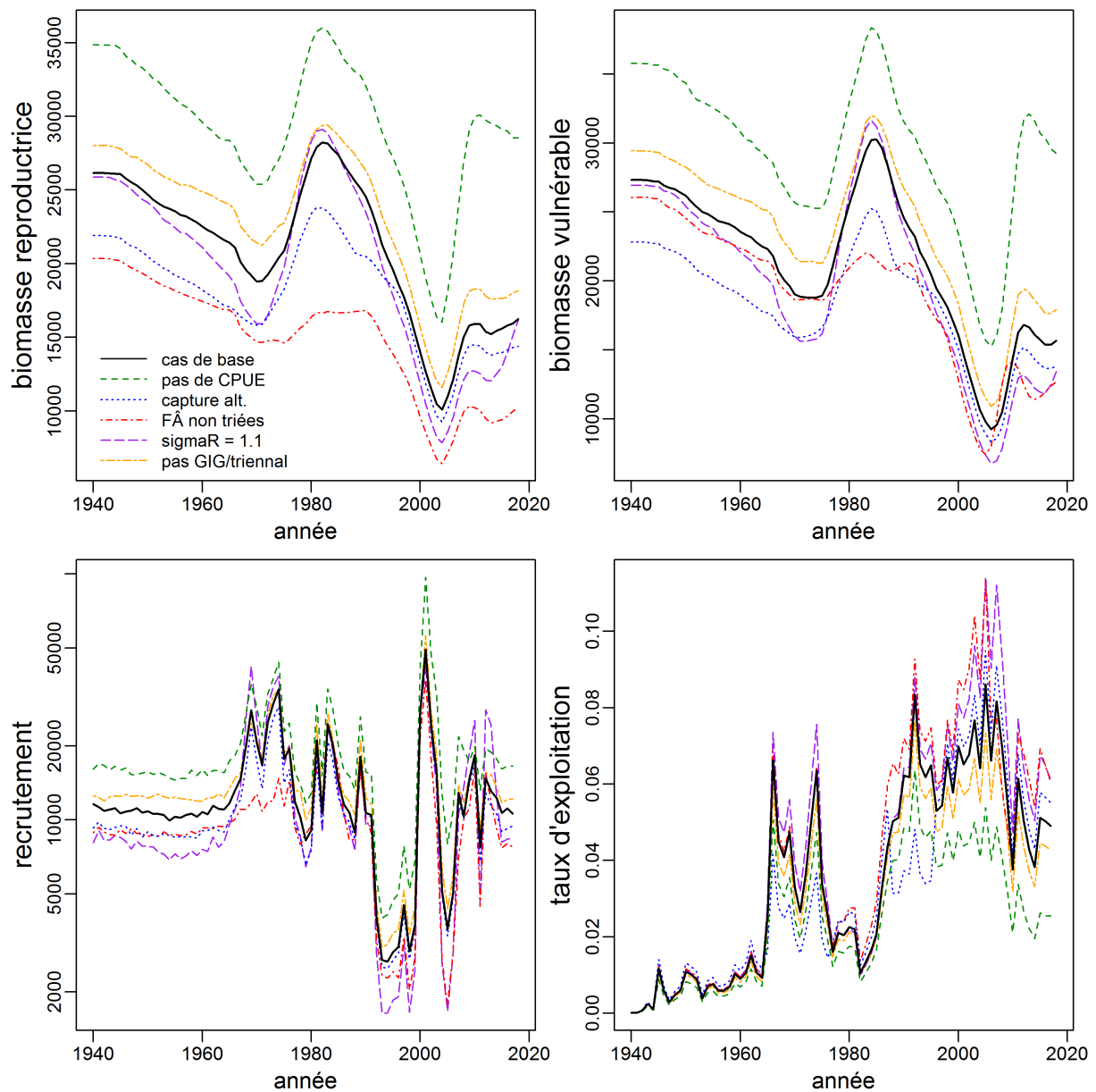


Figure F.103. C-B sud: trajectoires médianes du modèle associées à la biomasse féconde ( $t$ ), à la biomasse vulnérable ( $t$ ), au recrutement (en milliers d'individus d'âge 1) et au taux d'exploitation pour le scénario de référence et les cinq exécutions de sensibilité, selon la légende figurant dans le premier graphique.



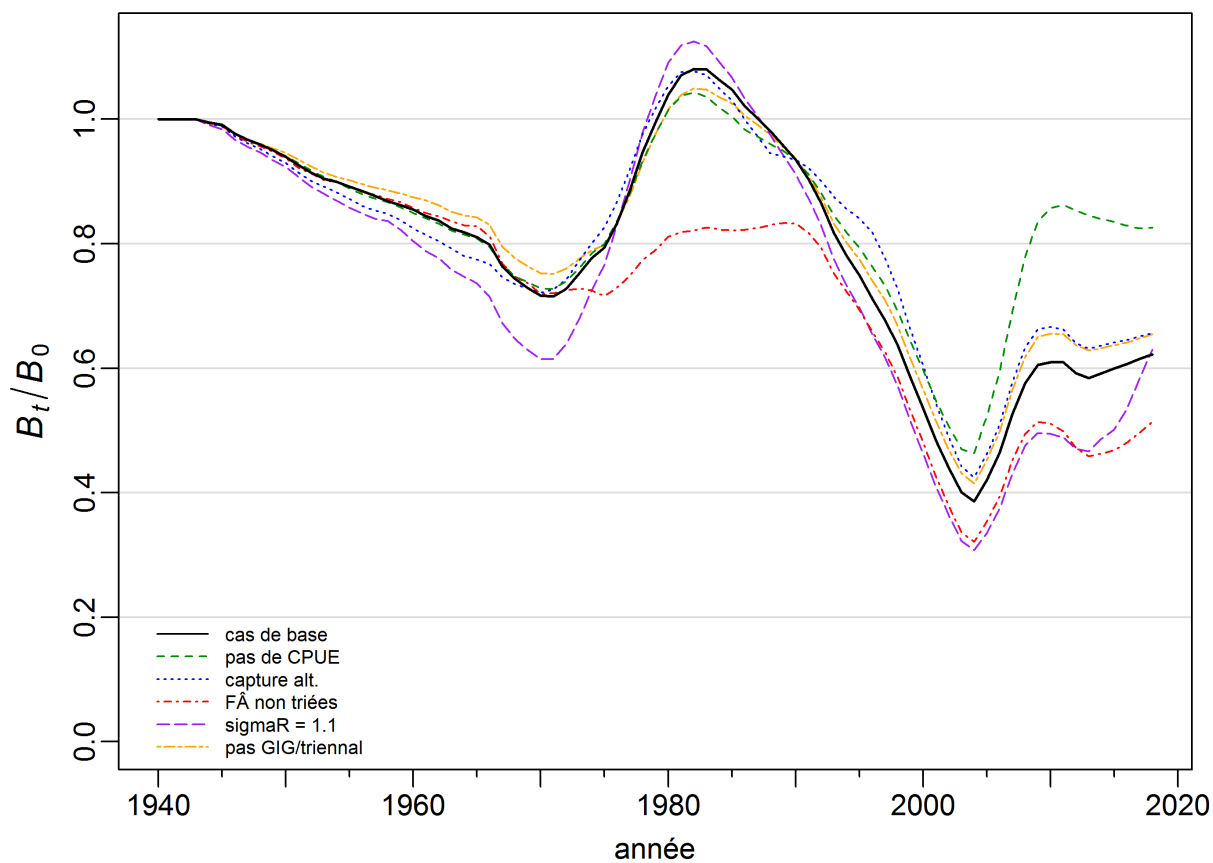


Figure F.104. C-B sud: trajectoires médianes du modèle associées à la biomasse féconde, qui est considérée comme une proportion de la biomasse non exploitée à l'équilibre ( $B_t/B_0$ ), pour le scénario de référence et les cinq exécutions de sensibilité, selon la légende figurant dans le coin inférieur gauche.

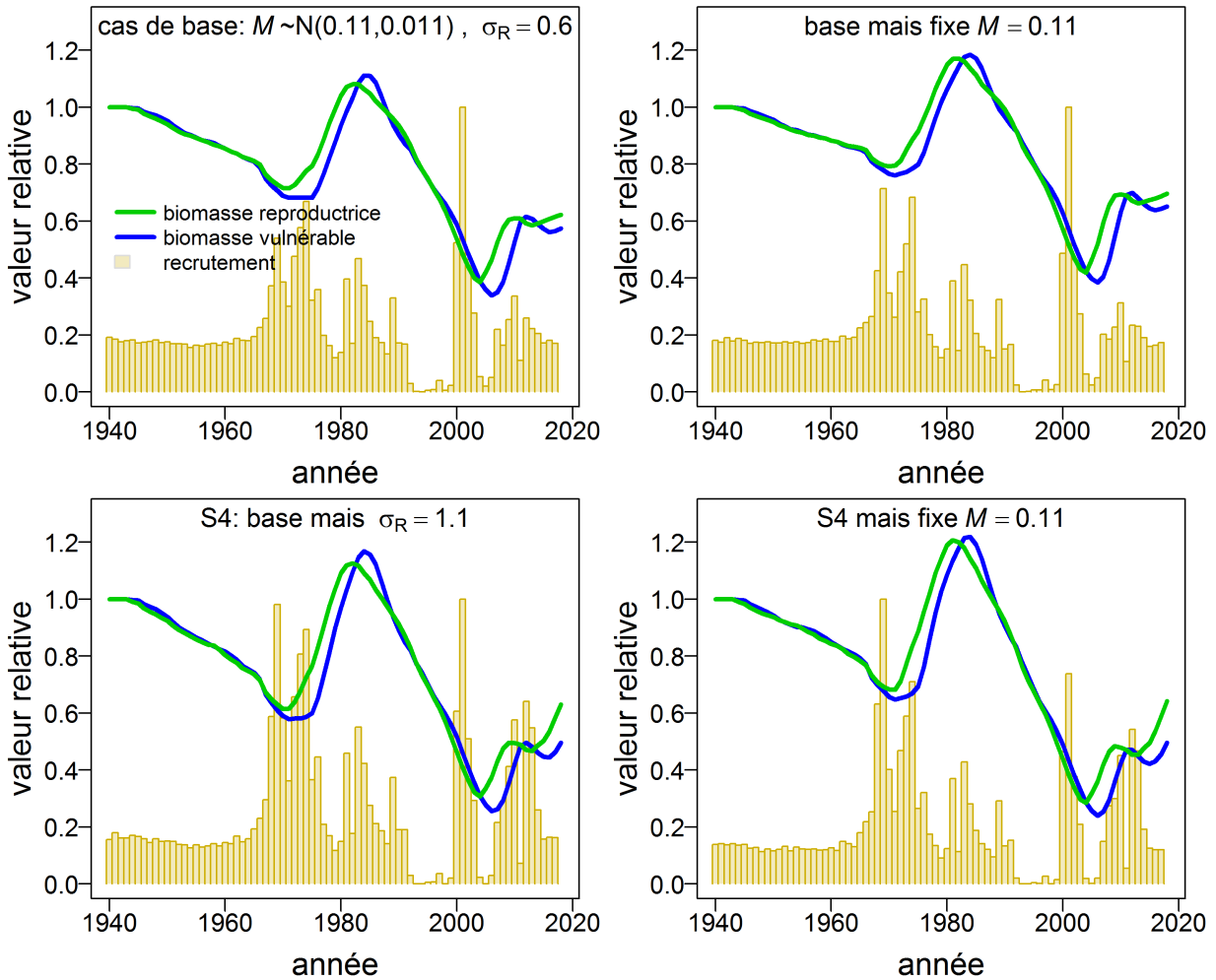


Figure F.105. C-B sud: trajectoires médianes du modèle associées aux biomasses féconde et vulnérable par rapport aux valeurs de la biomasse à l'équilibre non exploitée ( $B_{2018}/B_0$  et  $V_{2018}/V_0$ ), et médiane du recrutement annuel normalisé (barres) pour le scénario de référence et l'exécution de sensibilité S4 ( $\sigma_R=1,1$ ), à gauche, et les deux exécutions correspondantes (D1 et D2) pour lesquelles  $M_{1,2}$  est fixée à 0,11, à droite.

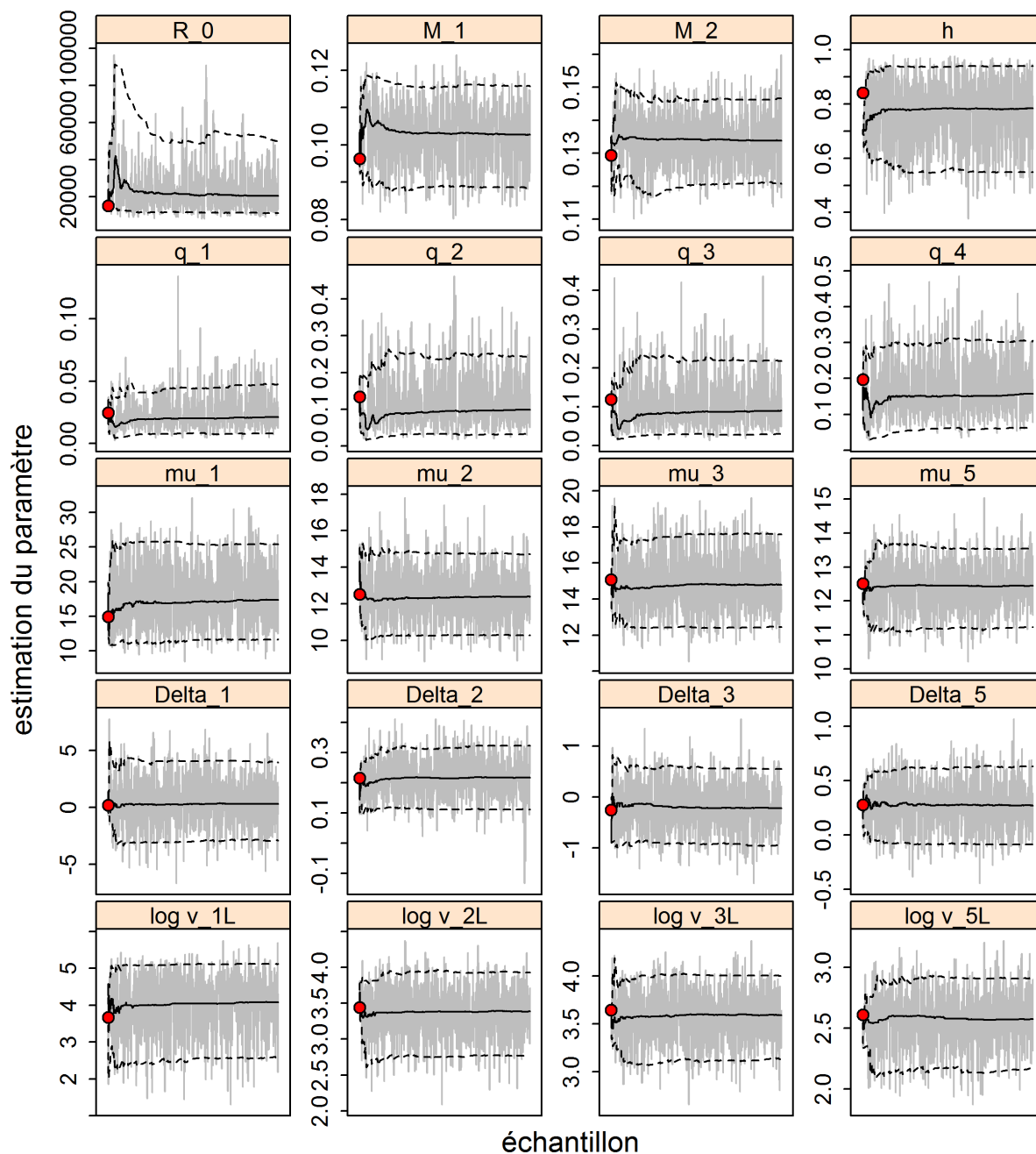


Figure F.106. C-B sud: Sensibilité 1 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 4$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 5$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

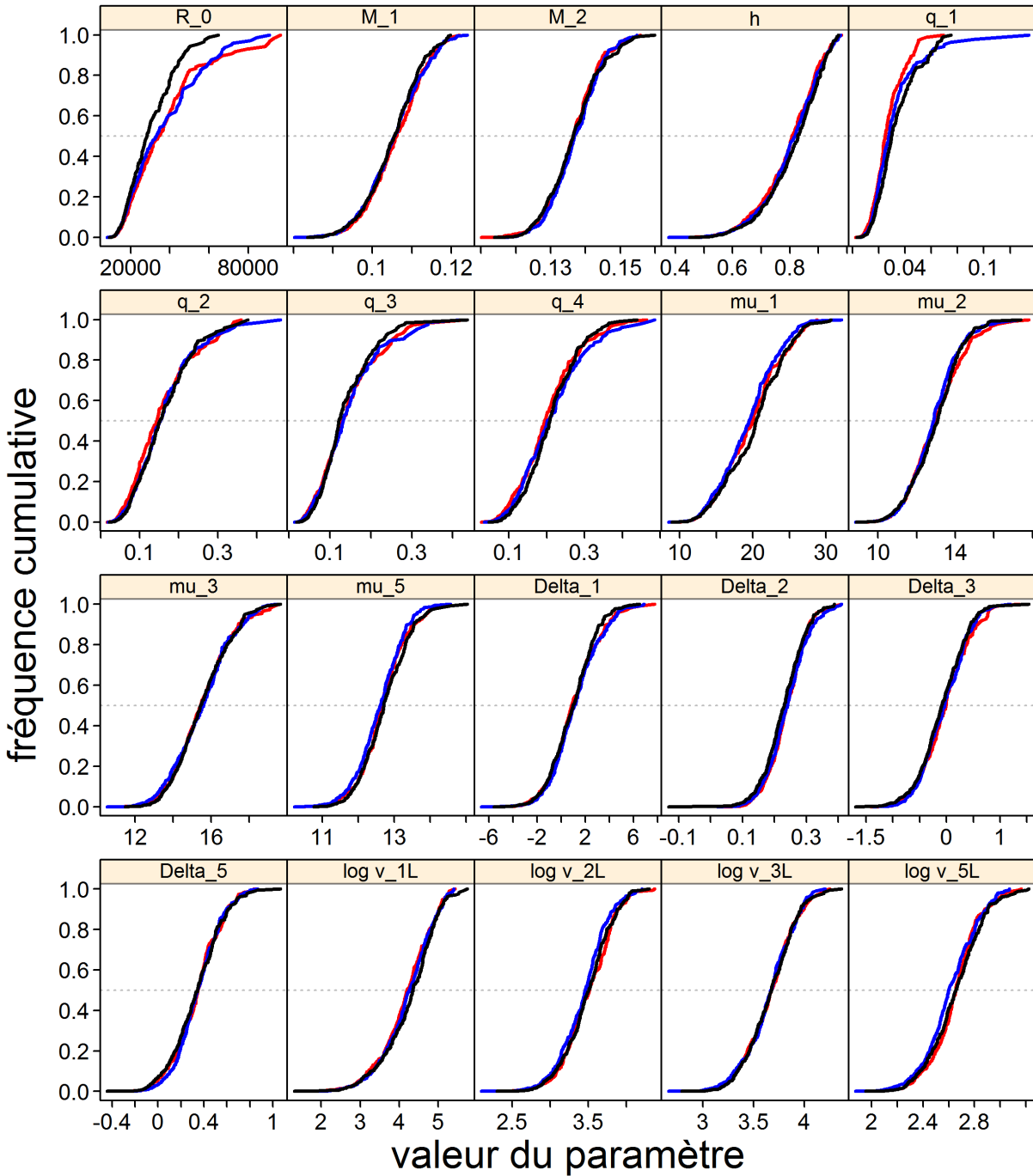


Figure F.107. C-B sud: Sensibilité 1 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCMC de 1 000 échantillons MCMC en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

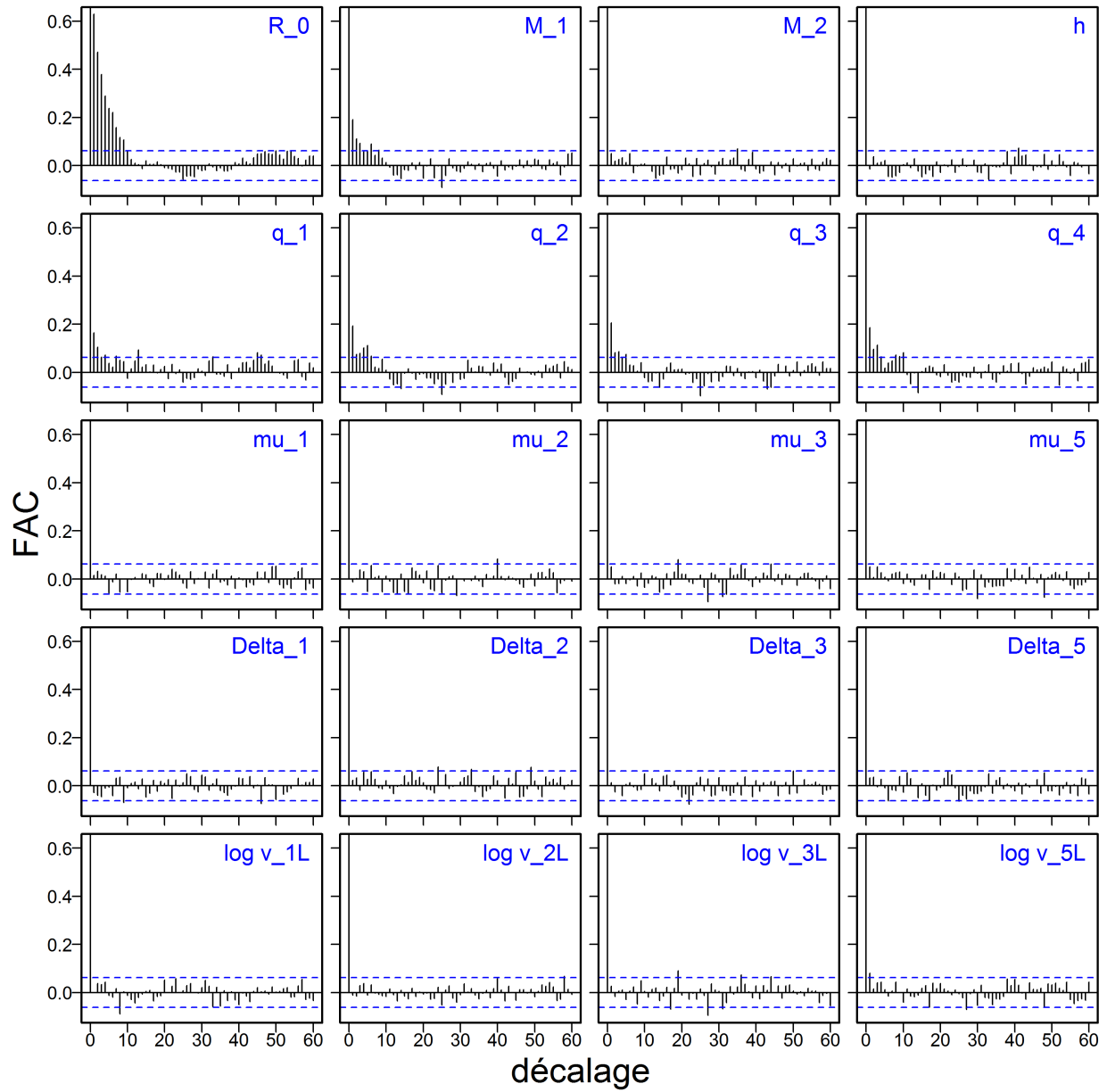


Figure F.108. C-B sud: Sensibilité 1 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

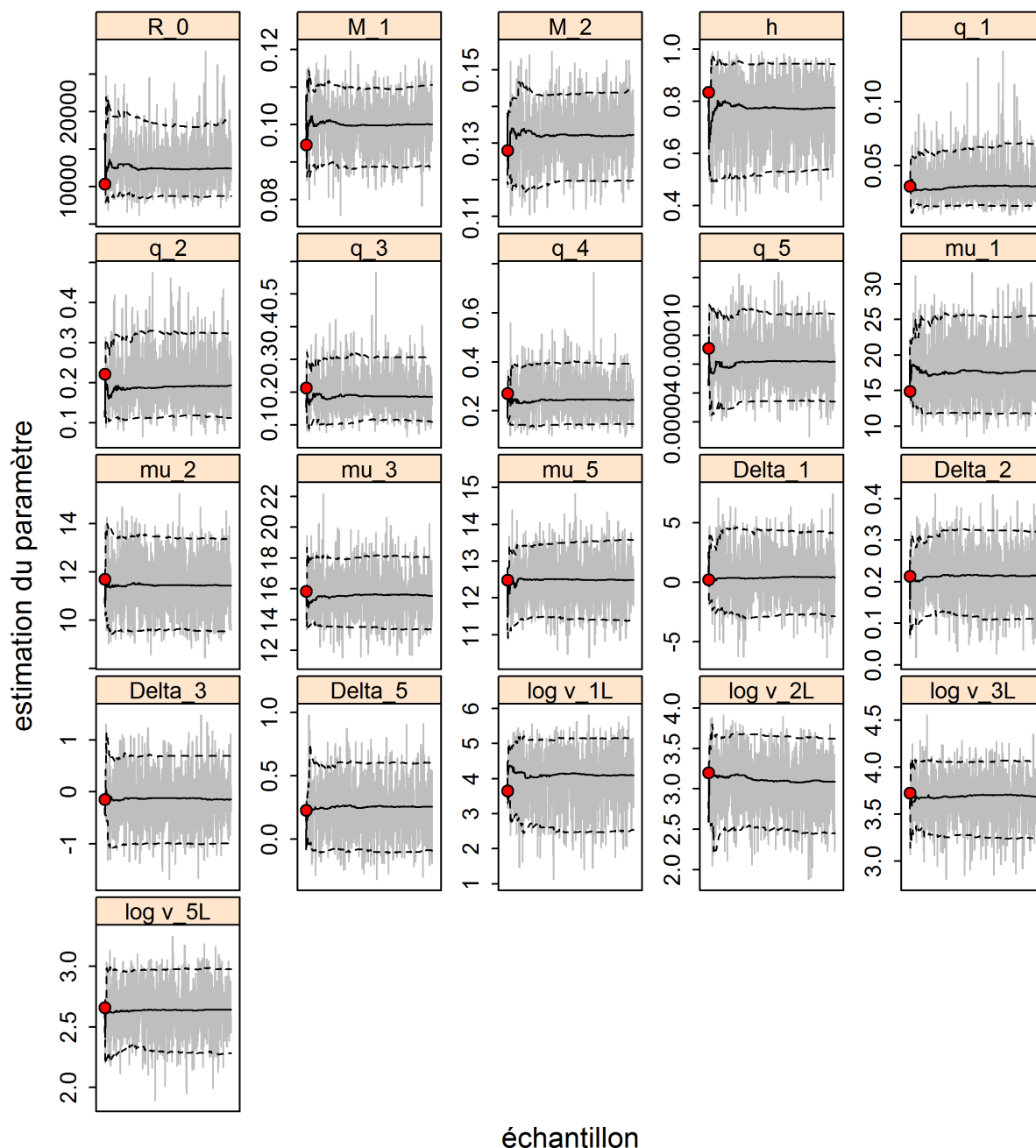


Figure F.109. C-B sud: Sensibilité 2 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 4$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 5$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

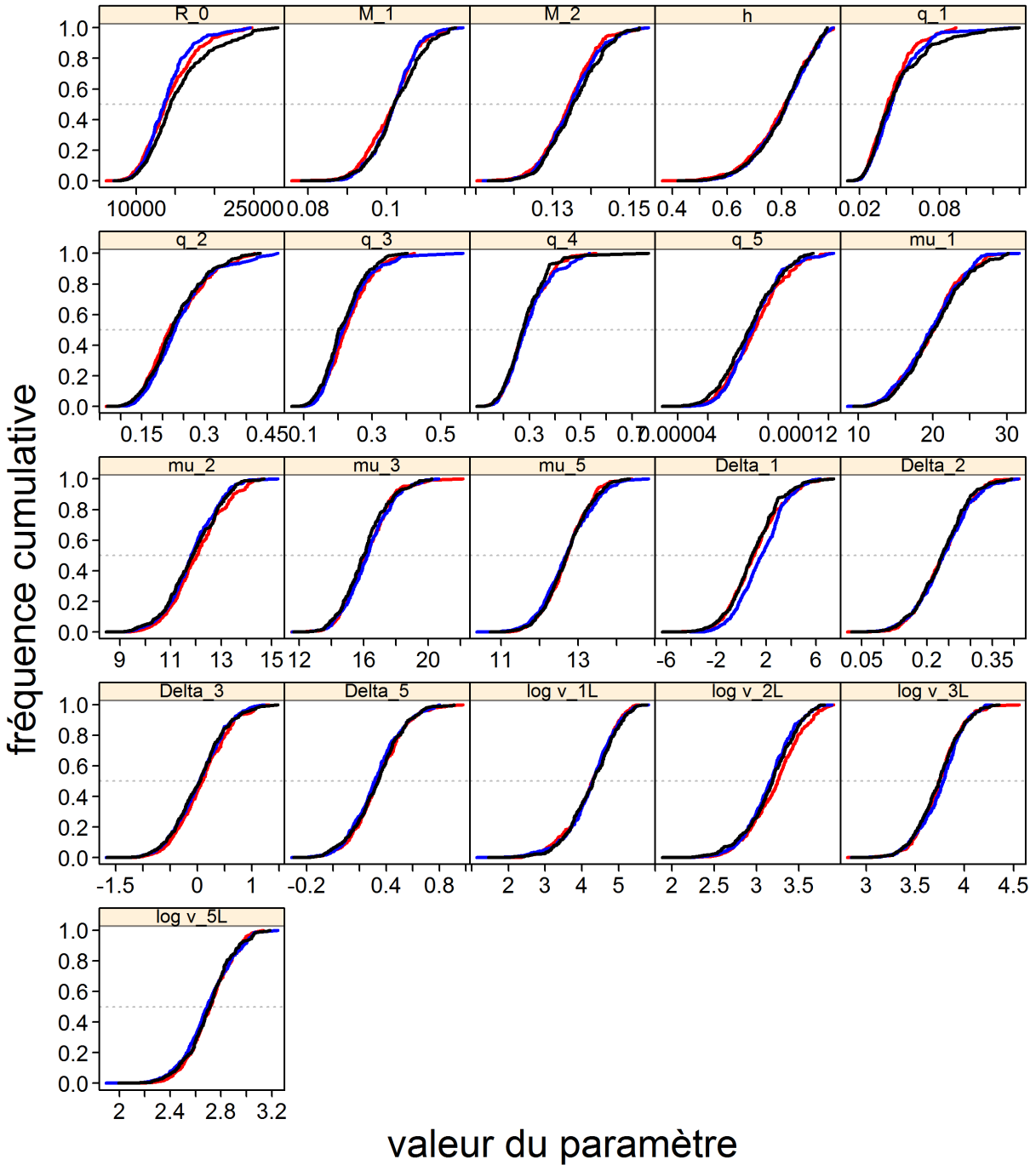


Figure F.110. C-B sud: Sensibilité 2 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

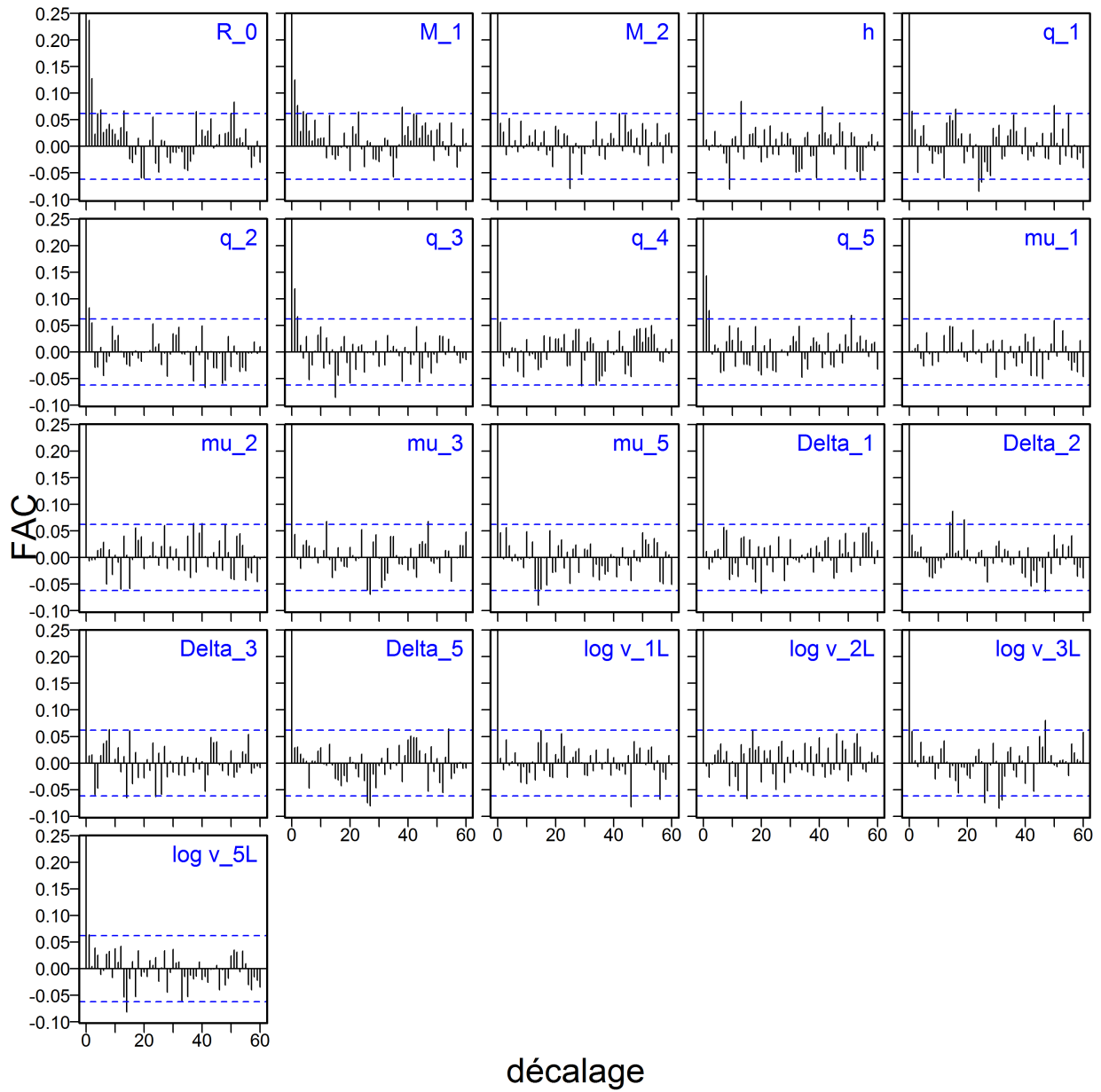


Figure F.111. C-B sud: Sensibilité 2 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.



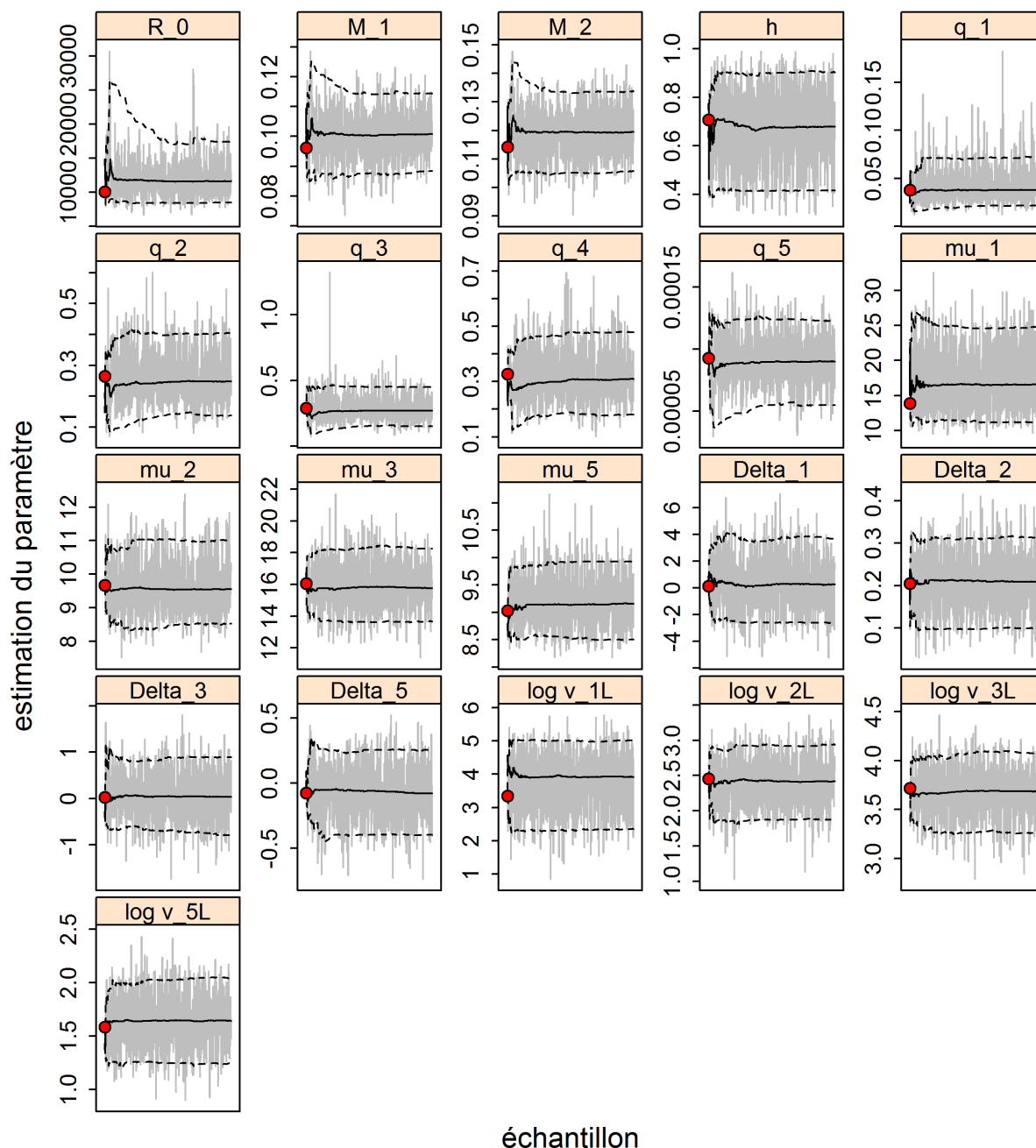


Figure F.112. C-B sud: Sensibilité 3 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 4$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 5$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

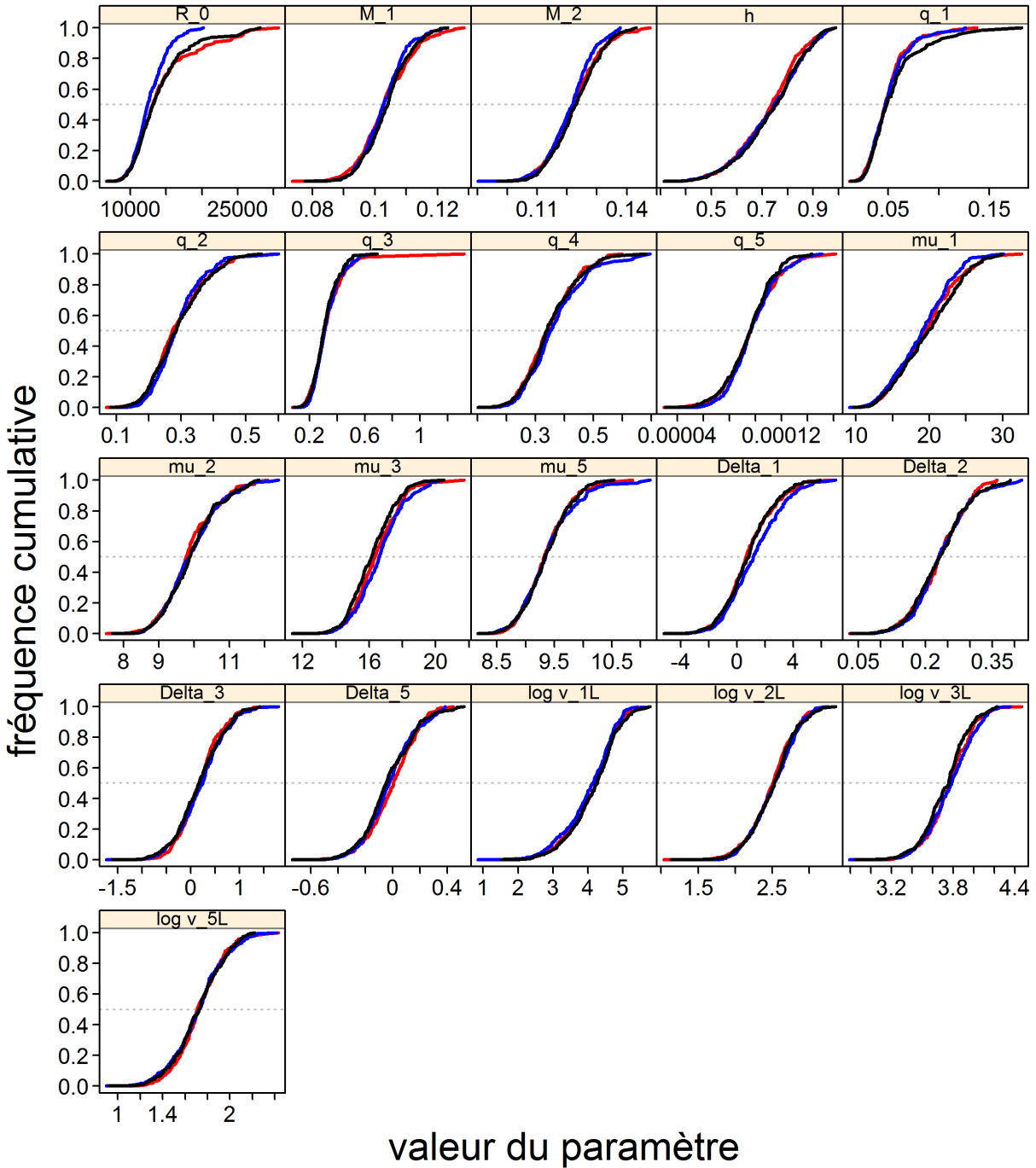


Figure F.113. C-B sud: Sensibilité 3 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

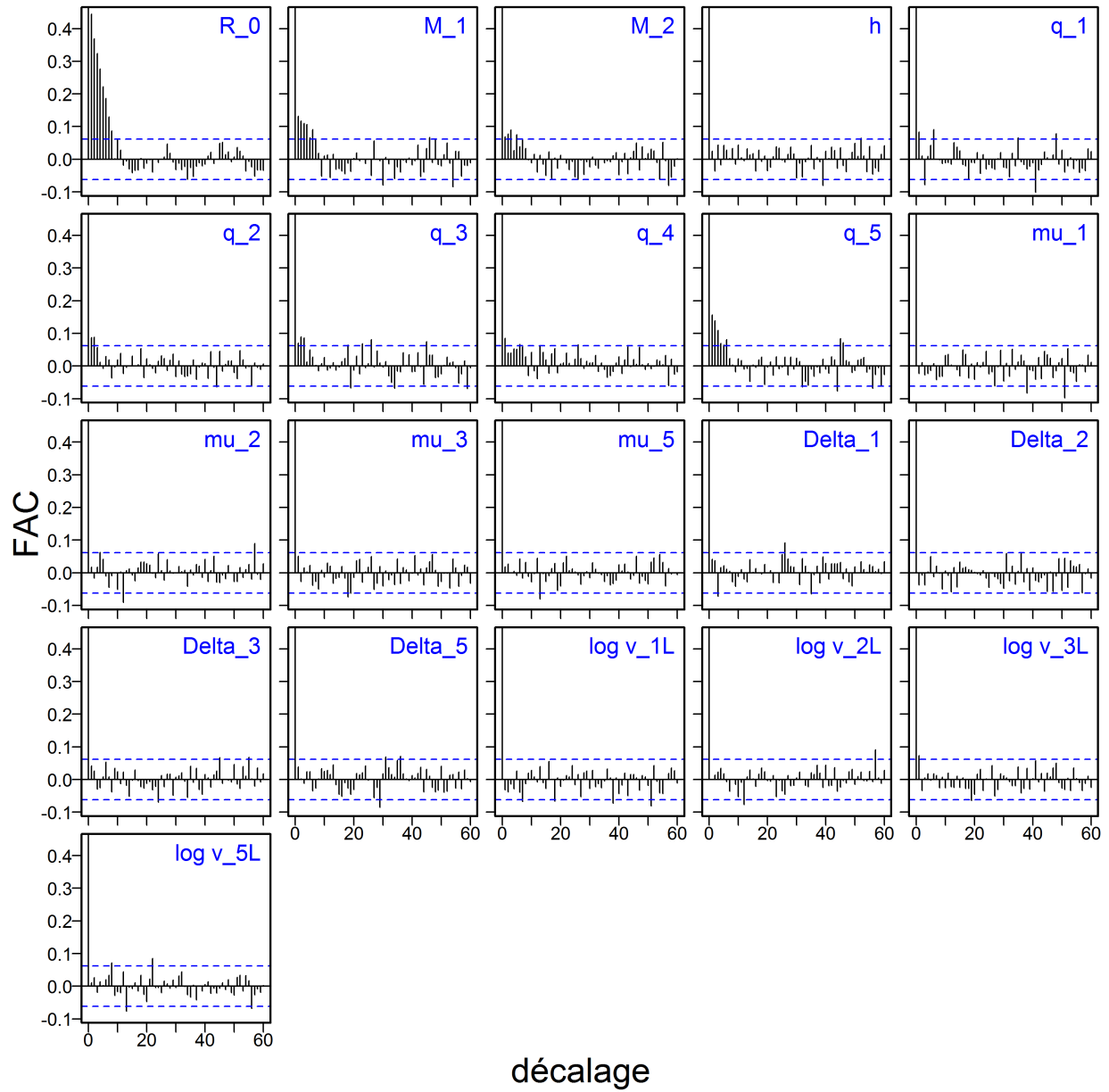


Figure F.114. C-B sud: Sensibilité 3 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

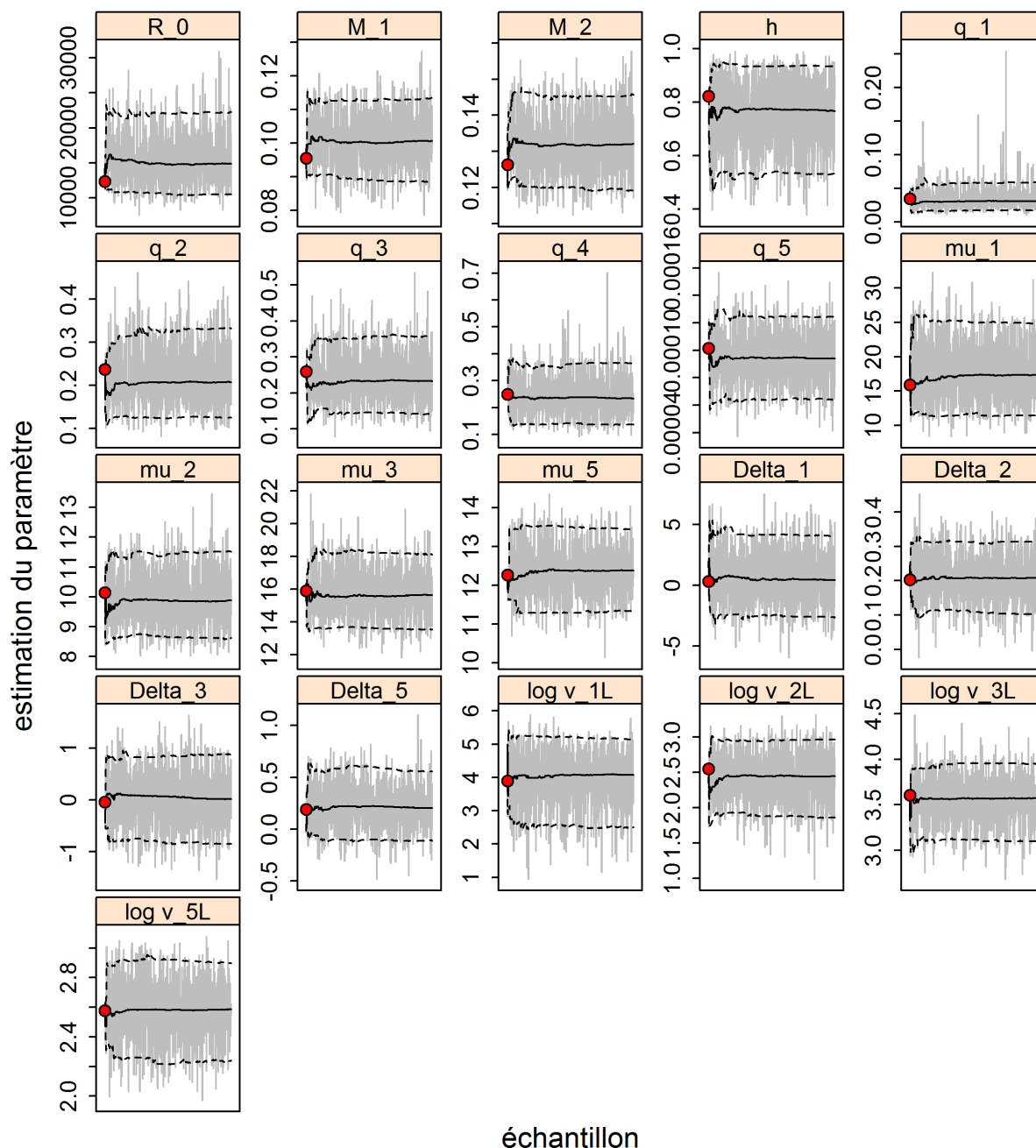


Figure F.115. C-B sud: Sensibilité 4 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 4$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 5$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

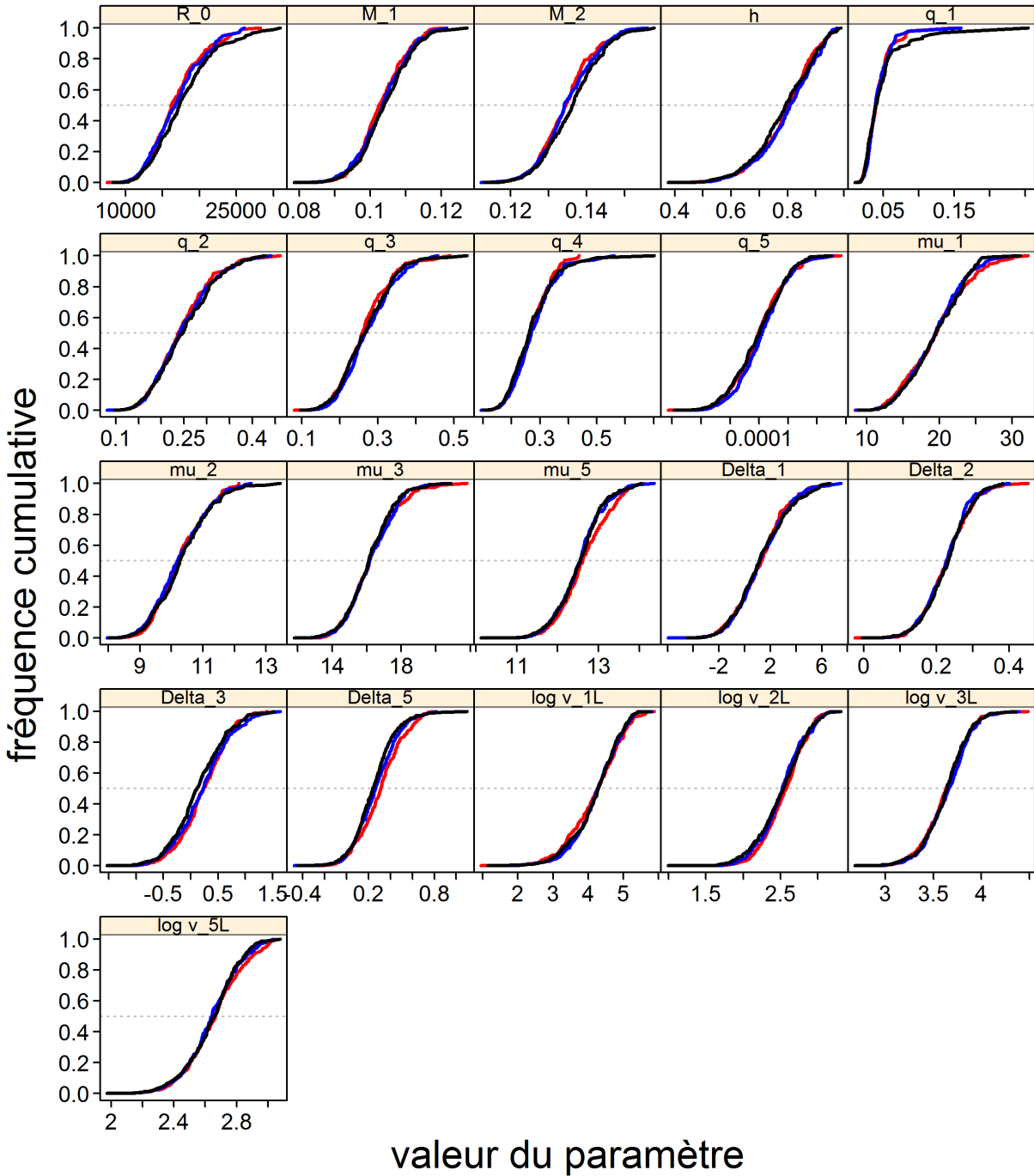


Figure F.116. C-B sud: Sensibilité 4 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).

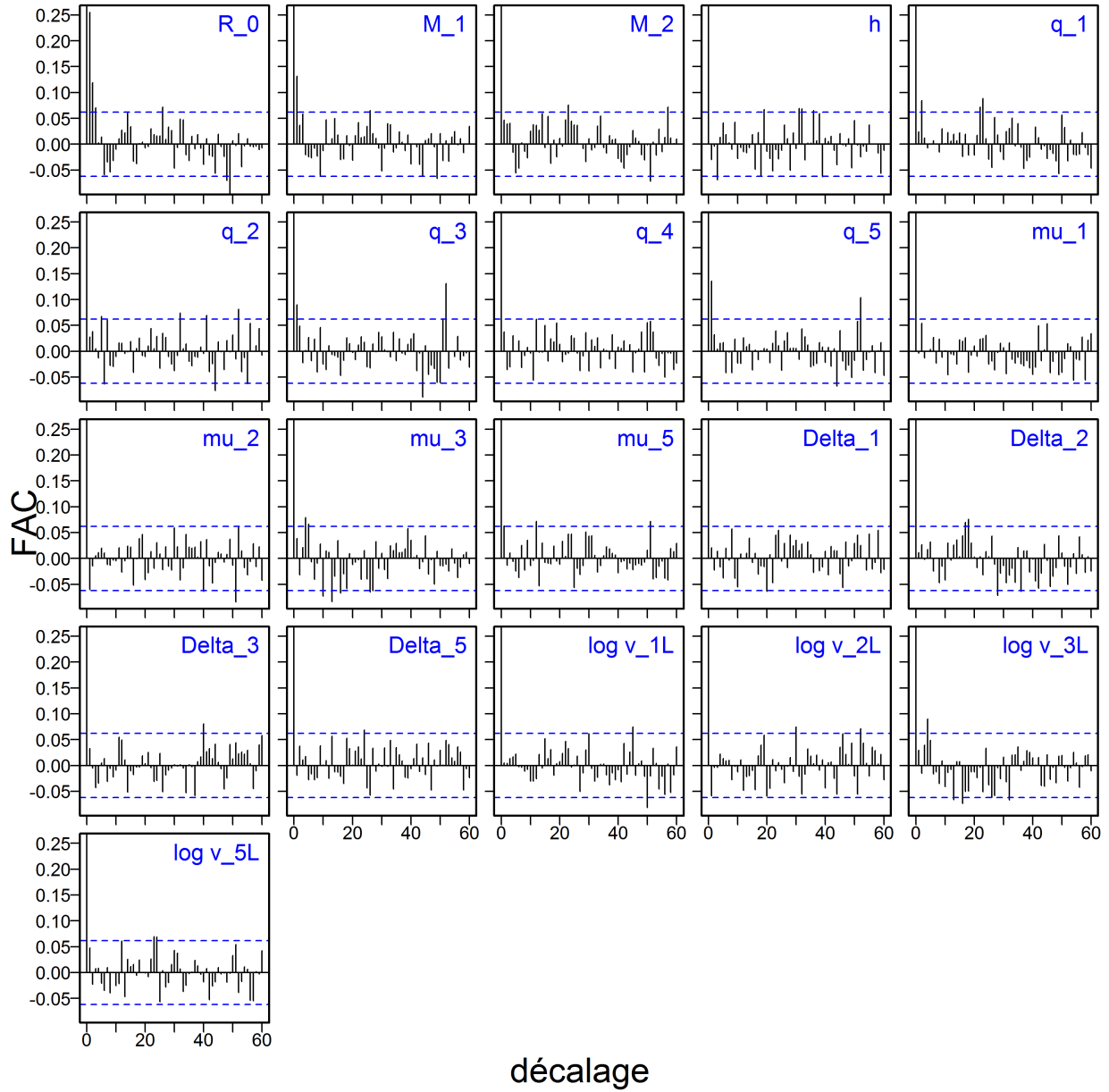


Figure F.117. C-B sud: Sensibilité 4 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

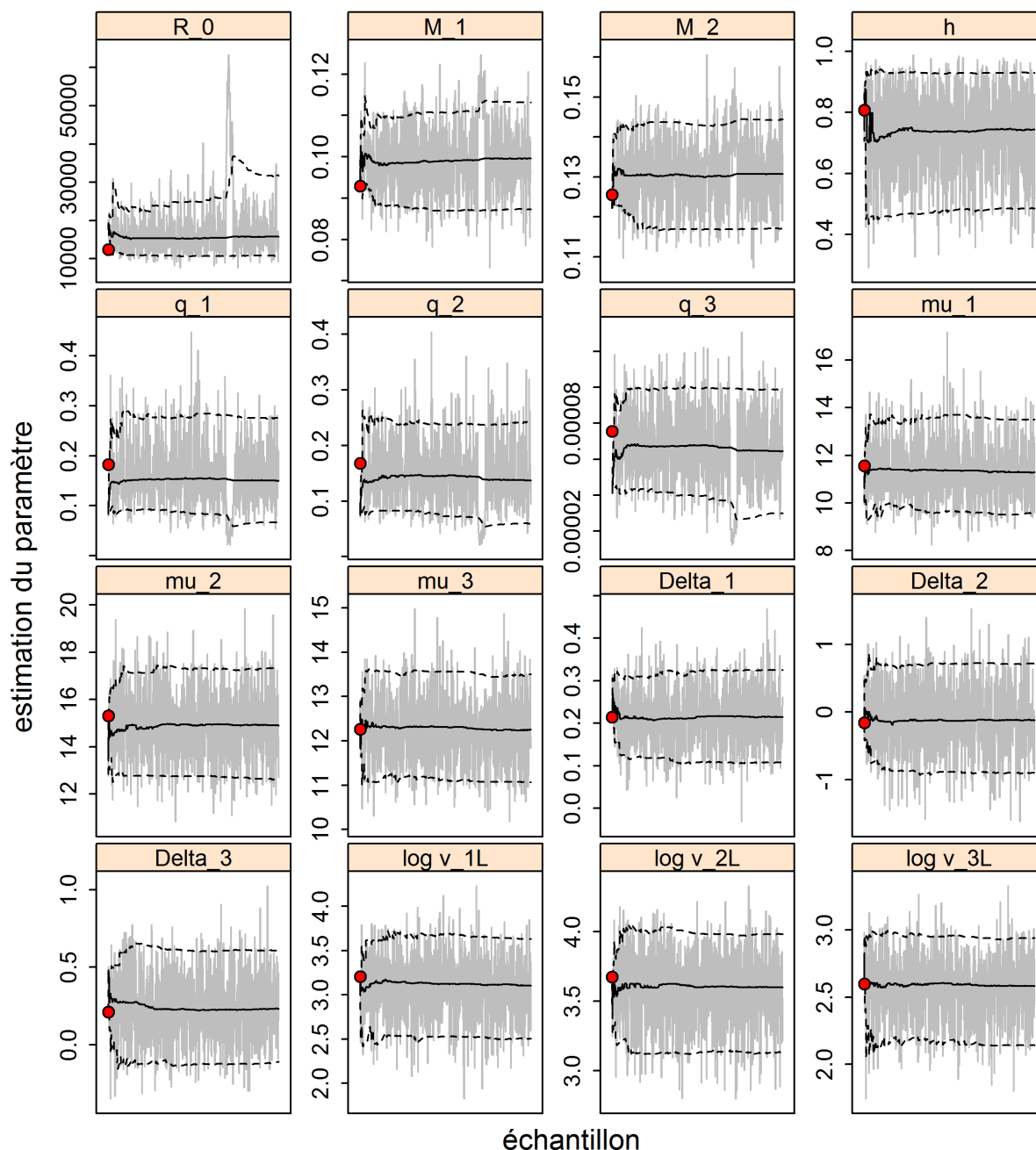


Figure F.118. C-B sud: Sensibilité 5 : Graphiques de séries temporelles de la procédure de MCCM pour les paramètres estimés. Les lignes grises montrent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines indiquent la médiane cumulative (jusqu'à cet échantillon) et les lignes en pointillé indiquent les quantiles cumulatifs de 2,5 et 97,5. Les cercles rouges sont les estimations du MDP. Pour les paramètres autres que  $M$  (s'ils sont estimés), les indices  $\leq 2$  correspondent à des relevés indépendants de la pêche, et les indices  $\geq 3$  désignent la pêche commerciale. La notation des paramètres est décrite dans l'annexe E.

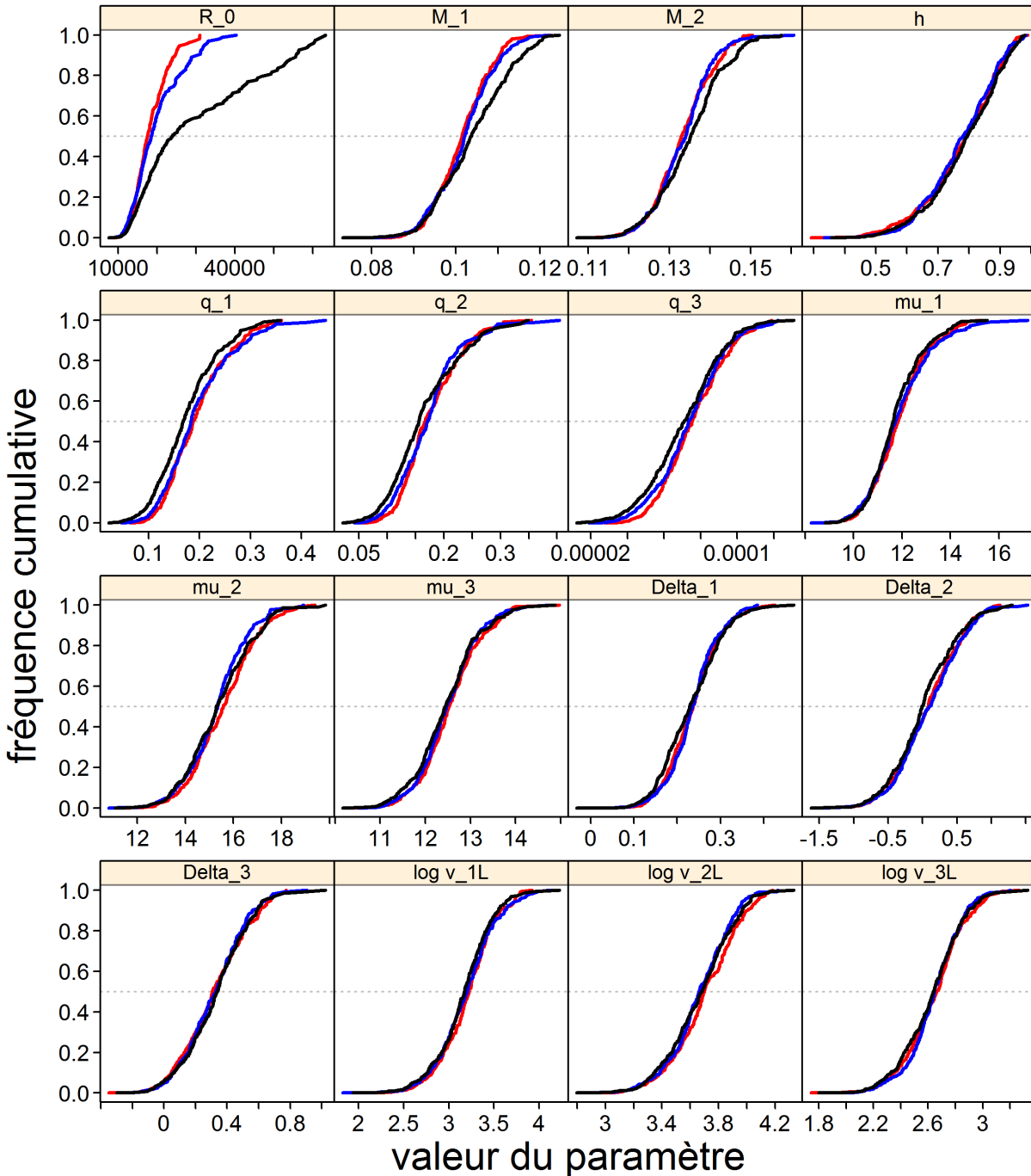


Figure F.119. C-B sud: Sensibilité 5 : Graphique de diagnostic obtenu par la division de la chaîne MCCM de 1 000 échantillons MCCM en trois segments et la superposition des distributions cumulatives du premier segment (rouge), du second segment (bleu) et du dernier segment (noir).



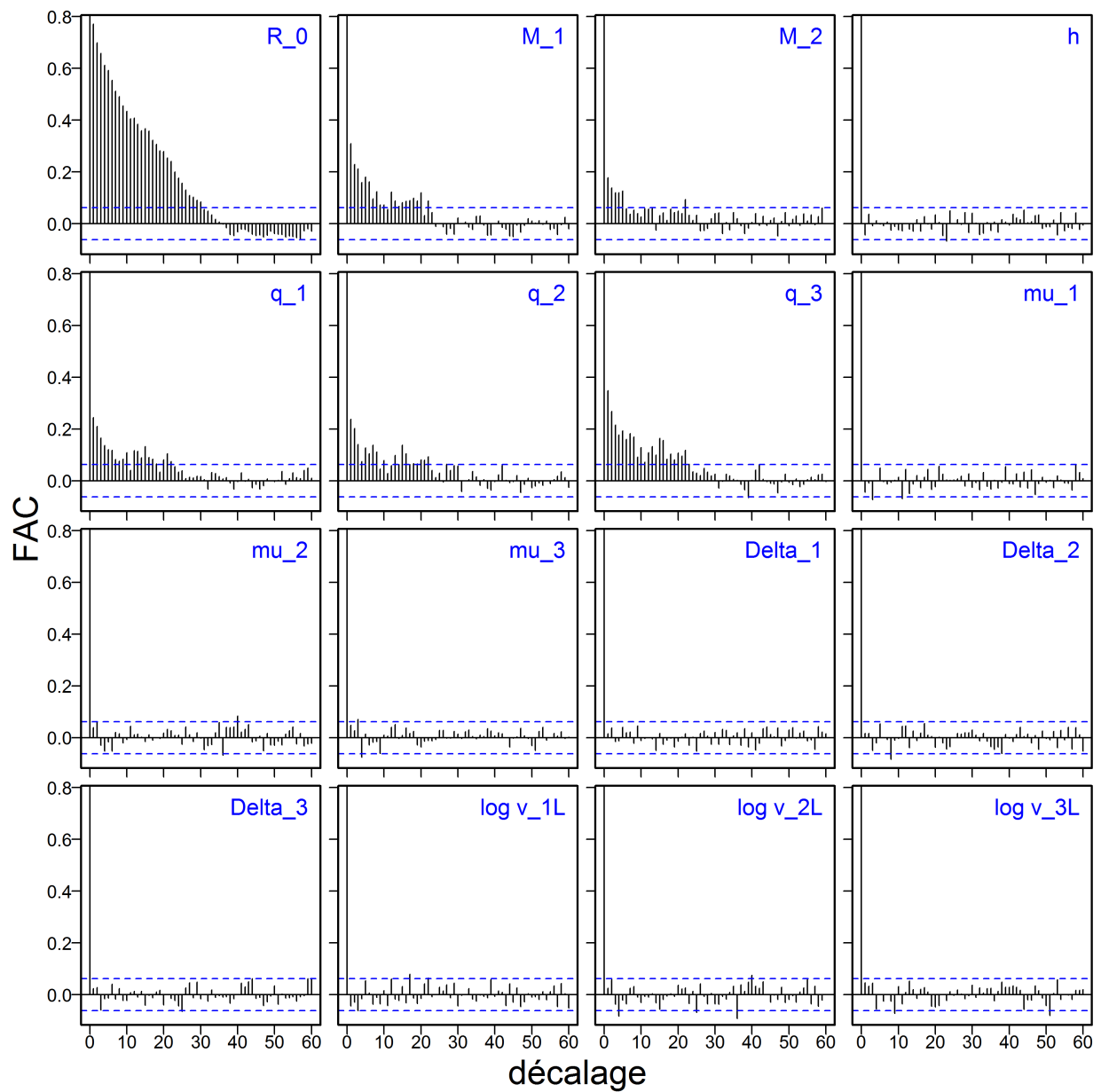


Figure F.120. C-B sud: Sensibilité 5 : Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres estimés à partir des résultats MCCM. Les lignes bleues horizontales en pointillé délimitent l'intervalle de confiance à 95% pour l'ensemble de corrélations décalées de chaque paramètre.

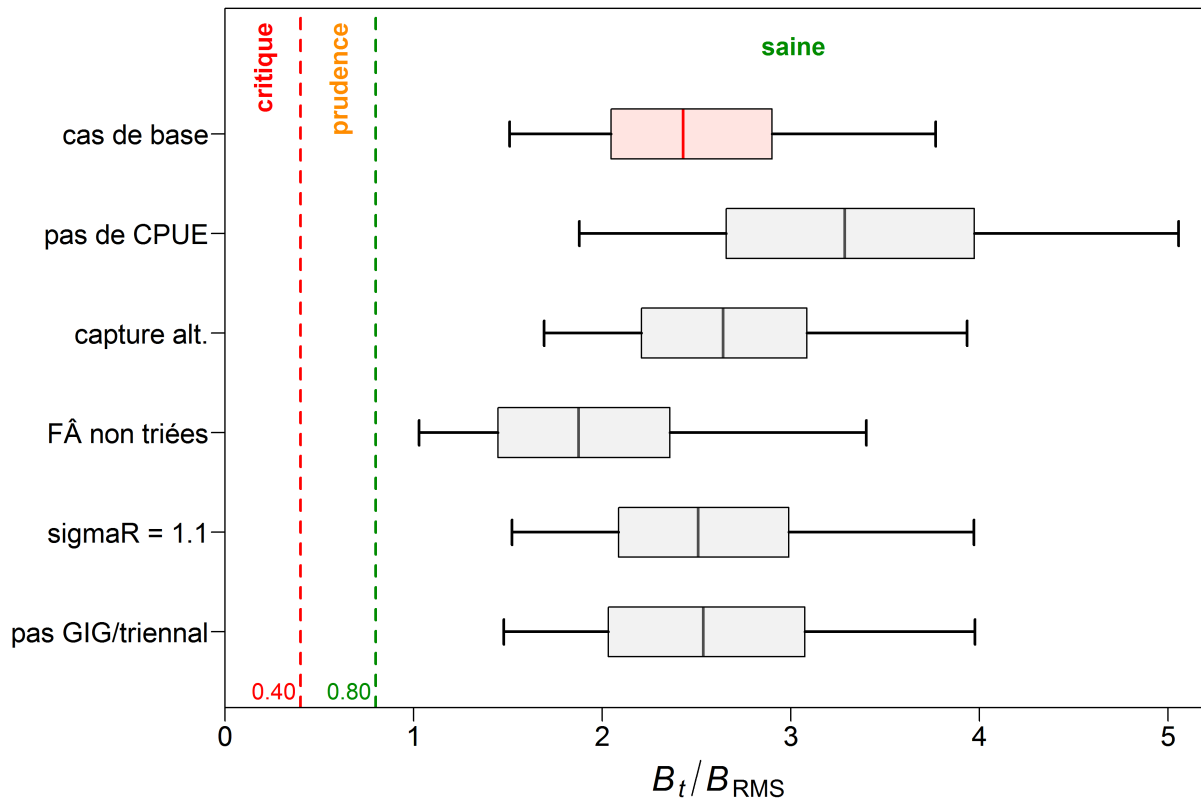


Figure F.121. C-B sud: État du stock de sébaste à raie rouge (zones 3CD et 5ABC) au début de 2018 selon les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO, soit  $0,4B_{RMS}$  et  $0,8B_{RMS}$ , pour le scénario de référence (exécution 16) de l'évaluation du stock et les cinq exécutions de sensibilité : S1 = (exécution 19) retirer la série d'indices des CPUE de la pêche commerciale; S2 = (exécution 20) réduire les prises pendant les périodes d'activités des flottilles étrangères et les périodes d'activités de la flottille nationale avant la présence d'observateurs; S3 = (exécution 21) utiliser des proportions selon l'âge provenant uniquement d'échantillons non triés; S4 = (exécution 22) utiliser un écart-type plus élevé pour l'erreur de processus du recrutement ( $\sigma_R=1,1$ ); S5 = (exécution 23) retirer le relevé historique du GIG et le relevé triennal de la COIV. Les diagrammes de quartiles présentent les quantiles 0,05, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,95 de la distribution a posteriori de la procédure de MCCM.

#### F.4. RÉFÉRENCES – RÉSULTATS DU MODÈLE

- Francis, R.I.C.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). J. can. sci. halieut. aquat. 68(6). 1124–1138.
- Hilborn, R., Maunder, M., Parma, A., Ernst, B., Payne, J. et Starr, P. 2003. [Coleraine: A generalized age-structured stock assessment model. User's manual version 2.0. University of Washington Report SAFS-UW-0116](#). Rapp. tech., University of Washington.
- Taylor, N., Stanley, R., Starr, P., Rutherford, K. et Haigh, R. 2011. A simultaneous stock assessment of five rockfishes in British Columbia waters: Splitnose Rockfish, Greenstriped Rockfish, Redstripe Rockfish, Harlequin Rockfish, Sharpchin Rockfish. Manuscrit non publié.

## ANNEXE G. RENSEIGNEMENTS SUR L'ÉCOSYSTÈME

La présente annexe décrit les renseignements sur l'écosystème pertinents pour le sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique et pour les deux stocks définis à l'annexe D : nord de la Colombie-Britannique (5DE) et sud de la Colombie-Britannique (3CD5ABC). Cette information n'est pas utilisée aux fins de l'évaluation des stocks, mais elle fournit des renseignements qui pourraient être utiles à d'autres organismes.

### G.1. RÉPARTITION SPATIALE

Les données pour les analyses spatiales du sébaste à raie rouge ont été mises à jour le 23 janvier 2018. Certaines des analyses ci-après sont conçues pour faciliter la communication des résultats au Comité sur la situation des espèces en péril au Canada ([COSEPAC](#)), que l'espèce évaluée soit en voie de disparition ou non.

Le sébaste à raie rouge est omniprésent le long de la côte de la Colombie-Britannique, avec une zone d'occurrence de 169 875 km<sup>2</sup> (sur l'eau) si le mont sous-marin Bowie est inclus dans une enveloppe de coque convexe (Figure G.1). Parmi les traits de chalut de fond capturant des sébastes à raie rouge, 99 % des traits ont lieu entre 91 m et 380 m (Figure G.2). En utilisant cette tranche d'eau comme approximation de l'habitat benthique approprié pour le sébaste à raie rouge, on obtient une autre estimation de 58 720 km<sup>2</sup> de la zone d'occurrence dans la zone économique exclusive au large de la Colombie-Britannique (Figure G.3). Pour estimer la zone d'occupation, on a indiqué l'emplacement des prises de sébaste à raie rouge à l'intérieur d'une grille composée de cellules de 4 km<sup>2</sup> (2 km × 2 km), et additionné les cellules occupées par l'espèce, ce qui a donné une zone d'occupation de 14 864 km<sup>2</sup> sur la côte de la Colombie-Britannique de 1996 à 2017 (Figure G.4). La Figure G.5 fournit une autre visualisation des prises relatives par lieu de pêche le long de la côte de la Colombie-Britannique.

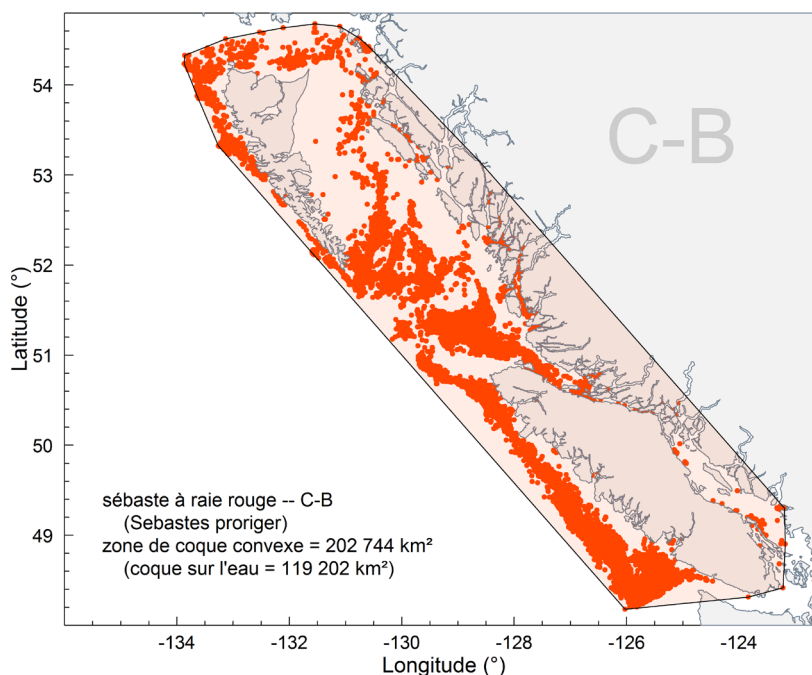


Figure G.1. Zone d'occurrence sous la forme d'une coque convexe entourant les événements de pêche qui ont capturé du sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique; l'ombrage à l'intérieur de la coque sur l'eau couvre 119 202 km<sup>2</sup>.

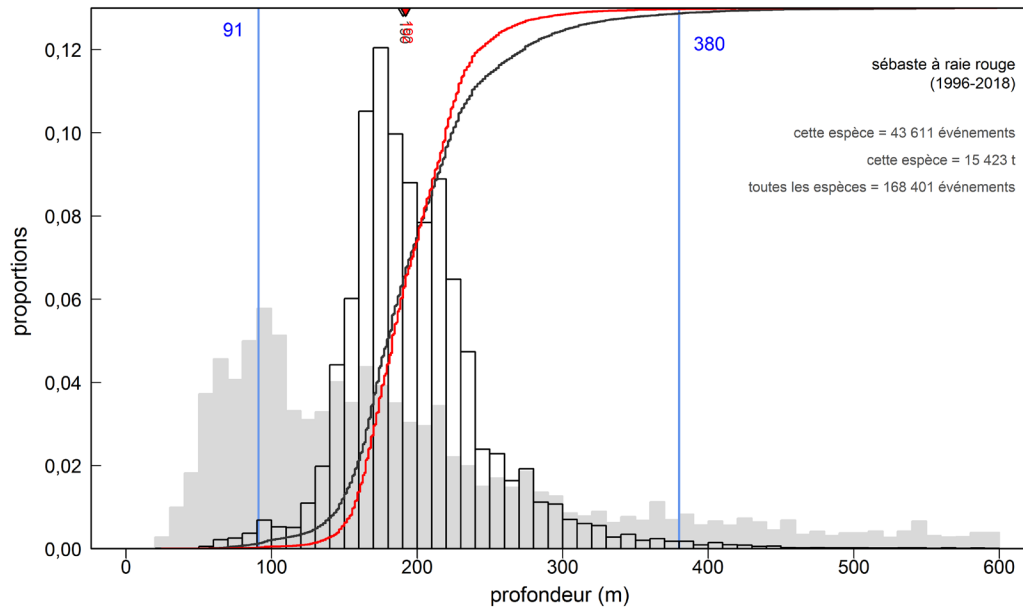


Figure G.2. Zone hauturière de la Colombie-Britannique – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond (histogramme transparent) qui ont capturé des sébastes à raie rouge, d’après les journaux de bord de la pêche commerciale (1996-2018 dans PacHarvest et GFFOS) dans des zones à l’extérieur du détroit de Georgie. 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 raie rouge et la courbe rouge représente les prises cumulées de sébaste à raie rouge en fonction de la profondeur (sur une échelle de 0 à 1). Les profondeurs médianes des rencontres de sébastes à raie rouge (triangle gris inversé) et des prises cumulées de l’espèce (triangle rouge inversé) sont indiquées le long de l’axe supérieur. L’histogramme ombré à l’arrière-plan indique l’effort de chalutage relatif de toutes les espèces au large jusqu’à 600 m. Résumé de l’étiquette pour 0-600 m : N= nombre total de traits ayant remonté des sébastes à raie rouge; C= prises totales (t) de sébaste à raie rouge, E= effort total (h) de tous les traits.

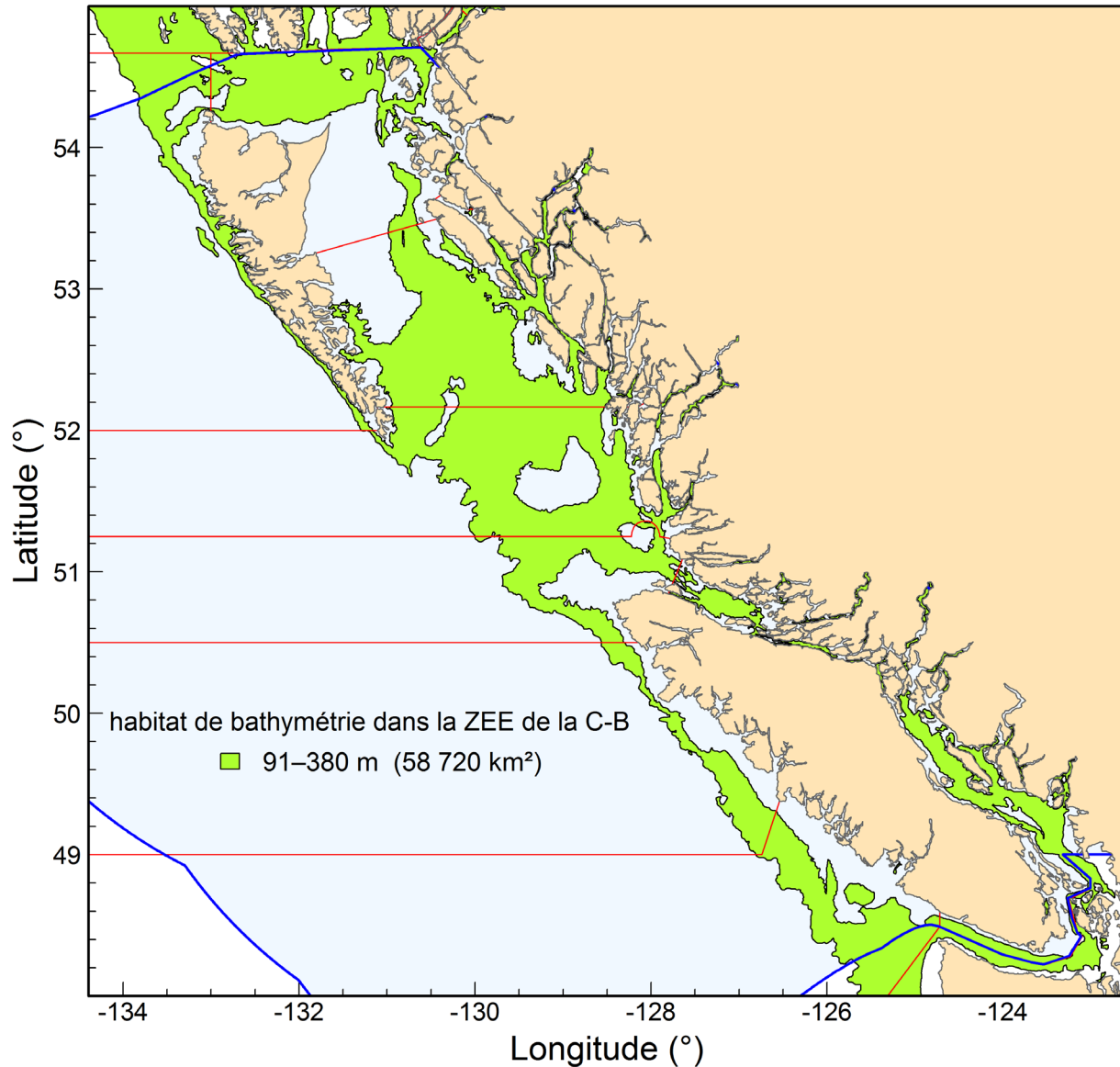


Figure G.3. La bathymétrie surlignée (en vert) entre 91 et 380 m sert d'indicateur indirect de l'habitat benthique du sébaste à raie rouge le long de la côte de la Colombie-Britannique. À l'intérieur de la zone économique exclusive (surlignée en bleu) du Canada, la région indiquée en vert couvre 58 720 km<sup>2</sup>. Les limites en rouge délimitent les zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

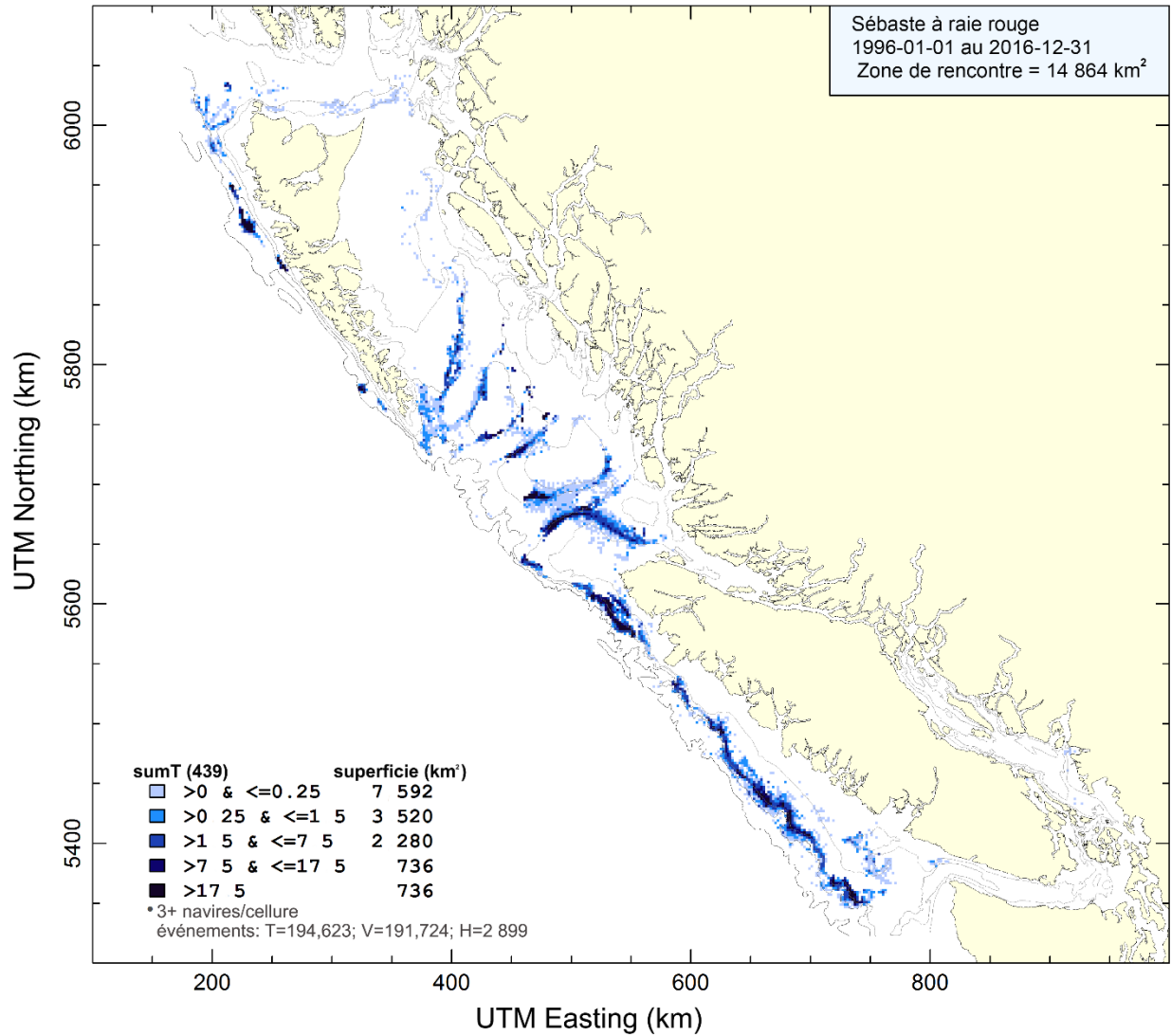


Figure G.4. Zone d'occupation déterminée par les prises au chalut de sébastes à raie rouge dans les cellules de 2 km × 2 km de la grille. Les cellules comptant moins de trois navires de pêche sont exclues. La zone d'occupation est estimée à 14 864 km<sup>2</sup> le long de la côte de la Colombie-Britannique

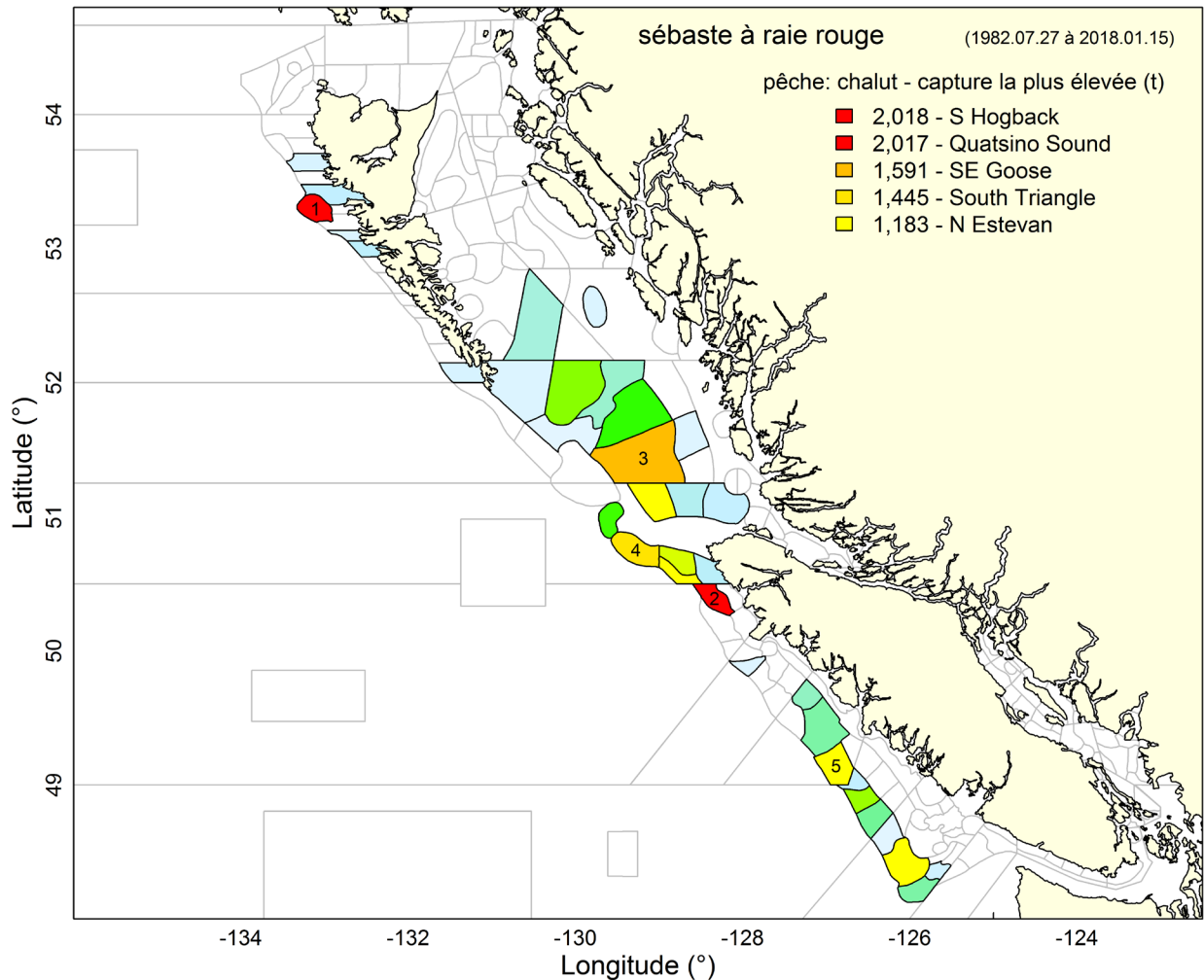


Figure G.5. Cinq principaux lieux de pêche où des sébastes à raie rouge ont été capturés par la flottille de chalutiers le long de la côte de la Colombie-Britannique. Toutes les localités ombrées indiquent les zones où l'on a observé des sébastes à raie rouge de 1982 à 2018, les couleurs allant du bleu clair pour les nombres relativement bas au rouge pour les prises relativement nombreuses, en passant par le spectre.

## G.2. ESPÈCES CONCURRENTES

Les espèces capturées simultanément dans des traits de chalut de fond sur toute la côte qui ont remonté au moins un sébaste à raie rouge, ci-après appelés « traits de sébaste à raie rouge », sont dominées par sept espèces autres que le sébaste à raie rouge (seulement 3 % des prises totales; Figure G.6) : la plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*) [21 %], le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) [19 %], le sébaste à queue jaune (*S. flavidus*) [9 %], la limande-sole (*Microstomus pacificus*) [5 %], le sébaste à bouche jaune (*S. reedi*) [5 %], le sébaste argenté (*S. brevispinis*) [5 %] et la morue-lingue (*Ophiodon elongatus*) [4 %]. Le Tableau G.1 donne plus de détails sur les espèces concurrentes.

La répartition en profondeur des traits de sébaste à raie rouge varie à l'échelle régionale le long de la côte de la Colombie-Britannique, et les espèces capturées simultanément varient également. Ici, nous n'examinons que les deux stocks : nord de la Colombie-Britannique (zones 5DE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique) et sud de la Colombie-Britannique (zones 5ABC+3CD de la Commission des pêches maritimes du

Pacifique). Les profils de profondeur de ces stocks ne sont pas présentés, mais les analyses donnent des limites des quantiles de 1 % et 99 % de 113-427 m pour le stock du nord et de 82-444 m pour celui du sud. À ces profondeurs, les espèces concurrentes des deux stocks présentent une certaine variation (Figure G.7 et Figure G.8); toutefois, le sébaste à raie rouge ne représente jamais plus de 3,5 % du poids des prises dans les traits de sébaste à raie rouge (Tableau G.2, Tableau G.3). Le sébaste à œil épineux est plus répandu dans les traits de sébaste à raie rouge du nord de la Colombie-Britannique (8 % contre 1 % dans le sud), tandis que le sébaste canari et la morue-lingue sont plus fréquents dans les traits de sébaste à raie rouge sud de la Colombie-Britannique que dans le nord.

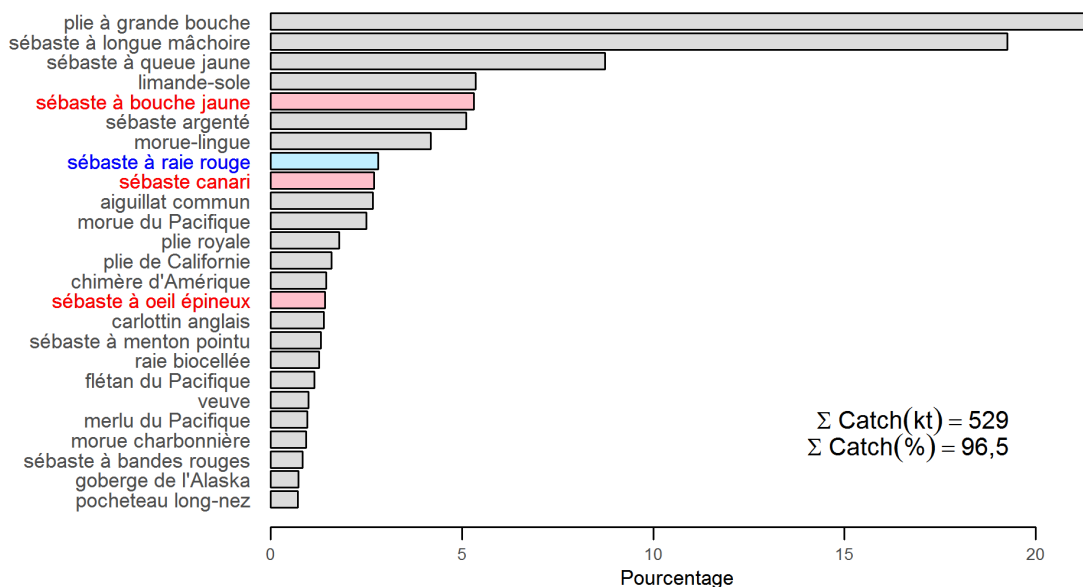


Figure G.6. Zone hauturière de la Colombie-Britannique – Distribution des poids des prises de sébaste à raie rouge additionnée entre février 1996 et janvier 2018 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond qui ont capturé au moins un sébaste à raie rouge sur l'ensemble de la côte. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 91 et 380 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, voir la Figure G.2). 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 de poissons dans la période donnée. Le sébaste à raie rouge est indiqué en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt pour le COSEPAC sont indiquées en rouge.



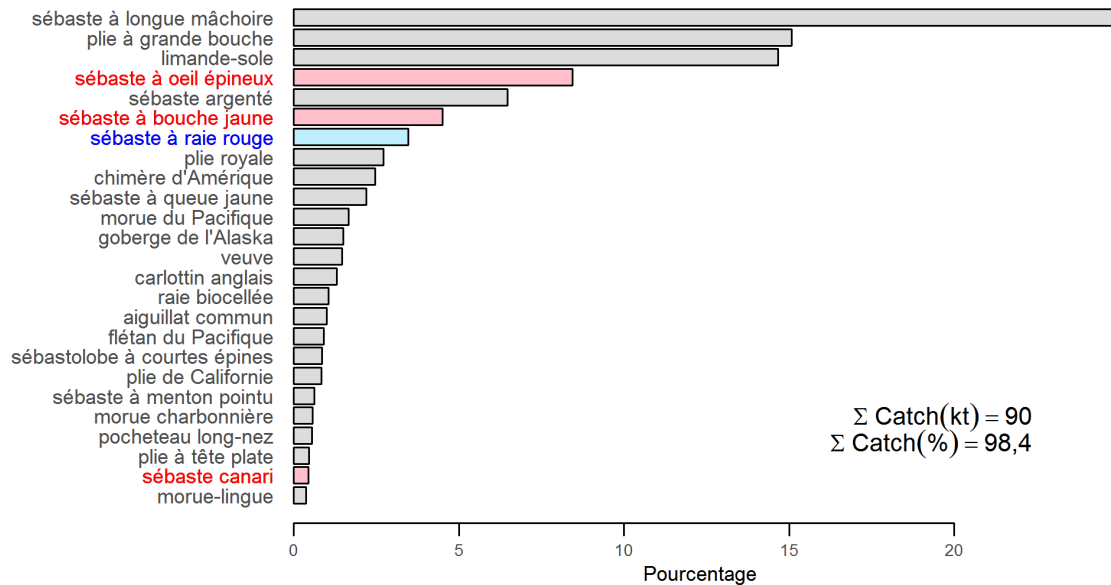


Figure G.7. nord de la Colombie-Britannique – Distribution du poids des prises de sébaste à raie rouge pour les espèces de poissons de fond importantes dans les chaluts de fond qui ont capturé au moins un sébaste à raie rouge dans la zone 5DE. Les traits de chaluts ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 113 et 427 m (la plage quantile de 1 % et 99 %). Voir davantage de précisions dans la légende de la Figure G.6.

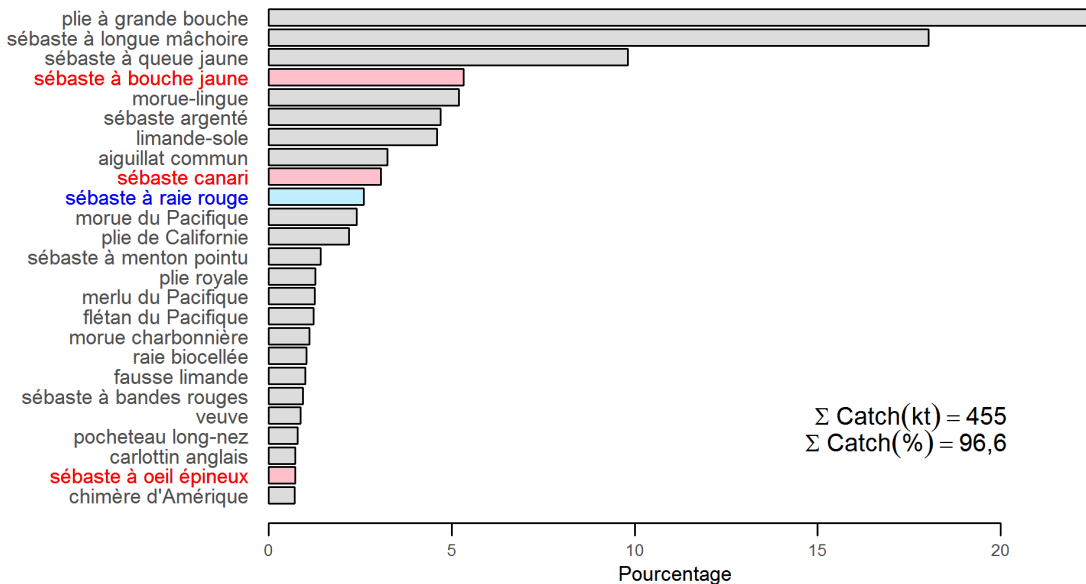


Figure G.8. sud de la Colombie-Britannique – Distribution du poids des prises de sébaste à raie rouge pour les espèces de poissons de fond importantes dans les chaluts de fond qui ont capturé au moins un sébaste à raie rouge dans les zones 5ABC+3CD. Les traits de chaluts ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 82 et 444 m (la plage quantile de 1 % et 99 %). Voir davantage de précisions dans la légende de la Figure G.6.

Tableau G.1. Zone hauturière de la Colombie-Britannique : 25 espèces principales, en poids des prises (somme des quantités débarquées + rejetées entre 1996 et 2017), capturées avec le sébaste à raie rouge dans les traits au chalut de fond le long de la côte de la Colombie-Britannique. Les espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC apparaissent en rouge, l'espèce cible (présente dans tous les traits) est indiquée en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	117 653	21,48
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	105 515	19,26
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	47 906	8,75
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	29 311	5,35
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	29 058	5,31
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	27 952	5,10
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	22 904	4,18
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	15 328	2,80
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	14 806	2,70
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	14 589	2,66
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	13 713	2,50
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	9 760	1,78
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	8 702	1,59
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	7 922	1,45
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	7 773	1,42
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	7 568	1,38
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	7 179	1,31
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	6 866	1,25
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	6 200	1,13
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	5 351	0,98
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	5 253	0,96
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	5 067	0,93
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	4 574	0,84
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	3 980	0,73
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	3 901	0,71

Tableau G.2. nord de la Colombie-Britannique : 25 espèces principales, en poids des prises (somme des quantités débarquées + rejetées entre 1996 et 2017), capturées avec le sébaste à raie rouge dans les traits au chalut de fond dans les zones 5DE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Les espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC apparaissent en rouge, l'espèce cible (présente dans tous les traits) est indiquée en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	22 625	24,87
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	13 711	15,07
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	13 344	14,67
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	7 668	8,43
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	5 892	6,48
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	4 089	4,49
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	3 144	3,46
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	2 472	2,72
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	2 239	2,46
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	2 003	2,20
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	1 511	1,66
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	1 356	1,49
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	1 335	1,47
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	1 187	1,30
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	961	1,06
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	900	0,99

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	820	0,90
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	771	0,85
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	753	0,83
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	569	0,63
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	516	0,57
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	498	0,55
612	Balai du Japon	<i>Hippoglossoides elassodon</i>	417	0,46
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	403	0,44
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	343	0,38

Tableau G.3. sud de la Colombie-Britannique : 25 espèces principales, en poids des prises (somme des quantités débarquées + rejetées entre 1996 et 2017), capturées avec le sébaste à raie rouge dans les traits au chalut de fond dans les zones 5ABC+3CD de la Commission des pêches maritimes du Pacifique. Les espèces de sébastes auxquelles s'intéresse le COSEPAC apparaissent en rouge, l'espèce cible (présente dans tous les traits) est indiquée en bleu.

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	105 738	22,44
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	84 899	18,02
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	46 202	9,81
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	25 093	5,33
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	24 499	5,20
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	22 119	4,70
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	21 614	4,59
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	15 285	3,24
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	14 437	3,06
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	12 218	2,59
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	11 296	2,40
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	10 277	2,18
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	6 644	1,41
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	5 963	1,27
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	5 932	1,26
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	5 761	1,22
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	5 195	1,10
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	4 817	1,02
621	Fausse limande	<i>Lepidopsetta bilineatus</i>	4 692	1,00
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	4 401	0,93
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	4 042	0,86
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	3 731	0,79
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	3 430	0,73
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	3 389	0,72
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus collii</i>	3 316	0,70

### G.3. INTERACTIONS TROPHIQUES

Le sébaste à raie rouge se nourrit de krill, de crevettes et de petits poissons (Love *et al.* 2002). Un examen rapide des spécimens de sébaste à raie rouge figurant à l'annexe D, extraits de la base de données GFBioSQL, révèle la fréquence suivante des proies dans les contenus stomacaux : euphausiacés (157), calmars (25), scyphozoaires (6), amphipodes (4), eulakanes (3), poissons non identifiés (2) et œufs de poisson (2).

Marliave *et al.* (2009) ont constaté que les jardins d'éponges peu profonds abritent un grand nombre d'espèces, notamment les premiers stades biologiques des sébastes, parce qu'ils offrent des possibilités d'alimentation (habitat d'alevinage), alors que les biohermes d'éponges plus profonds agissent davantage comme un lieu de rencontre occasionnel (avec un relief tridimensionnel) pour certaines espèces de sébastes, en particulier *S. proriger*. On pense que la turbulence créée par advection au-dessus des biohermes pourrait faciliter la concentration des

---

proies (p. ex. la formation de bancs d'euphausiacés; Marliave *et al.* 2009). Le sébaste à raie rouge forme des bancs denses au-dessus des zones à haut relief et migre vers le haut pour se disperser la nuit (Love *et al.* 2002).

Peu de prédateurs de *S. proriger* sont connus. Love *et al.* (2002) mentionnent le « saumon royal », qui fait référence au saumon quinnat (*Oncorhynchus tshawytscha*); cependant, le sébaste à raie rouge est probablement aussi consommé par d'autres poissons, ciblant les larves et les petits juvéniles, et par certains mammifères marins, ciblant les stades juvéniles tardifs et les adultes (Tribuzio *et al.* 2017).

Kent et Myers (2000) ont signalé un spécimen de sébaste à raie rouge (à l'entrée du canyon de l'île Goose, dans le bassin de la Reine-Charlotte) au foie infecté par un herpes virus.

#### **G.4. RÉFÉRENCES – ÉCOSYSTÈMES**

Kent, M.L. et Myers, M.S. 2000. [Hepatic lesions in a redstriped rockfish \(\*Sebastes proriger\*\) suggestive of a herpesvirus infection](#). Dis. Aquat. Org. 41(3): 237-239.

Love, M.S., Yoklavich, M. et Thorsteinson, L. 2002. The Rockfishes of the Northeast Pacific. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, California.

Marliave, J.B., Conway, K.W., Gibbs, D.M., Lamb, A. et Gibbs, C. 2009. [Biodiversity and rockfish recruitment in sponge gardens and bioherms of southern British Columbia, Canada](#). Mar. Biol. 156(11): 2247-2254.

Tribuzio, C.A., Coutré, K. et Echave, K.B. 2017. [Chapter 16. assessment of the Other Rockfish stock complex in the Gulf of Alaska](#). In NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 1177-1222. North Pacific Fisheries Management Council.