



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 2021/004

Région du Pacifique

Évaluation du stock de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) pour la Colombie-Britannique en 2017

Paul J. Starr¹ et Rowan Haigh²

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

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

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-38450-4 Cat. N° Fs70-5/2021-004F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. Évaluation du stock de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) pour la Colombie-Britannique en 2017. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/004. viii + 294 p.

Also available in English:

Starr, P.J. and Haigh, R. 2021. Walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) stock assessment for British Columbia in 2017. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/004. vii + 265 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	vii
1. INTRODUCTION	1
1.1. AIRE DE RÉPARTITION ET RÉPARTITION	3
1.2. LIMITES DE L'ÉVALUATION	3
2. DONNÉES SUR LES PRISES	4
3. GESTION DES PÊCHES	5
4. DESCRIPTION DES RELEVÉS	5
5. CPUE DANS LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT	6
6. DONNÉES BIOLOGIQUES	8
6.1. MORTALITÉ NATURELLE	8
6.2. SÉLECTIVITÉ EN LAME DE COUTEAU	8
6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE	9
6.4. POIDS MOYEN	10
6.5. MATURITÉ	11
6.6. PENTE	11
7. MODÈLE À DIFFÉRENCES RETARDÉES	12
8. RÉSULTATS DU MODÈLE	14
8.1. NORD DE LA C.-B.	14
8.2. SUD DE LA C.-B.	20
9. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES	26
9.1. OBJECTIFS DE GESTION	26
9.2. AVIS SUR LES PRÉLÈVEMENTS	27
9.3. CALENDRIER D'ÉVALUATION	32
10. DISCUSSION ET CONCLUSIONS	33
11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES	35
12. REMERCIEMENTS	36
13. RÉFÉRENCES CITÉES	36
ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES	38
A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE	38
A.2. HISTORIQUE DE LA CAPTURE	45
A.3. RÉFÉRENCES – PRISES	53
ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT	54
B.1. INTRODUCTION	54
B.2. MÉTHODES D'ANALYSE	54
B.3. RELEVÉS INITIAUX DANS LE GOULET DE L'ÎLE GOOSE, À L'INTÉRIEUR DU BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	55
B.4. RELEVÉ DE LA COMMUNAUTÉ D'ESPÈCES DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE	66
B.5. RELEVÉ SYNOPTIQUE DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE	76
B.6. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE	83
B.7. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	92
B.8. RELEVÉ SYNOPTIQUE AU CHALUT DE FOND SUR LA CÔTE OUEST DE L'ARCHIPEL HAIDA GWAI	99
B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS	107

ANNEXE C. CPUE DANS LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT	109
C.1. INTRODUCTION	109
C.2. MÉTHODES	109
C.3. INSPECTION PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES	112
C.4. RÉSULTATS	118
C.5. COMPARAISONS À L'INTÉRIEUR DES STOCKS ET ENTRE LES STOCKS	153
C.6. INDICES RELATIFS DE L'ABONDANCE	156
C.7. RÉFÉRENCES – CPUE	160
ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES	161
D.1. CROISSANCE ET MATURITÉ	161
D.2. POIDS MOYEN	181
D.3. HABITAT	187
D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE	196
ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE.....	198
E.1. INTRODUCTION	198
E.2. MODÈLE À DIFFÉRENCES RETARDÉES.....	198
E.3. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET CONSEILS AUX GESTIONNAIRES.....	201
E.4. RÉFÉRENCES - ÉQUATIONS DU MODÈLE	208
ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE.....	209
F.1. INTRODUCTION	209
F.2. STOCK DU NORD DE LA C.-B.....	211
F.3. STOCK DU SUD DE LA C.-B.....	252
F.4. RÉFÉRENCES - RÉSULTATS DU MODÈLE.....	294

LISTE DES PRINCIPAUX TABLEAUX

Tableau 1. Modèles alternatifs explorant les variations d'entrée.....	13
Tableau 2. Stock du nord de la C.-B. médianes alternatives pour les quantités MCCM	15
Tableau 3. Stock du nord de la C.-B. quantiles moyens du modèle pour les quantités MCCM..	20
Tableau 4. Stock du sud de la C.-B. médianes alternatives pour les quantités MCCM.....	21
Tableau 5. Stock du sud de la C.-B. quantiles moyens du modèle pour les quantités MCCM ...	26
Tableau 6. Stock du nord de la C.-B. tableau de décision du scénario composite de la moyenne du modèle	27
Tableau 7. Stock du sud de la C.-B. tableau de décision du scénario composite de la moyenne du modèle	30
Tableau 8. Tableau récapitulatif des enjeux de l'évaluation de la goberge de l'Alaska	34

LISTE DES PRINCIPALES FIGURES

Figure 1. Zones d'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska.....	2
Figure 2. Densité de CPUE moyenne du goberge le long de la côte de la C-B	4
Figure 3. Stock du nord de la C.-B. séries d'indices combinées pour la pêche au chalut de fond	7
Figure 4. Stock du sud de la C.-B. séries d'indices combinées pour la pêche au chalut de fond	8
Figure 5. Modèles de croissance interpolés par sexe combiné	10
Figure 6. Stock du nord de la C.-B. exemple de cas MDP ajusté aux indices d'abondance.....	16
Figure 7. Stock du nord de la C.-B. exemple MDP poids moyen et capture, biomasse relative MCCM et recrues	17
Figure 8. Stock du nord de la C.-B. taux de mortalité par pêche annuels pour les exécutions de modèles alternatifs	19
Figure 9. Stock du sud de la C.-B. exemple de cas MDP ajusté aux indices d'abondance	22
Figure 10. stock du sud de la C.-B. exemple MDP poids moyen et capture, biomasse relative MCCM et recrues	23
Figure 11. Stock du sud de la C.-B. taux de mortalité par pêche annuels pour les exécutions de modèles alternatifs	25
Figure 12. Stock du nord de la C.-B. état actuel du stock moyen du modèle	28
Figure 13. Stock du nord de la C.-B. trajectoire moyenne de la biomasse du modèle	29
Figure 14. Stock du sud de la C.-B. état actuel du stock moyen du modèle	31
Figure 15. Stock du sud de la C.-B. trajectoire moyenne de la biomasse du modèle	32

RÉSUMÉ

Une nouvelle évaluation du stock est présentée pour deux stocks de goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) en Colombie-Britannique (C.-B.) : le stock du nord de la C.-B. (stock du nord de la C.-B.), qui couvre les trois zones principales de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) les plus au nord (5C, 5D, 5E), et le stock du sud de la C.-B. (stock du sud de la C.-B.), qui comprend les quatre autres zones en dehors des zones principales de la CPMP (3C, 3D, 5A, 5B et les zones secondaires 12 et 20). Ces définitions des stocks ont été sélectionnées selon la différence de poids moyen observée, les estimations du poids moyen au nord de la C.-B. (stock du nord de la C.-B.) étant d'environ 1,0 kg/poisson et les poids moyens équivalents au sud de la C.-B. (stock du sud de la C.-B.) d'environ 0,5 kg/poisson en moyenne. Un modèle de production à différences retardées a été utilisé pour évaluer chaque stock, à l'aide de données provenant de relevés indépendants de la pêche, d'une série de captures par unité d'effort (CPUE) dérivée des taux de capture commerciale au chalut de fond et d'une série chronologique annuelle de poids moyens tirée d'échantillons de prises commerciales non triées. Comme il n'existe pas de données utilisables sur l'âge en Colombie-Britannique, nous avons utilisé des échantillons d'âge tirés de relevés effectués dans le golfe d'Alaska pour préciser la croissance du stock du nord de la C.-B. Les choses ont été plus difficiles pour le stock du sud de la C.-B., car le modèle de croissance du golfe d'Alaska ne pouvait être ajusté aux poids moyens observés du stock du sud de la C.-B., ce qui nous a finalement obligés à utiliser un modèle de croissance de la goberge de l'Alaska publié pour la mer d'Okhotsk, en Asie. Chaque évaluation de stock a examiné un éventail de valeurs possibles de la mortalité naturelle ainsi qu'une plage d'âges pour l'hypothèse de sélectivité en lame de couteau, car les indices de la biomasse et les données sur le poids moyen utilisés dans le modèle à différences retardées n'ont pas fourni d'information pour ces paramètres. L'évaluation du stock a été effectuée à l'aide d'un cadre bayésien, la solution qui correspond le mieux aux données étant utilisée comme point de départ d'une recherche dans les distributions conjuguées a posteriori des paramètres à l'aide de la procédure de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM). Douze passes ont été effectuées pour le stock du nord de la C.-B. et 11 pour le stock du sud de la C.-B., chacune étant constituée de 60 millions d'itérations MCCM, avec échantillonnage à chaque 50 000^e itération et rejet des 200 premières passes pour le rodage, ce qui laisse 1 000 passes pour composer les valeurs a posteriori. Des scénarios composites de référence (moyenne du modèle) ont été utilisés pour représenter chaque stock, la moyenne du modèle pour les deux stocks étant constituée de huit passes du modèle sélectionnées sur la base d'une évaluation subjective de la qualité de la valeur a posteriori de la méthode MCCM. Chaque scénario de référence composite comprenait trois valeurs pour la mortalité naturelle instantanée ($M = 0,25, 0,30, 0,35$) et couvrait deux ou trois âges auxquels s'est produit le recrutement en lame de couteau (k) dans la pêche ($k = 3, 4$ dans le stock du nord de la C.-B. et y compris $k = 5$ dans le stock du sud de la C.-B.). On a construit les valeurs a posteriori de la méthode MCCM pour les deux scénarios composites en réunissant les 1 000 échantillons MCCM de chacune des passes choisies afin d'obtenir une distribution a posteriori de 3 000 échantillons pour le stock du nord de la C.-B. et de 6 000 échantillons pour le stock du sud de la C.-B., ce qui a donné un poids équivalent à chaque passe. Le scénario de référence composite a été évalué par rapport aux points de référence historiques (PRH) basés sur la trajectoire reconstituée de la biomasse féconde en raison des préoccupations entourant la stabilité de l'estimation de B_0 et de B_{2017} . On a utilisé B_{moy} PRH, c'est-à-dire la moyenne de la biomasse féconde de 1967 à 2016, comme approximation pour B_{RMS} . B_{min} , c'est-à-dire la biomasse féconde minimale à partir de laquelle le stock s'est ensuite rétabli à B_{moy} , a été utilisée lieu de $0,4B_{\text{RMS}}$. On a remplacé $0,8B_{\text{RMS}}$ par deux fois B_{min} . Le taux d'exploitation moyen sur la période 1967-2016 (u_{moy}) a été utilisé à la place de u_{RMS} . On a évalué que la biomasse au

début de 2017 pour le stock moyen du nord de la C.-B. du modèle était principalement supérieure au PRS, alors que la biomasse du stock du sud de la C.-B. était entièrement au-dessus du PRS à la même période. Pour chaque stock, l'évaluation fournit un tableau de décision qui permet d'évaluer la probabilité que le cas du scénario utilisant la moyenne du modèle reste au-dessus des cinq points de référence sur une vaste fourchette de 22 prises constantes. Toutefois, les auteurs de la publication tiennent à souligner que les probabilités de ces tableaux de décision doivent être interprétées avec prudence, car le modèle à différences retardées utilisé dans la présente évaluation des stocks ne peut produire des projections pluriannuelles fiables, étant donné qu'il n'existe pas de structure d'âge latente pour étayer les prévisions, et que la fonction de stock-recrutement n'est pas suffisamment définie.

1. INTRODUCTION

La goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*) partage une lignée évolutive avec les morues du Pacifique, franches et du Groenland (*Gadus macrocephalus*, *G. morhua*, et *G. ogac*, respectivement). Le groupe d'évaluation des stocks de l'Alaska utilise actuellement le changement de [nomenclature taxonomique](#) de 2013 pour cette espèce, adoptant le nouveau nom *Gadus chalcogrammus* (nom masculin) plutôt que *Theragra chalcogramma* (féminin). Dans cette évaluation, nous utilisons *Theragra chalcogramma*.

La goberge de l'Alaska a le dos vert olive à brun, souvent moucheté ou tacheté, des flancs argentés et un ventre pâle; les nageoires sont plus foncées (Cohen et coll., 1990). En Alaska, on a observé une longueur maximale de 105 cm, un poids maximal de 6,05 kg et un âge maximal de 22 ans (NOAA, 2010). En Colombie-Britannique (C.-B.), la longueur maximale ayant été observée est également de 105 cm; il s'agit pour un spécimen mâle capturé au large de la côte sud-est de l'île Moresby (zone principale 5C, zone secondaire 6, localité 2 de la CPMP) à 94 m en juin 2015 (base de données GFBio du MPO, consultée le 13 décembre 2016).

La goberge de l'Alaska est un poisson semi-démersal (30 à 400 m) se rassemblant en bancs, qui effectue des migrations verticales diurnes et demeure de plus en plus au fond à mesure qu'il vieillit (Cohen et coll., 1990; NOAA, 2010). Elle atteint la maturité à l'âge de 3-4 ans (30 à 38 cm de longueur totale), et la fécondité varie avec l'âge (Cohen et coll., 1990). Les poissons se rassemblent en bancs denses pour frayer, habituellement à une profondeur de 50 à 250 m; le frai dans le détroit de Georgie a lieu de janvier à mars (Cohen et coll., 1990). En Colombie-Britannique, la goberge de l'Alaska se nourrit de crevettes, de lançons et de harengs (Cohen et coll., 1990); on signale une prédation sur la goberge juvénile (cannibalisme) et d'autres poissons osseux dans l'est de la mer de Béring (NOAA, 2010).

En Alaska, les pêches de goberge de l'Alaska réalisent les plus grands débarquements d'une seule espèce aux États-Unis, voire dans le monde. Les concentrations les plus élevées se trouvent dans l'est de la mer de Béring (prises annuelles supérieures à 1 million de tonnes, Ianelli et coll., 2015). Dans le golfe d'Alaska, les quantités sont plus modestes (prises annuelles supérieures à 100 000 tonnes, Dorn et coll., 2015). Ces pêches de l'Alaska sont appuyées par des modèles d'évaluation des stocks complexes et structurés selon l'âge qui reflètent les investissements importants réalisés par le gouvernement dans les relevés acoustiques et au chalut, l'échantillonnage des prises et un programme intensif de détermination de l'âge. En Colombie-Britannique, le TAC annuel pour l'ensemble de la côte en 2016 était de 4 225 t, dont 1 320 t dans la zone 5CDE de la CPMP, 1 790 t dans les zones 5AB et 1 115 t dans le détroit de Georgie. Aucun TAC n'a jamais été fixé pour la zone 3CD, autre qu'un quota de 270 t fixé en 1997 seulement (Annexe A). Dans cette évaluation, nous considérons deux stocks : le stock du nord de la C.-B. (zone 5CDE de la CPMP) et le stock du sud de la C.-B. (zones 5AB+3CD + zones mineures 12 et 20), pour les raisons décrites ci-après. La dernière évaluation des stocks de goberge de l'Alaska remonte à 1997 (Saunders et Andrews, 1998¹). Il s'agit d'une évaluation qualitative, qui n'a pas permis d'estimer l'état des stocks par rapport à des points de référence établis, en partie parce que les points de référence de l'approche de précaution du MPO n'avaient pas encore été définis. Un avis sur les prélèvements pour cette espèce est nécessaire afin de déterminer si les niveaux actuels sont durables et conformes au Cadre décisionnel du

¹ Saunders, M.W. et Andrews, W. 1998. Walleye pollock stock assessment for 1997 and recommended yield options for 1998. Document de travail du CEESP G:97-7, 18 pp, Station biologique du Pacifique, MPO, Nanaimo (C.-B.), Canada.

MPO intégrant l'approche de précaution (MPO, 2006; 2009). Le personnel de l'Unité de gestion du poisson de fond de la Gestion des pêches et de l'aquaculture a présenté une demande aux Sciences en 2013 à cet égard, mais l'évaluation a été jugée irréalisable en raison des données insuffisantes. En 2016, un examen des données disponibles semblait indiquer que le Secteur des sciences pourrait éventuellement évaluer la goberge de l'Alaska à l'aide d'un modèle à différences retardées semblable à l'approche utilisée pour évaluer le sébastolobe à courtes épines (*Sebastolobus alascanus*) en 2016 (Starr et Haigh, 2017). Les premières passes traitaient l'ensemble de la région extracôtière de la Colombie-Britannique comme un stock unique (à l'exclusion du détroit de Georgie, Figure 1); toutefois, après quelques explorations, il est devenu évident qu'une hypothèse plus valable était qu'il existait au moins deux stocks distincts, étant donné la grande différence de poids moyen observée dans les pêches respectives : le stock du nord de la C.-B. (1,056 kg/poisson) et le stock du sud de la C.-B. (0,521 kg/poisson).

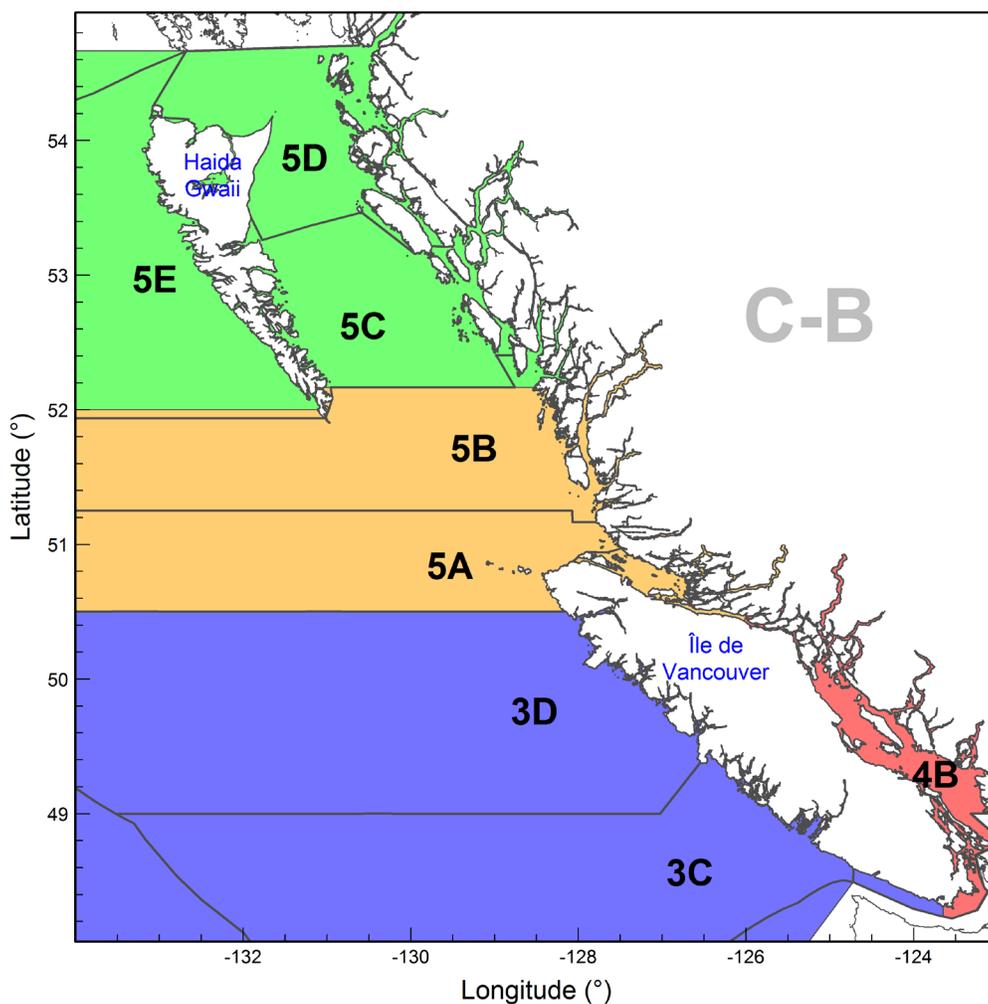


Figure 1. Zones d'évaluation de la goberge de l'Alaska comprenant les zones principales et secondaires de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) : vert pour la zone 5CDE, orange pour la zone 5AB et la zone secondaire 12, bleu pour la zone 3CD et la zone secondaire 20, et rouge pour la zone 4B moins les zones secondaires 12 et 20. Les limites des zones de gestion du poisson de fond, qui diffèrent de celles de la zone de la CPMP, sont superposées aux fins de comparaison. La présente évaluation est réalisée pour les zones appelées « stock du nord de la C.-B. » (5CDE, vert) et « stock du sud de la C.-B. » (5AB3CD, orange et bleu).

La modélisation de ces stocks a présenté de nombreuses difficultés, principalement liées à la rareté des données utilisables. En particulier, il n'y avait presque pas de données sur l'âge de la goberge de la C.-B., et la petite quantité de données disponibles avait été obtenue à l'aide d'une méthode de détermination de l'âge que l'on sait faussée. Nous avons dû utiliser des données sur la longueur selon l'âge provenant de l'extérieur de la C.-B., à savoir des données de relevés réalisés dans l'est du golfe d'Alaska (Martin Dorn, comm. pers.), pour le stock du nord de la C.-B. (voir l'Annexe E). Il s'est révélé plus difficile de trouver des données appropriées sur la croissance de la goberge du stock du sud de la C.-B., et nous avons dû recourir à un modèle de croissance utilisé pour la mer d'Okhotsk (Janusz et Horbowy, 1997), qui se trouve entre le continent russe oriental et la péninsule du Kamchatka, à l'ouest de la mer de Béring. Nous nous sommes aussi heurtés à un autre problème : la génération de points de référence instables fondés sur le calcul du rendement maximal soutenu (RMS). Nous avons dû adopter des points de référence historiques (PRH), en particulier la biomasse féconde moyenne estimée sur toute la période du modèle (1967-2016), désignée B_{moy} , et un point de référence limite (PRL) fixé à la biomasse féconde minimale estimée une année à partir de laquelle la trajectoire de la biomasse est revenue au-dessus de B_{moy} . Le mode de distribution a posteriori (MDP) pour cette année était B_{2001} pour le stock du nord de la C.-B. et B_{2008} pour le stock du sud de la C.-B. Le point de référence supérieur du stock (PRS) a été fixé à deux fois le PRL. L'avis est fourni dans des tableaux de décision qui donnent la probabilité que $B_{2018, 2019}$ (biomasse féconde projetée sur un et deux ans) soit supérieure aux divers points de référence (Annexe F).

1.1. AIRE DE RÉPARTITION ET RÉPARTITION

La goberge de l'Alaska est présente sur le littoral du Pacifique Nord, de la mer du Japon jusqu'aux eaux de la Russie et de l'Alaska vers le nord, puis en Colombie-Britannique jusqu'au sud de la Californie ([Aquatic Species Distribution Map Viewer - FAO](#), consulté le 8 mai 2017). L'espèce se tient principalement près de la côte dans ces régions, mais elle forme deux grands centres de population dans la mer d'Okhotsk et la mer de Béring. En Colombie-Britannique, il y a quatre principaux lieux de frai : l'entrée Dixon et le nord du détroit d'Hécate, le bassin de la Reine-Charlotte, le sud-ouest de l'île de Vancouver et le détroit de Georgie (Saunders et coll., 1989). Ils se traduisent par une densité élevée de CPUE sur la Figure 2, qui révèle également un autre point chaud dans le haut du fossé Moresby. La majeure partie (98 %) de la récolte commerciale provenant de la population du stock du nord de la C.-B. est capturée à des profondeurs se situant entre 55 m et 457 m, tandis que les prises provenant du stock du sud de la C.-B. sont capturées entre 90 m et 401 m dans la zone 5AB, et entre 64 m et 470 m dans la zone 3CD (Annexe E).

1.2. LIMITES DE L'ÉVALUATION

Cette évaluation englobe les zones principales 5CDE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) pour le stock du nord de la C.-B., et les zones principales 5AB et 3CD de la CPMP, plus les zones secondaires 12 (détroit de la Reine-Charlotte) et 20 (entrée du détroit de Juan de Fuca) pour le stock du stock du sud de la C.-B. (Figure 1). Ces zones évaluées sont semblables aux zones du TAC (total autorisé des captures) de l'Unité de gestion du poisson de fond, de sorte que les gestionnaires peuvent diviser les prises recommandées, délimitées par des crochets [], en utilisant des rapports TAC simples :

$$TAC_{5CDE} = [BC\ North];$$

$$TAC_{5AB} = [BC\text{South}] \left(\frac{TAC_{5AB}}{TAC_{5AB} + TAC_{3CD}} \right);$$

$$TAC_{3CD} = [BC\text{South}] \left(\frac{TAC_{3CD}}{TAC_{5AB} + TAC_{3CD}} \right).$$

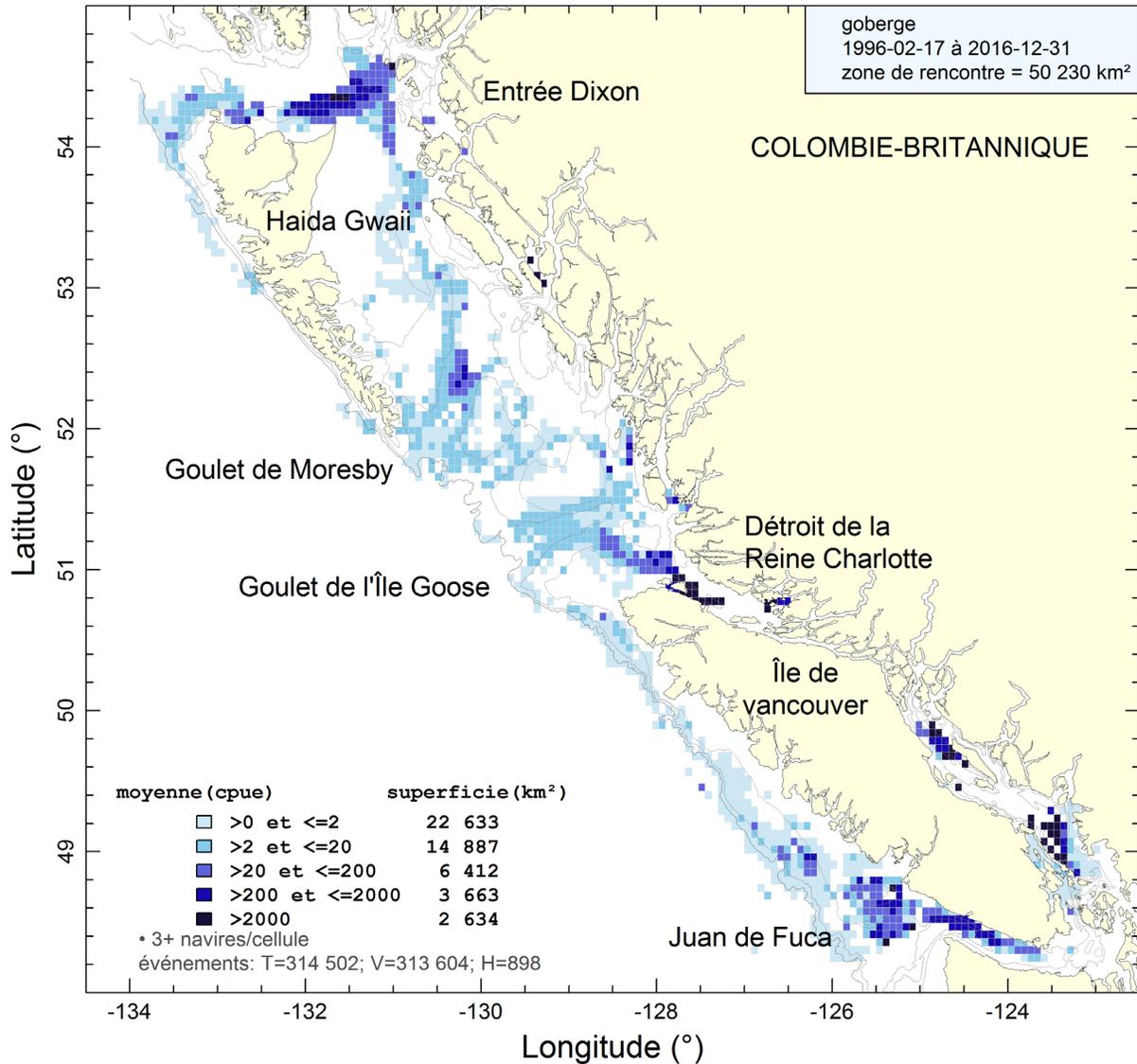


Figure 2. Répartition aérienne des prises moyennes de goberge de l'Alaska au chalut (chalut de fond et chalut pélagique combinés) par unité d'effort (kg/heure) du 17 février 1996 au 31 décembre 2016 (consulté le 3 mai 2017). Les isobathes de 100, 200 et 500 m sont représentées. Noter que les cellules comportant moins de 3 bateaux de pêche ne sont pas affichées. Chaque cellule représente, en moyenne, 32 km².

2. DONNÉES SUR LES PRISES

Les méthodes de préparation et l'historique complet des prises utilisés pour l'évaluation des deux stocks de goberge de l'Alaska sont présentés en détail à l'Annexe A. Les données sur les

prises utilisées dans le modèle sont indiquées dans le tableau A.7. Les prises moyennes sur cinq ans (2011 à 2015) étaient de 992 t pour le stock du nord de la C.-B. et de 3 256 t pour le stock du sud de la C.-B. Les renseignements sur les espèces capturées en même temps que les prises commerciales de goberge de l'Alaska sont présentées à l'Annexe E.

3. GESTION DES PÊCHES

Le tableau A.2 résume toutes les mesures de gestion prises pour la goberge de l'Alaska depuis 1981. La dernière évaluation de l'espèce remonte à 1997 (Saunders et Andrews, 1998¹) – une évaluation qui n'a pas permis d'estimer l'état des stocks par rapport aux points de référence de l'approche de précaution du MPO. Un avis sur les prélèvements est nécessaire pour la goberge de l'Alaska afin de déterminer si les niveaux de prélèvement actuels sont durables et conformes au Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution, qui est l'un des éléments du Cadre pour la pêche durable du MPO. Le personnel de l'Unité de gestion du poisson de fond de la Gestion des pêches et de l'aquaculture a présenté une demande aux Sciences en 2013, mais celle-ci a été jugée irréalisable en raison de limites associées aux données.

L'une des conditions de la certification de la pêche de la merluche au Canada par le Marine Stewardship Council (MSC) en 2014 était qu'une évaluation de la goberge soit effectuée avant 2018. En réponse à cette condition du MSC, le CCPFC ([Conseil consultatif sur le poisson de fond pêché au chalut](#)) a indiqué, dans un résumé du 5 décembre 2014, qu'il recommandait au MPO de veiller à ce que le sébaste à raie rouge, la goberge et le sébaste à œil épineux soient évalués au plus tard en 2018, pour assurer la conformité aux conditions du MSC.

4. DESCRIPTION DES RELEVÉS

Quatre ensembles d'indices de relevés indépendants de la pêche ont été utilisés pour suivre l'évolution de la biomasse de la population du stock du nord de la C.-B. (Annexe B) :

1. Historique du goulet de l'île Goose (GIG)² – une première série de neuf indices allant de 1967 à 1995. La plupart de ces relevés ont été effectués par le navire scientifique *G.B. Reed*, mais deux navires commerciaux (*Eastward Ho* et *Ocean Selector*) ont été utilisés en 1984 et 1994, respectivement. Le relevé de 1995 a fait appel à l'*Ocean Selector* et au *Frosti*. Seuls les traits réalisés dans le goulet de l'île Goose ont été utilisés, afin d'assurer la continuité entre tous les relevés.
2. Communauté d'espèces du détroit d'Hécate – une série de 11 indices couvrant la période de 1984 à 2003. Le plan original de ce relevé attribuait les lieux de pêche par intervalles de 10 brasses de profondeur à l'intérieur d'un quadrillage en grilles de 10 milles marins du détroit d'Hécate (DH). Le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate a été conçu comme un relevé systématique à stations fixes. En 2004, cette série de relevés a été abandonnée au profit du relevé synoptique du détroit d'Hécate.
3. Relevé synoptique du détroit d'Hécate – un relevé au chalut à stratification aléatoire (de toutes les espèces), 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 six fois entre 2005 et 2015 à l'aide de deux navires et selon un plan uniforme, notamment en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.

² Strictement parlant, ce relevé n'a pas été mené dans la zone de définition du stock pour le stock du nord de la C.-B. Toutefois, comme il s'agit de la seule série de données initiales sur l'abondance, deux blocs d'évaluation du stock ont été effectués pour ce stock, l'un avec ce relevé et l'autre sans celui-ci.

-
4. Relevé synoptique de la COHG – un relevé au chalut à stratification aléatoire couvrant la côte ouest (CO) de l'île Graham à Haida Gwaii (HG) 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 selon un plan uniforme, notamment en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.

Trois ensembles d'indices de relevés indépendants de la pêche ont été utilisés pour suivre l'évolution de la biomasse de la population du stock du sud de la C.-B. (Annexe B) :

1. Historique du goulet de l'île Goose (GIG) – une première série de neuf indices allant de 1967 à 1995. La plupart de ces relevés ont été effectués par le navire scientifique G.B. Reed, mais deux navires commerciaux (Eastward Ho et Ocean Selector) ont été utilisés en 1984 et 1994, respectivement. Le relevé de 1995 a fait appel à l'Ocean Selector et au Frosti. Seuls les traits réalisés dans le goulet de l'île Goose ont été utilisés, afin d'assurer la continuité entre tous les relevés.
2. Relevé synoptique de la COIV – relevé synoptique au chalut à stratification aléatoire couvrant la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Ce relevé a été répété sept fois entre 2004 et 2016 à l'aide du même navire et selon un plan uniforme, notamment en ciblant un large éventail d'espèces de poissons.
3. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte – relevé au chalut synoptique à stratification aléatoire couvrant tout le bassin de la Reine-Charlotte et ciblant de nombreuses espèces de poissons. Ce relevé a été répété huit fois entre 2003 et 2015, à l'aide de trois navires différents (voir le tableau B.10), mais en suivant un plan uniforme.

Les indices des relevés de la biomasse relative ont été utilisés comme données dans le modèle pour indexer l'abondance, ainsi que leurs erreurs relatives associées pour pondérer chaque valeur d'indice de façon inversement proportionnelle à sa variance. Tous les relevés de la série synoptique utilisent le même filet, un chalut de fond équipé d'une caisse à poissons Atlantic Western IIA.

5. CPUE DANS LA PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT

Les données sur les prises et l'effort de la pêche commerciale au chalut de fond ont servi à produire les indices de l'abondance de la goberge de l'Alaska dans la présente évaluation des stocks (Figure 3, Figure 4). Plusieurs raisons justifient ce choix, la principale étant le manque d'information sur l'abondance à long terme à utiliser dans ce modèle. En outre, on espérait que la nature de la pêche au chalut de fond, avec toutes les prises de goberge de l'Alaska capturées en ciblant d'autres espèces de poisson de fond, donnerait une série d'indices qui ne serait pas indûment influencée par des considérations économiques.

La base théorique de l'analyse est décrite à la section C.2 de l'Annex C. L'analyse (sections C.3 et C.4) est fondée sur les données trait par trait montrant des débarquements ou des rejets de goberge de l'Alaska, ou sur les traits réalisés dans une tranche d'eau où l'on pouvait s'attendre à capturer des goberges de l'Alaska. La période analysée va de 1996, année où la présence obligatoire d'observateurs à bord a commencé, à 2015, dernière année complète de données. Trois analyses ont été effectuées pour chaque stock :

- Une analyse de régression sur tous les registres de prises positifs, qui supposait une distribution log-normale, où l'effet sur les taux de prise selon la localité du MPO, la profondeur de pêche, le mois, les bandes de latitude de $0,1^\circ$, les heures de pêche et le navire était estimé et retiré de la tendance, laissant une tendance annuelle standardisée de l'abondance.

- Une analyse semblable utilisant la présence ou l'absence de goberges de l'Alaska dans l'ensemble de données, qui supposait une distribution binomiale et qui éliminait les effets de la localité du MPO, de la profondeur de pêche, du mois, des bandes de latitude de 0,1° et des heures de pêche, produisant une autre tendance annuelle de l'abondance.
- Une analyse qui combinait les séries log-normale et binomiale selon la méthode delta log-normale de Vignaux (1994; voir l'équation C.4).

La série combinée a été utilisée comme données d'entrée dans les modèles d'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska pour le stock du nord de la C.-B. (Figure 3) et le stock du sud de la C.-B. (Figure 4). La baisse initiale de l'indice peut avoir été en partie influencée par l'ajustement à un nouveau régime réglementaire (observateurs à bord, quotas individuels de bateau transférables). On a procédé à des passes de sensibilité du modèle qui omettaient cette série pour étudier l'incidence de la série de CPUE dans l'évaluation des stocks.

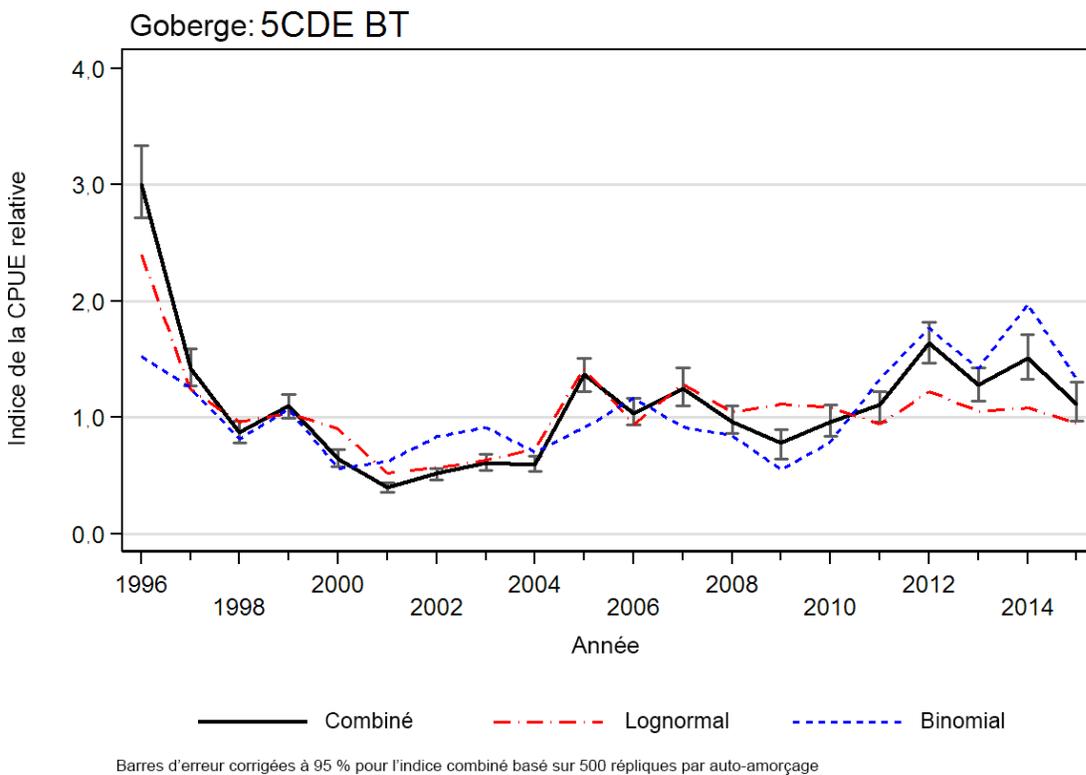


Figure 3. Séries d'indices combinées pour la pêche au chalut de fond du stock du nord de la C.-B., et séries d'indices log-normale et binomiale qui la composent, toutes normalisées en fonction de leur moyenne géométrique respective. Les limites de confiance à 95 % sont basées sur 500 répliques bootstrap.

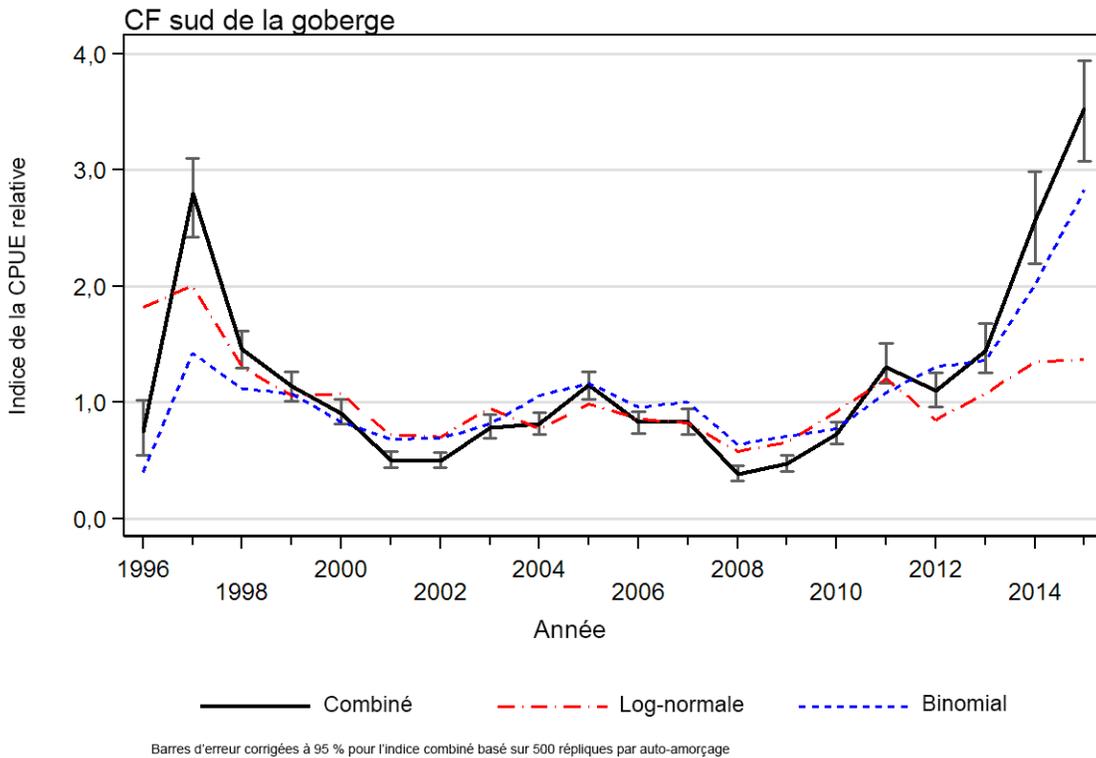


Figure 4. Séries d'indices combinées pour la pêche au chalut de fond du stock du sud de la C.-B. Détails dans la légende de la Figure 3.

6. DONNÉES BIOLOGIQUES

6.1. MORTALITÉ NATURELLE

Bien que les évaluations des stocks de poissons de l'Alaska utilisent les taux de mortalité selon l'âge pour la goberge de l'Alaska, l'hypothèse sous-jacente est que $M = 0,30$ à pleine maturité (Dorn et coll., 2015). Des valeurs de M selon l'âge de 0,90, 0,45 et 0,30 ont été utilisées pour les âges 1, 2 et 3+, respectivement, dans les modèles des prises selon l'âge pour la mer de Béring orientale en Alaska depuis 1982 (Ianelli et coll., 2015). Le modèle à différences retardées (section 7) suppose que la maturité correspond à la sélectivité, c'est-à-dire que tous les poissons recrutés sont matures avec un seul taux de mortalité naturelle. Des passes ont été effectuées avec $M = 0,25$, $M = 0,30$ et $M = 0,35$ pour cerner les valeurs possibles de ce paramètre.

6.2. SÉLECTIVITÉ EN LAME DE COUTEAU

Dorn et ses collaborateurs (2012) présentent une gamme d'ogives de la sélectivité pour les pêches et les relevés dans le golfe d'Alaska, l'âge médian choisi pour ces pêches commerciales allant de 3 à 5 ans (voir les colonnes 5 à 7 du tableau D.8). Les âges de 3 et 4 ans ont été retenus à partir des ogives de ce tableau comme étant les plus susceptibles d'être utilisés pour l'âge de recrutement en lame de couteau dans le modèle à différences retardées pour la goberge de l'Alaska. La sélectivité en lame de couteau à l'âge 5 a également été utilisée comme sensibilité supplémentaire pour le stock du sud de la C.-B., en raison de la taille maximale plus basse dans le modèle de croissance utilisé pour ce stock.

6.3. PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les paramètres de croissance ont été estimés à partir des données sur la longueur et l'âge des goberges de l'Alaska dans les échantillons biologiques du MPO recueillis de 1976 à 1995 (ANNEXE E); cependant, les âges déterminés par la méthode de cassure et brûlage (MacLellan 1997) n'existaient que pour 17 spécimens provenant de sorties commerciales (16 dans le stock du nord [stock du nord de la C.-B.] et un dans celui du sud [stock du sud de la C.-B.]). Les otolithes provenant de sources commerciales et dont l'âge avait été déterminé par la lecture de la surface étaient plus abondants (230 dans le stock du nord de la C.-B., 399 dans le stock du sud de la C.-B.), mais on sait qu'ils sont biaisés (Stanley, 1987), du moins en ce qui concerne les espèces de sébastes du Pacifique. Les autres otolithes traités provenaient de relevés de recherche, mais leur âge a été déterminé en dénombrant les rayons de la nageoire pectorale (638 dans le stock du sud de la C.-B.) ou selon une méthode inconnue (210 dans le stock du sud de la C.-B.). Malheureusement, on pense que la détermination de l'âge à partir des nageoires pectorales est faussée, surtout à un âge plus avancé (MacLellan et coll., 1990³), parce que la formation de nouveaux rayons de nageoire ralentit ou cesse à un âge plus avancé.

Comme les données du MPO sur l'âge étaient insuffisantes pour en dériver des paramètres de croissance non faussés par la méthodologie de détermination de l'âge, nous avons communiqué avec un collègue de l'Alaska, Martin Dorn (chercheur en ichtyobiologie, NOAA Fisheries, Sand Point, Seattle), qui nous a fourni 8 882 paires âge-longueur choisies au hasard parmi six relevés semestriels menés dans le golfe d'Alaska entre 2005 et 2015. L'âge de tous ces poissons avait été déterminé à partir d'otolithes préparés selon la méthode de « cassure et brûlage », et il nous a conseillé d'utiliser les échantillons de l'est du golfe d'Alaska, car la croissance variait entre les différentes parties du golfe. Nous avons utilisé ces données pour estimer une fonction de croissance ($L_{\infty} = 66,944$ cm, $K = 0,212$, $t_0 = -1,136$; (Figure 5) pour le stock du nord de la C.-B. qui correspondait bien aux données de poids moyen pour les âges 3, 4 et 5 en lame de couteau (Annexe E). Cependant, nous n'avons pas pu utiliser cette fonction pour le stock du sud de la C.-B., parce que les poissons échantillonnés qui provenaient de l'entrée Dixon étaient, en moyenne, deux fois plus gros que ceux issus des eaux plus au sud de la Colombie-Britannique. Le stock du nord de la C.-B. fait probablement partie d'un stock de plus grande taille qui comprend l'entrée Dixon, le nord du détroit d'Hécate et les eaux au large du sud-est de l'Alaska (Gustafson et coll., 2000).

Nous avons exploré d'autres sources pour le stock du sud de la C.-B. Les fonctions de croissance basées sur l'âge déterminé à partir des rayons des nageoires, publiées par Saunders et coll. (1989) pour la côte ouest de l'île de Vancouver (3CD) et le détroit de Georgie (apparemment dérivées de paires âge-longueur non disponibles dans la base de données générale du MPO) ont été testées, mais elles présentaient des coefficients de croissance avec une pente si forte qu'aucune des fonctions ne pouvait correspondre de façon satisfaisante aux données du poids moyen pour le stock du sud. Des collègues de la NOAA, qui travaillent sur les poissons pélagiques au large des côtes ouest de l'État de Washington et de l'Oregon, ont indiqué qu'il n'existait pas de paires âge-longueur provenant des pêches dans cette zone. Finalement, nous avons trouvé une fonction de croissance publiée par Janusz et Horbowy (1997) pour la goberge de l'Alaska dans le centre de la mer d'Okhotsk ($L_{\infty} = 50,827$ cm, $K = 0,199$, $t_0 = -1,790$; (Figure 5), qui fournit des ajustements satisfaisants aux données observées sur le poids moyen du stock du sud de la C.-B. pour les âges 3 et 4 en lame de couteau

³ MacLellan, S.E., Gillespie, D., Janz, S., Charles, K., Little, D. et Rankin, J. 1990. Age determination of various freshwater fish species being analyzed for dioxin and furan studies in B.C., 1989. Rapp. tech. inédit, Station biologique du Pacifique, MPO, Nanaimo (C.-B.), Canada.

(Annexe E). Nous n'avons aucune raison de croire que la relation de la mer d'Okhotsk (MO) représente le stock du sud de la C.-B. (SCB), mis à part que la croissance estimée pour la MO (1991 à 1994) correspondait à nos données de poids moyen. Bien que la région d'étude de la mer d'Okhotsk soit située à des latitudes plus élevées (54 à 55°N) que le stock du sud de la C.-B. (48 à 52°N) et connaisse des températures plus fraîches (8 à 12 °C en été contre ~15 °C), les deux populations de goberge affichent des compositions selon la longueur comparables : moyenne = 40 cm (MO) et 37 cm (SCB), maximum = 75 cm (MO) et 78 cm (SCB), longueur dominante = 35 à 45 cm (MO) et 23-50 cm (SCB) pour environ 76 % de ces longueurs.

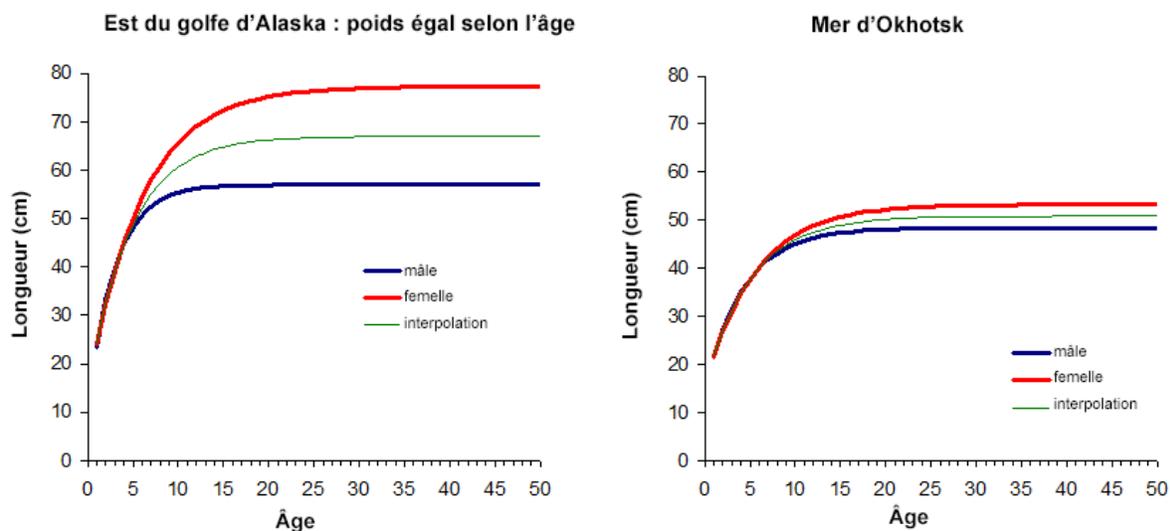


Figure 5. Modèles de croissance interpolés, les deux sexes combinés, ayant servi à estimer les paramètres de Walford utilisés dans le modèle à différences retardées pour l'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska. Graphique de gauche : modèle de l'est du golfe de l'Alaska. Graphique de droite : modèle de la mer d'Okhotsk.

Les paramètres de croissance et de longueur-poids (section D.1.1) appropriés pour chaque stock ont servi à préparer les courbes de Walford (figure D.16), qui fournissent les valeurs des paramètres de croissance utilisées comme intrants dans le modèle à différences retardées de la goberge de l'Alaska. Les paramètres de Walford sont calculés de l'âge du recrutement en lame de couteau à 30 ans pour chaque modèle de croissance. Ils varieront légèrement en fonction des différentes hypothèses sur l'âge au moment du recrutement en lame de couteau pour les deux modèles de croissance (golfe d'Alaska dans le nord, mer d'Okhotsk dans le sud). Le tableau D.9 présente les paramètres de Walford utilisés dans l'évaluation du stock ainsi que la longueur moyenne et le poids moyen associés à chacune des hypothèses sur l'âge en lame de couteau au moment du recrutement.

6.4. POIDS MOYEN

Plus de 50 000 observations de longueur de la goberge de l'Alaska, prises à partir d'échantillons non triés, étaient disponibles pour les pêches hauturières au chalut combinées (voir l'Annexe E), 18 873 dans le nord (1973 à 2016) et 32 125 dans le sud (1972 à 2016). Toutes les longueurs ont été converties en poids à l'aide des paramètres propres au stock, les deux sexes combinés, dans la section D.1.1. Bien que les femelles atteignent des tailles plus grandes que les mâles (Figure 5), la relation allométrique entre la longueur et le poids demeure similaire entre les sexes (figure D.4). Pour éliminer une partie de la variance due à des facteurs

influent dans les données, on a utilisé un modèle log-normal additif (Schnute et coll., 2004) pour ajuster l'indice annuel du poids du poisson pour chaque stock de goberge de la Colombie-Britannique (section D.2.1). La seule variable explicative qui a eu un effet observable sur la série était la zone secondaire de la CPMP. D'autres variables explicatives (p. ex. saison, profondeur, sexe) ont été explorées, mais leurs effets sur la série d'indices annuels étaient minimes et elles n'ont donc pas été utilisées. La caractéristique la plus frappante entre le nord et le sud est que les poissons sont environ deux fois plus gros dans le nord, avec un poids moyen géométrique de 1,056 kg/poisson contre 0,521 kg/poisson dans le sud (voir l'Annexe E). Cette observation peut s'expliquer par un certain nombre d'hypothèses possibles :

- A. Il existe de véritables différences de croissance entre deux populations distinctes;
- B. Les poissons plus âgés (et plus gros) migrent vers le nord;
- C. Les taux d'exploitation dans le sud sont plus élevés, ce qui élimine tous les gros poissons.

L'hypothèse C semble peu probable, compte tenu de l'historique ponctuel de l'exploitation dans le sud. Nous privilégions l'hypothèse A; l'âge modal dans les données des relevés dans le golfe d'Alaska, que nous utilisons pour représenter le stock du nord de la C.-B., peut être l'âge 1 ou 3 (c.-à-d. de nombreux jeunes poissons). Toutefois, ces données n'excluent pas l'hypothèse B. Pour éliminer la migration, nous aurions besoin d'échantillons d'âge du stock du sud de la C.-B.

6.5. MATURITÉ

La maturité n'est pas utilisée comme donnée d'entrée dans un modèle à différences retardées. Le modèle suppose plutôt que l'âge au moment du recrutement en lame de couteau définit également la maturité, ce qui donne une population où tous les poissons recrutés sont à pleine maturité. On a construit des ogives de la maturité fondées sur les données disponibles du MPO concernant l'âge et la longueur pour vérifier si les données disponibles concordaient avec l'hypothèse selon laquelle tous les poissons de l'âge en lame de couteau étaient matures (voir la section D.1.3).

L'analyse qui en a résulté a indiqué que l'âge médian à pleine maturité pour la goberge de l'Alaska est de 3,4 ans si l'âge est déterminé d'après les nageoires pectorales et de 4,6 ans s'il est déterminé par lecture de surface des otolithes (figures D.5 et D.6). Les longueurs médianes à pleine maturité d'après les échantillons de recherche non triés, les échantillons commerciaux non triés et les échantillons commerciaux triés sont respectivement de 49,7 cm, 56,6 cm et 57,3 cm (figure D.15). Ces valeurs correspondent aux âges (3 à 5 ans) utilisés dans la présente évaluation du stock comme valeurs possibles pour le recrutement en lame de couteau. Ces analyses indiquent que l'hypothèse selon laquelle les poissons vulnérables sont pleinement matures n'est pas entièrement vérifiée, en particulier lorsque la sélectivité en lame de couteau est égale à trois ans. Dorn et ses collaborateurs (2012) précisent que les estimations de 50 % de l'âge à maturité dans le golfe de l'Alaska sont très variables et vont de 3,5 ans en 1983 à 6,1 ans en 1991, avec une moyenne de 4,9 ans.

6.6. PENTE

Une fonction de stock-recrutement de Beverton-Holt (BH) a été utilisée pour produire des estimations du recrutement moyen chaque année, d'après la biomasse des goberges de l'Alaska recrutées (équation E.22). On a estimé les écarts du recrutement par rapport à la moyenne (équation E.23) afin d'améliorer l'ajustement aux données du modèle et d'introduire une variabilité dans la phase d'estimation bayésienne. La fonction BH a été paramétrée à l'aide d'un paramètre de pente, h , qui spécifie la proportion du recrutement maximal disponible à $0,2B_0$ (Mace et Doonan, 1988). Le paramètre h a été estimé dans le modèle, contraint par une

valeur a priori qui a pris la forme d'une distribution bêta avec une moyenne de 0,7 et un écart-type de 0,15. Cette valeur a priori était la même que celle employée par Forrest et ses collaborateurs (2015) pour la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*), et est très semblable à celle que Forrest et ses collaborateurs avaient élaborée pour le sébaste de la côte Ouest (2010; moyenne = 0,674; écart-type = 0,168). Myers et ses collaborateurs (1999) ont indiqué une médiane $h = 0,55$ pour *T. chalcogramma* (avec des 20^e et 80^e centiles de 0,53 et 0,58); cependant, cette estimation repose sur seulement deux poissons. La valeur estimée de h pour *G. morhua* était de 0,84 (0,76; 0,90) sur la base de 21 poissons, et $h = 0,79$ (0,67; 0,87) pour la famille des gadidés sur la base de 49 poissons (Myers et coll., 1999).

7. MODÈLE À DIFFÉRENCES RETARDÉES

Les modèles à différences retardées constituent une approche intermédiaire entre les modèles agrégés de production excédentaire et les modèles structurés selon l'âge. La structure du modèle à différences retardées assure le suivi des effets du recrutement, de la survie et de la croissance sur la biomasse sans nécessiter de cadre explicite structuré par âge, et elle peut donner de bons résultats tant que ses hypothèses principales sont confirmées (Hilborn et Walters, 1992). On utilise des équations de différence, qui permettent un délai entre le frai et le recrutement, pour construire des modèles de population par intervalles de temps discrets (généralement un an), pour lesquels on prévoit la biomasse survivante pour l'année suivante à partir de la biomasse survivante de l'année précédente, après un ajustement pour tenir compte de la croissance et de la mortalité, et l'addition du recrutement de l'année suivante. L'un des avantages des modèles à différences retardées par rapport aux modèles de production plus simples est qu'ils ne supposent pas un recrutement constant dans le temps.

Les hypothèses clés du modèle à différences retardées sont les suivantes :

- Croissance du poids corporel moyen suivant la relation linéaire décrite par l'équation de Ford-Walford (E.1).
- Sélectivité en lame de couteau, c'est-à-dire que tous les poissons âgés de k ans et plus sont également vulnérables à l'engin de pêche. Un corollaire à l'hypothèse de la sélectivité en lame de couteau est que la maturité est aussi en lame de couteau et la même que la sélectivité. Tous les poissons du modèle sont matures et entièrement sélectionnés.
- Mortalité naturelle constante selon l'âge, c'est-à-dire que tous les poissons âgés de k ans et plus ont le même taux de mortalité naturelle.

Ce modèle est décrit à l'aide d'équations dans l'Annexe E (voir aussi Forrest et coll., 2015). Le modèle a été ajusté aux données sur les prises annuelles (tableau A.7), à trois ou quatre séries de relevés sur le stock du nord et trois sur le stock du sud (Annexe B), à une série d'indices de la biomasse des CPUE provenant de chaluts de fond commerciaux (Annexe C), et à une série de poids moyens des poissons pêchés décrite à la section D.2. Nous n'avons pas tenté de modifier la pondération relative des séries de données sur les composantes; nous avons plutôt utilisé les CV relatifs aux erreurs d'observation estimés par les relevés sans modification. Un CV arbitraire de 0,3 a été utilisé pour les données des CPUE et un CV = 0,15 pour les données de poids moyen. Nous avons décidé de ne pas explorer la sensibilité aux composantes de la variance du modèle parce que, lors de travaux antérieurs avec un modèle à différences retardées pour le sébastolobe à courtes épines, nous n'avons pas constaté d'effet important sur les estimations du modèle autre qu'une augmentation ou une diminution de l'incertitude du modèle (Starr et Haigh, 2017). Compte tenu des ressources limitées, nous avons choisi de nous concentrer sur des passes de la sensibilité qui influenceraient directement les conclusions du modèle.

Nous décrivons en détail un « exemple de cas » de passe du modèle pour chacun des deux stocks (stock du nord de la C.-B. et stock du sud de la C.-B.). Nous présentons ensuite une série d'autres passes pour chaque stock, qui explorent l'effet des hypothèses clés du modèle (âge à la sélectivité en lame de couteau, M et l'effet de certains indices de la série). Chaque exemple de cas n'est pas plus probable que les autres passes (12 au total pour le stock du nord de la C.-B. et 11 pour le stock du sud de la C.-B.). Il s'agit simplement d'une passe parmi les 12 ou 11 présentées pour chaque stock de la Colombie-Britannique. Nous avons procédé à ces autres analyses (avec des simulations par MCCM complètes) pour voir comment les résultats du modèle variaient lorsque les hypothèses d'entrée étaient modifiées. Les spécifications de ces passes sont indiquées dans le Tableau 1 pour les deux stocks de goberge de l'Alaska.

Tableau 1. Résumé des analyses effectuées pour tester la sensibilité du modèle à différences retardées aux variations de la mortalité naturelle M , de l'âge au recrutement en lame de couteau k et des indices de la série inclus. Toutes les passes pour le stock du nord de la C.-B. utilisent la fonction de croissance de l'est du golfe d'Alaska (Martin Dorn, comm. pers.); toutes celles pour le stock du sud de la C.-B. utilisent la fonction de croissance de la mer d'Okhotsk (Janusz et Horbowy, 1997). La colonne « Classement MCCM » indique un classement subjectif des ré MCCM, où 1 = bon, 2 = acceptable et 3 = mauvais.

	Cas	ID de la passe	N° de la passe	M	k	Classement MCCM
Exemple pour le stock du nord de la C.-B.						
	S00	M.30+k3	1	0,30	3	1,25
4 relevés + CPUE	S01	M.25+k3	16	0,25	3	3
	S02	M.30+k4	4	0,30	4	2,5
	S03	M.35+k3	2	0,35	3	1,5
	S04	M.35+k4	12	0,35	4	1,5
Pas de relevé dans le GIG	S05	M.25+k3-GIG	9	0,25	3	3
	S06	M.25+k4-GIG	7	0,25	4	2
	S07	M.30+k3-GIG	3	0,30	3	3
	S08	M.30+k4-GIG	5	0,30	4	1,5
	S09	M.35+k4-GIG	10	0,35	4	1,25
Pas de données pour le GIG ni de CPUE	S10	M.30+k3-GIG-CPUE	8	0,30	3	2
	S11	M.30+k4-GIG-CPUE	6	0,30	4	2
Exemple pour le stock du sud de la C.-B.						
	S00	M.30+k3	4	0,30	3	2
k à $M=0,30$	S01	M.30+k4	5	0,30	4	2
	S02	M.30+k5	15	0,30	5	2
k à $M=0,25$	S03	M.25+k3	11	0,25	3	1
	S04	M.25+k4	9	0,25	4	1,5
	S05	M.25+k5	14	0,25	5	2
k à $M=0,35$	S06	M.35+k3	12	0,35	3	2
	S07	M.35+k4	13	0,35	4	2
	S08	M.35+k5	16	0,35	5	2
Pas de CPUE	S09	M.30+k3-CPUE	10	0,30	3	1
	S10	M.30+k4-CPUE	8	0,30	4	3

Le « meilleur ajustement » du MDP (mode de la distribution a posteriori) a servi de point de départ d'une recherche bayésienne dans les distributions conjuguées a posteriori des

paramètres à l'aide de la procédure de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM). Nous avons exécuté 60 000 000 itérations de chaque modèle, avec échantillonnage à chaque 50 000^e, afin d'avoir 1 200 tirages (1 000 échantillons après omission des 200 premiers pour le rodage).

La gamme d'exploration du modèle représentée dans le Tableau 1 a été entreprise en raison de la grande incertitude qui entoure la spécification de la productivité de ces stocks (représentée par M et h dans le modèle de croissance), ainsi que de la sélection de l'âge au recrutement en lame de couteau (k) lorsque l'on pose les hypothèses obligatoires pour utiliser un modèle à différences retardées. Comme les données disponibles ne renseignent pas sur ces paramètres clés du modèle, il n'est pas possible d'écarter objectivement la plupart de ces autres hypothèses. Au lieu de cela, après avoir couvert une gamme de valeurs possibles pour les hypothèses sur les paramètres clés, nous avons choisi des passes du modèle pour produire un avis à partir d'un classement subjectif des diagnostics de MCCM (p. ex. autocorrélation, stabilité des traces) au moyen d'un système de classement simple (1 = bon, 2 = acceptable, 3 = mauvais), en ne retenant que les passes ayant obtenu un classement ≤ 2 (selon le classement moyen établi par chaque auteur indépendamment). Dans cette évaluation des stocks, nous avons adopté une approche de « calcul de la moyenne du modèle », en utilisant pour chaque stock les passes du modèle sélectionnées qui représentent une gamme d'hypothèses basées sur des valeurs possibles de F (voir les sections 8.1.2 et 8.2.2) pour construire un « composite de la moyenne du modèle » afin de fournir des avis aux gestionnaires (section 9).

8. RÉSULTATS DU MODÈLE

8.1. NORD DE LA C.-B.

8.1.1. Exemple de modèle

Les résultats d'un exemple de passe du modèle pour le stock du nord de la C.-B. (cas S00, Tableau 1), qui supposait $M = 0,30$ et $k = 3$ ans, sont présentés pour illustrer le comportement des modèles, en particulier la façon dont ces modèles sont ajustés aux données disponibles, à la forme de la trajectoire de la biomasse et aux prévisions de l'état du stock. Nous avons choisi cet exemple de cas parce que le modèle a estimé des taux de mortalité par pêche (F) inférieurs à 2 (\approx taux de récolte maximal $u < 0,86$) dans les passes MCCM (Tableau 2). Cependant, d'autres passes possibles du modèle pourraient servir d'exemple de cas, quelles que soient les hypothèses formulées au sujet des principaux paramètres de productivité, car les données disponibles ne renseignent pas sur la productivité et l'âge à la sélectivité en lame de couteau.

Tableau 2. Valeurs médianes de certains paramètres et quantités obtenus par la méthode de MCCM pour les 12 passes décrites pour le stock du nord de la C.-B. dans le Tableau 1. Les points de référence historiques utilisent les moyennes de 1967-2016. Les projections jusqu'en 2018 ont été produites en supposant un TAC = 1 000 t, une valeur proche des prises moyennes de 2011 à 2015 (992 t). Les lignes ombrées mettent en évidence les passes contribuant à la moyenne du modèle.

Cas	h	B_{moy} (tonnes)	$B_{2017}/$ B_{moy}	$B_{2018}/$ B_{moy}	$Y_{r_{min}}$	$B_{2017}/$ B_{min}	$P[B_{2018}>$ $B_{2017}]$	u_{moy}	$u_{2016}/$ u_{moy}	Médiane F_{max} par MCCM	Médiane du nombre d'années $F_t > 2$
S00 : M.30+k3	0,74	7 568	0,57	0,42	2001	1,9	0	0,14	2,0	0,71	0
S01 : M.25+k3	0,75	4 962	0,48	0,28	1986	2,3	0	0,21	2,0	1,69	0
S02 : M.30+k4	0,78	3 377	0,44	0,21	1986	3,1	0,06	0,35	1,7	19,4	7
S03 : M.35+k3	0,73	10 270	0,60	0,47	2001	1,9	0,02	0,11	2,0	0,51	0
S04 : M.35+k4	0,77	3 695	0,46	0,24	1986	3,1	0,05	0,33	1,6	16,1	6
S05 : M.25+k3-GIG	0,78	4 628	0,54	0,39	1986	2,7	0,09	0,26	1,8	9,97	1
S06 : M.25+k4-GIG	0,81	3 272	0,51	0,35	1986	2,9	0,12	0,36	1,6	19,0	6
S07 : M.30+k3-GIG	0,77	5 325	0,65	0,53	1986	3,7	0,10	0,24	1,6	8,01	0
S08 : M.30+k4-GIG	0,80	3 438	0,58	0,43	1986	3,5	0,14	0,35	1,5	18,9	6
S09 : M.35+k4-GIG	0,80	3 725	0,62	0,49	1986	3,5	0,16	0,34	1,5	17,5	5
S10 : M.30+k3-GIG-CPUE	0,75	6 986	1,3	1,1	2000	9,9	0,05	0,20	0,80	18,4	1
S11 : M.30+k4-GIG-CPUE	0,80	4,248	1,1	0,92	1986	8,9	0,07	0,31	0,87	19,9	8

Les ajustements du MDP aux indices de relevé et de CPUE dans l'exemple de la passe du modèle sont généralement acceptables, bien que le modèle ne puisse pas être ajusté aux changements brusques dans certaines séries comme celle de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate (Figure 6). Le modèle ne peut pas non plus être ajusté aux poids moyens vers la fin de la série chronologique; généralement, l'ajustement fluctue sans montrer de tendance (Figure 7). L'ajustement à la série des prises est serré (Figure 7). La trajectoire de la biomasse féconde par MCCM par rapport à B_{moy} est présentée à la Figure 7 et montre le point de référence limite médian $B_{2001} = 0,30B_{moy}$. Le recrutement des poissons d'âge 3 par MCCM montre que 10 médianes annuelles du recrutement dépassent le recrutement moyen (Figure 7).

Si l'on observe les autres passes pour le stock du nord de la C.-B., les ajustements du MDP aux séries de données (figure F.13 : Poids moyen, figure F.14 : Communauté d'espèces du DH, figure F.15 : Relevé synoptique du DH, figure F.16 : Relevé synoptique de la COHG et figure F.17 : CPUE pour le stock du nord) montrent que ce modèle ne permet guère de distinguer les différentes hypothèses. La figure F.17 semble indiquer que certaines combinaisons de M et de k peuvent mieux être ajustées au point d'indice élevé des CPUE de 1996. En général, les passes du modèle avec $k = 4$ correspondent mieux aux données du poids moyen que les modèles avec $k = 3$ ou $k = 5$. Toutefois, les modèles avec $k = 3$ montrent généralement des taux d'exploitation maximaux plus faibles, parce que la taille estimée du stock est plus grande. Les modèles avec $k = 4$ tendent à atteindre le taux maximal de mortalité par pêche du modèle (limité à $F = 20$) certaines années, car il y a trop peu de poissons disponibles pour correspondre aux prises observées. Cela est probablement dû à un échec de l'hypothèse du modèle concernant la sélectivité en lame de couteau à un âge donné.

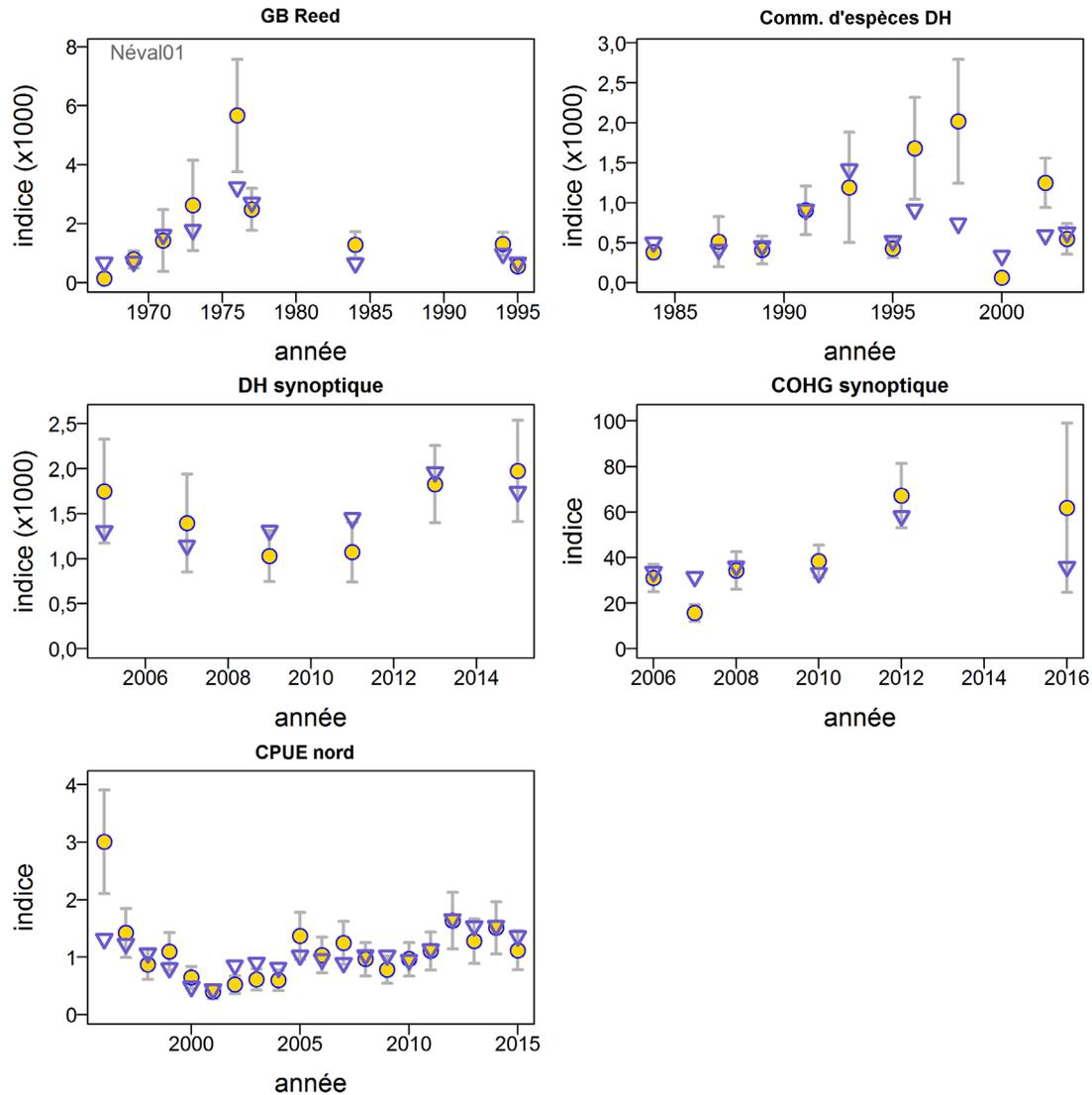


Figure 6. Ajustements du MDP (triangles) pour le stock du nord de la C.-B. aux quatre séries de l'abondance du relevé et à la série d'indices de la CPUE pour l'exemple de cas du modèle S00.

Lorsqu'on examine les traces des MCCM des autres hypothèses de passe (figure F.18), elles semblent se comporter relativement bien avec des quantiles lissés. Cependant, les graphiques d'autocorrélation (figure F.19) indiquent qu'environ la moitié des chaînes MCCM contiennent d'importants effets de corrélation avec retard. L'exemple de cas (S00) montre une certaine autocorrélation au début, mais celle-ci se dissipe avec le temps. Certains des cas (p. ex. S02 et S11) présentent une corrélation périodique, et deux cas (S01 et S07) montrent une forte autocorrélation positive dans une grande partie de la série chronologique. Visuellement, les meilleurs cas (S06, S08, S09) présentent tous $k = 4$, indépendamment de M , et ne comprennent aucun relevé dans le goulet de l'île Goose.

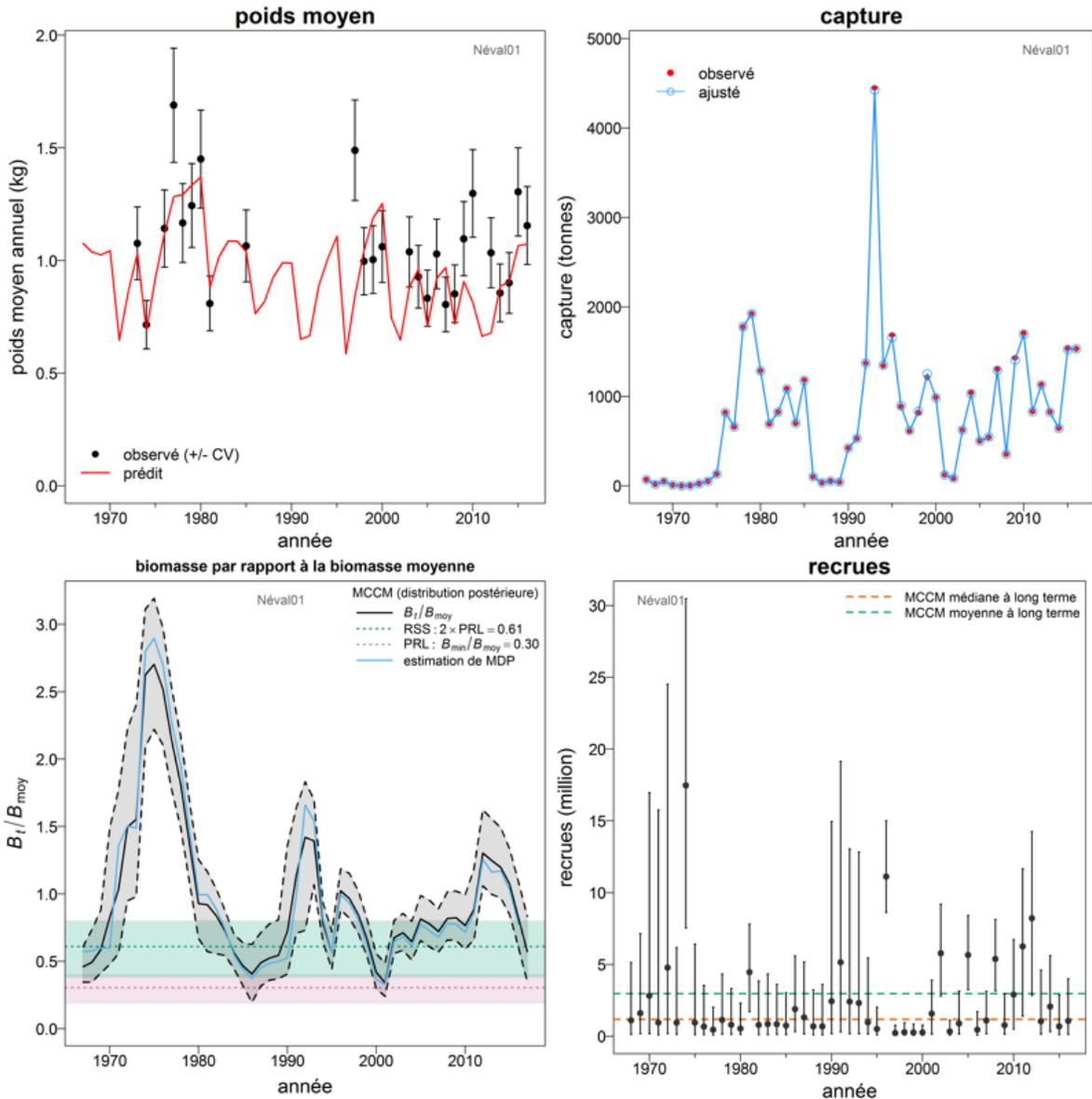


Figure 7. Exemple de cas du modèle S00 pour le stock du nord de la C.-B. : **[en haut à gauche]** ajustement du MDP aux données de poids moyen; **[en haut à droite]** ajustement du MDP aux données sur les prises; **[en bas à gauche]** tendance temporelle des MCMC de B_t/B_{moy} , montrant la médiane (ligne noire pleine), les quantiles de 5 % et 95 % (lignes pointillées) de la distribution a posteriori, ainsi que la tendance du MDP et les points de référence historiques $PRL = B_{min}/B_{moy}$ et $PRS = 2PRL$; **[en bas à droite]** tendance temporelle MCMC du recrutement avec intervalles de crédibilité à 90 %.

Le tableau F.3, qui indique les probabilités logarithmiques négatives (PLN) pour les autres ajustements du modèle, fournit une base plus quantitative pour établir des comparaisons. Il met en évidence les grandes différences touchant les PLN des composantes, montrant dans quelle mesure les modèles correspondent aux diverses composantes des données. Ces probabilités peuvent être utilisées pour sélectionner des modèles parmi d'autres passes semblables, en fonction des composantes jugées importantes. Par exemple, le cas S10 présentait la PLN la plus faible pour le poids moyen, mais montrait une autocorrélation périodique dans les traces par MCMC de $\log R_0$ (figure F.19). La valeur de la fonction objective (VFO) peut être comparée

à l'intérieur de trois grappes où les composantes du modèle sont symétriques – {S00,... S04}, {S05,..., S09} et {S10, S11}. Dans la deuxième grappe, S08 a la VFO la plus faible, le meilleur ajustement au poids moyen et les PNL les plus faibles pour toutes les composantes du relevé. Ces résultats permettent de penser qu'un modèle sans relevé du goulet de l'île Goose avec $M = 0,35$ et $k = 4$ offre le meilleur ajustement aux données, avec peu d'autocorrélation.

Malheureusement, le choix de $k > 3$ entraîne des taux de mortalité par pêche trop élevés par rapport à la réalité certaines années (voir F_{\max} dans le Tableau 2). Ces taux élevés de mortalité par pêche sont probablement un sous-produit du recrutement en lame de couteau présumé par le modèle à différences retardées, qui se traduit parfois par une biomasse disponible insuffisante pour les niveaux de récolte certaines années lorsque $k > 3$.

Les estimations médianes de la biomasse actuelle se situent bien au-dessus du point de référence $PRL = B_{\min}$ pour toute la gamme des autres passes (Tableau 2). De plus, la biomasse féconde actuelle (2017) ne tombe en dessous de $0,5B_{\text{moy}}$ que trois fois (cas S01, S02 et S04). La biomasse féconde projetée a une forte probabilité d'être inférieure à la biomasse féconde actuelle dans le cadre d'une stratégie de récolte de 1 000 t/année. En général, les hypothèses d'une plus grande sélectivité en lame de couteau entraînent des taux plus élevés de mortalité par pêche et des estimations plus faibles du stock. Quelle que soit l'autre passe, le stock du nord de la C.-B. n'est pas nombreux et représente très probablement l'extrémité sud d'une population plus importante du sud-est de l'Alaska. Si cela est exact, l'existence de cette population de goberge plus grande (et pour la plupart non exploitée) pourrait créer une immigration de source externe dans la portion britanno-colombienne de la population lorsque l'abondance est faible.

Sept des autres passes pour le stock du nord de la C.-B. ont éliminé les estimations de l'indice de l'abondance du relevé dans le goulet de l'île Goose, ce qui a donné des passes du modèle avec une biomasse moyenne (B_{moy}) plus faible et des taux d'exploitation moyens ($u_{\text{moy}}B_{\text{moy}}$, figures F21 et F.22) plus élevés; toutefois, l'état estimé du stock (B_{2017}/B_{moy}) pour les cinq premiers cas demeure similaire dans ces passes, et similaire à l'exemple de cas (figure F21). La suppression de la série des CPUE commerciales et du relevé dans le goulet de l'île Goose fait augmenter l'état du stock (B_{2017}/B_{moy}) et réduit le taux d'exploitation actuel (u_{2016}/u_{moy}) par rapport à l'exemple de passe (figure F22).

8.1.2. Moyenne du modèle

Au départ, les passes de modèle utilisées pour une moyenne du modèle ont été sélectionnées sur la base des seuls diagnostics MCCM. Toutefois, les participants à la réunion régionale d'examen par les pairs ont restreint davantage la sélection initiale en fonction des aspects de la mortalité par pêche estimée dans les échantillons des MCCM (Figure 8). Les critères suivants (voir aussi le Tableau 1 et le Tableau 2) ont été utilisés pour sélectionner les passes du modèle à inclure dans la moyenne a posteriori du modèle pour cette évaluation :

- Utiliser des passes du modèle où la médiane F_{\max} pour les échantillons de MCCM était < 2 .
- Ajouter des passes du modèle où la médiane annuelle F_t était > 2 une seule fois.
- Supprimer les passes du modèle ayant un mauvais diagnostic MCCM (classement > 2).

L'application de ces critères a permis de sélectionner trois autres passes pour le stock du nord de la C.-B. pour les inclure dans la moyenne a posteriori du modèle. Le Tableau 3 montre les quantités basées sur le modèle et les quantités basées sur les PRH (quantiles 0,05, 0,50 et 0,95) de la moyenne a posteriori du modèle d'après les 3 000 échantillons MCCM regroupés (passes S00, S03 et S10). Ce tableau montre que le stock composite du nord de la C.-B. est évalué à 68 % de B_{moy} (plage de crédibilité à 90 % : 38 % à 162 %) et à 231 % au-dessus de B_{\min} (plage de crédibilité à 90 % : 129 % à 1 610 %). Les estimations de la taille actuelle et

moyenne du stock présentent un degré élevé d'asymétrie positive parce que, bien que les limites inférieures de la taille du stock soient déterminées par l'historique de la pêche et le taux d'exploitation maximal présumé du modèle, les données contiennent peu d'information pour restreindre les limites supérieures de la taille du stock.

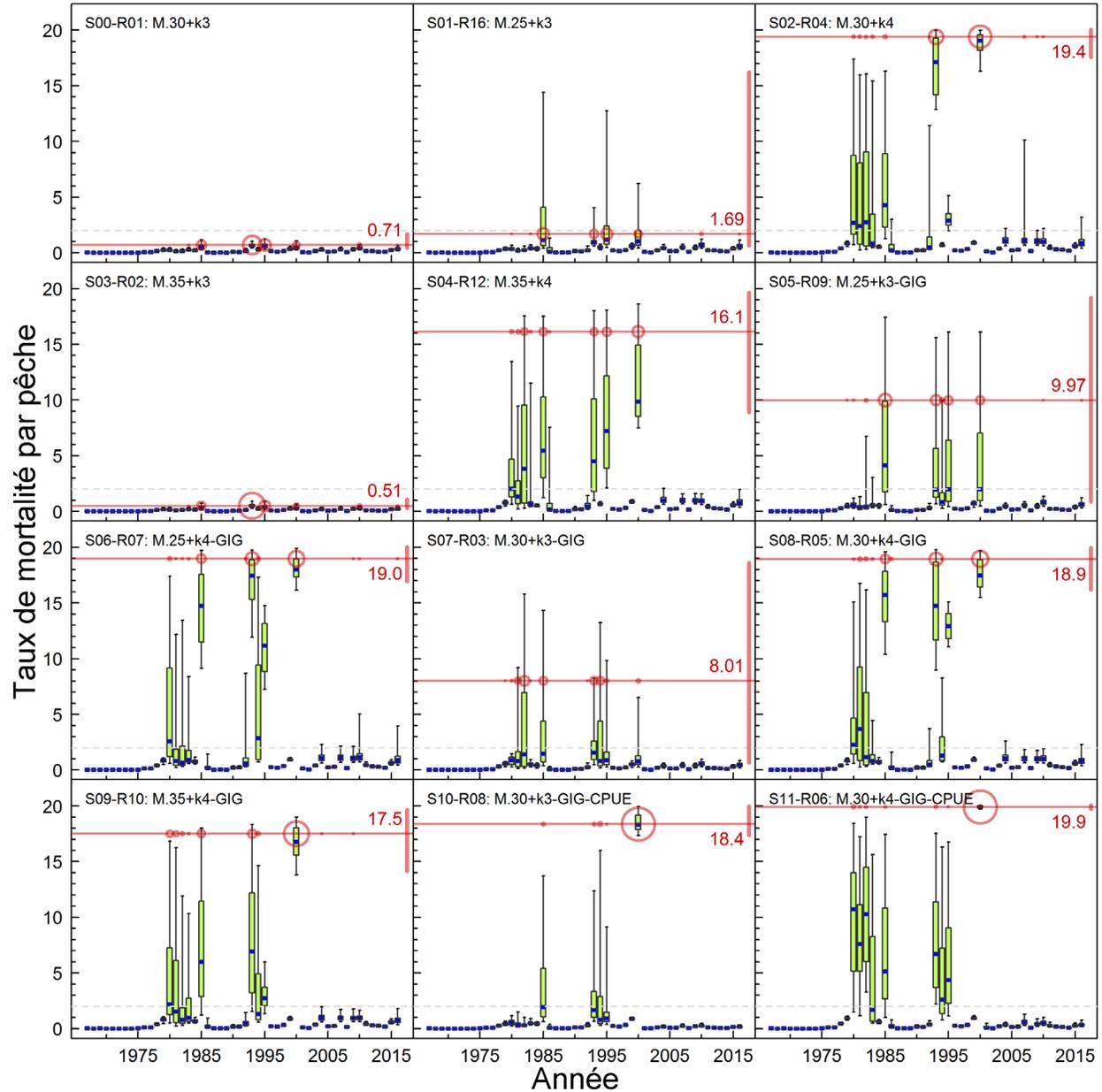


Figure 8. stock du nord de la C.-B. : taux de mortalité par pêche (F_t) pour les autres passes du modèle (voir le Tableau 1). Les diagrammes annuels montrent les quantiles de 5, 25, 50, 75 et 95 %. La ligne pointillée horizontale indique $F = 2$, la ligne pleine horizontale avec le chiffre au-dessus/en dessous indique la médiane de 1 000 estimations de F_{max} , la barre verticale à droite de la ligne F_{max} représente l'intervalle de crédibilité à 90 % pour F_{max} , et les cercles annuels le long de la ligne F_{max} indiquent la fréquence des passes de MCCM qui ont atteint F_{max} cette année-là.

Tableau 3. stock du nord de la C.-B. : quantiles 0,05, 0,50 et 0,95 des quantités dérivées des MCCM à partir de 3 000 échantillons de MCCM constituant le scénario composite de la moyenne du modèle. Définitions : B_{2017} : biomasse féconde actuelle en début d'année, B_{moy} : biomasse moyenne de 1967 à 2016, B_{min} : biomasse minimale faisant office de PRL ($PRS = 2PRL$), u_{2016} : taux de récolte (rapport des prises totales sur la biomasse vulnérable) au milieu de 2016 et u_{moy} : taux de récolte moyen de 1967 à 2016. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2011 à 2015) s'élèvent à 992 t.

	Quantile		
	5 %	50 %	95 %
Quantités basées sur le modèle :			
B_{2017}	2 621	6 185	13 927
B_{moy}	5 634	7 837	14 626
B_{2017}/B_{moy}	0,385	0,683	1,62
u_{2016}	0,106	0,214	0,406
Quantités basées sur les PRH :			
B_{min}	654	2 051	4 818
$2B_{min}$	1 307	4 101	9 636
B_{min}/B_{moy}	0,0921	0,27	0,388
$2B_{min}/B_{moy}$	0,184	0,54	0,775
B_{2017}/B_{min}	1,29	2,31	16,1
u_{moy}	0,0744	0,15	0,234
u_{2016}/u_{moy}	0,602	1,79	2,52

8.2. SUD DE LA C.-B.

8.2.1. Exemple de modèle

Les résultats d'un exemple de passe pour le stock du sud de la C.-B. (cas S00, Tableau 1), qui supposait $M = 0,30$ et $k = 3$ ans, sont présentés pour illustrer le comportement des modèles, en particulier la façon dont ces modèles s'ajustent aux données disponibles, à la forme de la trajectoire de la biomasse et aux prévisions de l'état du stock. Cet exemple de cas a été choisi parce que le modèle a estimé de faibles taux de mortalité par pêche (F dans les passes des MCCM (Tableau 4).

Tableau 4. Valeurs médianes de certains paramètres et quantités dérivés des MCCM pour les 11 passes décrites pour le stock du sud de la C.-B. dans le Tableau 1. Les points de référence historiques utilisent les moyennes de 1967-2016. Les projections jusqu'en 2020 ont été produites en supposant un TAC = 3 250 t, une valeur proche des prises moyennes de 2011 à 2015 (3 256 t). Les lignes ombrées mettent en évidence les passes contribuant à la moyenne du modèle.

Cas	h	B_{moy} (tonnes)	$B_{2017}/$ B_{moy}	$B_{2020}/$ B_{moy}	$Y_{r\text{min}}$	$B_{2017}/$ B_{min}	$P[B_{2020}$ $>B_{2017}]$	u_{moy}	$u_{2016}/$ u_{moy}	Médiane F_{max} par MCCM	Médiane du nombre d'années $F_t > 2$
S00 : M.30+k3	0,75	89 549	1,0	0,88	2008	5,8	0,01	0,04	0,73	0,28	0
S01 : M.30+k4	0,77	21 257	0,79	0,64	2008	8	0,02	0,16	0,82	18,3	1
S02 : M.30+k5	0,79	14 835	0,72	0,53	2008	8,3	0,01	0,24	0,82	17,9	4
S03 : M.25+k3	0,76	54 998	1,0	0,87	2008	6,4	0	0,06	0,74	0,49	0
S04 : M.25+k4	0,78	20 412	0,85	0,64	2008	8,5	0	0,16	0,80	18,3	1
S05 : M.25+k5	0,81	13 022	0,84	0,64	2008	8,7	0,01	0,24	0,82	19,4	5
S06 : M.35+k3	0,74	183 563	1,0	0,86	2008	5,5	0,01	0,02	0,74	0,12	0
S07 : M.35+k4	0,78	21 814	0,75	0,54	2008	7,6	0,01	0,17	0,82	14,2	1
S08 : M.35+k5	0,79	14 623	0,72	0,45	2008	7,9	0,01	0,23	0,85	19,7	3
S09 : M.30+k3-CPUE	0,75	33 336	0,62	0,48	2008	18	0,01	0,14	0,81	19,2	2
S10 : M.30+k4-CPUE	0,76	19 971	0,90	0,65	2008	17	0,01	0,18	0,69	18,4	2

Les ajustements du MDP aux indices de relevé et de CPUE dans l'exemple de la passe du modèle sont généralement acceptables, bien que le modèle ne puisse pas être ajusté aux changements brusques dans certaines séries comme celle du relevé synoptique dans la COIV en 2010 (Figure 9). Le modèle ne peut pas non plus être ajusté aux poids moyens élevés dans la première moitié de la série temporelle (Figure 10). Il n'est pas possible de savoir si les premiers échantillons de poids moyens (avant 1980), qui semblent ne pas correspondre à ceux de la fin de la série, sont vraiment représentatifs de la population du stock du sud de la C.-B. Outre le faible ajustement à ces premières données, l'ajustement au reste de la série de poids moyens fluctue avec une légère tendance en forme de dôme. L'ajustement à la série des prises est serré (Figure 10). La trajectoire de la biomasse féconde par MCCM par rapport à B_{moy} est présentée à la Figure 10 et montre le point de référence limite médian $B_{2008} = 0,18B_{\text{moy}}$. Le recrutement des poissons d'âge 3 par MCCM montre que seules quatre médianes annuelles du recrutement dépassent le recrutement moyen (Figure 10).

Si l'on observe les autres passes pour le stock du sud de la C.-B., les ajustements du MDP aux séries de données (figure F.36 : Poids moyen, figure F.37 : Relevé du *G.B. Reed*, figure F.38 : Relevé synoptique de la COIV, figure F.39 : Relevé synoptique du bassin de la Reine-Charlotte et figure F.40 : CPUE pour le stock du sud) montrent que ce modèle ne permet guère de distinguer les différentes hypothèses. Lorsqu'on examine les traces des MCCM des autres hypothèses (figure F.41), elles semblent généralement bien se comporter avec des quantiles lissés dans la plupart des cas.

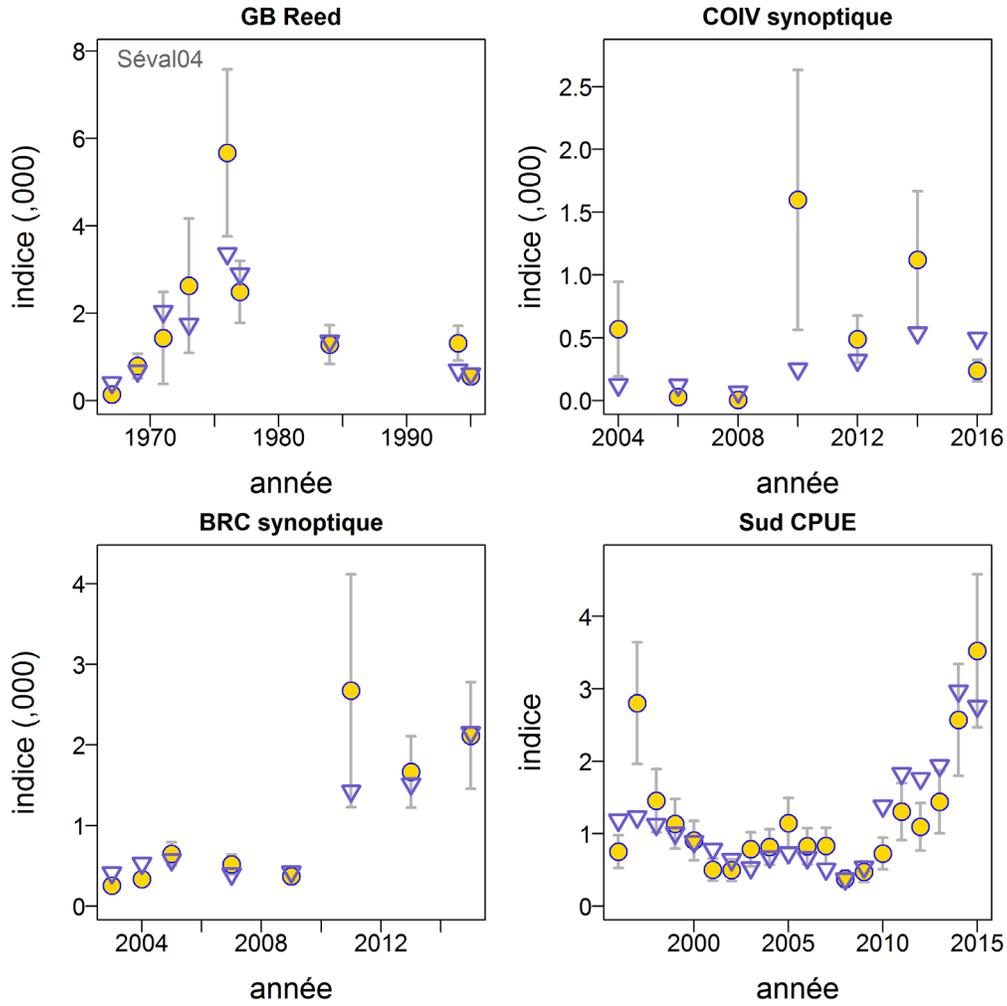


Figure 9. Ajustements du MDP (triangles) pour le stock du sud de la C.-B. aux trois séries de l'abondance des relevés et à la série d'indices de la CPUE pour l'exemple de cas S00.

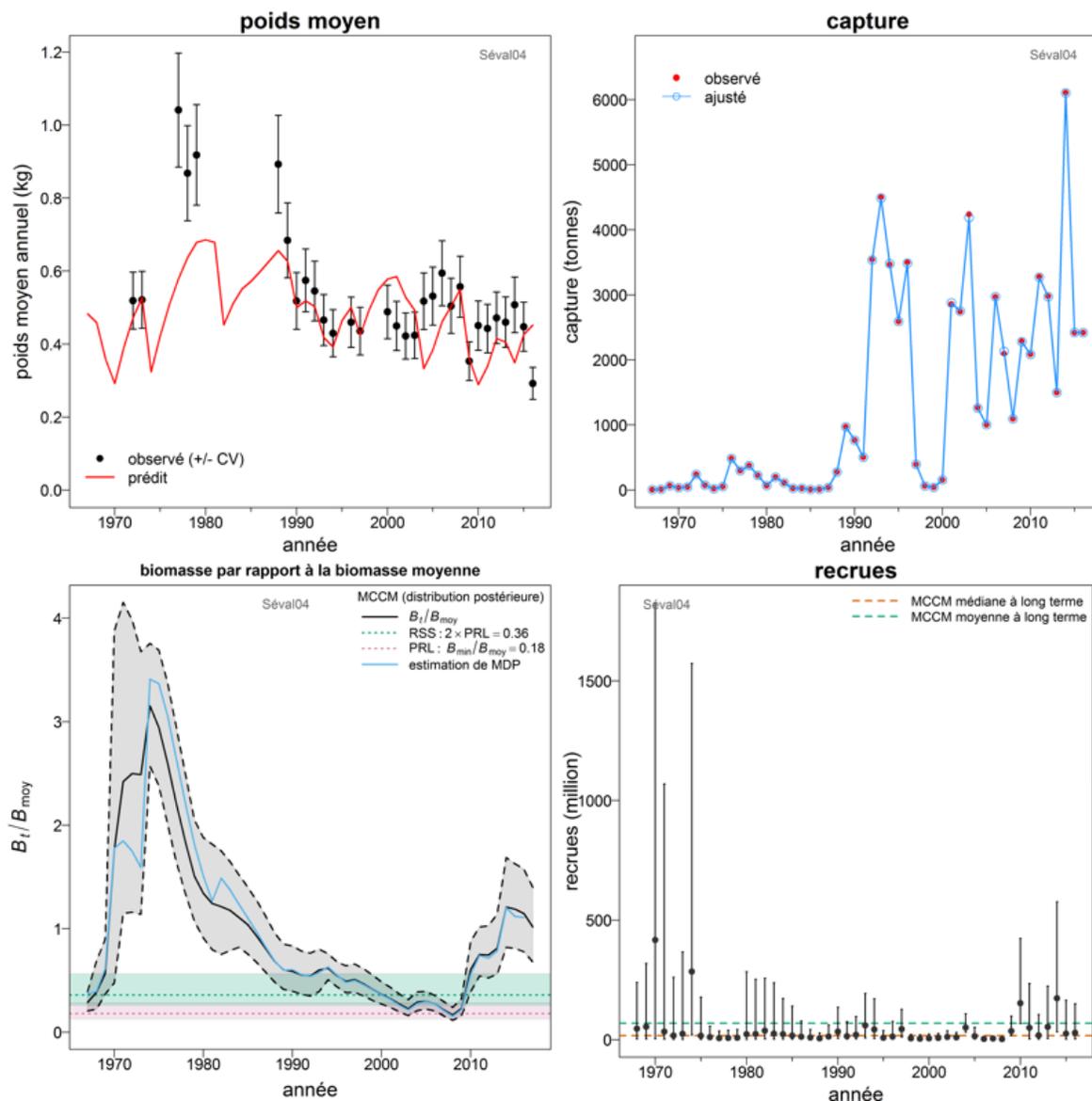


Figure 10. Exemple de cas du modèle S00 pour le stock du sud de la C.-B. : **[en haut à gauche]** ajustement du MDP aux données de poids moyen; **[en haut à droite]** ajustement du MDP aux données sur les prises; **[en bas à gauche]** tendance temporelle des MCM de B_t/B_{moy} , montrant la médiane (ligne noire pleine), les quantiles de 5 % et 95 % (lignes pointillées) de la distribution a posteriori, ainsi que la tendance du MDP et les points de référence historiques $PRL = B_{min}/B_{moy}$ et $PRS = 2PRL$; **[en bas à droite]** tendance temporelle des MCM du recrutement avec intervalles de crédibilité à 90 %.

Le tableau F.22, qui indique les probabilités logarithmiques négatives (PLN) pour les autres ajustements du modèle, fournit une base plus quantitative pour établir des comparaisons. Il met en évidence les grandes différences dans les PLN des composantes, montrant dans quelle mesure les modèles correspondent aux diverses composantes des données. Ces probabilités peuvent être utilisées pour sélectionner des modèles parmi les autres passes, selon les composantes jugées importantes et dans la mesure où les comparaisons sont faites pour des modèles ayant les mêmes composantes de données. Si l'on exclut les cas qui omettent les CPUE, presque toutes les composantes présentent la plus petite PLN pour le cas S08, ce qui donne à penser que ce cas est celui qui correspond le mieux aux données. Cependant, le cas

S08 présente une valeur élevée de k , soit 5 ans, et les chaînes MCCM affichent des niveaux inacceptables d'autocorrélation (figure F.42). De plus, à $k = 5$, la médiane F_{\max} atteint une contrainte du modèle de $F = 20$ (Tableau 4), c'est-à-dire l'élimination complète de la biomasse féconde. En général, plus la valeur de k est élevée, meilleur est l'ajustement au poids moyen, mais on estime que la taille globale du stock est plus petite, ce qui entraîne des niveaux très élevés de F certaines années. Ce dernier résultat est causé par l'hypothèse d'un recrutement en lame de couteau à un âge donné qui est posée par le modèle à différences retardées, entraînant parfois une biomasse insuffisante pour les niveaux de récolte certaines années lorsque $k > 3$.

L'exemple de cas (S00) montre une augmentation par étapes du 95^e quantile et S05 semble afficher une tendance à la baisse dans la médiane de $\log R_0$. Les graphiques d'autocorrélation (figure F.42) mettent en évidence d'importants effets de corrélation avec retard dans de nombreuses chaînes MCCM. L'exemple de cas montre une autocorrélation d'au moins 20 retards avant la dissipation, mais elle réapparaît lors de retards ultérieurs. Le cas S06, une variation par rapport à l'exemple de cas avec $M = 0,35$, affiche une corrélation périodique importante. Les seuls cas qui présentent une autocorrélation faible sont S01 ($M = 0,30$, $k = 4$), S03 ($M = 0,25$, $k = 3$), S04 ($M = 0,25$, $k = 4$) et S09 ($M = 0,30$, $k = 3$, sans CPUE). Il semble que le modèle soit sensible aux combinaisons de M et k avec une tendance à de meilleurs diagnostics MCCM lorsque M est faible avec k faible. Lorsque l'on retire la série des CPUE, l'exemple de combinaison d'une valeur modérée de M et de k donne des chaînes MCCM à faible autocorrélation.

Les estimations médianes de la biomasse actuelle se situent bien au-dessus du point de référence $PRL = B_{\min}$ pour toute la gamme des autres passes (Tableau 4). De plus, l'appauvrissement médian minimal de la biomasse féconde actuelle n'est que de $0,62B_{\text{moy}}$ (cas S09). La biomasse féconde projetée a une forte probabilité d'être inférieure à la biomasse féconde actuelle dans le cadre d'une stratégie de récolte de 3 250 t/année. Contrairement au stock du nord de la C.-B., tous les cas trouvent la même année pour un minimum de la biomasse (en 2008). La population du stock du sud est au moins d'un ordre de grandeur supérieure à celle du stock du nord. Les deux passes qui rejettent la série des CPUE estiment également des niveaux de biomasse qui donnent des estimations très élevées pour F_{\max} , même lorsque $k = 3$.

8.2.2. Moyenne du modèle

Au départ, les passes de modèle utilisées pour une moyenne du modèle ont été sélectionnées sur la base des seuls diagnostics MCCM. Toutefois, les participants à la réunion régionale d'examen par les pairs ont restreint davantage la sélection initiale en fonction des aspects de la mortalité par pêche estimée dans les échantillons des MCCM (Figure 11). Les critères suivants (voir aussi le Tableau 1 et le Tableau 4) ont été utilisés pour sélectionner les passes du modèle à inclure dans la moyenne a posteriori du modèle pour cette évaluation :

- Utiliser des passes du modèle où la médiane F_{\max} pour les échantillons de MCCM était < 2 .
- Ajouter des passes du modèle où la médiane annuelle F_t était > 2 une seule fois.
- Supprimer les passes du modèle ayant un mauvais diagnostic MCCM (classement > 2).

L'application de ces critères a permis de sélectionner six autres passes pour le stock du sud de la C.-B. pour les inclure dans la moyenne a posteriori du modèle. Le Tableau 5 montre les quantités basées sur le modèle et les quantités basées sur les PRH (quantiles 0,05, 0,50 et 0,95) de la moyenne a posteriori du modèle d'après les 6 000 échantillons MCCM regroupés (passes S00, S01, S03, S04, S06 et S07). Ce tableau montre que le stock composite est évalué à 90 % de B_{moy} (plage de crédibilité à 90 % : 59 % à 135 %) et à 677 % au-dessus de B_{\min}

(plage de crédibilité à 90 % : 233 % à 1 080 %). Les estimations de la taille actuelle et moyenne du stock présentent un degré élevé d'asymétrie positive parce que, bien que les limites inférieures de la taille du stock soient déterminées par l'historique de la pêche et le taux d'exploitation maximal présumé du modèle, les données contiennent peu d'information pour restreindre les limites supérieures de la taille du stock.

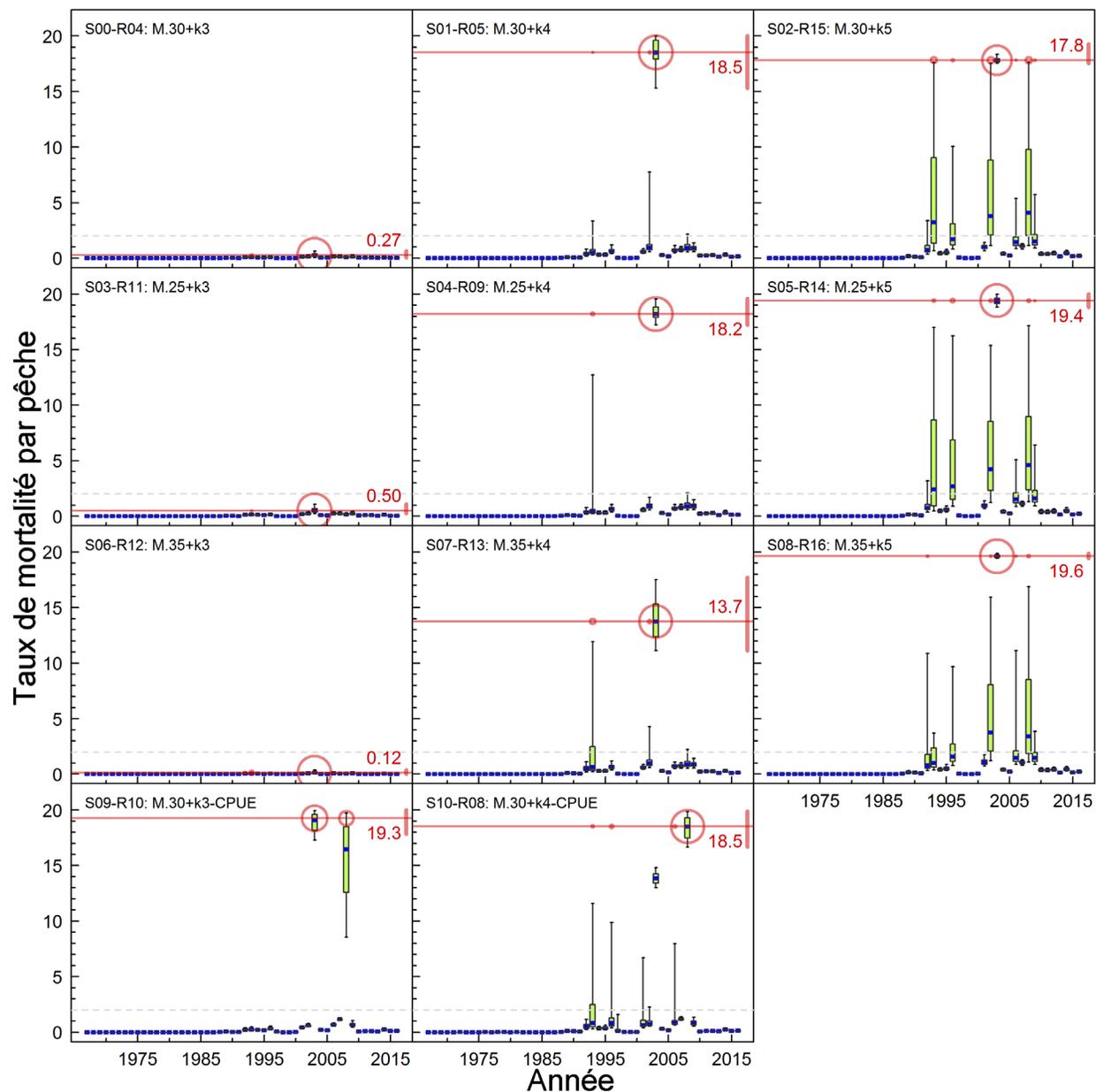


Figure 11. stock du sud de la C.-B. : taux de mortalité par pêche (F_t) pour les autres passes du modèle (voir le Tableau 1). Les diagrammes annuels montrent les quantiles de 5, 25, 50, 75 et 95 %. La ligne pointillée horizontale indique $F = 2$, la ligne pleine horizontale avec le chiffre au-dessus/en dessous indique la médiane de 1 000 estimations de F_{max} , la barre verticale à droite de la ligne F_{max} représente l'intervalle de crédibilité à 90 % pour F_{max} , et les cercles annuels le long de la ligne F_{max} indiquent la fréquence des passes de MCCM qui ont atteint F_{max} cette année-là.

Tableau 5. stock du sud de la C.-B. : quantiles 0,05, 0,50 et 0,95 des quantités dérivées des MCCM à partir de 6 000 échantillons de MCCM constituant le scénario composite de la moyenne du modèle. Définitions : B_{2017} : biomasse féconde actuelle en début d'année, B_{moy} : biomasse moyenne de 1967 à 2016, B_{min} : biomasse minimale faisant office de PRL ($PRS = 2 * PRL$), u_{2016} : taux de récolte (rapport des prises totales sur la biomasse vulnérable) au milieu de 2016 et u_{moy} : taux de récolte moyen de 1967 à 2016. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (2011-2015) s'élèvent à 3 256 t.

	Quantiles		
	5 %	50 %	95 %
Quantités basées sur le modèle :			
B_{2017}	12 737	28 923	317 629
B_{moy}	16 938	33 487	292 976
B_{2017}/B_{moy}	0,589	0,899	1,35
u_{2016}	0,00787	0,0829	0,171
Quantités basées sur les PRH :			
B_{min}	1 543	6 520	58 110
$2B_{min}$	3 086	13 041	116 219
B_{min}/B_{moy}	0,0753	0,138	0,296
$2B_{min}/B_{moy}$	0,150	0,277	0,593
B_{2017}/B_{min}	2,33	6,77	10,8
U_{moy}	0,0113	0,119	0,195
u_{2016}/u_{moy}	0,589	0,772	1,00

9. AVIS POUR LES GESTIONNAIRES

9.1. OBJECTIFS DE GESTION

Le Cadre pour la pêche durable (CPD, MPO 2009) a établi des points de référence provisoires pour orienter la gestion et évaluer la récolte sur le plan de la durabilité. Ces points de référence sont le point de référence limite (PRL), établi à $0,4B_{RMS}$, et le point de référence supérieur du stock (PRS), établi à $0,8B_{RMS}$. Ceux-ci n'ont pas été utilisés dans la présente évaluation, en raison de préoccupations entourant la stabilité des estimations de B_0 et B_{2017} obtenues à l'aide du modèle ISCAM à différences retardées (voir la discussion à l'Annexe F). On a plutôt adopté les points de référence historiques (PRH) : B_{moy} (biomasse féconde moyenne de 1967 à 2016) au lieu de B_{RMS} , et B_{min} (biomasse féconde l'année où la biomasse reconstituée a atteint un minimum à partir duquel elle s'est ensuite rétablie à la B_{moy}), au lieu de $0,4B_{RMS}$. La biomasse féconde actuelle (B_{2017}) est utilisée comme indicateur de la probabilité d'une augmentation ou d'une diminution. Par conséquent, les points de référence suivants sont utilisés :

Biomasse féconde actuelle : B_{2017}

Point de référence limite (PRL) : B_{min}

Point de référence supérieur du stock (PRS) : $2B_{min}$

Variable de remplacement pour la B_{RMS} : B_{moy} (biomasse féconde moyenne de 1967 à 2016)

Taux d'exploitation moyen : u_{moy} (moyenne de 1967 à 2016)

9.2. AVIS SUR LES PRÉLÈVEMENTS

9.2.1. Stock du nord de la C.-B.

La Figure 12 illustre l'état actuel du stock (B_{2017}/B_{moy}) par rapport à deux points de référence historiques ($B_{min}/B_{moy} = PRL$ et $2B_{min}/B_{moy} = PRS$) pour la valeur a posteriori du composite de la moyenne du modèle pour le stock du nord de la C.-B., et pour chacune des passes comprenant des composantes de cette valeur. Ce graphique montre que la biomasse de 2017 pour la passe de la moyenne du modèle est évaluée comme étant principalement au-dessus du PRS.

Un tableau de décision des probabilités, fondé sur la valeur a posteriori de la moyenne du modèle (Tableau 6), constitue la base de l'avis fourni aux gestionnaires. Il est à noter que les probabilités pour l'année 2017 ne peuvent pas changer parce que les captures de 2016 ont déjà été prises. La probabilité que l'estimation de la biomasse féconde au début de l'année 2017 (B_{2017}) soit supérieure au PRL (B_{min}) est de 0,99, la probabilité qu'elle soit supérieure au PRS ($2B_{min}$) est de 0,62, et la probabilité qu'elle soit supérieure à la B_{moy} est de 0,27. Le taux de récolte estimé (u_{2016}) a une probabilité de 0,74 d'être supérieur au taux d'exploitation moyen (u_{moy}), ce qui indique que le taux de récolte de 2016 est probablement supérieur à cet indicateur.

Tableau 6. Nord de la C.-B. : tableau de décision du scénario composite de la moyenne du modèle pour cinq points de référence : la biomasse féconde de l'année en cours, le point de référence limite B_{min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{min}$, la biomasse féconde moyenne de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen au cours de la même période; pour la biomasse projetée de l'année B_{2018} et le taux de récolte de mi-année (u_{2017}) concernant une gamme de stratégies de récolte constante (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités expriment la proportion des échantillons obtenus selon la méthode de MCCM provenant de trois scénarios choisis pour leurs diagnostics MCCM acceptables. Les probabilités que la biomasse féconde de l'année en cours (ou le taux de récolte) soit supérieure aux points de référence sont les suivantes : $P(B_{2017} > B_{min}) = 0,99$, $P(B_{2017} > 2B_{min}) = 0,62$, $P(B_{2017} > B_{moy}) = 0,27$ et $P(u_{2016} > u_{moy}) = 0,74$. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (de 2011 à 2015) s'élèvent à 992 t.

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{min})$	$P(B_{2018} > 2B_{min})$	$P(B_{2018} > B_{moy})$	$P(u_{2017} > u_{moy})$
0	0,23	0,99	0,58	0,26	0
100	0,17	0,99	0,56	0,26	0
200	0,13	0,98	0,54	0,25	0
300	0,10	0,98	0,53	0,25	0,01
400	0,08	0,97	0,51	0,24	0,08
500	0,07	0,96	0,50	0,23	0,24
600	0,06	0,95	0,49	0,22	0,45
700	0,05	0,94	0,47	0,22	0,59
800	0,04	0,93	0,46	0,21	0,65
900	0,03	0,91	0,45	0,21	0,68
1 000	0,03	0,90	0,43	0,20	0,70
1 200	0,02	0,87	0,42	0,19	0,74
1 400	0,01	0,84	0,40	0,18	0,80
1 600	0,01	0,80	0,39	0,16	0,85
1 800	0,01	0,76	0,38	0,15	0,90
2 000	0,01	0,71	0,37	0,13	0,93
2 500	0	0,62	0,35	0,11	0,98
3 000	0	0,54	0,34	0,09	0,99
3 500	0	0,48	0,32	0,07	1
4 000	0	0,43	0,30	0,05	1
4 500	0	0,40	0,28	0,04	1

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{min})$	$P(B_{2018} > 2B_{min})$	$P(B_{2018} > B_{moy})$	$P(u_{2017} > u_{moy})$
5 000	0	0,37	0,26	0,03	1

Les prélèvements annuels moyens par la pêche au chalut au cours des cinq dernières années (2011-2015) dans le stock du nord de la C.-B. se sont élevés à 992 t. Cette valeur peut guider un gestionnaire en situant une stratégie de récolte similaire (1 000 t) dans le Tableau 6 (ligne grisée). Si ces prises annuelles étaient maintenues sur une année, la probabilité que B_{2018} soit supérieure à B_{2017} est de 0,03, c'est-à-dire qu'une baisse de l'abondance du stock est très probable. De plus, la probabilité que B_{2018} soit supérieure au PRL et au PRS est respectivement de 0,90 et 0,43, ce qui devrait être considéré comme un indicateur de prudence. Toutefois, les gestionnaires doivent garder à l'esprit que les projections (Figure 13) ce modèle simple à différences retardées sont incertaines parce qu'il n'existe pas de structure d'âge latente pour étayer les prévisions et que la fonction de stock-recrutement est mal déterminée. L'annexe F fournit un tableau supplémentaire pour les projections jusqu'en 2019.

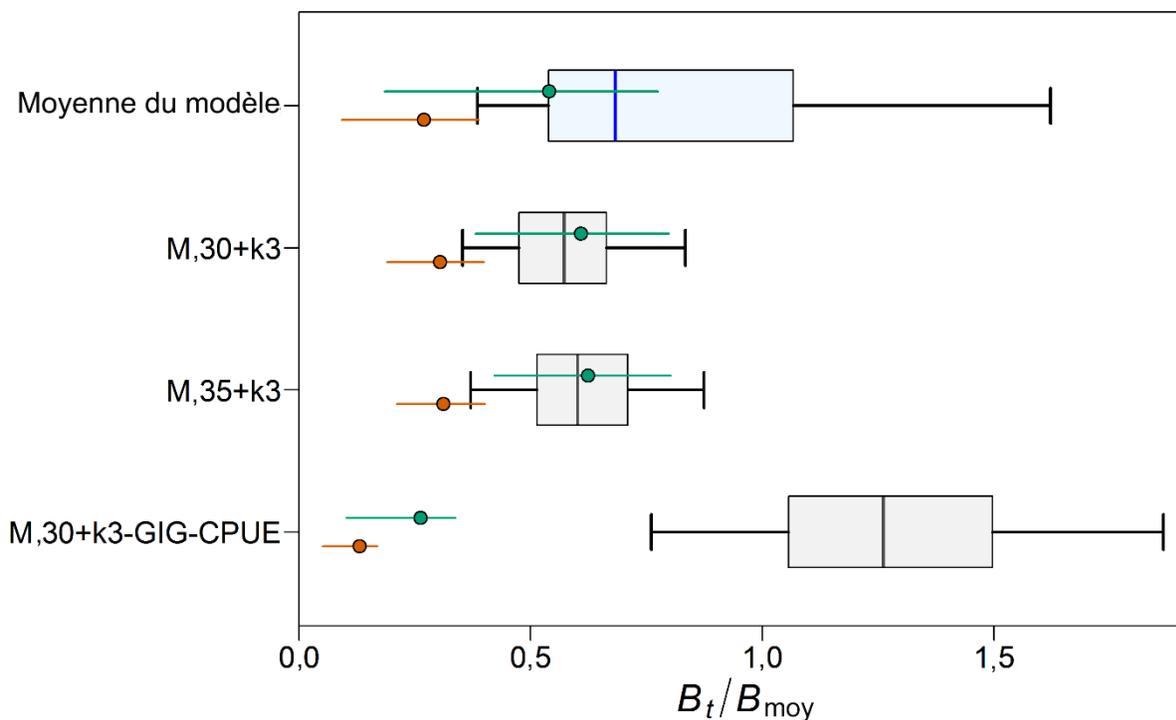


Figure 12. Nord de la C.-B. : état de la B_{2017} actuelle du stock par rapport à la B_{moy} ; les cercles montrent les points de référence médians de la biomasse (B_{min}/B_{moy} [rouge], $2B_{min}/B_{moy}$ [vert]), où B_{moy} est un indicateur de la B_{RMS} , B_{min} est le point de référence limite (PRL), et $2B_{min}$ est le point de référence supérieur du stock (PRS). La plage de crédibilité à 90 % est illustrée pour le PRL et le PRS. L'état du stock est indiqué pour le scénario composite de la moyenne du modèle comprenant trois passes regroupées (voir les définitions de ces passes dans le Tableau 1). Les graphiques montrent les 5^e, 25^e, 50^e, 75^e et 95^e centiles des valeurs a posteriori de la méthode MCMC. M = taux instantané de mortalité naturelle (y^{-1}); k = âge (y) au moment du recrutement en lame de couteau.

Biomass de la Goberge - Nord BC

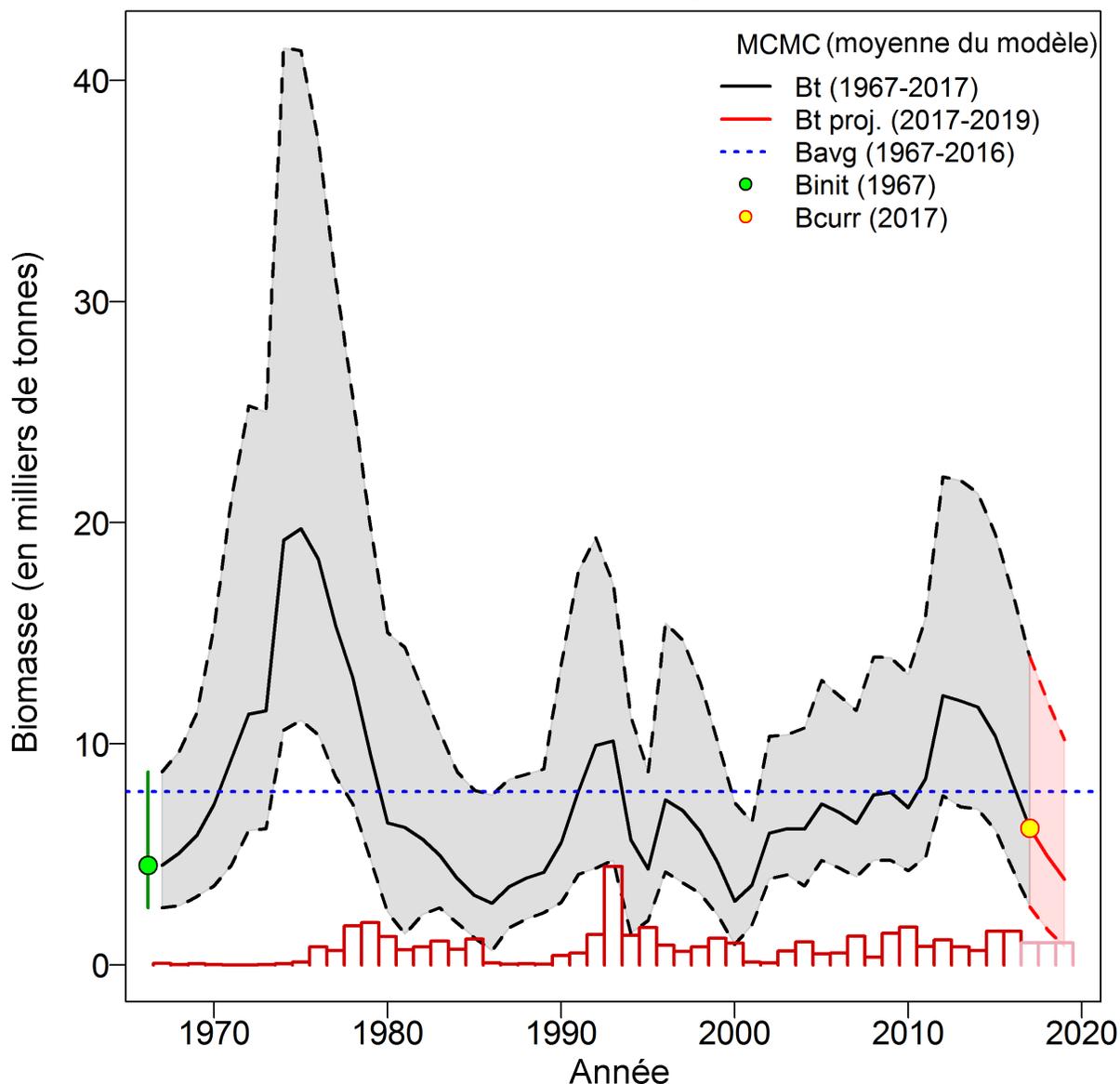


Figure 13. stock du nord de la C.-B. Estimations médianes (ligne pleine noire) et intervalles de crédibilité à 90 % (lignes pointillées noires, remplissage gris) pour la biomasse de la moyenne du modèle B_t (biomasse l'année t , en tonnes) pour la goberge de l'Alaska. La figure illustre également la biomasse initiale B_{1967} (cercle vert), la biomasse actuelle B_{2017} (cercle jaune), la projection sur deux ans $B_{2018-19}$ (remplissage rose), la médiane de la biomasse moyenne B_{moy} (ligne pointillée bleue), les prises historiques (barres rouges) et la stratégie de récolte (barres roses, 1 000 t).

9.2.2. Stock du sud de la C.-B.

La Figure 14 illustre l'état actuel du stock (B_{2017}/B_{moy}) par rapport à deux points de référence historiques ($B_{min}/B_{moy} = \text{PRL}$ et $2B_{min}/B_{moy} = \text{PRS}$) pour la valeur a posteriori du composite de la moyenne du modèle pour le stock du sud de la C.-B., et pour chacune des passes comprenant des composantes de cette valeur. Ce graphique montre que la passe de la moyenne du modèle

est évaluée comme étant au-dessus de l'intervalle de crédibilité de 90 % du PRS, comme le sont toutes les passes des composantes où $k = 3$.

Un tableau de décision des probabilités, fondé sur la valeur a posteriori de la moyenne du modèle (Tableau 7), constitue la base de l'avis fourni aux gestionnaires pour ce stock. Il est à noter que les probabilités pour l'année 2017 ne peuvent pas changer parce que les captures de 2016 ont déjà été prises. La probabilité que l'estimation de la biomasse féconde au début de l'année 2017 (B_{2017}) soit supérieure au PRL (B_{\min}) est de 1, la probabilité qu'elle soit supérieure au PRS ($2B_{\min}$) est de 0,96, et la probabilité qu'elle soit supérieure à la B_{moy} est de 0,34. Le taux de récolte estimé (u_{2016}) a une probabilité de 0,05 d'être supérieur au taux d'exploitation moyen estimé (u_{moy}), ce qui indique que le taux de récolte actuel est probablement inférieur à cet indicateur.

Tableau 7. Sud de la C.-B. : tableau de décision du scénario de la moyenne du modèle pour cinq points de référence : la biomasse féconde de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse féconde moyenne de 1967 à 2016, et le taux de récolte moyen au cours de la même période; pour la biomasse projetée de l'année B_{2018} et le taux de récolte de mi-année (u_{2017}) concernant une gamme de stratégies de récolte constante (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités expriment la proportion des échantillons obtenus selon la méthode de MCCM provenant de six scénarios choisis pour leurs diagnostics MCCM acceptables. Les probabilités que la biomasse féconde de l'année en cours (ou le taux de récolte) soit supérieure aux points de référence sont les suivantes : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,96$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,34$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,05$. À titre de référence, les prises moyennes pour les cinq dernières années (2011-2015) s'élèvent à 3 256 t.

Prises (t)	$P(B_{2018} > B_{2017})$	$P(B_{2018} > B_{\min})$	$P(B_{2018} > 2B_{\min})$	$P(B_{2018} > B_{\text{moy}})$	$P(u_{2017} > u_{\text{moy}})$
0	0,05	1	0,96	0,20	0
500	0,03	1	0,95	0,19	0
1 000	0,02	1	0,95	0,18	0
1 500	0,01	1	0,95	0,17	0
1 750	0,01	1	0,95	0,16	0,02
2 000	0,01	1	0,95	0,16	0,07
2 250	0,01	1	0,95	0,15	0,20
2 500	0,01	1	0,95	0,15	0,38
2 750	0,01	0,99	0,95	0,15	0,56
3 000	0	0,99	0,95	0,14	0,73
3 250	0	0,99	0,95	0,14	0,85
3 500	0	0,99	0,95	0,13	0,93
4 000	0	0,99	0,95	0,13	0,99
4 500	0	0,99	0,94	0,12	1
5 000	0	0,98	0,94	0,11	1
5 500	0	0,98	0,94	0,11	1
6 000	0	0,98	0,94	0,11	1
6 500	0	0,98	0,93	0,10	1
7 000	0	0,97	0,93	0,10	1
8 000	0	0,97	0,91	0,09	1
9 000	0	0,96	0,87	0,09	1
10 000	0	0,94	0,82	0,08	1

Les prélèvements annuels moyens par la pêche au chalut au cours des cinq dernières années (2011-2015) dans le stock du sud de la C.-B. étaient de 3 256 t. Une stratégie de récolte de

3 250 t dans le Tableau 7 (ligne ombrée) indique que si ces prises annuelles étaient maintenues sur une année, la probabilité que B_{2018} soit supérieure à B_{2017} est de 0, c'est-à-dire qu'on prévoit une baisse de l'abondance du stock (Figure 14). La probabilité que B_{2018} soit supérieure au PRL et au PRS est de 0,99 et 0,95, ce qui indique que le stock devrait rester au-dessus de ces points de référence (Figure 14), bien au-dessus des deux points de référence B_{min} . Encore une fois, il faut noter que les projections (Figure 15) de ce modèle sont incertaines parce qu'il n'existe pas de structure d'âge latente pour étayer les prévisions et que la fonction de stock-recrutement est mal déterminée. L'annexe F fournit un tableau supplémentaire pour les projections jusqu'en 2019.

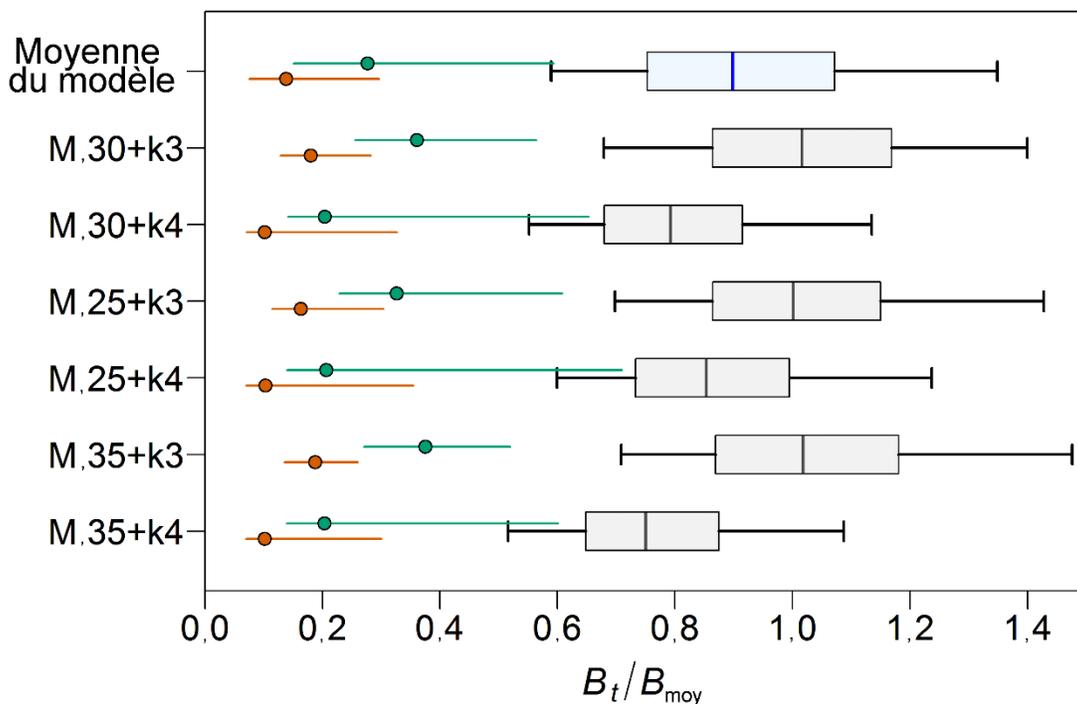


Figure 14. Sud de la C.-B. : état de la biomasse actuelle B_{2017} du stock par rapport à la B_{moy} ; les cercles montrent les points de référence médians de la biomasse (B_{min}/B_{moy} [rouge], $2B_{min}/B_{moy}$ [vert]), où B_{moy} est un indicateur de la B_{RMS} , B_{min} est le point de référence limite (PRL), et $2B_{min}$ est le point de référence supérieur du stock (PRS). La plage de crédibilité à 90 % est illustrée pour le PRL et le PRS. L'état du stock est indiqué pour le scénario composite de la moyenne du modèle comprenant six passes regroupées (voir les définitions de ces passes dans le Tableau 1). Les graphiques montrent les 5^e, 25^e, 50^e, 75^e et 95^e centiles valeurs a posteriori de la méthode MCCM. M = taux instantané de mortalité naturelle (y^{-1}); k = âge (y) au moment du recrutement en lame de couteau.

Biomass de la goberge - Sud BC

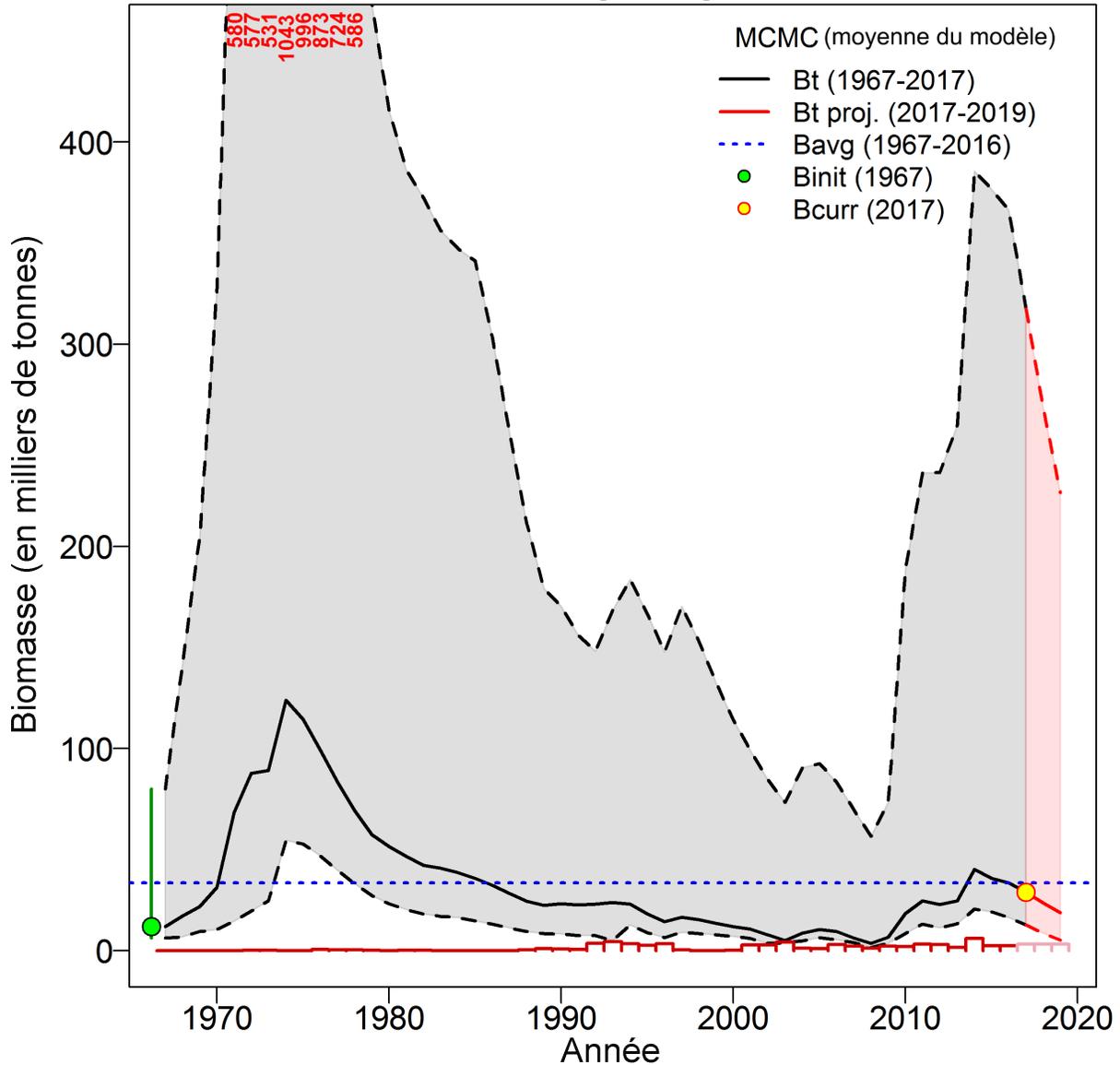


Figure 15. stock du sud de la C.-B. Estimations médianes (ligne pleine noire) et intervalles de crédibilité à 90 % (lignes pointillées noires, remplissage gris) pour la biomasse de la moyenne du modèle B_t (biomasse l'année t , en tonnes) pour la goberge de l'Alaska. La figure illustre également la biomasse initiale B_{1967} (cercle vert), la biomasse actuelle B_{2017} (cercle jaune), la projection sur deux ans $B_{2018-19}$ (remplissage rose), la médiane de la biomasse moyenne B_{moy} (ligne pointillée bleue), les prises historiques (barres rouges) et la stratégie de récolte (barres roses, 3 250 t).

9.3. 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 suggérons de prévoir la prochaine évaluation complète des stocks pour 2022, de sorte à disposer des nouveaux indices tirés des relevés synoptiques (trois pour le DH,

deux pour la COHG, trois pour le bassin de la Reine-Charlotte et deux pour la COIV). D'ici là, on devrait également disposer des otolithes dont on aura déterminé l'âge selon la méthode de « cassure et brûlage », pour déterminer les fonctions de croissance des stocks de goberge de l'Alaska du nord et du sud de la C.-B. Après avoir étudié les indicateurs qui pourraient être surveillés pendant les années intermédiaires, nous concluons qu'aucun ne convient pour déclencher une évaluation complète plus tôt que prévu. Bien qu'un avis pour les années intermédiaires soit explicitement inclus dans la présente évaluation sous forme de tableaux de décision (voir le Tableau 6 et le Tableau 7), les prévisions figurant dans ces tableaux doivent être considérées avec prudence, car le modèle à différences retardées utilisé ici ne comporte pas de structure d'âge latente pour étayer les prévisions et que la fonction de stock-recrutement est mal déterminée.

10. DISCUSSION ET CONCLUSIONS

L'estimation médiane de l'état actuel du stock (B_{2017}/B_{moy}) pour le stock composite de la moyenne du modèle est de 0,68 pour le stock du nord de la C.-B. (Tableau 3) et de 0,90 pour le stock du sud de la C.-B. (Tableau 5). On prévoit que les deux stocks diminueront au cours des deux prochaines années à un niveau de prises correspondant à la moyenne des prises de 2011-2015 dans chaque région (nord = 1 000 t/année, sud = 3 250 t/année). Ces baisses toucheront les deux stocks de la même façon en ce qui concerne l'état des stocks – dans le nord, il y a une forte probabilité (0,90) que B_{2018} soit supérieure au PRL B_{min} (Tableau 6), tandis que dans le sud, il est presque certain (probabilité de 0,99) que B_{2018} sera supérieure au PRL B_{min} (Tableau 7).

La présente évaluation du stock ne permet pas de donner des avis sur les niveaux de rendement d'équilibre, ni de confirmer la taille absolue des stocks, puisque les données disponibles peuvent correspondre assez bien à un vaste éventail d'hypothèses de production des stocks et que les calculs de l'équilibre peuvent varier en fonction de la définition de la biomasse d'équilibre. Suivant les exemples de la morue du Pacifique (Forrest et coll., 2015) et de la fausse limande (Holt et coll., 2016), la présente évaluation utilise des points de référence historiques pour guider les gestionnaires sur la durabilité des prélèvements de goberge de l'Alaska par les chalutiers (de fond et pélagiques). Aucune simulation n'a été réalisée pour déterminer la pertinence de ces points de référence, mais la valeur B_{min} comme point de référence limite est considérée comme un point de référence raisonnable, puisque le stock a diminué à ce niveau par le passé et s'est ensuite rétabli.

Les projections de l'évaluation des stocks indiquent que les prises récentes réduiront la biomasse au cours des trois prochaines années, pour lesquelles nous ne disposons pas des données provenant des indices de la biomasse. Cette baisse indique que l'abondance du stock a été maintenue par le passé grâce à un bon recrutement, ou possiblement que la productivité du stock est trop basse. Les projections sont toujours moins fiables que les résultats de la reconstitution des stocks, mais ces limites devraient inciter à la prudence lorsqu'on examine les probabilités de projection présentées dans le Tableau 6 et le Tableau 7 et qu'on les compare aux résultats de l'état des stocks présentés sur la Figure 12 et la Figure 14.

Nous savons que l'évaluation de cette espèce comporte un certain nombre de limites importantes. Celles-ci sont principalement liées au manque de données fiables sur l'âge des individus de l'espèce qui fréquentent les eaux de la Colombie-Britannique. Il est possible que cette lacune puisse être comblée avant la prochaine évaluation des stocks de goberge de l'Alaska, car de nombreuses structures de détermination de l'âge non traitées sont conservées à la Station biologique du Pacifique.

On croit que le stock du nord de la C.-B. pourrait faire partie d'un plus grand stock du sud-est de l'Alaska (Gustafson et coll., 2000 et les références qui s'y trouvent), ce qui laisse penser qu'il ne devrait pas être évalué comme un stock indépendant. Cette possibilité devrait être étudiée plus en profondeur, car des concepts comme l'état du stock et le rendement à long terme doivent être évalués pour l'ensemble du stock, pas seulement pour la partie de celui-ci qui est présent dans les eaux de la Colombie-Britannique. Le stock du sud-est du golfe d'Alaska est très peu exploité, étant donné l'interdiction à long terme du chalutage dans la bande côtière sud-est de l'Alaska, et il pourrait y avoir une immigration de source externe (p. ex. réapprovisionnement la partie de la population qui se trouve en C.-B.) à partir de cette population mère plus grande et moins exploitée.

Dans les eaux de la C.-B., la structure des stocks adoptée par la présente évaluation du stock est incertaine. Même s'il existe une différence nette sur le plan de la taille moyenne entre la goberge du nord et celle du sud, on ne sait pas encore comment cette grande différence de taille a été maintenue. L'explication la plus simple est qu'il s'agit de stocks distincts, ce qui est l'hypothèse retenue ici. Cette observation pourrait toutefois découler d'autres processus, notamment de la migration de poissons plus âgés du sud vers le nord et de taux d'exploitation différentiels. Sans une détermination fiable de l'âge, il n'est pas possible d'écarter la première de ces deux autres hypothèses, bien que les données des relevés de la NOAA indiquent la présence de classes d'âge plus jeunes dans l'est du golfe d'Alaska. L'hypothèse de taux de récolte différentiels semble moins probable, étant donné l'équivalence relative des historiques de la pêche pendant la majorité des 25 dernières années.

La présente évaluation de la goberge de l'Alaska aborde un certain nombre d'enjeux et de préoccupations, qui sont résumées dans le Tableau 8.

Tableau 8. Tableau récapitulatif des enjeux qui touchent l'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska.

Préoccupation	Enjeu	Solution
Stocks limitrophes	Le nord de la C.-B. ne représente peut-être que la limite sud d'un stock plus important du sud-est du golfe d'Alaska; par conséquent, la pêche durable pourrait ne pas être pertinente s'il y a une immigration continue de source externe.	Reconnaître que les changements perçus dans le stock peuvent être dus à des facteurs autres que la dynamique de la population.
Migration	Le modèle à différences retardées suppose que les signaux de la tendance du poids moyen résultent du recrutement et non du déplacement spatial de la pêche.	Étudier d'autres hypothèses possibles sur la structure des stocks.
Taille selon l'âge	Si les données utilisées pour estimer un modèle de croissance contiennent des tendances annuelles de la longueur selon l'âge, les estimations de la croissance peuvent être biaisées.	Les longueurs selon l'âge dans le relevé du golfe d'Alaska sont demeurées relativement constantes au cours des années des données qui ont servi à estimer le modèle de croissance du stock du nord de la Colombie-Britannique.
Points de référence	Si la valeur estimée pour B_{\min} est très faible, $PRS = 2B_{\min}$ peut ne pas constituer un point de référence de gestion suffisamment prudent.	Utiliser un PRS supplémentaire $= 0,8B_{\text{moy}} \approx 0,8B_{\text{RMS}}$.
Protocole d'échantillonnage	Les poids moyens fondés sur un petit nombre d'échantillons pourraient facilement fausser le poids moyen pour une année donnée.	S'assurer d'avoir au moins deux échantillons pour chaque année.

Préoccupation	Enjeu	Solution
Projections	Peu fiables parce qu'elles ne sont alimentées que par le recrutement moyen aléatoire généré par une fonction de stock-recrutement mal déterminée.	Élaborer des fonctions de recrutement plus dynamiques; recueillir des données sur l'âge pour les utiliser dans les modèles des prises selon l'âge.
Incertitude des modèles	L'incertitude des paramètres ne peut être explorée qu'à l'aide d'autres modèles. L'incertitude structurelle n'est pas abordée.	Exécuter suffisamment d'autres passes pour encadrer des valeurs réalistes des paramètres du stock et fusionner les résultats obtenus par la méthode MCCM afin de créer une passe composite de la moyenne du modèle pour les avis de gestion.
Données biologiques	Avec des stocks sur lesquels les données sont limitées, les données fiables sur l'âge (déterminé selon la méthode de la cassure et du brûlage) ne sont souvent pas disponibles.	Utiliser des données/modèles provenant d'autres régions/stocks jusqu'à ce que l'on puisse obtenir les données propres au stock.
Diagnostics MCCM	Les critères de qualité de l'ajustement (p. ex. PLN, CIA) ne sont pas toujours, à eux seuls, le meilleur moyen de déterminer les passes du modèle appropriées à utiliser dans la moyenne du modèle.	Classer les MCCM en utilisant des diagnostics tels que l'autocorrélation, l'uniformité de la chaîne discontinue et le déplacement des quantiles dans les traces, avec 1 = bon, 2 = acceptable et 3 = mauvais. Utiliser un classement ≤ 2 .
Valeurs a priori	Les valeurs a priori peuvent prédéfinir des estimations de paramètres si les données ne contiennent pas suffisamment d'informations pour mettre à jour la valeur a priori.	Vérifier les travaux antérieurs d'évaluation des stocks en Alaska ou dans l'État de Washington pour trouver des valeurs a priori appropriées ou des valeurs de paramètres fixes; consulter Myers et coll. (1999) pour obtenir des informations sur la pente.

11. BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE RECHERCHE ET DE DONNÉES

Il conviendrait de se pencher sur les questions suivantes lors de la planification de futures évaluations des stocks et évaluations de la gestion visant la goberge de l'Alaska.

1. Trouver la méthode la plus fiable pour la détermination de l'âge de l'espèce en Colombie-Britannique. L'âge de la goberge de l'Alaska est déterminé à l'aide de la méthode de cassure et brûlage des otolithes, mais il n'est pas certain que cette procédure soit appropriée pour la goberge de l'Alaska de la Colombie-Britannique.
2. Les données disponibles sur la détermination de l'âge de la goberge de l'Alaska de la Colombie-Britannique (actuellement disponibles sur papier seulement) à partir des années 1980 devraient être saisies dans le système de données du MPO.
3. Examiner le répertoire existant des otolithes et commencer la détermination de l'âge par cassure et brûlage si cette méthode est jugée fiable, et si l'on dispose de suffisamment d'échantillons ou de spécimens pour obtenir des données utiles pour l'évaluation du stock.
4. Si la détermination de l'âge au moyen des otolithes est jugée fiable, passer en revue les plans d'échantillonnage des otolithes de la goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale et dans les relevés synoptiques et les ajuster, au besoin, afin de s'assurer que les stocks sont représentés de manière adéquate.

-
5. Recueillir des échantillons biologiques stratifiés par longueur provenant de la pêche commerciale et des relevés de recherche afin de s'assurer que les structures par âge représentent toute la gamme de tailles de la goberge de l'Alaska en Colombie-Britannique.
 6. Réévaluer les courbes de croissance des stocks de goberge de l'Alaska de la Colombie-Britannique lorsque des données fiables sur l'âge seront disponibles.

12. REMERCIEMENTS

Nous remercions Martin Dorn (NOAA) pour ses premiers conseils sur la réalisation de cette analyse et pour son ensemble de données extrêmement utile et rigoureux de 9 000 otolithes de goberge choisis au hasard dans six années récentes de données de relevé au chalut dans le golfe d'Alaska. Nous remercions les deux examinateurs du document de travail, Doug Swain et Sean Anderson, pour leurs commentaires utiles. Nous remercions Steve Martell pour le code ISCAM original et Robyn Forrest, qui nous a fourni le logiciel et la documentation du modèle à différences retardées ISCAM et nous a aidés à modifier le code TPL. Nous remercions également Chris Grandin pour son interface graphique originale et son code R de sortie, que nous avons ensuite modifiés en fonction de nos besoins. Nous remercions les membres du Groupe de travail technique sur la goberge de l'Alaska (Robyn Forrest, Chris Grandin, Bruce Turriss, Brian Mose, Greg Workman, Norm Olsen et Rob Tadey) pour les renseignements et les conseils qu'ils ont fournis pendant la préparation de l'évaluation. Enfin, nous remercions Stephen Wischniowski, du Laboratoire de sclérochronologie de la Station biologique du Pacifique, pour nous avoir fourni des données sur les otolithes dont l'âge avait été déterminé, lesquelles étaient enfouies dans les archives papier, et pour avoir rendu certaines de ces données disponibles dans GFBio.

13. RÉFÉRENCES CITÉES

- Cohen, D.M., Inada, T., Iwamoto, T. et Scialabba, N. 1990. [FAO species catalogue. Vol. 10. Gadiform fishes of the world \(Order Gadiformes\). An annotated and illustrated catalogue of cods, hakes, grenadiers and other gadiform fishes known to date.](#) FAO Fisheries Synopsis, Rome FAO 10(125): 442 p.
- Dorn, M., Aydin, K., Barbeaux, S., Jones, D., Spalinger, K. et Palsson, W. 2012. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska.](#) In NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 53-182. North Pacific Fisheries Management Council.
- Dorn, M., Aydin, K., Jones, D., McCarthy, A., Palsson, W. et Spalinger, K. 2015. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska.](#) In NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 49-172. North Pacific Fisheries Management Council.
- Forrest, R.E., McAllister, M.K., Dorn, M.W., Martell, S.J.D. and Stanley, R.D. 2010. [Hierarchical Bayesian estimation of recruitment parameters and reference points for Pacific rockfishes \(*Sebastes* spp.\) under alternative assumptions about the stock-recruit function.](#) Can. J. Fish. Aquat. Sci. 67: 1611-1634.
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J., and McClelland, E.K. 2015. [Assessment of Pacific Cod \(*Gadus macrocephalus*\) for Hecate Strait \(5CD\) and Queen Charlotte Sound \(5AB\) in 2013.](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/052. xii + 197 p.
- Gustafson, R.G., Lenarz, W.H., McCain, B.B., Schmitt, C.C., Grant, W.S., Builder, T.L. et Methot, R.D. 2000. [Status review of Pacific Hake, Pacific Cod, and Walleye Pollock from Puget Sound, Washington.](#) NOAA Technical Memorandum NMFS-NWFSC-44: 275 p.

-
- Hilborn, R. et Walters, C.J. 1992. [Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty](#). Chapman and Hall, New York NY.
- Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R., and Krishka, B. 2016. [Stock assessment and harvest advice for Rock Sole \(*Lepidopsetta* spp.\) in British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/009. ix + 256 p.
- Ianelli, J.N., Honkalehto, T., Barbeaux, S. et Kotwicki, S. 2015. [1. Assessment of the walleye pollock stock in the Eastern Bering Sea](#). In NPFMC Bering Sea and Aleutian Islands SAFE, p. 53-152. North Pacific Fisheries Management Council.
- Janusz, J. et Horbowy, J. 1997. [The state of the walleye pollock in the northern part of the Okhotsk Sea, North Pacific](#). Fish. Res. 30(1-2): 87–102.
- Mace, P.M. et Doonan, I.J. 1988. [A generalized bioeconomic simulation model for fish population dynamics](#). NZ Fish. Assess. Res. Doc. 88/4: 51 p.
- MacLellan, S.E. 1997. [How to age rockfish \(*Sebastes*\) using *S. alutus* as an example – the otolith burnt section technique](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2146: 39 p.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2006/023.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#). (Consulté le 18 mars 2015).
- MPO. 2016. [Lignes directrices sur la prestation de mises à jour et d'avis scientifiques pour les évaluations pluriannuelles](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2016/020: 11 p.
- Myers, R.A., Bowen, K.G. and Barrowman, N.J. 1999. [Maximum reproductive rate of fish at low population sizes](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56(12): 2404-2419.
- NOAA Fisheries Service, A.F.S.C. 2010. [Walleye Pollock Fact Sheet](#).
- Saunders, M.W., McFarlane, G.A. et Shaw, W. 1989. [Delineation of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) stocks off the Pacific Coast of Canada](#). In Proc. Int. Symp. Biol. Mgmt. Walleye Pollock, Anchorage, AK, Nov 14-16, 1988, Lowell Wakefield fisheries symposia series 7, Alaska sea grant rep. 89-1, p. 379-401. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska, Fairbanks, AK.
- 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 p.
- Stanley, R.D. 1986. [A comparison of age estimates derived from the surface and cross-section methods of otolith reading for Pacific ocean perch \(*Sebastes alutus*\)](#). In Proceedings of the International Rockfish Symposium, Anchorage, Alaska USA, October 20-22, 1986, Lowell Wakefield Fisheries Symposium, Alsk. Sea Grant Rep. No. 87-2, 187–196.
- Starr, P.J. and Haigh, R. 2017. [Stock assessment of the coastwide population of Shortspine Thornyhead \(*Sebastes alascanus*\) in 2015 off the British Columbia coast](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Vignaux, M. 1994. [Catch per unit effort \(CPUE\) analysis of west coast South Island and Cook Strait spawning hoki fisheries, 1987-93](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 94/11: 29 p.
-

ANNEXE A. DONNÉES SUR LES PRISES

A.1. BREF HISTORIQUE DE LA PÊCHE

Forrester et Smith (1972) traitent des débuts de la flottille de chalutiers de la Colombie-Britannique (C.-B.); toutefois, le document se concentre sur les principaux stocks de poissons plats, de morue et de sébaste, sans faire mention de la goberge de l'Alaska. Saunders et ses collaborateurs (1989) ont noté qu'outre la demande de goberge de l'Alaska sur le marché, les débarquements canadiens de cette espèce ont suivi son abondance dans le nord-est du Pacifique.

Une pêche de la goberge dans le détroit de la Reine-Charlotte (zone secondaire 12 de la CPMP) aurait débuté en 1992 pour cibler les poissons en frai le premier trimestre de l'année (Saunders et Andrews, 1998⁴). Saunders et ses collaborateurs (1989) relèvent quatre principales frayères de la goberge de l'Alaska dans les eaux de la Colombie-Britannique :

- entrée Dixon/nord du détroit d'Hécate;
- bassin de la Reine-Charlotte;
- sud-ouest de l'île de Vancouver;
- détroit de Georgie.

Ces zones sont indiquées à la Figure A.1 comme étant les zones adoptées pour l'évaluation de l'espèce. Un résumé des frayères en Colombie-Britannique est présenté dans Gustafson et coll. (2000).

La pêche commerciale au chalut de fond enregistre les taux de prise les plus élevés (moyenne de 1996 à 2017, Figure A.2) dans les régions suivantes :

- entrée Dixon (population faisant peut-être partie d'une population plus importante du sud-est de l'Alaska; Thompson, 1981);
- partie supérieure du fossé Moresby;
- partie inférieure du bassin de la Reine-Charlotte à l'extérieur du détroit de la Reine-Charlotte;
- au large du détroit de Juan de Fuca (tourbillon en été).

Les données sur le chalut pélagique (Figure A.3) montrent des taux de prise 10 fois plus élevés que ceux tirés des données sur le chalut de fond, et correspondent plus probablement aux frayères (p. ex. détroit de la Reine-Charlotte). Le stock reproducteur du détroit de Georgie (ou du golfe) se présente sous la forme de deux bancs distincts (nord et sud) sur la Figure A.3.

Depuis avril 2012, la pêche du poisson de fond au chalut de fond est limitée à une empreinte de chalut convenue par l'industrie de la pêche commerciale, la direction du MPO et la Fondation David Suzuki (Wallace et coll., 2015; DFO, 2016).

⁴ Saunders, M.W. et Andrews, W. 1998. Walleye pollock stock assessment for 1997 and recommended yield options for 1998. Document de travail du CEESP G:97-7, 18 p., ministère des Pêches et des Océans, Station biologique du Pacifique.

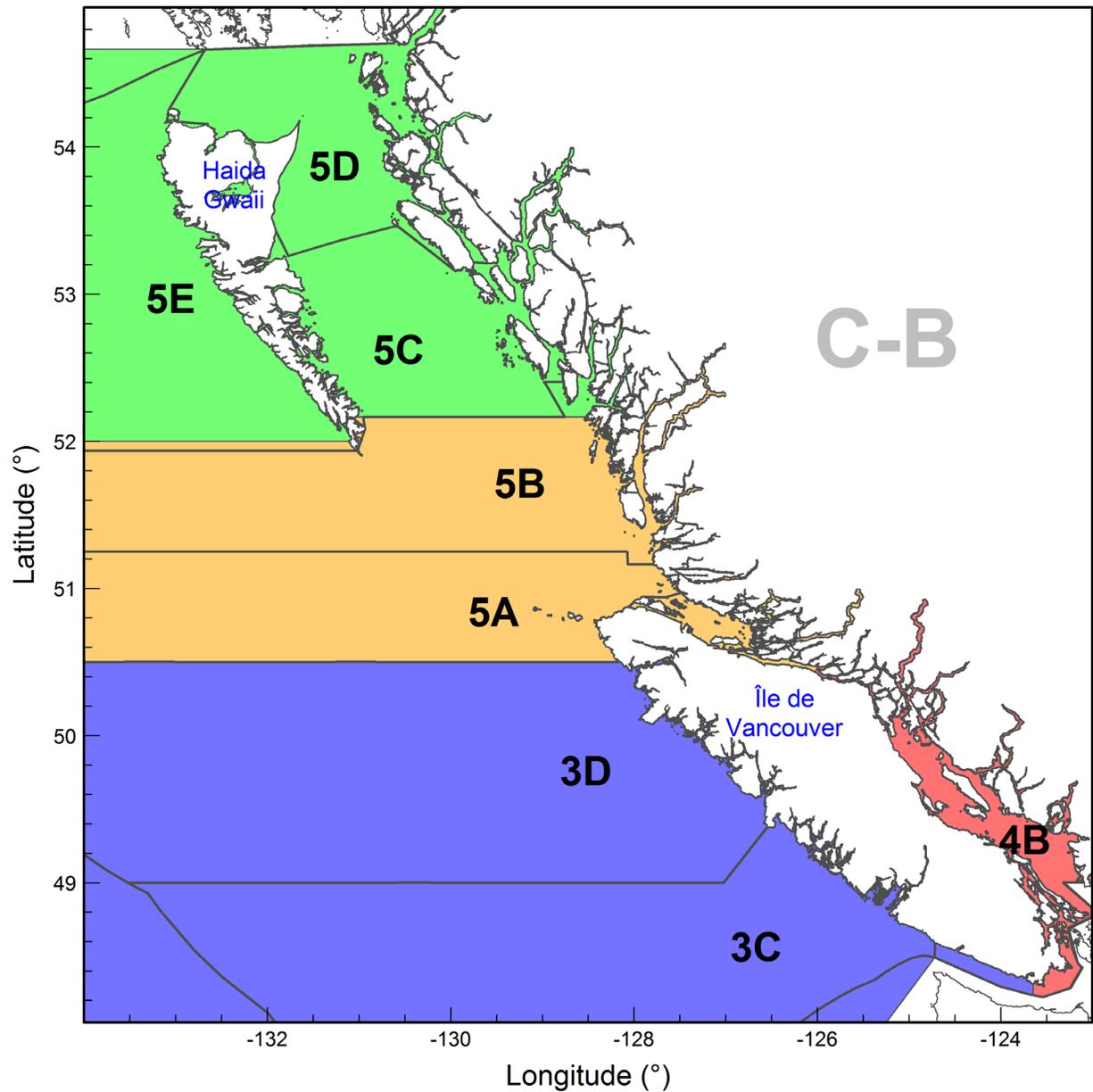


Figure A.1. Zones d'évaluation de la goberge de l'Alaska comprenant les zones principales et secondaires de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) : vert pour la zone 5CDE, orange pour la zone 5AB et la zone secondaire 12, bleu pour la zone 3CD et la zone secondaire 20, et rouge pour la zone 4B moins les zones secondaires 12 et 20. Les limites des zones de gestion des poissons de fond, lesquelles diffèrent de celles de la zone de la CPMP, sont superposées aux fins de comparaison. La présente évaluation est réalisée pour les zones appelées « nord » (5CDE, vert) et « sud » (5AB3CD, orange et bleu).

Tableau A.1. Totaux autorisés des captures (TAC) annuels, en tonnes, pour la pêche de la goberge de l'Alaska au chalut dans les zones de gestion du poisson de fond. Les entrées « --- » indiquent qu'il n'y a pas de TAC établi; les cellules vides indiquent un TAC inconnu. Remarque : l'année peut être l'année civile (1994 à 1996) ou l'année de pêche (depuis 1997).

Année	Début	Fin	5CDE	5AB	3CD	Golfe	Côte	Eaux extérieures	Remarques
1981	1/1/1981	12/31/1981	-	-	-	3 400	3 400	-	a
1982	1/1/1982	12/31/1982	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1983	1/1/1983	12/31/1983	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1984	1/1/1984	12/31/1984	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1985	1/1/1985	12/31/1985	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1986	1/1/1986	12/31/1986	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1987	1/1/1987	12/31/1987	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1988	1/1/1988	12/31/1988	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1989	1/1/1989	12/31/1989	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1990	1/1/1990	12/31/1990	-	-	-	3 400	3 400	-	-
1991	1/1/1991	12/31/1991	-	-	-	3 700	3 700	-	-
1992	1/1/1992	12/31/1992	-	-	-	3 700	3 700	-	-
1993	1/1/1993	12/31/1993	-	-	-	3 700	3 700	-	-
1994	1/1/1994	12/31/1994	-	-	-	2 000	2 000	-	b
1995	1/1/1995	12/31/1995	2 900	1 750	-	2 260	6 910	4 650	c
1996	2/6/1996	3/31/1997	3 190	1 898	-	1 490	6 578	5 088	d,e
1997	4/1/1997	3/31/1998	825	1 790	270	1 115	4 000	2 885	f
1998	4/1/1998	3/31/1999	825	1 790	-	1 115	3 730	2 615	-
1999	4/1/1999	3/31/2000	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2000	4/1/2000	3/31/2001	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2001	4/1/2001	3/31/2002	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2002	4/1/2002	3/31/2003	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	g,h
2003	4/1/2003	3/31/2004	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2004	4/1/2004	3/31/2005	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2005	4/1/2005	3/31/2006	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2006	4/1/2006	3/31/2007	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	i
2007	3/10/2007	3/31/2008	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2008	3/8/2008	2/20/2009	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2009	2/21/2009	2/20/2010	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2010	2/21/2010	2/20/2011	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2011	2/21/2011	2/20/2013	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2012	2/21/2011	2/20/2013	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	j
2013	2/21/2013	2/20/2014	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	k
2014	2/21/2014	2/20/2015	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	-
2015	2/21/2015	2/20/2016	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	l
2016	2/21/2016	2/20/2017	1 320	1 790	-	1 115	4 225	3 110	m

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

Tableau A.2. Codes pour les remarques sur les mesures de gestion et les ajustements de quotas qui figurent dans le Tableau A.1. Abréviations sous « Mesures de gestion » : GA = goberge de l'Alaska, PVQ = programme de vérification à quai, QIB = quota individuel de bateau, lb = livres (0,4536 kg/lb).

Année	Mesures de gestion*
a 1981	TAC de goberge (1981 à 1994) : seulement 4B = zones 13-18, 29
b 1994	Début du PVQ pour la flotte de chalutiers.
c 1995	Zones pour le TAC de goberge : 5CDE = 5CD; 5AB = zone 12; 4B = zones 13-18, 29
d 1996	Début du programme de la présence à 100 % d'observateurs à bord des chalutiers hauturiers.
e 1996	Zones pour le TAC de goberge : 5CDE = 5CD; 5AB = zones 11,12; 4B = zones 13-18, 29
f 1997	Début du système de QIB pour les espèces pêchées au chalut selon un total autorisé des captures (TAC) (1 ^{er} avril 1997).
g 2002	Établissement de la stratégie de conservation du sébaste côtier.
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 2012	Gel de l'empreinte des endroits où la pêche au chalut de fond peut avoir lieu (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).
k 2013	Pour appuyer la recherche sur le poisson de fond, l'industrie de la pêche au chalut de fond a accepté les compensations du TAC au chalut pour tenir compte de la mortalité inévitable durant la pêche en 2013. Le MPO et cette industrie se sont mis d'accord sur les relevés multispécifiques au chalut de fond : GA = 2,2 t dans la zone 5CDE et 1,2 t dans la zone 5AB.
l 2015	Allocations à la recherche pour 2015 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : GA = 4,3 t.
m 2016	Allocations à la recherche pour 2016 afin de tenir compte des mortalités associées aux prises du relevé dans les limites du TAC : GA = 0,3 t.

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

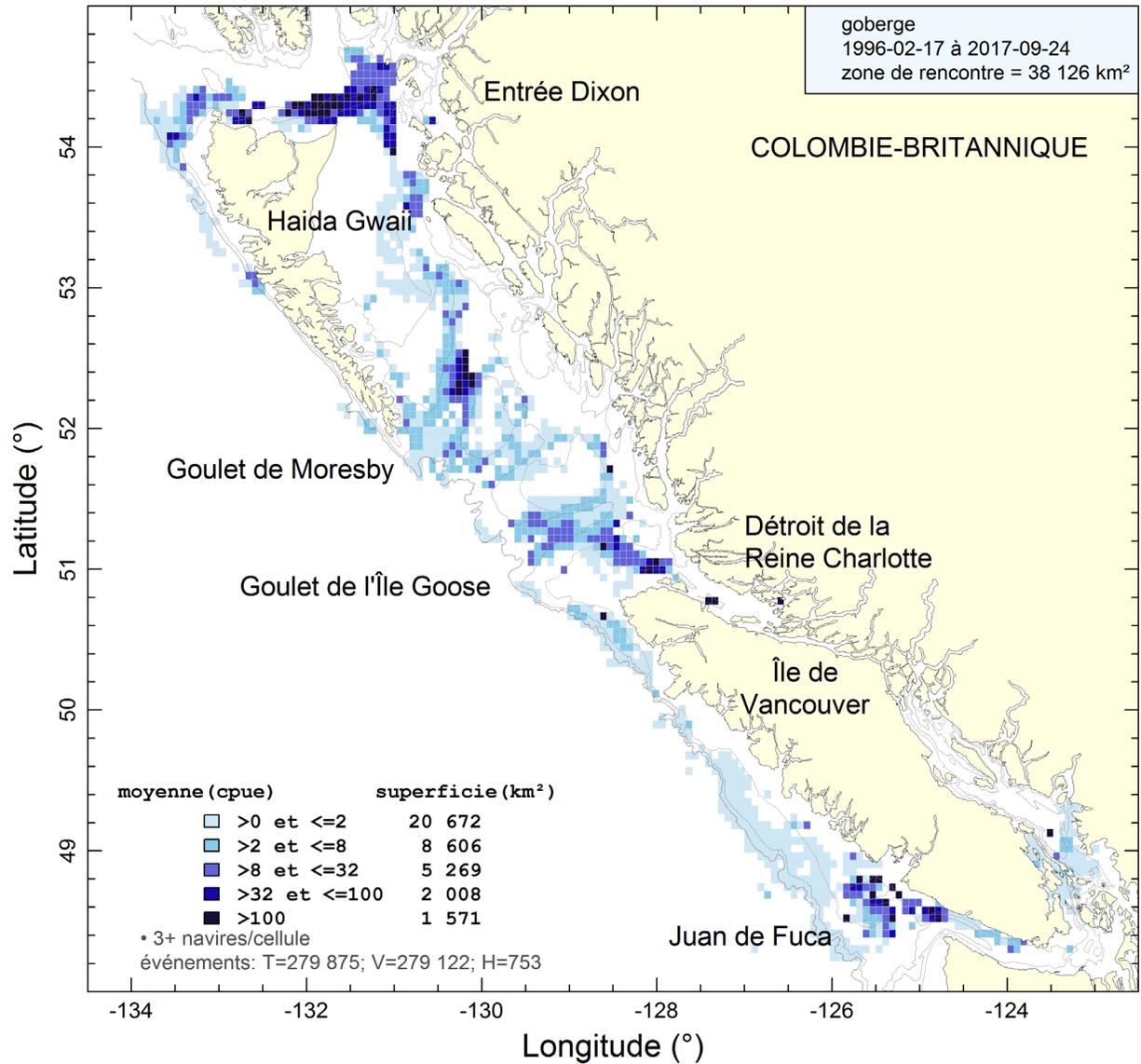


Figure A.2. Répartition aérienne des captures moyennes par unité d'effort (kg/heure) dans la pêche de la goberge de l'Alaska au chalut de fond du 17 février 1996 au 24 septembre 2017. Les isobathes de 100, 200 et 500 m sont représentées. Noter que les cellules avec < 3 bateaux de pêche ne sont pas affichées. Chaque cellule représente, en moyenne, 32 km².

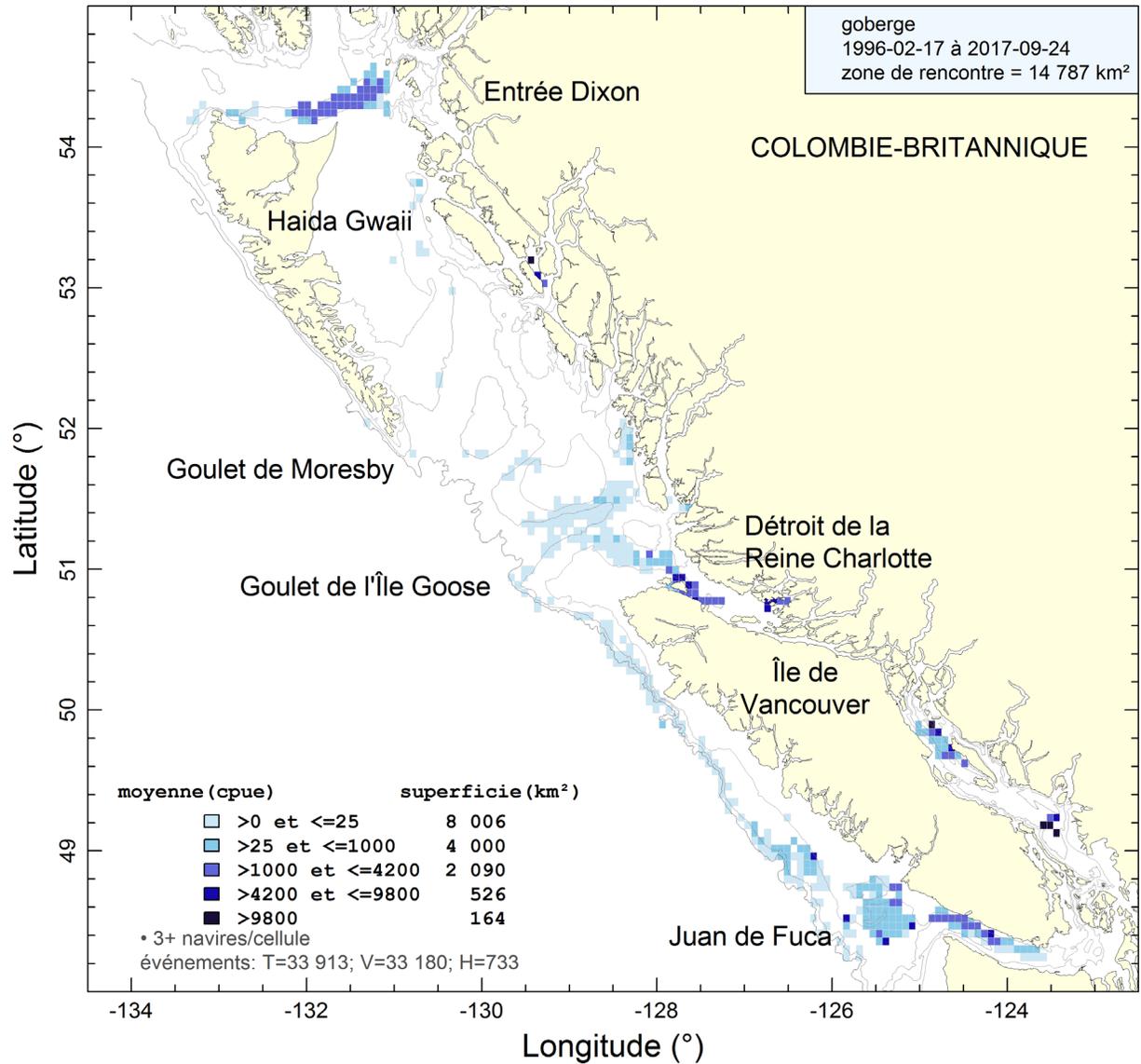


Figure A.3. Répartition aérienne des captures moyennes par unité d'effort (kg/heure) dans la pêche de la goberge de l'Alaska au chalut pélagique du 17 février 1996 au 24 septembre 2017. Les isobathes de 100, 200 et 500 m sont représentées. Noter que les cellules avec < 3 bateaux de pêche ne sont pas affichées. Chaque cellule représente, en moyenne, 32 km².

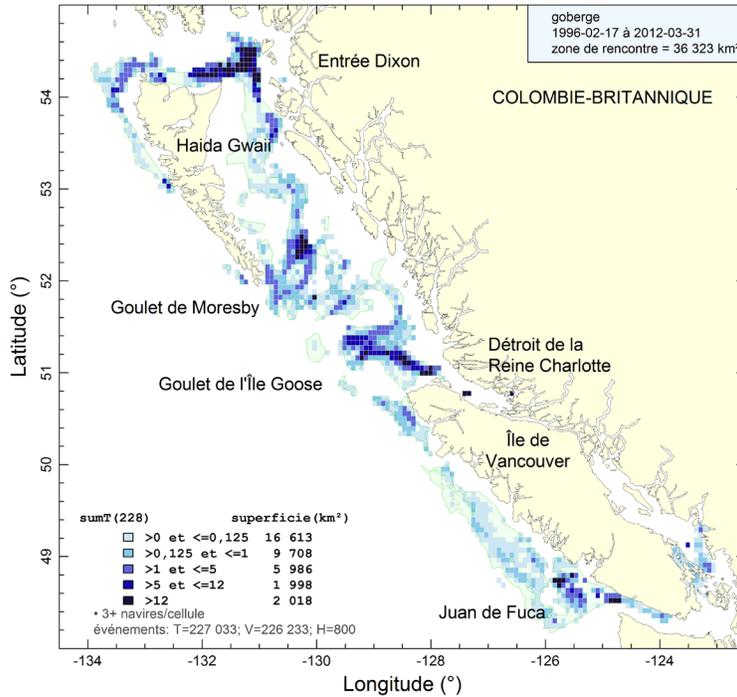


Figure A.4. Répartition aérienne des prises accumulées de goberge de l'Alaska (tonnes) provenant des chaluts de fond avant l'introduction de l'empreinte du chalut (polygones verts) en avril 2012, limitant les zones dans lesquelles les chalutiers peuvent opérer. Noter que les cellules avec < 3 bateaux de pêche ne sont pas affichées. Chaque cellule représente, en moyenne, 32 km².

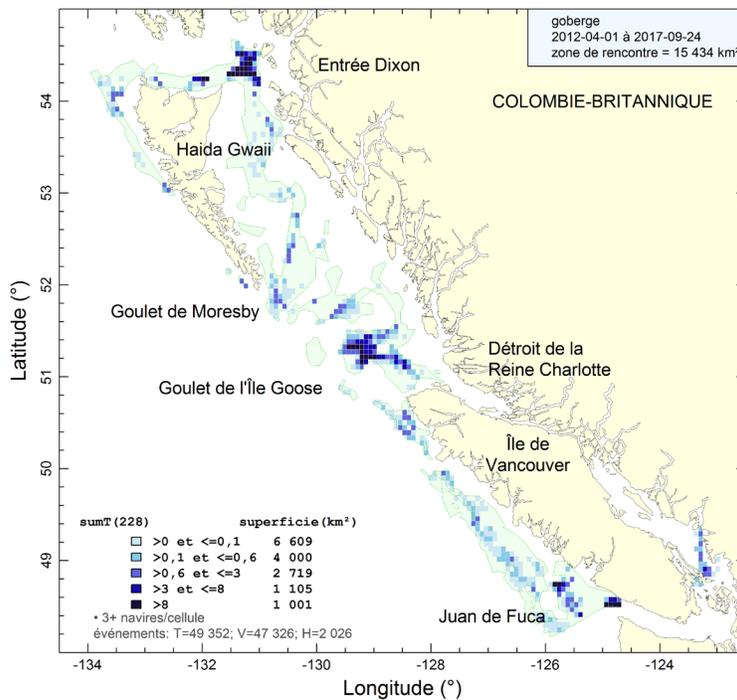


Figure A.5. Répartition aérienne des prises accumulées de goberge de l'Alaska (tonnes) provenant des chaluts de fond après l'introduction de l'empreinte du chalut (polygones verts) en avril 2012. Voir la légende de la Figure A.2 pour plus de détails.

A.2. HISTORIQUE DE LA CAPTURE

Cette évaluation recueille les prises déclarées depuis 1954, mais considère que la pêche a débuté en 1967 (Figure A.6, Tableau A.3), lorsque la flottille intérieure canadienne a commencé à augmenter les prises de goberge de l'Alaska.

Depuis 2015, tous les tableaux officiels des prises tirés des bases de données ci-après ont été fusionnés en un seul intitulé GF_MERGED_CATCH, qui peut être consulté dans la base de données GFFOS du MPO. Toutes les bases de données du MPO sur le poisson de fond sont désormais hébergées sur le serveur DFBCV9TWWASP001 (autrefois elles étaient sur le serveur SVBCPBSGFIIS). Finalement, les prises de goberge de l'Alaska par secteur de pêche proviennent des quatre bases de données suivantes du MPO :

- GFCatch (1954-1995) – chalut et piège (Rutherford, 1999);
- PacHarvest – chalut avec observateur (1996-2007) – chalut;
- GFFOS – sous-ensemble sur le poisson de fond du Système d'exploitation des pêches (2006-2016) – toutes les pêches, tous les types d'engins et tous les relevés modernes;
- GFBio – prises des relevés de recherche de la merluche par une coentreprise (1947-2016) – différents types d'engins.

Cependant, GFFOS remplace toutes ces sources de données depuis 2007. En effet, ce référentiel a été conçu pour consigner tous les débarquements et les rejets des pêches commerciales et des activités de recherche. Auparavant, les débarquements de goberge par les chalutiers pélagiques n'apparaissaient que dans la base GFCatch ou GFBio. Cette dernière a été conçue principalement pour conserver des informations biologiques provenant d'échantillons de poissons, mais elle a également servi à enregistrer les prises des événements de pêche de la merluche par la coentreprise et des activités de relevé de recherche.

A.2.1. Stock à l'échelle de la côte

Les prises annuelles totales utilisées dans le modèle de population à différences retardées comprenaient celles des chaluts de fond et des chaluts pélagiques dans trois zones hauturières – 5CDE (autour de Haïda Gwaii), 5AB (bassin et détroit de la Reine-Charlotte) et 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver et entrée du détroit de Juan de Fuca) – et des zones inconnues (Tableau A.3, Figure A.6). Seules les captures effectuées dans le détroit de Georgie (4B) ont été exclues de cette évaluation. De plus, les prises effectuées ailleurs que dans la zone 4B sont présentées par engin de pêche (Tableau A.4) et par base de données du MPO (Tableau A.5). Elles incluent les enregistrements des pêches autres qu'au chalut, mais les quantités provenant de ces sources sont tellement faibles que l'évaluation de la population ne tient compte que des prélèvements par chalut.

Tableau A.3. Captures déclarées (en tonnes, débarquements + rejets) de goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE + 5AB+ 3CD de la CPMP, par région côtière. Les prises de la pêche au chalut excluant explicitement la région du golfe (4B) ont été utilisées dans le modèle de population (voir le tableau A.7). Les prises de 2016 ne sont pas complètes.

Année	5CDE	5AB	3CD	INC	Total	Année	5CDE	5AB	3CD	INC	Total
1954	0	14,9	5,93	0	21	1986	99,7	8,39	3,74	0	112
1955	2,77	1,4	5,55	0	10	1987	34,7	35,3	3,62	0	74
1956	14,5	20,6	52,8	0	88	1988	52,1	13,3	265	0	330
1957	7,26	3,16	4,35	0	15	1989	42,5	27,6	944	0	1 014
1958	14,4	3,38	15,9	0	34	1990	422	142	625	0	1 189
1959	1,72	2,24	18,6	0	23	1991	529	48,5	454	0	1 032
1960	9,47	5,87	12,1	0	27	1992	1 372	1 772	1 769	0	4 913
1961	6,2	1	3,46	0	11	1993	4 447	3 828	671	0	8 946
1962	11,8	0	20,3	0	32	1994	1 344	3 279	192	0,005	4 815
1963	3,54	5,87	11,9	0	21	1995	1 685	2 574	16,3	0	4 275
1964	2,08	5,56	22,9	0	31	1996	887	685	2 812	52,9	4 437
1965	9,21	0	30,2	0	39	1997	612	128	268	11,4	1 019
1966	134	1,27	26,5	0	162	1998	819	61	3,14	5,46	889
1967	68	2,38	4,27	1	76	1999	1 213	34,7	6,22	4,52	1 258
1968	17,6	6,67	3,68	0	28	2000	987	57,5	99,6	4,57	1 149
1969	47,2	33,2	32,5	0	113	2001	122	6,8	2 854	50	3 033
1970	7,5	0	34,9	0	42	2002	84	19,5	2 726	246	3 076
1971	0	0	47,4	0	47	2003	625	1 723	2 516	65	4 929
1972	1,03	172	70,1	0	243	2004	1 036	590	675	71,4	2 372
1973	23,5	70,4	4,98	0	99	2005	501	851	154	277	1 783
1974	49,8	19,4	0	0	69	2006	543	2 863	105	113	3 624
1975	132	34,4	18,1	0	185	2007	1 302	2 095	2,24	30,7	3 430
1976	818	469	17,4	0	1 304	2008	354	1 090	4,96	21,6	1 471
1977	659	244	55,3	0	958	2009	1 430	2 004	283	139	3 856
1978	1 776	324	51,6	0	2 152	2010	1 702	1 976	112	26,5	3 817
1979	1 923	164	63,6	0	2 151	2011	831	1 935	1 341	31	4 138
1980	1 285	41	27,2	0	1 353	2012	1 129	1 751	1 226	41,6	4 148
1981	693	15	184	0	892	2013	824	1 345	154	25,7	2 349
1982	824	7,38	105	0	936	2014	643	2 013	4 092	33	6 781
1983	1 084	20,8	6,99	0	1 112	2015	1 532	1 858	563	121	4 074
1984	699	18,7	7,52	0	725	2016	170	714	20,5	52	957
1985	1 180	1,38	8,56	0	1 190	-	-	-	-	-	-

Tableau A.4. Captures déclarées (en tonnes, débarquements + rejets) de goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE + 5AB+ 3CD de la CPMP, par engin de pêche. Les prises de 2016 ne sont pas complètes.

Année	Chalut de fond	Chalut pélagique	Piège	Hameçon et ligne	Total	Année	Chalut de fond	Chalut pélagique	Piège	Hameçon et ligne	Total
1954	20,9	0	0	0	21	1986	43,9	67,9	0	0	112
1955	9,71	0	0	0	10	1987	72,4	1,17	0	0	74
1956	87,8	0	0	0	88	1988	75,9	254	0	0	330
1957	14,8	0	0	0	15	1989	76,5	938	0	0	1 015
1958	33,6	0	0	0	34	1990	556	633	0	0	1 189
1959	22,5	0	0	0	23	1991	538	493	0	0	1 031
1960	27,5	0	0	0	28	1992	1 089	3 825	0	0	4 914
1961	10,5	0	0	0	11	1993	2 753	6 192	0	0	8 945
1962	32,1	0	0	0	32	1994	1 102	3 713	0	0	4 815
1963	21,3	0	0	0	21	1995	815	3 460	0	0,008	4 275
1964	30,6	0	0	0	31	1996	1 026	3 410	0	0	4 436
1965	39,4	0	0	0	39	1997	311	708	0	0,001	1 019
1966	162	0	0	0	162	1998	203	686	0	0,023	889
1967	75,6	0	0	0	76	1999	278	980	0	0,004	1 258
1968	28	0	0	0	28	2000	172	977	0	0,009	1 149
1969	113	0	0	0	113	2001	194	2 840	0	0,004	3 034
1970	42,4	0	0	0	42	2002	135	2 940	0	0	3 075
1971	47,4	0	0	0	47	2003	186	4 742	0	0	4 928
1972	243	0,02	0	0	243	2004	145	2 227	0	0,005	2 372
1973	97,5	1,42	0	0	99	2005	446	1 336	0	0,006	1 782
1974	66,7	2,53	0	0	69	2006	143	3 481	0	0,049	3 624
1975	123	61,5	0	0	185	2007	142	3 288	0	0	3 430
1976	899	406	0	0	1 305	2008	74,6	1 396	0	0	1 471
1977	904	54,2	0	0	958	2009	110	3 746	0	0	3 856
1978	1 313	839	0	0	2 152	2010	117	3 699	0	0	3 816
1979	1 378	772	0,005	0	2 150	2011	175	3 963	0	0,059	4 138
1980	831	522	0	0	1 353	2012	155	3 993	0	0,041	4 148
1981	576	316	0	0	892	2013	162	2 186	0	0,053	2 348
1982	254	682	0	0	936	2014	153	6 628	0	0,054	6 781
1983	239	872	0	0	1 111	2015	284	3 790	0	0,046	4 074
1984	158	567	0	0	725	2016	96,6	860	0	0,013	957
1985	65,5	1 125	0	0	1 191	-	-	-	-	-	-

Tableau A.5. Captures déclarées (en tonnes, débarquements + rejets) de goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE + 5AB+ 3CD de la CPMP, par base de données du MPO. Les prises de 2016 ne sont pas complètes.

Année	GFCatch	GFBio	Pac Harvest	GF FOS	Total	Année	GFCatch	GFBio	Pac Harvest	GF FOS	Total
1954	20,9	0	0	0	21	1986	112	0	0	0	112
1955	9,71	0	0	0	10	1987	73,6	0	0	0	74
1956	87,8	0	0	0	88	1988	78,6	252	0	0	331
1957	14,8	0	0	0	15	1989	109	905	0	0	1 014
1958	33,6	0	0	0	34	1990	605	584	0	0	1 189
1959	22,5	0	0	0	23	1991	602	429	0	0	1 031
1960	27,5	0	0	0	28	1992	3 476	1 437	0	0	4 913
1961	10,5	0	0	0	11	1993	8 339	607	0	0	8 946
1962	32,1	0	0	0	32	1994	4 650	166	0	0	4 816
1963	21,3	0	0	0	21	1995	4 265	9,83	0	0	4 275
1964	30,6	0	0	0	31	1996	0	2 314	2 122	0	4 436
1965	39,4	0	0	0	39	1997	0	162	857	0	1 019
1966	162	0	0	0	162	1998	0	0	888	0	888
1967	75,6	0	0	0	76	1999	0	0	1 258	0	1 258
1968	28	0	0	0	28	2000	0	143	1 006	0	1 149
1969	113	0	0	0	113	2001	0	1 325	1 708	0	3 033
1970	42,4	0	0	0	42	2002	0	0	3 075	0	3 075
1971	47,4	0	0	0	47	2003	0	0	4 928	0	4 928
1972	243	0	0	0	243	2004	0	43,9	2 329	0	2 373
1973	98,9	0	0	0	99	2005	0	0	1 781	0	1 781
1974	69,2	0	0	0	69	2006	0	22,7	3 602	0	3 625
1975	184	0	0	0	184	2007	0	0	1 436	1 994	3 430
1976	1 304	0	0	0	1 304	2008	0	0	0	1 470	1 470
1977	958	0	0	0	958	2009	0	0	0	3 856	3 856
1978	2 152	0	0	0	2 152	2010	0	0	0	3 817	3 817
1979	2 150	0	0	0	2 150	2011	0	0	0	4 138	4 138
1980	1 353	0	0	0	1 353	2012	0	0	0	4 148	4 148
1981	892	0	0	0	892	2013	0	0	0	2 349	2 349
1982	867	68,8	0	0	936	2014	0	0	0	6 781	6 781
1983	1 111	0	0	0	1 111	2015	0	0	0	4 074	4 074
1984	725	0	0	0	725	2016	0	0	0	956	956
1985	1 190	0	0	0	1 190	-	-	-	-	-	-

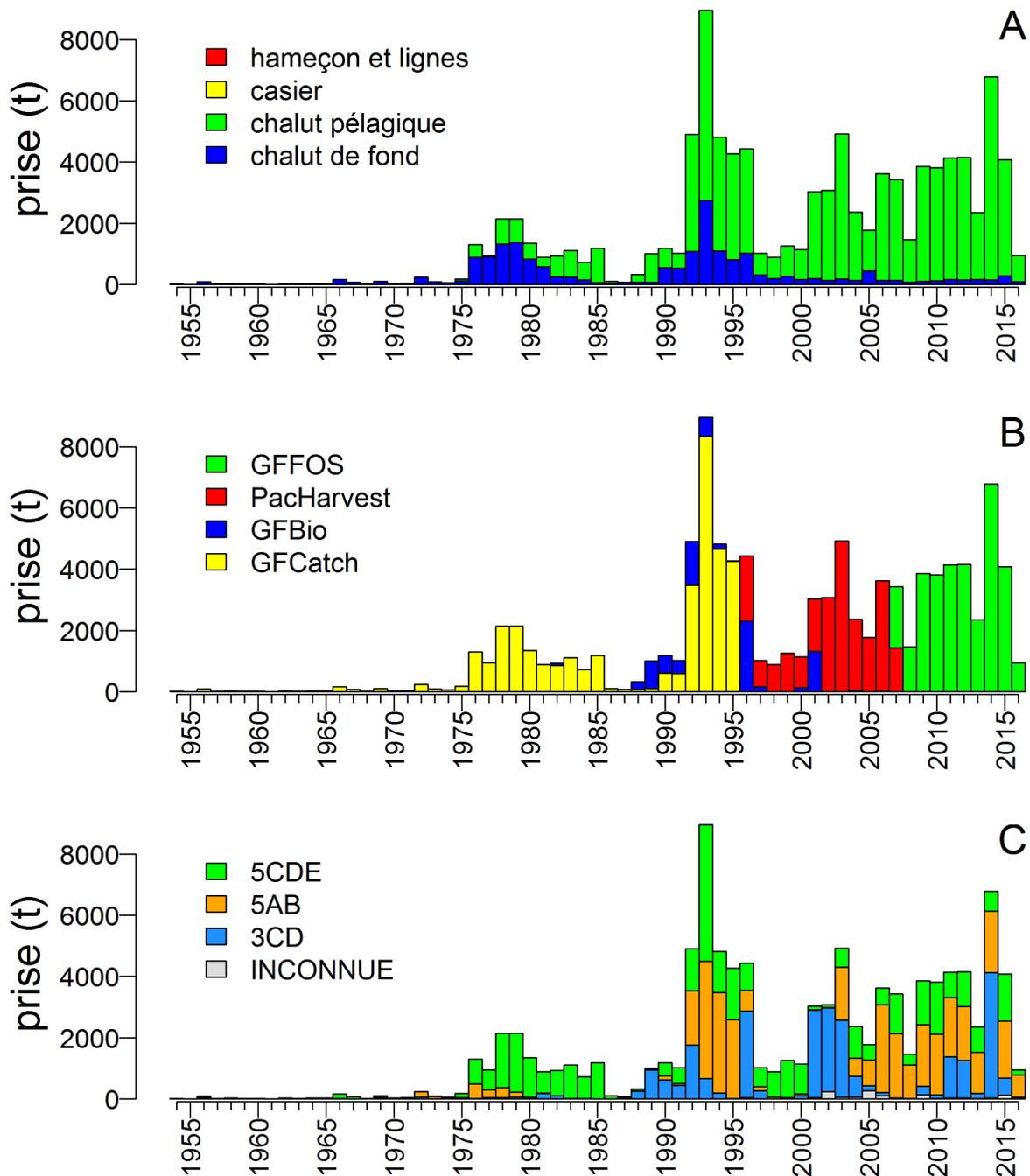


Figure A.6. Captures totales déclarées (débarquements + rejets) [t] de goberge de l'Alaska dans les zones principales 5CDE + 5AB + 3CD de la CPMP pour (A) tous les types d'engins, (B) les bases de données du MPO et (C) les trois régions et les zones inconnues (pêche au chalut seulement). Il convient de noter que les captures représentées sur les graphiques A et B comprennent celles des pêches autres que la pêche au chalut; toutefois, ces captures sont négligeables.

A.2.2. Stocks du nord et du sud

Au départ, l'évaluation portait sur un stock à l'échelle de la côte; toutefois, après quelques travaux d'exploration, il est devenu évident que dans le nord, les goberges de l'Alaska étaient deux fois plus grosses, en moyenne, que dans le sud (1,04 kg/poisson contre 0,51 kg/poisson, respectivement, tableau A.6, figure A.7). Une réunion du Groupe de travail technique, le 23 mars 2016, a facilité la décision de modéliser le stock du nord (zones 5CDE de la CPMP) séparément de celui du sud (zones 5AB3CD + zones secondaires 12 et 20 de la CPMP). Les intrants des prises dans le modèle sont reproduits dans le tableau A.7. Nous soulignons que les prises par type d'engin diffèrent selon les régions (Figure A.8).

Tableau A.6. Le poids annuel moyen (kg) de la goberge de l'Alaska par zone mineure de la CPMP se répartit à peu près dans le sens nord-sud. La dernière ligne donne la moyenne géométrique des poissons par zone mineure (voir la figure A.7). Les en-têtes en bleu indiquent les zones pour le stock du nord, ceux en rose indiquent les zones pour le stock du sud.

Année	35	3	4	1	5	6	2	7	8	11	12	23	21	20
1972	---	---	---	---	---	---	---	---	0,611	1,227	---	---	---	---
1973	---	---	---	---	0,643	0,300	0,302	---	---	1,229	---	---	---	1,227
1974	---	---	---	---	---	---	0,832	---	---	---	---	---	---	---
1976	---	---	1,157	---	1,293	---	1,727	---	---	---	---	---	---	---
1977	1,562	1,058	1,323	1,478	1,037	---	---	---	1,679	---	---	---	0,868	---
1978	---	1,348	1,263	---	---	1,369	0,425	---	1,740	0,907	---	---	---	---
1979	1,481	1,563	1,423	1,482	0,981	1,167	---	---	---	---	---	---	---	1,021
1980	---	---	0,827	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
1981	---	---	1,100	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
1985	---	---	1,434	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
1988	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,709	---	---
1989	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,395	0,820	---
1990	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,536	0,585	---
1991	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,481	---	---
1992	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,332	0,356	---
1993	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,285	0,271	---
1994	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,374	---
1996	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,271	0,294	---
1997	---	0,994	1,179	---	---	---	---	---	---	---	---	0,377	0,401	---
1998	---	1,024	1,148	---	---	---	0,720	---	---	---	---	---	---	---
1999	---	1,236	0,930	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
2000	---	1,269	0,833	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,352	---
2001	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,230	0,271	---
2002	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	0,057	0,479	---
2003	---	1,008	1,014	---	---	---	---	---	---	---	0,698	0,394	---	---
2004	---	---	0,856	---	---	---	---	---	---	---	0,700	---	0,497	---
2005	---	---	1,067	---	---	---	---	---	---	0,633	0,857	---	---	---
2006	---	---	0,822	---	---	---	---	---	---	0,608	0,632	---	---	---
2007	---	---	0,878	---	---	---	---	---	---	0,782	0,732	---	---	---
2008	---	1,225	---	---	---	---	---	---	---	---	0,282	---	---	---
2009	---	1,409	1,279	---	---	---	---	---	---	---	0,394	0,596	---	0,322
2010	---	1,018	1,212	---	---	---	---	---	---	---	0,508	---	---	---
2011	---	---	---	---	---	---	---	---	0,336	---	0,527	0,592	0,448	0,503
2012	---	---	0,914	1,066	---	---	---	---	---	0,601	0,575	---	---	0,276
2013	---	0,908	0,974	---	---	---	---	---	---	0,853	0,609	---	---	0,243
2014	---	---	---	---	---	1,067	---	---	---	0,550	0,571	---	0,414	0,286
2015	---	---	1,084	---	---	0,974	---	0,954	0,501	---	---	---	---	---
2016	---	---	1,606	---	---	---	---	---	---	---	0,570	---	---	---
Moyenne géométrique	1,521	1,157	1,085	1,327	0,959	0,870	0,668	0,954	0,786	0,787	0,569	0,352	0,430	0,453

Tableau A.7. Prises utilisées dans le modèle à différences retardées de 2016 pour la goberge de l'Alaska. Les colonnes étiquetées « Nord » comprennent les prises de la zone 5CDE de la CPMP, les colonnes « Sud » celles des zones 5AB (+ la zone secondaire 12) et 3CD (+ la zone secondaire 20) et les colonnes « Côte » incluent les captures des zones « Nord », « Sud » et inconnues (voir le Tableau A.3). Les prises équivalentes de Saunders et Andrews (1998⁴) pour l'ensemble de la côte, à l'exclusion de la zone 4B, sont indiquées dans la colonne « GA G07-7 » à des fins de comparaison seulement.

Année	Nord	Sud	Côte	GA G07-7	Année	Nord	Sud	Côte
1967	68	7	76	56	1997	612	396	1 019
1968	18	10	28	26	1998	819	64	889
1969	47	66	113	94	1999	1 213	41	1 259
1970	8	35	42	8	2000	987	157	1 149
1971	0	47	47	5	2001	122	2 861	3 034
1972	1	242	243	173	2002	84	2 746	3 075
1973	23	75	99	85	2003	625	4 239	4 928
1974	50	19	69	61	2004	1 036	1 265	2 373
1975	132	52	184	102	2005	501	1 004	1 782
1976	818	487	1 304	1 296	2006	543	2 968	3 624
1977	659	299	958	841	2007	1 302	2 097	3 430
1978	1 776	376	2 152	2 031	2008	354	1 095	1 470
1979	1 923	227	2 150	2 045	2009	1 430	2 287	3 856
1980	1 285	68	1 353	2 932	2010	1 702	2 088	3 817
1981	693	199	892	1 640	2011	831	3 276	4 138
1982	824	112	936	1 706	2012	1 129	2 977	4 148
1983	1 084	28	1 111	1 064	2013	824	1 499	2 349
1984	699	26	725	758	2014	643	6 106	6 781
1985	1 180	10	1 190	1 263	2015	1 532	2 420	4 074
1986	100	12	112	195	2016	1 532	2 420	4 074
1987	35	39	74	1 389	-	-	-	-
1988	52	278	330	269	-	-	-	-
1989	42	972	1 014	975	-	-	-	-
1990	422	767	1 189	1 086	-	-	-	-
1991	529	503	1 031	948	-	-	-	-
1992	1 372	3 541	4 913	3 501	-	-	-	-
1993	4 447	4 498	8 945	5 410	-	-	-	-
1994	1 344	3 471	4 815	1 717	-	-	-	-
1995	1 685	2 590	4 275	2 390	-	-	-	-
1996	887	3 497	4 436	3 907	-	-	-	-

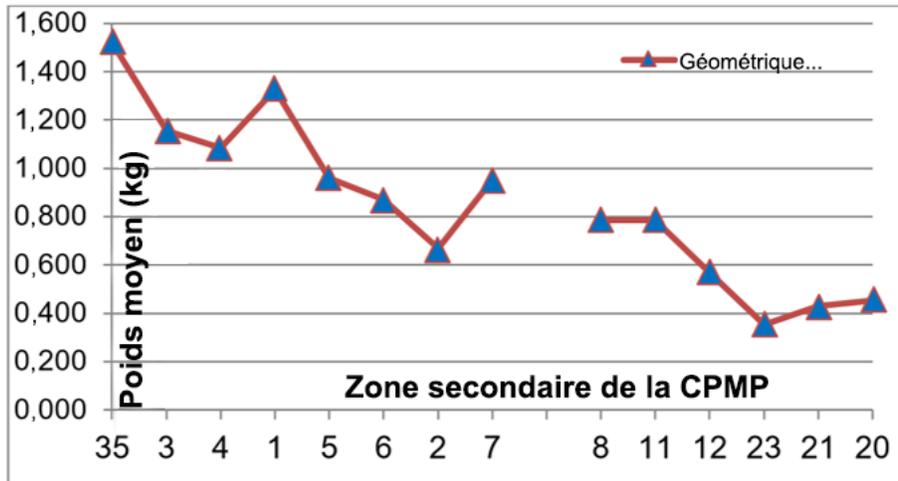


Figure A.7. Tendence du poids moyen de la goberge de l'Alaska par zone secondaire de la CPMP, du nord au sud (voir le Tableau A.6).

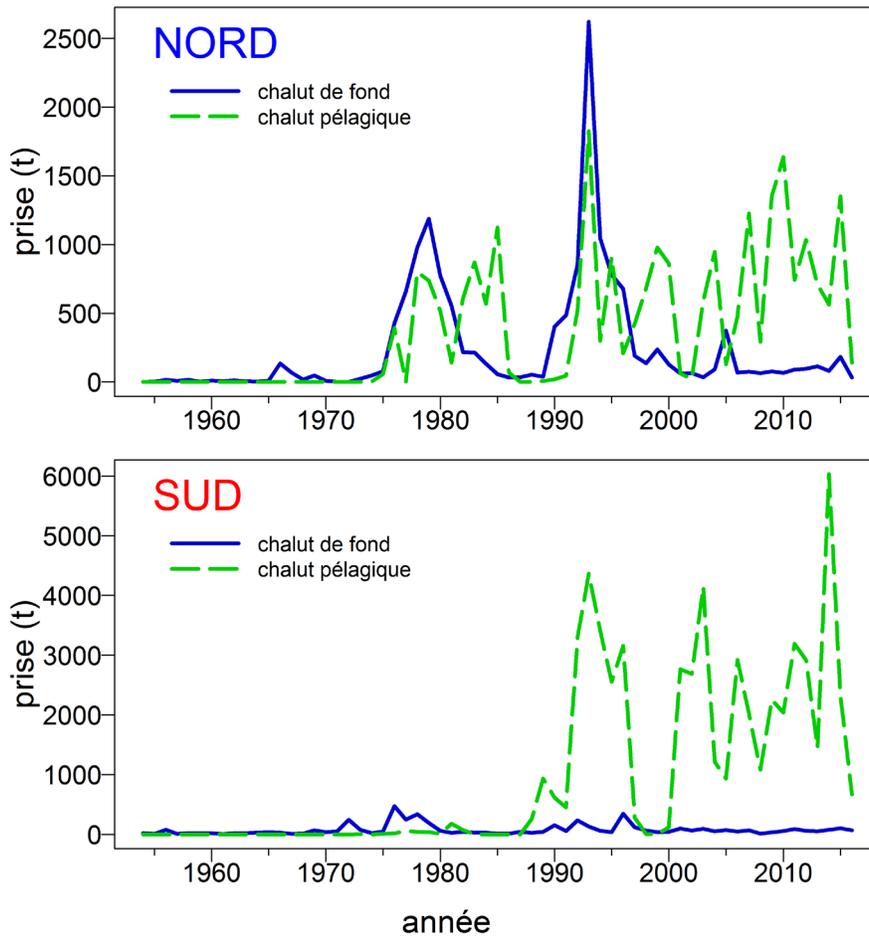


Figure A.8. Prises annuelles (t) de goberge de l'Alaska par type d'engin dans les zones nord et sud.

A.3. RÉFÉRENCES – PRISES

- Forrester, C.R. et 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.
- Gustafson, R.G., Lenarz, W.H., McCain, B.B., Schmitt, C.C., Grant, W.S., Builder, T.L. et Methot, R.D. 2000. [Status review of Pacific Hake, Pacific Cod, and Walleye Pollock from Puget Sound, Washington](#). NOAA Technical Memorandum NMFS-NWFSC-44: 275 pp.
- MPO. 2016. [Plan de gestion intégrée des pêches de la région du Pacifique – Poissons de fond : En vigueur le 21 février 2016 \(Version 1.5\)](#).
- Rutherford, K.L. 1999. [A brief history of GFCatch \(1954-1995\), the groundfish catch and effort database at the Pacific Biological Station](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2299: v + 66 pp.
- Saunders, M.W., McFarlane, G.A. et Shaw, W. 1989. [Delineation of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) stocks off the Pacific Coast of Canada](#). In Proc. Int. Symp. Biol. Mgmt. Walleye Pollock, Anchorage, AK, Nov 14-16, 1988, Lowell Wakefield Fisheries Symposia Series 7, Alaska Sea Grant Rep. 89-1, p. 379-401. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska, Fairbanks, AK.
- Thompson, J.M. 1981. [Preliminary report on the population biology and fishery of walleye pollock \(*Theragra chalcogramma*\) off the Pacific Coast of Canada](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1031: v + 157 pp.
- Wallace, S., Turris, B., Driscoll, J., Bodtker, K., Mose, B. et 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.

ANNEXE B. RELEVÉS AU CHALUT

B.1. INTRODUCTION

La présente annexe résume le calcul des indices de l'abondance relative de la goberge de l'Alaska à partir des relevés au chalut de fond suivants :

- ensemble de relevés historiques effectués dans le goulet de l'île Goose (GIG), dans le bassin de la Reine-Charlotte (section B.3);
- relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate (section B.4);
- relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (section B.5);
- relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (section B.6);
- relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (section B.7);
- relevé synoptique sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (section B.8).

Seuls les relevés utilisés dans l'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska sont présentés. Les relevés triennaux du NMFS, sur la crevette sur la côte ouest de l'île de Vancouver et sur la crevette dans le bassin de la Reine-Charlotte, ont été omis parce que la présence de goberges de l'Alaska dans ces relevés était sporadique, ce qui fait que ces relevés sont peu susceptibles de fournir des séries fiables 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 \mathcal{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 $j=1, \dots, n_{yi}$,

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

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

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

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

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

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

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 selon l'équation

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B.3.1. Sélection des données

Les données trait par trait d'une série de relevés au chalut historiques étaient disponibles pour 12 années pendant la période de 1965 à 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 (Westheim 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 (BRC), qui

couvraient une superficie beaucoup plus petite et prévoyaient une densité des traits beaucoup plus grande dans le goulet de l'île Goose (GIG). On le voit bien avec le petit nombre de traits réalisés lors des deux premiers relevés dans le goulet 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 coll., 1968] ont également effectué des traits sur la côte ouest de l'île de Vancouver, sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii et dans le sud-est de l'Alaska, mais tous deux comportaient un nombre raisonnable de traits dans le goulet de l'île Goose (Tableau B.1). Le relevé de 1971 (graphique de gauche, Figure B.3) était entièrement limité au GIG (Harling et coll., 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 goulets de l'île Goose et de Mitchell dans le bassin de la Reine-Charlotte (Harling et coll., 1973; Westrheim et coll., 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 coll., 2012). La distribution des traits par profondeur était également différente de celle des autres relevés (Tableau B.2). La conception de ce relevé était par conséquent très différente et ce relevé n'a donc pas été inclus dans la série chronologique.

Le relevé de 1984 a été effectué par deux navires : le *G.B. Reed* et le *Eastward Ho* (Nagtegaal et coll., 1986) Une partie de la conception de ce relevé visait à comparer les taux de prise des deux 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 goulet de l'île Goose tandis que le *Eastward Ho* se trouvait dans les secteurs plus profonds et au large du goulet (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 ANOVA - 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 seul GIG, 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 goulet de l'île Goose (même si l'ANOVA était stratifiée en fonction de la profondeur, il est possible que les catégories de profondeurs aient été trop grossières), la conclusion la plus simple est qu'il n'y avait pas de différence décelable entre les deux bateaux. Par conséquent, tous les traits des deux bateaux dans le goulet de l'île Goose ont été regroupés pour cette année de relevé.

On a modifié le plan du relevé de 1994 (Hand et coll., 1995), également effectué par un navire commercial (l'*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 (Yamanaka et coll., 1996) 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 conception (stations aléatoires plutôt que fixes), ce relevé n'a pas été utilisé dans l'évaluation des stocks.

Tableau B.1. Nombre de traits dans le goulet de l'île Goose et dans les autres zones (Autres), selon l'année du relevé et le 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	G.B. Reed		Southward Ho		Eastward Ho		Ocean Selector		Frosti	
	Autres	Goulet de l'île Goose	Autres	Goulet de l'île Goose	Autres	Goulet de l'île Goose	Autres	Goulet de l'île Goose	Autres	Goulet 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 goulet de l'île Goose et dans les autres zones (Autres), selon l'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. Il y a plus de traits dans la partie GIG de ce tableau que dans le Tableau B.3 parce que certains des traits de ce tableau ne convenaient pas au calcul des indices.

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	
Zones autres que le goulet de l'île Goose										
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	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Goulet de l'île Goose										
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

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	
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

Comme les lieux de pêche du goulet de l'île Goose étaient la seule zone régulièrement surveillée par ces relevés, les traits exécutés entre les latitudes de 50,9°N et 51,6°N pendant les sept années de relevés acceptables, couvrant la période comprise entre 1967 et 1984, ont servi à calculer l'indice de la population de goberge de l'Alaska (Tableau B.1).

Pour ces relevés, la stratification initiale en fonction de la profondeur était prévue à des intervalles de 20 brasses (36,1 m), les strates importantes pour la goberge de l'Alaska allant de 70 à 160 brasses (183 à 300 m). Pour la série de relevés dans le goulet de l'île Goose, le trait le moins profond qui a capturé des goberges de l'Alaska était à 121 m et le trait le plus profond à 282 m. Pour l'analyse, ces strates de profondeur ont été combinées en trois plages : 70 à 100 m, 100 à 120 m et 120 à 160 m, pour un total de 333 traits pendant les huit années de relevés acceptées (Tableau B.3).

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

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	9	11	12	32	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 goberge de l'Alaska tirées des relevés au chalut historiques dans le goulet 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 bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) (équ. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
1967	141	143	32	289	0,467	0,465
1969	792	779	367	1 495	0,358	0,359
1971	1 432	1 417	109	4 283	0,735	0,740
1973	2 628	2 553	544	6 386	0,584	0,588
1976	5 669	5 678	2 220	9 918	0,336	0,346
1977	2 486	2 532	1 226	4 083	0,286	0,292
1984	1 284	1 290	522	2 356	0,345	0,346
1994	1 312	1 324	634	2 186	0,304	0,305

La densité de l'écartement des portes (équ. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de goberge de l'Alaska, en utilisant une valeur fixe de 61,6 m pour l'écartement des

portes (Yamanaka et coll., 1996) et la distance parcourue enregistrée. Malheureusement, les champs de la vitesse, de l'effort et de la distance parcourue n'ont pas été bien remplis pour ces relevés. On a donc utilisé les valeurs moyennes pour l'année du relevé à la place des valeurs manquantes pour ces champs. De ce fait, la distance de remorquage est proche de 3 km pour la majorité des traits, ce qui était le résultat attendu puisque la conception prévoyait des traits de 30 minutes à une vitesse d'environ 6 km/h (3,2 nœuds approximativement).

B.3.2. Résultats

Les cartes montrant les endroits où des goberges de l'Alaska ont été capturées dans le goulet de l'île Goose (GIG) indiquent que cette espèce est présente dans l'ensemble du GIG la plupart des années, sauf en 1967 et 1969 (voir les figures Figure B.1 à Figure B.8). Les prises de goberge de l'Alaska étaient relativement fréquentes et en petites quantités, 277 des 444 traits valides ayant capturé l'espèce, avec un poids médian des captures de 16 kg. Le plus grand poids de prises dans un trait de goberge de l'Alaska était de 2 370 kg en 1971. Les goberges de l'Alaska ont été pêchées surtout à des profondeurs comprises entre 159 et 276 m (quantiles de 5 % et 95 % de la distribution empirique de départ de la profondeur), avec des profondeurs minimale et maximale observées de 148 et 296 m, respectivement (Figure B.9).

Les niveaux estimés de biomasse dans le GIG pour la goberge de l'Alaska étaient variables d'après les relevés historiques au chalut dans le GIG, la biomasse maximale ayant été enregistrée en 1976 (à 5 669 t) et la biomasse minimale en 1967 (à 141 t) (Figure B.10; Tableau B.4). Les erreurs relatives des relevés sont de modérées à élevées pour cette espèce, allant d'un minimum de 0,29 en 1977 à 0,74 en 1971 (Tableau B.4). La proportion de traits qui ont capturé des goberges de l'Alaska variait d'une année à l'autre, de 33 % à 96 % des traits (Figure B.11). En tout, 277 traits sur un total de 444 traits valides (62 %) contenaient des goberges de l'Alaska.

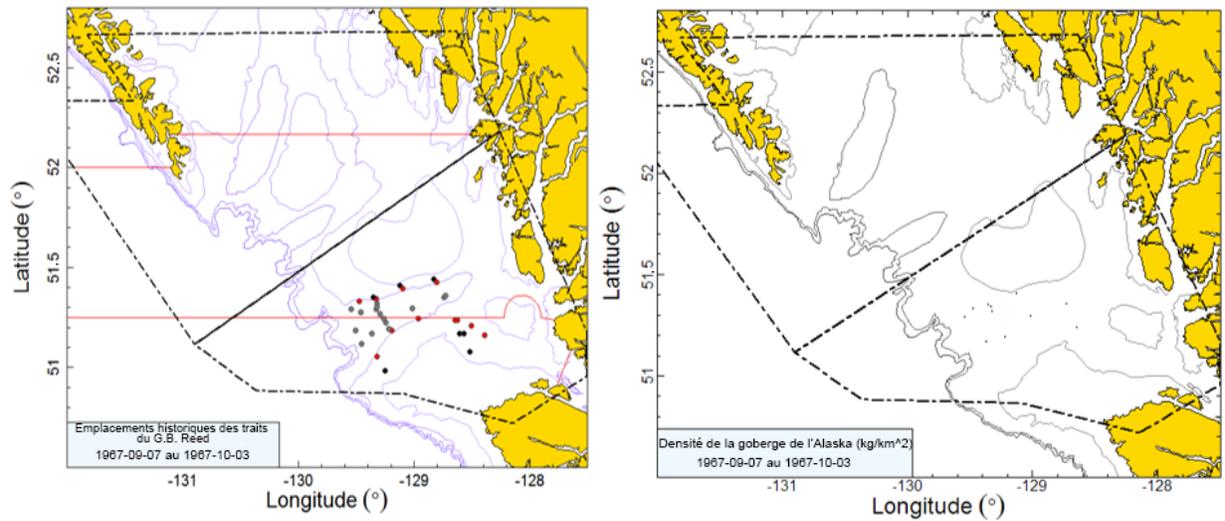


Figure B.1. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé historique de 1967 dans le goulet de l'île Goose (GIG). Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la tranche d'eau : noir = 120-183 m; rouge = 184-218 m; gris = 219-300 m. Dans le tracé de la densité de 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 = 12 825 kg/km² en 1971. Les lignes de démarcation noires indiquent l'étendue du relevé synoptique moderne dans le bassin de la Reine-Charlotte et les lignes pleines rouges représentent les limites entre les zones 5A, 5B et 5C de la CPMP.

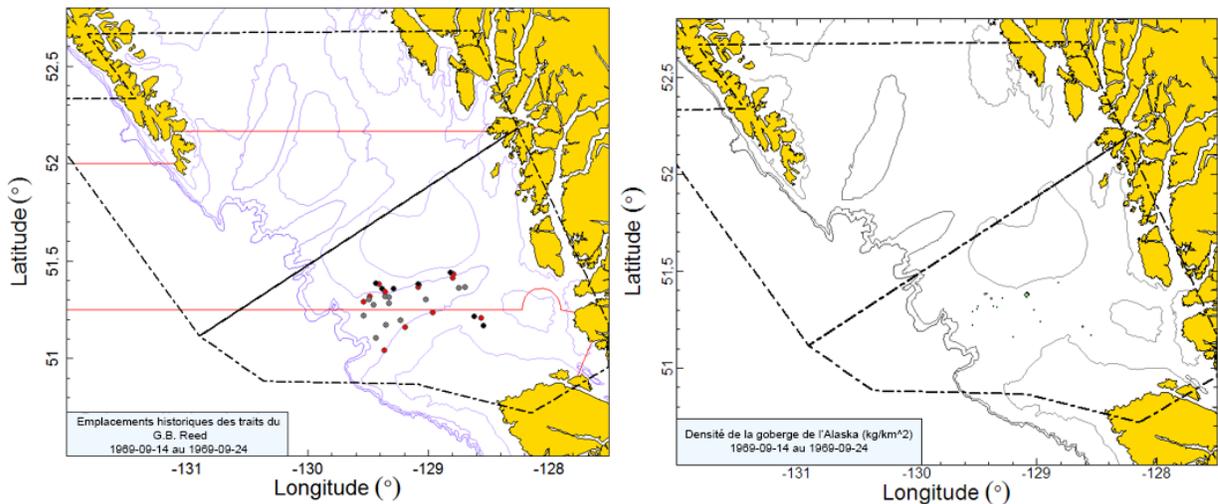


Figure B.2. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1969 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1)

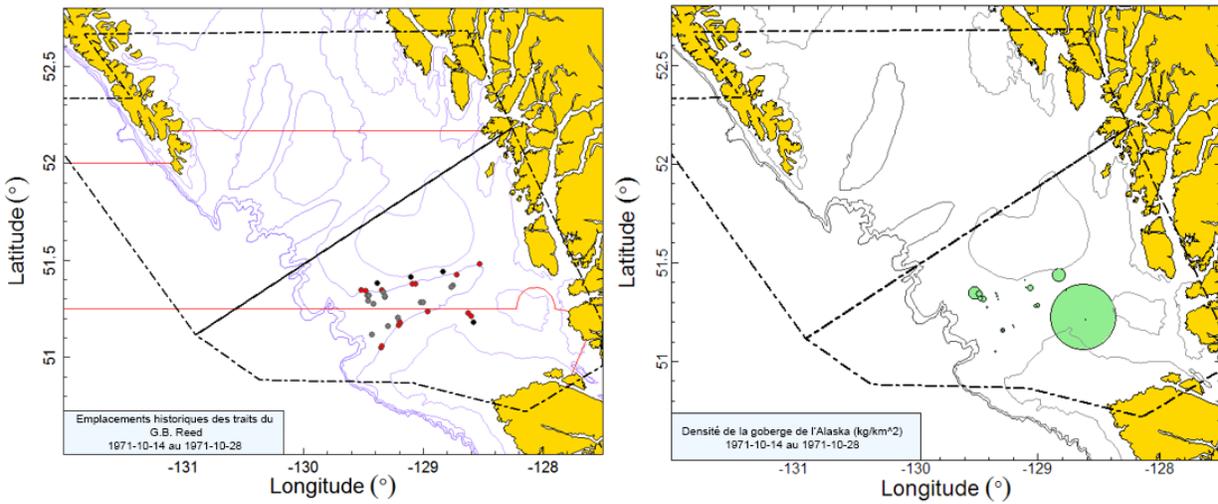


Figure B.3. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1971 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

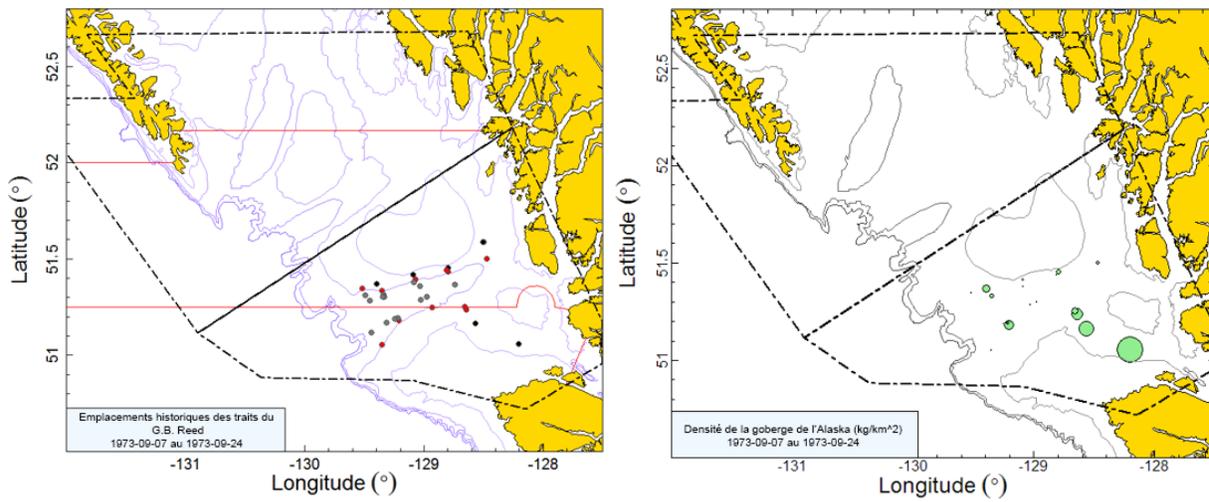


Figure B.4. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1973 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

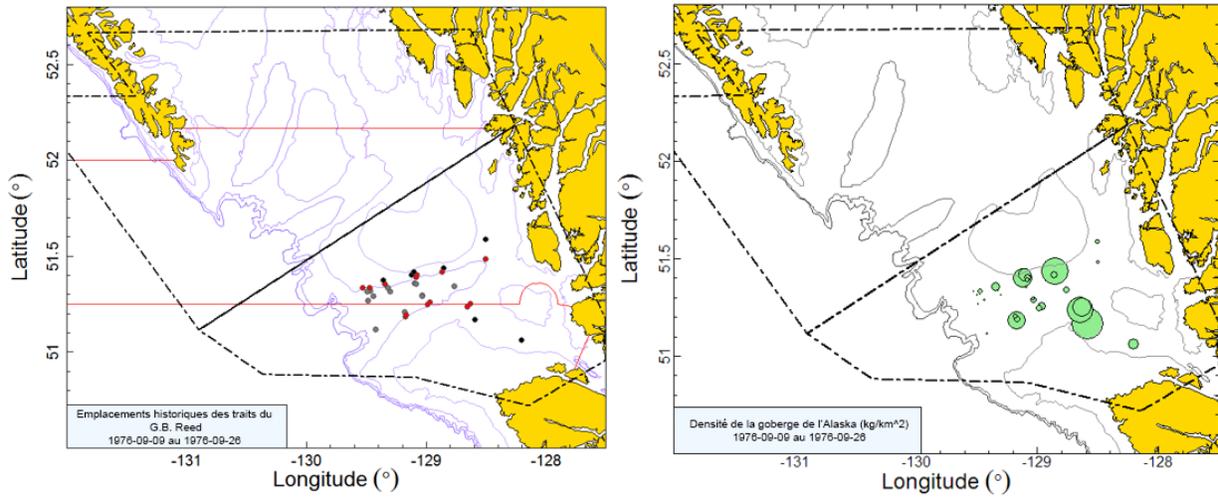


Figure B.5. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1976 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).

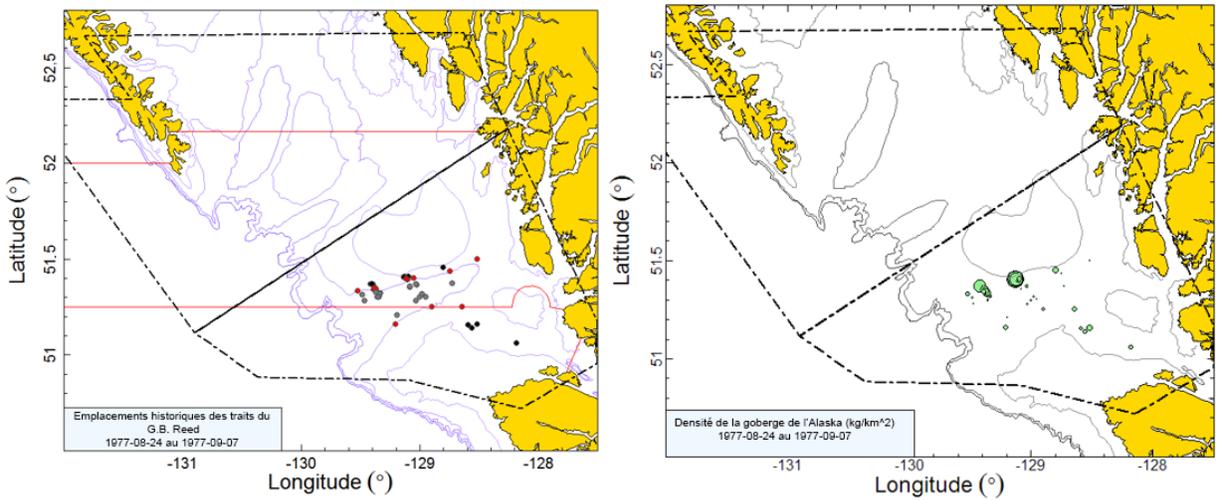


Figure B.6. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1977 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1.)

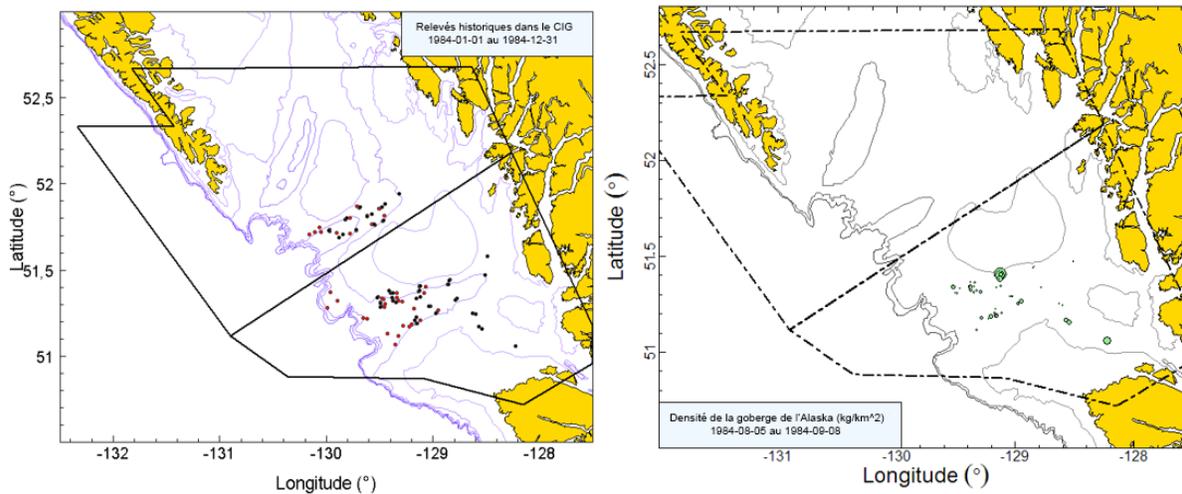


Figure B.7. Graphique de gauche : les couleurs de l'emplacement des traits indiquent le bateau de pêche plutôt que la profondeur : noir = G.B. Reed; rouge = Eastward Ho. D'autres lieux de pêche utilisés par les bateaux dans le canyon de Mitchell sont également indiqués. Graphique de droite : tracé de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

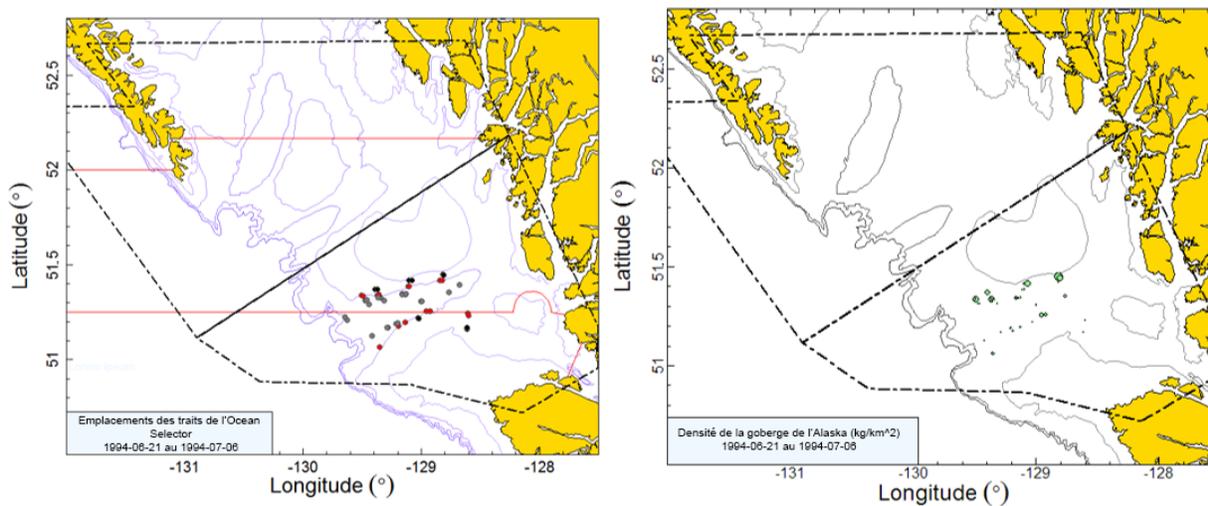
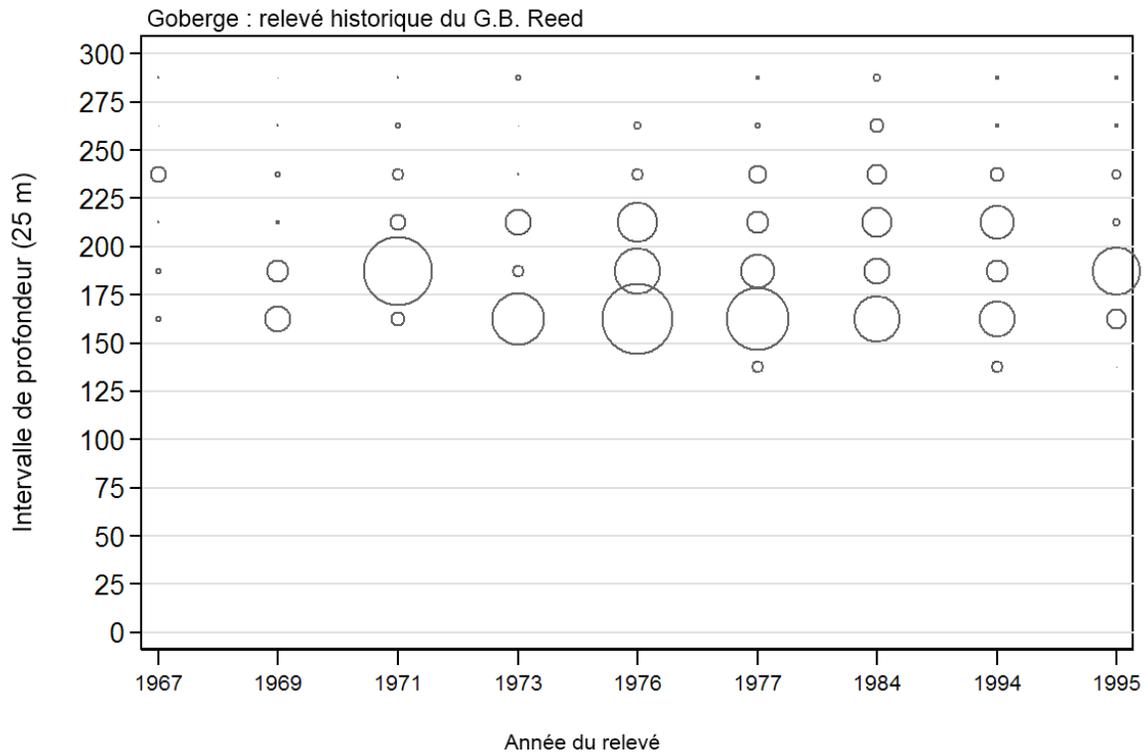


Figure B.8. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé historique de 1994 dans le goulet de l'île Goose (GIG) (voir la légende de la Figure B.1).



Taille du cercle maximal = 2658 kg

Figure B.9. Distribution des poids observés des prises de goberge de l'Alaska pour les relevés historiques dans le goulet de l'île Goose (GIG) (Tableau B.3) par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les tranches de profondeur sont indiquées par le point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (2 658 kg) dans la tranche de 150-175 m en 1976. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de goberge de l'Alaska = 148 m et 282 m, respectivement.

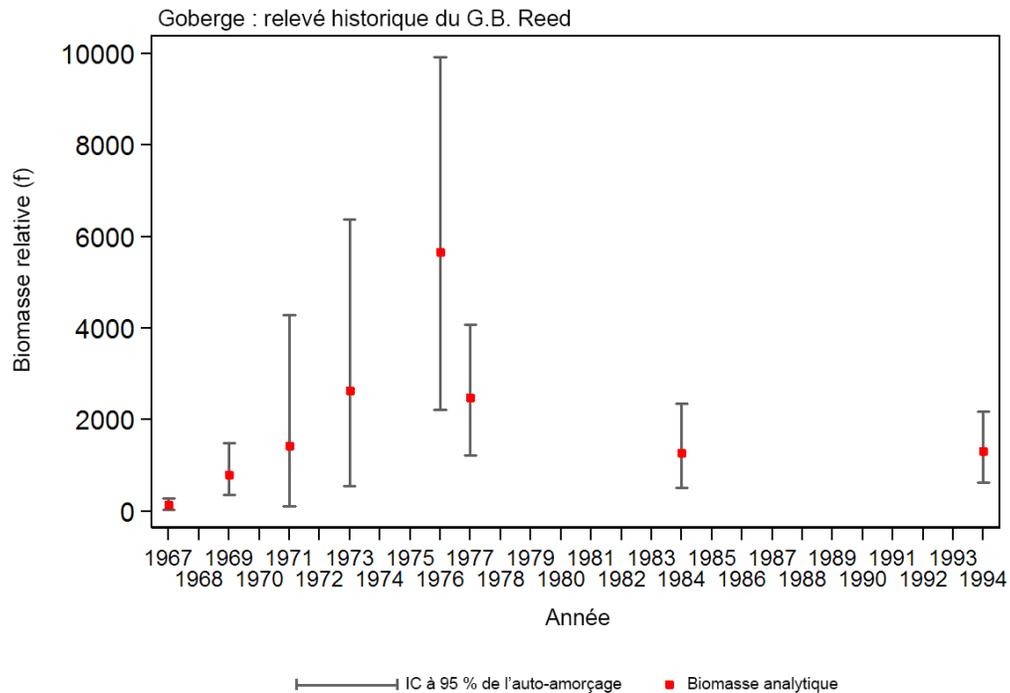


Figure B.10. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour les relevés historiques sur la goberge de l'Alaska dans le goulet de l'île Goose (GIG) : 1967 à 1994 (valeurs fournies dans le Tableau B.4). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 réplicats bootstrap, sont tracés.

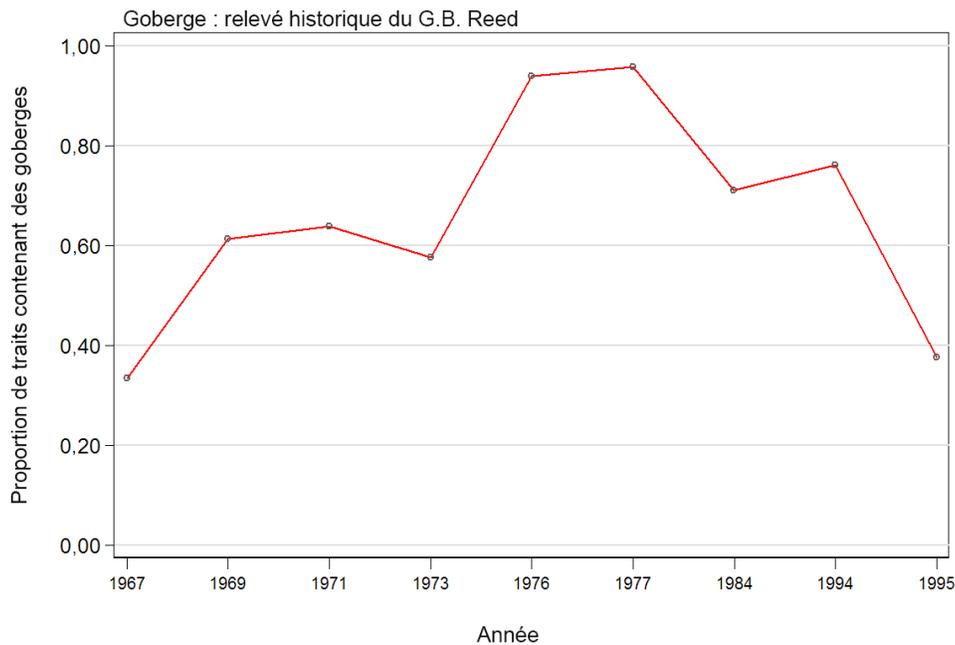


Figure B.11. Proportion de traits par année qui remontent des goberges de l'Alaska dans les relevés historiques dans le goulet de l'île Goose : 1967 à 1995.

B.4. RELEVÉ DE LA COMMUNAUTÉ D'ESPÈCES DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

B.4.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué 11 fois entre 1984 et 2003 dans le détroit d'Hécate (DH), entre les îles Moresby et Graham et le continent (toutes les positions de départ des traits valides sont indiquées par année de relevé sur les Figure B.12 à Figure B.22) (Sinclair, 1999). Le plan a superposé une grille carrée de 10 milles marins au-dessus du détroit d'Hécate et placé un trait par carré de grille à des intervalles de profondeur de 10 brasses sur une plage de 10 à 80 brasses (18 à 146 m). Les strates de plus de 80 brasses de profondeur ont été échantillonnées certaines années du relevé, mais elles ont été exclues de l'analyse parce que les strates plus profondes n'ont pas été échantillonnées toutes les années. Les positions des traits ont été choisies de façon non aléatoire selon le type de substrat et ont été fixées après le premier relevé, bien que la façon dont les positions de remorquage sont revues ait varié et que de nouvelles positions aient été ajoutées au fil des ans. Il y a eu de 85 à 105 traits valides chaque année de relevé après la première année, qui comptait plus de 140 traits (Tableau B.5). Sinclair (1999) a choisi d'analyser ces données en utilisant les intervalles de profondeur de 10 brasses comme strates de profondeur, sans faire référence au quadrillage superposé en supposant que les emplacements des traits avaient été choisis de façon aléatoire.

Tableau B.5. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate de 1984 à 2003. La superficie de chaque strate et le navire ayant réalisé le relevé sont également indiqués, selon l'année de relevé.

Année	Navire	Strate de profondeur							Nombre total de traits
		10-19 brasses	20-29 brasses	30-39 brasses	40-49 brasses	50-59 brasses	60-69 brasses	70-79 brasses	
1984	<i>G.B. Reed</i>								
1984	<i>Océan Arctique</i>	19	19	23	25	23	23	14	146
1987	<i>Southward Ho</i>	15	12	12	11	16	10	9	85
1989	<i>Southward Ho</i>	17	12	12	15	12	9	13	90
1991	<i>Southward Ho</i>	18	12	15	10	21	15	7	98
1993	<i>W.E. Ricker</i>	16	20	11	15	10	15	7	94
1995	<i>W.E. Ricker</i>	17	19	15	16	14	14	7	102
1996	<i>W.E. Ricker</i>	25	24	21	10	11	10	4	105
1998	<i>W.E. Ricker</i>	14	11	17	13	13	14	4	86
2000	<i>W.E. Ricker</i>	18	22	19	14	15	11	6	105
2002	<i>Viking Storm</i>	17	17	15	16	11	10	6	92
2003	<i>W.E. Ricker</i>	15	17	16	18	15	9	5	95
Superficie (km ²)	-	2 657	1 651	908	828	912	792	612	8 360 ¹

¹ superficie totale du relevé

Tableau B.6. Estimations de la biomasse de goberge de l'Alaska tirées du relevé au chalut de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate pour les années 1984 à 2003, selon la méthode de Starr et coll. (2006⁵) (voir les explications dans le texte). Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) (équ. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
1984	383	382	229	569	0,216	0,227
1987	514	505	114	1 268	0,611	0,618
1989	410	417	114	807	0,420	0,430
1991	907	885	429	1 602	0,337	0,340
1993	1 193	1 227	303	3 111	0,579	0,555
1995	425	429	251	703	0,260	0,262
1996	1 684	1 684	747	3 240	0,379	0,372
1998	2 022	2 031	848	4 058	0,383	0,393
2000	62	62	30	114	0,335	0,322
2002	1 253	1 251	736	1 925	0,247	0,242
2003	549	536	243	970	0,348	0,355

Deux méthodes ont été utilisées pour générer une valeur de la densité d'écartement des portes (équ. B.3) pour chaque trait de relevé, étant donné qu'il n'existe aucune estimation de l'écartement des portes ou des ailes pour ce relevé et qu'il n'existe que des estimations de distance parcourue [**distance_travelled**] et de vitesse [**speed**] pour les trois dernières années du relevé. La méthode proposée par Sinclair (1999) consistait à calculer une CPUE (kg/h) pour chaque trait et à convertir cette valeur en biomasse par superficie balayée (kg/km²) en supposant une superficie constante balayée par chaque trait, avec 0,0486 km²/h comme constante. Starr et ses collaborateurs (2006⁵) ont proposé une deuxième méthode, en supposant une valeur constante d'écartement des portes de 43 m et une vitesse constante de 5,1 km/h (équ. B.2). Il y avait peu de différence pratique entre ces méthodes lorsque l'on traitait les indices de la biomasse ainsi obtenus comme relatifs, comme l'ont démontré Starr et ses collaborateurs (2006⁵).

B.4.2. Résultats

Les densités des prises de goberge de l'Alaska dans ce relevé étaient généralement les plus élevées dans la moitié nord du détroit d'Hécate, s'étendant rarement jusqu'à l'extrémité de l'île Graham ou à la partie sud du détroit d'Hécate (Figure B.12 à Figure B.22). Les goberges ont été essentiellement pêchées à des profondeurs comprises entre 57 et 139 m (quantiles 5 % et 95 % de la distribution empirique des profondeurs), avec des observations jusqu'à des profondeurs de plus de 200 m les années où les strates profondes ont été échantillonnées (Figure B.23).

Les indices estimatifs de la biomasse de goberge de l'Alaska tirés de ce relevé au chalut n'ont affiché aucune tendance entre 1984 et 2003 (Tableau B.6; Figure B.24). Les erreurs relatives estimées étaient de modérées à élevées, allant de 23 à 62 % (Tableau B.6). Ces estimations de la variabilité peuvent être biaisées vers le bas, étant donné la sélection non aléatoire des emplacements des traits. En moyenne, un tiers des traits du relevé ont capturé des goberges de l'Alaska (variant de 0,20 à 0,45) (Figure B.25). En tout, 362 des 1 098 traits valides du relevé ont remonté des goberges de l'Alaska.

⁵ Starr, P.J., Kronlund, A.R., Workman, G., Olsen, N. et Fargo, J. 2006. Rock sole (*Lepidopsetta* spp.) in BC, Canada: Stock assessment for 2005 and advice to managers for 2006/2007. Document de travail du CEESP, Station biologique du Pacifique, MPO, Nanaimo (C.-B.), Canada.

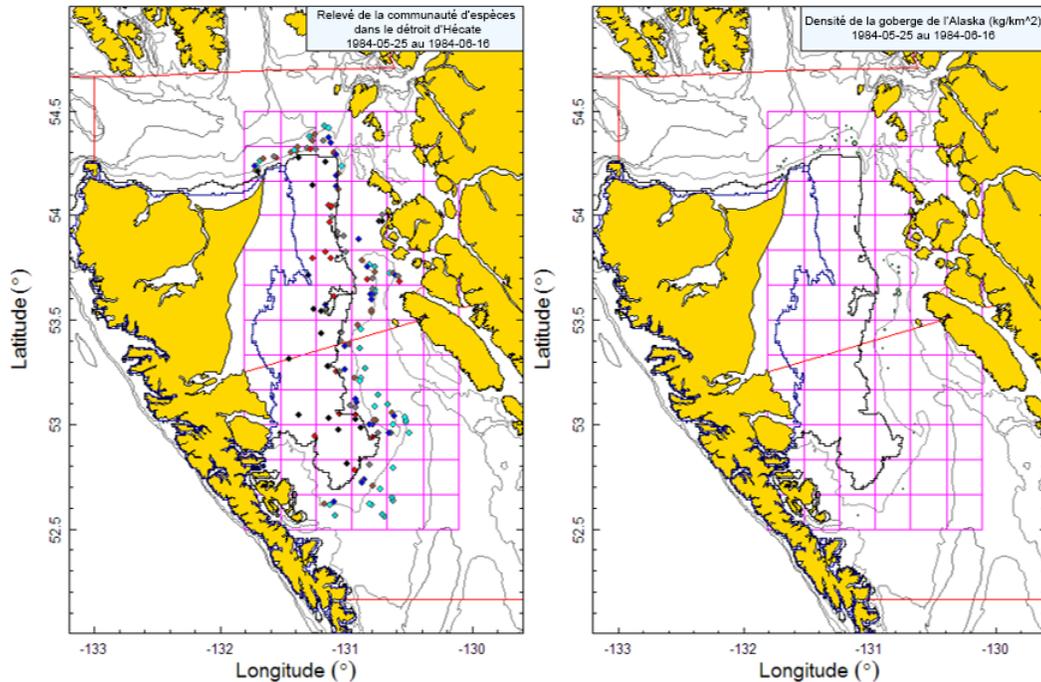


Figure B.12. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1984 dans le détroit d'Hécate, avec les strates exprimées en brasses : 10-19 (noir), 20-29 (rouge), 30-39 (gris), 40-49 (bleu), 50-59 (sienne), 60-69 (cyan), 70-79 (turquoise); et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1984 dans le détroit d'Hécate. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (1984, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1996, 1998, 2000, 2002, 2003), le plus grand cercle étant de 12 777 kg/km² en 1996.

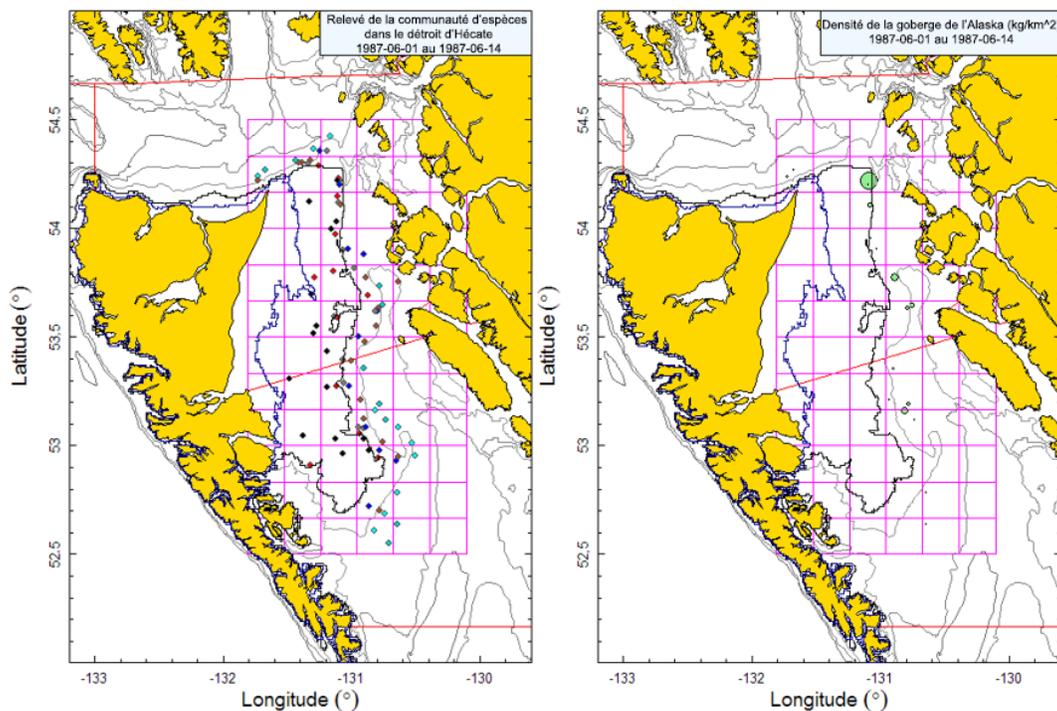


Figure B.13. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1987 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

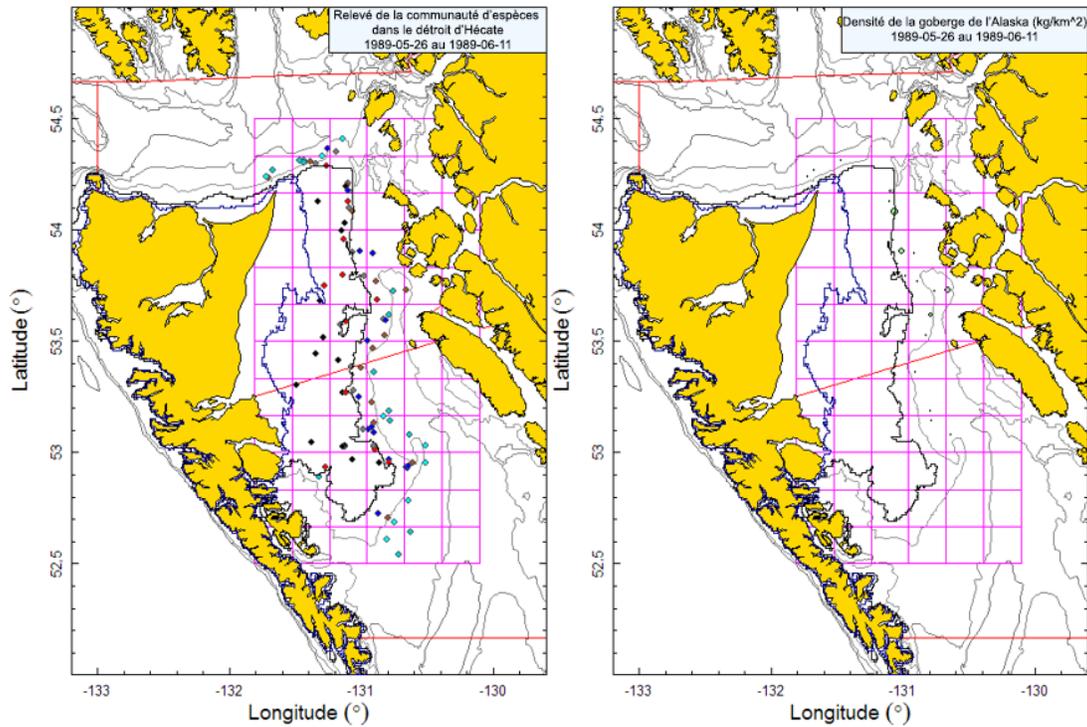


Figure B.14. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1989 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

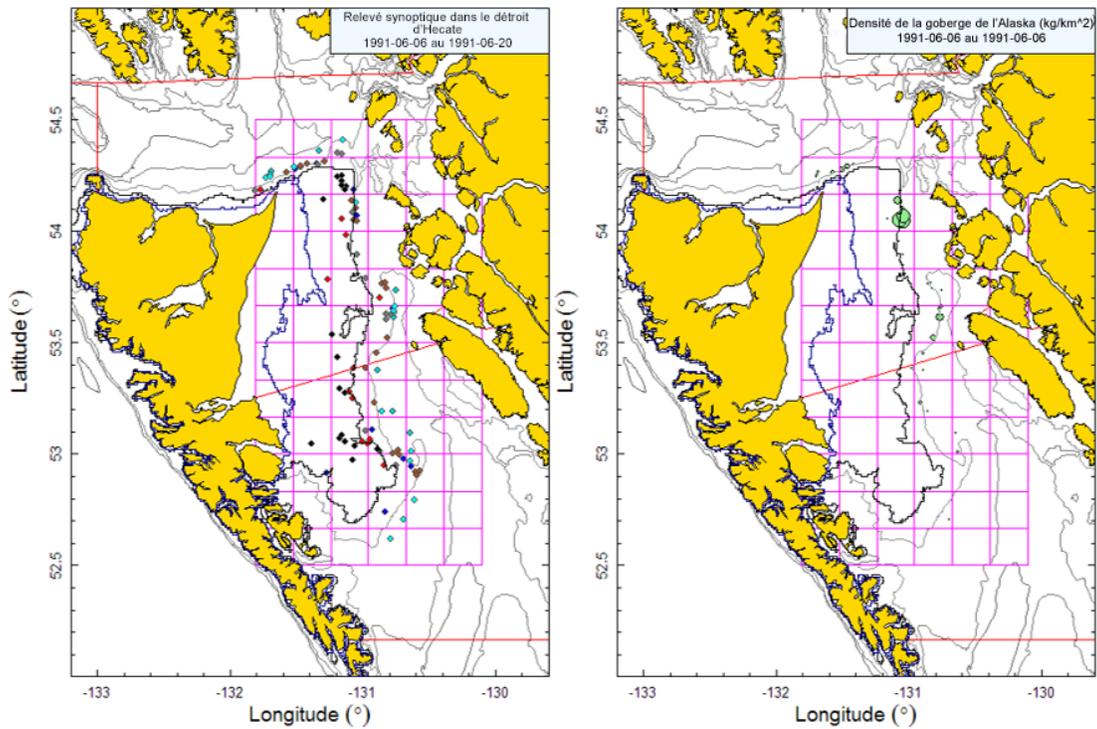


Figure B.15. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1991 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

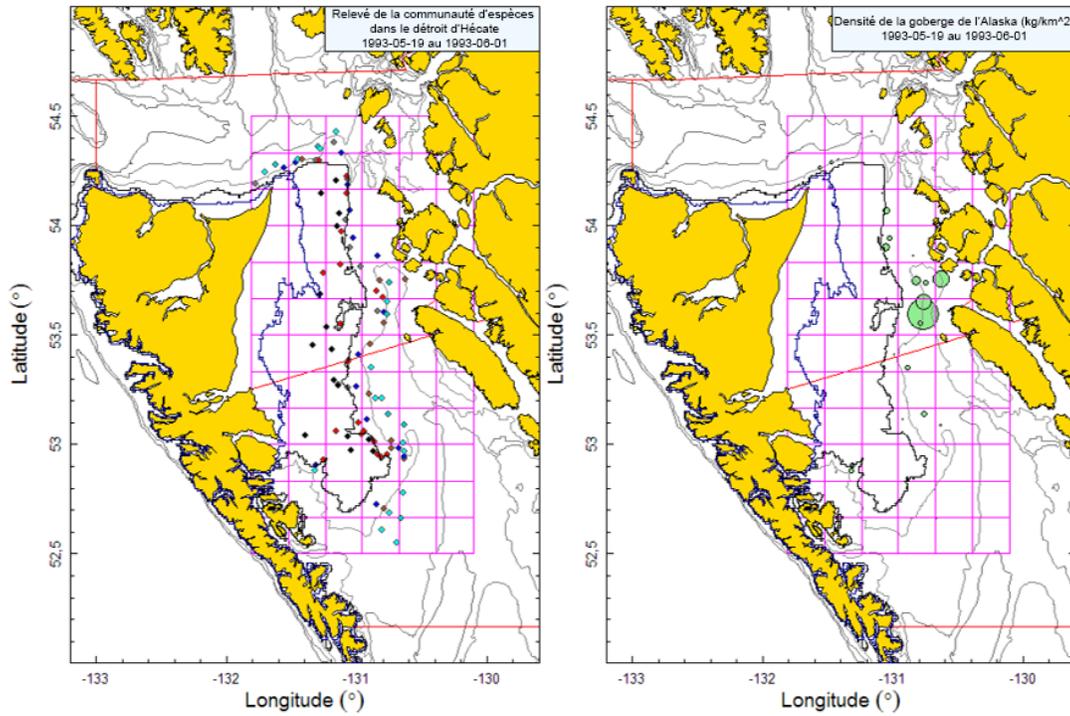


Figure B.16. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1993 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

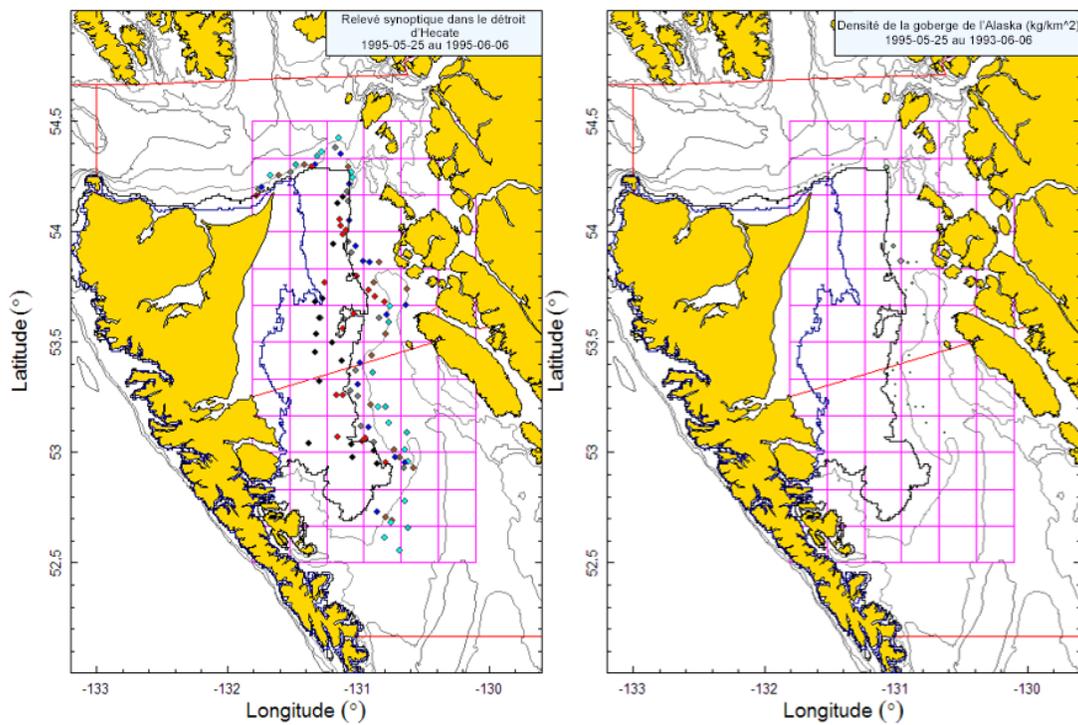


Figure B.17. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1995 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

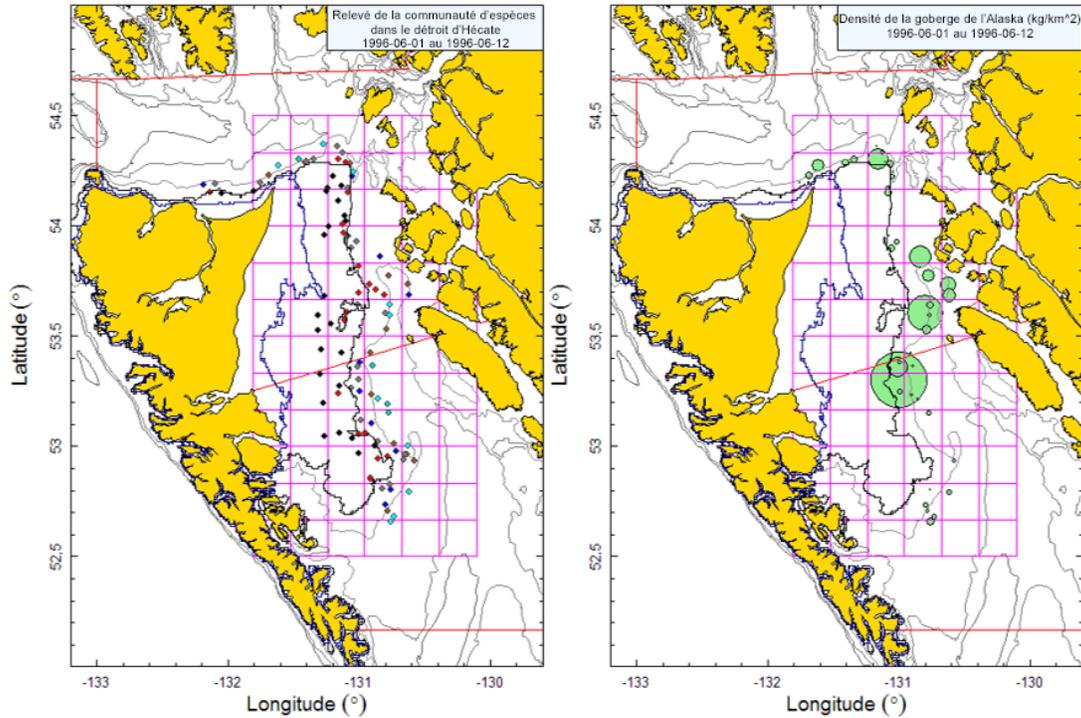


Figure B.18. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1996 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

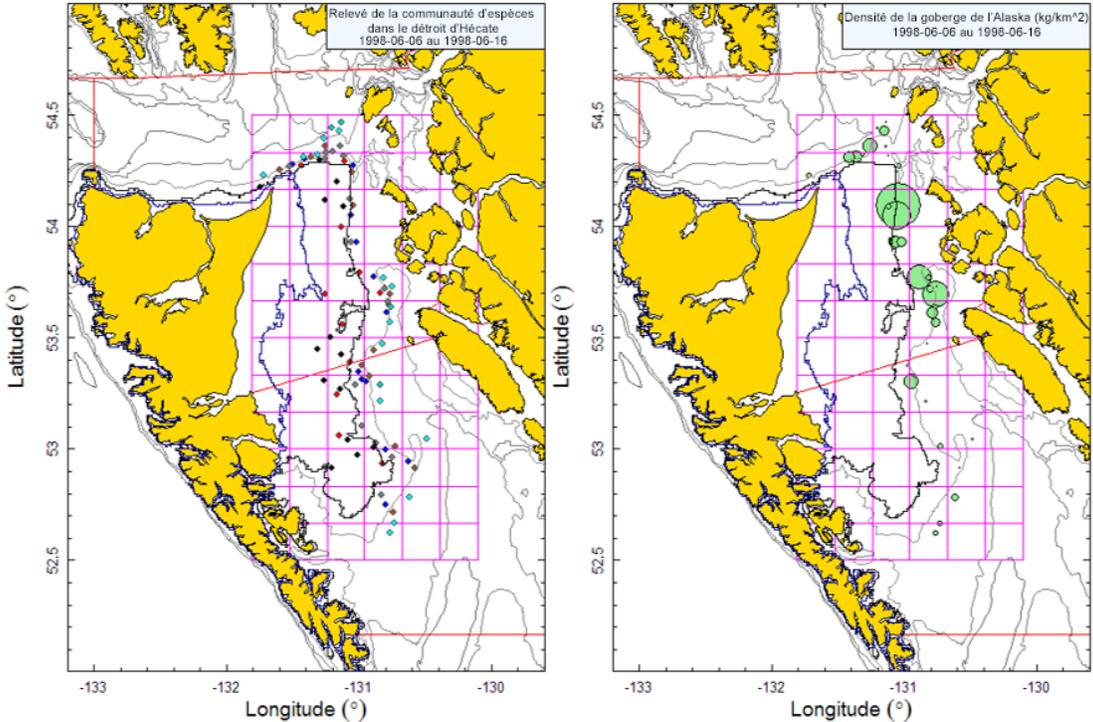


Figure B.19. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 1998 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

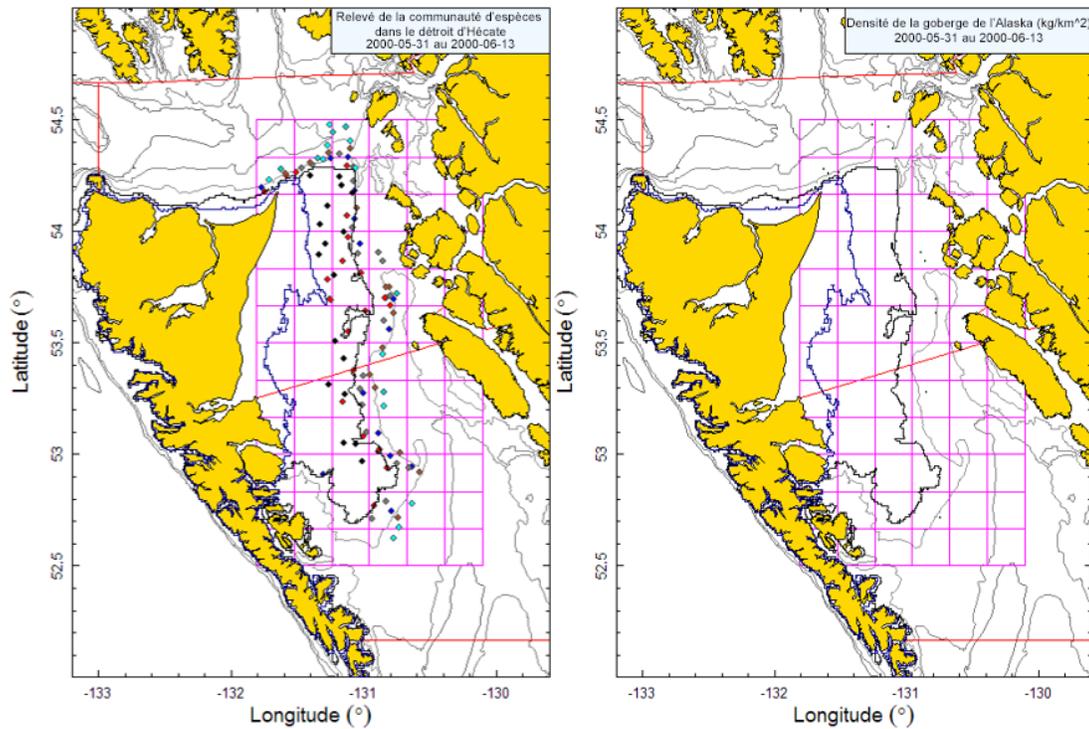


Figure B.20. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 2000 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

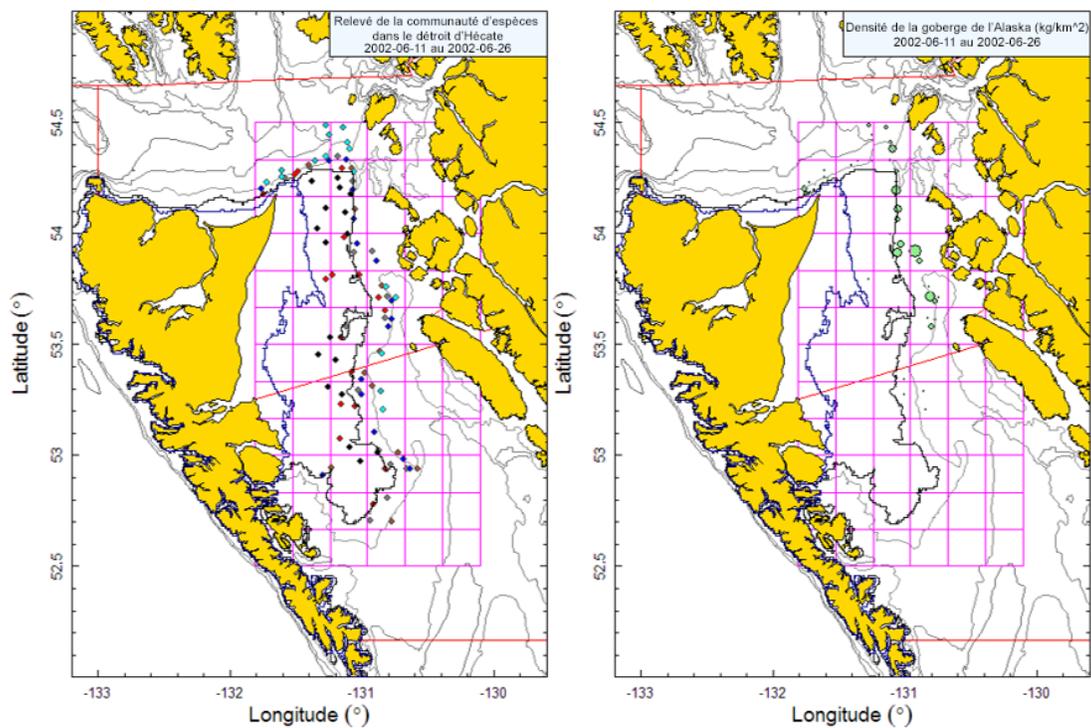


Figure B.21. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 2002 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).

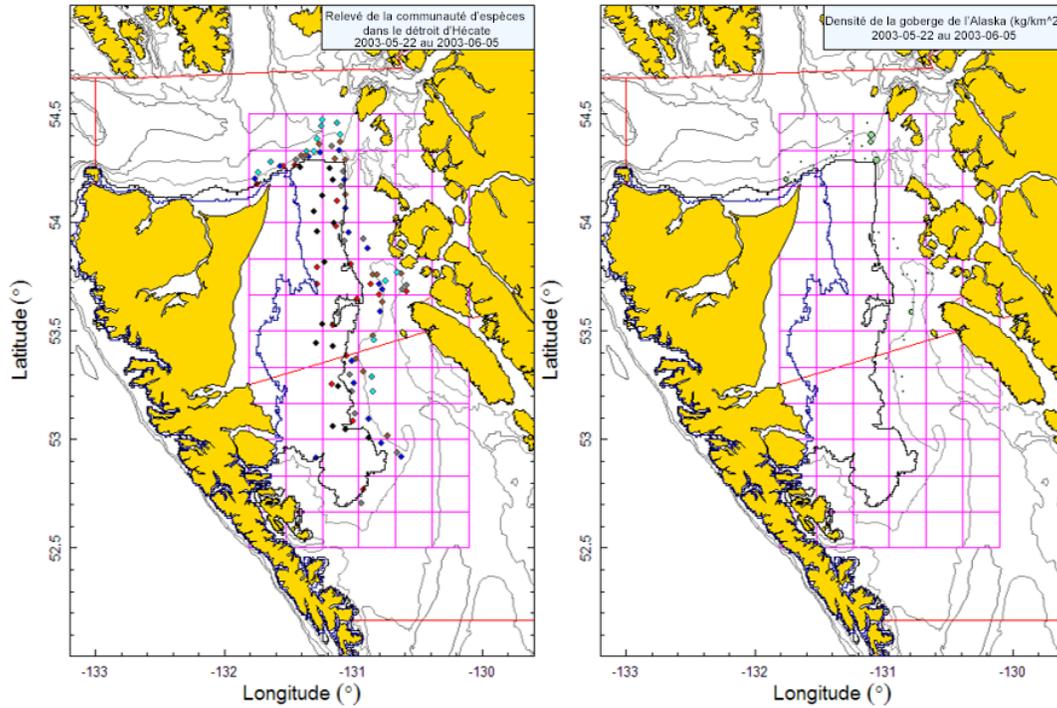
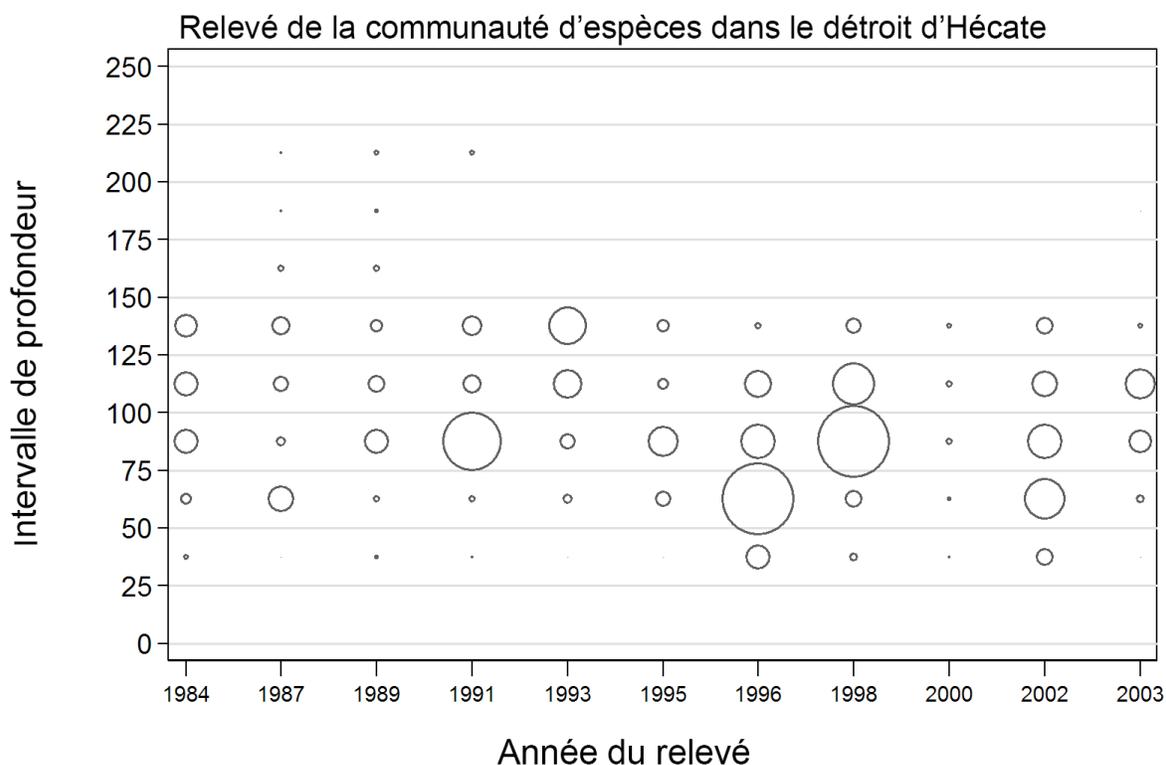


Figure B.22. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé de la communauté d'espèces de 2003 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.12).



Taille du cercle maximal = 2261 kg

Figure B.23. Distribution des poids observés des prises de goberge de l'Alaska pour le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate (Tableau B.5) 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 (2 261 kg) dans la tranche de 50-75 m en 1996. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de goberge de l'Alaska = 37 m et 203 m, respectivement. Il convient de noter que les traits de plus de 148 m (80 brasses) sont présentés ici lorsqu'ils sont disponibles, mais ont été exclus de l'analyse de la biomasse parce que les strates plus profondes n'ont pas été échantillonnées de façon uniforme toutes les années du relevé.

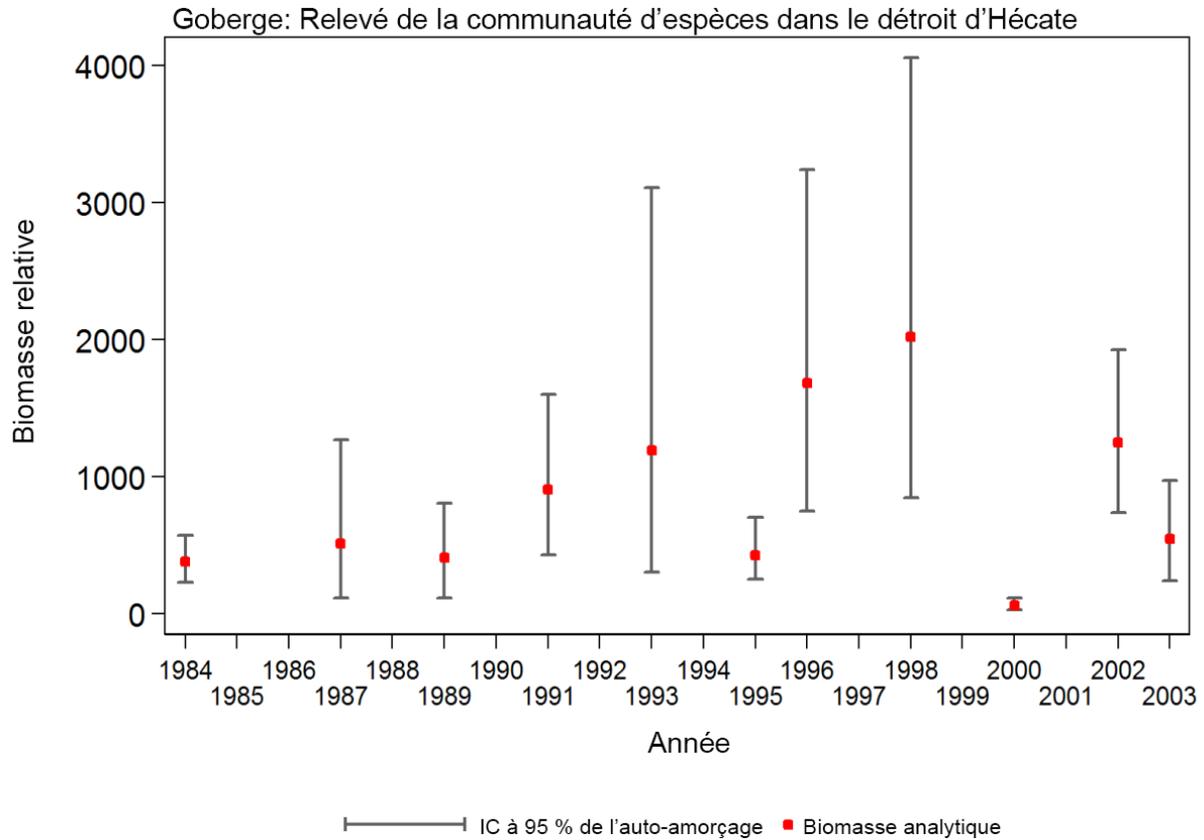


Figure B.24. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour la goberge de l'Alaska (valeurs fournies dans le Tableau B.6) d'après le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate de 1984 à 2003. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliques bootstrap, sont tracés.

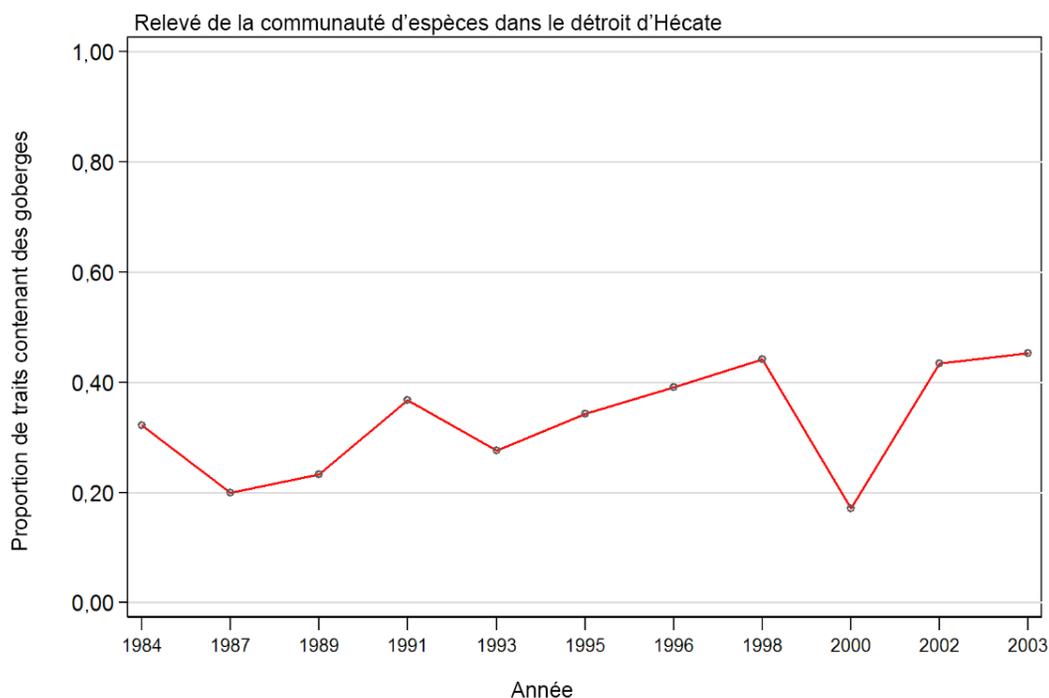


Figure B.25. Proportion de traits par année qui contiennent des goberges de l'Alaska, d'après le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate de 1984 à 2003.

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

B.5.1. Sélection des données

Ce relevé a été effectué six années alternées entre 2005 et 2015 dans le détroit d'Hécate (DH), entre les îles Moresby et Graham et le continent ainsi que 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 dans les figures B.26 à B.31). 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.7).

Une valeur de l'écartement des portes (B.3) a été générée pour chaque trait de chalut en fonction de la prise de goberge de l'Alaska, 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. Une valeur calculée (**[vessel_speed]** X **[tow_duration]**) est utilisée pour cette variable si la valeur de **[distance_travelled]** est manquante, mais cela ne s'est pas produit dans les six relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (217 valeurs pour toutes les années : Tableau B.8) pour remplir le champ **[doorspread]** lorsque cette donnée était manquante.

Tableau B.7. 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 2015. 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
		10-70	70-130	130-220	220-500	
2005	Frosti	79	88	26	9	202
2007	W.E. Ricker	48	43	36	7	134
2009	W.E. Ricker	53	43	48	12	156
2011	W.E. Ricker	70	51	50	14	185
2013	W.E. Ricker	74	42	43	16	175
2015	W.E. Ricker	47	46	40	15	148
Superficie (km ²)	-	5 958	3 011	2 432	1 858	13 259 ¹

¹ Superficie totale du relevé

Tableau B.8. Nombre de valeurs manquantes pour l'écartement des portes, par année, pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate entre 2005 et 2015, ainsi que le nombre d'observations disponibles de l'écartement des portes et la valeur moyenne de l'écartement des portes pour l'année du relevé.

Année	Nombre de traits pour lesquels il manquait l'écartement des portes ¹	Nombre de traits pour lesquels il existait des observations sur l'écartement des portes ²	Écartement moyen des portes (m) utilisé pour les traits pour lesquels les valeurs manquaient ²
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
Total	217	830	57,6

¹ Uniquement les traits valides pour l'estimation de la biomasse

² Comprend les traits qui n'ont pas été utilisés pour l'estimation de la biomasse

Tableau B.9. Estimations de la biomasse de la goberge de l'Alaska tirées du relevé synoptique au chalut dans le détroit d'Hécate pour les années de relevé 2005 à 2015. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) (équ. B.4)	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
2005	1 750	1 741	919	3 293	0,330	0,321
2007	1 394	1 422	568	2 776	0,391	0,391
2009	1 028	1 032	604	1 798	0,275	0,267
2011	1 073	1 069	561	1 856	0,308	0,308
2013	1 828	1 816	1 113	2 851	0,234	0,232
2015	1 972	1 974	1 062	3 293	0,285	0,273

B.5.2. Résultats

Dans ce relevé, les prises de goberge de l'Alaska sont concentrées le long de l'isobathe de 100 m dans l'entrée Dixon, puis suivent cet isobathe dans la partie supérieure du détroit d'Hécate (Figure B.26 à Figure B.31). Les goberges ont été essentiellement pêchées à des profondeurs comprises entre 43 et 239 m (quantiles de 5 à 95 %), mais il existe des observations sporadiques jusqu'à des profondeurs maximales d'environ 330 m et minimales d'environ 20 m (Figure B.32).

La biomasse estimée de la goberge de l'Alaska en fonction l'écart des portes, tirée de ce relevé au chalut, n'a affiché aucune tendance générale entre 2005 et 2015, les estimations les plus élevées ayant été enregistrées en 2005, 2013 et 2015, et la plus basse en 2009 (Tableau B.9; Figure B.33). Les erreurs relatives estimées étaient modérées, allant de 23 à 39 % (Tableau B.9). En moyenne, 55 % des traits du relevé ont capturé des goberges de l'Alaska (variant de 0,52 à 0,60 par année) (Figure B.34). Dans l'ensemble, 549 des 1 000 traits de relevé valides contenaient des goberges de l'Alaska, avec un faible poids médian des captures pour les traits positifs (3,3 kg/trait) et un poids maximal des captures de 1 622 kg dans les six relevés (en 2005).

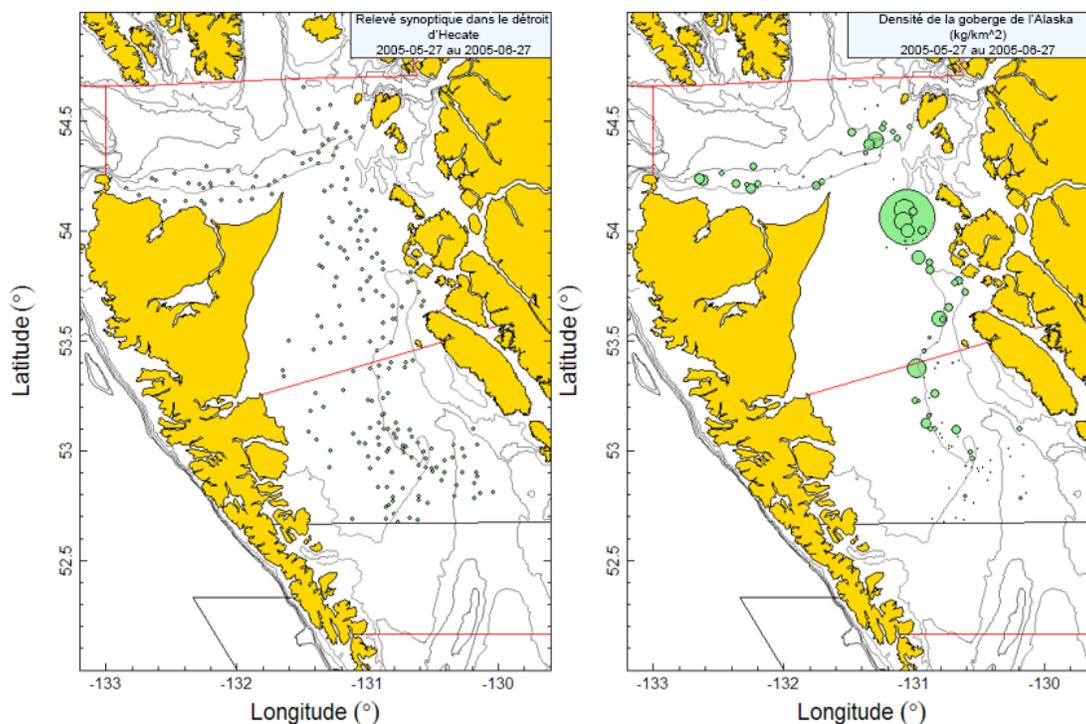


Figure B.26. Emplacements des traits valides et tracés de la densité pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécaté de 2005. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015), le plus grand cercle = 14 373 kg/km² en 2005. Les lignes rouges indiquent les limites des zones statistiques principales 5C, 5D et 5E de la CPMP.

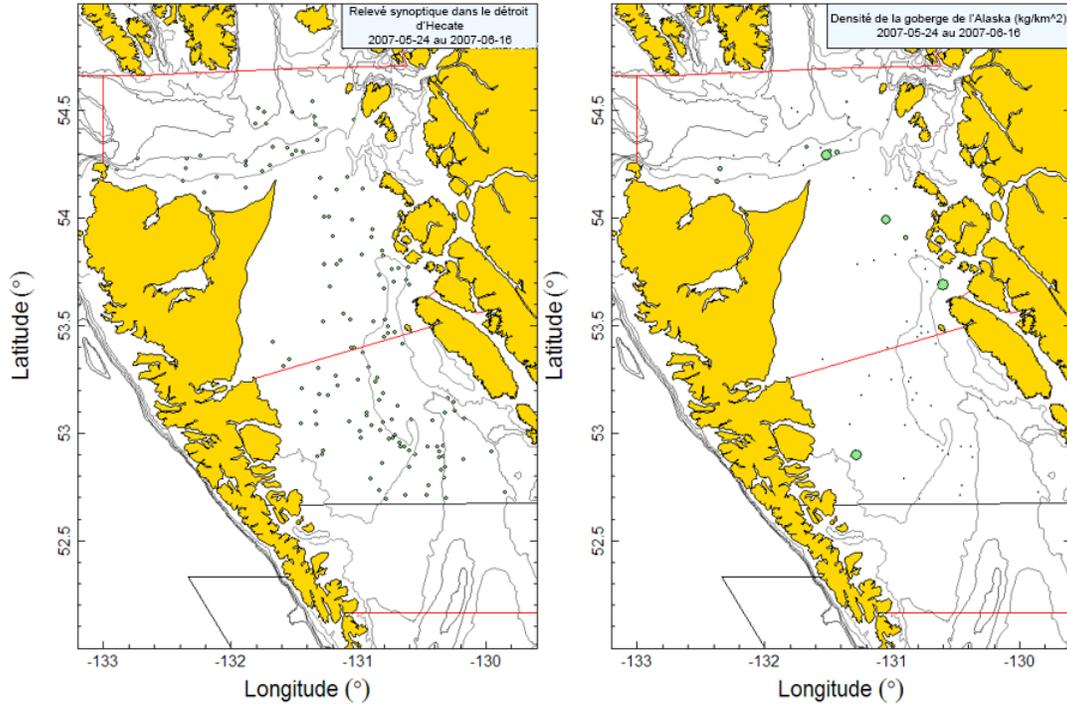


Figure B.27. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.26)

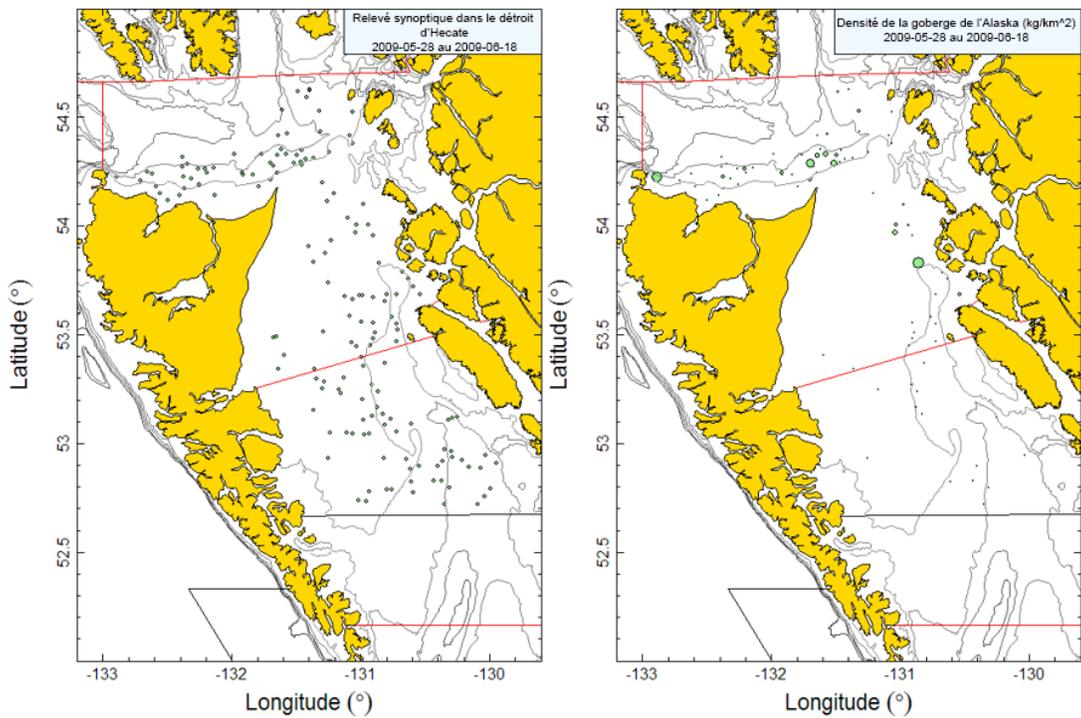


Figure B.28. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.26).

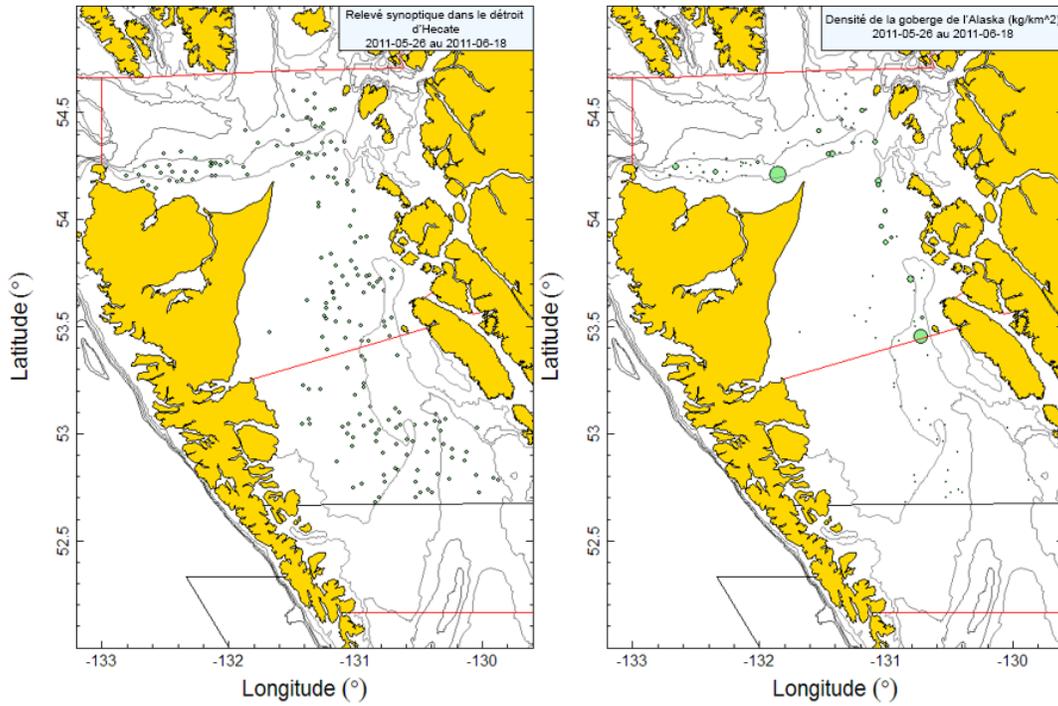


Figure B.29. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.26).

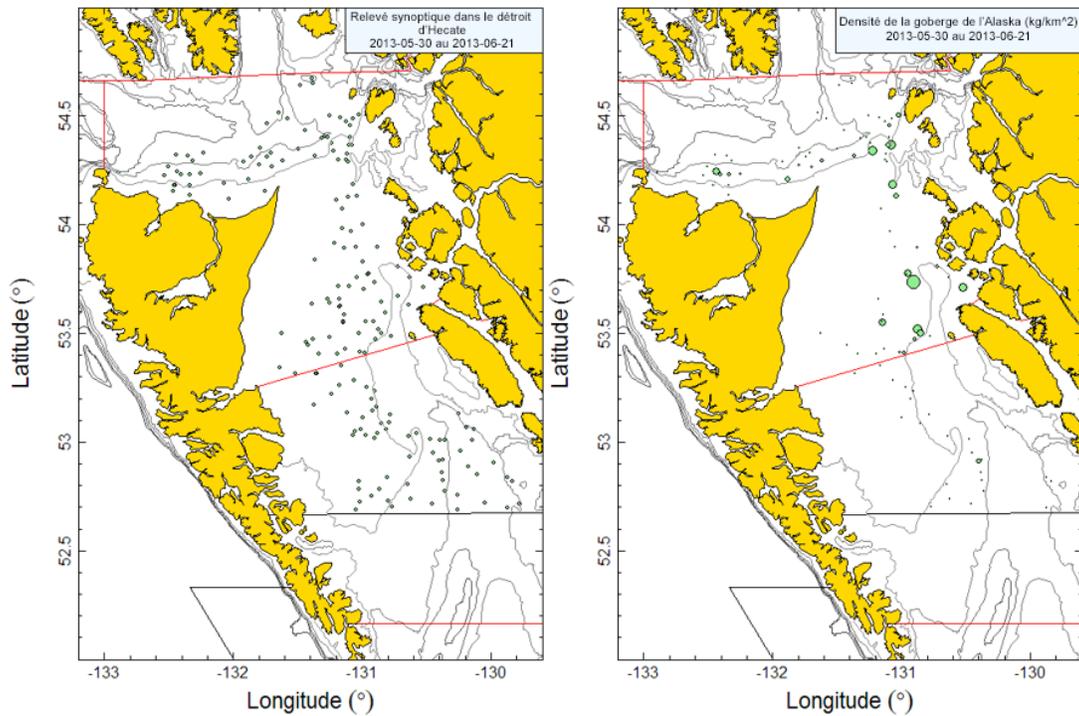


Figure B.30. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le détroit d'Hécate (voir la légende de la Figure B.26).

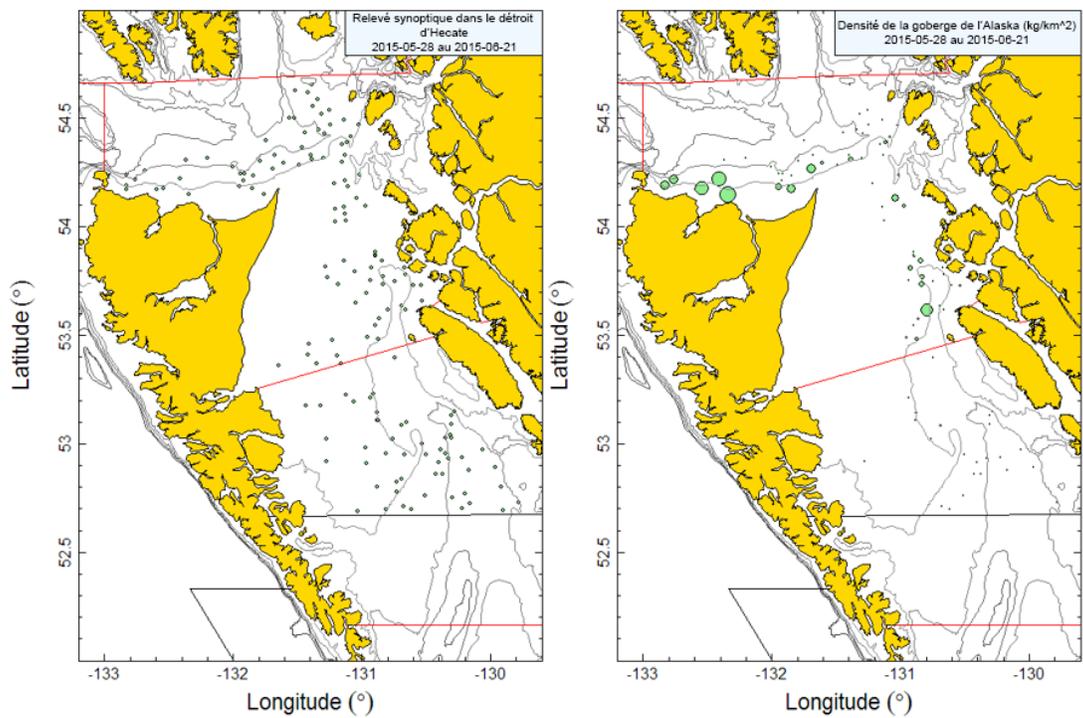
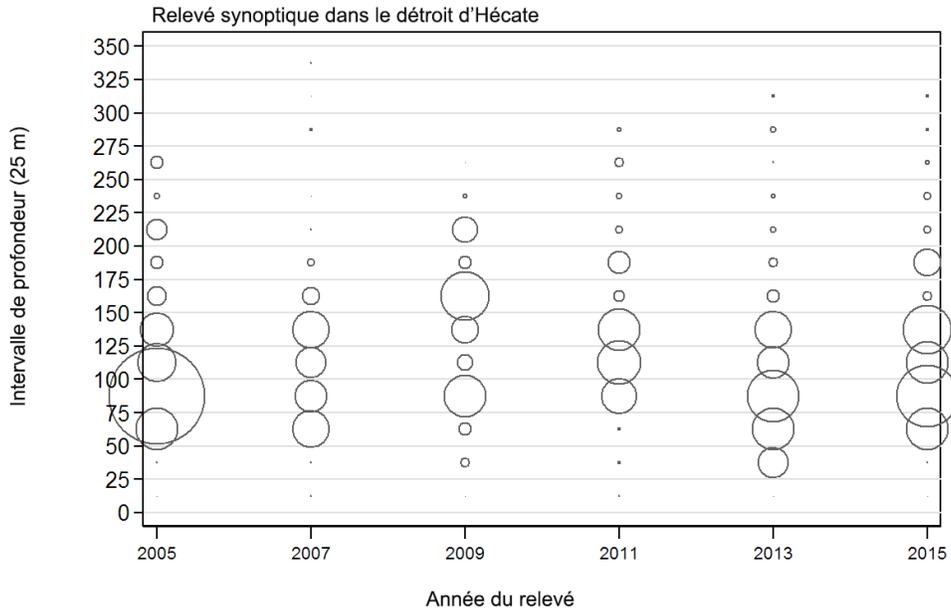


Figure B.31. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le détroit d'Hecate (voir la légende de la Figure B.26).



Taille du cercle maximal=2491 kg

Figure B.32. Distribution des poids observés des prises de goberge de l'Alaska pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (Tableau B.7) 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 (2 491 kg) dans la tranche de 75-100 m en 2005. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de goberge de l'Alaska = 25 m et 288 m, respectivement.

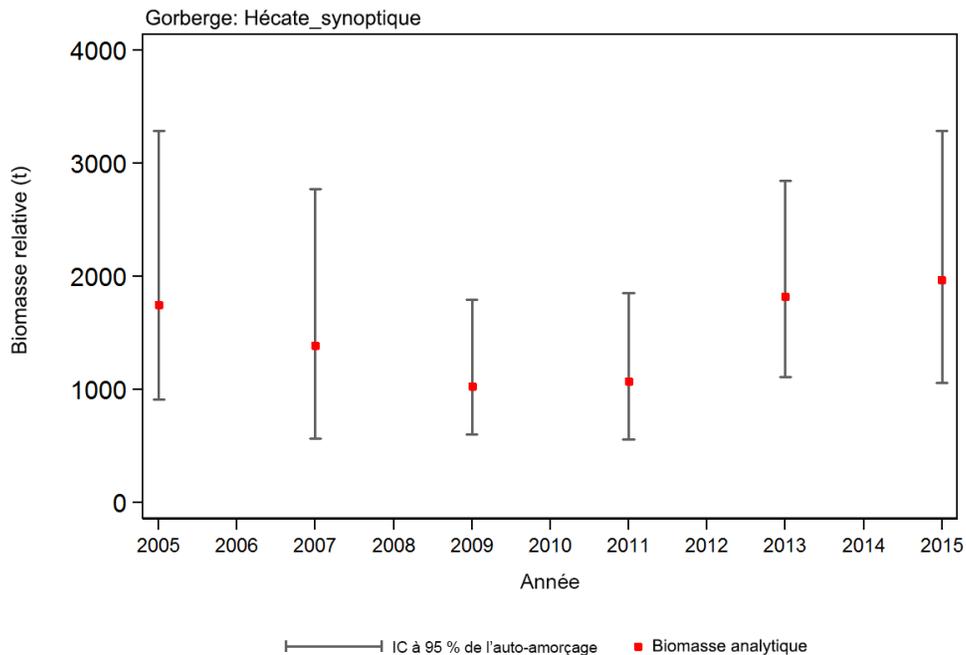


Figure B.33. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour la goberge de l'Alaska (valeurs fournies dans le Tableau B.9) d'après le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2015. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliqués bootstrap, sont tracés.

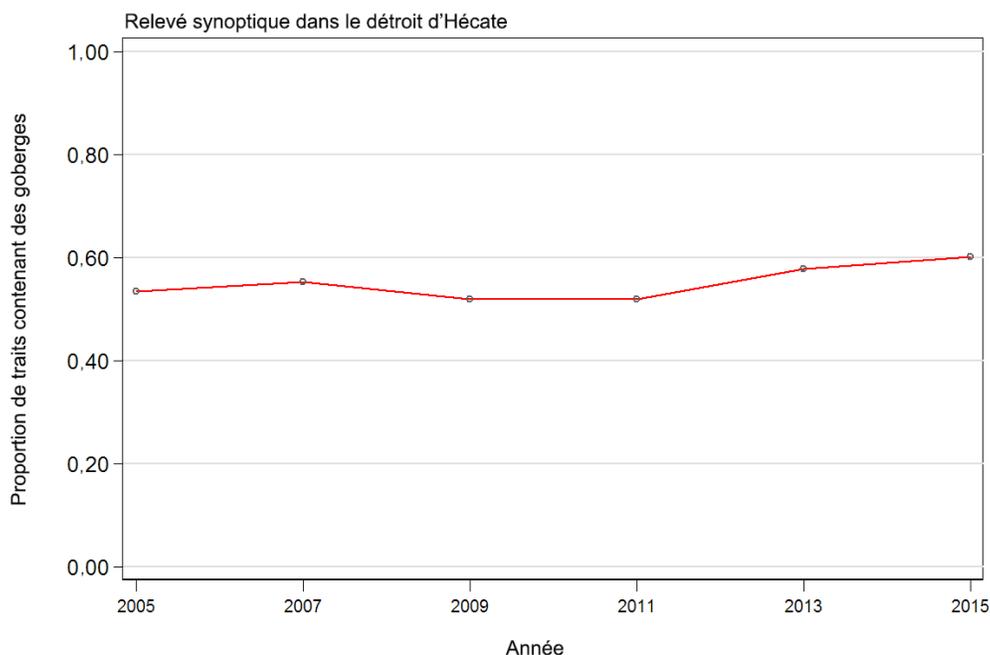


Figure B.34. Proportion de traits par année qui contiennent des goberges de l'Alaska, d'après le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2015.

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

B.6.1. Sélection des données

Ce relevé a été exécuté huit années entre 2003 et 2015 dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), situé 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 CPMP, plus une partie de la zone 5C (toutes les positions de début des traits valides sont représentées par année de relevé sur les figures B.35 à B.42). 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.10).

La valeur de la densité de l'écartement des portes (équ. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de goberge de l'Alaska, 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. Une valeur calculée (**[vessel_speed]** X **[tow_duration]**) est utilisée pour cette variable si la valeur de **[distance_travelled]** est manquante, mais cela n'a été nécessaire que pour deux cas dans les huit relevés au chalut. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (101 valeurs pour toutes les années : Tableau B.11) pour remplir le champ **[doorspread]** lorsque cette donnée était manquante.

Tableau B.10. Nombre de traits utilisables pour l'estimation de la biomasse par année et strate de profondeur pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2015. La superficie de chaque strate du relevé de 2015 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 ¹
		50-125	125-200	200-330	330-500	50-125	125-200	200-330	330-500	
2003	Viking Storm	29	56	29	6	5	39	50	19	233
2004	Viking Storm	42	48	31	8	20	38	37	6	230
2005	Viking Storm	29	60	29	8	8	45	37	8	224
2007	Viking Storm	33	62	24	7	19	57	48	7	257
2009	Viking Storm	34	60	28	8	10	44	43	6	233
2011	Nordic Pearl	38	67	25	8	10	51	45	8	252
2013	Nordic Pearl	32	66	29	10	9	46	44	5	241
2015	Frosti	30	65	26	4	12	50	44	8	239
Superficie (km ²) ²		5 072	5 432	2 712	548	1 804	4 060	3 748	1 252	24 628

¹ Codes d'utilisabilité dans la base GFBio = 0,1,2,6 ² Superficie totale (km²) du relevé synoptique de 2015

Tableau B.11. Nombre de valeurs manquantes pour l'écartement des portes, par année, pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 2003 et 2015, ainsi que le nombre d'observations disponibles de l'écartement des portes et la valeur moyenne de l'écartement des portes pour l'année du relevé.

Année	Nombre de traits pour lesquels il manquait l'écartement des portes ¹	Nombre de traits pour lesquels il existait des observations sur l'écartement des portes ²	Écartement moyen des portes (m) utilisé pour les traits pour lesquels les valeurs manquaient ²
2003	13	236	72,1
2004	8	267	72,8
2005	1	258	74,5
2007	5	262	71,8
2009	2	248	71,3
2011	30	242	67,0
2013	42	226	69,5
2015	0	249	70,5
Total	101	1 988	71,2

¹ Uniquement les traits valides pour l'estimation de la biomasse

² Comprend les traits qui n'ont pas été utilisés pour l'estimation de la biomasse

Tableau B.12. Estimations de la biomasse de la goberge de l'Alaska tirées du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte pour les années de relevé 2003 à 2015. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [équ. B.4]	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
2003	254	254	176	370	0,183	0,188
2004	335	335	224	492	0,198	0,194
2005	648	649	423	1 020	0,221	0,219
2007	518	518	305	796	0,240	0,243
2009	372	375	209	563	0,239	0,239
2011	2 671	2 639	926	6 745	0,541	0,539
2013	1 667	1 689	874	2 605	0,266	0,265
2015	2 114	2 116	1 066	3 669	0,313	0,315

B.6.2. Résultats

Les densités des prises de goberge de l'Alaska étaient très faibles pour les cinq premiers relevés, ce qui a entraîné une faible incidence pour cette espèce (Figure B.35 à Figure B.39). Cependant, l'incidence de cette espèce dans ce relevé a augmenté après 2009, particulièrement dans celui de 2011 (Figure B.40), mais elle était également plus élevée dans les relevés de 2013 (Figure B.41) et de 2015 (Figure B.42). Les traits qui ont capturé des goberges de l'Alaska dans ces trois relevés étaient généralement situés dans le détroit de la Reine-Charlotte, près de l'extrémité nord de l'île de Vancouver, qui est également l'emplacement de l'une des trois pêches pélagiques ciblées de l'espèce. Les goberges ont été essentiellement pêchées à des profondeurs comprises entre 112 et 291 m (quantiles de 5 à 95 %), mais il existe des observations sporadiques jusqu'à des profondeurs maximales d'environ 400 m et minimales d'environ 60 m (Figure B.33).

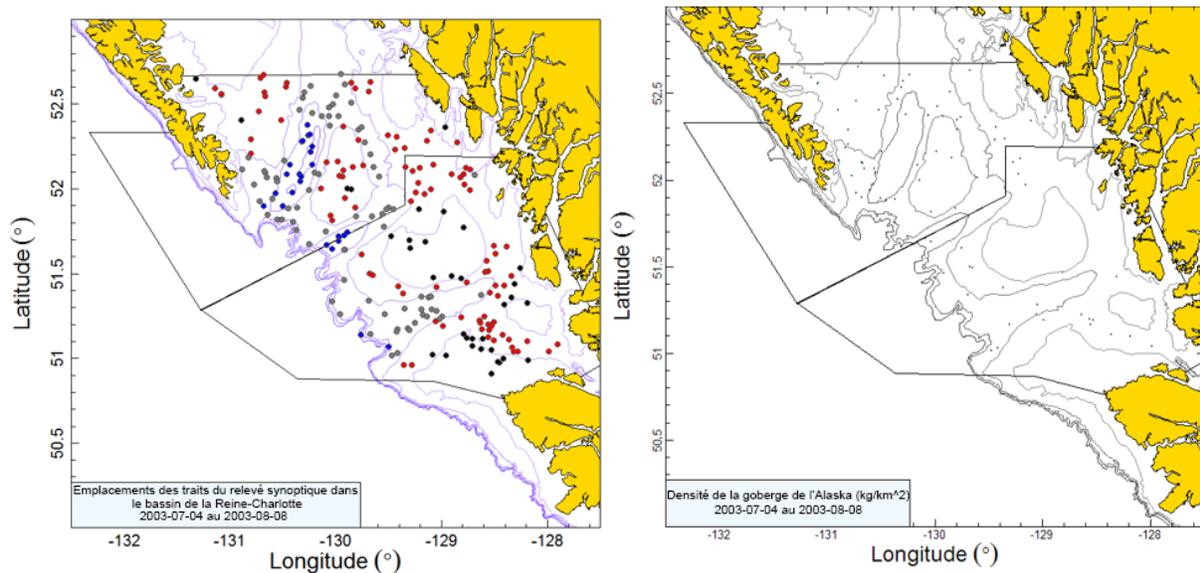


Figure B.35. Emplacements des traits valides (strate de 50-125 m : noir; strate de 126-200 m : rouge; strate de 201-330 m : gris; strate de 331-500 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2003 dans le bassin de la Reine-Charlotte. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2003–2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015), le plus grand cercle = 17 403 kg/km² en 2011. Les limites séparent les strates superficielles nord et sud.

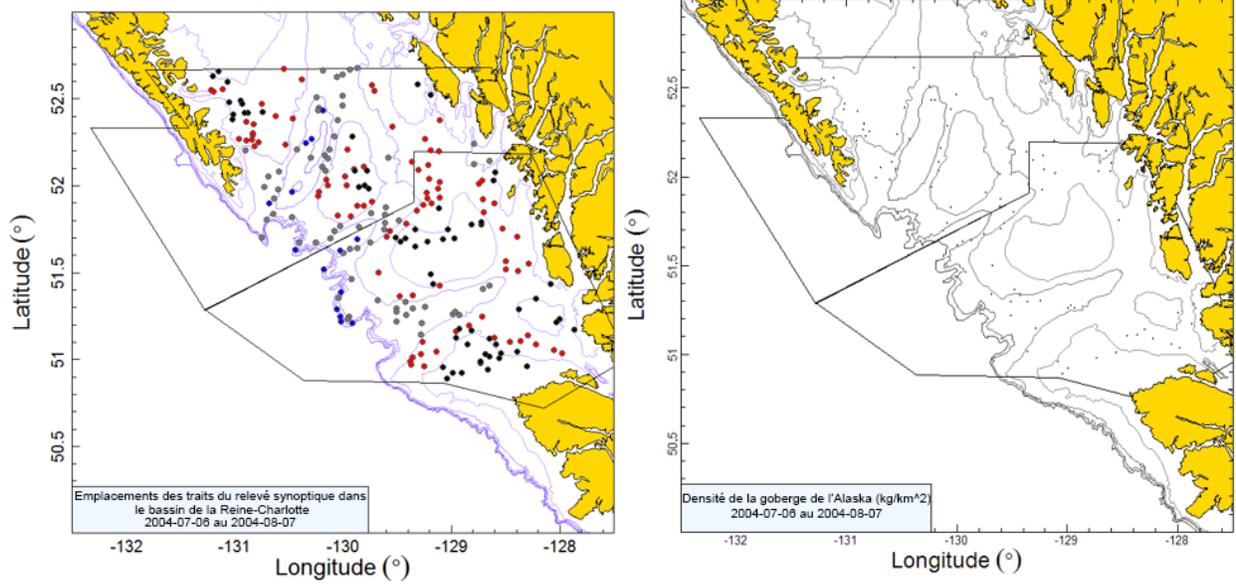


Figure B.36. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2004 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35).

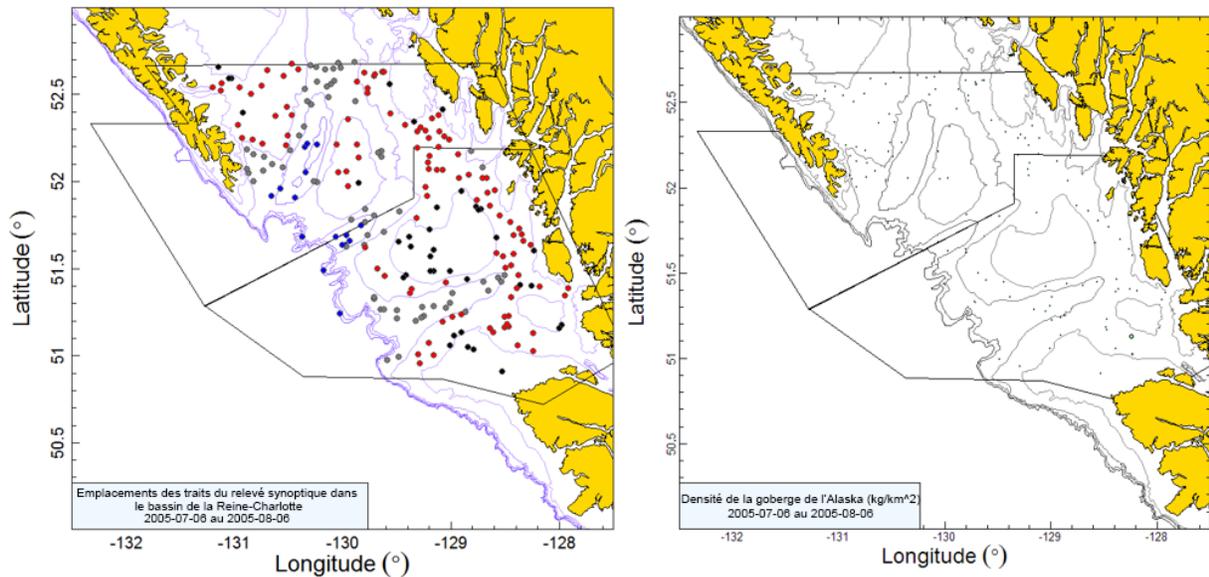


Figure B.37. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2005 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35)

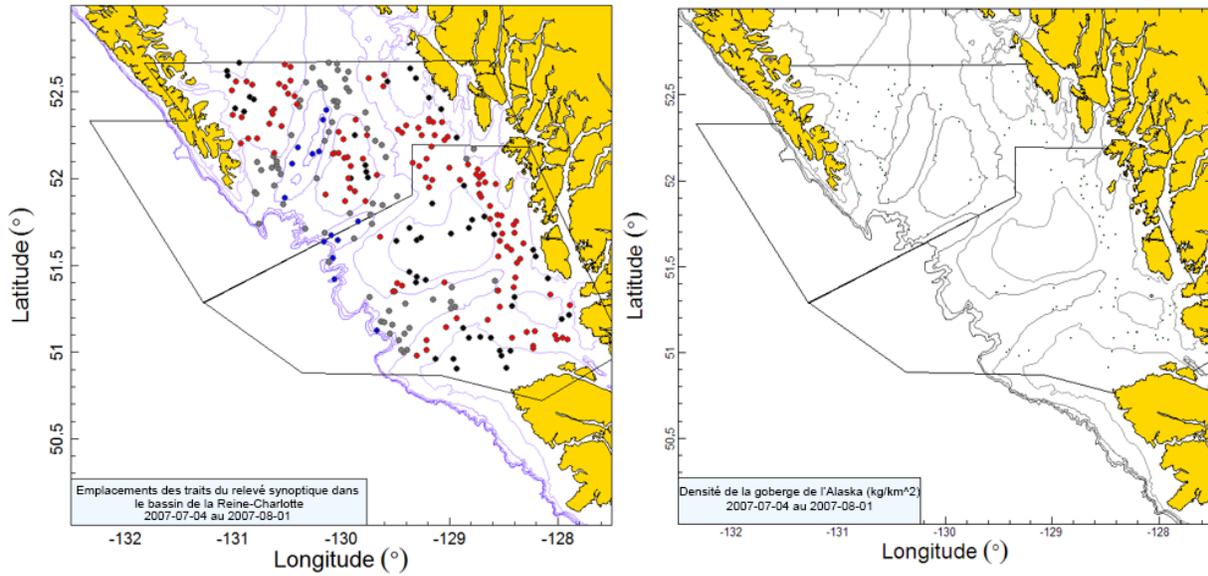


Figure B.38. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35).

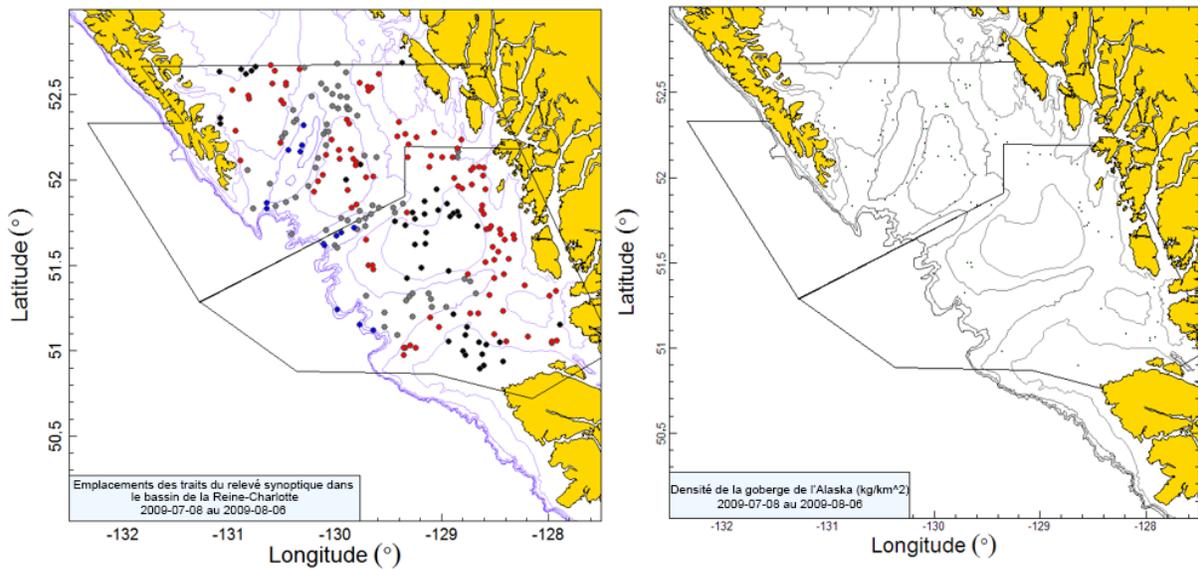


Figure B.39. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2009 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35).

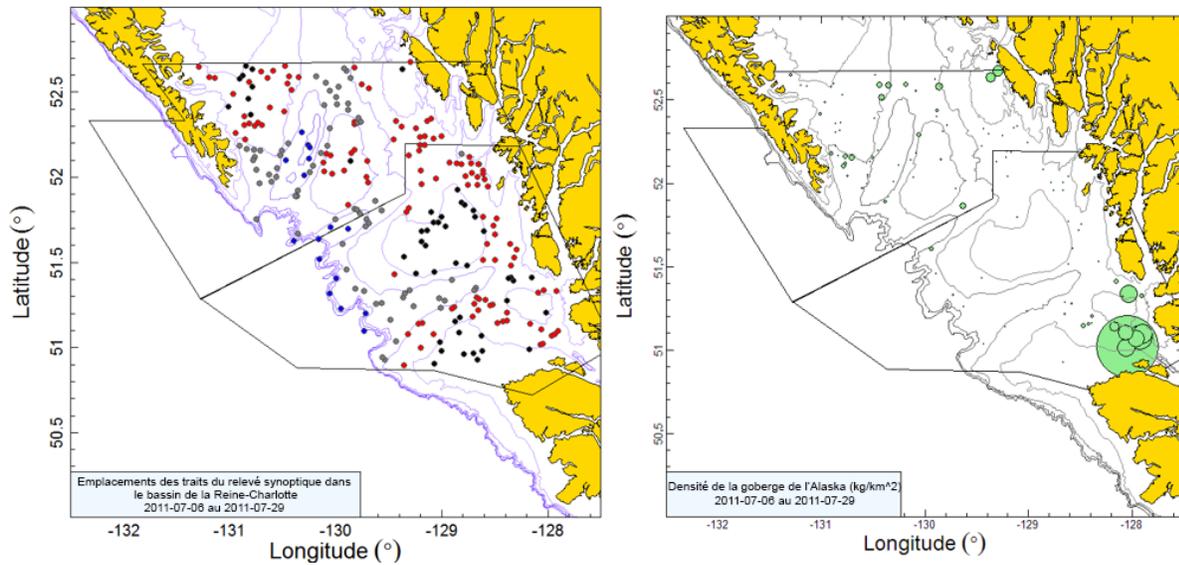


Figure B.40. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2011 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35)

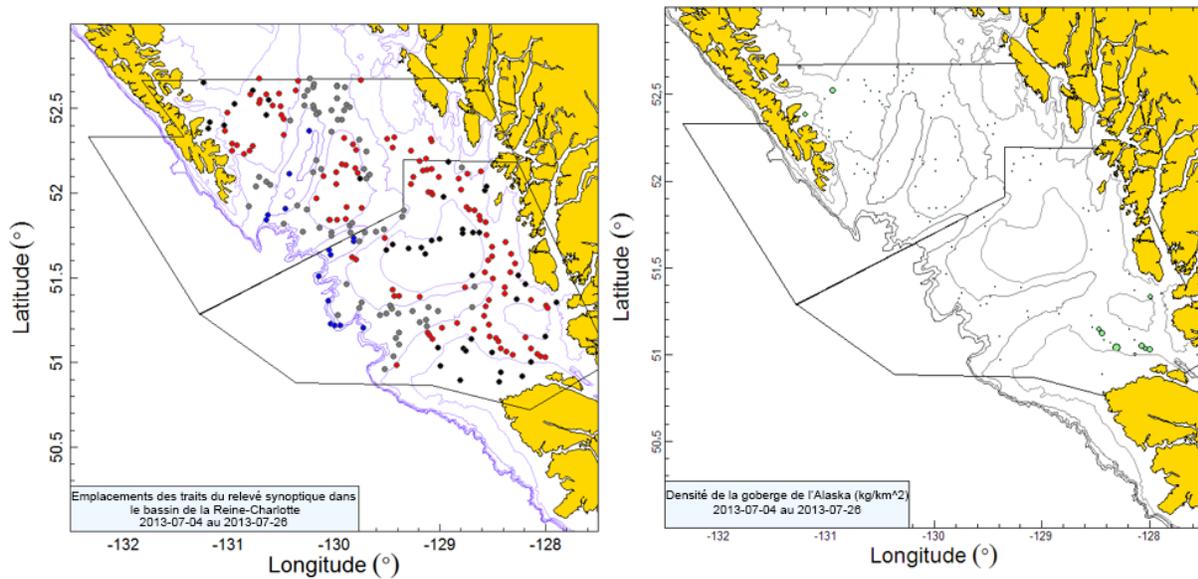


Figure B.41. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2013 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35).

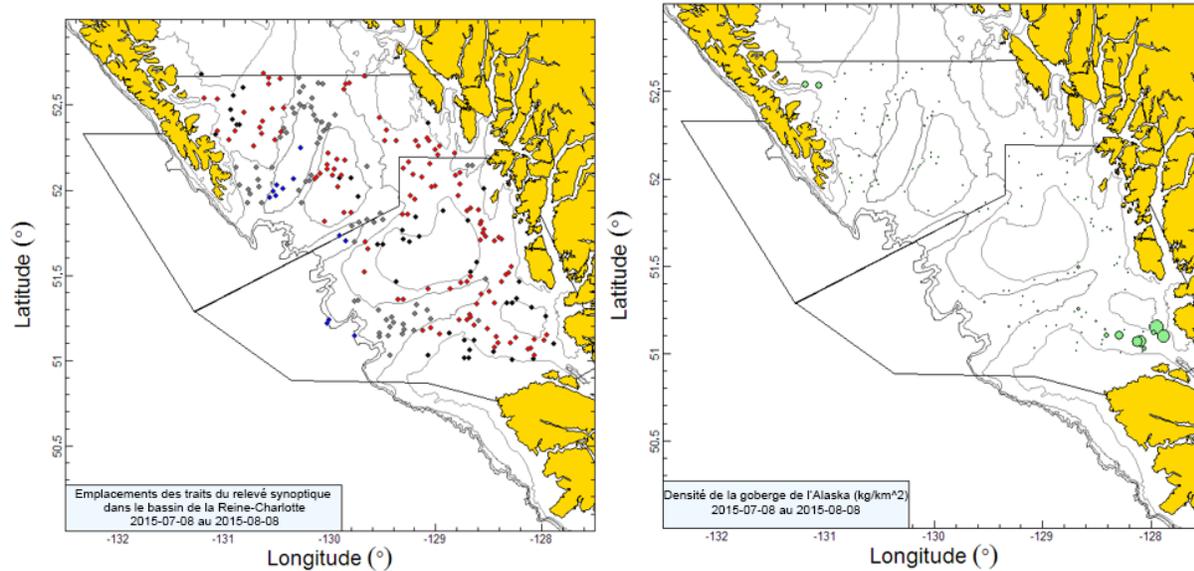


Figure B.42. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2015 dans le bassin de la Reine-Charlotte (voir la légende de la Figure B.35).

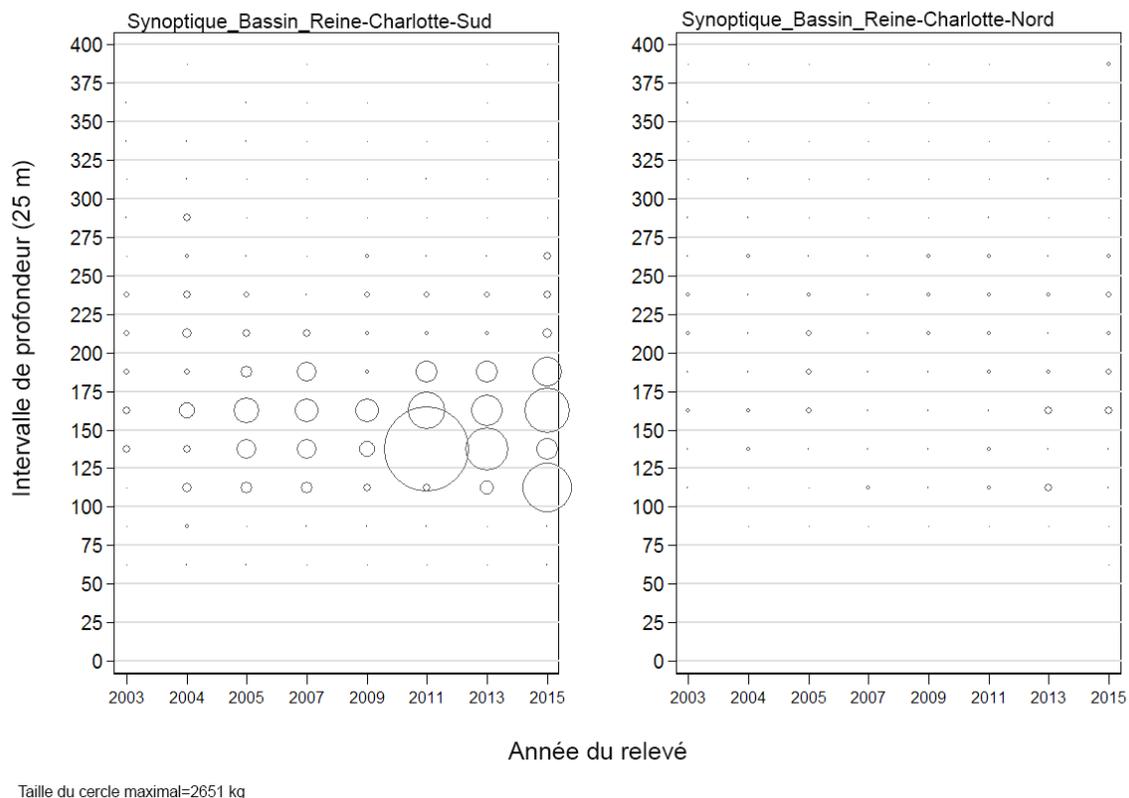


Figure B.43. Distribution des poids observés des prises de goberge de l'Alaska pour les deux principales strates superficielles du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (Tableau B.10) par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (2 651 kg) dans la tranche de 125-150 m de la strate sud en 2011. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de goberge de l'Alaska = 76 m et 353 m, respectivement.

La biomasse estimée de la goberge de l'Alaska en fonction de l'écart des portes, tirée de ce relevé au chalut, a été faible de 2003 à 2009 avant de commencer à se redresser dans le relevé de 2011 (Tableau B.12; Figure B.44). Les erreurs relatives estimées étaient variables pour cette espèce, se situant entre 19 et 24 % lorsque les estimations de la biomasse du relevé étaient faibles, mais passant à des valeurs plus élevées après 2009 (Tableau B.12). Entre 23 et 62 % des traits de la strate sud et entre 39 et 62 % des traits de la strate nord ont capturé des goberges de l'Alaska (Figure B.45). Dans l'ensemble, 858 des 1 909 traits de relevés valides (45 %) contenaient des goberges, avec une proportion moyenne de 53 % de traits non nuls dans la strate nord et de 38 % dans la strate sud. Bien que l'espèce soit fréquente dans ce relevé, le poids des prises a tendance à être faible, le poids médian des prises pour les traits positifs étant d'environ 1,8 kg/trait dans les huit relevés, mais le poids maximal des prises était de 2 127 kg dans le relevé de 2011.

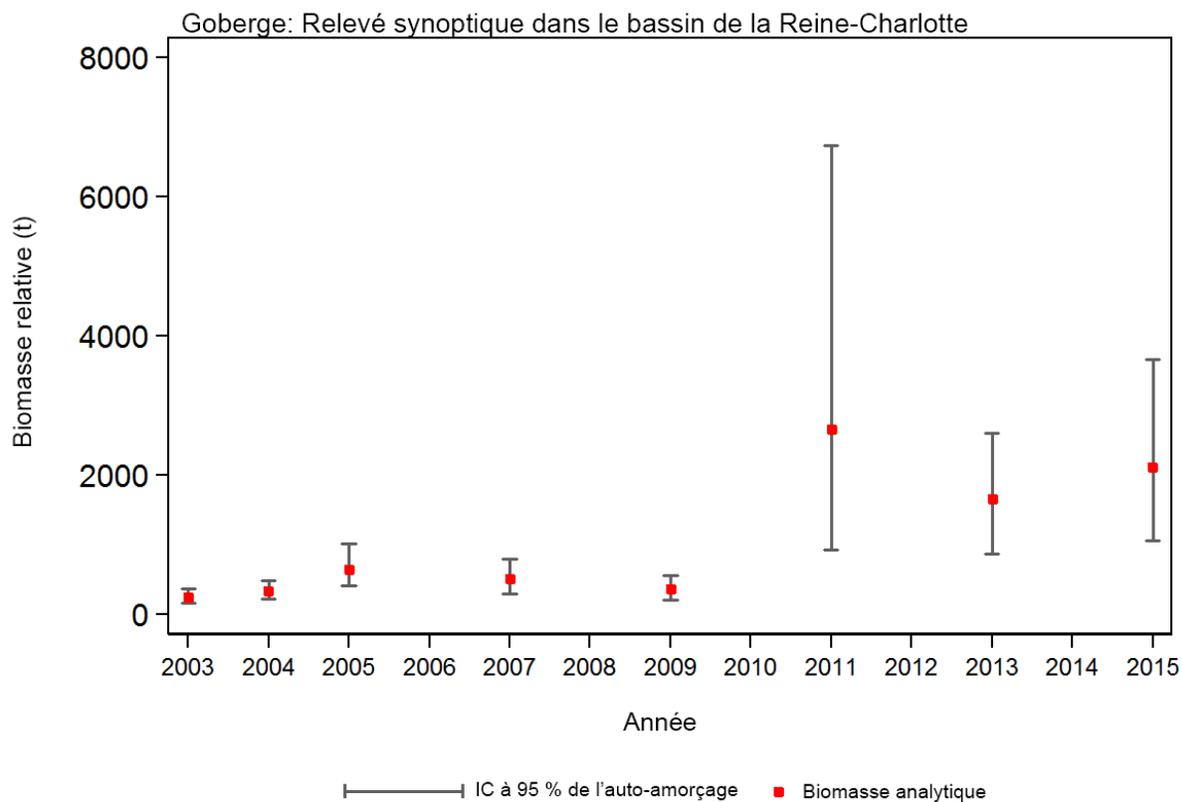


Figure B.44. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour la Goberge de l'Alaska (valeurs fournies dans le Tableau B.12) d'après le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2015. Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliquats bootstrap, sont tracés.

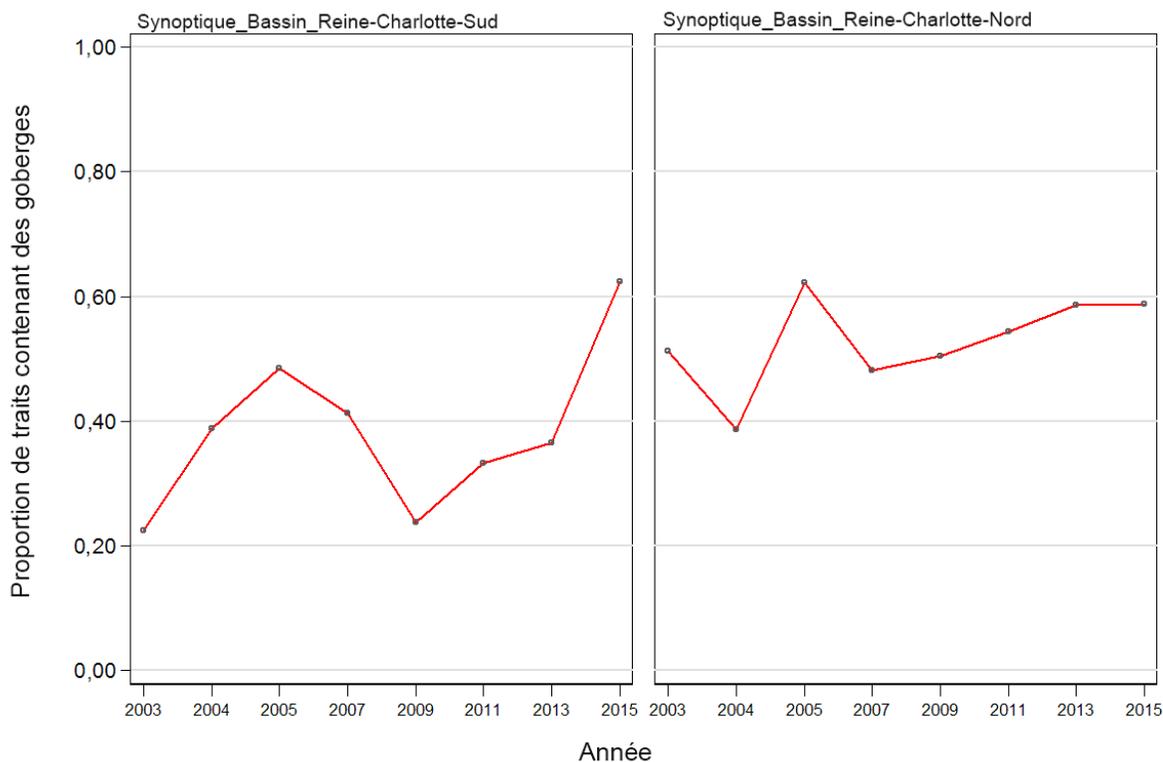


Figure B.45. Proportion de traits par strate et par année qui contiennent des goberges de l'Alaska, d'après le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2015.

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 NR *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.13). Environ 150 à 180 blocs de 2 km² sont choisis au hasard parmi les quatre strates de profondeur lors de chaque levé (Olsen et coll., 2008).

La valeur de la densité de l'écartement des portes a été calculée pour chaque trait à partir des prises de goberge de l'Alaska, 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.14). 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.13. 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				Nombre total de traits ¹	Traits inutilisables	Date de début	Date de fin
	50-125 m	125-200 m	200-330 m	330-500 m				
2004	34	34	13	8	89	17	26 mai 2004	9 juin 2004
2006	61	62	28	13	164	12	24 mai 2006	18 juin 2006
2008	54	50	32	23	159	19	27 mai 2008	21 juin 2008
2010	58	47	22	9	136	8	8 juin 2010	28 juin 2010
2012	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 ²)	5 804	3 796	708	608	10 916 ²	-	-	-

¹ Codes d'utilisabilité dans la base GFBio = 0,1,2,6

² Superficie totale (km²) pour le relevé synoptique de 2016

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

	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

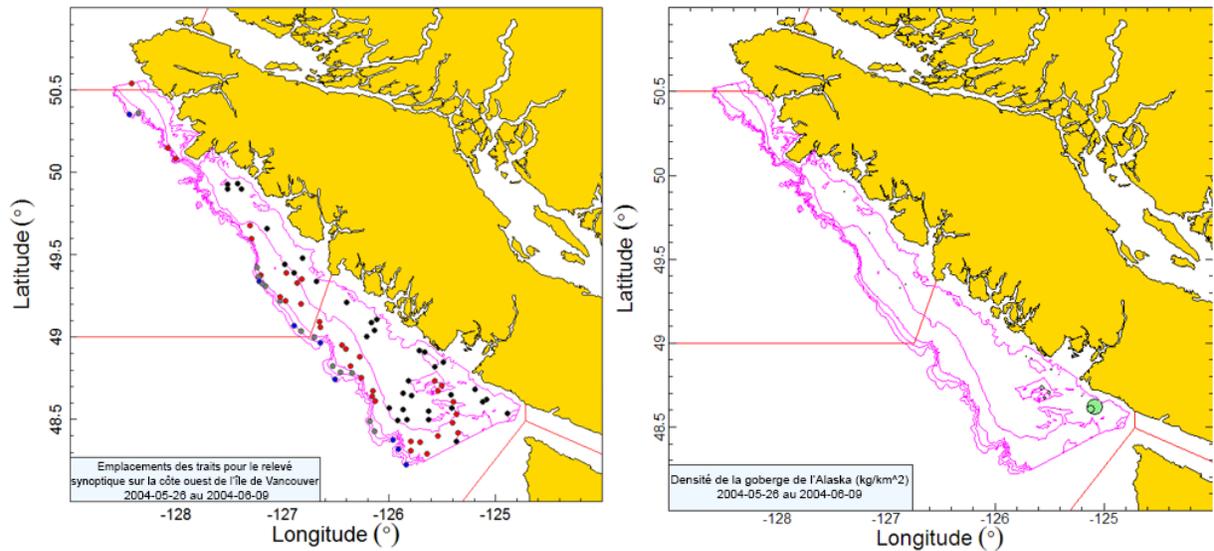


Figure B.46. Emplacements des traits valides (strate de 50-125 m : noir; strate de 126-200 m : rouge; strate de 201-330 m : gris; strate de 331-500 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2004 sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014), le plus grand cercle = 8 962 kg/km² en 2010. Les lignes pleines rouges indiquent les limites des zones 3C, 3D et 5A de la CPMP.

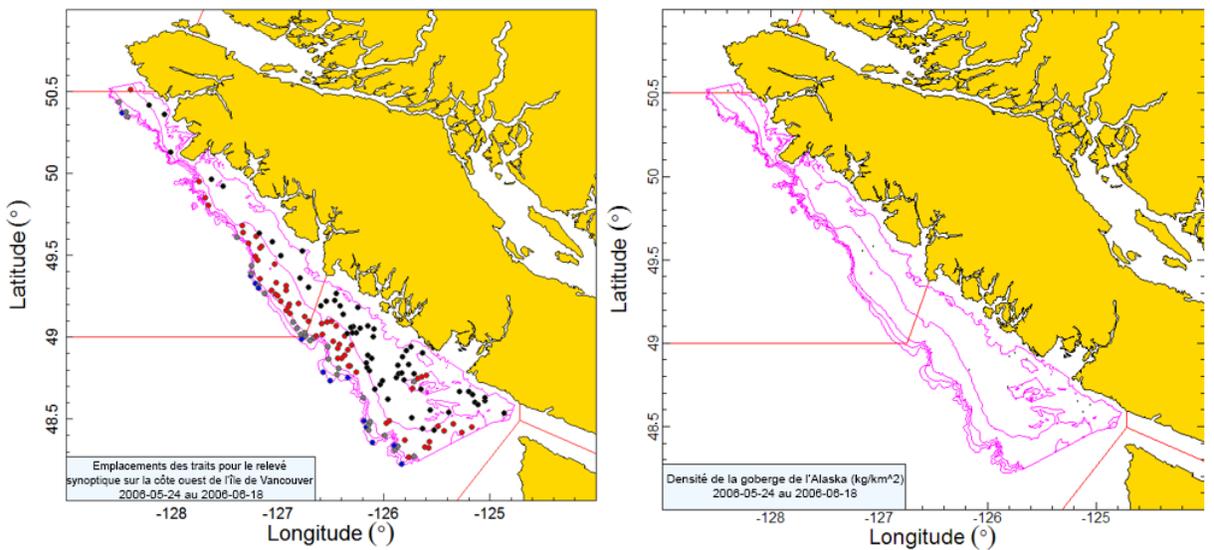


Figure B.47. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2006 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46).

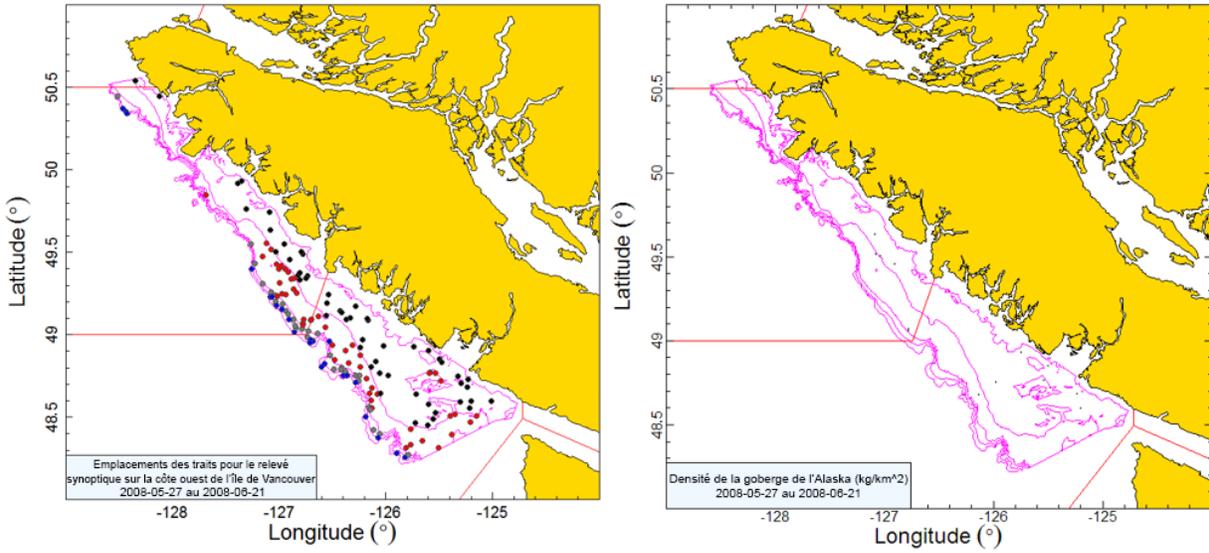


Figure B.48. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2008 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46).

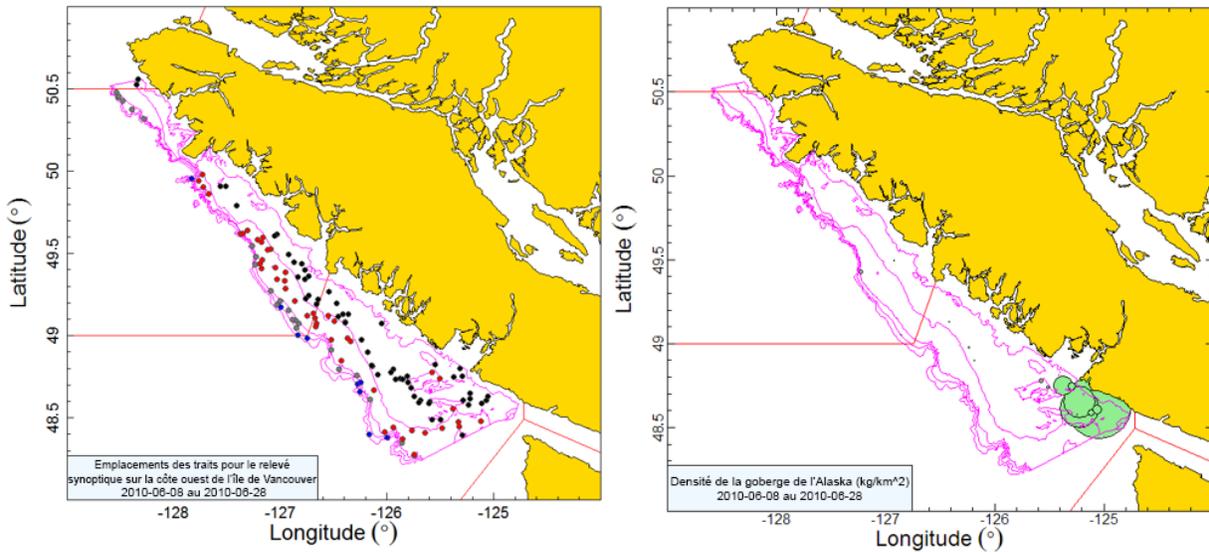


Figure B.49. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2010 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46)

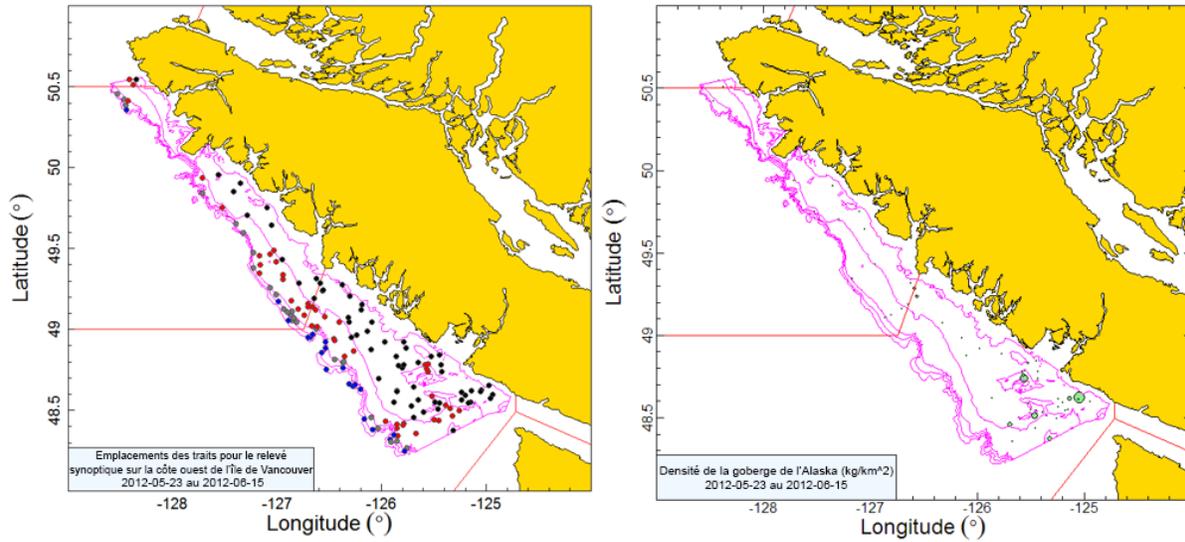


Figure B.50. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2012 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46).

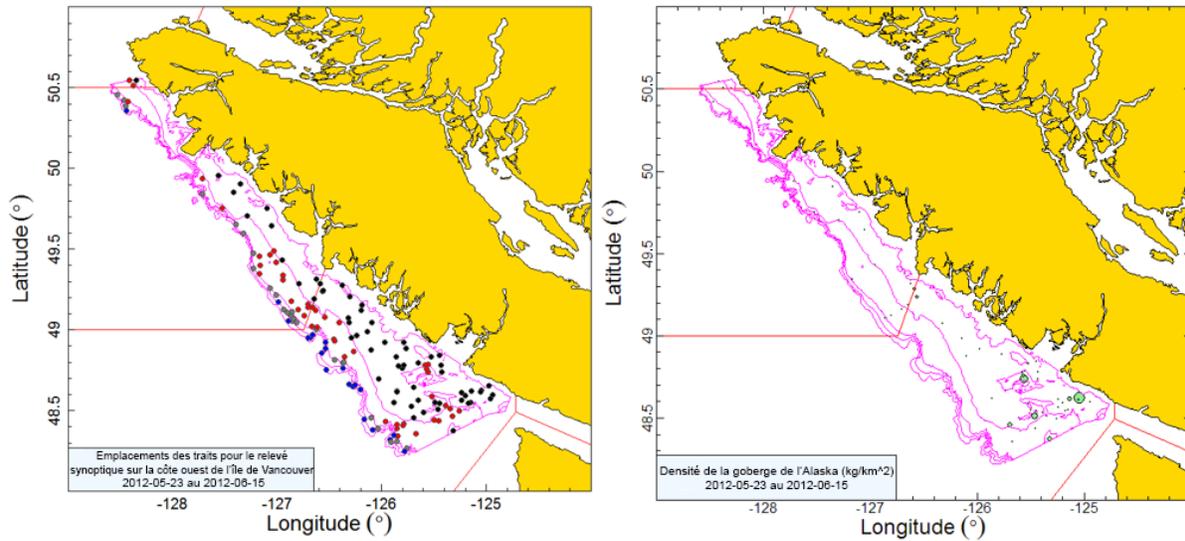


Figure B.51. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2014 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46).

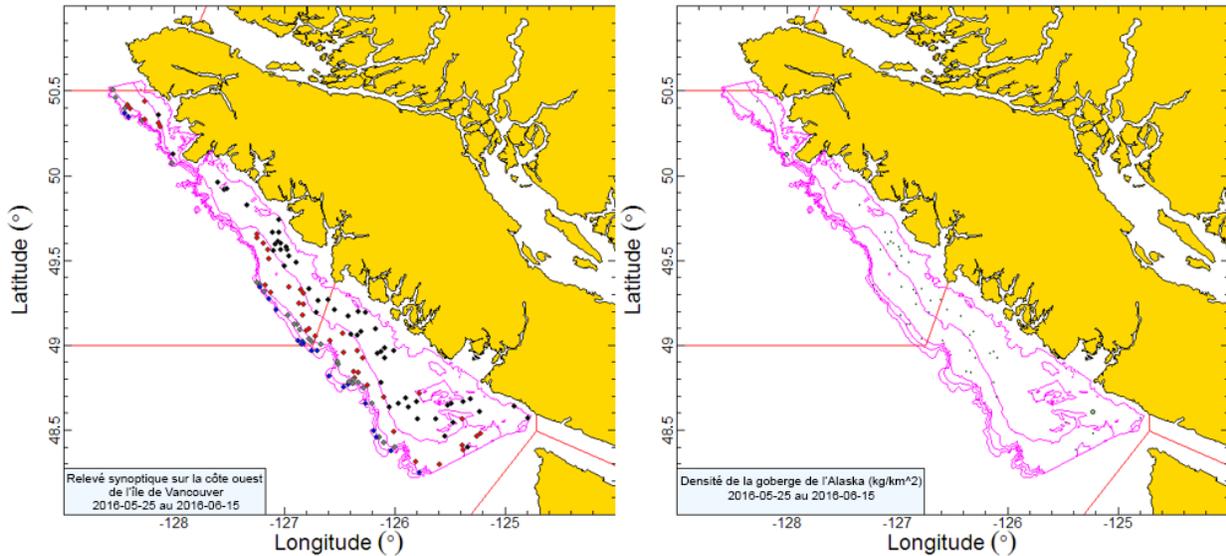


Figure B.52. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2016 sur la côte ouest de l'île de Vancouver (voir la légende de la Figure B.46).

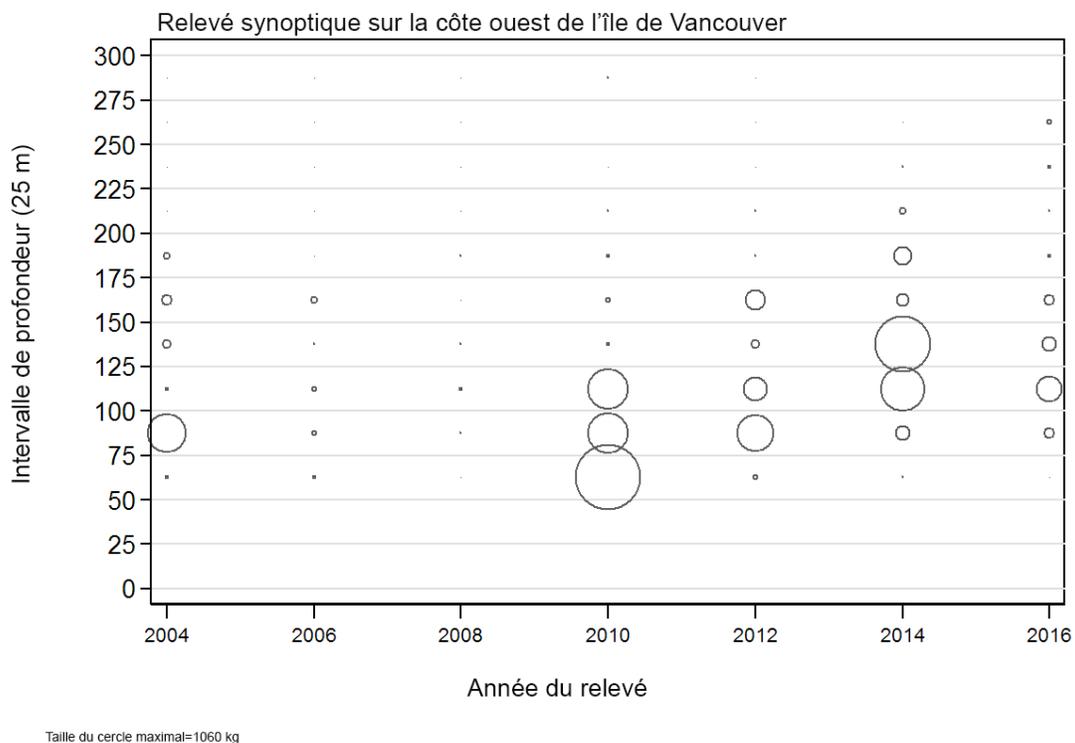


Figure B.53. Distribution des poids observés de la goberge de l'Alaska par année de relevé et par tranche de 25 m de profondeur. Les prises sont tracées au point médian de l'intervalle de profondeur et les cercles dans le graphique sont mis à l'échelle de la valeur maximale (1 060 kg) dans la tranche de 50-75 m en 2010. Les quantiles de 1 % et 99 % pour le début empirique de la distribution des profondeurs des traits de goberge de l'Alaska = 61 m et 270 m, respectivement.

B.7.2. Résultats

Les goberges de l'Alaska ont été essentiellement pêchées près de l'entrée du détroit de Juan de Fuca, bien que l'incidence de ces rencontres semble varier d'une année à l'autre (Figure B.46 à Figure B.51). Il existe une importante pêche au chalut de fond pélagique de cette espèce dans le détroit de Juan de Fuca, mais une grande partie de cette pêche a lieu plus loin dans le détroit, bien qu'il y ait aussi des prises à l'endroit où les goberges de l'Alaska sont capturées dans ce relevé (voir la figure A.2). Les goberges ont été essentiellement pêchées à des profondeurs de 75 à 213 m (quantiles de 5 à 95 %) et il n'y a eu presque aucune observation à des profondeurs de plus de 300 m (Figure B.53). Les niveaux estimés de biomasse de la goberge de l'Alaska dans ce relevé sont élevés à partir de 2010, mais aucune tendance apparente ne se dégage après. Les erreurs relatives sont élevées, allant de 36 à 66 % dans les sept relevés (Figure B.54; Tableau B.15).

La proportion de traits capturant des goberges de l'Alaska variait entre 9 et 41 % pour les sept relevés, avec une valeur moyenne de 25 % (Figure B.55). Environ un quart des traits de ce relevé contiennent des goberges de l'Alaska, mais comme dans le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, le poids médian des prises dans les traits positifs était faible (environ 1,3 kg/trait) et le poids maximal des prises dans les six relevés était de 1 060 kg (en 2010).

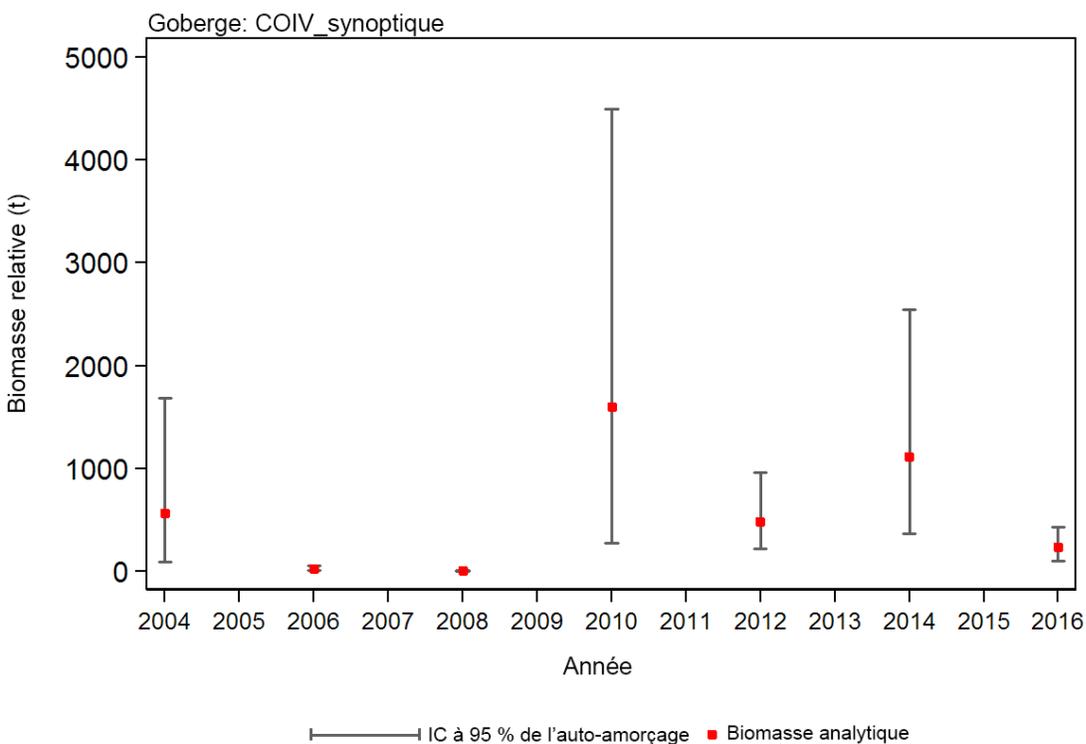


Figure B.54. Représentation graphique des estimations de la biomasse pour la goberge de l'Alaska d'après les relevés synoptiques au chalut de fond sur la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2016 (Tableau B.15). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliqués bootstrap, sont tracés.

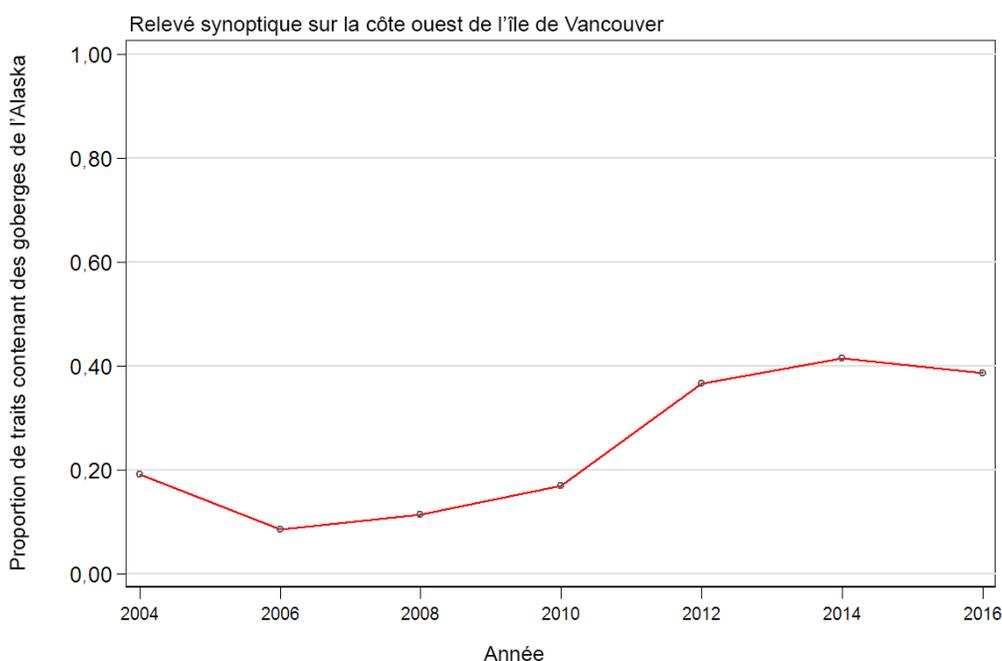


Figure B.55. Proportion de traits, par strate et par année, ayant capturé des goberges de l'Alaska dans les relevés synoptiques au chalut de fond sur la COIV de 2004 à 2016.

Tableau B.15. Estimations de la biomasse de la goberge de l'Alaska tirées du relevé synoptique au chalut de fond sur la COIV pour les années de relevé 2004 à 2016. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les CV sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [équ. B.4]	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
2004	569	561	92	1 684	0,662	0,669
2006	28	28	8	61	0,473	0,490
2008	7	7	3	14	0,408	0,419
2010	1 598	1 551	274	4 493	0,648	0,609
2012	489	482	221	968	0,380	0,378
2014	1 121	1 112	365	2 542	0,486	0,490
2016	237	231	104	438	0,364	0,383

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

B.8.1. Sélection des données

Le relevé sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (COHG) 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 coll., 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 coll., 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.16). Les tracés des emplacements de tous les traits valides par année et par strate sont présentés sur les figures B.56, (2006), B.57 (2007), B.58 (2008), B.59 (2010), B.60 (2012) et B.61 (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 coll., 2012) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Edwards et coll., 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.16. Désignation des strates, nom du navire, nombre de traits utilisables et inutilisables, pour chaque année du relevé synoptique sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii. 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 ¹	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 ²	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 ²)	-	1 104	1 024	956	2 248	5 332 ³	-	-	-

¹ Codes d'utilisabilité dans la base GFBio = 0,1,2,6; ² Exclut 2 traits au sud du 53° degré de latitude N;

³ Superficie totale en 2016 (km²)

Tableau B.17. 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)
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	75,8 ¹

¹ moyenne de 2006 à 2016 : toutes les observations

La densité de l'écartement des portes (équ. B.3) a été calculée pour chaque trait à partir des prises de goberge de l'Alaska, 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. Une valeur calculée ([vessel_speed] X [tow_duration]) est utilisée pour cette variable si la valeur de [distance_travelled] est manquante, mais cela ne s'est pas produit dans les six relevés au chalut de fond. On a utilisé l'écartement moyen des portes pour l'année de relevé (103 valeurs pour toutes les années, Tableau B.17) pour remplir le champ [doorspread] lorsque cette donnée était manquante.

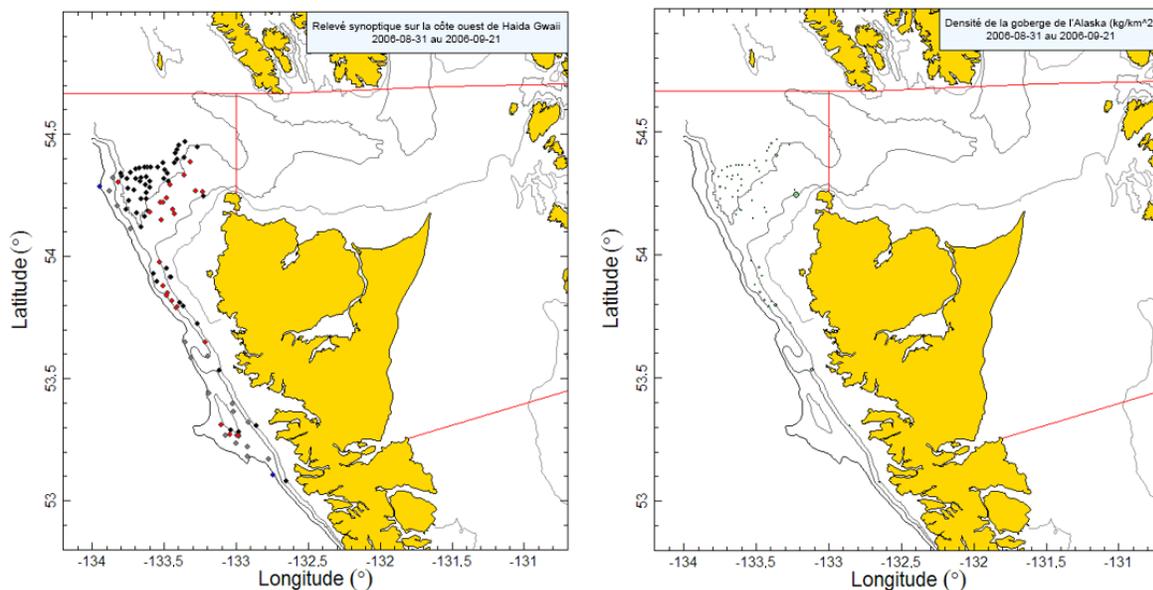


Figure B.56. Emplacements des traits valides par strate (180-330 m : noir; 330-500 m : rouge; 500-800 m : gris; 800-1 300 m : bleu) et tracés de la densité pour le relevé synoptique effectué par le Viking Storm en 2006. Dans le tracé de la densité de droite, la taille des cercles est à l'échelle pour toutes les années (2006-2016), le plus grand cercle = 2 384 kg/km² en 2016. Les lignes rouges indiquent les limites des zones principales 5E et 5D de la Commission des pêches maritimes du Pacifique.

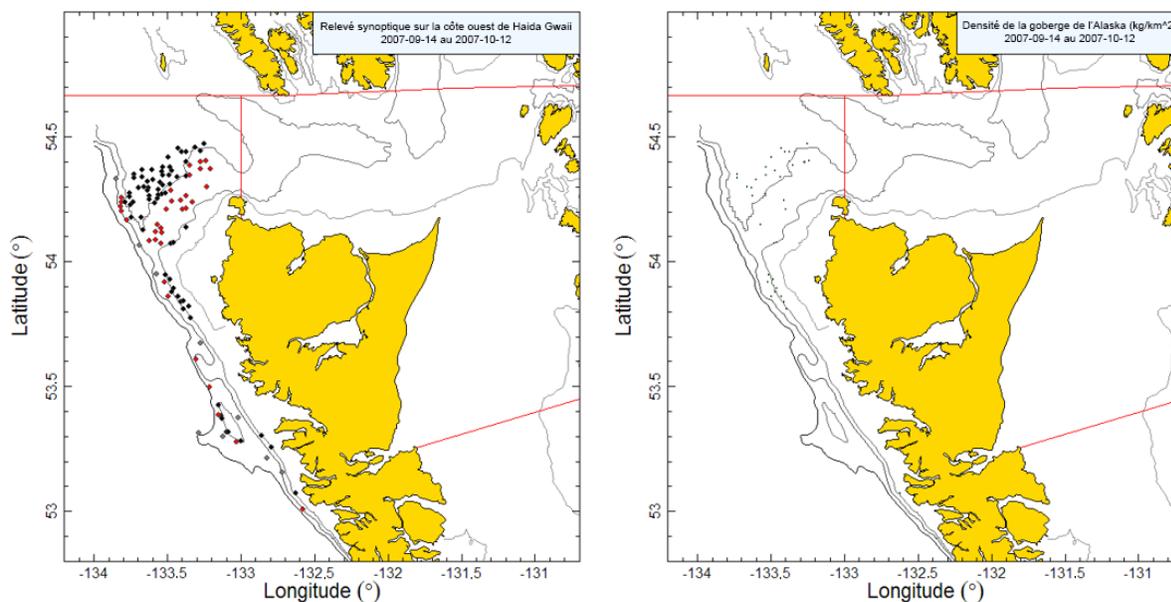


Figure B.57. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2007 effectué par le Nemesis (voir la légende de la Figure B.56).

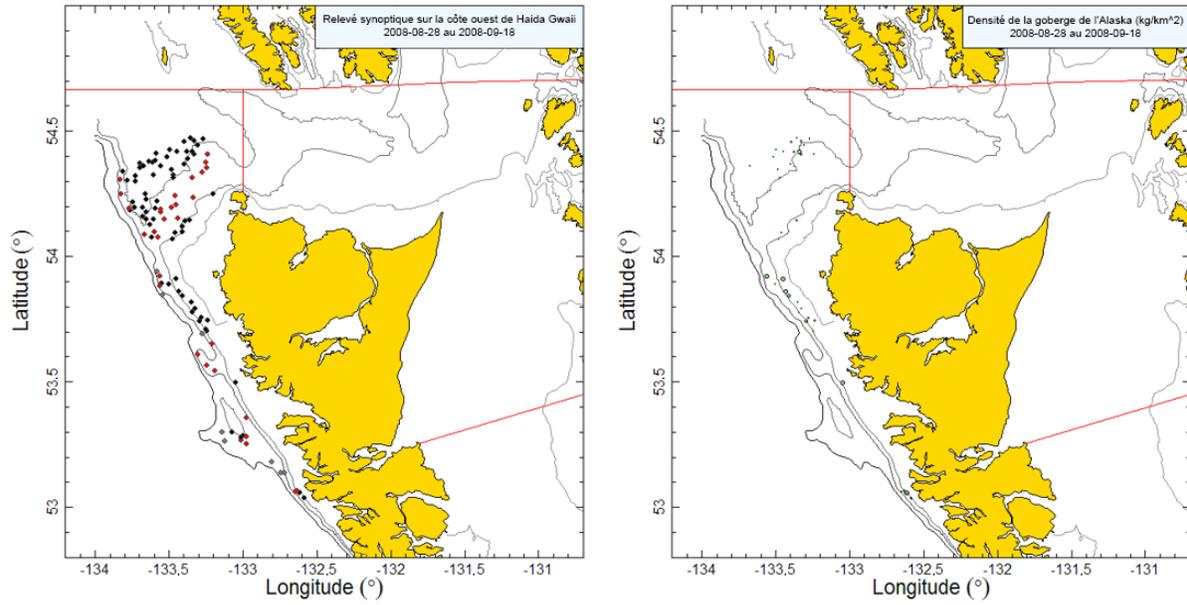


Figure B.58. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2008 effectué par le Frosti (voir la légende de la Figure B.56).

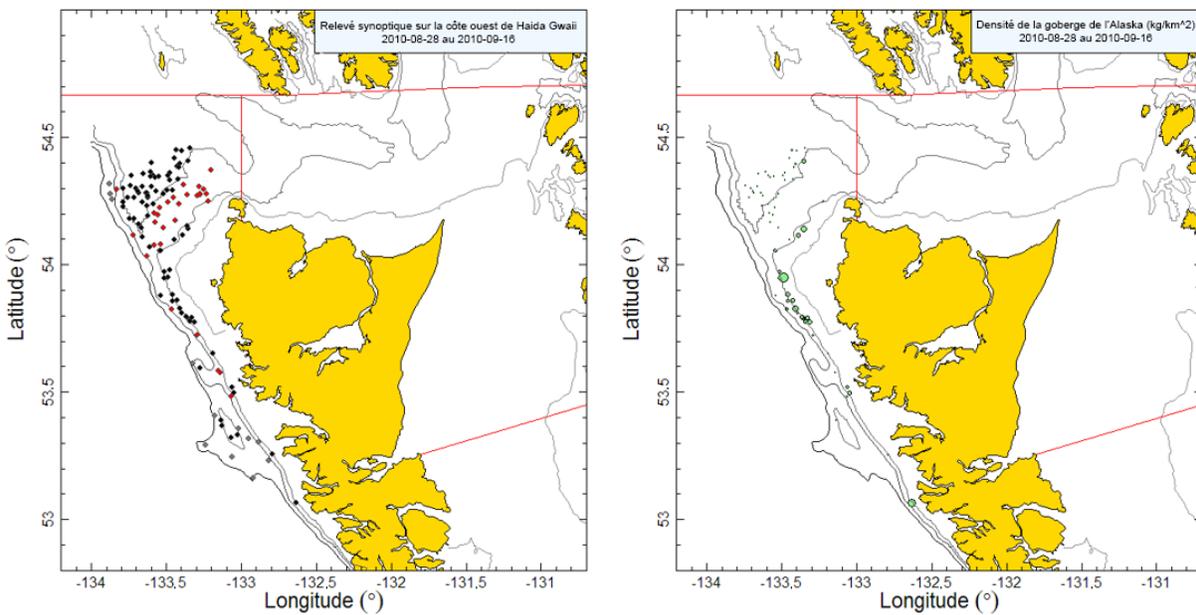


Figure B.59. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2010 effectué par le Viking Storm (voir la légende de la Figure B.56).

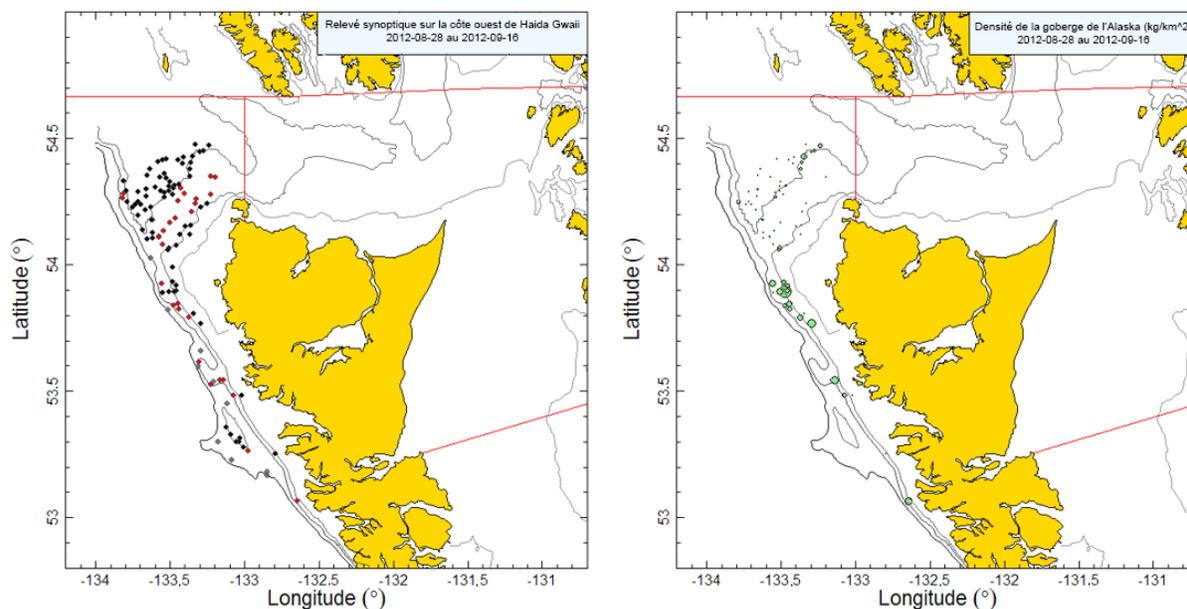


Figure B.60. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2012 effectué par le Viking Storm (voir la légende de la Figure B.56).

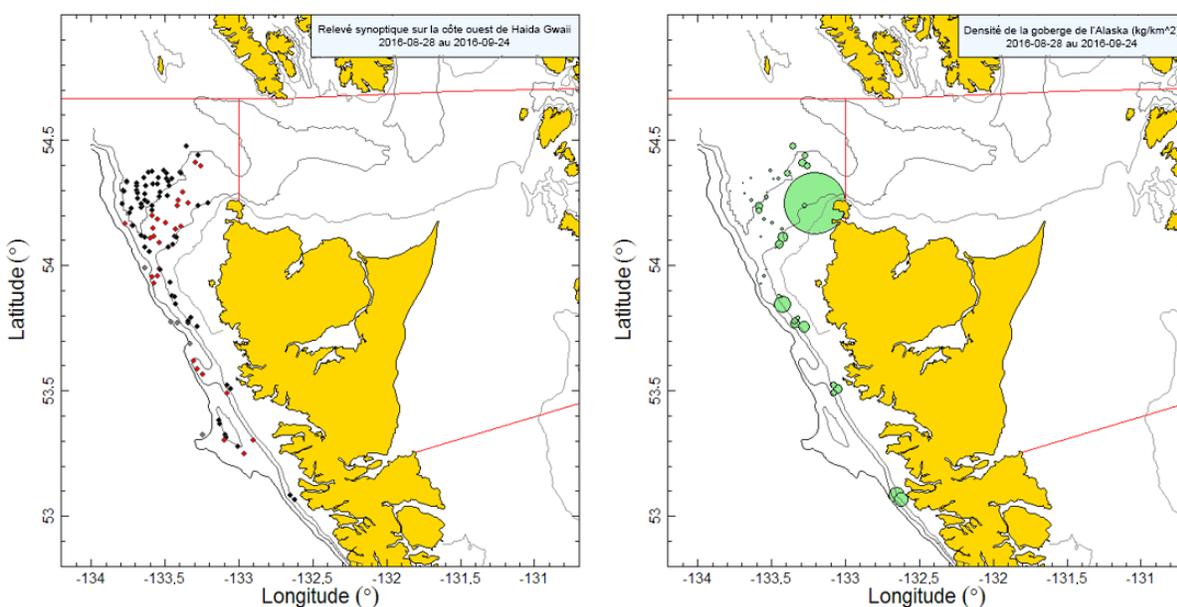


Figure B.61. Emplacements des traits et tracés de la densité pour le relevé synoptique de 2016 effectué par le Frosti (voir la légende de la Figure B.56).

B.8.2. Résultats

La goberge de l'Alaska a été pêchée en petites quantités au large de la côte nord de l'île Graham, dans la partie ouest de l'entrée Dixon et sur le côté ouest de l'île Graham dans la plupart des cinq premiers relevés (Figure B.56 [2006], Figure B.57 [2007], Figure B.58 [2008], Figure B.59 [2010], Figure B.60 [2012]). Les prises de goberge de l'Alaska dans le relevé de 2016 (Figure B.61) étaient réparties le long de la côte ouest de l'île Graham jusqu'à 53°N (la limite sud du relevé) et il y a eu un grand trait à l'ouest de l'île Langara. Les goberges ont été

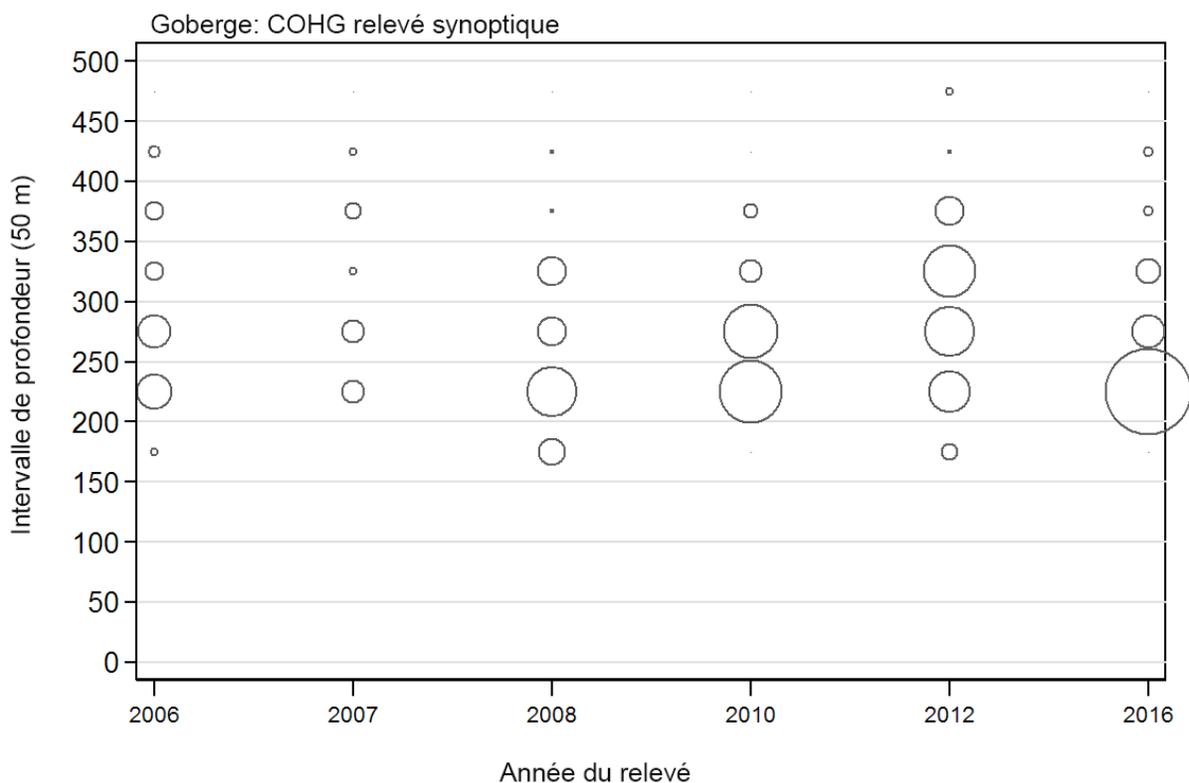
essentiellement pêchées à des profondeurs de 210 à 394 m (quantiles de 5 à 95 %), la majorité des observations se situant entre 220 et 370 m (Figure B.62).

Tableau B.18. Estimations de la biomasse de la goberge de l'Alaska d'après les six relevés synoptiques sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii. Les intervalles de confiance bootstrap avec correction du biais et les coefficients de variation (CV) sont fondés sur 1 000 tirages aléatoires avec remplacement.

Année du relevé	Biomasse (t) [équ. B.4]	Biomasse moyenne bootstrap (t)	Biomasse à la limite inférieure (t)	Biomasse à la limite supérieure (t)	CV bootstrap	CV de l'analyse (équ. B.6)
2006	31,0	31,0	21,8	45,9	0,194	0,191
2007	15,7	15,9	9,4	24,2	0,236	0,237
2008	34,3	34,5	20,0	54,7	0,242	0,238
2010	38,4	38,6	26,8	53,8	0,183	0,191
2012	67,2	67,3	41,7	96,9	0,210	0,212
2016	61,8	62,0	18,5	159,3	0,600	0,618

Les niveaux estimés de biomasse de la goberge de l'Alaska dans ces relevés au chalut de fond pourraient afficher une légère tendance à la hausse (de 31 t en 2010 à 60+ t en 2012 et 2016) (Figure B.63; Tableau B.18). Les erreurs relatives (ER) estimées pour ces relevés étaient faibles (comparativement aux autres relevés sur l'espèce) jusqu'en 2016, allant de 18 à 24 %, mais l'ER de 2016 était de 60 % (Tableau B.18).

La proportion de traits qui ont capturé des goberges de l'Alaska variait de 32 à 53 % dans les six années du relevé synoptique, avec une moyenne globale de 43 % (Figure B.64). Le poids médian des prises de goberge de l'Alaska pour les traits positifs était bas (< 2 kg/trait) et le poids maximal des prises dans les six relevés était de 308 kg (en 2016). Ce trait était le plus important de la série, le deuxième en importance étant de 69 kg, ce qui explique la variance élevée observée dans l'estimation de la biomasse en 2016.



Taille du cercle maximal=397 kg

Figure B.62. Distribution des poids observés de la goberge de l'Alaska 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 (397 kg dans la tranche de 200-250 m en 2016). Profondeurs minimales et maximales observées pour la goberge de l'Alaska : 157 m et 473 m, respectivement. La profondeur est mesurée à la position de départ de chaque trait.

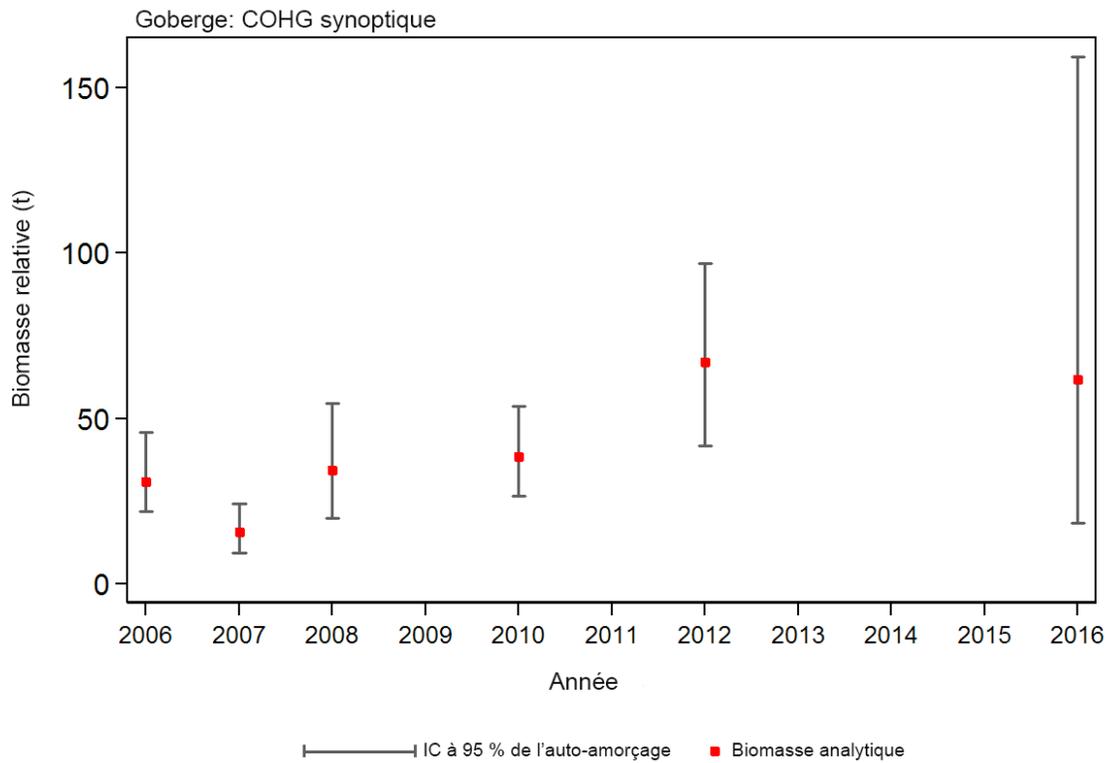


Figure B.63. Estimations de la biomasse de la goberge de l'Alaska d'après les six relevés synoptiques sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii (Tableau B.18). Les intervalles de confiance à 95 % corrigés en fonction du biais, tirés de 1 000 répliqués bootstrap, sont tracés.

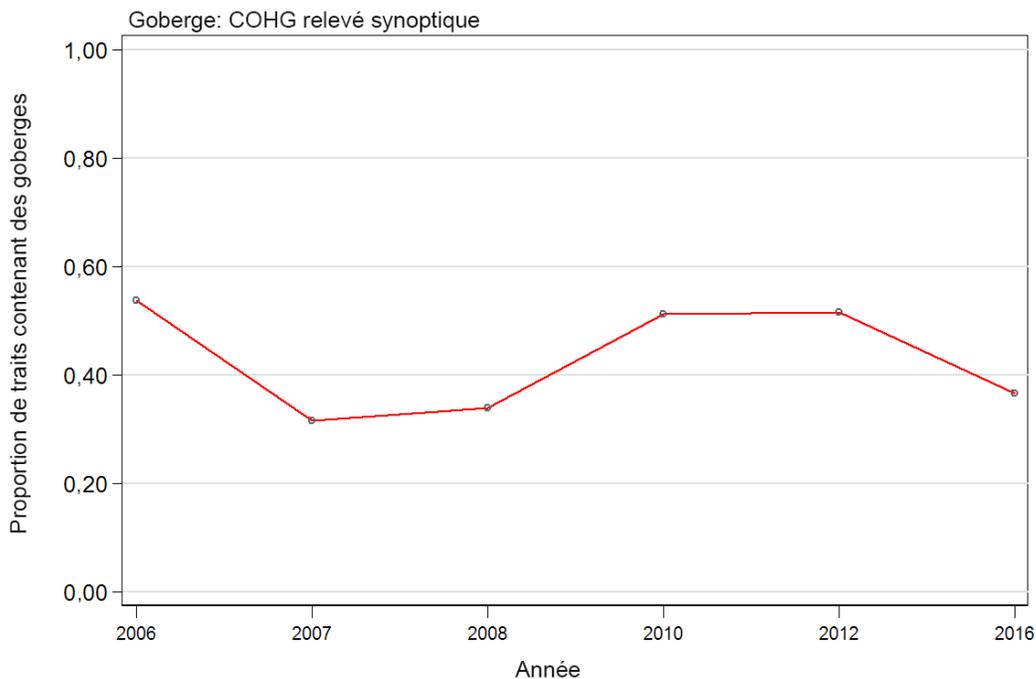


Figure B.64. Proportion de traits par année qui contiennent des goberges de l'Alaska pour les six relevés synoptiques sur la côte ouest de l'archipel Haida Gwaii.

B.9. RÉFÉRENCES – RELEVÉS

- Edwards, A.M., Haigh, R. and Starr, P.J. 2014. [Pacific Ocean Perch \(*Sebastes alutus*\) stock assessment for the west coast of Vancouver Island, British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 p.
- Edwards, A.M., Starr, P.J. et Haigh, R. 2012. [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.
- Hand, C.M., Workman, G.D., Richards, L.J., Kieser, R. and Perry, R.I. 1995. [Bottom trawl and exploratory hydroacoustic survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, June 20 to July 7, 1994](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2300: iv + 87 pp.
- Harling, W.R. et Davenport, D. 1977. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 77-3 August 22 to September 8, 1977](#). Fish. Mar. Serv. Data Rep. 42: 46 p.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, H.S., Wowchuk, R.H. et Westrheim, S.J. 1971. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 71-3, October 1-29, 1971](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 290: 35 p.
- Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S., Phillips, A.C. et Westrheim, S.J. 1973. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 73-2, September 5-25, 1973](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 424: 37 p.
- Nagtegaal, D.A. and Farlinger, S.P. 1980. [Catches and trawl locations of the M/V SOUTHWARD HO during a rockfish exploration and assessment cruise to Queen Charlotte Sound, September 7-27, 1979](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 216: 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: 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 p.
- Sinclair, A. 1999. [Survey design considerations for Pacific Cod in Hecate Strait](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 1999/196. 42 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 p.
- Westrheim, S.J. 1966b. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed from Queen Charlotte Sound, British Columbia to Sitka Sound, Alaska, August 24 to September 15, 1966](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 891: 27 p.
- Westrheim, S.J. 1967a. [Report on the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia and Southeastern Alaska, September 6 - October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 934: 8 p.
- Westrheim, S.J. 1967b. [G.B. Reed groundfish cruise reports, 1963-66](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 30: ii + 286 p.
- Westrheim, S.J. 1969. [Report of the trawling operations of the Canadian Research Vessel G.B. Reed off British Columbia, September 1969](#). Fish. Res. Board Can. Manuscr. Rep. 1063: 6 p.
- Westrheim, S.J., Harling, W.R. et Davenport, D. 1968. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 67-2, September 6 to October 4, 1967](#). Fish. Res. Board Can. Tech. Rep. 46: 45 p.
- Westrheim, S.J., Leaman, B.M., Harling, W.R., Davenport, D., Smith, M.S. et Wowchuk, R.M. 1976. [G.B. Reed Groundfish Cruise No. 76-3, September 8-27, 1976](#). Fish. Mar. Serv. Data Rec. 21: 47 p.
- Workman, G.D., Olsen, N. and Rutherford, K.L. 2007. [West Coast Queen Charlotte Islands groundfish bottom trawl survey, August 28th to September 25th, 2006](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2804: vii + 44 p.
- Yamanaka, K.L., Richards, L.J. and Workman, G.D. 1996. [Bottom trawl survey for rockfish in Queen Charlotte Sound, September 11 to 22, 1995](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2362: iv + 116 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 de standardisation pour les changements touchant la configuration des navires, le moment ou l'emplacement des prises, ou d'autres effets possibles, afin d'éliminer les biais potentiels que ces changements pourraient introduire dans la CPUE. Dans ces modèles, l'abondance est représentée comme un « effet propre à 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 standardiser en fonction du plus grand nombre 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 (\bar{A}_y) 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'Équation C.1 :

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

où $C_{i,y}$ représente la prise [catch]; $E_{i,y} = T_{i,y}$ (traits [tows]) ou $E_{i,y} = H_{i,y}$ (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 (\bar{G}_y) de l'année y a été calculé comme étant la moyenne géométrique du ratio capture/effort pour chaque enregistrement i de l'année y , selon l'Équation C.2 :

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

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

C.2.2. CPUE standardisée

Ces modèles sont préférés aux modèles non standardisés décrits précédemment parce qu'ils peuvent rendre 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 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 (Équation C.3) à partir d'un modèle linéaire généralisé (GLM) [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 [*vesse*] et d'autres facteurs disponibles :

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

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 ;
 α_{a_i} et β_{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^e ordre) des variables continues χ_i et δ_i correspondant à l'enregistrement i ;
 ε_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. Comme chaque enregistrement représente un seul trait, l'effort associé implicite de C_i est d'un trait. Le nombre d'heures de pêche du trait est représenté du côté droit de l'équation, habituellement sous la forme d'une variable continue (polynomiale).

Il est à noter que le calcul de la CPUE standardisée avec l'Équation C.3 sans variables explicatives supplémentaires équivaut à utiliser l'Équation C.2, à condition d'adopter la même définition de $E_{i,y}$.

Des coefficients canoniques et des erreurs-types ont été calculés pour chaque variable catégorielle (Francis, 1999). 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) 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 coefficients, des changements dans la distribution et de l'influence annuelle (Bentley et coll., 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'Équation 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 de la goberge de l'Alaska comme variable dépendante (où $\ln(I_i)$ est remplacé par 1 dans l'Équation C.3 s'il s'agit d'un enregistrement de prise réussie et par 0 si la prise n'a pas réussi) et le même ensemble de données. Les facteurs explicatifs sont estimés dans le modèle comme dans l'Équation 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 delta, qui autorise des observations positives et nulles (Vignaux 1994), 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 utilise l'équation suivante pour calculer un indice fondé sur les deux indices contributifs :

$$\text{Équation C.4 } {}^cY_y = {}^LY_y / \left(1 - P_0 \left[1 - \frac{1}{{}^BY_y} \right] \right)$$

où cY_y = indice combiné pour l'année y ,

LY_y = indice log-normal pour l'année, = indice binomial pour l'année y ,

BY_y = indice binomial pour l'année y et

P_0 = proportion de zéro pour l'année de référence 0.

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 bootstrap fondée sur 500 répliqués, tirés 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 2015, 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 GFFOS 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 la goberge de l'Alaska provenant de la pêche au chalut réalisée en C.-B. de 1996 à 2015 du détroit de Juan de Fuca à l'entrée Dixon, ont été sélectionnées selon les critères suivants :

- Date de début du trait entre le 1^{er} janvier 1996 et le 31 décembre 2015;
- Type de chalut de fond (y compris les engins « inconnus ») ou type de chalut pélagique (y compris le « chalut non spécifié » pour les navires pêchant dans le secteur de pêche de la « MERLUCHE »);
- Pêché dans les régions de la CPMP : 3C, 3D, 4B, 5A, 5B, 5C, 5D ou 5E;
- Code de succès de pêche ≤ 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 ≤ 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 la goberge de l'Alaska ont été subdivisées en deux zones (nord de la C.-B. et sud de la C.-B.) en fonction de la répartition localisée des prises au chalut pélagique (voir l'annexe A). Les données ont été subdivisées en deux types d'engins pour chaque zone : chalut pélagique et chalut de fond, en partant du principe que la pêche de cette espèce sera différente, la pêche au chalut pélagique ciblant essentiellement la goberge de l'Alaska alors que la pêche au chalut de fond capture des goberges de l'Alaska en ciblant d'autres espèces (Thompson, 1981). En outre, les taux de prise pour les deux types d'engins sont très différents et il ne conviendrait pas de combiner les deux méthodes de capture en une seule analyse.

La Figure C.1 illustre la distribution de la profondeur de tous les traits réussis de goberge de l'Alaska pour chacune des deux zones et chacun des deux types d'engins par zone. 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	Engin	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 5CDE	Chalut pélagique	1996	50 à 550	10	35	20	5	9
	Chalut de fond	1996	50 à 450	8	150	16	18	15
Zone 3CD5AB + zones secondaires 12 et 20	Chalut pélagique	2003	50 à 450	10	30	16	16	25
	Chalut de fond	1996	50 à 400	8	75	14	28	31

Les critères de qualification des bateaux pour la pêche au chalut de fond étaient fondés sur le nombre de sorties par année et le nombre d'années de pêche, afin d'éviter d'inclure les bateaux qui ne captureraient des goberges de l'Alaska qu'à l'occasion. Toutefois, cela n'a pas été possible pour les pêches équivalentes au chalut pélagique en raison du petit nombre de bateaux participants et de la quantité relativement faible d'informations disponibles sur les prises (voir le tableau ci-après). Pour la pêche dans les zones 5CDE, seuls deux chalutiers pélagiques ont fourni des données en 2014 et seulement quatre en 2015 (graphique supérieur gauche de la Figure C.2). Le nombre de bateaux est plus élevé pour la pêche dans le sud, mais le chevauchement des bateaux dans le temps est faible dans cette pêche (graphique inférieur gauche de la Figure C.2). C'est pourquoi la variable explicative [navire] n'a pas été proposée aux modèles pélagiques. 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. Tous les navires ont été inclus (c.-à-d. sans restriction d'année) dans les analyses des zones 5CDE et 5AB3CD, mais la variable [navire] n'a pas été retenue comme variable explicative catégorielle dans ces analyses.

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	Nombre de bateaux	% des prises	Prises (t)	Nombre total d'enregistrements	Enregistrements positifs
Zone 5CDE	Pélagique	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	100	12 218	2 771	1 722
	Fond	4	4	0	22	82	2 347	54 836	16 344
Zone 3CD5AB + zones secondaires 1 et 20	Pélagique	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	100	27 448	25 139	3 492
	Fond	5	5	100	40	77	1 317	125 538	16 393

Le Tableau C.2 indique le nombre de navires utilisés dans chaque analyse et la fraction des prises totales représentée dans chaque flottille principale. Les bateaux participant aux analyses du chalut de fond étaient considérablement plus nombreux, avec un bon chevauchement d'une année à l'autre (colonne de droite de la Figure C.2). Le Tableau C.3 présente les variables explicatives proposées aux modèles, sur la base des informations trait par trait dans chaque enregistrement, le nombre de catégories disponibles variant comme indiqué dans le Tableau C.1; le Tableau C.2, le Tableau C.4, le Tableau C.5, le Tableau C.6 et le Tableau C.7 récapitulent les données utilisées dans chaque analyse par année civile, y compris le nombre

d'enregistrements, le total des heures de pêche et les prises correspondantes de goberge de l'Alaska.

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

Variable	Type de données
Year (année)	20 catégories (années civiles)
Hours_fished (heures de pêche)	Continues : polynôme de 3 ^e ordre
Month (mois)	12 catégories
DFO_locality (lieu_MPO)	Zones du lieu de pêche définies par Rutherford (1995) (comprend une catégorie agrégée finale)
Latitude_bands (bandes de latitude)	Latitude agrégée par bandes de 0,1° à partir de 48°N (comprend une catégorie agrégée finale)
Vessel (navire)	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale) dans le Tableau C.2
Depth_bands (bandes de profondeur)	Voir le nombre de catégories par analyse (aucune catégorie agrégée finale) dans le Tableau C.1

Tableau C.4. Données sommaires pour la pêche au chalut pélagique de la goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE, par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données).

Année	Nombre de navires ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre d'enregistrements ¹	Nombre d'enregistrements ²	% d'enregistrements nuls ²	Prises totales (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Équation C.1)
1996	18	37	94	94	131	28,2	156,5	281	557,1
1997	10	20	54	54	60	10,0	395,8	162	2 445,7
1998	7	12	49	49	59	16,9	238,8	135	1 765,1
1999	10	24	85	85	95	10,5	617,5	284	2 170,8
2000	6	8	43	43	59	27,1	258,0	138	1 867,8
2001	6	11	28	28	144	80,6	56,7	115	492,2
2002	7	14	38	38	145	73,8	20,1	97	208,4
2003	7	16	60	60	140	57,1	566,8	201	2 824,5
2004	5	26	112	112	185	39,5	920,8	321	2 868,3
2005	6	11	90	90	151	40,4	127,5	151	844,8
2006	6	23	90	90	147	38,8	440,1	267	1 648,1
2007	8	45	230	230	341	32,6	1 172,4	765	1 533,5
2008	10	25	115	115	266	56,8	286,2	275	1 041,4
2009	6	24	116	116	181	35,9	1 238,5	402	3 084,0
2010	5	25	153	153	205	25,4	1 627,9	488	3 338,6
2011	5	17	70	70	106	34,0	742,1	222	3 338,9
2012	5	18	82	82	95	13,7	1 033,1	307	3 366,9
2013	5	15	76	76	88	13,6	705,5	320	2 206,2
2014	3	10	42	42	59	28,8	470,7	182	2 588,2
2015	4	16	95	95	114	16,7	1 143,2	352	3 251,2

¹ Calculé pour les traits avec des prises de goberge de l'Alaska > 0

² Calculé pour tous les traits

Tableau C.5. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond de la goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE, par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données).

Année	Nombre de navires ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre d'enregistrements ¹	Nombre d'enregistrements ²	% d'enregistrements nuls ²	Prises totales (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Équation C.1)
1996	20	139	1 091	1 091	2 434	55,2	388,4	2 407	161,4
1997	19	162	909	909	2 538	64,2	131,9	1 870	70,5
1998	18	189	1 002	1 002	3 520	71,5	122,2	2 195	55,7
1999	20	221	1 299	1 299	3 908	66,8	177,7	2 736	64,9
2000	19	189	926	926	4 202	78,0	121,2	2 010	60,3
2001	20	163	837	837	3 310	74,7	56,3	1 831	30,8
2002	19	176	988	988	3 593	72,5	60,1	1 764	34,1
2003	17	158	730	730	2 851	74,4	29,2	1 334	21,9
2004	17	185	838	838	3 152	73,4	89,2	1 539	57,9
2005	17	228	1 092	1 092	3 206	65,9	344,9	1 803	191,3
2006	15	157	763	763	2 493	69,4	65,7	1 584	41,5
2007	15	123	578	578	2 106	72,6	65,4	1 076	60,8
2008	13	129	587	587	2 151	72,7	62,1	1 036	60,0
2009	14	107	407	407	2 465	83,5	75,5	746	101,2
2010	12	122	473	473	2 265	79,1	49,9	873	57,1
2011	13	168	829	829	2 474	66,5	88,5	1 419	62,3
2012	11	139	916	916	2 359	61,2	93,1	1 604	58,0
2013	12	146	841	841	2 409	65,1	112,9	1 628	69,4
2014	10	129	686	686	1 721	60,1	81,2	1 364	59,6
2015	10	107	552	552	1 679	67,1	131,9	932	141,5

¹ Calculé pour les traits avec des prises de goberge de l'Alaska > 0

² Calculé pour tous les traits

Tableau C.6. Données sommaires pour la pêche au chalut pélagique de la goberge de l'Alaska dans les zones 3CD5AB + les zones secondaires 12 et 20, par année, pour l'ensemble de données de base (après application de tous les filtres de données).

Année	Nombre de navires ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre d'enregistrements ¹	Nombre d'enregistrements ²	% d'enregistrements nuls ²	Prises totales (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Équation C.1)
2003	35	110	293	293	1 135	74,2	1 772,1	753	2 354,7
2004	22	42	100	100	818	87,8	611,3	254	2 408,4
2005	26	59	417	417	1 431	70,9	828,6	1 015	816,4
2006	16	64	578	578	1 675	65,5	2 444,8	1 502	1 628,1
2007	20	56	358	358	2 591	86,2	1 980,0	1 024	1 933,8
2008	12	35	143	143	2 669	94,6	1 050,5	571	1 840,4
2009	18	58	266	266	2 099	87,3	2 186,8	672	3 255,1
2010	9	37	179	179	2 125	91,6	1 832,0	839	2 184,8
2011	18	58	228	228	2 123	89,3	2 835,3	737	3 846,4
2012	17	54	224	224	2 115	89,4	2 772,2	644	4 302,8
2013	14	37	116	116	2 319	95,0	1 433,3	418	3 427,2
2014	23	101	338	338	2 125	84,1	5 557,0	1 008	5 514,1
2015	21	75	252	252	1 914	86,8	2 143,9	528	4 059,4

¹ Calculé pour les traits avec des prises de goberge de l'Alaska > 0

² Calculé pour tous les traits

Tableau C.7. Données sommaires pour la pêche au chalut de fond de la goberge de l'Alaska dans les zones 3CD5AB + les zones secondaires 12 et 20, 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 ¹	Nombre de sorties ¹	Nombre de traits ¹	Nombre d'enregistrements ¹	Nombre d'enregistrements ²	% d'enregistrements nuls ²	Prises totales (t) ¹	Nombre total d'heures ¹	CPUE (kg/h) (Équation C.1)
1996	34	102	237	237	4 111	94,2	81,8	626	130,5
1997	36	238	988	988	5 157	80,8	68,9	2 294	30,0
1998	36	253	969	969	5 885	83,5	40,9	2 297	17,8
1999	36	310	1 041	1 041	6 892	84,9	33,3	2 539	13,1
2000	37	311	958	958	8 407	88,6	34,1	2 128	16,0
2001	37	273	728	728	7 825	90,7	93,2	1 430	65,2
2002	37	276	834	834	8 983	90,7	55,1	1 763	31,3
2003	37	313	856	856	9 054	90,5	55,0	1 677	32,8
2004	37	340	1 057	1 057	8 424	87,5	38,9	2 340	16,6
2005	35	319	1 128	1 128	8 462	86,7	68,9	2 474	27,8
2006	29	260	963	963	6 871	86,0	42,1	2 318	18,1
2007	29	221	852	852	5 871	85,5	62,9	2 068	30,4
2008	27	163	479	479	4 834	90,1	11,3	1 117	10,1
2009	27	208	602	602	5 685	89,4	28,2	1 340	21,1
2010	25	227	762	762	5 925	87,1	50,7	1 914	26,5
2011	25	198	780	780	5 709	86,3	86,3	1 892	45,6
2012	26	205	713	713	4 719	84,9	47,9	1 610	29,8
2013	22	189	691	691	4 529	84,7	45,5	1 603	28,4
2014	22	202	750	750	4 077	81,6	285,5	1 699	168,1
2015	21	219	1 005	1 005	4 118	75,6	86,1	2 240	38,4

¹ Calculé pour les traits avec des prises de goberge > 0; ² Calculé pour tous les traits

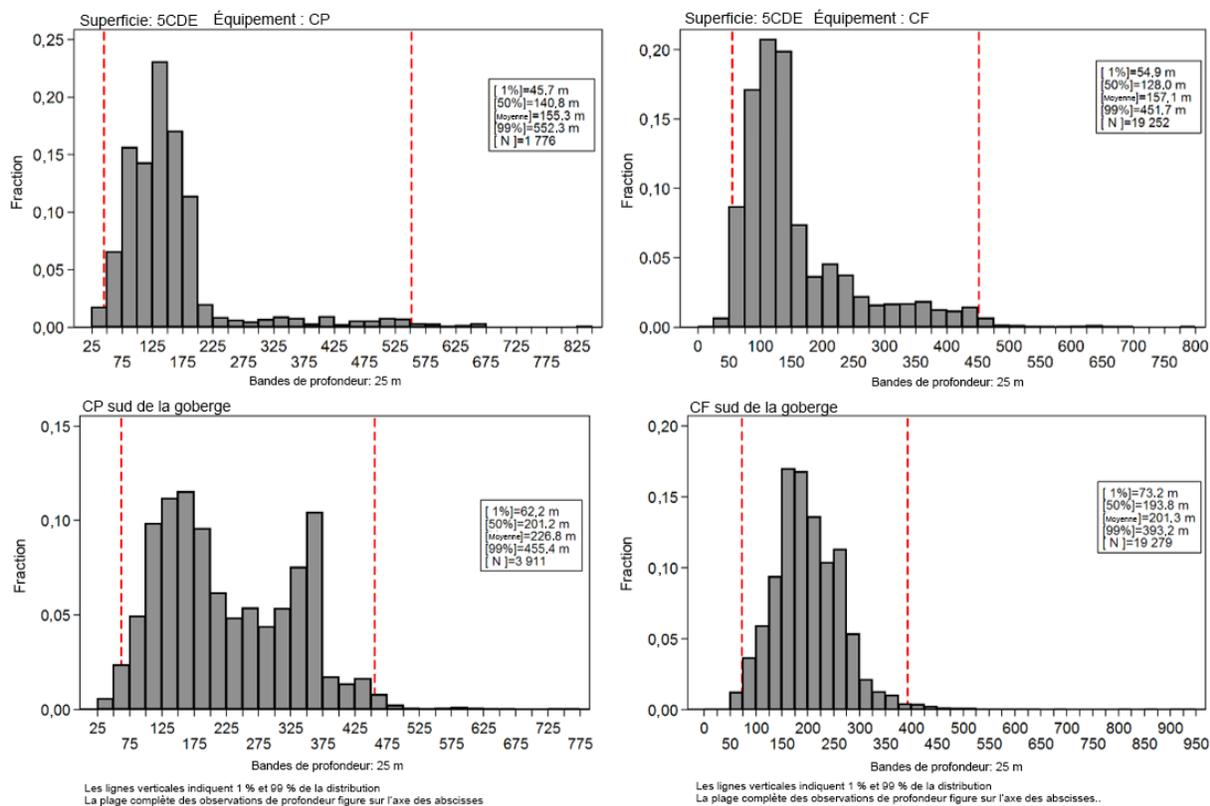


Figure C.1. Répartition en profondeur des traits ayant capturé des goberges de l'Alaska pour les quatre analyses GLM de 1996 à 2015, avec des intervalles de 25 m (chaque catégorie est étiquetée avec la limite supérieure de l'intervalle). Les lignes verticales indiquent les quantiles de 1 et 99 %.

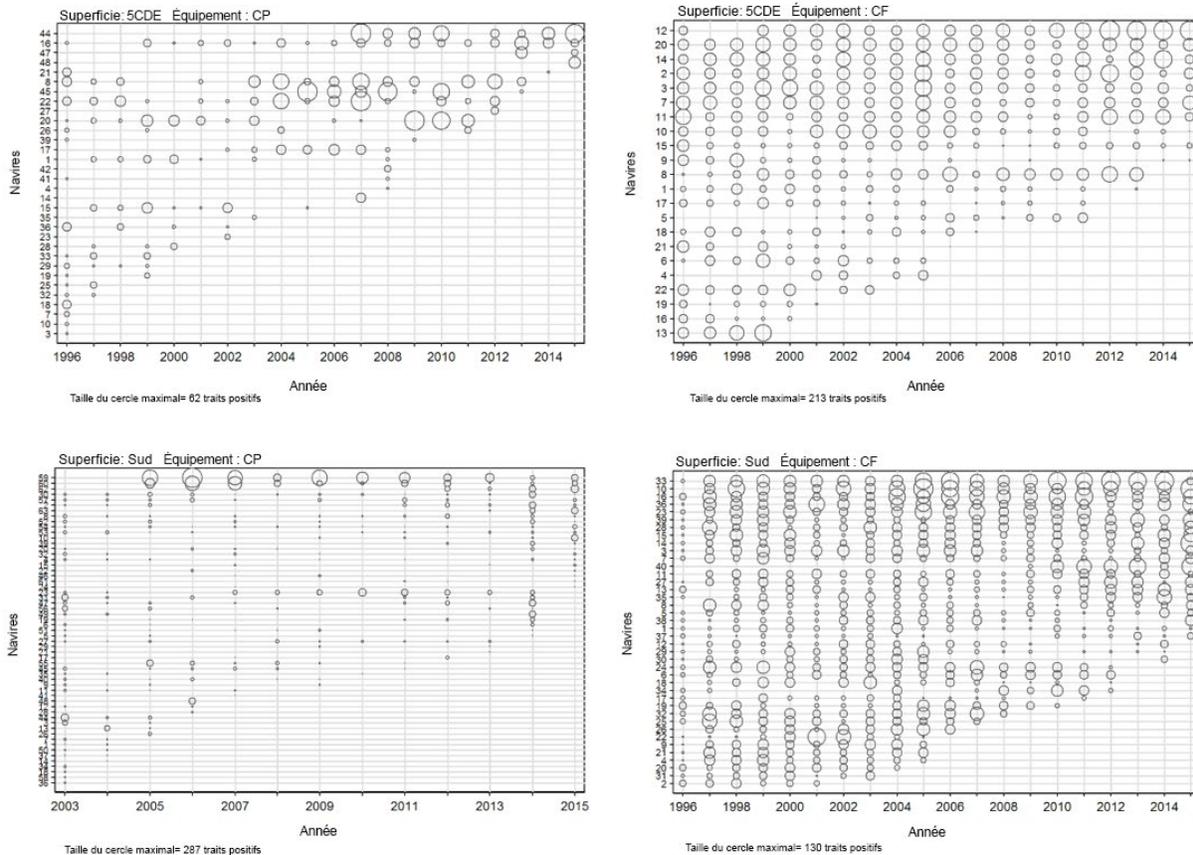


Figure C.2. Graphique à bulles illustrant la participation des navires (nombre de traits) par les flottilles principales dans les quatre analyses GLM. Les navires sont codés par ordre croissant des prises totales par année.

C.4. RÉSULTATS

C.4.1. Zones 5CDE (nord)

C.4.1.1. Pêche au chalut pélagique

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général (GLM) sur les enregistrements de prises positives provenant de l'ensemble de données trait par trait du chalut pélagique généré comme décrit à la section C.3. Six variables explicatives (décrites dans la section C.3 ci-dessus) ont été proposées au modèle, avec comme variable dépendante utilisée $\ln(\text{capture})$, où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de goberge de l'Alaska dans chaque enregistrement (trait) (Équation C.3). La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée à 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 cinq autres variables ont été proposées de façon séquentielle, avec une acceptation progressive des variables restantes présentant le meilleur CIA. Ce processus a été poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.8). Ce modèle a sélectionné trois des cinq variables explicatives restantes, **[DFO_locality]**, **[Month]** et **[Hours_fished]** en plus de **[Year]**.

Le modèle log-normal final représentait 61 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.8), 28 % étant attribuables à la variable de l'année.

Les résiduels du modèle ne correspondent pas très bien à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, avec des écarts dans les queues et le corps de la distribution résiduelle (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 permis de réduire les indices de l'année non standardisés des pics observés en 1997, 1999, 2004, 2010, 2012 et 2015 (Figure C.5).

Les graphiques CDI des trois variables explicatives introduites dans le modèle en plus de **[Year]** révèlent un fort effet de standardisation avec l'ajout de la variable **[DFO_locality]** (Figure C.6). Malheureusement, deux endroits, pour lesquels le modèle ne contient pas d'antécédents, dominant en 2014 et 2015. Cela signifie que ces coefficients de localisation seront mal estimés et confondus avec l'effet de l'année. Les variables **[Month]** (Figure C.7) et **[Hours_fished]** (Figure C.8) affichent une variabilité annuelle élevée, avec de fortes variations dans les indices correspondants, ce qui prouve le manque de cohérence des données sous-jacentes.

Les indices de l'année sont à la hausse du milieu à la fin des années 2000 (Figure C.3), mais ce modèle a de mauvais diagnostics résiduels et des variations annuelles fortes et abruptes des données, et n'est donc pas fiable.

*Tableau C.8. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements plus rejets vérifiés) dans la pêche au chalut pélagique de la goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE, 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 et le navire n'a pas été offert à ce modèle.*

Variable	1	2	3	4	5
Year (année)	0,2846	-	-	-	-
DFO_locality (lieu_MPO)	0,4278	0,5313	-	-	-
Month (mois)	0,2004	0,4082	0,5887	-	-
Hours_fished (heures de pêche)	0,1463	0,3380	0,5611	0,6065	-
Latitude_bands (bandes de latitude)	0,1003	0,3731	0,5344	0,5906	0,6087
Depth_bands (bandes de profondeur)	0,0466	0,3094	0,5377	0,5944	0,6115
Amélioration de la déviance	0	0,2467	0,0574	0,0178	0,0022

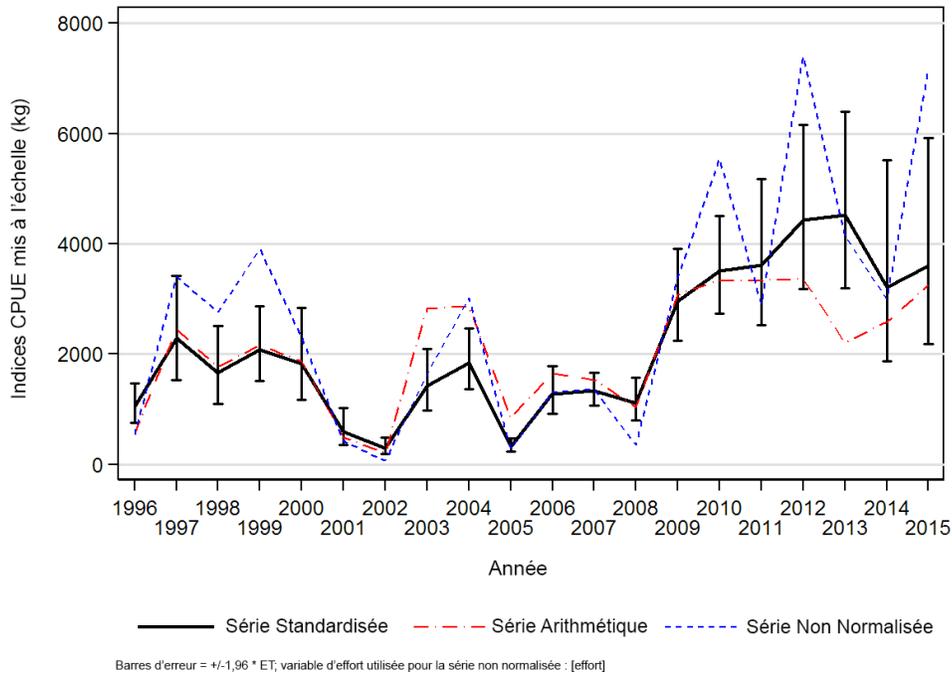


Figure C.3. Trois séries de la CPUE pour la goberge de l'Alaska de 1996 à 2015 dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Équation C.3). Les séries arithmétique (Équation C.1) et non standardisée (Équation C.2) sont également présentées. Toutes les séries sont mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.

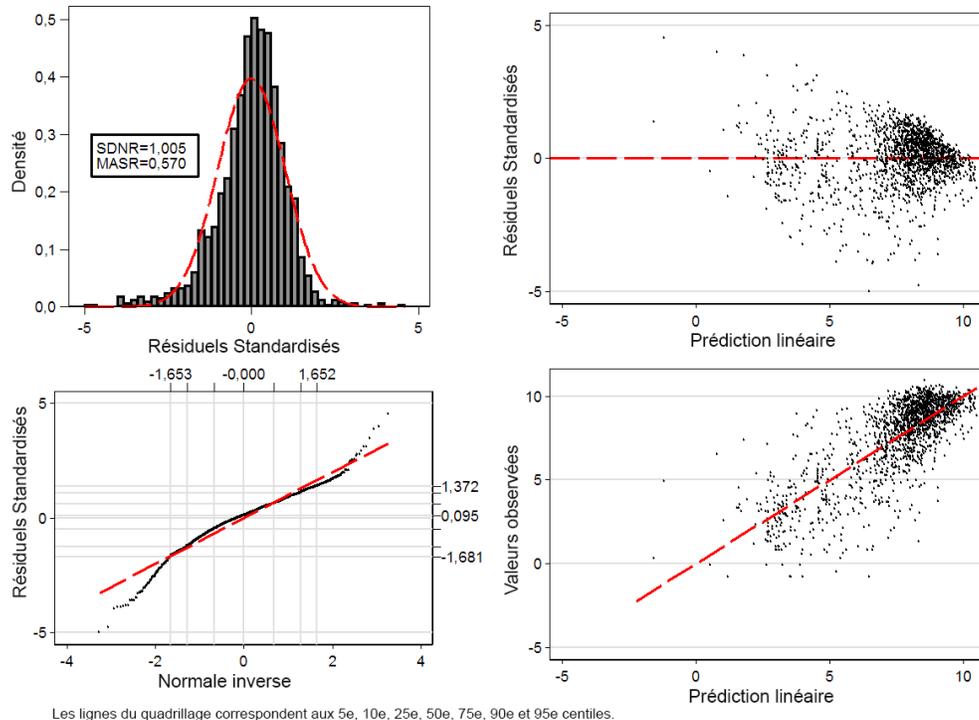


Figure C.4. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale GLM pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. En haut à gauche : histogramme des résiduels standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résiduels normalisés; MASR = médiane des résiduels standardisés absolus). En bas à gauche : droite de Henry des résiduels standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5^e et 95^e centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : représentation des résiduels standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

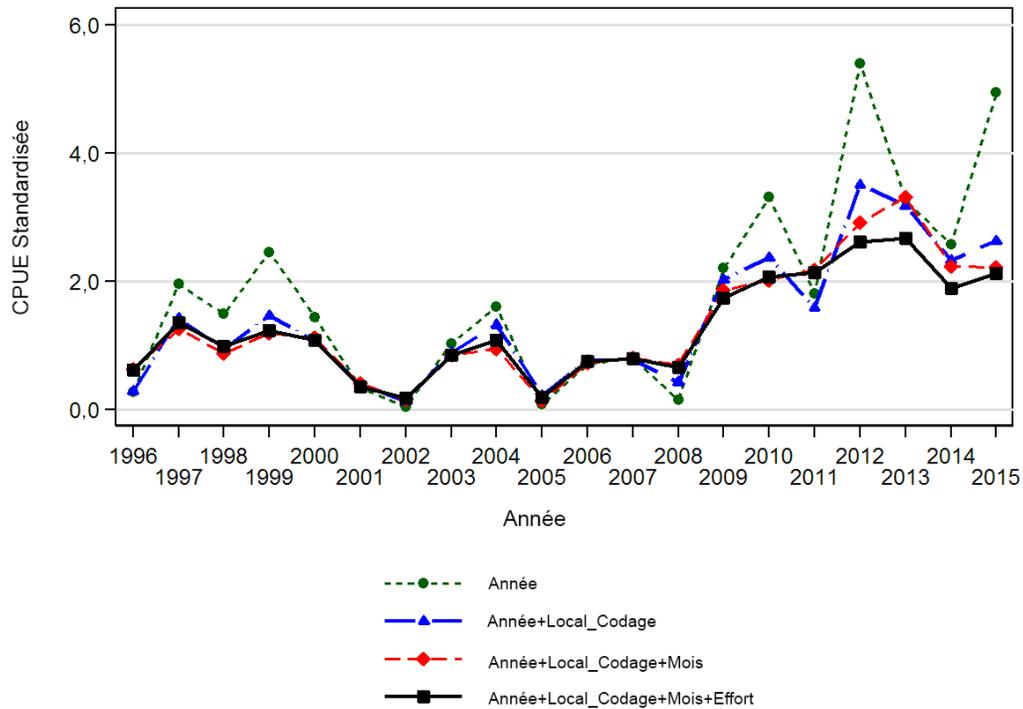


Figure C.5. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse.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

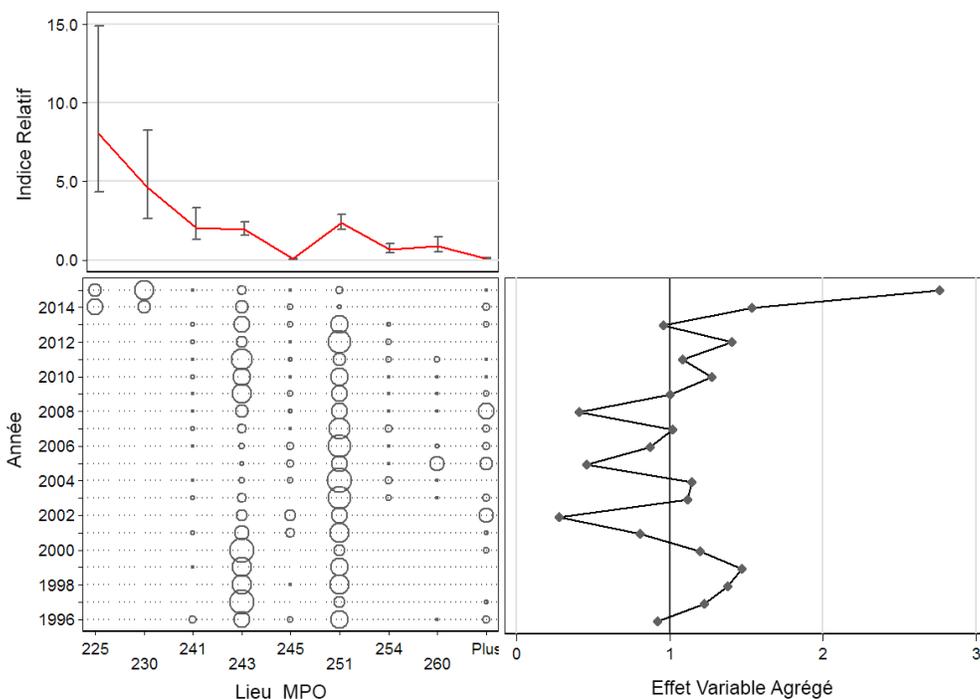


Figure C.6. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO_locality] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par 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).

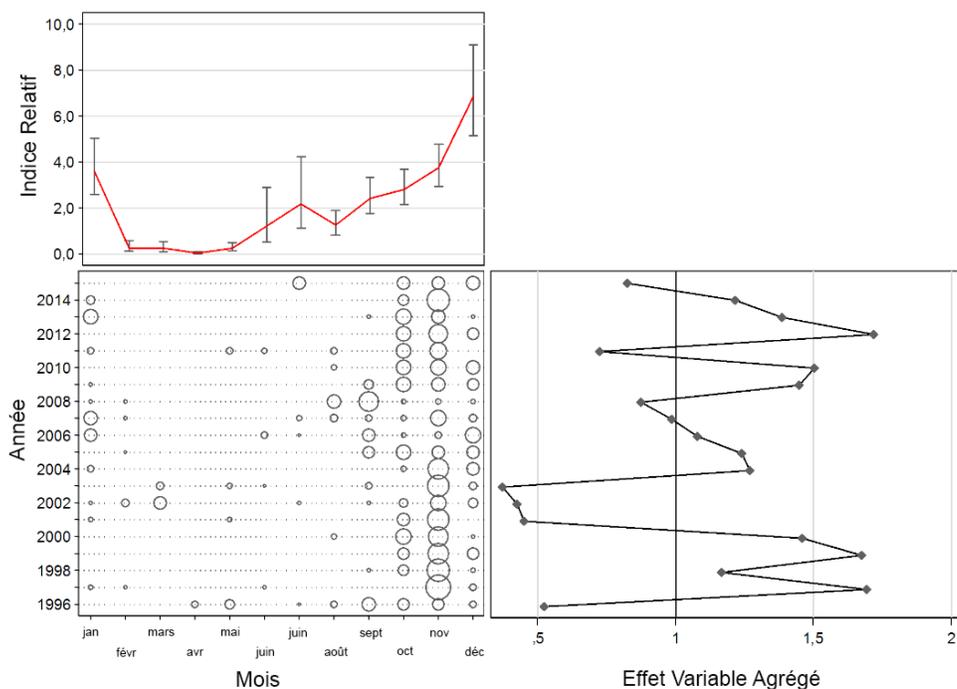


Figure C.7. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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).

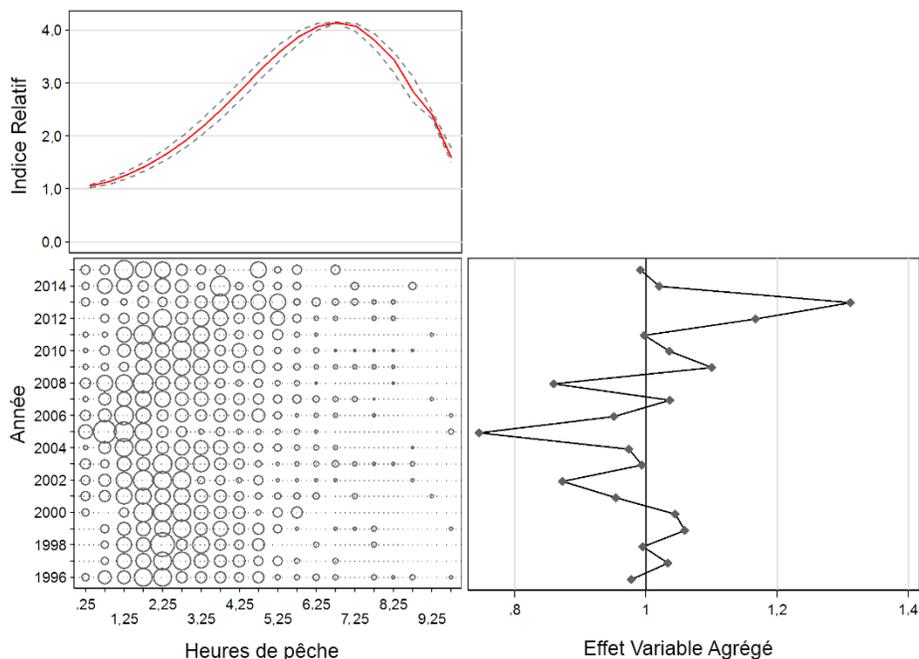


Figure C.8. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable continue [Hours_fished] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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 log-normal positif

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général (GLM) 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 $\ln(\text{capture})$, où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de goberge de l'Alaska dans chaque enregistrement (trait) [Équation C.3]. La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée à la Figure C.9.

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 CIA. 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 les six autres variables explicatives, [DFO_locality], [Depth_bands], [Month], [Vessel], [Hours_fished] et [Latitude_bands], en plus de [Year]. Le modèle log-normal final représentait 29 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.9), 5 % étant attribuables à la variable de l'année.

Les résiduels du modèle correspondent très bien à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, sans écart dans les queues ou le corps de la distribution résiduelle (Figure C.10).

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 n'a pas modifié les indices annuels sous-jacents, à l'exception d'une légère baisse au début de la

série (Figure C.11), témoignant de la stabilité des données sous-jacentes, avec peu de variations annuelles.

Les graphiques CDI des six 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] (Figure C.12). Une tendance se dégage dans l'effet de standardisation résultant de l'ajout de la variable [Depth_bands] (Figure C.13), mais l'effet est relativement faible. Les variables [Month] (Figure C.14), [Vessel] (Figure C.15), [Hours_fished] (Figure C.16) et [Latitude_bands] (Figure C.17) affichent toutes quelques effets de standardisation, mais l'incidence globale du modèle est faible.

Les indices de l'année baissent au début de la série, puis stagnent jusqu'en 2015 (Figure C.9). Ce modèle a d'excellents diagnostics et présente peu de changements par rapport à la série non standardisée.

*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 de la goberge de l'Alaska dans les zones 5CDE, 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* (année)	0,0519	-	-	-	-	-	-
DFO_locality* (lieu_MPO)	0,1237	0,1774	-	-	-	-	-
Depth_bands* (bandes de profondeur)	0,0635	0,1114	0,2147	-	-	-	-
Month* (mois)	0,0504	0,1018	0,2048	0,2474	-	-	-
Vessel* (navire)	0,0225	0,0746	0,2043	0,2383	0,2692	-	-
Hours_fished* (heures de pêche)	0,0137	0,0630	0,1946	0,2304	0,2623	0,2810	-
Latitude_bands* (bandes de latitude)	0,1211	0,1710	0,2013	0,2291	0,2634	0,2820	0,2945
Amélioration de la déviance	0	0,1255	0,0373	0,0327	0,0218	0,0118	0,0134

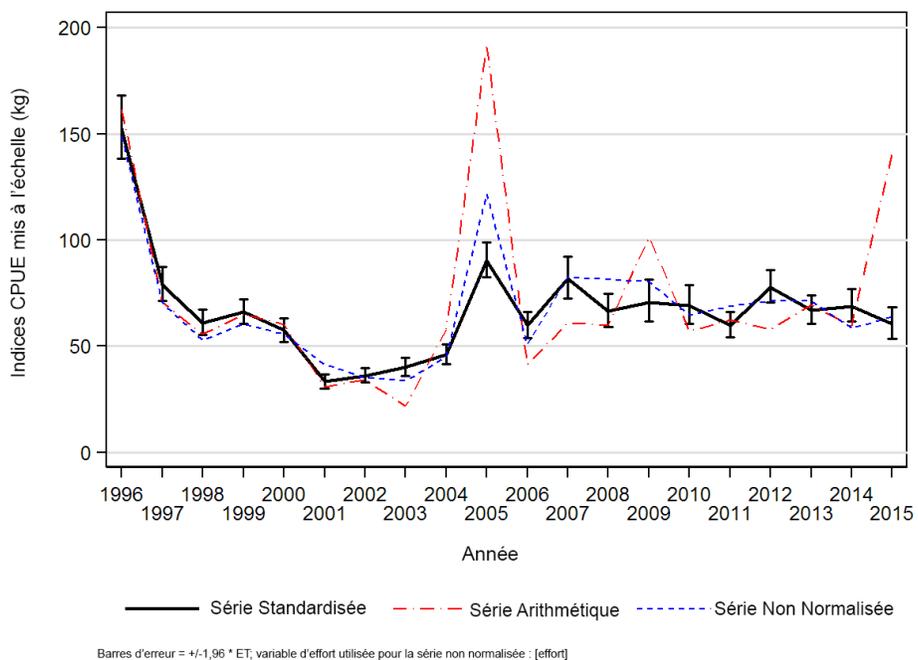
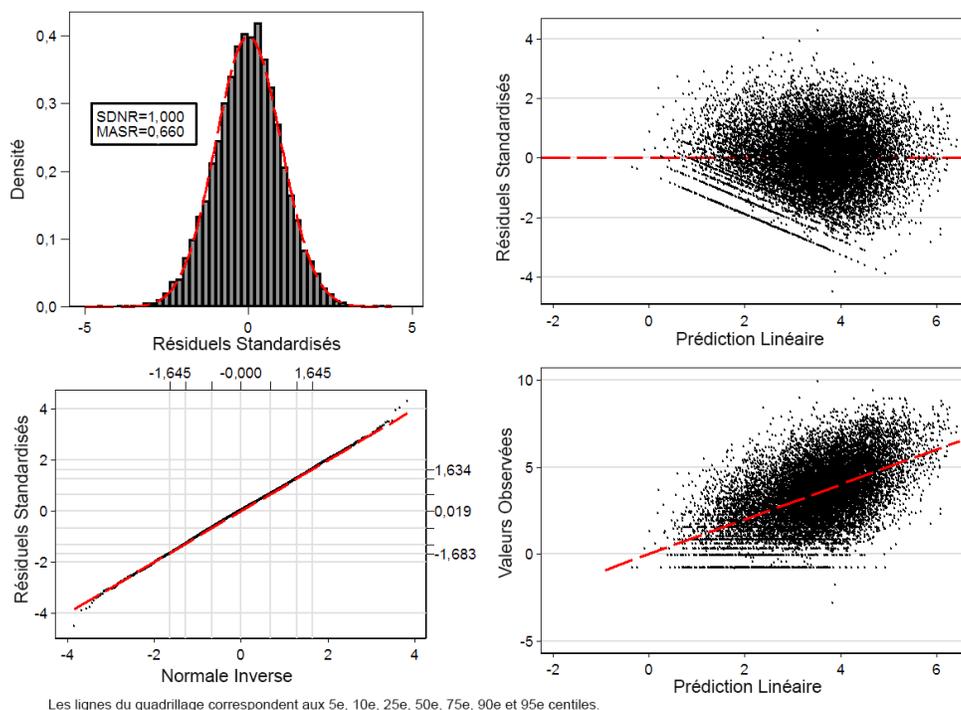


Figure C.9. Trois séries de la CPUE pour la goberge de l'Alaska de 1996 à 2015 dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Équation C.3). Les séries arithmétique (Équation C.1) et non standardisée (Équation C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.



Les lignes du quadrillage correspondent aux 5e, 10e, 25e, 50e, 75e, 90e et 95e centiles.

Figure C.10. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale GLM pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. En haut à gauche : histogramme des résiduels standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résiduels normalisés; MASR = médiane des résiduels standardisés absolus). En bas à gauche : droite de Henry des résiduels standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5^e et 95^e centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : représentation des résiduels standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

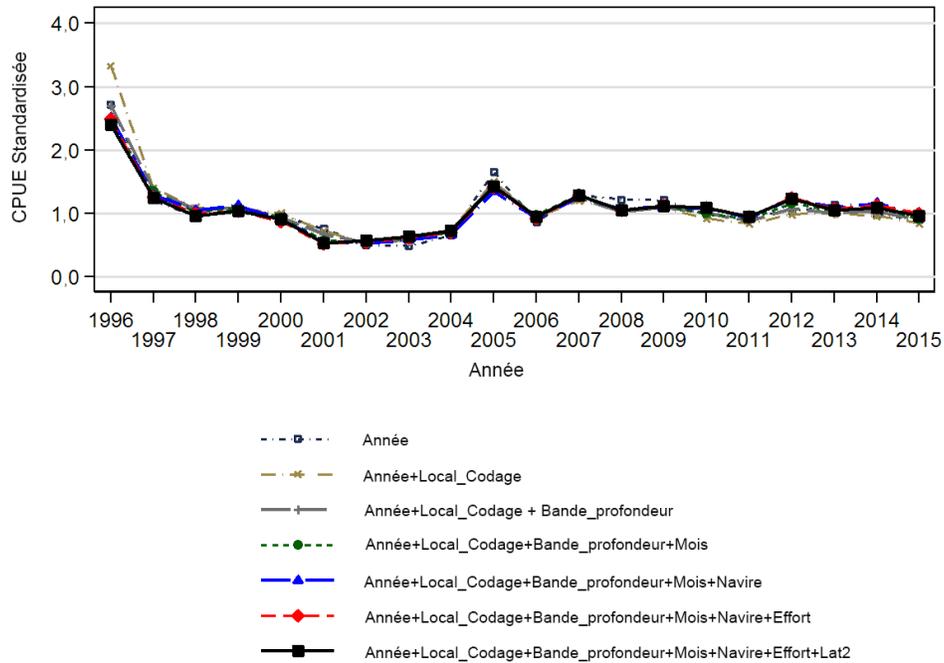


Figure C.11. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Le modèle final est représenté avec une ligne noire pleine et épaisse. Chaque ligne a été mise à l'échelle de façon à ce que la moyenne géométrique soit égale à 1,0.

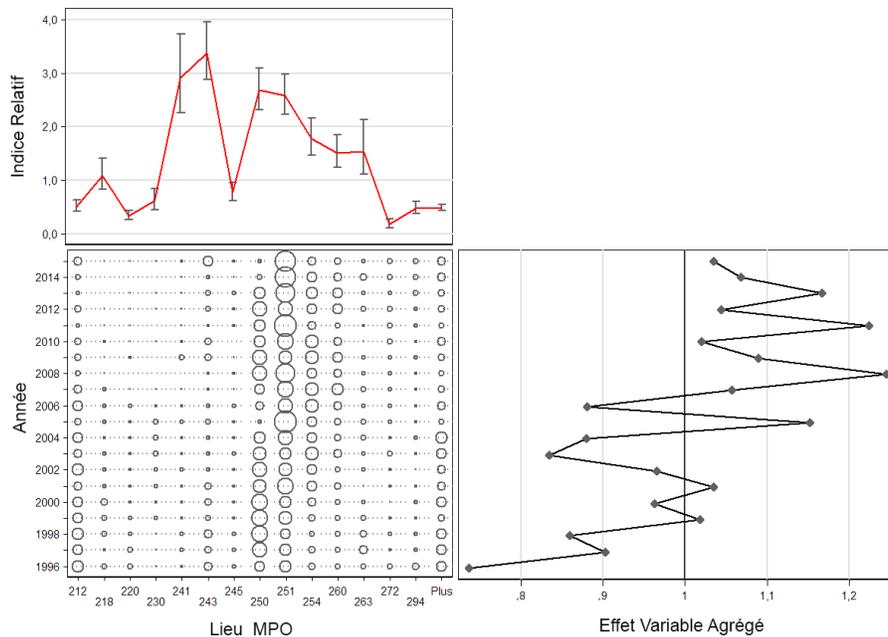


Figure C.12. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO_locality] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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).

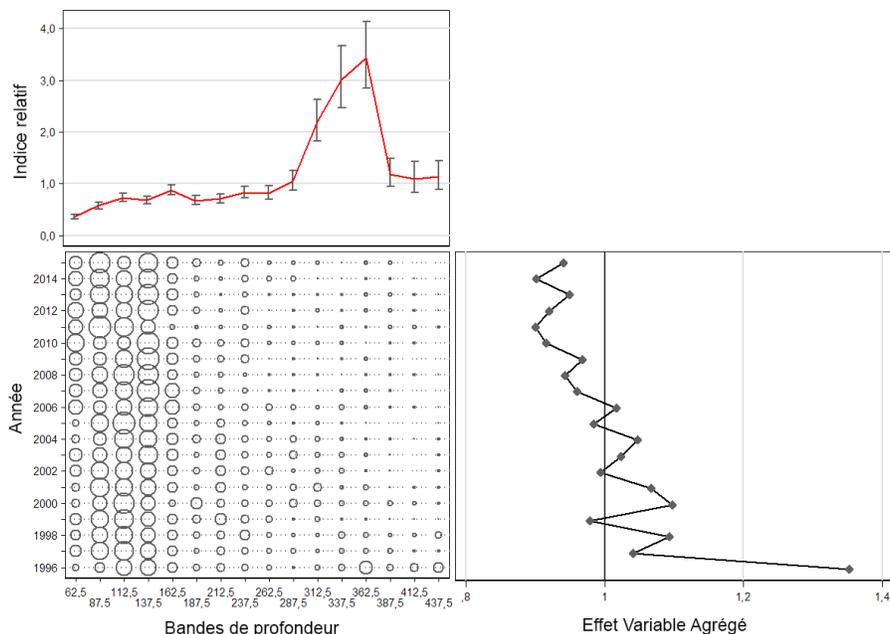


Figure C.13. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Depth_bands] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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).

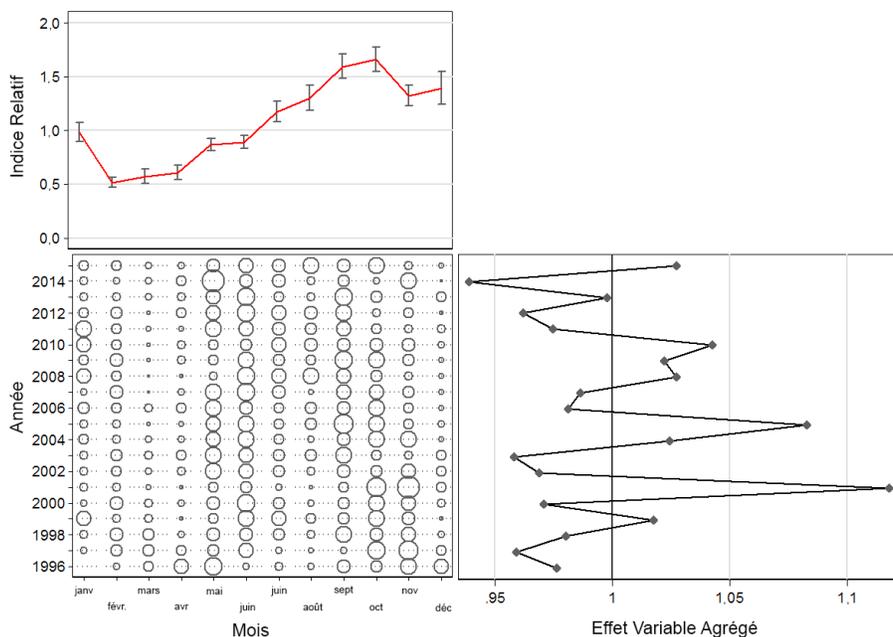


Figure C.14. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau de 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).

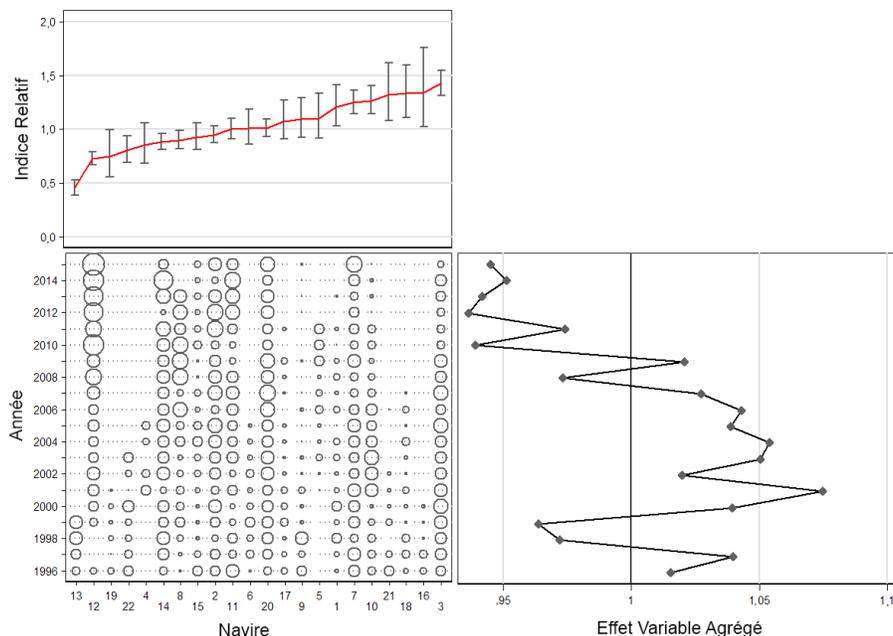


Figure C.15. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Vessel] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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).

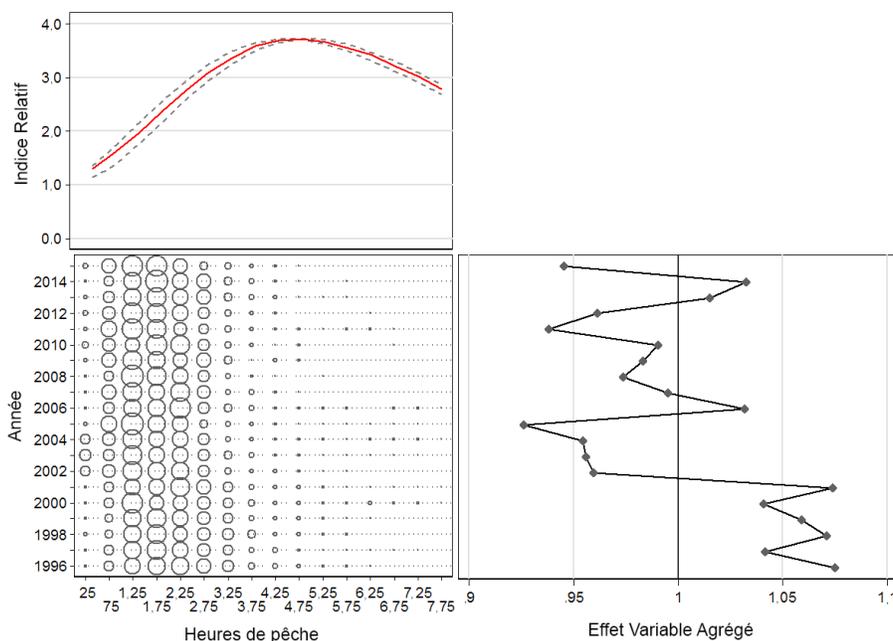


Figure C.16. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Hours_fished] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par niveau 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).

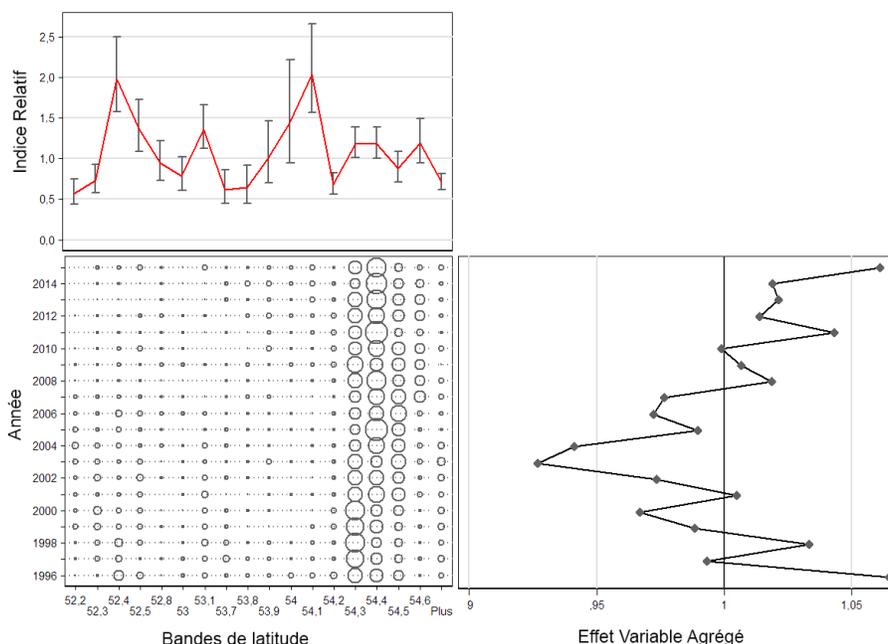


Figure C.17. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude_bands] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques montrant l'effet par 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.4.1.3. Pêche au chalut de fond : modèle logit binomial

Les mêmes variables utilisées dans le modèle log-normal ont été proposées 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.10). Ce modèle affiche une baisse au cours des quatre premières années, suivie d'une période de faible tendance jusqu'en 2009, avant de passer à une forte hausse qui culmine en 2014 (Figure C.18).

Tableau C.10. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence ou absence de goberges de l'Alaska dans les débarquements plus rejets vérifiés de la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE, 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
Year* (année)	0,0166	-	-	-	-	-
DFO_locality* (lieu_MPO)	0,1414	0,1565	-	-	-	-
Depth_bands* (bandes de profondeur)	0,0829	0,0968	0,2015	-	-	-
Month* (mois)	0,0273	0,0433	0,1803	0,2224	-	-
Latitude_bands* (bandes de latitude)	0,1396	0,1547	0,1788	0,2143	0,2349	-
Hours_fished (heures de pêche)	0,0090	0,0250	0,1618	0,2120	0,2327	0,2447
Vessel (navire)	0,0122	0,0282	0,1699	0,2126	0,2327	0,2444
Amélioration de la déviance	0	0,1399	0,0451	0,0209	0,0124	0,0099

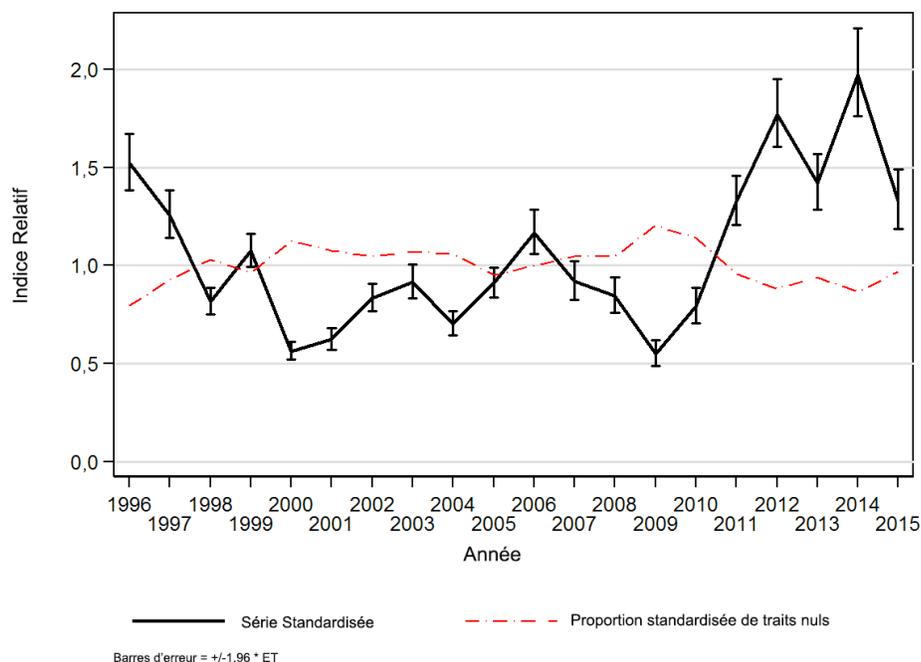


Figure C.18. Les séries d'indices binomiaux pour la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE montrent également cette tendance dans la proportion de traits nuls tirée du même ensemble de données.

C.4.1.4. Pêche au chalut de fond : modèle combiné

Le modèle combiné (Équation C.4) affiche d'abord une baisse, comme on le voit dans les séries log-normale et binomiale, mais il adopte ensuite une tendance à la hausse graduelle qui se rapproche davantage de la série binomiale (Figure C.19), donnant à la série une légère forme en « U ».

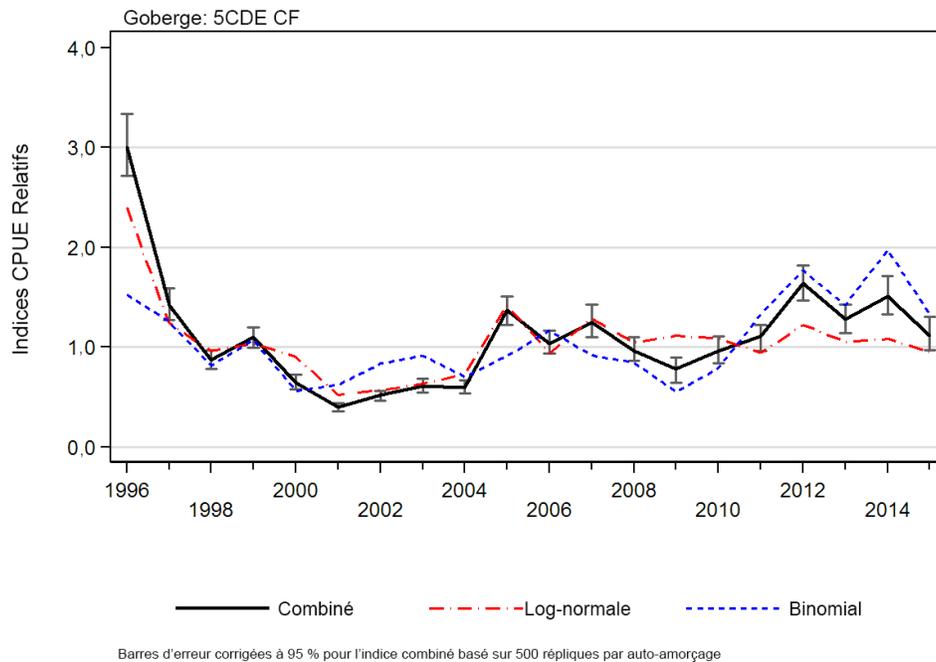


Figure C.19. Série d'indices combinée (Équation C.4) pour la pêche au chalut de fond dans les zones 5CDE montrant également les séries d'indices contributives log-normale et binomiale. Limites de confiance basées sur 500 répliquats bootstrap.

C.4.2. Zones 3CD5AB + zones secondaires 12 et 20 (sud)

C.4.2.1. Pêche au chalut pélagique

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général (GLM) sur les enregistrements de prises positives provenant de l'ensemble de données trait par trait du chalut pélagique généré comme décrit à la section C.3. Six variables explicatives (décrites dans la section C.3 ci-dessus) ont été proposées au modèle, avec comme variable dépendante utilisée $\ln(\text{capture})$, où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de goberge de l'Alaska dans chaque enregistrement (trait) [Équation C.3]. La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée sur la Figure C.20.

La variable catégorielle **[Year]** a été forcée comme première variable du modèle indépendamment de son effet sur la déviance du modèle. Les cinq autres variables ont été proposées de façon séquentielle, avec une acceptation progressive des variables restantes présentant le meilleur CIA. Ce processus a été poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.11). Ce modèle a sélectionné quatre des cinq variables explicatives restantes, **[0.1°Latitude_bands]**, **[DFO_locality]**, **[Month]** et **[Hours_fishing]**, en plus de **[Year]**. Le modèle log-normal final représentait 66 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.11), 11 % étant attribuables à la variable de l'année.

Comme on l'a vu dans le modèle pour les zones 5CDE, les résiduels du modèle ne correspondent pas très bien à l'hypothèse de distribution log-normale sous-jacente, avec des écarts considérables dans les queues et le corps de la distribution résiduelle (Figure C.21).

Un graphique par étapes représentant les changements des indices de l'année avec l'introduction dans le modèle de chaque variable explicative révèle un fort effet de standardisation vers la fin de la série, débutant vers 2010, l'effet principal se produisant avec l'ajout de la variable initiale **[0.1°Latitude_bands]** (Figure C.22).

Les graphiques CDI des quatre variables explicatives introduites dans le modèle en plus de **[Year]** révèlent un effet de standardisation fort mais variable, avec des différences marquées entre les années, avec l'ajout de la variable **[0.1°Latitude_bands]** (Figure C.23). Ce type de changements brusques d'une année à l'autre n'est pas souhaitable dans ce genre d'analyse, parce qu'il dénote un manque de stabilité dans les données sous-jacentes. Les variables explicatives **[DFO_Locality]** (Figure C.24), **[Month]** (Figure C.25) et **[Hours_fished]** (Figure C.26) affichent toutes un comportement semblable dans leurs contributions au modèle de standardisation. Ces changements importants d'une année à l'autre indiquent que ce modèle est probablement instable.

Les indices de l'année sont à la hausse à partir de la fin des années 2000 (Figure C.20), mais ce modèle a de mauvais diagnostics résiduels et des variations annuelles abruptes des données sous-jacentes et n'est donc pas fiable.

*Tableau C.11. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle log-normal des mortalités totales positives (débarquements plus rejets vérifiés) dans la pêche au chalut pélagique de la goberge de l'Alaska dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20, avec la quantité de déviance expliquée (R^2) pour chaque variable. Les variables acceptées dans le modèle sont indiquées avec un *. L'année a été forcée comme première variable et le navire n'a pas été offert à ce modèle.*

Variable	1	2	3	4	5	6
Year* (année)	0,1089	-	-	-	-	-
Latitude_bands* (bandes de latitude)	0,4481	0,5996	-	-	-	-
DFO_locality* (lieu_MPO)	0,4628	0,5938	0,6293	-	-	-
Month* (mois)	0,2775	0,4054	0,6144	0,6457	-	-
Hours_fished (heures de pêche)	0,1159	0,2081	0,6131	0,6401	0,6579	-
Depth_bands* (bandes de profondeur)	0,2945	0,3620	0,6070	0,6375	0,6523	0,6656
Amélioration de la déviance	0	0,4907	0,0297	0,0164	0,0123	0,0076

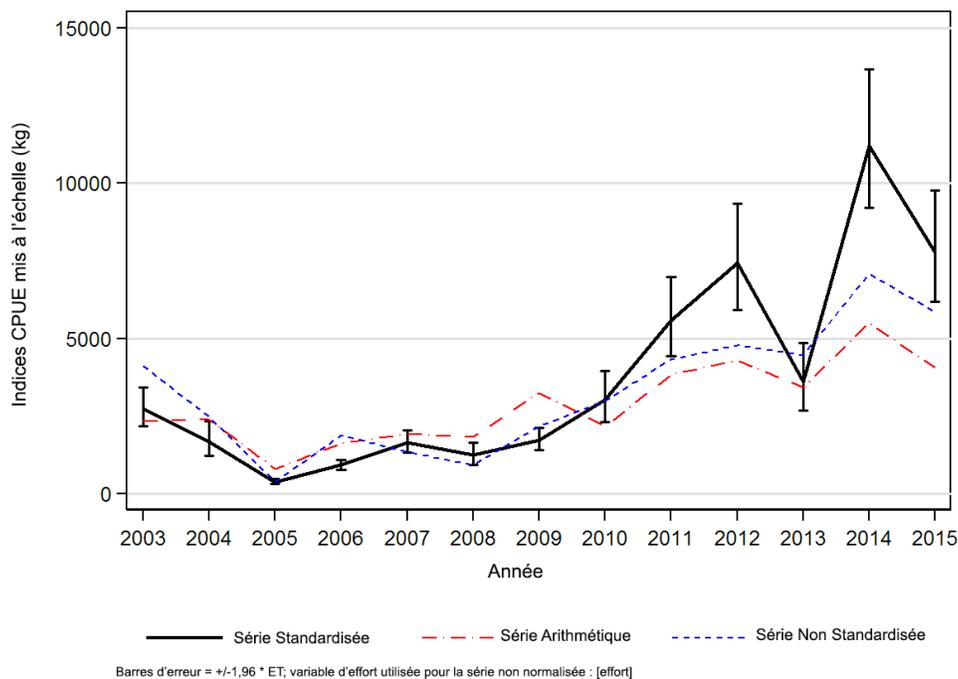


Figure C.20. Trois séries de CPUE pour la goberge de l'Alaska, de 2003 à 2015, dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Équation C.3). Les séries arithmétique (Équation C.1) et non standardisée (Équation C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.

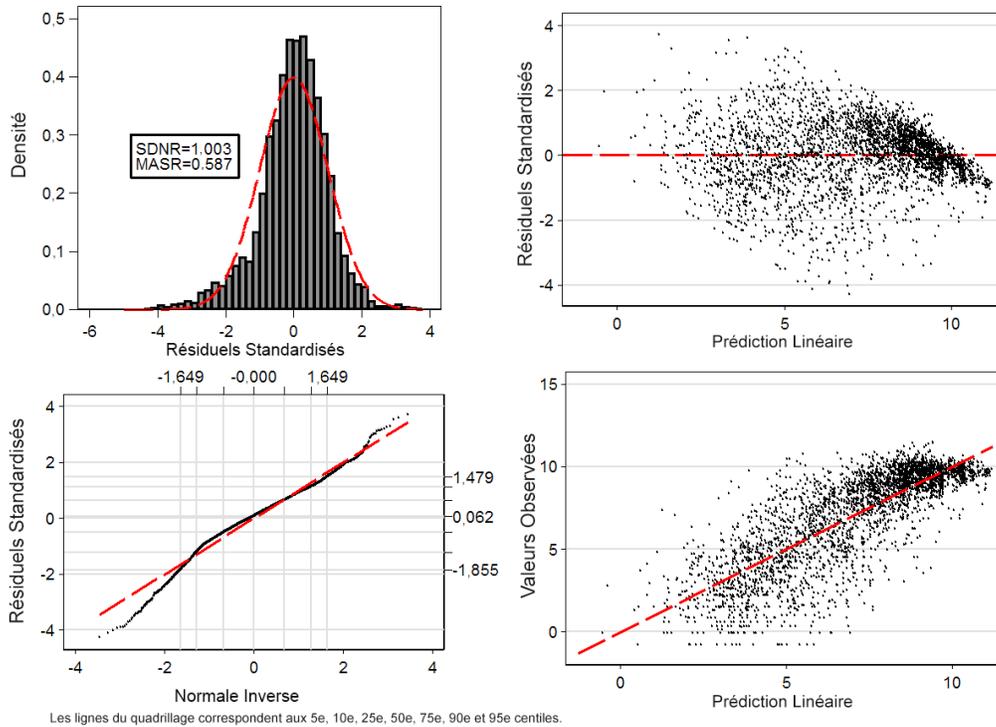


Figure C.21. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale GLM pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. En haut à gauche : histogramme des résiduels standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résiduels normalisés; MASR = médiane des résiduels standardisés absolus). En bas à gauche : droite de Henry des résiduels standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5^e et 95^e centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : représentation des résiduels standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

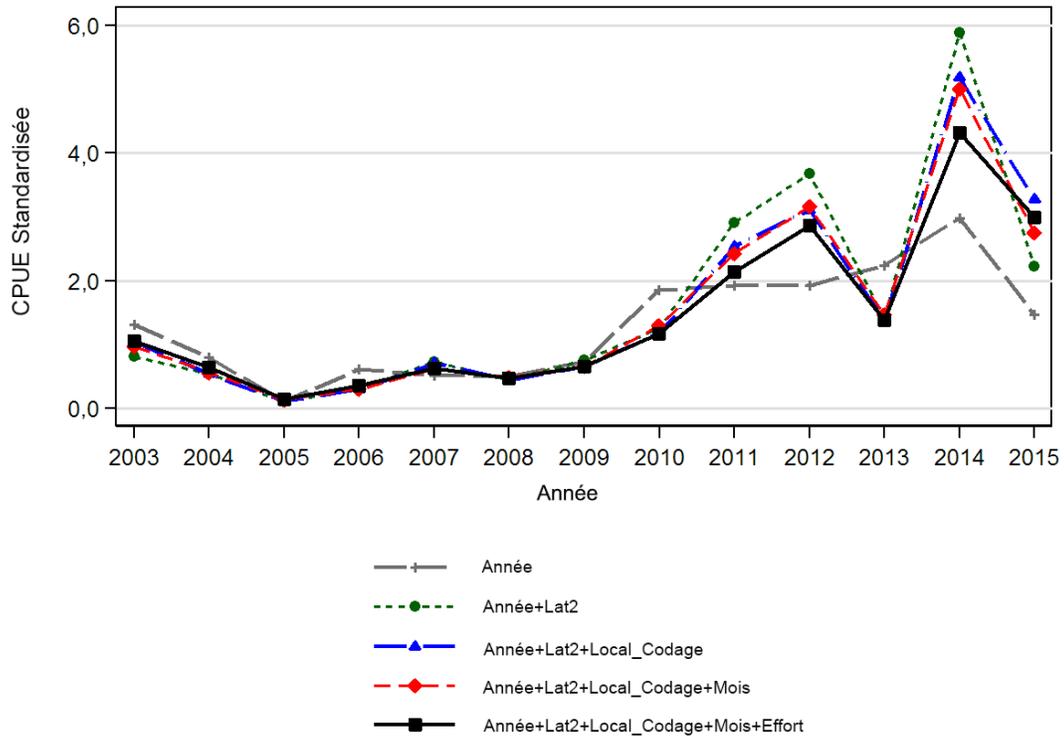


Figure C.22. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Le modèle final est représenté 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.

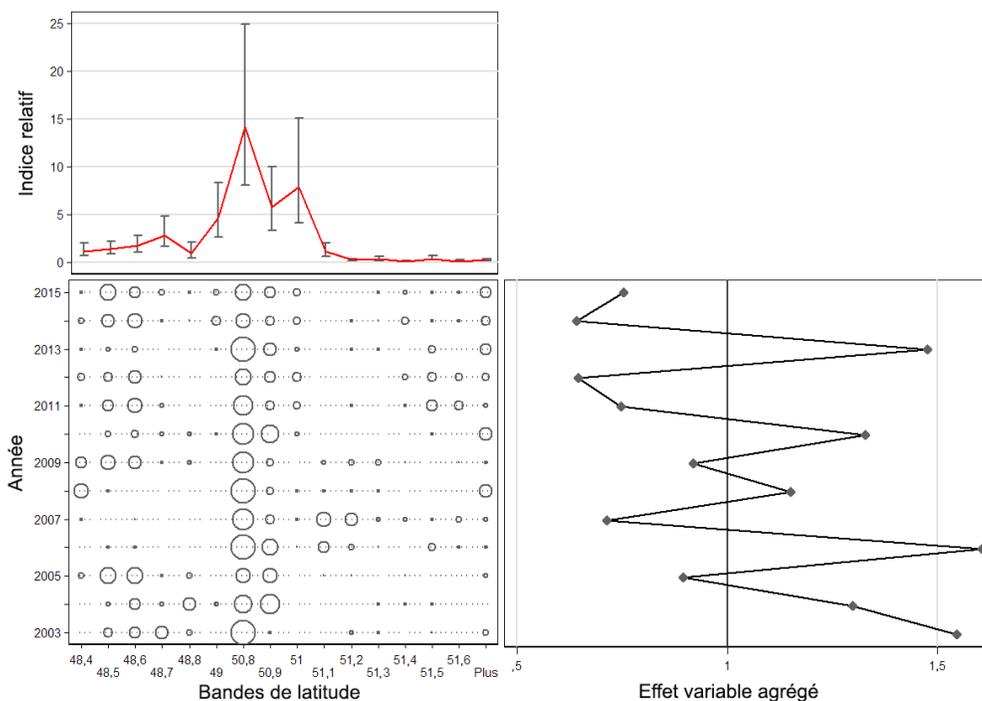


Figure C.23. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude_bands] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de 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).

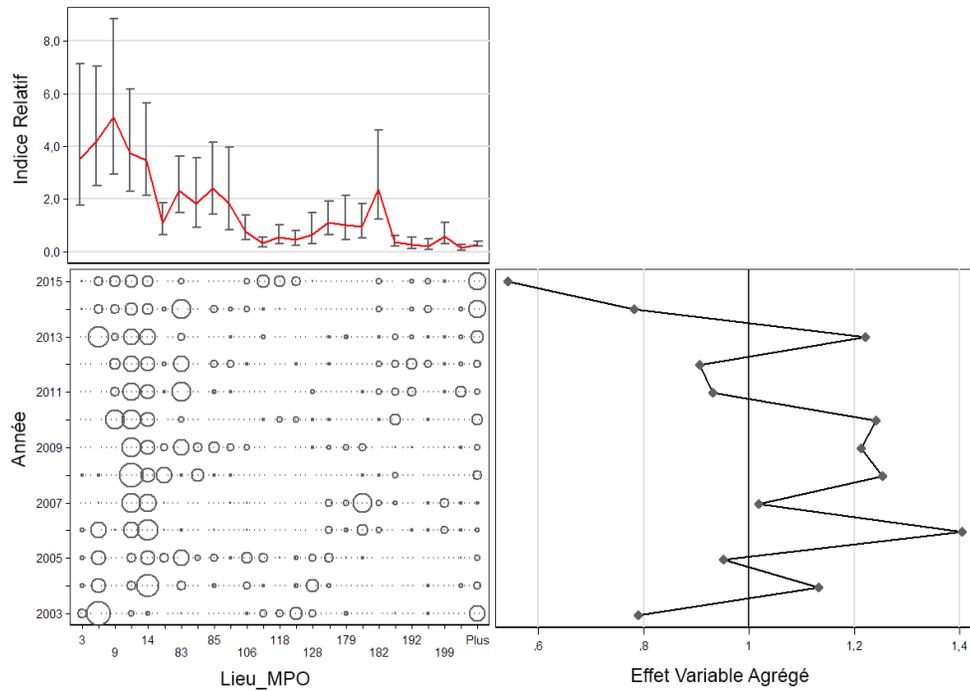


Figure C.24. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO_locality] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de 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).

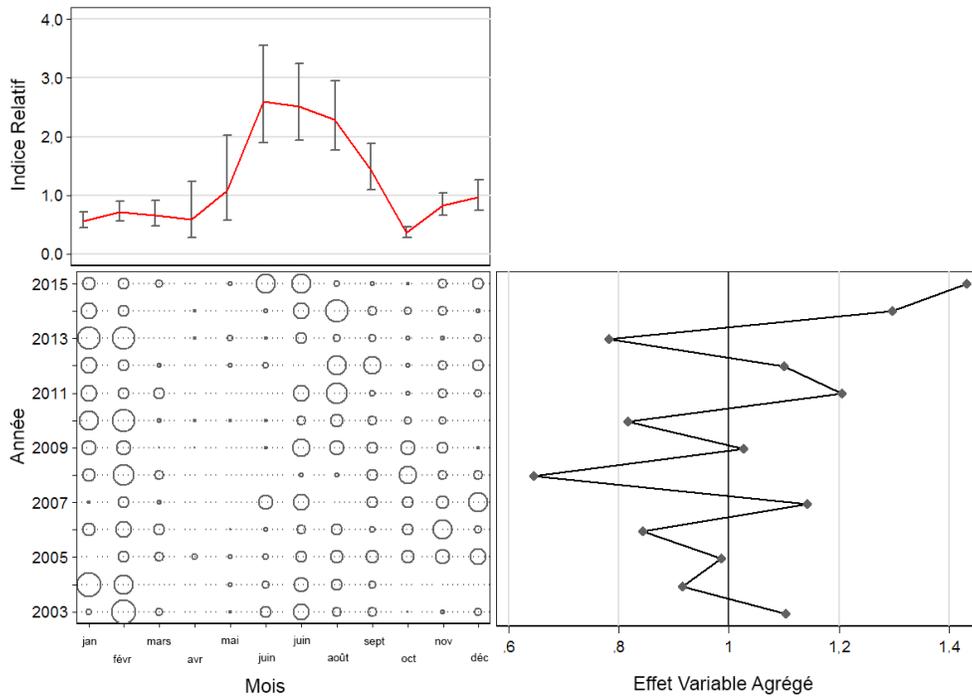


Figure C.25. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques 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).

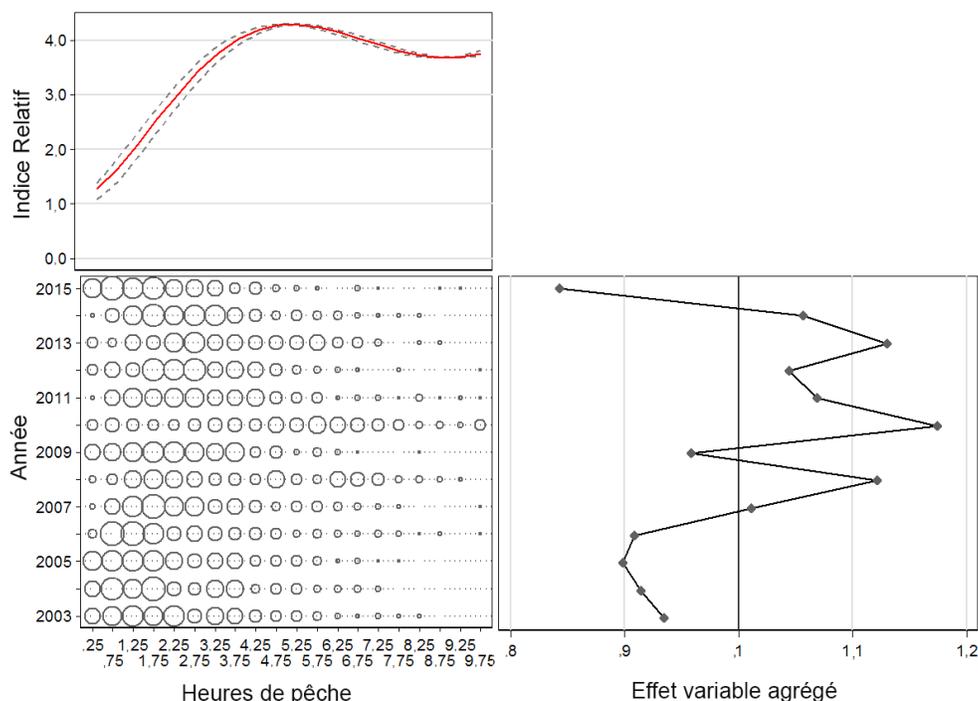


Figure C.26. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Hours_fished] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut pélagique dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de 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).

C.4.2.2. Pêche au chalut de fond : modèle log-normal positif

Nous avons effectué une analyse log-normale standardisée du modèle linéaire général (GLM) 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 $\ln(\text{capture})$, où la prise est le total en poids des débarquements et des rejets de goberge de l'Alaska dans chaque enregistrement (trait) [Équation C.3]. La série d'indices de la CPUE ainsi obtenue est présentée à la Figure C.27.

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 CIA. Ce processus a été poursuivi jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.12). Ce modèle a sélectionné cinq des six variables explicatives restantes, [DFO_locality], [Month], [Vessel], [Hours_fished] and [Latitude_bands], en plus de [Year]. Le modèle log-normal final représentait 24 % de la déviance totale du modèle (Tableau C.12), 3 % seulement étant attribuables à la variable de l'année.

Les résiduels du modèle correspondent très 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.28).

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 de légers ajustements à la série non standardisée en 1996, 1997, 2000, 2005 et 2010, ce qui permet de dégager une tendance annuelle relativement lisse (Figure C.29).

Les graphiques CDI des cinq variables explicatives introduites dans le modèle en plus de **[Year]** montrent des effets de standardisation raisonnablement forts au début, au milieu et à la fin de la série avec l'ajout de la variable **[DFO_locality]** (Figure C.30). Les variables **[Month]** (Figure C.31), **[Vessel]** (Figure C.32), **[Hours_fished]** (Figure C.33) et **[Latitude_bands]** (Figure C.34) ont également une incidence sur le modèle de standardisation, mais les effets sont relativement mineurs. Une exception possible est un écart marqué de l'effet du navire en 2001 (Figure C.32), mais un examen de cette variation sur la Figure C.29 révèle peu de changement dans l'indice de l'année 2001 lorsque la variable **[Vessel]** a été ajoutée au modèle.

Les indices log-normaux de l'année affichent une tendance à la baisse au début de la série, suivie d'un plateau ou d'une tendance légèrement à la hausse vers la fin de la série (Figure C.27). Ce modèle a d'excellents diagnostics et présente seulement de légers changements par rapport à la série non standardisée.

Tableau C.12. 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 de la goberge de l'Alaska dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20, 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* (année)	0,0318	-	-	-	-	-	-
DFO_locality* (lieu_MPO)	0,1366	0,1675	-	-	-	-	-
Month* (mois)	0,0486	0,0751	0,1898	-	-	-	-
Vessel (navire)	0,0412	0,0754	0,1900	0,2121	-	-	-
Hours_fished* (heures de pêche)	0,0155	0,0456	0,1828	0,2041	0,2296	-	-
Latitude_bands (bandes de latitude)	0,1151	0,1449	0,1813	0,2025	0,2248	0,2416	-
Depth_bands (bandes de profondeur)	0,0185	0,0482	0,1740	0,1965	0,2194	0,2361	0,2479
Amélioration de la déviance	0	0,1358	0,0223	0,0224	0,0174	0,0120	0,0063

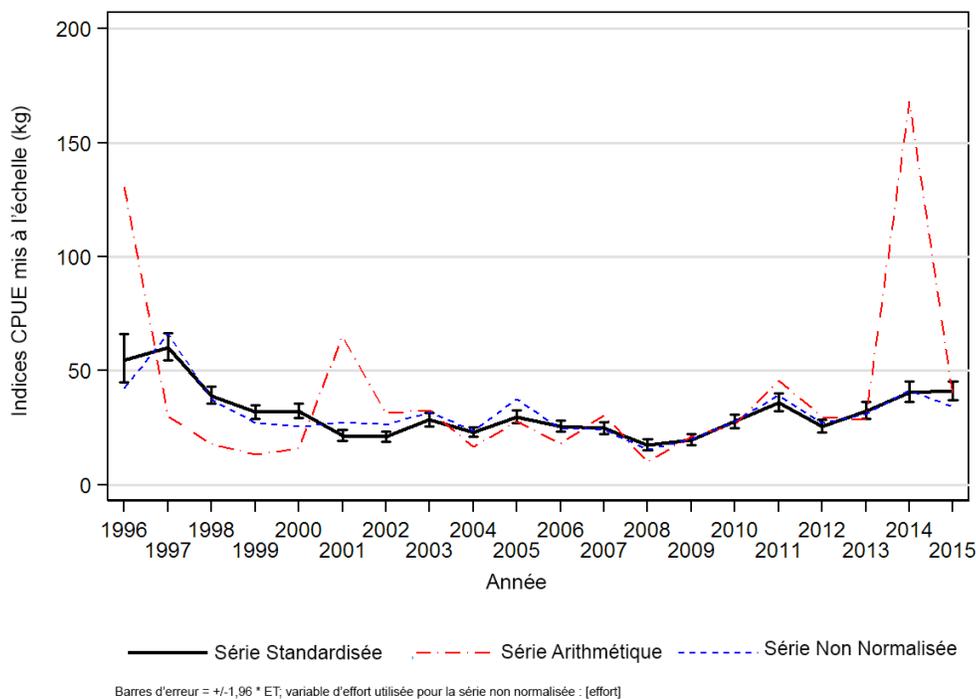


Figure C.27. Trois séries de CPUE pour la goberge de l'Alaska, de 1996 à 2015, dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. La ligne pleine est la série de CPUE standardisée tirée du modèle log-normal (Équation C.3). Les séries arithmétique (Équation C.1) et non standardisée (Équation C.2) sont également présentées. Les trois séries ont été mises à l'échelle selon la même moyenne géométrique.

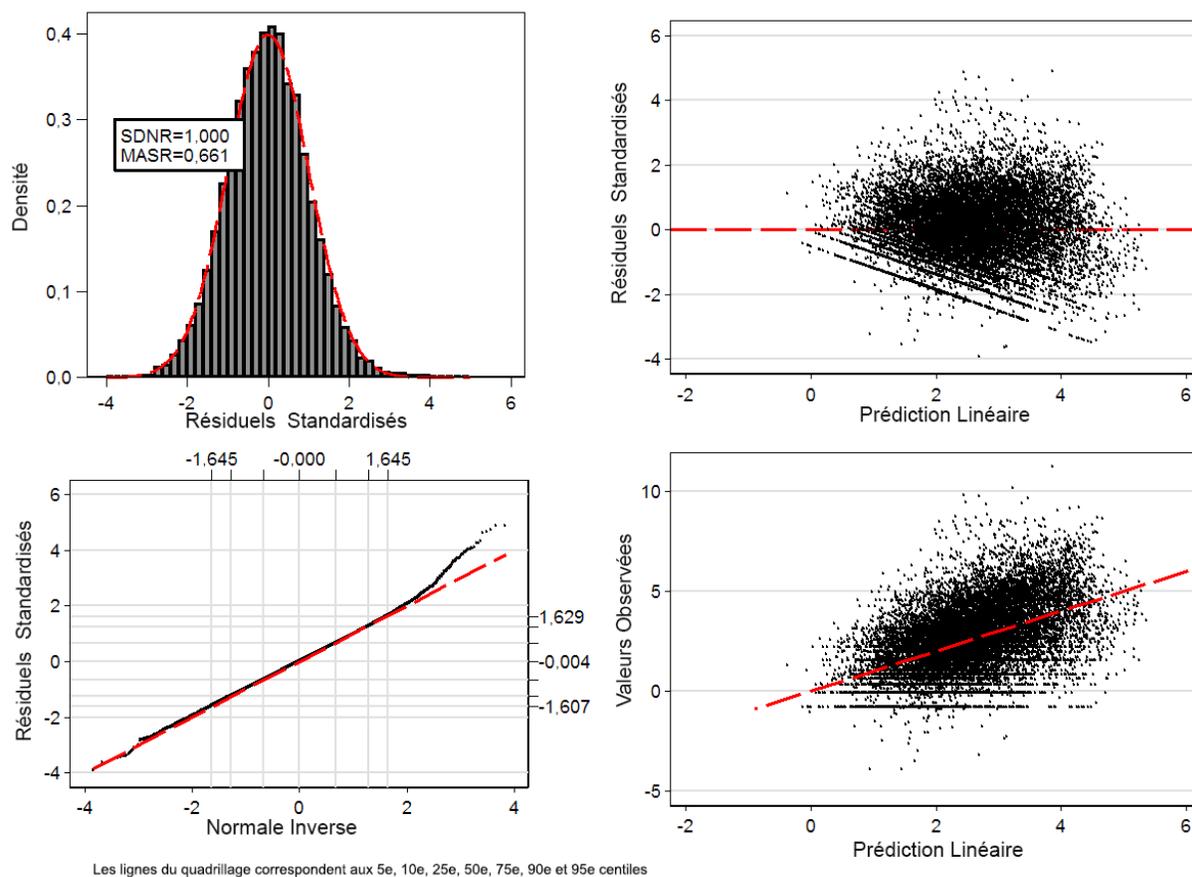


Figure C.28. Graphiques des diagnostics résiduels pour l'analyse log-normale GLM pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. En haut à gauche : histogramme des résiduels standardisés avec distribution log-normale superposée (SDNR = écart-type des résiduels normalisés; MASR = médiane des résiduels standardisés absolus). En bas à gauche : droite de Henry des résiduels standardisés; les lignes horizontales et verticales extérieures représentent les 5^e et 95^e centiles des distributions théoriques et observées. En haut à droite : représentation des résiduels standardisés par rapport à la CPUE prévue. En bas à droite : représentation de la CPUE observée par rapport à la CPUE prévue.

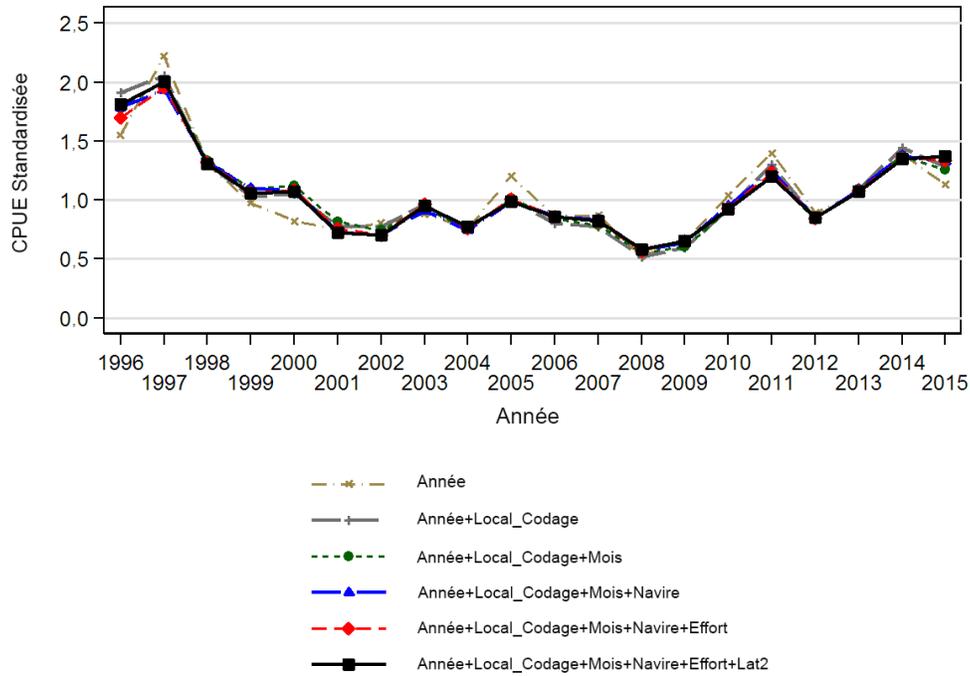


Figure C.29. Graphique montrant les coefficients de l'année après addition de chaque terme successif de l'analyse de régression log-normale standardisée pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Le modèle final est représenté 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.

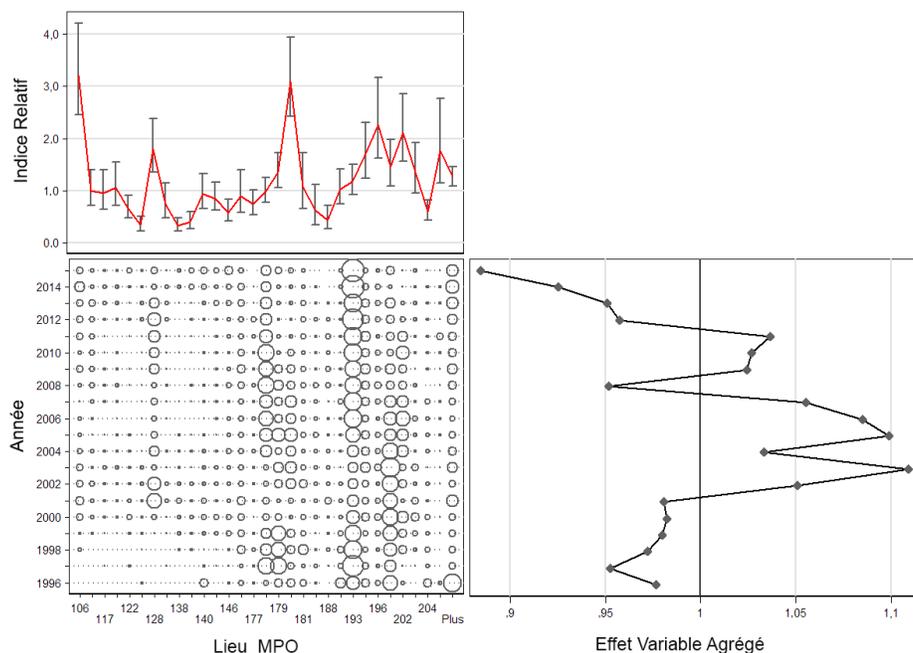


Figure C.30. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [DFO_locality] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques 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).

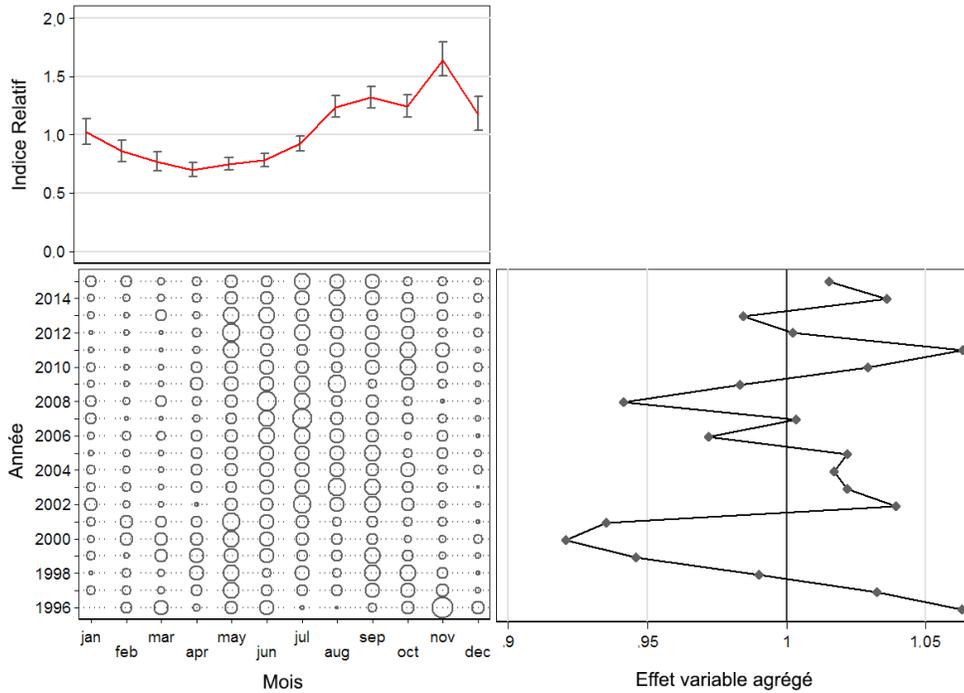


Figure C.31. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Month] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques 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).

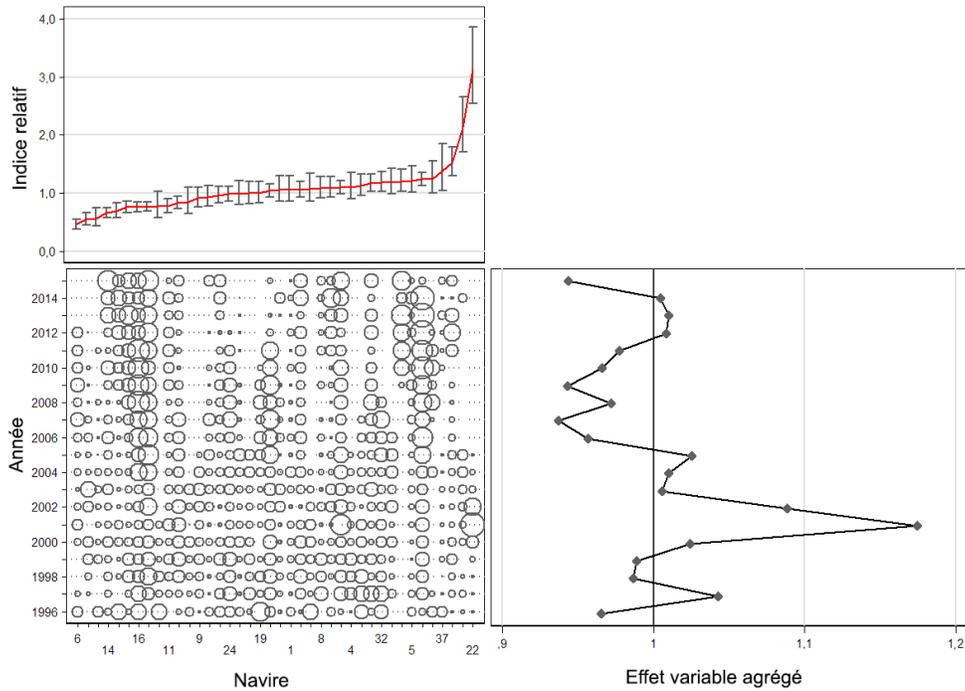


Figure C.32. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable continue [Vessel] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques 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).

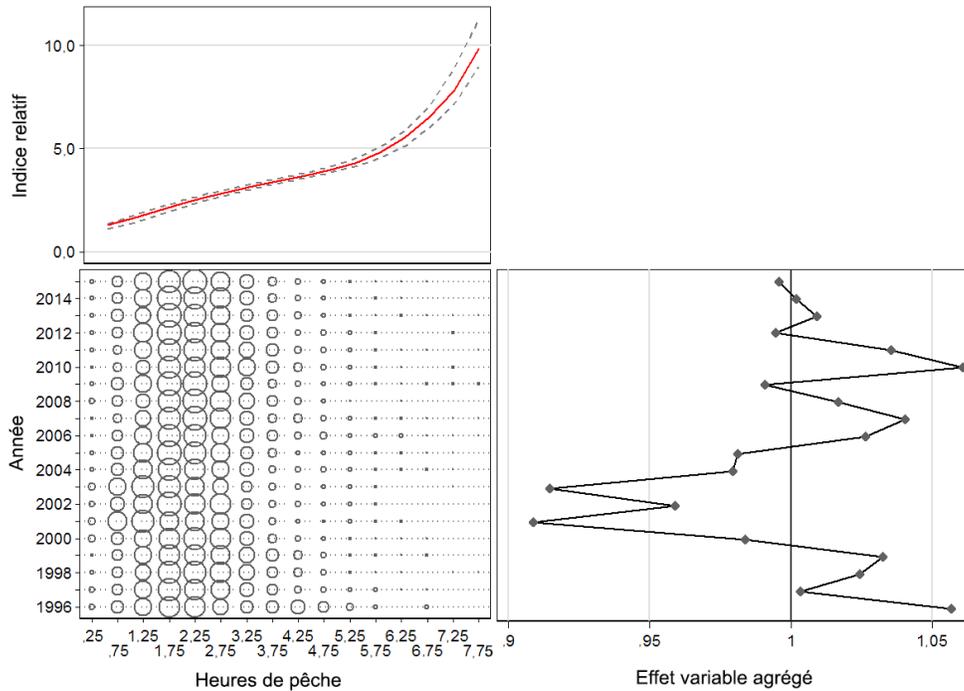


Figure C.33. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Hours_fished] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de sous-graphiques 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).

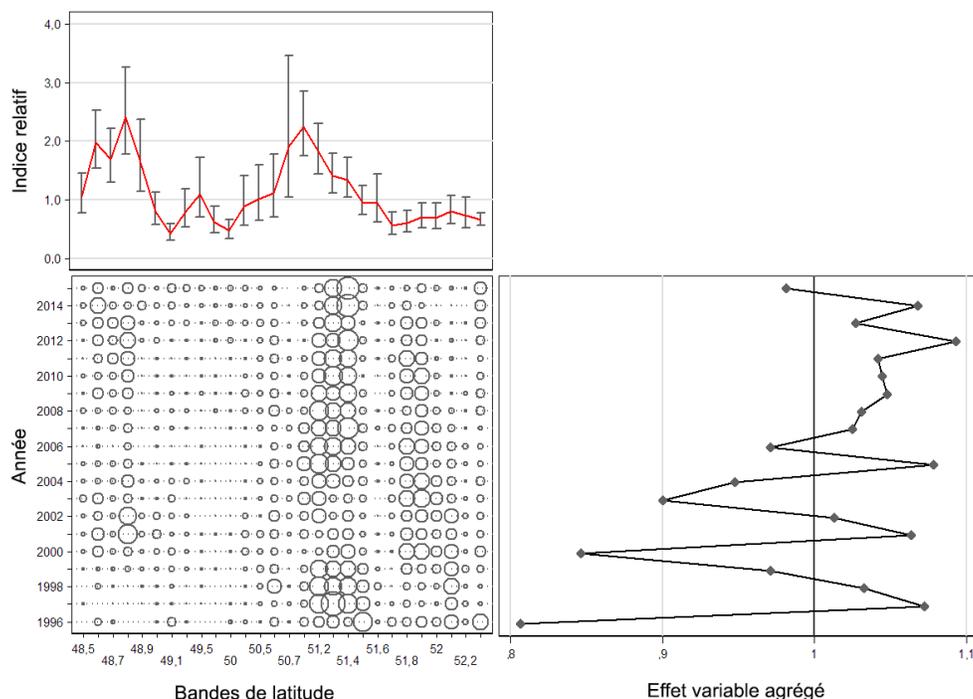


Figure C.34. Graphique CDI illustrant l'effet de l'introduction de la variable catégorielle [Latitude_bands] dans le modèle de régression log-normale pour la goberge de l'Alaska dans la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Chaque graphique est constitué de 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).

C.4.2.3. Pêche au chalut de fond : modèle logit binomial

Les mêmes variables utilisées dans le modèle log-normal ont été proposées séquentiellement à ce modèle, en commençant par la variable catégorique de l'année, jusqu'à ce que l'amélioration du modèle R^2 soit inférieure à 1 % (Tableau C.13). Ce modèle ne montre pas de tendance marquée jusqu'en 2009 ou 2010 environ, mais il montre ensuite une forte augmentation jusqu'en 2015 (Figure C.35).

Tableau C.13. Ordre d'acceptation des variables dans le modèle binomial de présence ou absence de goberges de l'Alaska dans les débarquements plus rejets vérifiés de la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20, 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
Year* (année)	0,0149	-	-	-	-	-
Latitude_bands (bandes de latitude)	0,0921	0,1075	-	-	-	-
Depth_bands* (bandes de profondeur)	0,0541	0,0675	0,1510	-	-	-
DFO_locality* (lieu_MPO)	0,0865	0,1042	0,1415	0,1854	-	-
Hours_fished* (heures de pêche)	0,0135	0,0277	0,1167	0,1673	0,2000	-
Vessel (navire)	0,0166	0,0306	0,1162	0,1591	0,1918	0,2072
Month (mois)	0,0098	0,0259	0,1111	0,1565	0,1890	0,2029
Amélioration de la déviance	0	0,0927	0,0435	0,0344	0,0146	0,0071

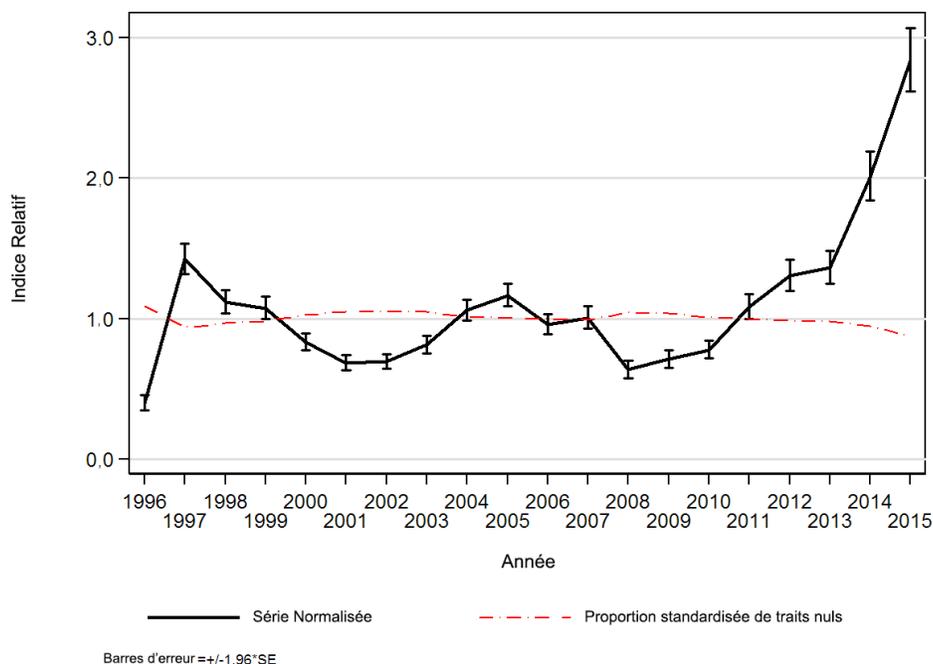


Figure C.35. Les séries d'indices binomiaux pour la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20 montrent également cette tendance dans la proportion de traits nuls tirée du même ensemble de données.

C.4.2.4. Pêche au chalut de fond : modèle combiné

Le modèle combiné (Équation C.4) présente un profil en « U » encore plus marqué que le modèle pour les zones 5CDE (nord), avec une tendance à la baisse jusqu'au début des années 2000, suivie d'une période de faible changement, puis d'une forte augmentation jusqu'en 2015, tirant son signal de la série binomiale (Figure C.36).

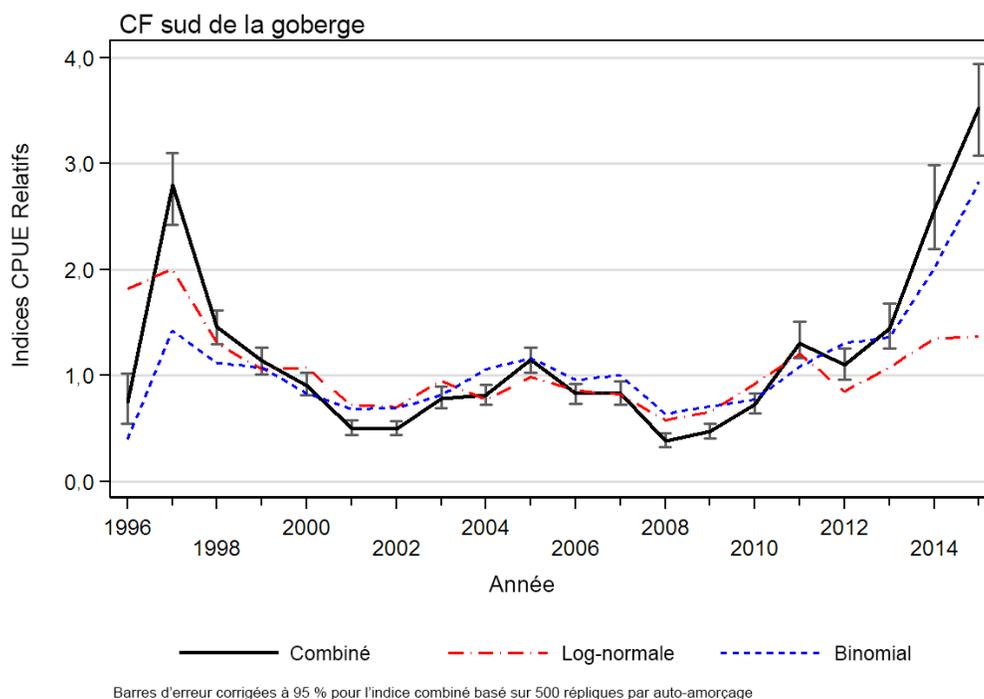


Figure C.36. Série d'indices combinée (Équation C.4) pour la pêche au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20 montrant également les séries d'indices contributives log-normale et binomiale. Limites de confiance basées sur 500 répliques bootstrap.

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

La Figure C.37 compare les indices log-normaux du chalut de fond et du chalut pélagique pour les zones définies 5CDE (nord) de la goberge de l'Alaska, affichant une forte augmentation de la CPUE du chalut pélagique à partir de 2008, mais seulement une augmentation modeste de celle du chalut de fond au milieu des années 2000, suivie d'un indice stable pendant la dernière décennie.

La Figure C.38 compare les indices log-normaux du chalut de fond et du chalut pélagique pour les zones définies 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20 (sud) de la goberge de l'Alaska, dégageant une tendance à la hausse de la CPUE du chalut pélagique depuis le milieu des années 2000, alors que l'indice du chalut de fond est principalement stable durant la même période, après avoir chuté par rapport au haut niveau observé à la fin des années 1990.

Les deux indices log-normaux du chalut pélagique (Figure C.39) augmentent à partir de la fin des années 2000. Le niveau global d'augmentation est beaucoup plus élevé pour la série du sud, mais cette série présente également de fortes variations annuelles qui ne sont probablement pas attribuables à l'abondance. Étant donné les piètres diagnostics résiduels pour les deux séries (voir la Figure C.4 et la Figure C.21) et les fortes variations d'une année à l'autre observées dans les deux séries, ni l'une ni l'autre ne peuvent être considérées comme suffisamment fiables pour servir d'indicateur des tendances relatives à l'abondance.

Les deux séries combinées de la CPUE du chalut de fond présentent une variabilité annuelle inférieure à celle des séries du chalut pélagique (Figure C.40), de même que des tendances similaires jusqu'au début des années 2010, diminuant toutes deux par rapport aux niveaux élevés de 1996 ou 1997 et se maintenant ensuite à un niveau constant juste au-dessous de la

moyenne de la série jusqu'en 2012-2013 environ. Il est peu probable que le grand bond de 1996 à 1997 dans la série du sud soit attribuable à l'abondance, surtout si l'on tient compte du petit nombre de données en 1996 (voir le Tableau C.7 : pour 1996, on dispose environ du quart du nombre de traits et de moins de la moitié des sorties des années suivantes). Les séries du nord et du sud divergent après 2013 environ, celle du sud affichant une forte augmentation à plus de trois fois la moyenne de la série tandis que celle du nord reste à un niveau juste au-dessus de la moyenne de la série (Figure C.40).

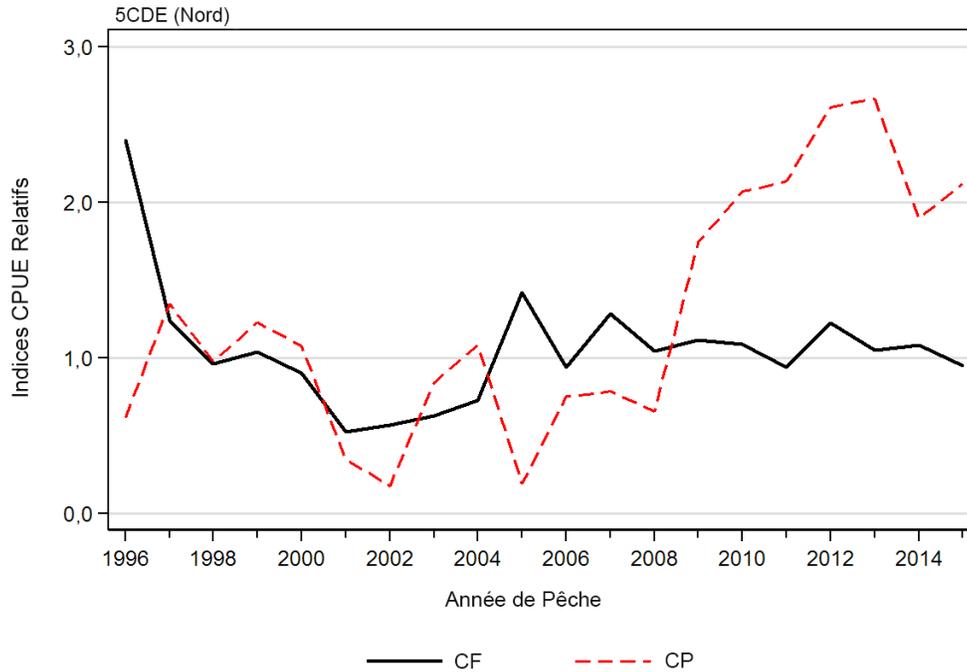
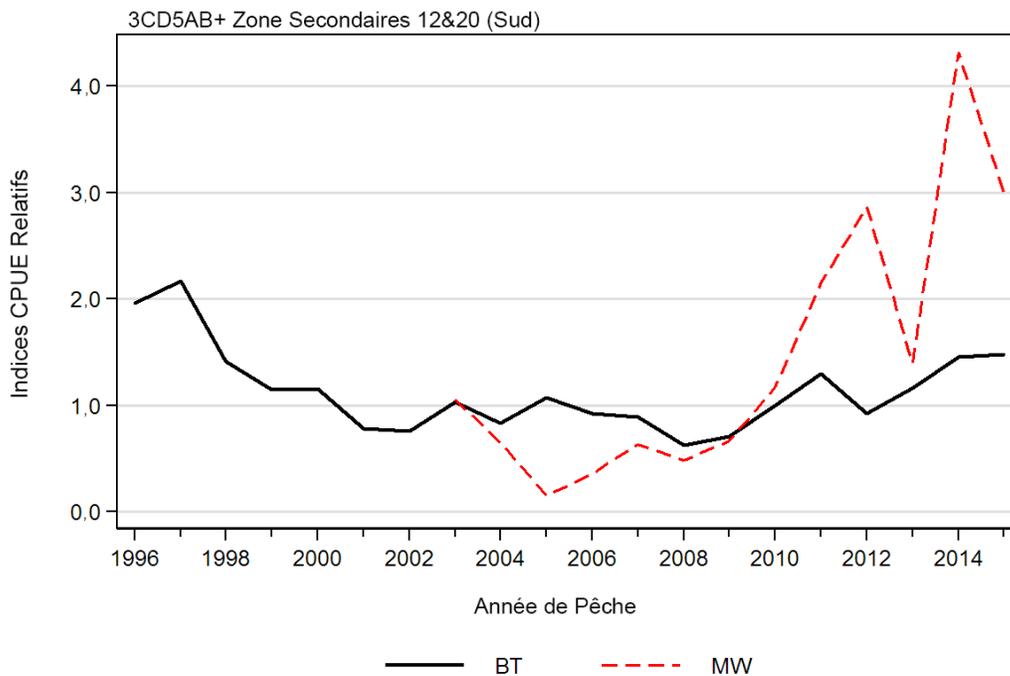
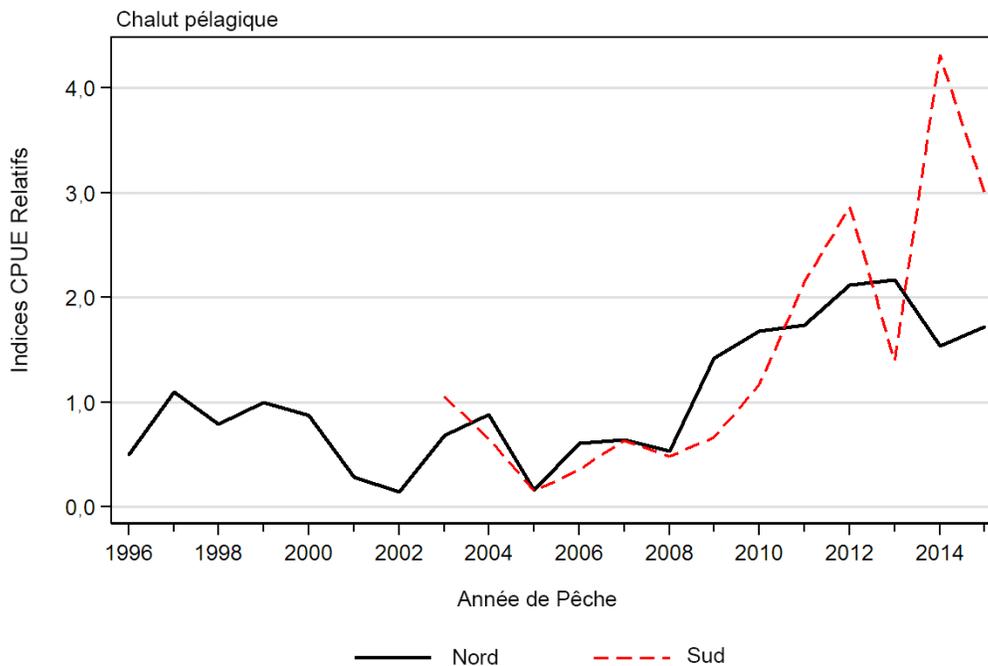


Figure C.37. Comparaison des séries d'indices log-normaux de la CPUE du chalut de fond et du chalut pélagique pour les zones 5CDE (nord) de la goberge de l'Alaska.



Chaque série relative a été mise à l'échelle de sorte que la moyenne géométrique soit égale à 1,0 de 2003 à 2015.

Figure C.38. Comparaison des séries d'indices log-normaux de la CPUE du chalut de fond et du chalut pélagique pour les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20 (sud) de la goberge de l'Alaska.



Chaque série relative a été mise à l'échelle de sorte que la moyenne géométrique soit égale à 1,0 de 2003 à 2015.

Figure C.39. Comparaison des séries d'indices log-normaux de la CPUE du chalut pélagique pour les zones nord et sud définies pour la goberge de l'Alaska.

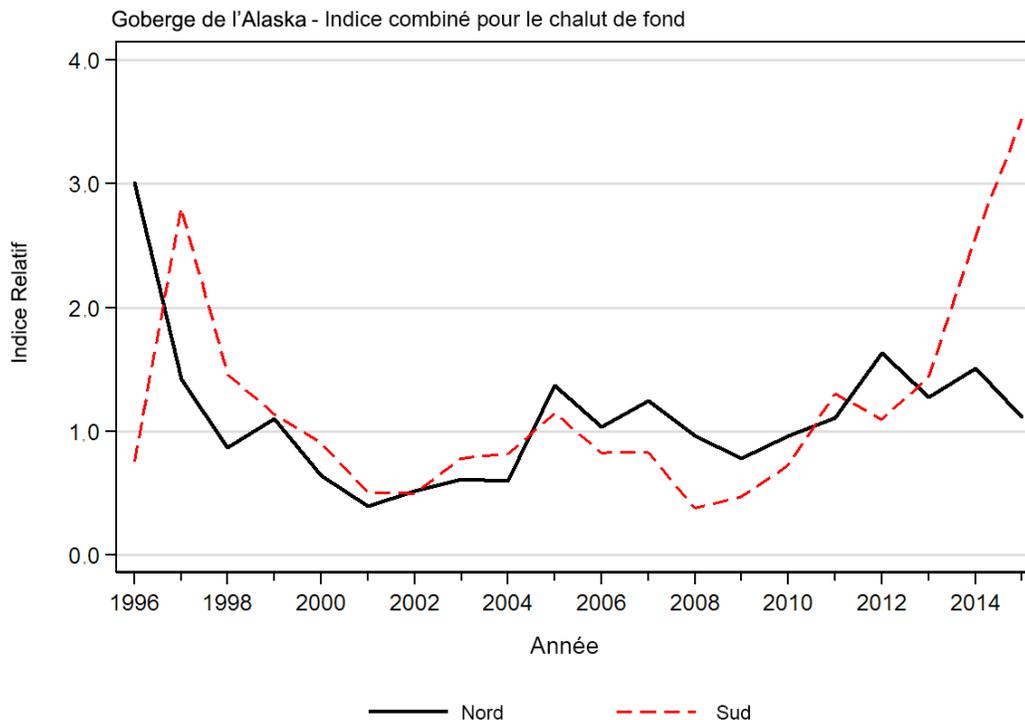


Figure C.40. Comparaison des séries combinées d'indices de la CPUE du chalut de fond (Équation C.4) pour les zones nord et sud définies pour la goberge de l'Alaska.

C.6. INDICES RELATIFS DE L'ABONDANCE

Les tableaux Tableau C.14 à C.16 récapitulent les indices relatifs de l'abondance dérivés des analyses de la CPUE pour les deux stocks de goberge de l'Alaska. On a produit les indices des engins pélagiques de 1996 à 2015 pour le stock du stock du nord de la C.-B., mais seulement de 2003 à 2015 pour celui du stock du sud de la C.-B. (Tableau C.14). Ces indices n'ont pas été utilisés dans le modèle parce qu'ils reposent sur un effort dirigé qui est fortement influencé par le comportement des pêcheurs et la réglementation de la gestion.

Les indices de la CPUE utilisés dans le modèle à différences retardées apparaissent en tant qu'indices delta-log-normaux (combinés) tirés des données sur le chalut de fond (stock du nord de la C.-B. : Tableau C.15; stock du sud de la C.-B. : Tableau C.16).

Un CV fixe de 0,3 a été appliqué à chaque indice de la CPUE dans le modèle, que l'ISCAM accepte comme l'inverse de CV : $v_{jt} = 1/c_{jt} = 1/0,3 = 3,333$ (voir l'équation e.29).

Tableau C.14. Indices relatifs de la CPUE annuelle (kg/trait) des modèles arithmétique, géométrique et log-normal des prises non nulles de la pêche au chalut pélagique de la goberge de l'Alaska dans les sous-régions indiquées, avec l'erreur-type correspondante pour le modèle log-normal. « – » : indices non disponibles.

	5CDE				3CD5AB+zones secondaires 12 et 20			
	Arithmétique (Équation C.1)	Géométrique (Équation C.2)	Log- normal (Équation C.3)	Erreur- type	Arithmétique (Équation C.1)	Géométrique (Équation C.2)	Log-normal (Équation C.3)	Erreur- type
1996	557	528	1 048	0,171	–	–	–	–
1997	2 446	3 402	2 286	0,206	–	–	–	–
1998	1 765	2 765	1 659	0,211	–	–	–	–
1999	2 171	3 901	2 086	0,164	–	–	–	–
2000	1 868	2 304	1 825	0,226	–	–	–	–
2001	492	422	597	0,276	–	–	–	–
2002	208	67	301	0,252	–	–	–	–
2003	2 825	1 638	1 425	0,195	2 355	4 119	2 742	0,116
2004	2 868	3 018	1 838	0,150	2 408	2 499	1 691	0,166
2005	845	278	328	0,187	816	387	395	0,096
2006	1 648	1 310	1 278	0,168	1 628	1 895	933	0,085
2007	1 534	1 363	1 334	0,114	1 934	1 356	1 654	0,110
2008	1 041	348	1 118	0,175	1 840	935	1 247	0,146
2009	3 084	3 391	2 961	0,143	3 255	2 185	1 730	0,106
2010	3 339	5 541	3 509	0,127	2 185	3 000	3 040	0,135
2011	3 339	2 906	3 621	0,183	3 846	4 336	5 575	0,116
2012	3 367	7 401	4 430	0,169	4 303	4 791	7 442	0,117
2013	2 206	4 152	4 525	0,176	3 427	4 476	3 618	0,150
2014	2 588	2 996	3 217	0,276	5 514	7 090	11 208	0,101
2015	3 251	7 179	3 596	0,254	4 059	5 861	7 777	0,117

Tableau C.15. Indices relatifs de la CPUE annuelle à partir des modèles arithmétique, non standardisé et log-normal des prises non nulles de goberge de l'Alaska au chalut de fond dans les zones 5CDE. Les indices du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle combiné delta-log-normal (Équation 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 à 95 % supérieure et inférieure et l'erreur-type associée sont présentées pour le modèle log-normal, et les limites de confiance à 95 % supérieure et inférieure par bootstrap sont présentées pour le modèle combiné.

Année	Indice arithmétique (Équation C.1)	Indice géométrique (Équation C.2)	Log-normal (Équation C.3)				Indice binomial (Équation C.3)	Combinés (Équation C.4)		
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure
1996	2,538	2,341	2,399	2,172	2,650	0,0497	1,522	3,005	2,721	3,336
1997	1,109	1,108	1,242	1,122	1,375	0,0509	1,258	1,423	1,269	1,593
1998	0,875	0,830	0,961	0,871	1,061	0,0495	0,817	0,869	0,778	0,974
1999	1,021	0,951	1,040	0,954	1,135	0,0436	1,074	1,098	0,995	1,197
2000	0,948	0,877	0,904	0,818	0,998	0,0498	0,564	0,644	0,574	0,729
2001	0,484	0,653	0,525	0,473	0,582	0,0520	0,622	0,399	0,358	0,440
2002	0,536	0,553	0,567	0,516	0,624	0,0474	0,835	0,520	0,462	0,564
2003	0,344	0,530	0,632	0,567	0,705	0,0546	0,915	0,611	0,549	0,686
2004	0,911	0,707	0,726	0,655	0,804	0,0511	0,704	0,598	0,534	0,667
2005	3,009	1,914	1,422	1,296	1,559	0,0463	0,912	1,370	1,223	1,510
2006	0,652	0,799	0,940	0,845	1,046	0,0534	1,167	1,036	0,933	1,165
2007	0,957	1,301	1,286	1,140	1,451	0,0604	0,918	1,245	1,102	1,424
2008	0,943	1,280	1,046	0,927	1,180	0,0603	0,846	0,966	0,862	1,098
2009	1,592	1,264	1,113	0,965	1,285	0,0716	0,550	0,779	0,641	0,894
2010	0,899	1,018	1,089	0,952	1,245	0,0670	0,792	0,966	0,843	1,108
2011	0,980	1,083	0,942	0,850	1,046	0,0519	1,327	1,108	0,961	1,220
2012	0,913	1,120	1,224	1,108	1,352	0,0497	1,770	1,636	1,470	1,819
2013	1,091	1,123	1,052	0,950	1,165	0,0510	1,421	1,277	1,143	1,426
2014	0,937	0,919	1,083	0,966	1,215	0,0574	1,973	1,512	1,332	1,716
2015	2,225	1,006	0,950	0,838	1,078	0,0630	1,331	1,119	0,969	1,307

Tableau C.16. Indices relatifs de la CPUE annuelle à partir des modèles arithmétique, non standardisé et log-normal des prises non nulles de goberge de l'Alaska au chalut de fond dans les zones 3CD5AB et les zones secondaires 12 et 20. Les indices du modèle binomial de présence/absence dans cette pêche et du modèle combiné delta-log-normal (Équation 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 à 95 % supérieure et inférieure et l'erreur-type associée sont présentées pour le modèle log-normal, et les limites de confiance à 95 % supérieure et inférieure par bootstrap sont présentées pour le modèle combiné.

Année	Indice géométrique (Équation C.1)	Indice arithmétique (Équation C.2)	Log-normal (Équation C.3)				Indice arithmétique (Équation C.3)	Combinés (Équation C.4)		
			Indice	Limite inférieure	Limite supérieure	Erreur-type		Indice	Limite inférieure	Limite supérieure
1996	2,308	1,415	1,816	1,497	2,202	0,0985	0,399	0,753	0,548	1,021
1997	1,573	2,206	2,005	1,817	2,213	0,0503	1,424	2,803	2,427	3,105
1998	0,760	1,247	1,305	1,183	1,440	0,0500	1,118	1,457	1,297	1,614
1999	0,516	0,907	1,058	0,963	1,163	0,0483	1,074	1,138	1,008	1,260
2000	0,464	0,849	1,072	0,972	1,183	0,0500	0,833	0,906	0,811	1,028
2001	1,413	0,904	0,722	0,645	0,809	0,0577	0,684	0,506	0,439	0,577
2002	0,695	0,880	0,704	0,634	0,782	0,0533	0,693	0,499	0,439	0,570
2003	0,698	1,063	0,951	0,858	1,055	0,0528	0,813	0,785	0,691	0,896
2004	0,552	0,790	0,771	0,704	0,846	0,0470	1,058	0,817	0,723	0,910
2005	0,939	1,251	0,990	0,904	1,083	0,0460	1,166	1,149	1,025	1,267
2006	0,670	0,822	0,858	0,779	0,945	0,0491	0,958	0,829	0,737	0,924
2007	1,147	0,806	0,822	0,742	0,910	0,0521	1,005	0,830	0,728	0,945
2008	0,266	0,512	0,579	0,507	0,662	0,0681	0,638	0,379	0,327	0,451
2009	0,571	0,663	0,656	0,582	0,739	0,0609	0,710	0,476	0,406	0,546
2010	0,934	0,928	0,922	0,827	1,028	0,0554	0,776	0,728	0,639	0,829
2011	1,649	1,305	1,204	1,080	1,341	0,0552	1,085	1,306	1,163	1,511
2012	1,135	0,901	0,851	0,761	0,952	0,0572	1,305	1,097	0,962	1,258
2013	1,123	1,034	1,076	0,958	1,207	0,0588	1,361	1,441	1,256	1,680
2014	7,772	1,377	1,348	1,207	1,506	0,0565	2,010	2,574	2,194	2,989
2015	2,401	1,139	1,369	1,241	1,509	0,0500	2,833	3,525	3,075	3,945

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.
- Francis, R.I.C.C. 1999. [The impact of correlations on standardised CPUE indices](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 99/42: 30 pp. (Unpublished report held in NIWA library, Wellington, NZ)
- Francis, R.I.C.C. 2001. [Orange roughy CPUE on the South and East Chatham Rise](#). N.Z. Fish. Ass. Rep. 2001/26: 30 p.
- Quinn, T.R. et R.B. Deriso. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press. 542 p.
- Thompson, J.M. 1981. Thompson, J.M. 1981. [Preliminary report on the population biology and fishery of walleye pollock \(*Theragra chalcogramma*\) off the Pacific coast of Canada](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1031: v + 157 pp.
- Vignaux, M. 1994. [Catch per unit effort \(CPUE\) analysis of west coast South Island and Cook Strait spawning hoki fisheries, 1987-93](#). N.Z. Fish. Ass. Res. Doc. 94/11: 29 pp.

ANNEXE D. DONNÉES BIOLOGIQUES

D.1. CROISSANCE ET MATURITÉ

La présente annexe décrit le calcul de la relation longueur-poids, de la relation de croissance de von Bertalanffy, du calendrier de maturité, de la mortalité naturelle et des paramètres de Walford utilisés dans le modèle à différences retardées de l'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska. Ces analyses sont fondées sur les données biologiques de la goberge de l'Alaska extraites le 13 décembre 2016 de la base de données sur le poisson de fond *GFBioSQL* de Pêches et Océans Canada (MPO) (345 429 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 biologiques sur la goberge de l'Alaska aux fins de l'analyse de la croissance et l'analyse longueur-poids.

Champ	Critère	Remarques
Type de sortie	[trip_type] == c(2, 3) [trip_type] == c(1, 4, 5)	Définition des observations de recherche. Définition des observations commerciales.
Type d'échantillon	[sample_type] == c(1, 2, 6, 7)	Échantillons uniquement aléatoires ou totaux.
Méthode de détermination de l'âge	[agemeth]==3 (==0 & [year]>=1980) ou ==7 (rayons de nageoires)	Méthode de cassure et brûlage, ou inconnue à partir de 1980, présumée C et B.
Code de catégorie de l'espèce	SPECIES_CATEGORY_CODE] == 1 (ou 3)	1 = échantillons non triés 3 = Échantillons triés (à garder)
Code de sexe	[sex] == c(1, 2)	Sexe clairement déterminé (1=mâle ou 2=femelle). Nord (5CDE) : Codes des zones principales de la CPMP 7:9
Code de zone	[stock] sélectionner les observations valides de la zone de stock	Sud (5AB3CD) : Zones principales de la CPMP 5:6 (5AB) + zone secondaire 12 (déroit de la Reine-Charlotte) + zones principales 3:4 (3CD) + zone secondaire 20 (déroit de Juan de Fuca)
État du trait	select [Not_available_reason_code] == NULL	Non rejeté, trait valide.

D.1.1. Relation longueur - poids

Une relation log-linéaire avec des erreurs additives a été ajustée aux femelles, aux mâles et aux deux combinés pour toutes les paires de données de poids et de longueur valides i , $\{W_i, L_i\}$:

$$\ln(W_i) = b \ln(L_i) + a + \varepsilon \quad (\text{D.1})$$

où a et b sont les paramètres d'interception et de pente.

Les échantillons prélevés à l'aide de chaluts de fond (Tableau D.2) et de chaluts pélagiques (Tableau D.3) ont été analysés séparément, mais n'ont pas été utilisés dans l'évaluation.

Comme le modèle à différences retardées n'était pas sexospécifique, les mâles et les femelles ont été combinés pour les relations allométriques des stocks du nord (Figure D.1), du sud (Figure D.2) et de l'ensemble de la côte (Figure D.3).

Tableau D.2. Estimations du paramètre longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations (n) pour la goberge de l'Alaska (femelles, mâles et combinés), pour tous les échantillons prélevés au chalut de fond par des navires de recherche/affrétés et commerciaux dans les zones de stock 5CDE, 5AB, 3CD, et 4B de 1973 à 2015. \bar{W}_{pred} = poids moyen (en kg) de l'ensemble de données ajusté.

Stock	n	ln(a)	ET ln(a)	b	ET(b)	\bar{W}_i	SD W_i	min W_i	max W_i	\bar{W}_{pred}
5CDE+5AB+3CD (Relevé de recherche)										
Femelles	5 209	-11,782	0,0178	3,0153	0,0050	0,5257	0,4457	0,016	2,744	0,6322
Mâles	3 363	-11,841	0,0227	3,0333	0,0067	0,3167	0,3065	0,016	1,927	0,4216
F+M	8 575	-11,801	0,0135	3,0210	0,0039	0,4437	0,4099	0,016	2,744	0,5433
5CDE+5AB+3CD (Commercial)										
Femelles	253	-10,359	0,2081	2,6726	0,0534	1,1168	0,3703	0,447	2,052	1,4237
Mâles	258	-10,373	0,2130	2,6741	0,0557	0,8995	0,2524	0,249	1,745	1,2031
F+M	511	-10,407	0,1413	2,6839	0,0366	1,0071	0,3342	0,249	2,052	1,3461
5CDE (Relevé de recherche)										
Femelles	2 589	-11,691	0,0217	2,9889	0,0061	0,5689	0,5011	0,027	2,418	0,6395
Mâles	1 491	-11,852	0,0286	3,0362	0,0084	0,3565	0,3682	0,023	1,927	0,4820
F+M	4 080	-11,745	0,0168	3,0043	0,0048	0,4913	0,4683	0,023	2,418	0,5717
5CDE (Commercial)										
Femelles	181	-9,835	0,2172	2,5323	0,0562	1,0037	0,3423	0,447	2,052	1,3805
Mâles	214	-10,221	0,2159	2,6322	0,0567	0,8569	0,2427	0,249	1,745	1,2024
F+M	398	-9,981	0,1518	2,5695	0,0396	0,9277	0,3072	0,249	2,052	1,3139
5AB (Relevé de recherche)										
Femelles	1 531	-12,010	0,0304	3,0881	0,0083	0,6254	0,4087	0,046	2,364	0,9322
Mâles	813	-12,214	0,0369	3,1484	0,0107	0,3738	0,3183	0,024	1,446	0,6126
F+M	2 345	-12,073	0,0225	3,1059	0,0063	0,5380	0,3982	0,024	2,364	0,8158
5AB (Commercial)										
Femelles	69	-10,176	0,7024	2,6399	0,1766	1,4060	0,2529	0,737	2,041	1,5211
Mâles	43	-10,681	1,1595	2,7638	0,2977	1,1056	0,1914	0,709	1,559	1,1787
F+M	113	-10,392	0,5231	2,6917	0,1325	1,2896	0,2721	0,709	2,041	1,4182
3CD (Relevé de recherche)										
Femelles	1 093	-11,204	0,0553	2,8332	0,0161	0,2812	0,2002	0,016	2,744	0,3087
Mâles	1 053	-11,125	0,0564	2,8144	0,0168	0,2162	0,1217	0,016	0,82	0,1940
F+M	2 144	-11,137	0,0389	2,8159	0,0115	0,2495	0,1695	0,016	2,744	0,2554
4B (Relevé de recherche)										
Femelles	413	-11,911	0,0509	3,0228	0,0150	0,3189	0,2657	0,009	1,207	0,4752
Mâles	353	-12,046	0,0463	3,0729	0,0141	0,2097	0,1697	0,008	1,165	0,3412
F+M	769	-11,950	0,0355	3,0387	0,0106	0,2680	0,2327	0,008	1,207	0,4158
4B (Commercial)										
Femelles	150	-12,653	0,1895	3,2713	0,0502	0,8797	0,5006	0,16	1,945	0,9751
Mâles	45	-13,105	0,3022	3,3963	0,0844	0,4700	0,3200	0,175	1,3	0,6547
F+M	195	-12,743	0,1495	3,2952	0,0401	0,7852	0,4956	0,16	1,945	0,9019

Tableau D.3. Estimations du paramètre longueur-poids, erreurs-types (ET) et nombre d'observations (n) pour la goberge de l'Alaska (femelles, mâles et combinés), pour tous les échantillons prélevés au chalut pélagique par des navires de recherche/affrétés et commerciaux dans les zones de stock 5CDE, 5AB, 3CD, et 4B de 1978 à 2015. \bar{W}_{pred} = poids moyen (en kg) de l'ensemble de données ajusté.

Stock	n	ln(a)	ET ln(a)	b	ET(b)	\bar{W}_i	SD W_i	min W_i	max W_i	\bar{W}_{pred}
5CDE+5AB+3CD (Relevé de recherche)										
Femelles	2 021	-11,563	0,0394	2,9714	0,0103	0,9966	0,6098	0,027	4,654	0,8456
Mâles	1 671	-11,658	0,0411	3,0001	0,0110	0,8069	0,4869	0,046	2,875	0,6693
F+M	3 694	-11,592	0,0283	2,9806	0,0075	0,9106	0,5654	0,027	4,654	0,7644
5CDE+5AB+3CD (Commercial)										
Femelles	1 407	-11,934	0,0657	3,0738	0,0173	0,9101	0,4903	0,142	2,709	1,2227
Mâles	1 274	-11,777	0,0625	3,0400	0,0167	0,7874	0,3969	0,142	2,063	1,0096
F+M	2 675	-11,819	0,0449	3,0476	0,0119	0,8526	0,4526	0,142	2,709	1,1339
5CDE (Relevé de recherche)										
Femelles	1 567	-11,538	0,0512	2,9617	0,0132	1,1031	0,5640	0,031	2,667	1,0320
Mâles	1 322	-11,735	0,0488	3,0165	0,0129	0,8909	0,4750	0,046	2,875	0,7942
F+M	2 888	-11,618	0,0350	2,9838	0,0091	1,0056	0,5352	0,031	2,875	0,9149
5CDE (Commercial)										
Femelles	479	-10,037	0,1618	2,5916	0,0410	1,2674	0,3891	0,25	2,504	1,3768
Mâles	416	-10,033	0,1780	2,5898	0,0455	1,1515	0,3176	0,247	2,012	1,1830
F+M	895	-10,042	0,1184	2,5926	0,0301	1,2135	0,3621	0,247	2,504	1,2981
5AB (Relevé de recherche)										
Femelles	76	-12,620	0,3905	3,2656	0,0985	1,5757	0,8348	0,38	4,654	0,9977
Mâles	39	-12,903	0,8839	3,3392	0,2269	1,1830	0,4557	0,484	2,313	0,6349
F+M	115	-12,659	0,3491	3,2759	0,0886	1,4425	0,7500	0,38	4,654	0,8401
5AB (Commercial)										
Femelles	551	-12,236	0,1151	3,1656	0,0301	0,9524	0,4240	0,142	2,709	1,0045
Mâles	588	-12,313	0,1209	3,1936	0,0323	0,7386	0,2755	0,142	2,063	0,7450
F+M	1 139	-12,158	0,0798	3,1488	0,0211	0,8417	0,3710	0,142	2,709	0,8745
3CD (Relevé de recherche)										
Femelles	380	-12,175	0,0767	3,1530	0,0217	0,4437	0,3372	0,027	1,486	0,6422
Mâles	311	-12,479	0,0886	3,2508	0,0253	0,4037	0,2816	0,081	1,262	0,5475
F+M	691	-12,268	0,0594	3,1842	0,0169	0,4257	0,3138	0,027	1,486	0,6025
3CD (Commercial)										
Femelles	378	-9,850	0,1598	2,4750	0,0445	0,3944	0,1162	0,181	0,708	0,3754
Mâles	269	-10,305	0,1602	2,6065	0,0455	0,3351	0,0937	0,16	0,593	0,3365
F+M	645	-10,014	0,1095	2,5224	0,0308	0,3697	0,1113	0,16	0,708	0,3602
4B (Relevé de recherche)										
Femelles	2 687	-10,643	0,0556	2,6923	0,0155	0,4183	0,2110	0,041	1,905	0,5454
Mâles	3 289	-10,926	0,0486	2,7655	0,0138	0,3283	0,1490	0,034	0,991	0,4533
F+M	5 979	-10,831	0,0360	2,7414	0,0101	0,3684	0,1842	0,015	1,905	0,4886
4B (Commercial)										
Femelles	542	-11,841	0,1569	3,0505	0,0431	0,5021	0,1728	0,138	1,47	0,6961
Mâles	809	-11,949	0,1193	3,0725	0,0337	0,3644	0,1222	0,118	0,87	0,5436
F+M	1 355	-12,043	0,0916	3,1017	0,0256	0,4193	0,1596	0,118	1,47	0,6173

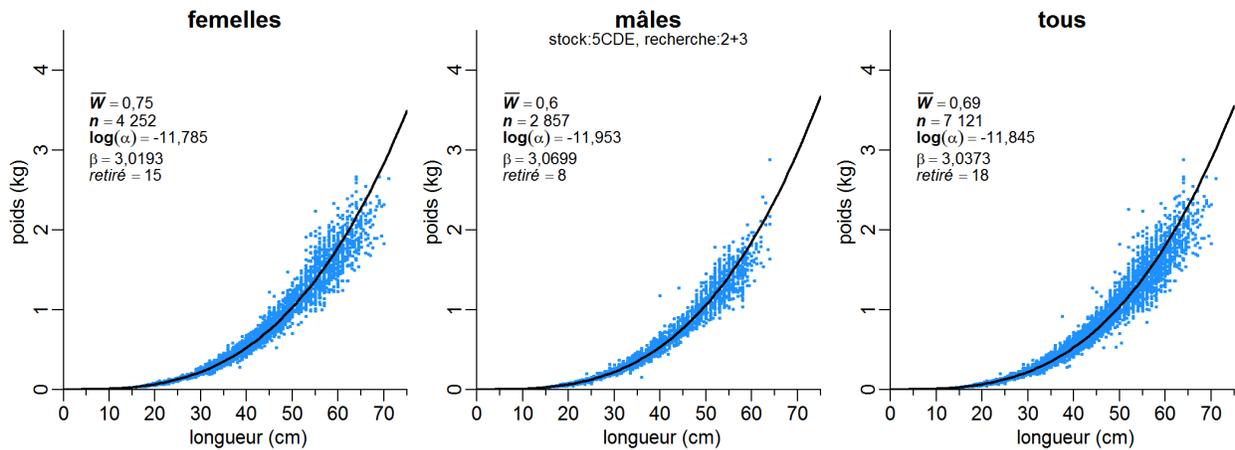


Figure D.1. Relation longueur-poids pour le stock du nord (5CDE) de goberge de l'Alaska – dérivée d'échantillons des relevés de recherche choisis au hasard, indépendamment du type d'engin. Les enregistrements ayant une valeur absolue de résiduels standardisés > 3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été omis, ce qui a éliminé 18 observations pour l'ajustement des sexes combinés.

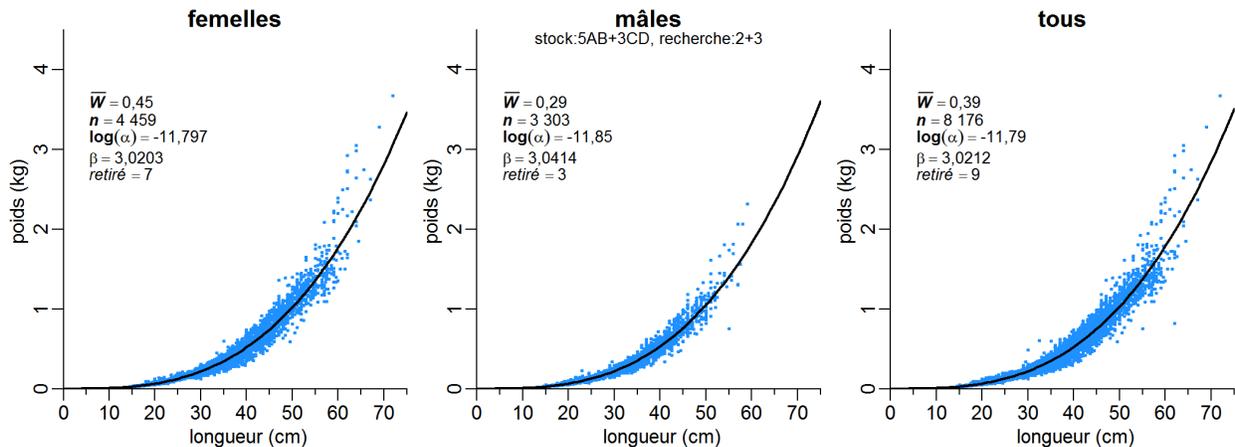


Figure D.2. Relation longueur-poids pour le stock du sud (5AB3CD) de goberge de l'Alaska – dérivée d'échantillons des relevés de recherche choisis au hasard, indépendamment du type d'engin. Les enregistrements ayant une valeur absolue de résiduels standardisés > 3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été omis, ce qui a éliminé neuf observations pour l'ajustement des sexes combinés.

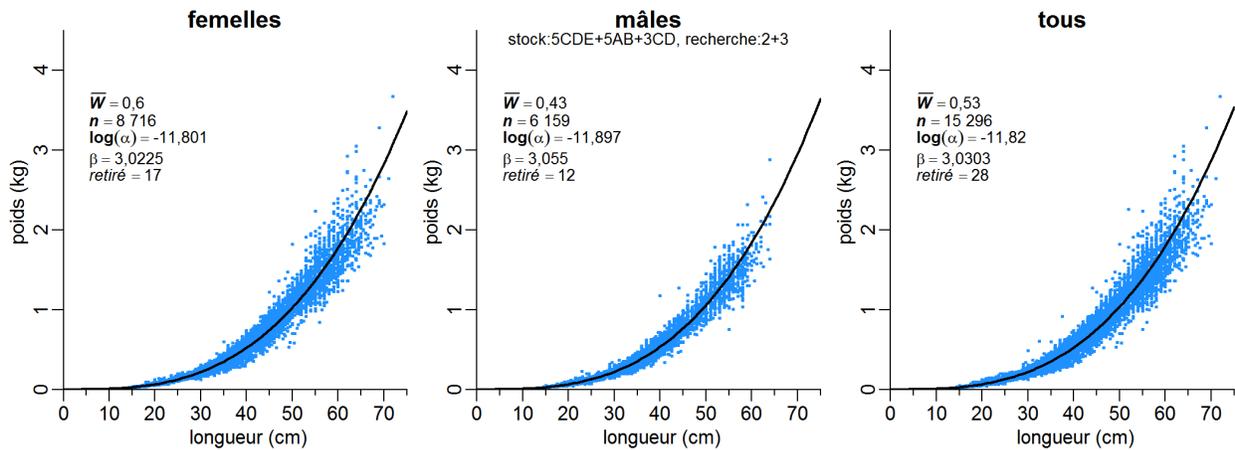


Figure D.3. Relation longueur-poids pour les stocks de goberge de l'Alaska du nord et du sud combinés – dérivée d'échantillons des relevés de recherche choisis au hasard, indépendamment du type d'engin. Les enregistrements ayant une valeur absolue de résiduels standardisés > 3 (en commençant par un ajustement préliminaire) ont été omis, ce qui a éliminé 28 observations pour l'ajustement des sexes combinés.

En ce qui concerne l'entrée du modèle d'évaluation, nous avons appliqué la procédure suivante pour combiner l'information sur la longueur et le poids selon le sexe en une relation longueur-poids non sexuée interpolée. Nous avons utilisé cette approche parce qu'il nous semblait que le sex-ratio dans les échantillons utilisés pour estimer les fonctions ne serait pas représentatif de la population et qu'il était préférable d'accorder un poids égal au modèle longueur-poids pour chaque sexe.

1. Un poids W_i a été calculé pour les sexes combinés pour chaque longueur i et chaque sexe m ou f , à l'aide des paramètres longueur-poids sexospécifiques calculés selon (D.1) et (D.2), avec une pondération égale entre le poids estimé pour chaque sexe.
2. Les paramètres a et b ont été estimés de sorte à réduire au minimum la somme (D.3) des moindres carrés entre le poids moyen et un poids estimé.

La fonction résultante est la moyenne des fonctions longueur-poids sexospécifiques (Figure D.4).

$$W_i = 0.5(a_m L_i^{b_m}) + 0.5(a_f L_i^{b_f}) \quad (D.2)$$

$$\sum_{i=10}^{100} (W_i - a L_i^b)^2 \quad (D.3)$$

Les paramètres allométriques (a, b) calculés selon (D.2) étaient proches de ceux estimés à la Figure D.1 pour le nord de la C.-B., et à la Figure D.2 pour le sud.

$$W_i = e^a L_i^b \begin{cases} \text{North: } a = -11.84492, b = 3.03728 \\ \text{South: } a = -11.78992, b = 3.02122 \end{cases}$$

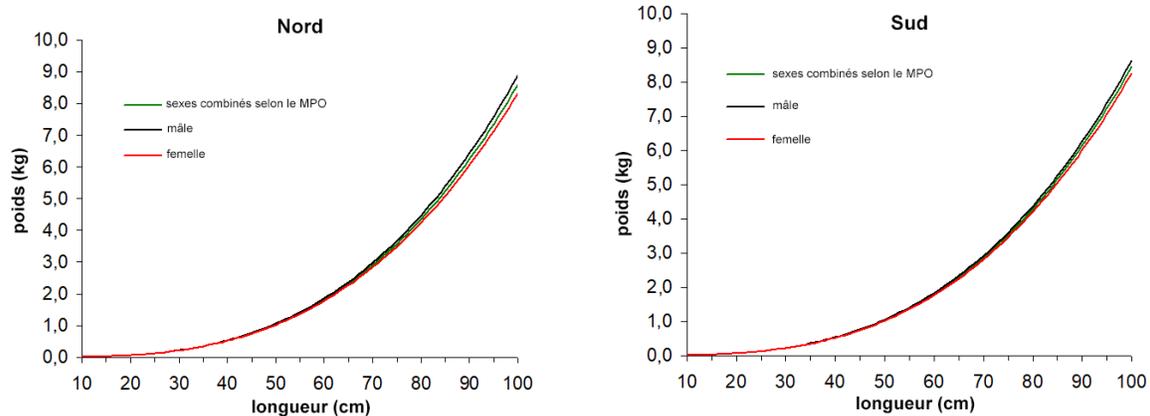


Figure D.4. Modèles de longueur-poids interpolés, les deux sexes combinés, ayant servi à estimer les paramètres de Walford utilisés dans le modèle à différences retardées d'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska. Graphique de gauche : modèle de la zone nord. Graphique de droite : modèle de la zone sud.

D.1.2. Croissance de von Bertalanffy

Des observations par paires i de la longueur et de l'âge selon le sexe, $\{L_{is}, a_{is}\}$, pour $s = 1, 2$ (mâles, femelles) étaient disponibles à l'aide de la méthode de cassure et brûlage (MacLellan, 1997) pour seulement 17 spécimens provenant de sorties de pêche commerciales (16 otolithes dans les zones 5CDE et un dans les zones 5AB). Les otolithes dont l'âge a été déterminé par lecture de la surface étaient plus abondants (relevés commerciaux : 230 otolithes dans les zones 5CDE et 399 dans les zones 5AB). Les autres échantillons proviennent de relevés de recherche, mais leur âge a été déterminé à l'aide des rayons des nageoires pectorales ou d'une méthode inconnue. Malheureusement, on pense que la détermination de l'âge à partir des nageoires pectorales est faussée, surtout à un âge plus avancé (MacLellan et coll., 1990³), parce que la formation des rayons des nageoires ralentit ou cesse après 10 ans. Les données sur l'âge disponibles dans la base de données GFBioSQL par stock et par méthode de détermination de l'âge sont résumées dans le Tableau D.4. Il convient également de souligner le faible nombre d'échantillons sur lesquels ces otolithes ont été prélevés.

Tableau D.4. Nombre d'âges disponibles pour la goberge de l'Alaska dans la base de données GFBioSQL, selon la méthode de détermination de l'âge (consulté le 13 décembre 2016). Le nombre d'échantillons est indiqué entre parenthèses.

Stock	Otolithe (surface)			Otolithe (C et B)			Nageoire pectorale			Méthode inconnue		
	Femelles	Mâles	Total	Femelles	Mâles	Total	Femelles	Mâles	Total	Femelles	Mâles	Total
5CDE	165 (5)	65 (5)	230 (5)	14 (2)	2 (1)	16 (2)	0	0	0	0	0	0
5AB	210 (7)	189 (7)	399 (7)	0	1 (1)	1 (1)	305 (1)	144 (1)	449 (1)	0	0	0
3CD	0	0	0	0	0	0	100 (1)	89 (1)	189 (1)	123 (2)	87 (2)	210 (2)
4B	0	0	0	0	0	0	87 (2)	146 (2)	233 (2)	36 (2)	314 (2)	350 (2)

La croissance a été formulée comme un modèle de von Bertalanffy où les longueurs par sexe, L_{is} , pour les poissons $i = 1, \dots, n_s$ sont données par :

$$L_{is} = L_{\infty s} \left[1 - e^{-k_s (a_{is} - t_{0s})} \right] + \varepsilon_s, \quad \varepsilon_s \square N(0, \sigma_s^2) \quad (D.4)$$

où, pour chaque sexe \mathcal{S} ,

- $L_{\infty\mathcal{S}}$ = longueur moyenne à l'âge maximal d'un individu;
- $\kappa_{\mathcal{S}}$ = coefficient de croissance;
- $t_{0,\mathcal{S}}$ = âge auquel la taille moyenne est de zéro.

La probabilité logarithmique négative pour chaque sexe \mathcal{S} , utilisée pour la minimisation, est :

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

Les données limitées du MPO (Tableau D.4) n'ont pas produit des courbes de croissance satisfaisantes (Figure D.5 à Figure D.7) et étaient vraisemblablement faussées par les méthodes de détermination de l'âge, qui ne permettent pas de déterminer les âges plus avancés. Nous avons donc demandé l'aide d'un collègue de l'Alaska, Martin Dorn (chercheur en ichtyobiologie, NOAA Fisheries, Sand Point, Seattle), qui nous a fourni 8 882 paires âge-longueur choisies au hasard parmi six relevés semestriels menés dans le golfe d'Alaska entre 2005 et 2015. L'âge de tous ces poissons avait été déterminé à partir d'otolithes préparés selon la méthode de « cassure et brûlage » et il nous a conseillé d'utiliser uniquement les spécimens de l'est du golfe d'Alaska ($n = 847$) car la croissance variait entre les différentes parties du golfe. Nous avons utilisé ces données pour estimer une fonction de croissance à utiliser dans la présente évaluation du stock de goberge de la Colombie-Britannique (Figure D.8). La fonction résultante correspond bien aux données sur le poids moyen du stock du nord de la C.-B. pour les trois hypothèses crédibles sur l'âge en lame de couteau à pleine sélectivité (voir les trois graphiques de la Figure D.9).

Cependant, nous n'avons pas pu utiliser cette fonction pour le stock du sud de la C.-B. parce que les poissons échantillonnés qui provenaient de l'entrée Dixon étaient, en moyenne, deux fois plus gros que ceux issus des eaux plus au sud de la Colombie-Britannique. Le stock du nord de la C.-B. fait probablement partie d'un stock de plus grande taille qui comprend l'entrée Dixon, le nord du détroit d'Hécate et les eaux au large du sud-est de l'Alaska (Gustafson et coll., 2000). Par conséquent, nous avons décidé de diviser la goberge de la C.-B. en deux stocks, le stock du nord englobant l'entrée Dixon et la partie supérieure du détroit d'Hécate et le stock du sud incluant toute la goberge du fossé Moresby à la frontière canado-américaine.

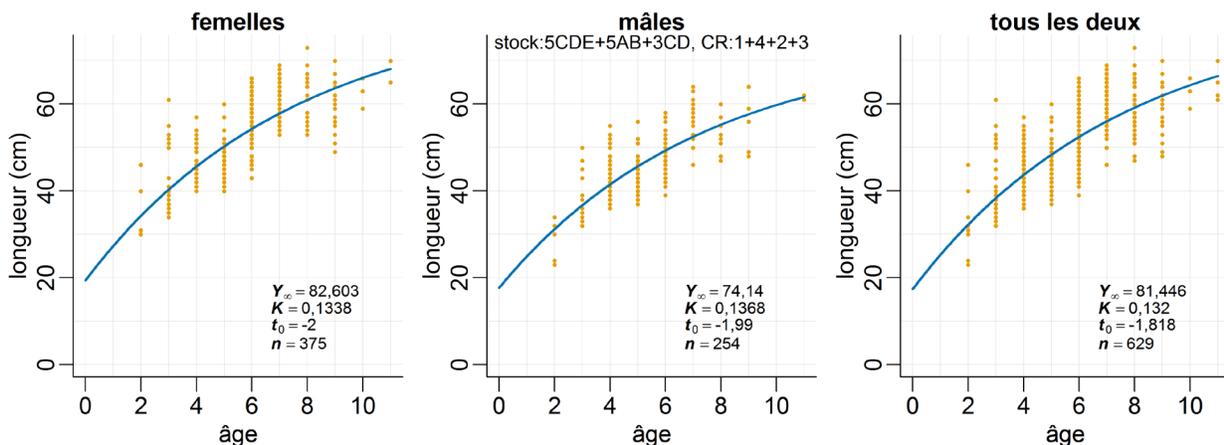


Figure D.5. Ajustements de la relation de von Bertalanffy aux âges de la goberge de l'Alaska de la C.-B. déterminés par la lecture de surface des otolithes.

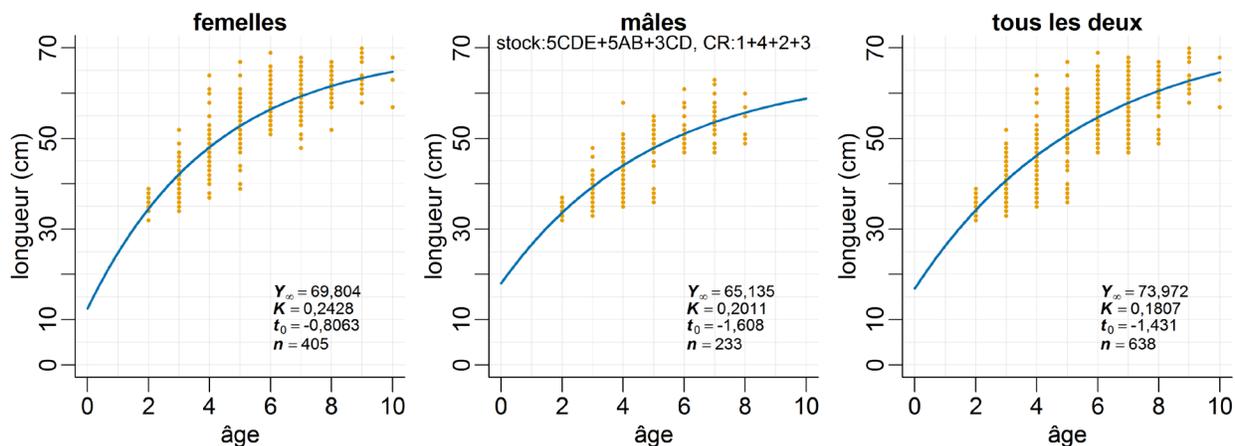


Figure D.6. Ajustements de la relation de von Bertalanffy aux âges de la goberge de l'Alaska de la C.-B. déterminés à l'aide des rayons des nageoires pectorales.

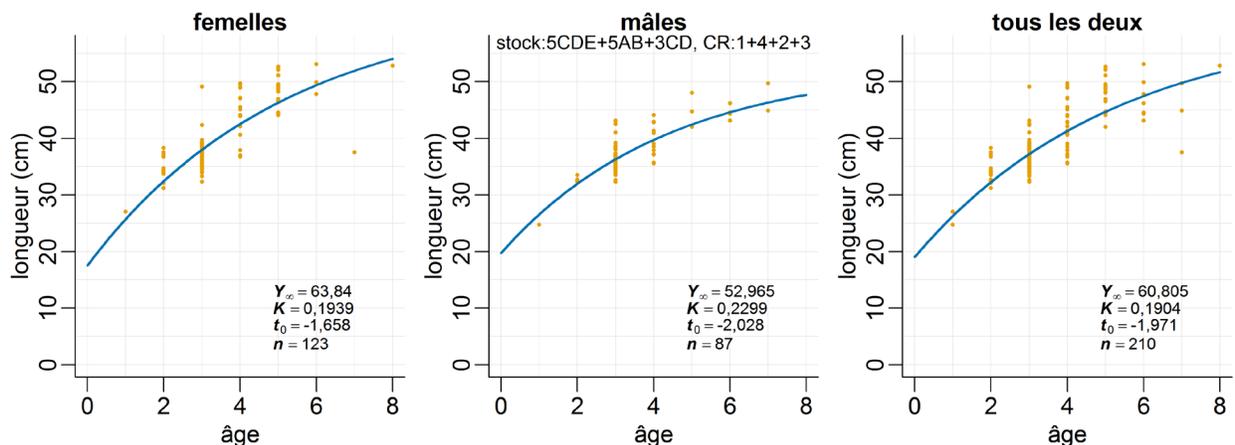


Figure D.7. Ajustements de la relation de von Bertalanffy aux âges de la goberge de l'Alaska de la C.-B. déterminés par des méthodes inconnues.

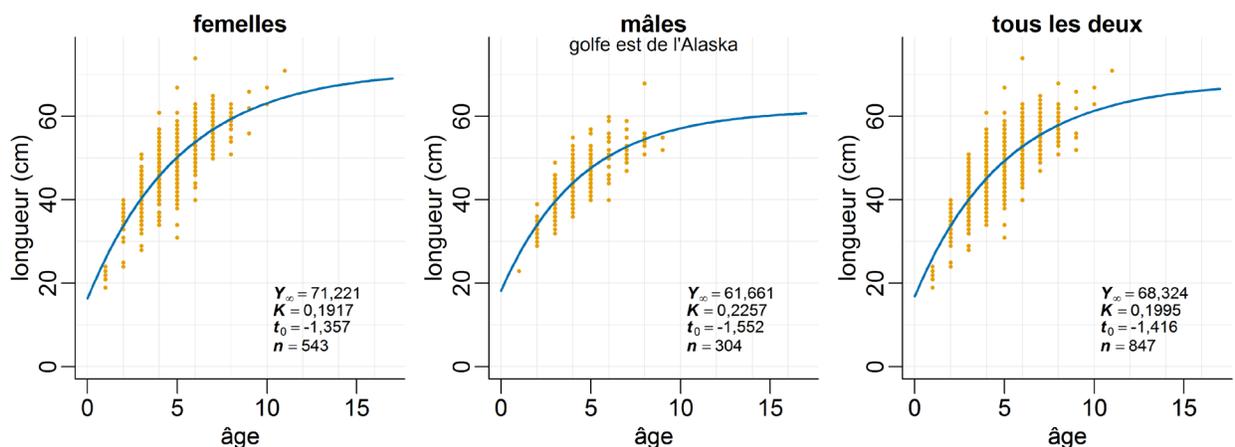


Figure D.8. Ajustements de la relation de von Bertalanffy aux âges de la goberge de l'Alaska de la C.-B. déterminés par la méthode de cassure et brûlage des otolithes.

Pour le stock du sud de la C.-B., comme la fonction de croissance de l'est du golfe d'Alaska n'a pas fourni un ajustement satisfaisant aux données sur le poids moyen (que ce soit avec l'âge en lame de couteau = 3 – voir le graphique [a] de la Figure D.10 ou avec l'âge en lame de couteau = 4, voir le graphique [a] de la Figure D.11 nous avons eu recours à d'autres sources (Tableau D.1). Les fonctions de croissance fondées sur les âges déterminés d'après les rayons de la nageoire pectorale, publiées par Saunders et coll. (1989) pour la côte ouest de l'île de Vancouver (3CD) et le détroit de Georgie (apparemment dérivées de paires d'âge-longueur non disponibles dans la base de données générale du MPO), ont été testées mais présentaient des coefficients du taux de croissance (κ) tellement pentus (0,31 et 0,91, respectivement) qu'aucune ne fournissait d'ajustement satisfaisant aux données sur le poids moyen du stock du sud pour l'âge en lame de couteau = 4 (graphiques [b] et [c],(Figure D.11) Même avec l'âge en lame de couteau = 3, aucune des deux fonctions n'a donné de bons ajustements aux données sur le poids moyen (graphiques [b] et [c],(Figure D.10). Nous nous sommes également renseignés auprès de collègues de la NOAA qui travaillaient sur les poissons pélagiques au large des côtes ouest de l'État de Washington et de l'Oregon et qui ont été en mesure de nous fournir des longueurs échantillonnées pour la goberge tirées de leurs pêches, mais pas des paires âge-longueur. Finalement, nous avons trouvé une fonction de croissance publiée par

Janusz et Horbowy (1997) pour la goberge de l'Alaska dans la mer d'Okhotsk ($L_{\infty} = 50,827$;

$K = 0,199$; $t_0 = -1,790$; âges tirés des otolithes), qui a produit des ajustements satisfaisants aux données observées sur le poids moyen du stock du sud pour l'âge en lame de couteau = 3 (graphique [d], Figure D.10 et l'âge en lame de couteau = 4 (graphique [d], Figure D.11). Nous n'avons aucune raison de croire que la relation de la mer d'Okhotsk représente le sud de la C.-B., si ce n'est que la croissance estimée pour la mer d'Okhotsk correspondait à nos données de poids moyen. Nous avons également noté que certains auteurs ont évoqué des similitudes entre les populations de goberge dans des régions non limitrophes. Par exemple, Thompson (1981) a noté que les populations de goberge du détroit de Georgie étaient plus semblables à celles de la mer de Béring qu'à celles de l'entrée Dixon.

Nous avons appliqué la procédure suivante pour combiner le modèle de croissance de von Bertalanffy par sexe en un modèle de croissance non sexué interpolé. Nous avons utilisé cette approche parce qu'il nous semblait que le sex-ratio dans les échantillons utilisés pour estimer les fonctions de croissance ne serait pas représentatif de la population et qu'il était préférable d'accorder un poids égal au modèle de croissance pour chaque sexe.

1. Nous avons calculé une longueur L_i pour les sexes combinés pour chaque âge i et chaque sexe m ou f , à l'aide des paramètres du modèle de croissance sexospécifiques calculés selon (D.4) et (D.5), avec une pondération égale entre la longueur estimée pour chaque sexe.
2. Les paramètres L_{∞}, κ, t_0 sont estimés de manière à réduire au minimum la somme des moindres carrés (D.6) entre la longueur moyenne et une longueur estimée.

La fonction résultante est la moyenne des fonctions de croissance sexospécifiques (Figure D.12). Rien n'indique que ces données montrent des changements dans la taille selon l'âge au fil du temps (Tableau D.5).

$$L_i = 0.5 \left(L_{\infty m} e^{(-\kappa_m [a_{im} - t_{0m}])} \right) + 0.5 \left(L_{\infty f} e^{(-\kappa_f [a_{if} - t_{0f}])} \right) \quad (D.5)$$

$$\sum_{i=1}^{50} (L_i - L_{\infty} e^{-\kappa[a_i - t_0]})^2 \quad (D.6)$$

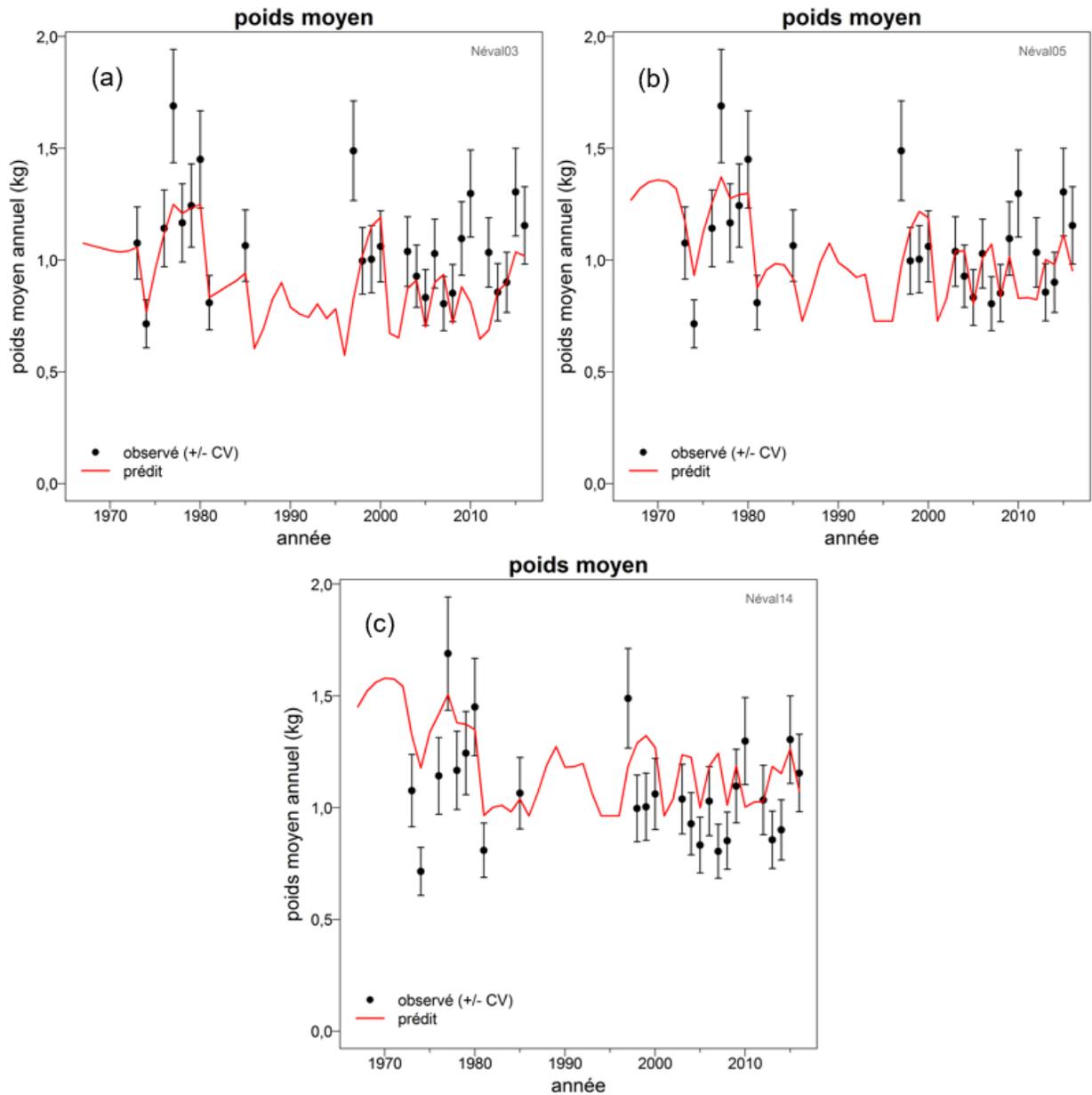


Figure D.9. Comparaison des ajustements aux données sur le poids moyen pour le stock du nord de la C.-B. (section D.2.2) selon trois hypothèses sur l'âge en lame de couteau. Les trois graphiques utilisent la fonction de croissance de l'est du golfe d'Alaska (Tableau D.6) et supposent $M = 0,3$. NLL = probabilité logarithmique négative fournie pour chaque ajustement; (a) : âge en lame de couteau = 3 (NLL = 0,059); (b) âge en lame de couteau = 4 (NLL = -5,97); (c) âge en lame de couteau = 5 (NLL = 2,95).

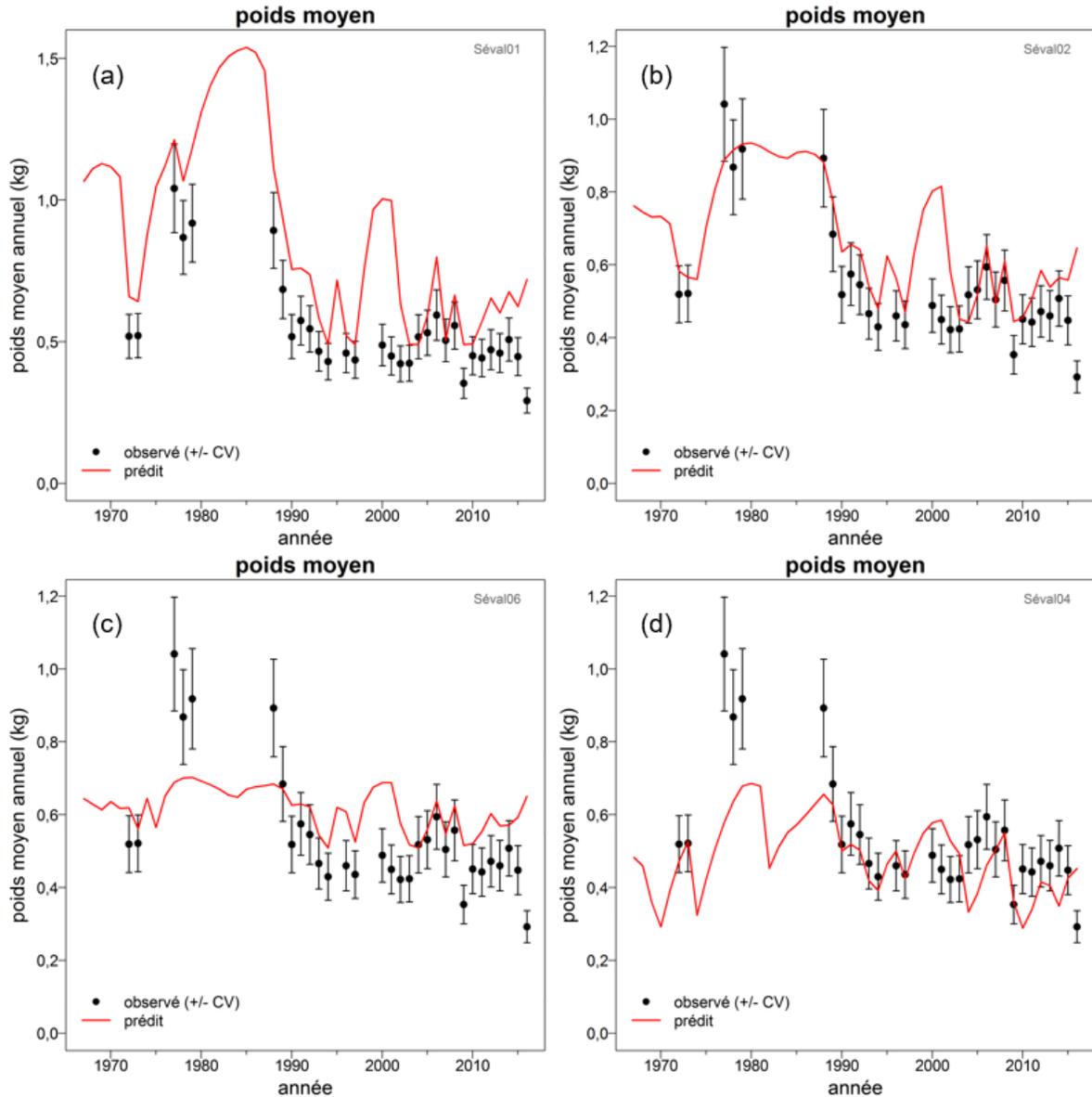


Figure D.10. Comparaison des ajustements aux données sur le poids moyen pour le stock du sud de la C.-B. (section D.2.2) selon quatre hypothèses sur le taux de croissance (Tableau D.6), en supposant le même âge = 3 à la sélectivité en lame de couteau et $M = 0,3$. NLL = probabilité logarithmique négative fournie pour chaque ajustement; (a) : est du golfe d'Alaska (NLL = 50,5); b) COIV (NLL = 10,0); c) détroit de Georgie (NLL = 17,3); d) mer d'Okhotsk (NLL = 10,8).

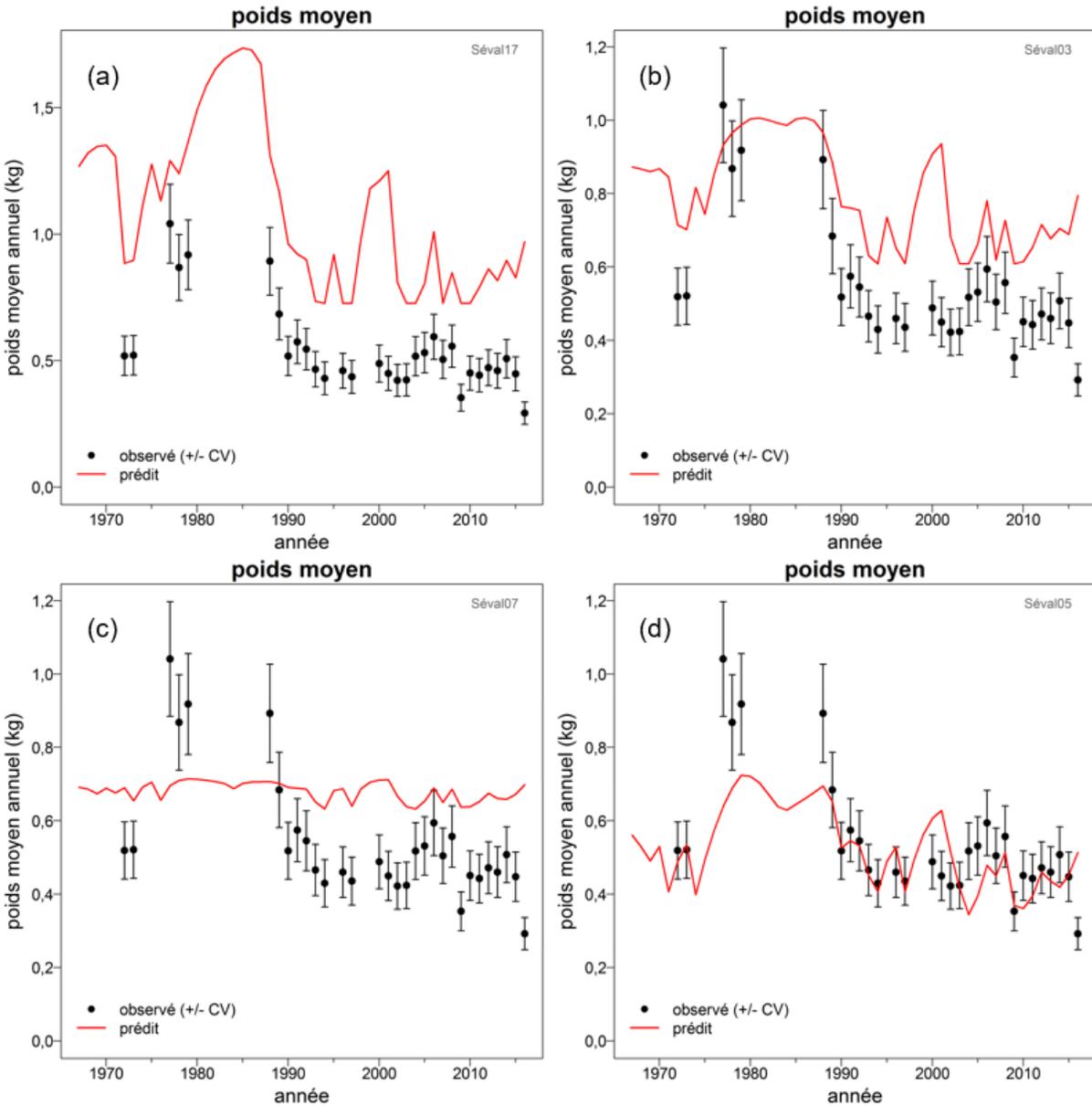


Figure D.11. Comparaison des ajustements aux données sur le poids moyen pour le stock du sud de la C.-B. (section D.2.2) selon quatre hypothèses sur le taux de croissance (Tableau D.6), en supposant le même âge = 4 à la sélectivité en lame de couteau et $M = 0,3$. NLL = probabilité logarithmique négative fournie pour chaque ajustement; (a) : est du golfe d'Alaska (NLL = 204); (b) COIV (NLL = 76,1); (c) détroit de Georgie (NLL = 58,9); (d) mer d'Okhotsk (NLL = 0,58).

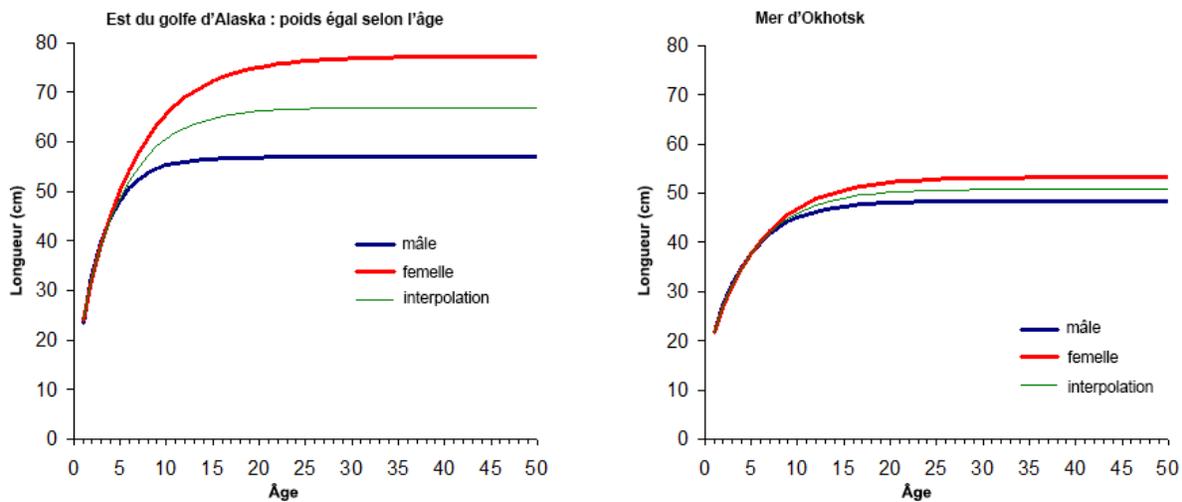


Figure D.12. Modèles de croissance interpolés, les deux sexes combinés, ayant servi à estimer les paramètres de Walford utilisés dans le modèle à différences retardées d'évaluation des stocks de goberge de l'Alaska. Graphique de gauche : modèle de l'est du golfe de l'Alaska. Graphique de droite : modèle de la mer d'Okhotsk.

Tableau D.5. Longueur moyenne (cm) de la goberge de l'Alaska, d'après le nombre de poissons indiqué entre parenthèses, selon l'âge et l'année, pour les données de relevé dans l'est du golfe d'Alaska (Martin Dorn, comm. pers.).

Âge	2005	2007	2009	2011	2013	2015	Total
0	5,0 [1]	7,0 [6]	---	---	---	8,0 [2]	7,0 [9]
1	19,5 [190]	18,8 [40]	19,8 [97]	19,6 [99]	18,6 [103]	19,3 [28]	19,4 [557]
2	30,7 [51]	31,9 [28]	33,1 [62]	31,0 [56]	33,3 [8]	32,1 [24]	31,8 [229]
3	39,7 [202]	38,1 [73]	42,3 [96]	40,6 [57]	40,8 [39]	38,3 [100]	39,9 [567]
4	42,9 [128]	41,5 [36]	48,6 [38]	47,3 [29]	47,7 [41]	42,7 [26]	44,5 [298]
5	45,1 [108]	48,1 [16]	53,9 [32]	48,9 [52]	51,6 [30]	50,1 [21]	48,3 [259]
6	49,8 [29]	50,4 [10]	55,0 [14]	56,4 [19]	55,2 [14]	54,2 [26]	53,3 [112]
7	52,8 [11]	53,7 [7]	57,5 [8]	59,6 [13]	56,0 [5]	55,1 [8]	56,0 [52]
8	56,3 [8]	51,0 [1]	58,0 [4]	---	57,6 [7]	58,3 [8]	57,2 [28]
9	52,0 [1]	---	57,7 [3]	66,0 [1]	---	---	58,2 [5]
10	65,0 [2]	---	---	---	---	---	65,0 [2]

Tableau D.6. Paramètres de croissance de la goberge de l'Alaska selon le sexe à partir des ajustements de von Bertalanffy (D.4); des paramètres estimés à partir d'un modèle interpolé, les deux sexes combinés, (D.5) ont été utilisés dans le modèle à différences retardées (ombré) pour les sources autres que le MPO. Les paramètres du MPO pour la population de l'ensemble de la côte sont inclus à titre de comparaison seulement. E.GoA = est du golfe d'Alaska, COIV = côte ouest de l'île de Vancouver, SG = détroit de Georgie, OS = mer d'Okhotsk, MPO = Pêches et Océans Canada.

Source	Évaluation	Méthode de détermination de l'âge	Femelles			Mâles			Combinés		
			L_{∞}	K	t_0	L_{∞}	K	t_0	L_{∞}	K	t_0
E.GoA (Dorn, comm. pers.)	Nord	Otolithes (C et B)	71,221	0,192	-1,357	61,661	0,226	-1,552	66,944	0,212	-1,136
COIV (Saunders <i>et al.</i> 1989)	Sud	Nageoires pectorales	56,500	0,300	-0,960	50,500	0,320	-0,970	53,499	0,309	-0,968
SG (Saunders <i>et al.</i> 1989)	Sud	Nageoires pectorales	46,500	0,835	0,559	42,500	0,997	0,590	44,498	0,905	0,572
OS (Janusz et Horbowy 1997)	Sud	Otolithes	53,300	0,177	-1,930	48,400	0,231	-1,560	50,827	0,199	-1,790
MPO (GFBioSQL 2017-12-13)	Côte	Nageoires pectorales	69,804	0,243	-0,806	65,135	0,201	-1,608	73,972	0,181	-1,431
MPO (GFBioSQL 2017-12-13)	Côte	Otolithes (sfc)	82,603	0,134	-2,000	74,140	0,137	-1,990	81,446	0,132	-1,818

D.1.3. Maturité

Les données sur la maturité de la goberge de l'Alaska ont été tirées de GFBioSQL le 13 décembre 2016. Les âges étaient rares pour cette espèce et le filtrage des données a donc été minimal pour l'analyse de maturité. Le résumé suivant caractérise la distribution des 977 enregistrements de données sur la maturité utilisés :

- stock – 3CD (385), 5AB (497), 5CDE (95)
- sexe – mâles (405), femelles (572)
- type de sortie – commercial sans observateur (394), affrété (583)
- type d'échantillon – prises totales (98), aléatoire (879)
- prises échantillonnées – non triées (583), triées et étiquetées comme « à garder » (394)
- méthode de détermination de l'âge – inconnue (210), lecture de surface des otolithes (382), cassure et brûlage des otolithes (12), nageoires pectorales (373)
- codes de maturité – 1 (75), 2 (188), 3 (69), 4 (218), 5 (12), 6 (6), 7 (28), 10 (1), 12 (380)

Dans la base de données GFBioSQL, on utilise la convention de maturité 25 (merlucho-goberge, sept stades) pour la goberge de l'Alaska, mais il se peut qu'on ait aussi utilisé la convention de maturité 2 (merlucho 1977+, 12 stades) puisque les codes de maturité 10 et 12 sont apparus. Pour l'analyse, on a supposé que tous les stades 3 et plus étaient matures et une ogive de maturité (Figure D.14) a été ajustée aux données sur les otolithes et les nageoires pectorales selon un modèle binormal :

$$m_{as} = \begin{cases} e^{-(a-v_s)^2/\rho_{sl}}, & a \leq v_s \\ 1, & a > v_s \end{cases} \quad (D.7)$$

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

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

ρ_{sl} = variance pour la partie gauche de la courbe de maturité pour le sexe s .

Les âges à 50 % de maturité et à pleine maturité sont estimés à 3,6 ans et 4,6 ans, respectivement, pour les poissons dont l'âge a été déterminé à partir des otolithes, et à 2,4 ans et 3,4 ans, respectivement, pour les poissons dont l'âge a été déterminé à partir des nageoires

(Figure D.13). Il semble y avoir une différence constante entre ces deux méthodes de détermination de l'âge, bien que l'ajustement à ces données éparses puisse être influencé par les valeurs initiales offertes pour la minimisation de (D.7).

Toutes les données commerciales comprennent les poissons triés et toutes les données d'affrètement comprennent des poissons non triés (voir les puces sur la composition des données sur la maturité présentées plus haut). La comparaison des ogives de maturité pour les prises triées et non triées (Figure D.14) signifie malheureusement de regrouper les âges déterminés par lecture de la surface des otolithes et par cassure et brûlage des otolithes pour l'ogive des prises triées et les âges déterminés à partir des nageoires pectorales et de méthodes inconnues pour l'ogive des prises non triées. Les résultats sont présentés à titre de comparaison seulement.

Les calendriers de maturité présentés ici (Tableau D.7) ne sont pas utilisés dans la présente évaluation parce que l'hypothèse de sélectivité en lame de couteau ($k = 3$ ou 4 ans) appliquée par le modèle à différences retardées suppose que la maturité correspond à la sélectivité, c'est-à-dire que tous les poissons recrutés sont matures. Cette analyse montre que l'âge estimatif à la maturité de la goberge est semblable à celui du recrutement en lame de couteau étudié dans le modèle de population.

Les autres ogives de maturité par longueur sont illustrées sur la Figure D.15. Les données sur la longueur sont plus abondantes que celles sur l'âge. La longueur estimée à pleine maturité des échantillons des prises non triées est de 56,6 cm pour la pêche commerciale et de 49,7 cm pour les relevés de recherche. Pour les échantillons des prises triées, la longueur à pleine maturité pour la pêche commerciale est de 57,3 cm (il n'y a pas d'échantillon de prises triées provenant des relevés).

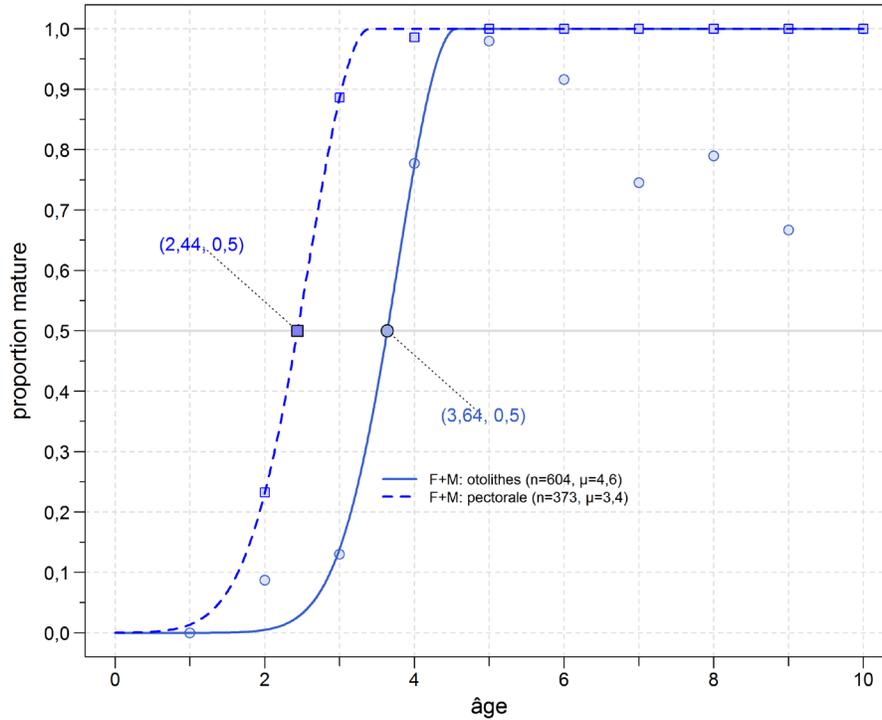


Figure D.13. Ogives de maturité selon l'âge par méthode de détermination de l'âge pour la goberge de l'Alaska en C.-B. (données du 13 décembre 2016, GFBioSQL) sous la forme d'ajustements binormaux utilisant (D.7) pour les deux sexes combinés, la maturité étant définie par les stades ≥ 3 . La ligne bleue pleine indique l'ajustement aux données otolithiques; la ligne pointillée bleue indique l'ajustement aux données provenant des nageoires pectorales.

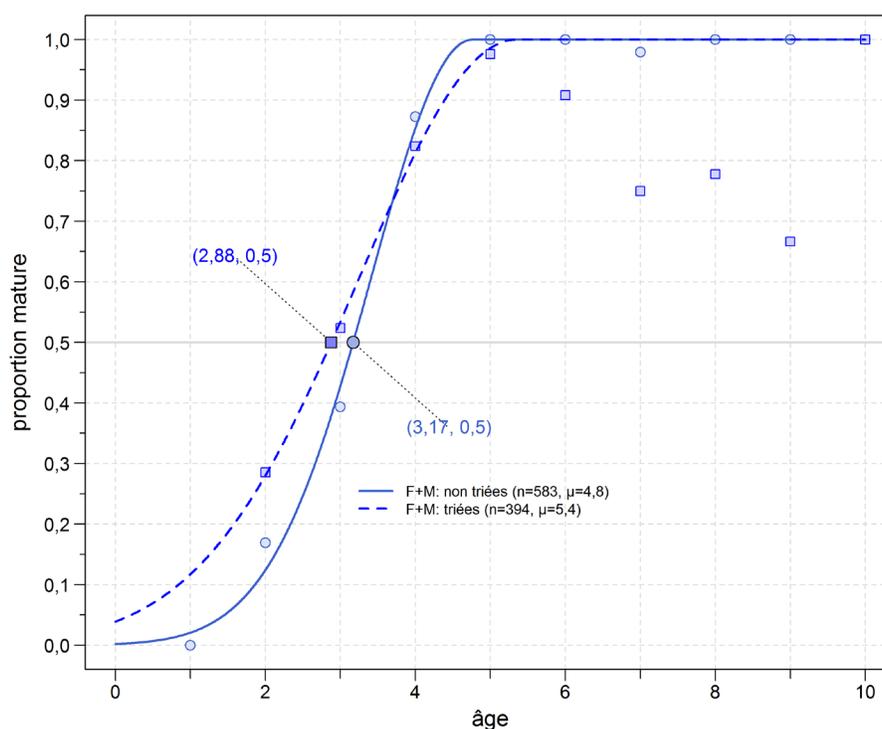


Figure D.14. Ogives de maturité selon l'âge par tri des prises pour la goberge de l'Alaska en C.-B. (données du 13 décembre 2016, GFBioSQL) sous la forme d'ajustements binormaux utilisant (D.7) pour les deux sexes combinés, la maturité étant définie par les stades ≥ 3 . La ligne bleue pleine indique l'ajustement aux données otolithiques; la ligne pointillée bleue indique l'ajustement aux données provenant des nageoires pectorales.

Tableau D.7. Proportion des goberges de l'Alaska matures à chaque âge (m_a) jusqu'à l'âge de 10 ans. Les stades 1 et 2 de maturité décrivent les poissons immatures et les stades 3 à 12 sont considérés comme matures. Les ajustements du modèle sont présentés pour le logit binomial (BL, comparaison seulement) et le binormal (DN).

Âge	Nombre de poissons	m_a obs.	m_a BL	m_a DN	Âge	Nombre de poissons	m_a obs.	m_a BL	m_a DN
Otolithes					Pectorale				
1	2	0	0,07347	0,00004	1	0	0	0,01474	0,01388
2	23	0,08696	0,16830	0,00500	2	43	0,23256	0,24427	0,23256
3	154	0,12987	0,34053	0,13948	3	88	0,88636	0,87475	0,88636
4	139	0,77698	0,56854	0,77461	4	71	0,98592	0,99342	1
5	99	0,97980	0,77078	1	5	43	1	0,99969	1
6	107	0,91589	0,89563	1	6	58	1	0,99999	1
7	51	0,74510	0,95633	1	7	45	1	1,00000	1
8	19	0,78947	0,98242	1	8	17	1	1	1
9	9	0,66667	0,99304	1	9	5	1	1	1
10	1	1	0,99726	1	10	3	1	1	1
Non triées					Triées				
1	2	0	0,01658	0,02087	1	0	0	0,73652	0,11727
2	59	0,16949	0,10180	0,12429	2	7	0,28571	0,76385	0,28038
3	221	0,39367	0,43247	0,42829	3	21	0,52381	0,78915	0,53463

Âge	Nombre de poissons	m_a obs.	m_a BL	m_a DN	Âge	Nombre de poissons	m_a obs.	m_a BL	m_a DN
4	102	0,87255	0,83669	0,85370	4	108	0,82407	0,81241	0,81302
5	58	1	0,97179	1	5	84	0,97619	0,83364	0,98603
6	67	1	0,99570	1	6	98	0,90816	0,85291	1
7	48	0,97917	0,99936	1	7	48	0,75000	0,87029	1
8	18	1	0,99990	1	8	18	0,77778	0,88589	1
9	5	1	0,99999	1	9	9	0,66667	0,89983	1
10	3	1	1,00000	1	10	1	1	0,91224	1

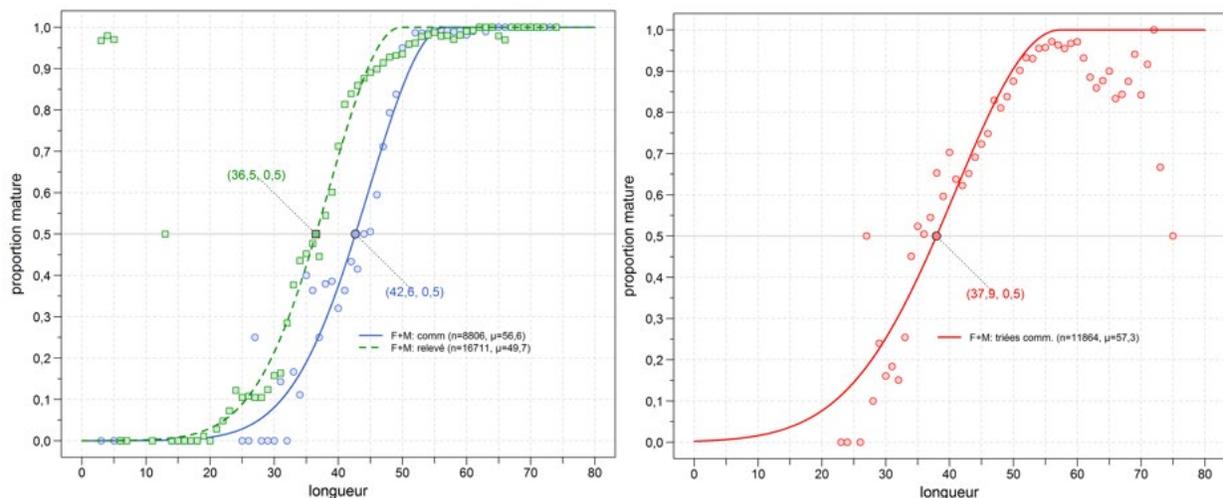


Figure D.15. Ogives de maturité selon la longueur pour la goberge de l'Alaska en Colombie-Britannique : (à gauche) échantillons non triés provenant de la pêche commerciale (types de sortie 1, 4, 5 combinés en bleu) et des relevés de recherche (types de sortie 2, 3 combinés en vert); (à droite) échantillons triés de la pêche commerciale (en rouge). Les courbes illustrent des ajustements binormaux utilisant (D.7) pour les deux sexes combinés, la maturité étant définie par les stades ≥ 3 .

D.1.4. Mortalité naturelle

Bien que dans les évaluations des stocks de poissons de l'Alaska on utilise les taux de mortalité selon l'âge pour la goberge de l'Alaska, l'hypothèse sous-jacente est que $M = 0,30$ pour l'âge à pleine maturité (Dorn et coll., 2015). Des valeurs de M selon l'âge de 0,90, 0,45 et 0,30 pour les âges 1, 2 et 3+, respectivement, sont utilisées dans les modèles des prises selon l'âge de la mer de Béring orientale en Alaska depuis 1982 (Ianelli et coll., 2015). Le modèle à différences retardées utilisé pour la population de la C.-B. suppose que la maturité correspond à la sélectivité, c.-à-d. que tous les poissons recrutés sont matures et, par extension, que tous les poissons matures ont un taux de mortalité naturelle de 0,30, qui est la valeur adoptée dans la présente évaluation. Des passes de sensibilité ont été effectuées avec $M = 0,25$ et $M = 0,35$ pour englober les valeurs possibles de ce paramètre.

Dans la base de données GFBioSQL du MPO, l'âge maximal est de 11 ans chez deux spécimens femelles et deux spécimens mâles capturés à des profondeurs comprises entre 106 et 381 m dans la zone 5CD de la CPMP, plus précisément dans le fossé Moresby. Toutefois, l'âge moyen est de 5,0 ans ($n = 1\ 494$) et le quantile 0,99 est de 9 ans. McFarlane et Beamish (1990) ont indiqué un âge maximal de 28 ans dans la mer de Béring en utilisant une méthode de coupe d'otolithes brûlés. Ces auteurs ont généralement constaté que la méthode de l'otolithe brûlé produisait des estimations d'âge plus élevées par rapport à l'âge déterminé d'après les rayons des nageoires (Beamish et McFarlane, 1995, et voir la Figure D.13).

La présente évaluation n'utilise pas de données sur les prises selon l'âge, car elles sont insuffisantes et potentiellement faussées par la méthodologie de détermination de l'âge. Cependant, la mortalité naturelle (M) peut être estimée selon la méthode de Quinn et Deriso (1999, p. 361) d'après Hoenig (1983) :

$$M = -\ln(0.01)/t_m \quad (\text{D.8})$$

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

En utilisant l'âge maximal observé dans la base de données du MPO $t_m = 11$ ans, $M = 0,419$, ce qui semble élevé comparativement à la valeur $M = 0,30$ adoptée pour le modèle à différences retardées. Toutefois, si on utilise $t_m = 28$ ans, on obtient une mortalité naturelle $M = 0,164$, qui semble peu élevée pour cette espèce.

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

$$M_{\text{est}} = 4.899 t_{\text{max}}^{-0.916} \quad (\text{D.9})$$

où t_{max} = âge maximal. Pour la goberge de l'Alaska avec un âge maximal de 11 ans (GFBio) ou de 28 ans (McFarlane et Beamish, 1990), l'estimateur actualisé de Hoenig donne $M = 0,55$ ou $0,23$, respectivement.

D.1.5. Sélectivité en lame de couteau et courbe de Walford

Dorn et ses collaborateurs (2012) présentent une gamme d'ogives de la sélectivité pour les pêches et les relevés dans le golfe d'Alaska, l'âge médian choisi pour ces pêches commerciales allant de 3 à 5 ans (voir les colonnes 5 à 7 du Tableau D.8). Les âges de 3 et 4 ans ont été retenus à partir des ogives de ce tableau comme étant les plus susceptibles d'être utilisés pour l'âge de recrutement en lame de couteau dans le modèle à différences retardées de la goberge de l'Alaska. La sélectivité en lame de couteau à l'âge de 5 ans a également été analysée comme une sensibilité supplémentaire pour les deux stocks. Nous avons utilisé les paramètres appropriés de croissance et de longueur-poids pour préparer les courbes de Walford (Figure D.16

qui donnent les valeurs du paramètre de croissance utilisées comme données d'entrée pour le modèle à différences retardées de la goberge de l'Alaska. Les paramètres de Walford sont calculés de l'âge du recrutement en lame de couteau à 30 ans pour le modèle de croissance décrit dans la section D.1.2. Les paramètres de Walford varieront légèrement lorsque l'on modifie les hypothèses relatives à l'âge au moment du recrutement en lame de couteau pour les deux modèles de croissance. Le Tableau D.9 présente les paramètres de Walford utilisés dans l'évaluation du stock pour les deux modèles de croissance, ainsi que la longueur moyenne et le poids moyen associés à chacune des hypothèses sur l'âge en lame de couteau au moment du recrutement. Les poids moyens d'équilibre en supposant $M = 0,3$ sont également présentés à des fins de comparaison.

Tableau D.8. Tableau 1.17 tiré de Dorn et coll. (2012) montrant diverses ogives de sélectivité estimées pour les pêches et les relevés de goberge dans le golfe d'Alaska.

Tableau I.17 Sélectivité estimée à l'âge pour la pêche et le relevé de la goberge dans le golfe de l'Alaska. Les pêches et les relevés ont été modélisés à l'aide de fonctions logistiques.

Âge	Pêche à la SLM (1964-71)	Étranger (1972-81)	Étranger et coentr. (1982-1988)	Intérieure (1989-2000)	Intérieure (2001-2006)	Récente intérieure (2007-2012)	Relevé acoustique	Chalut de fond	ADF&G chalut de fond
1	0,000	0,002	0,016	0,004	0,029	0,030	0,584	0,358	0,011
2	0,000	0,020	0,082	0,022	0,102	0,171	0,974	0,202	0,039
3	0,003	0,187	0,399	0,110	0,304	0,578	0,933	0,314	0,131
4	0,438	0,727	0,771	0,405	0,632	0,902	0,870	0,478	0,358
5	1,000	0,977	0,989	0,796	0,881	0,984	0,778	0,692	0,673
6	0,793	1,000	1,000	0,964	0,981	0,998	0,657	0,905	0,884
7	0,504	0,966	0,859	1,000	1,000	1,000	0,519	1,000	0,966
8	0,254	0,820	0,528	0,985	0,938	0,998	0,380	0,904	0,991
9	0,108	0,476	0,202	0,836	0,628	0,930	0,259	0,690	0,998
10	0,042	0,159	0,056	0,374	0,188	0,323	0,168	0,477	1,000

Tableau D.9. Paramètres biologiques variant selon l'âge utilisés dans l'évaluation à différences retardées des stocks de goberge de l'Alaska selon deux modèles de croissance.

Paramètre	Âge au moment du recrutement en lame de couteau			
	Modèle de croissance du golfe d'Alaska (nord)		Modèle de croissance de la mer d'Okhotsk (sud)	
	3	4	3	4
α_g	0,347	0,372	0,144	0,153
ρ_g	0,867	0,856	0,871	0,861
longueur (cm) à W_k	39,1	44,4	31,2	34,8
W_k (kg)	0,493	0,727	0,249	0,344
\bar{W}_0 (kg) ¹	1,076	1,269	0,483	0,561

¹ suppose $M = 0,3$ aux fins de comparaison.

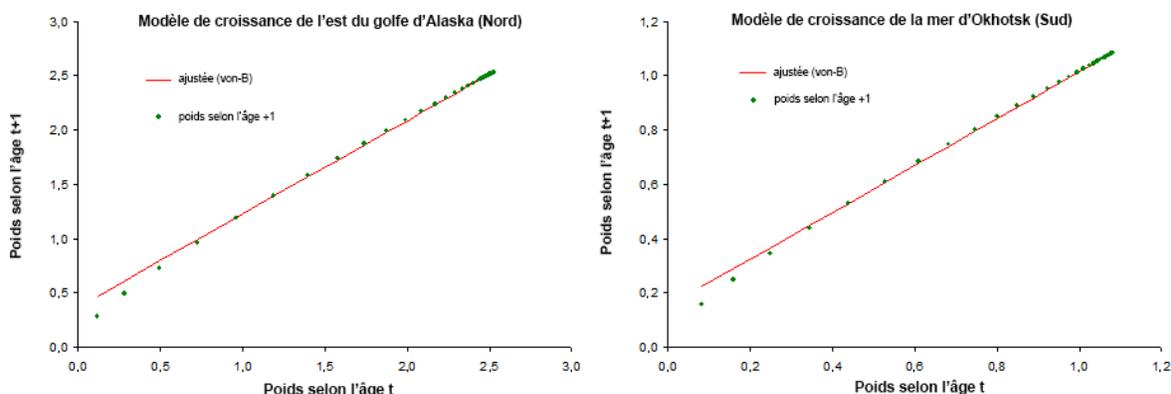


Figure D.16. Courbe de Walford pour la goberge de l'Alaska en utilisant l'âge = 4 ans comme hypothèse du recrutement en lame de couteau. Graphique de gauche : modèle de croissance de l'est du golfe d'Alaska (nord). Graphique de droite : modèle de croissance de la mer d'Okhotsk (sud). Les points tracés sont l'estimation du poids selon l'âge à partir du modèle de croissance et la ligne est la courbe de Walford ajustée aux points.

D.2. POIDS MOYEN

Les données utilisées pour estimer le poids moyen par année dans la présente évaluation des stocks ont été sélectionnées conformément aux lignes directrices pertinentes figurant dans le Tableau D.1. Les données biologiques sur la goberge de l'Alaska (téléchargées de la base de données GFBio, 13 décembre 2016) ont produit 345 429 enregistrements qui ont été filtrés comme suit :

- année = 1967:2016 {moderne} 344 377 enregistrements
 - stock = c(« 3CD », « 5AB », « 5CDE ») {côte extérieure} 218 136 enregistrements
 - type de sortie = c(1,4,5) {comm. y compris Merluche coentr.} 102 254 enregistrements
 - type d'échantillon = c(1,2,6,7) {aléatoire} 100 596 enregistrements
 - type d'engin = c(1,6) {chalut: fond + pélagique} 98 292 enregistrements
 - catégorie de l'espèce = 1 {non triés} 50 998 enregistrements
- ou
- catégorie de l'espèce = 3 {à garder = triés} 46 769 enregistrements

Ce processus a produit 50 998 enregistrements biologiques pour les échantillons non triés, contenant tous des données sur la longueur, mais seulement 266 avec des données sur le poids, et 46 769 enregistrements pour les échantillons triés (à garder), tous sauf un avec des données sur la longueur et 2 750 avec des données sur le poids. Les poids, manquants ou non, ont été calculés à partir des longueurs mesurées selon la régression longueur-poids (D.1) décrite à la section D.1.1, plus précisément $W = e^a L^b = e^{-11.82032} L^{3.03028}$.

D.2.1. Méthode du modèle GLM – échantillons non triés ou triés (à l'échelle de la côte)

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 coll., 2004) pour ajuster l'indice annuel du poids du poisson pour les zones secondaires de la CPMP :

$$w_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \sigma \varepsilon_{ijm} \quad (\text{D.10})$$

où μ = moyenne générale;

α_i = effet annuel (avec les années manquantes)

non triés : $i_1 = 1972$, $i_N = 2016$, où $N = 38$ années disponibles,

triés : $i_1 = 1975$, $i_N = 2009$, où $N = 31$ années disponibles;

β_j = effet de la zone secondaire de la CPMP

non triés : (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 12, 20, 21, 23, 35),

triés : (0, 1, 2, 3, 4, 5, 8, 11, 12, 20, 21, 23);

m = nombre de valeurs de poids du poisson;

σ = écart-type du modèle;

ε_{ijm} = résiduels indépendants supposés normaux standards $N(0,1)$.

Le modèle ajusté des prises non triées avait une erreur-type résiduelle de 0,2984 sur 50 947 degrés de liberté (R^2 multiple = 0,6695, R^2 ajusté = 0,6691, Figure D.17). Le modèle

ajusté des prises triées avait une erreur-type résiduelle de 0,3682 sur 46 727 degrés de liberté (R^2 multiple = 0,4458, R^2 ajusté = 0,4453, Figure D.18).

Le principal objectif de l'ajustement du modèle GLM 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 (0,7606 kg/poisson) et de la moyenne géométrique des indices standardisés (et parfois normalisés) (1 kg/poisson); voir les résultats au Tableau D.10.

$$w_{ai} = w_{si} \left[\left(\prod_{i_1}^{i_N} w_{ui} \right)^{1/N} / \left(\prod_{i_1}^{i_N} w_{si} \right)^{1/N} \right] \quad (D.11)$$

où $i_{1,\dots,N}$ = indice annuel (non triés : $N = 38$ ans, triés : $N = 31$ ans),

w_{ui} = poids moyens annuels non standardisés (kg/poisson),

w_{si} = poids moyens annuels standardisés du modèle GLM (kg/poisson),

w_{ai} = poids moyens annuels moyens standardisés en fonction du modèle GLM ajusté (kg/poisson).

La standardisation a permis d'éliminer des effets spatiaux importants de la zone, en particulier des zones secondaires de la CPMP (Figure D.17, Figure D.18). D'autres effets (p. ex. saison, profondeur, sexe) ont été explorés, mais leur incidence sur la série d'indices annuels était minime et ils n'ont donc pas été utilisés. Seule la saison aurait pu être utilisée sans perdre les indices annuels; les données pour les autres effets n'étaient pas entièrement disponibles pour toutes les années. Le poids moyen des poissons non triés (0,67989 kg/poisson, Tableau D.10) était inférieur à celui des poissons triés (conservés) (1,09049 kg/poisson, Tableau D.11). Le modèle à différences retardées suppose que les signaux de la tendance du poids moyen résultent du recrutement et non du déplacement spatial de la pêche.

Tableau D.10. Poids moyen annuel (kg) par goberge de l'Alaska d'après les échantillons de prises non triées à bord des chalutiers commerciaux : w_{ui} = non standardisé (non std), w_{si} = standardisé selon le modèle GLM (glm std), w_{ai} = standardisé selon le modèle GLM ajusté (aju glm std); les nombres 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 de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)	Année	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)
1972	140	0,87075	1,00025	0,67990	1998	152	0,96381	0,92997	0,63212
1973	2 324	1,00374	0,75808	0,51529	1999	610	1,17332	1,09209	0,74232
1974	77	0,83167	1,29147	0,87784	2000	1 502	0,83841	1,04592	0,71094
1976	593	1,36151	1,48094	1,00663	2001	3 074	0,24238	0,95541	0,64941
1977	1 308	1,27842	2,02779	1,37834	2002	293	0,25857	0,79753	0,54210
1978	6 071	1,29251	1,32626	0,90149	2003	732	0,62835	0,80124	0,54463
1979	5 350	1,38308	1,27879	0,86922	2004	547	0,73322	0,94263	0,64073
1980	1 204	0,82737	1,49355	1,01520	2005	340	0,93635	0,91294	0,62054
1981	908	1,10047	0,82731	0,56234	2006	1 440	0,64403	1,00675	0,68431
1985	255	1,43418	1,08711	0,73894	2007	867	0,76250	0,86537	0,58821
1988	3 598	0,70947	1,51776	1,03166	2008	104	0,74438	0,95243	0,64739
1989	3 527	0,43554	1,29587	0,88084	2009	470	0,78158	0,81327	0,55280
1990	719	0,54339	0,97948	0,66577	2010	562	0,75736	0,94711	0,64378
1991	337	0,48092	1,08684	0,73875	2011	592	0,50006	0,87682	0,59599

Année	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)	Année	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)
1992	3 340	0,33721	1,03111	0,70087	2012	1 190	0,53003	0,79461	0,54012
1993	1 336	0,27738	0,88058	0,59855	2013	610	0,72040	0,78201	0,53155
1994	60	0,37424	0,81273	0,55244	2014	1 276	0,49386	0,86495	0,58793
1996	3 942	0,27973	0,87060	0,59177	2015	384	0,92280	0,80019	0,54391
1997	924	0,45531	0,82335	0,55965	2016	240	0,82869	1,00191	0,68102
-	-	-	-	-	-	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
						50 998	0,67972	1,00000	0,67972

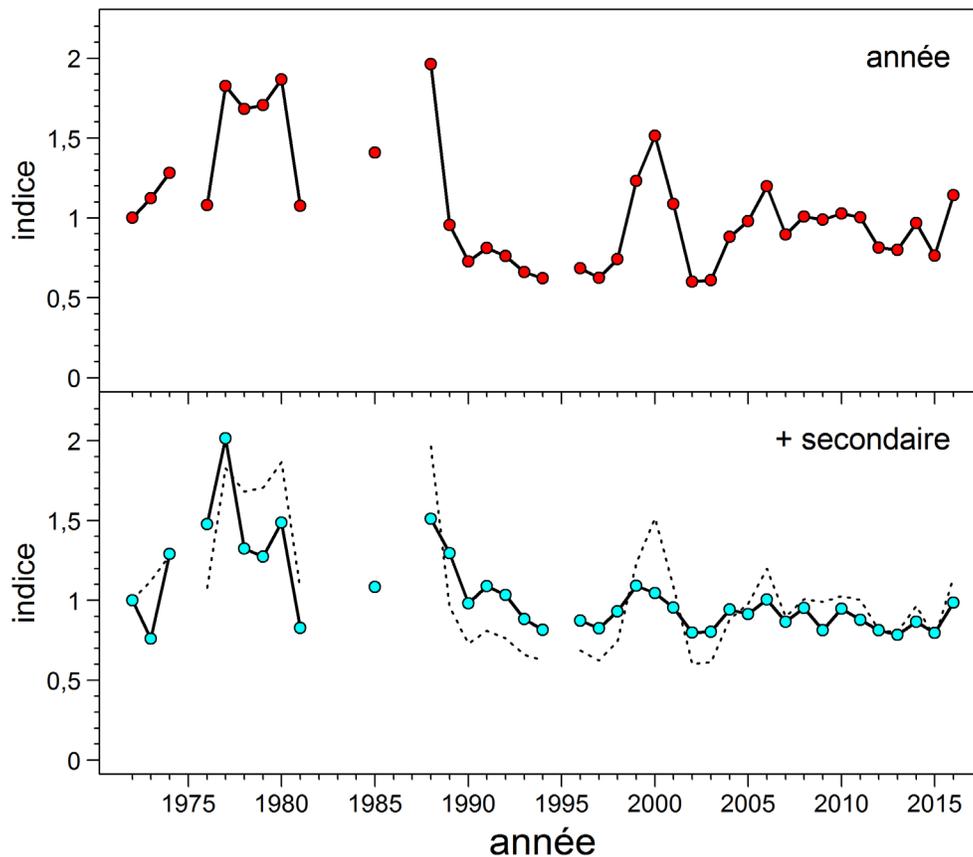


Figure D.17. Poids moyen normalisé (kg/poisson) de la goberge de l'Alaska à l'échelle de la côte, estimé à partir de (D.10) à l'aide des données d'échantillonnage des prises **non triées** (moyenne géométrique initiale = 0,680 kg/poisson). Les graphiques de haut en bas montrent comment les indices annuels changent lorsque la variance résiduelle de chaque facteur (dans ce cas, seule la zone secondaire de la CPMP) est supprimée. 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.11. Poids moyen annuel (kg) par goberge de l'Alaska d'après les échantillons de prises triées (codées « à garder ») à bord des chalutiers commerciaux sur toute la côte : voir la légende du Tableau D.10 pour plus de détails.

Année	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)	Année	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)
1975	475	1,11523	1,00740	1,09016	1994	1 997	1,29558	1,36343	1,47544
1976	1 408	1,34492	0,81094	0,87757	1995	3 871	1,31178	1,20889	1,30821
1977	699	1,31660	1,09264	1,18241	1996	2 282	1,55122	1,25881	1,36223
1978	3 106	1,29478	1,09655	1,18665	1997	554	1,19400	1,46935	1,59007
1979	1 623	1,42501	1,10631	1,19720	1998	548	1,16599	1,16118	1,25658
1980	1 233	0,97085	1,13920	1,23280	1999	2 552	1,18719	0,89451	0,96800
1981	1 469	1,12347	0,76335	0,82607	2000	1 707	1,12938	0,92542	1,00145
1982	3 404	1,20553	0,90398	0,97825	2001	2 000	0,39071	0,91688	0,99221
1983	2 095	1,24211	0,92093	0,99659	2002	768	0,29984	0,72025	0,77943
1984	868	1,10698	0,96721	1,04667	2003	1 749	0,83749	0,79294	0,85808
1985	3 296	1,30633	0,86806	0,93938	2004	983	0,53450	0,99397	1,07563
1986	251	1,50615	1,06892	1,15674	2005	750	0,72745	0,65608	0,70999
1990	1 047	1,27638	1,32541	1,43431	2006	350	0,77008	0,85718	0,92760
1991	438	1,53763	1,14233	1,23618	2007	500	1,12009	0,73788	0,79851
1992	2 587	1,39607	1,32153	1,43010	2009	200	1,48541	0,86547	0,93657
1993	1 958	1,35347	1,29682	1,40336	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
-	-	-	-	-	-	46 768	1,08216	1,00000	1,08216

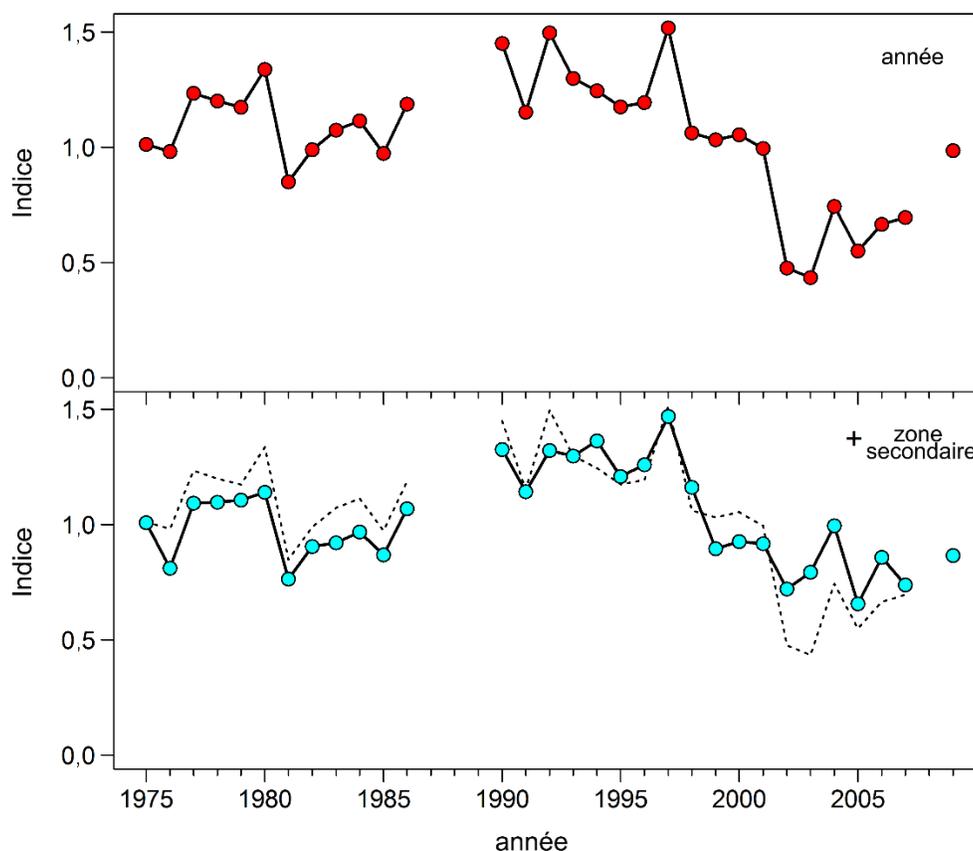


Figure D.18. Poids moyen normalisé (kg/poisson) de la goberge de l'Alaska à l'échelle de la côte, estimé à partir de (D.10) à l'aide des données d'échantillonnage des prises triées (à garder) (moyenne géométrique initiale = 1,082 kg/poisson). Voir la légende de la Figure D.17 pour plus de détails.

D.2.2. Nord et sud (prises non triées)

Nous avons appliqué la même standardisation du modèle GLM (D.10) et (D.11) aux stocks nord et sud de goberge de l'Alaska en utilisant la zone secondaire de la CPMP comme facteur pour obtenir des séries de poids moyens propres à chaque stock. Seuls les échantillons non triés ont été utilisés pour ces analyses. La caractéristique la plus frappante entre le nord et le sud est que les poissons sont environ deux fois plus gros dans le nord, avec un poids moyen géométrique de 1,056 kg/poisson contre 0,521 kg/poisson dans le sud. La série de poids moyens pour le nord est reproduite dans le Tableau D.12 et sur la Figure D.19, et la série pour le sud dans le Tableau D.13 et sur la Figure D.20.

Bien que des poids moyens à l'échelle de la côte aient été utilisés dans la phase exploratoire de l'évaluation, seuls les poids moyens du nord et du sud l'ont été dans les résultats du modèle à différences retardées à l'annexe F.

Tableau D.12. Poids moyen annuel (kg) par goberge de l'Alaska d'après les échantillons non triés du stock du **nord** capturés à bord des chalutiers commerciaux : W_{ui} = non standardisé (non std), W_{si} = standardisé selon le modèle GLM (glm std), W_{ai} = standardisé selon le modèle GLM ajusté (aju 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 (aju glm std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)
1973	4	666	0,44522	1,01932	1,07634	2003	2	125	1,01387	0,98346	1,03847
1974	1	77	0,83361	0,67685	0,71471	2004	3	219	0,85789	0,87875	0,92790
1976	4	593	1,36630	1,08168	1,14219	2005	3	193	1,06979	0,78859	0,83270
1977	10	738	1,19360	1,59989	1,68938	2006	2	109	0,82390	0,97472	1,02924
1978	26	5 293	1,26248	1,10469	1,16649	2007	3	170	0,88071	0,76224	0,80487
1979	34	5 150	1,40211	1,17811	1,24401	2008	1	51	1,22924	0,80679	0,85192
1980	6	1 204	0,82942	1,37333	1,45015	2009	4	187	1,35303	1,03832	1,09641
1981	4	908	1,10393	0,76645	0,80933	2010	4	230	1,12128	1,22896	1,29770
1985	1	255	1,43928	1,00857	1,06498	2012	2	122	0,99180	0,97924	1,03401
1997	2	97	1,08712	1,41041	1,48931	2013	5	206	0,96015	0,81048	0,85582
1998	3	152	0,96654	0,94375	0,99655	2014	4	204	1,07054	0,85253	0,90022
1999	5	610	1,17708	0,95078	1,00397	2015	5	331	0,99307	1,23533	1,30443
2000	11	923	1,14732	1,00518	1,06140	2016	1	60	1,61203	1,09369	1,15487
-	-	-	-	-	-	-	$\Sigma =$	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
							150	18 873	1,05594	1,00000	1,05594

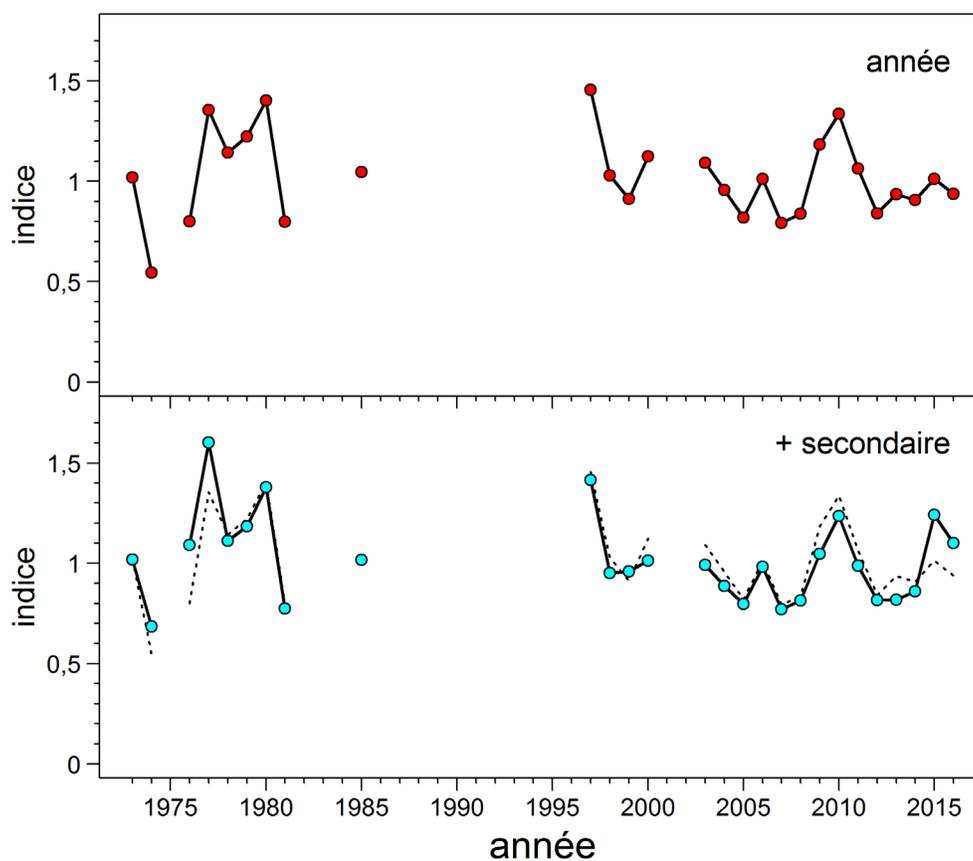


Figure D.19. Poids moyen normalisé (kg/poisson) de la goberge de l'Alaska du **nord**, estimé à partir de (D.10) à l'aide des données d'échantillonnage des prises non triées (moyenne géométrique initiale = 1,056 kg/poisson). Les graphiques de haut en bas montrent comment les indices annuels changent lorsque la variance résiduelle de chaque facteur (dans ce cas, seule la zone secondaire de la CPMP) est supprimée. 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.13. Poids moyen annuel (kg) par goberge de l'Alaska d'après les échantillons non triés du stock du **sud** capturés à bord des chalutiers commerciaux : voir la légende du Tableau D.12 pour plus de détails.

Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)
1972	2	140	0,86657	0,99684	0,51888	2002	2	293	0,25799	0,81064	0,42196
1973	9	1 658	1,22141	1,00120	0,52115	2003	9	607	0,54768	0,81378	0,42359
1977	4	570	1,38474	1,99986	1,04098	2004	5	328	0,64893	0,99373	0,51726
1978	4	778	1,51574	1,66741	0,86793	2005	4	147	0,76201	1,02091	0,53141
1979	1	200	1,01578	1,76370	0,91805	2006	21	1 331	0,62708	1,14122	0,59403
1988	13	3 598	0,70662	1,71509	0,89274	2007	9	697	0,73123	0,96939	0,50459
1989	18	3 527	0,43429	1,31448	0,68422	2008	1	53	0,28124	1,06983	0,55687
1990	4	719	0,54164	0,99494	0,51789	2009	4	283	0,40613	0,67862	0,35324
1991	2	337	0,47957	1,10330	0,57429	2010	6	332	0,50607	0,86530	0,45041
1992	50	3 340	0,33660	1,04748	0,54524	2011	11	592	0,49856	0,84970	0,44229
1993	24	1 336	0,27704	0,89481	0,46577	2012	18	1 068	0,47613	0,90615	0,47167
1994	1	60	0,37348	0,82553	0,42971	2013	8	404	0,59731	0,88366	0,45997
1996	53	3 942	0,27940	0,88310	0,45968	2014	17	1 072	0,38372	0,97481	0,50741

Année d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)	Année d'échantillons	Nombre de poissons	Poids du poisson (non std)	Poids du poisson (glm std)	Poids du poisson (aju glm std)		
1997	16	827	0,38079	0,83661	0,43547	2015	1	53	0,49991	0,85971	0,44750
2000	10	579	0,35104	0,93747	0,48797	2016	3	180	0,56772	0,56092	0,29197
2001	42	3 074	0,24218	0,86350	0,44947	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-	$\Sigma =$	$\Sigma =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$	$\prod^{1/N} =$
							372	32 125	0,52052	1,00000	0,52052

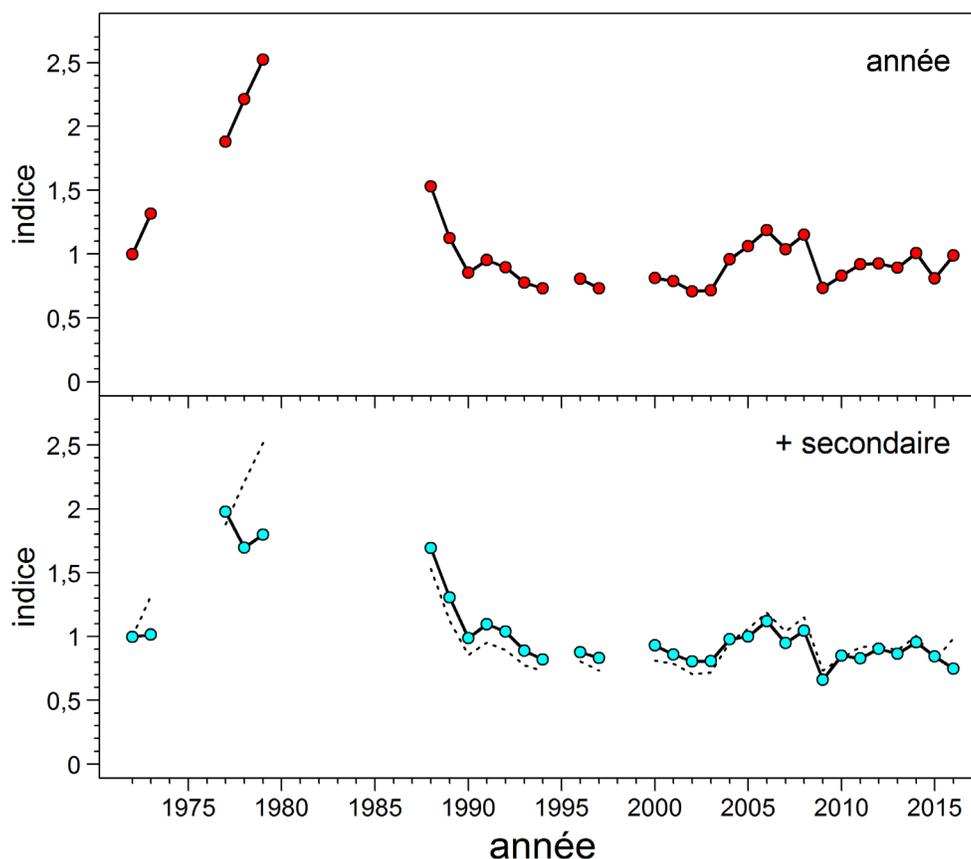


Figure D.20. Poids moyen normalisé (kg/poisson) de la goberge de l'Alaska du sud, estimé à partir de (D.10) à l'aide des données d'échantillonnage des prises non triées (moyenne géométrique initiale = 0,521 kg/poisson). Voir la légende de la Figure D.19 pour plus de détails.

D.3. HABITAT

La goberge de l'Alaska est présente tout le long de la côte de la Colombie-Britannique, et occupe une zone estimée entre ~50 200 km² selon la présence des chaluts (figure A.2) et ~72 400 km² selon les limites bathymétriques (Figure D.21). Les limites bathymétriques estimatives sont dérivées de la répartition de cette espèce capturée dans les traits de chalut (de fond et pélagique) indiqués dans les journaux de bord des observateurs, à des profondeurs comprises entre 62 et 448 m 98 % du temps (Figure D.22). Dans leurs journaux de bord, les observateurs indiquent que dans les traits qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska, ci-après appelés « traits de goberge » (Figure D.23), les espèces capturées en même temps sont dominées par la goberge de l'Alaska (25 % des prises totales) et comprennent des

quantités importantes de plie à grande bouche *Atheresthes stomias* (16 %), de sébaste à longue mâchoire *Sebastes alutus* (14 %) et de merlu du Pacifique *Merluccius productus* (13 %).

La répartition en profondeur des traits de goberge varie à l'échelle régionale le long de la côte de la C.-B., et les espèces capturées simultanément varient également. En plus du stock hauturier de la Colombie-Britannique évalué, nous présentons trois combinaisons de la CPMP qui sont habituellement utilisées par les gestionnaires de cette espèce – 5CDE (déroit d'Hécate, entrée Dixon, côte ouest de l'archipel Haida Gwaii), 5AB (bassin de la Reine-Charlotte, déroit de la Reine-Charlotte) et 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver et entrée du déroit de Juan de Fuca).

La région 5CDE est dominée par l'effort de chalutage en eaux peu profondes (Figure D.24), ce qui traduit vraisemblablement le ciblage des poissons plats dans le déroit d'Hécate. Les traits de goberge ont lieu dans les eaux un peu plus profondes et sont dominés par les prises de plie à grande bouche (27 % des prises totales), de goberge de l'Alaska (20 %) et de limande sole (7 %), parmi un assemblage de sébastes, de poissons plats et de raies (Figure D.25, Tableau D.14).

La région 5AB abrite trois goulets importants : le goulet de l'île Goose, le canyon de Mitchell et le fossé Moresby. L'effort de la flottille de chalutiers dans cette région semble se limiter à des profondeurs inférieures à 400 m avec un mode à 100 m (Figure D.26), alors que la profondeur des traits de goberge montre un mode à ~200 m. Bien que cette région soit très importante pour la pêche du sébaste à longue mâchoire, l'inclusion de la zone secondaire 12 de la CPMP augmente la contribution des prises de goberge de l'Alaska dans ces traits (Figure D.27) pour atteindre celle du sébaste à longue mâchoire (~27 % des prises totales pour les deux). C'est dans cette région que se trouve le pourcentage le plus élevé de goberge de l'Alaska dans les profondeurs où elle est capturée (Tableau D.14). La plie à grande bouche, avec seulement 10 % des prises, est la troisième espèce la plus capturée après la goberge de l'Alaska et le sébaste à longue mâchoire.

La pêche est traditionnellement pratiquée à de grandes profondeurs (> 700 m, non représentée) en raison d'une bathymétrie favorable dans la région 3CD (à l'exclusion de la zone secondaire 20 de la CPMP), mais le mode en eaux peu profondes a toujours été le plus important dans la répartition de l'effort de la flottille (Figure D.28, qui comprend la zone secondaire 20). Les traits de goberge suivent l'effort de la flottille en eaux peu profondes avec un pic à ~150 m. Les espèces présentes dans les traits de goberge sont indiquées sur la Figure D.29. Les espèces concurrentes dominantes dans cette région sont le merlu du Pacifique (40 %), suivi de la goberge de l'Alaska (30 %) et du sébaste à queue jaune *Sebastes flavidus* (8 %). Les prises d'autres espèces concurrentes figurent dans le Tableau D.14.

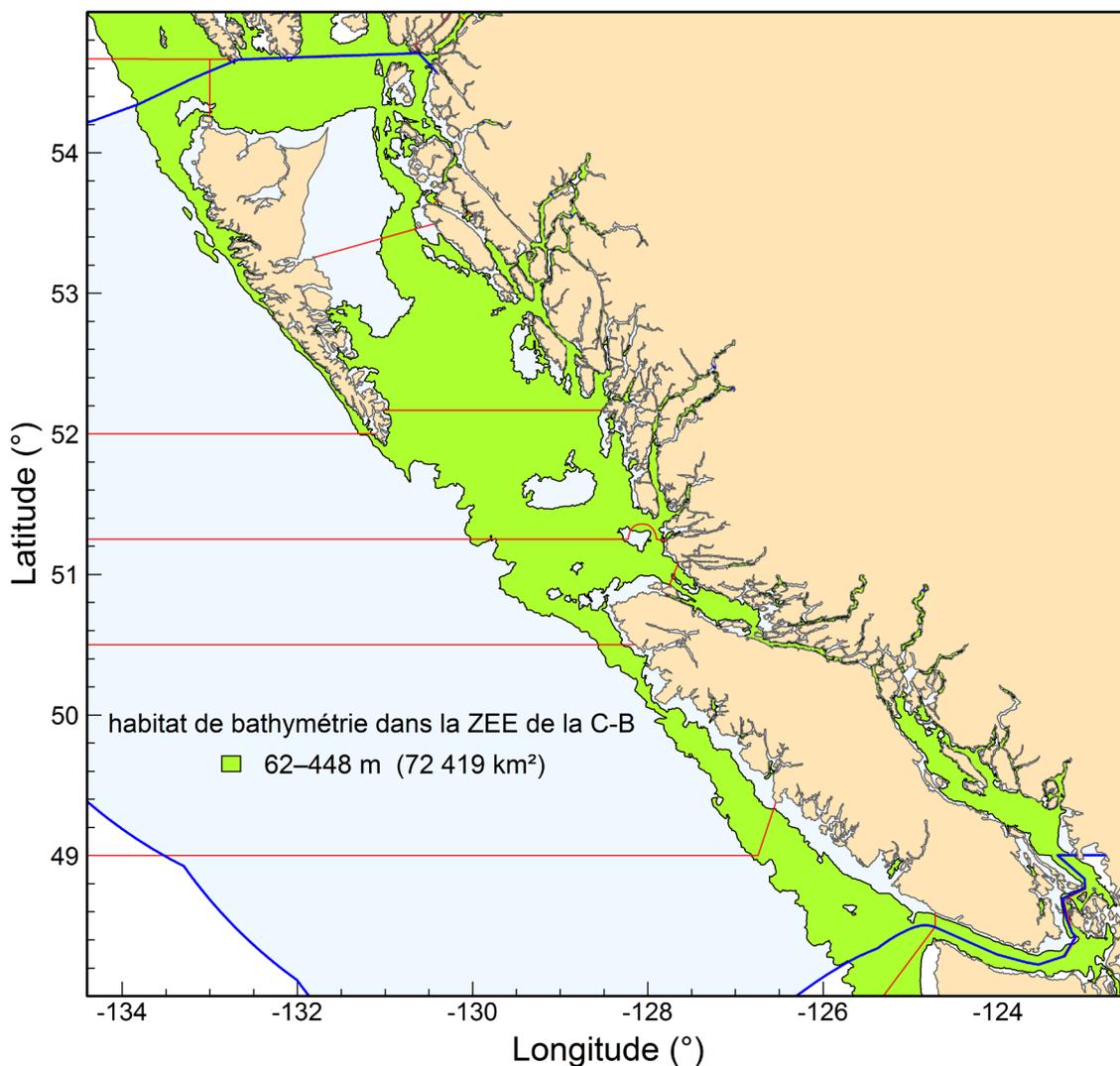


Figure D.21. La bathymétrie surlignée (en vert) entre 62 et 448 m sert d'indicateur indirect de l'habitat benthique de la goberge de l'Alaska le long de la côte de la C.-B. À l'intérieur de la zone économique exclusive (ZEE, surlignée en bleu) du Canada, la région indiquée en vert couvre 72 419 km². Les limites en rouge délimitent les zones de la CPMP.

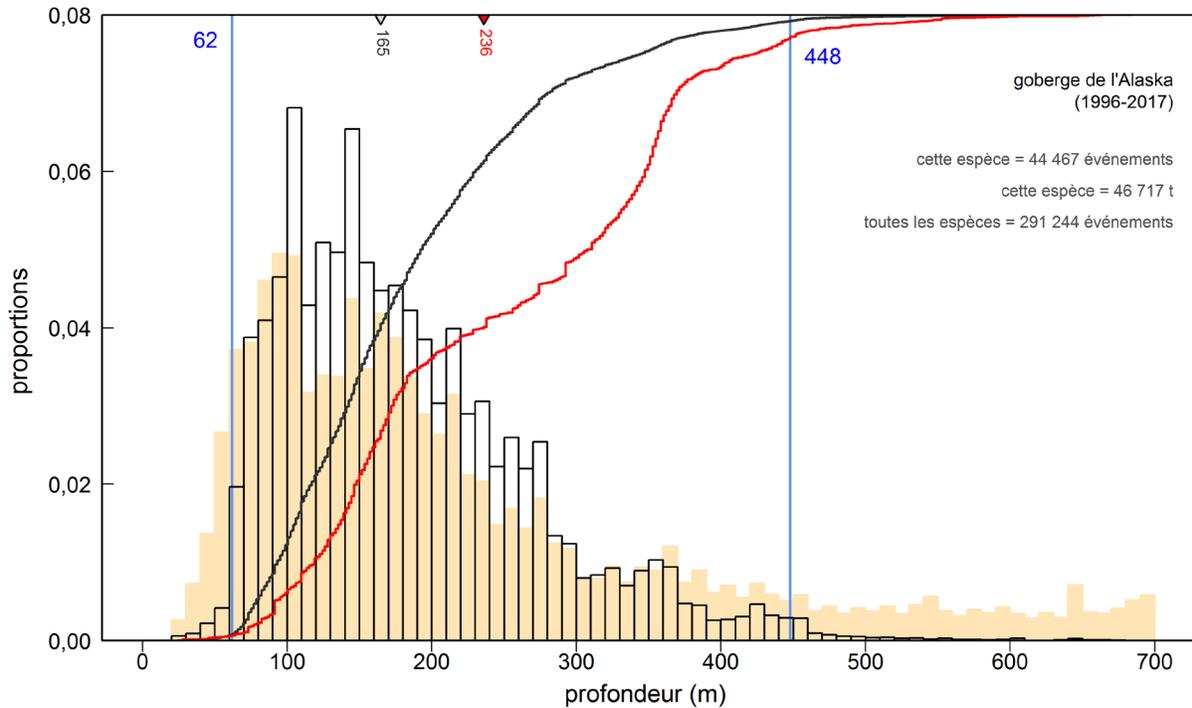


Figure D.22. Zone hauturière de la C.-B. – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond qui ont capturé des goberges de l'Alaska d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans les zones à l'extérieur du détroit de Georgie (histogramme transparent). Les lignes pleines verticales indiquent les 1^{er} et 99^e quantiles. La courbe noire montre la fréquence cumulée des traits qui rencontrent des goberges de l'Alaska et la courbe rouge représente les prises cumulées de goberge de l'Alaska en fonction de la profondeur (sur une échelle de 0 à 1). Les profondeurs médianes des rencontres de goberges de l'Alaska (triangle gris inversé) et des prises cumulées de l'espèce (triangle rouge inversé) sont indiquées le long de l'axe supérieur. « N » représente le nombre total de traits et « C » les prises totales (t). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces au large des côtes jusqu'à 700 m.

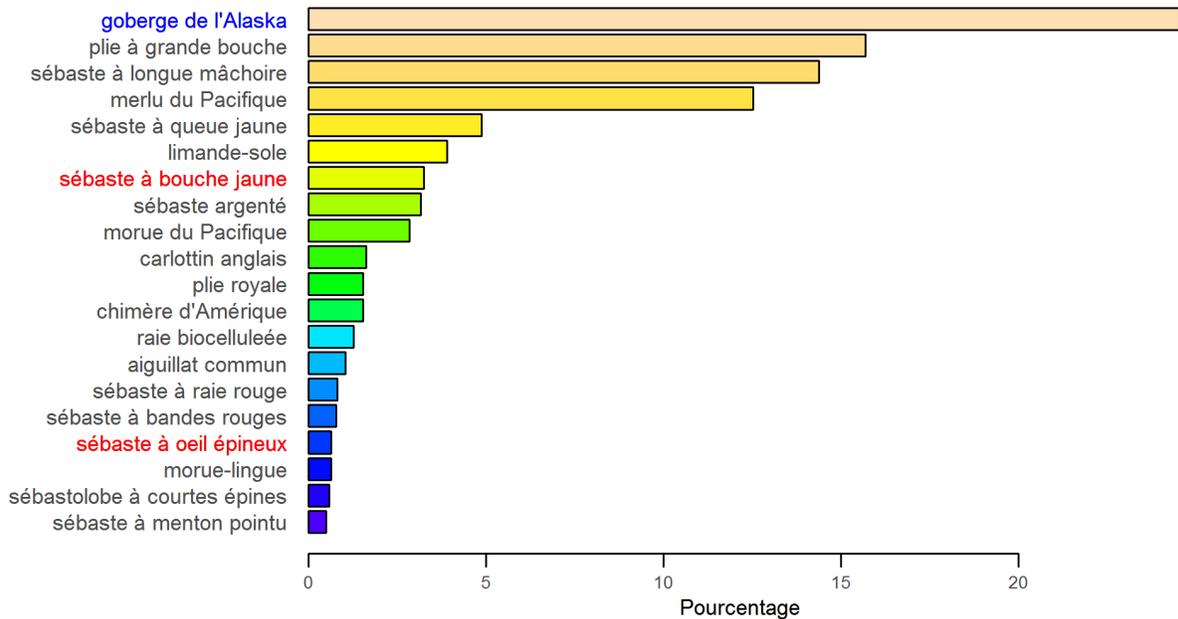


Figure D.23. Zone hauturière de la C.-B. – Distribution des poids des prises entre février 1996 et janvier 2017 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond et des chaluts pélagiques qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska sur l'ensemble de la côte. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 62 et 448 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, voir la Figure D.22). 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. La goberge de l'Alaska est indiquée en bleu sur l'axe des ordonnées; les autres espèces qui présentent un intérêt en ce qui concerne la Loi sur les espèces en péril sont indiquées en rouge.

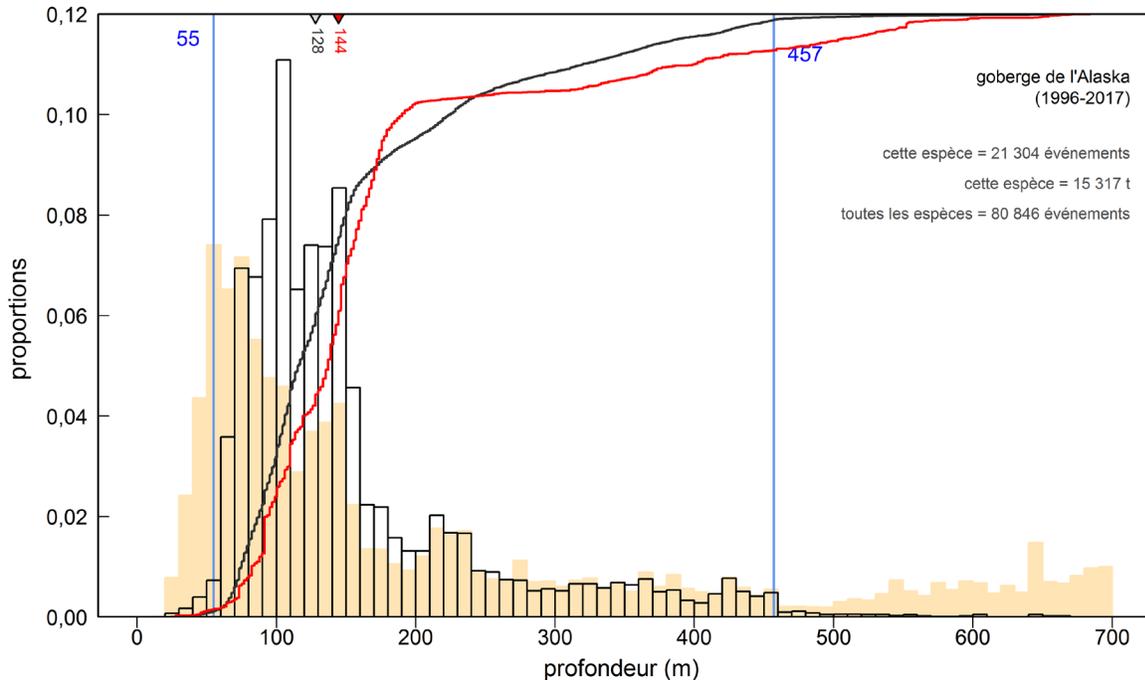


Figure D.24. 5CDE – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond et de chalut pélagique qui ont capturé des goberges de l'Alaska d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans les zones principales 5CDE de la CPMP (histogramme transparent). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces dans les zones 5CDE jusqu'à 700 m. Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.22.

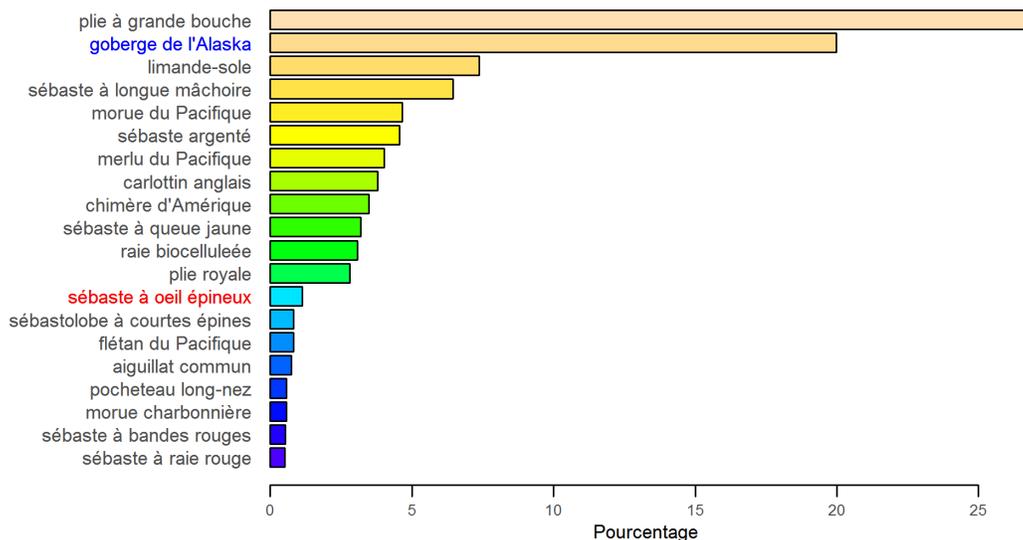


Figure D.25. 5CDE – Distribution des poids des prises entre février 1996 et janvier 2017 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond et des chaluts pélagiques qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska au large de l'archipel Haida Gwaii et dans l'entrée Dixon. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 55 et 457 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, voir la Figure D.24). Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.23.

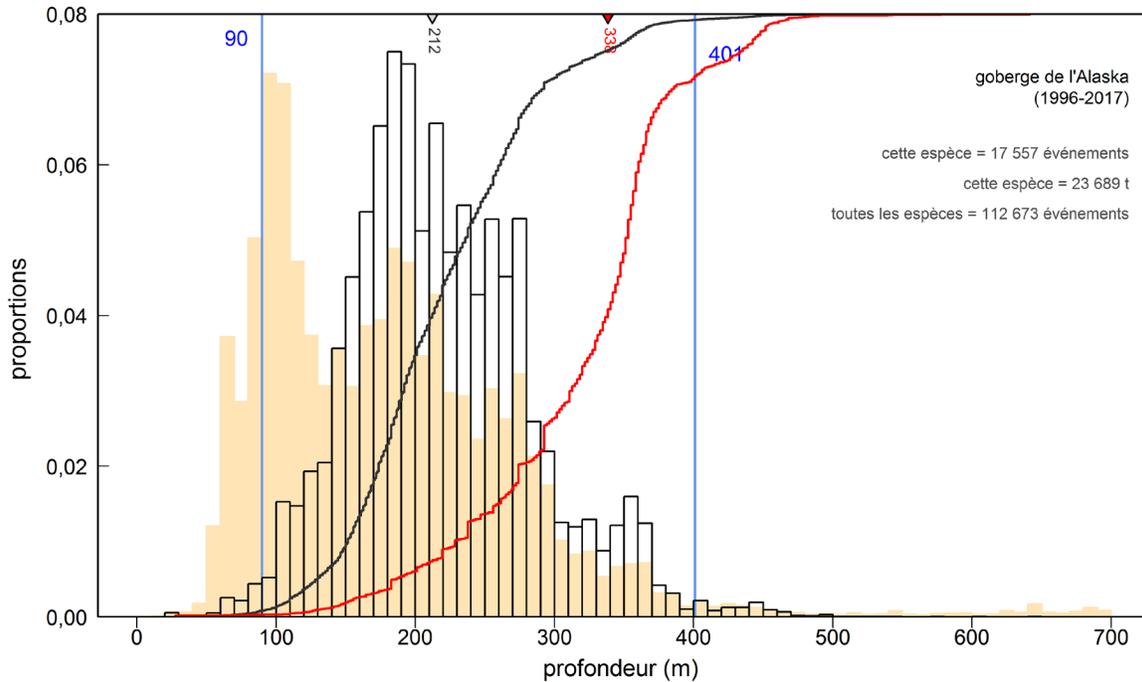


Figure D.26. 5AB – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond et de chalut pélagique qui ont capturé des goberges de l'Alaska d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans les zones principales 5AB de la CPMP (histogramme transparent). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces dans les zones 5AB jusqu'à 700 m. Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.22.

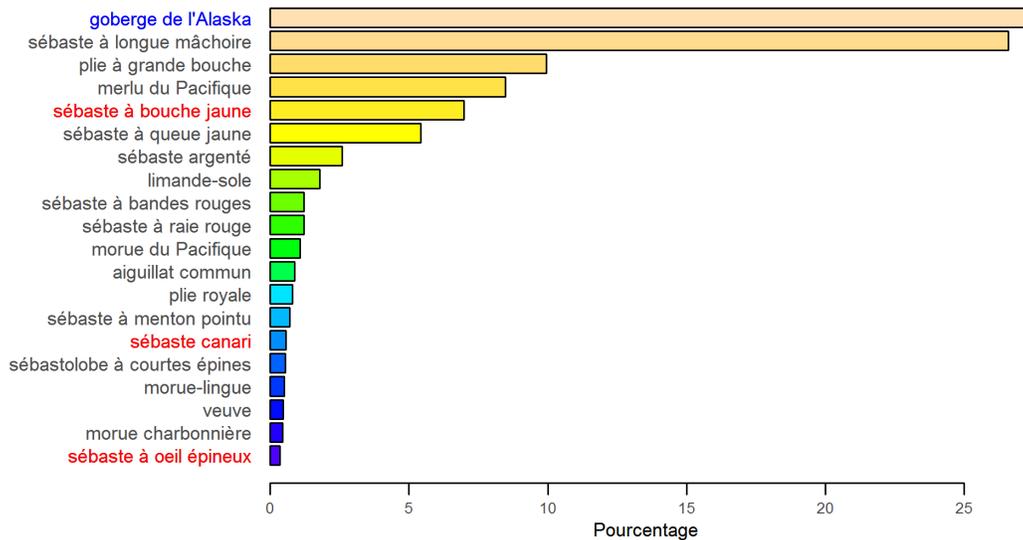


Figure D.27. 5AB – Distribution des poids des prises entre février 1996 et janvier 2017 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond et des chaluts pélagiques qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska dans le bassin et le détroit de la Reine-Charlotte. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 90 et 401 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, voir la Figure D.26). Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.23.

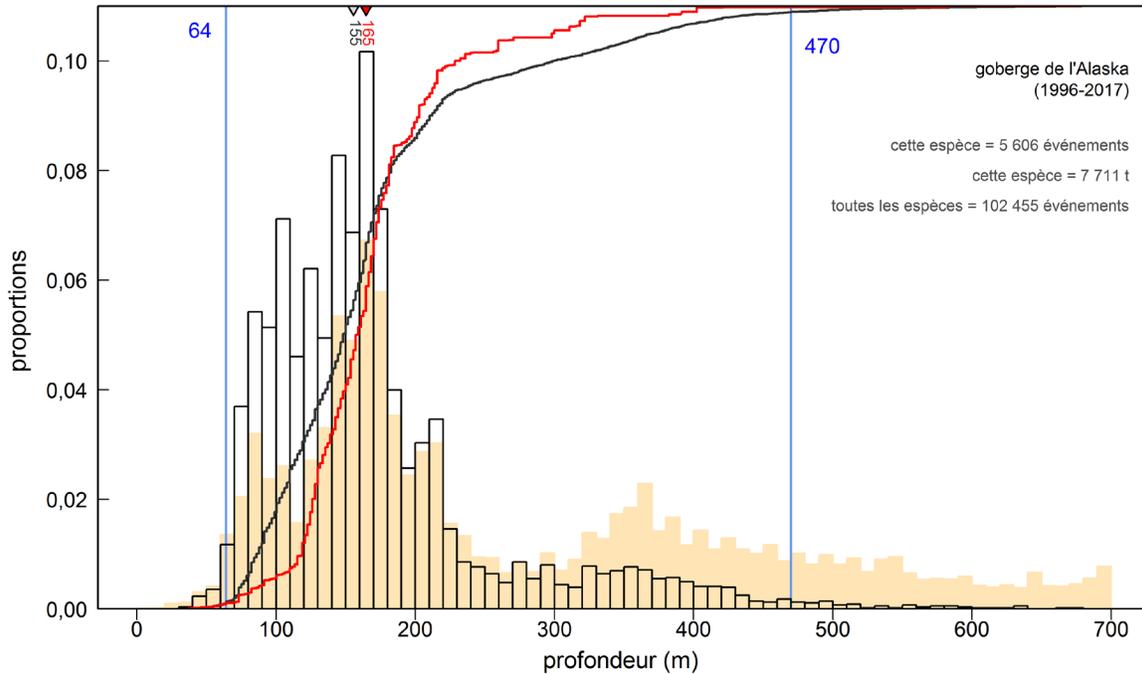


Figure D.28. 3CD – Fréquence des profondeurs des traits de chalut de fond et de chalut pélagique qui ont capturé des goberges de l'Alaska d'après les journaux des chalutiers commerciaux (1996-2007 PacHarvest, 2007-2016 GFFOS) dans les zones principales 3CD de la CPMP (histogramme transparent). L'histogramme ombré à l'arrière-plan indique l'effort relatif au chalut pour toutes les espèces dans les zones 3CD jusqu'à 700 m. Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.22.

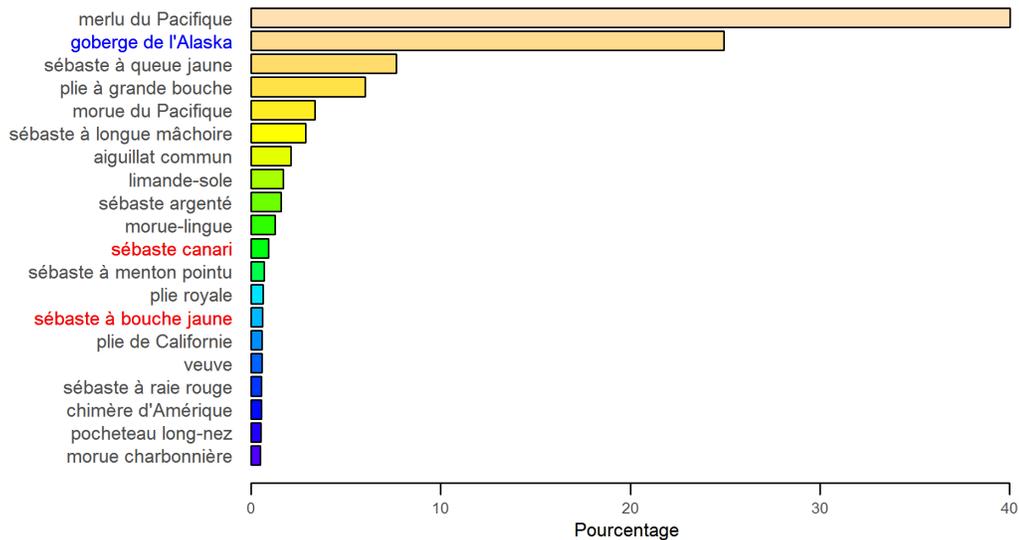


Figure D.29. 3CD – Distribution des poids des prises entre février 1996 et janvier 2017 pour les espèces de poissons importantes dans les traits des chaluts de fond et des chaluts pélagiques qui ont capturé au moins une goberge de l'Alaska au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et à l'embouchure du détroit de Juan de Fuca. Les traits ont été sélectionnés à des profondeurs variant entre 64 et 470 m (la plage quantile de 1 % et 99 %, voir la Figure D.28). Les détails de la légende du graphique sont les mêmes que pour la Figure D.23.

Tableau D.14. Les 20 principales espèces selon le poids des prises (somme des prises débarquées + rejetées de février 1996 à janvier 2016, journaux de bord des observateurs seulement) qui sont présentes avec la goberge de l'Alaska dans les traits de chalut de fond et de chalut pélagique le long de la côte de la Colombie-Britannique, dans les zones 5DE, 5AB + la zone secondaire 12 et 3CD + la zone secondaire 20 de la CPMP. 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 (%)
Côte				
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	44 553	24,562
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	28 435	15,676
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	26 060	14,367
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	22 724	12,528
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	8 840	4,873
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	7 073	3,899
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	5 887	3,245
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	5 723	3,155
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	5 149	2,839
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	2 943	1,623
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	2 791	1,539
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	2 778	1,532
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	2 299	1,268
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	1 872	1,032
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	1 467	0,809
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	1 399	0,771
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	1 157	0,638
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	1 130	0,623
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	1 029	0,567
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	888	0,490
5CDE				
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	19 014	26,797
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	14 180	19,985
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	5 235	7,379
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	4 575	6,447
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	3 303	4,655
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	3 230	4,552
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	2 860	4,030
628	Carlottin anglais	<i>Parophrys vetulus</i>	2 689	3,790
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	2 471	3,482
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	2 263	3,189
056	Raie biocellée	<i>Raja binoculata</i>	2 178	3,069
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	1 987	2,800
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	803	1,131
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	581	0,818
614	Flétan du Pacifique	<i>Hippoglossus stenolepis</i>	577	0,813
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	534	0,753
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	403	0,567
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	400	0,563
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	383	0,540
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	369	0,520
5AB				
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	21 148	27,355
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	20 569	26,606
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	7 693	9,951
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	6 548	8,470
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	5 391	6,974

Code	Espèce	Nom latin	Prises (t)	Prises (%)
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	4 186	5,415
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	2 007	2,596
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	1 383	1,789
401	Sébaste à bandes rouges	<i>Sebastes babcocki</i>	941	1,217
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	931	1,204
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	833	1,077
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	683	0,883
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	621	0,803
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	540	0,698
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	442	0,571
451	Sébastolobe à courtes épines	<i>Sebastolobus alascanus</i>	417	0,539
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	386	0,499
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	360	0,465
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	340	0,440
394	Sébaste à œil épineux	<i>Sebastes aleutianus</i>	269	0,348
3CD				
225	Merlu du Pacifique	<i>Merluccius productus</i>	12 266	40,053
228	Goberge de l'Alaska	<i>Theragra chalcogramma</i>	7 638	24,941
418	Sébaste à queue jaune	<i>Sebastes flavidus</i>	2 344	7,654
602	Plie à grande bouche	<i>Atheresthes stomias</i>	1 843	6,017
222	Morue du Pacifique	<i>Gadus macrocephalus</i>	1 029	3,359
396	Sébaste à longue mâchoire	<i>Sebastes alutus</i>	883	2,882
044	Aiguillat commun	<i>Squalus acanthias</i>	644	2,103
626	Limande-sole	<i>Microstomus pacificus</i>	513	1,676
405	Sébaste argenté	<i>Sebastes brevispinis</i>	481	1,571
467	Morue-lingue	<i>Ophiodon elongatus</i>	385	1,257
437	Sébaste canari	<i>Sebastes pinniger</i>	275	0,897
450	Sébaste à menton pointu	<i>Sebastes zacentrus</i>	209	0,682
610	Plie royale	<i>Errex zachirus</i>	194	0,632
440	Sébaste à bouche jaune	<i>Sebastes reedi</i>	182	0,595
607	Plie de Californie	<i>Eopsetta jordani</i>	174	0,570
417	Veuve	<i>Sebastes entomelas</i>	173	0,566
439	Sébaste à raie rouge	<i>Sebastes proriger</i>	166	0,543
066	Chimère d'Amérique	<i>Hydrolagus colliei</i>	161	0,526
059	Pocheteau long-nez	<i>Raja rhina</i>	152	0,496
455	Morue charbonnière	<i>Anoplopoma fimbria</i>	142	0,465

D.4. RÉFÉRENCES – BIOLOGIE

- Beamish, R.J. et McFarlane, G.A. 1995. [A discussion of the importance of aging errors, and an application to walleye pollock: the world's largest fishery](#). Dans D. H. Secor, J. M. Dean and S. E. Campana, eds., Recent Developments in Fish Otolith Research, The Belle W. Baruch Library in Marine Science 19, p. 545-565. University of South Carolina Press, Columbia, SC.
- Dorn, M., Aydin, K., Barbeaux, S., Jones, D., Spalinger, K. et Palsson, W. 2012. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska](#). In NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 53-182. North Pacific Fisheries Management Council.
- Dorn, M., Aydin, K., Jones, D., McCarthy, A., Palsson, W. et Spalinger, K. 2015. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska](#). Dans NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 49-172. North Pacific Fisheries Management Council.
- Gustafson, R.G., Lenarz, W.H., McCain, B.B., Schmitt, C.C., Grant, W.S., Builder, T.L. et Methot, R.D. 2000. [Status review of Pacific Hake, Pacific Cod, and Walleye Pollock from Puget Sound, Washington](#). NOAA Technical Memorandum NMFS-NWFSC-44: 275 p.

-
- Hoenig, J.M. 1983. [Empirical use of longevity data to estimate mortality rates](#). Fish. Bull. 82(1): 898-903.
- Ianelli, J.N., Honkalehto, T., Barbeaux, S. et Kotwicki, S. 2015. [1. Assessment of the walleye pollock stock in the Eastern Bering Sea](#). Dans NPFMC Bering Sea and Aleutian Islands SAFE, p. 53-152. North Pacific Fisheries Management Council.
- Janusz, J. et Horbowy, J. 1997. [The state of the walleye pollock in the northern part of the Okhotsk Sea, North Pacific](#). Fish. Res. 30(1-2): 87-102.
- 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.
- McFarlane, G.A. et Beamish, R.J. 1990. [An examination of age determination structures of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) from five stocks in the Northeast Pacific Ocean](#). Dans Proceedings of the Symposium on Application of Stock Assessment Techniques to Gadids, Seattle, WA, Oct 31-Nov 1, 1989, INPFC Bulletin 50, p. 37-56. International North Pacific Fisheries Commission.
- Quinn, T.J.I. et Deriso, R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press, New York, NY.
- Saunders, M.W., McFarlane, G.A. et Shaw, W. 1989. [Delineation of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) stocks off the Pacific Coast of Canada](#). Dans Proc. Int. Symp. Biol. Mgmt. Walleye Pollock, Anchorage, AK, Nov 14-16, 1988, Lowell Wakefield Fisheries Symposia Series 7, Alaska Sea Grant Rep. 89-1, p. 379-401. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska, Fairbanks, AK.
- 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 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.
- Thompson, J.M. 1981. [Preliminary report on the population biology and fishery of walleye pollock \(*Theragra chalcogramma*\) off the Pacific Coast of Canada](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1031: v + 157 p.

ANNEXE E. ÉQUATIONS DU MODÈLE

E.1. INTRODUCTION

Le logiciel utilisé dans cette évaluation des stocks de goberge de l'Alaska est une variante du modèle statistique intégré des prises selon l'âge (*iSCVM*), mis au point par Steven Martell (Martell 2010) et modifié par Robyn Forrest en 2015 afin d'exécuter un modèle à différences retardées pour la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) sur la côte ouest du Canada (Forrest et coll. 2015). Le modèle à différences retardées a été écrit en code modèle AD Model Builder (Fournier et coll. 2012) et a été compilé pour la goberge de l'Alaska à l'aide du progiciel [PBSadmb](#) (Schnute et coll. 2017).

Le code *iSCVM* d'origine pour la morue du Pacifique a été modifié à plusieurs reprises, en 2015 pour le sébastolobe à courtes épines (*Sebastes alascanus*, Starr et Haigh 2017) et en 2017 pour la goberge de l'Alaska (*Theragra chalcogramma*):

1. Le paramètre R_0 (recrues d'âge 0 non exploitées à l'équilibre) a été estimé tandis que \bar{R} (recrutement annuel moyen) a été rattaché comme étant égal à R_0 . Dans le code, cela impliquait de forcer $\theta(4) = \theta(1)$. Il semble y avoir des divergences d'opinion quant à la manière dont ces paramètres devraient être traités.
2. La méthode d'analyse du RMS appliquée dans le code d'origine donnait des résultats qui ne semblaient pas corrects. Nous avons adapté le code d'Awatea, le logiciel utilisé pour modéliser les populations de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*), pour estimer le RMS et B_{RMS} à l'aide d'une méthode de force brute en effectuant une projection selon des politiques F constantes jusqu'à trouver la valeur de F qui donnait le meilleur rendement (RMS). La biomasse associée est B_{RMS} . Cette méthode était grossière, mais efficace.
3. La version d'origine du modèle partait de l'hypothèse que le vecteur de données sur le poids moyen était continu par année pour une aire de répartition donnée. Comme il n'existait pas de série ininterrompue pour la goberge de l'Alaska, nous avons recodé la routine d'entrée de sorte qu'elle accepte une matrice avec l'année et le poids moyen. D'autres éléments du modèle (par exemple, la probabilité de poids moyen) ont été recodés en conséquence. Cette révision permet d'utiliser les données sur le poids moyen annuel malgré les années manquantes.

E.2. MODÈLE À DIFFÉRENCES RETARDÉES

Note: Le texte et les équations ci-dessous sont tirés de Forrest et coll. (2015) et ont été modifiés au besoin.

Les modèles à différences retardées constituent une approche intermédiaire entre les modèles agrégés de production excédentaire et les modèles structurés selon l'âge. La structure du modèle à différences retardées permet de suivre les effets du recrutement, de la survie et de la croissance sur la biomasse sans nécessiter de cadre structuré selon l'âge, et elle peut donner de bons résultats tant que ses hypothèses principales sont confirmées (Hilborn et Walters 1992). On utilise des équations de différence, qui permettent un délai entre le frai et le recrutement, pour construire des modèles de population par intervalles de temps discrets (généralement un an), pour lesquels on prévoit la biomasse survivante pour l'année suivante à partir de la biomasse survivante de l'année précédente, après un ajustement pour tenir compte de la croissance et de l'ajout du recrutement de l'année suivante. L'un des avantages des modèles à différences

retardées par rapport aux modèles de production plus simples est qu'ils ne supposent pas un recrutement constant dans le temps.

Les hypothèses clés du modèle à différences retardées sont les suivantes :

- Croissance du poids corporel moyen W_a suivant la relation linéaire décrite par l'équation de Ford-Walford (E.1); voir la section D.1.4.

$$W_a = \alpha_g + \rho_g W_{a-1} \quad (\text{E.1})$$

- Sélectivité en lame de couteau, c'est-à-dire que tous les poissons âgés de k ans et plus sont également vulnérables à l'engin de pêche. Un corollaire à l'hypothèse de la sélectivité en lame de couteau est que la maturité est aussi en lame de couteau et la même que la sélectivité. Cela signifie que tous les poissons du modèle sont matures et entièrement sélectionnés.
- Mortalité constante selon l'âge, c'est-à-dire que tous les poissons âgés de k ans et plus ont le même taux de mortalité.

Le modèle à différences retardées regroupe toutes les équations nécessaires pour décrire complètement la structure selon l'âge de la population en équations permettant d'obtenir la biomasse (B_t), le nombre total (N_t), et la survie (S_t) au moment t :

$$B_t = S_{t-1}(\alpha_g N_{t-1} + \rho_g B_{t-1}) + w_k R_t \quad (\text{E.2})$$

$$N_t = S_{t-1} N_{t-1} + R_t \quad (\text{E.3})$$

$$S_t = e^{-(M+F_t)} \quad (\text{E.4})$$

où :

k = l'âge auquel on suppose que les poissons deviennent totalement vulnérables à la pêche;

M = le taux de mortalité naturelle instantanée;

F_t = le taux de mortalité par pêche instantanée au moment t ;

(α_g, ρ_g) = l'ordonnée à l'origine et la pente de l'équation de Ford-Walford pour tous les âges $\geq k$;

w_k = le poids à l'âge k ;

R_t = le nombre de recrues au moment t calculé par la fonction stock-recrutement, limitée ici conformément à la relation de Beverton-Holt avec des constantes a et b (E.26).

Nous supposons que le recrutement pour la pêche et les relevés se font à l'âge $k \in \{3, 4, 5\}$ pour les deux stocks dans les différents cas.

Le tableau E.1 contient une liste des paramètres du modèle. Les équations d'équilibre et les équations dynamiques sont présentées dans les tableaux E.2 et E.3, respectivement. Les paramètres de variance et les composantes de vraisemblance de la fonction objective figurent dans le tableau E.4.

E.2.1. Composantes de la fonction objective

Les paramètres de variance et les composantes de la fonction objective sont énumérés dans le tableau E.4. La fonction objective $f(\theta)$ du modèle à différences retardées comporte cinq composantes principales :

1. la log-vraisemblance négative des données sur l'abondance relative (E.33);
2. la log-vraisemblance négative des données sur les prises (E.35);
3. la log-vraisemblance négative des données sur le poids moyen (E.37);
4. les distributions à priori des paramètres du modèle;
5. trois fonctions de pénalité qui :
 - a. limitent les estimations du recrutement annuel conformément à la fonction stock-recrutement de Beverton-Holt;
 - b. limitent faiblement les écarts (logarithmiques) de recrutement à une distribution normale;
 - c. limitent faiblement les estimations de la mortalité par pêche logarithmique à une distribution normale $[N(\ln(0.2), 4.0)]$ pour éviter que les estimations des prises ne dépassent la biomasse estimée.

E.2.2. Composantes de la variance et pondération des données sur l'indice d'abondance

Le cadre de modélisation *iSCVM* (Martell 2010) partitionne la variance selon une approche d'erreur sur les variables. La variance totale ϑ peut être fixée ou estimée, et elle a été fixée dans le modèle à différences retardées pour la goberge de l'Alaska (comme c'était le cas dans le modèle pour le sébastolobe à courtes épines, Starr et Haigh 2017). La variance totale est partitionnée par le modèle en deux composantes, l'erreur d'observation et l'erreur de processus (E.27 et E.28, respectivement), en utilisant le paramètre ρ , qui représente la proportion de la variance totale qui est due à l'erreur d'observation (Punt et Butterworth 1993; Deriso et coll. 2007). La composante de l'erreur de processus (E.28) de la variance totale est appliquée aux recrutements estimés comme indiqué dans l'équation (E.39).

Deux paramètres de contrôle de la variance dans le modèle ont été fixés ($\rho = 0, 1, \vartheta = 2, 5$) pour la goberge de l'Alaska. Les formules pour l'erreur d'observation et l'erreur de processus dans le modèle sont les suivantes, respectivement : $\sigma = \sqrt{\rho} \cdot \sqrt{1/\vartheta}$ et $\tau = \sqrt{1-\rho} \cdot \sqrt{1/\vartheta}$. Dans l'évaluation des stocks de sébastolobe à courtes épines, les sensibilités à σ et τ ont été examinées au moyen de cycles d'exécution pour lesquels les paramètres de contrôle de la variance étaient fixés à différentes valeurs; il a été démontré que les sensibilités n'avaient que de faibles effets sur le résultat du modèle.

L'écart-type utilisé lors de l'ajustement des données des relevés et de l'indice d'abondance selon les CPUE est donné dans l'équation (E.27), chaque valeur d'indice étant pondérée par l'inverse du CV associé à cet indice, comme le montre l'équation (E.29). La variance de l'indice est ajoutée à la vraisemblance totale comme indiqué dans (E.33). Cinq relevés et une série d'indices CPUE ont été ajustés dans ce modèle. L'erreur d'échantillonnage relative ou CV (c_{jt}) associée à chaque valeur d'indice de relevé a été utilisée sans ajouter d'erreur de processus de relevé c'_j supplémentaire. On a pris comme hypothèse une erreur relative de 0,3 pour chaque valeur de l'indice CPUE. Nous n'avons pas tenté de modifier les pondérations relatives des séries de

données sur les composantes (Francis 2011), nous avons plutôt utilisé les CV relatifs aux erreurs d'observation estimés par les relevés sans modification.

Il convient de noter qu'après l'acceptation du modèle d'évaluation, certains des calculs pour les composantes de la variance : $(\sigma, \tau) = (\sqrt{\rho} \cdot \varphi, \sqrt{1 - \rho} \cdot \varphi)$, semblent avoir été spécifiés de façon erronée comme suit : $(\sqrt{\rho}/\varphi, \sqrt{1 - \rho}/\varphi)$ dans le code `iscamdelaydiff.tpl` du modèle (daté du 3 janvier 2017). Ces erreurs potentielles apparaissent aux lignes 2054 (vraisemblance de la relation stock-recrutement dans `calc_objective_function`) et 2513-14 (`in_simulation_model_function`). Dans ces cas, $(\sigma, \tau) = (0, 5, 1, 5)$ est spécifié au lieu des valeurs correctes $(0, 2, 0, 6)$. Nous estimons que ces erreurs ne modifieront pas sensiblement les résultats du modèle.

E.3. POINTS DE RÉFÉRENCE, PROJECTIONS ET CONSEILS AUX GESTIONNAIRES

En général, les conseils aux gestionnaires sont donnés par rapport à trois points de référence fondés sur le rendement maximal soutenu (RMS). Les points de référence provisoires de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006), à savoir $0,4B_{\text{RMS}}$ et $0,8B_{\text{RMS}}$, où B_{RMS} est l'estimation de la biomasse reproductrice au point d'équilibre au RMS, constituent les principaux points de référence pour les conseils. Le troisième point de référence est u_{RMS} , le taux de récolte au RMS, qui est calculé à partir de la mortalité par pêche instantanée au RMS selon la formule : $u_{\text{RMS}} = (1 - e^{-F_{\text{RMS}}})$. Cependant, les études portant sur le traitement de R_0 et de \bar{R} , consistant à (i) estimer R_0 et fixer $\bar{R} = R_0$, (ii) estimer \bar{R} et fixer $R_0 = \bar{R}$, et (iii) estimer R_0 et \bar{R} indépendamment, ont révélé des instabilités dans la trajectoire de la biomasse reproductrice, en particulier au niveau des points de départ et d'arrivée, B_0 et B_{2017} , respectivement. Malheureusement, ces deux points sont essentiels pour évaluer l'état des stocks à l'aide de critères fondés sur le RMS.

Pour ces raisons, nous avons adopté des points de référence historiques (PRH) pour évaluer l'état des stocks et fournir des conseils aux gestionnaires sous forme de tableaux de décision. Nous utilisons comme approximation de B_{RMS} la moyenne $B_t(B_{\text{moy}})$, où $t = 1967, \dots, 2016$; de même, u_{moy} sert d'approximation pour u_{RMS} . Pour le point de référence limite (PRL), nous adoptons B_t de l'année t au cours de laquelle la biomasse a atteint un niveau minimum avant de retrouver un niveau supérieur à B_{moy} . L'année correspondant à la biomasse minimale est déterminée pour chaque échantillon MCCM, et la biomasse de cette année est désignée par B_{min} . Par conséquent, il y a 1 000 valeurs de B_{min} avec une distribution des années où elles sont enregistrées. Le point de référence supérieur du stock (PRS) correspond simplement à $2B_{\text{min}}$.

Les projections n'ont été faites que pour 2 ans en raison de l'incertitude inhérente au modèle et de l'absence de structure selon l'âge associée, en commençant par la biomasse calculée pour le début de 2017, pour tout un éventail de stratégies de prises constantes. Pour chaque stratégie, les projections ont été établies pour chacun des 1 000 échantillons MCCM (ce qui a permis d'obtenir les distributions à posteriori de la future biomasse reproductrice).

Les recrutements pour les projections ont été générés de manière aléatoire à partir des écarts de recrutement lognormaux appliqués à l'estimation déterministe du recrutement provenant de la fonction stock-recrutement de Beverton-Holt, en utilisant des valeurs générées de manière aléatoire de $\epsilon_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$. Une série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ a été produite pour chacun des 1 000 échantillons MCCM. Pour chacun de ces échantillons, on a utilisé la même série chronologique de $\{\epsilon_t\}$ pour chaque stratégie de prises de sorte que, pour un échantillon MCCM

donné, toutes les stratégies de prises soient soumises à la même stochasticité du recrutement dans les projections selon (E.2).

Les tableaux de décision comprennent des probabilités calculées comme la proportion des 1 000 échantillons MCCM pour laquelle $B_{t=2017,\dots,2019}$ est supérieur à un point de référence ($B_{2017}, B_{\min}, 2B_{\min}, B_{\text{moy}}, u_{\text{moy}}$), exprimées sous la forme $P(B_t > B_{\text{ref}})$ ou $P(u_{t-1} > u_{\text{ref}})$.

Tableau E.1. Notation pour le modèle à différences retardées $i\text{SC}\forall\text{M}$ utilisé pour la goberge de l'Alaska. Le terme "log" renvoie aux logarithmes naturels (base e) dans le présent document.

Symb.	Description	Nord	Sud
Indices (indices)			
t	Année du modèle, où $t = 1980, 1981, \dots, 2015$; et $t = 1980$ représentent les conditions d'équilibre sans pêche		
j	Engins (prises, relevés, CPUE)		
g	Identifiant de Ford-Walford		
Paramètres d'entrée fixes			
k	Âge au moment du recrutement en lame de couteau	3	3
L_∞	Longueur maximale théorique (cm)	66,944	50,827
κ	Taux de croissance de von Bertalanffy	0,2118	0,1991
t_0	Âge théorique à une longueur de 0 cm	-1,136	-1,790
α	Paramètre de mise à l'échelle de la relation longueur-poids	7,102E-6	7,354E-6
β	Exposant de la relation longueur-poids	3,042	3,030
α_g	Ordonnée à l'origine de la courbe de Ford-Walford, pour tous les âges $> k$	0,3475	0,1444
ρ_g	Pente de la courbe de Ford-Walford, pour tous les âges $> k$	0,8668	0,8706
\tilde{W}_k	Poids à l'âge de recrutement k	0,4929	0,2488
M	Mortalité naturelle (estimation dans l'espace log.)	$\ln(0,30)$	$\ln(0,30)$
Données d'entrée annuelles			
C_{jt}	Prises (tonnes) pour un engin $j=1$ (prises commerciales totales) au moment t		
W_t	Poids moyen (kg) des individus i de la population au moment t où tous les poids sont calculés à partir des longueurs : $W_i = \alpha L_i^\beta$		
I_{jt}	Indices d'abondance pour un engin j au moment t dans le C-B Nord, où $j=2$ – Série des relevés sur le sébaste du G.B. Reed (ou dans le GIG) $j=3$ – Série des relevés de la communauté d'espèces du détroit d'Hécate $j=4$ – Série des relevés synoptiques du détroit d'Hécate $j=5$ – Série des relevés synoptiques sur la côte ouest de Haida Gwaii $j=6$ – Série des indices CPUE de la pêche commerciale de la goberge de l'Alaska dans le nord de la C.-B.		

Symb.	Description	Nord	Sud
I_{jt}	Indices d'abondance pour un engin j au moment t dans le C-B Sud, où $j=2$ – Série des relevés sur le sébaste du G.B. Reed (ou dans le GIG) $j=3$ – Série des relevés synoptiques sur la côte ouest de l'île de Vancouver $j=4$ – Série des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte $j=5$ – Série des indices CPUE de la pêche commerciale de la goberge de l'Alaska dans le sud de la C.-B.		
c_{jt}	Coefficients de variation (CV) annuels pour I_{jt}		
Paramètres invariants en fonction du temps			
R_0	Recrues d'âge 0 non exploitées à l'équilibre (est. dans l'espace log.)		
h	Pente de la courbe de la relation stock-recrutement		
χ	Ratio de compensation du recrutement		
a	Pente de la fonction stock-recrutement à l'origine		
b	Paramètre de mise à l'échelle de la fonction stock-recrutement		
N_0	Nombre de poissons non pêchés à l'équilibre		
B_0	Biomasse non exploitée (t) à l'équilibre		
$\overline{S_0}$	Taux de survie des poissons non pêchés à l'équilibre		
$\overline{W_0}$	Poids moyen (kg) des poissons non pêchés à l'équilibre		
c'_j	Erreur de processus supplémentaire dans les indices d'abondance I_{jt} pour un engin j		
n_j	Nombre d'indices d'abondance pour un engin j		
Paramètres variables en fonction du temps (au moment t)			
ω_t	Écarts de recrutement (est. dans l'espace log.)		
F_t	Mortalité par pêche (est. dans l'espace log.) due à la pêche commerciale		
S_t	Taux de survie		
N_t	Nombre de poissons		
R_t	Recrues (milliers de poissons)		
B_t	Biomasse (tonnes)		
\overline{W}_t	Poids moyen prévu (kg)		
Composantes de vraisemblance			
ϑ	Variance totale de l'erreur totale	2,5	2,5
φ	Précision correspondant à la racine carrée de l'inverse de la variance ϑ	$\sqrt{0,4}$	$\sqrt{0,4}$
ρ	Proportion de la variance totale due à l'erreur d'observation	0,1	0,1
σ_O	Écart-type global des résidus d'observation	0,2	0,2
σ_R	Écart-type des écarts de recrutement ln	0,6	0,6
σ_W	Écart-type du poids moyen	0,15	0,15
σ_C	Écart-type des prises		

Symb.	Description	Nord	Sud
σ_{jt}	Écart-type annuel des résidus d'observation pour chaque relevé		
q_j	Constante de proportionnalité dans les indices de capturabilité (est. dans l'espace log.)		
d_{jt}^2	Différence logarithmique résiduelle pour les indices d'abondance I_{jt}		
$d_{C_t}^2$	Différence logarithmique résiduelle pour les données sur les prises		
$d_{W_t}^2$	Différence logarithmique résiduelle pour les données sur le poids moyen		
	Points de référence pour les pêches		
RMS	Rendement maximal soutenu (t)		
B_{RMS}	Biomasse reproductrice fixe à long terme au RMS		
F_{RMS}	Mortalité par pêche fixe à long terme qui produit le RMS		
u_{RMS}	Taux de récolte fixe à long terme qui produit le RMS ($1 - e^{-F_{RMS}}$)		
B_{moy}	Biomasse reproductrice moyenne (t) sur un nombre d'années donné (1967-2016)		
B_{min}	Biomasse reproductrice annuelle minimale (t) à partir de laquelle la biomasse est revenue au niveau de B_{moy}		

Tableau E.2. Sommaire des équations d'équilibre pour le modèle à différences retardées.

Description	Équations	
Initialisation à l'équilibre avec $F = 0$		
Survie des poissons non pêchés	$S_0 = e^{-M}$	(E.5)
Poids moyen des poissons non pêchés	$\bar{W}_0 = \frac{S_0\alpha_g + W_k(1 - S_0)}{1 - \rho_g S_0}$	(E.6)
Nombre de poissons non pêchés	$N_0 = \frac{R_0}{1 - S_0}$	(E.7)
Biomasse non exploitée	$B_0 = N_0\bar{W}_0$	(E.8)
Ratio de compensation du recrutement	$\chi = \frac{4h}{1 - h}$	(E.9)
Paramètres de la fonction stock-recrutement	$a = \chi \frac{R_0}{B_0}; \quad b = \frac{\chi - 1}{B_0}$	(E.10)
Initialisation à l'équilibre avec $F_e > 0$		
Survie à F_e	$S_e = e^{-(M+F_e)}$	(E.11)
Poids moyen à F_e	$\bar{W}_e = \frac{S_e\alpha_g + W_k(1 - S_e)}{1 - \rho_g S_e}$	(E.12)
¹ Biomass at F_e	$B_e = -\frac{\left(-\bar{W}_e + S_e\alpha_g + S_e\rho_g\bar{W}_e + W_k a\bar{W}_e\right)}{b\left(-\bar{W}_e + S_e\alpha_g + S_e\rho_g\bar{W}_e\right)}$	(E.13)
Points de référence pour les pêches à la mortalité par pêche d'équilibre F_e		
Mortalités par pêche	$\gamma = \{0, 01, 0, 02, \dots, 1, 0\}$	
Années jusqu'à l'équilibre	$t = \{2017, \dots, T\}$, où $T = 2017 + 200$	
Biomasse	$B_{\gamma t} = S_{\gamma,t-1}\rho_g B_{\gamma,t-1} + \alpha_g N_{\gamma,t-1} + W_k R_{\gamma t}$	(E.14)
Population	$N_{\gamma t} = S_{\gamma,t-1} N_{\gamma,t-1} + R_{\gamma t}$	(E.15)
Survie	$S_{\gamma t} = e^{-(M+\gamma)}$	(E.16)
Rendement à long terme	$Y_{\gamma T} = (1 - e^{-\gamma}) B_{\gamma T}$	(E.17)
RMS	$Y_e = \max \{Y_{\gamma T}$	(E.18)
Biomasse au RMS	$B_e = B_{\gamma T}$, pour γ quand $Y_e = Y_{\gamma T}$	(E.19)
Mortalité par pêche au RMS	$F_e = F_{\gamma T}$, pour γ quand $Y_e = Y_{\gamma T}$	(E.20)

¹ Steven Martell (Sea State Inc., Seattle WA, comm. pers.)

Tableau E.3. Équations dynamiques en fonction du temps et composantes de vraisemblance pour le modèle à différences retardées.

Description	Équations	
Équations dynamiques en fonction du temps		
Taux de survie	$S_t = e^{-M+F_t}$	(E.21)
Biomasse	$B_t = S_{t-1} (\alpha_g N_{t-1} + \rho_g B_{t-1}) + W_k R_t$	(E.22)
Recrutement	$R_t = R_0 e^{\omega_t - 0.5\sigma_R^2}$	(E.23)
Variables prévues utilisées dans la fonction objective		
Prises prévues	$\hat{C}_t = B_t \frac{F_t}{(F_t + M)} (1 - e^{-(F_t+M)})$	(E.24)
Poids moyen prévu	$\hat{W}_t = \frac{B_t}{N_t}$	(E.25)
Recrutement prévu	$\hat{R}_t = \frac{aB_{t-k+1}}{1 + bB_{t-k+1}}$	(E.26)

Tableau E.4. Calcul des paramètres de variance, des résidus et des vraisemblances.

Description	Équations
Paramètres de variance (E.-T. = écart-type)	
E.-T. des résidus de l'indice d'abondance	$\sigma_O = \sqrt{\frac{\rho}{\vartheta}} = \sqrt{\rho} \cdot \varphi \quad (\text{E.27})$
E.-T. des résidus de recrutement	$\sigma_R = \sqrt{\frac{1-\rho}{\vartheta}} = \sqrt{1-\rho} \cdot \varphi \quad (\text{E.28})$
E.-T. des observations de l'indice d'abondance	$\sigma_{jt} = \frac{I_{jt}}{v_{jt}}; \quad \text{où } v_{jt} = \frac{1}{c_{jt}} \quad (\text{E.29})$
Indices d'abondance	
Résidus	$z_{jt} = \log(I_{jt}) - \log(q_j) + \log(\widehat{B}_{jt}) \quad (\text{E.30})$
	$\bar{z}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{t=1}^{n_j} z_{jt} \quad (\text{E.31})$
	$d_{jt} = z_{jt} - \bar{z}_j \quad (\text{E.32})$
Log vraisemblance	$L_{jt} = \log(\sigma_{jt}^2) + \frac{d_{jt}^2}{2\sigma_{jt}^2} \quad (\text{E.33})$
Prise	
Résidus	$d_{C_t} = \log(C_t) - \log(\widehat{C}_t) \quad (\text{E.34})$
Log vraisemblance	$L_t = \log(\sigma_C^2) + \frac{d_{C_t}^2}{2\sigma_C^2} \quad (\text{E.35})$
Poids moyen	
Résidus	$d_{W_t} = \log(\bar{W}_t) - \log(\widehat{W}_t) \quad (\text{E.36})$
Log vraisemblance	$L_t = \log(\sigma_W^2) + \frac{d_{W_t}^2}{2\sigma_W^2} \quad (\text{E.37})$
Recrutement	
Résidus	$d_{R_t} = \log(R_t) - \log(\widehat{R}_t) \quad (\text{E.38})$
Log vraisemblance	$L_t = \log(\sigma_R^2) + \frac{d_{R_t}^2}{2\sigma_R^2} \quad (\text{E.39})$

E.4. RÉFÉRENCES – ÉQUATIONS DU MODÈLE

- Deriso, R.B., Maunder, M.N. et Skalski, J.R. 2007. [Variance estimation in integrated assessment models and its importance for hypothesis testing](#). J. can. sci. halieut. aquat. 64(2): 187–197.
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J. et McClelland, E.K. 2015. [Évaluation de la morue du Pacifique \(*Gadus macrocephalus*\) dans le détroit d'Hécate \(5CD\) et le détroit de la Reine-Charlotte \(5AB\) en 2013](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2015/052: xii + 197 p.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A. et Sibert, J. 2012. [AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models](#). Optim. Methods Softw. 27: 233–249.
- 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. et Walters, C.J. 1992. [Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty](#). Chapman and Hall, New York NY.
- Martell, S. 2010. [Integrated Statistical Catch Age Model \(iSCAM\)](#). GitHub.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, avis sci. 2006/023.
- Punt, A.E. et Butterworth, D.S. 1993. [Variance estimates for fisheries assessment: their importance and how best to evaluate them](#). Dans S. J. Smith, J. J. Hunt et D. Rivard, eds., Risk evaluation and biological reference points for fisheries management, vol. 120 de *Can. Spec. Pub. Fish. Aquat. Sci.*, p. 145–162. Pêches et Océans Canada.
- Schnute, J.T., Haigh, R. et Couture-Beil, A. 2017. [PBSadmb: ADMB for R Using Scripts or GUI](#). Paquet R version 1.0.0.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2017. [Évaluation du stock de sébastolobe à courtes épines \(*Sebastes alascanus*\) sur l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique en 2015](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2017/015: ix + 174 p.

ANNEXE F. RÉSULTATS DU MODÈLE

F.1. INTRODUCTION

La présente annexe décrit les résultats de l'application d'un modèle à différences retardées (voir l'annexe E pour les équations, voir Schnute 1985 pour le cadre du modèle) à un ensemble composé de données de relevés (annexe B), d'une série de CPUE (annexe C) et d'une série chronologique d'estimations du poids moyen (annexe D) concernant deux stocks biologiques de goberge de l'Alaska en Colombie-Britannique. La modélisation a été réalisée en deux étapes : dans un premier temps, on a trouvé le meilleur ajustement des données en trouvant le mode de la distribution à posteriori (MDP), ce qui a permis de minimiser la log-vraisemblance négative lors de l'ajustement des données en incluant les pénalités à priori (équations E.33, E.35, E.37 et E.39). Les ajustements des données, les estimations des modèles et les log-vraisemblances négatives comparatives sont présentés pour tous les modèles. Une deuxième étape bayésienne a été adoptée, avec une recherche selon la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCCM) sur des combinaisons de paramètres plausibles initialisées à partir de l'ajustement du MDP. Les diagnostics MCCM sont présentés, ainsi que les paramètres estimés et les paramètres dérivés pour 12 passes du modèle pour le stock du C-B Nord et 11 passes du modèle pour le stock du C-B Sud. Tous les conseils finaux et les principaux résultats sont basés sur les résultats MCCM. Les estimations des principales quantités et les conseils aux gestionnaires (notamment les tableaux de décision) figurant ici sont également présentés dans le document principal.

Les données biologiques (poids obtenus par conversion à partir de la longueur) provenant de sources du MPO semblent indiquer que deux stocks de goberge de l'Alaska sont présents le long de la côte extérieure de la Colombie-Britannique, avec des poissons en moyenne deux fois plus grands dans le nord (principalement à l'entrée Dixon – 1,056 kg/poisson) que dans le sud (à partir des zones inférieures du détroit d'Hécate – 0,521 kg/poisson). Ces informations sont présentées en détail dans l'annexe D. Le stock du C-B Nord représente probablement l'extrémité sud d'une population plus importante du sud-est de l'Alaska, qui pourrait entraîner une immigration en cas de surexploitation en Colombie-Britannique (Gustafson et coll. 2000). Par conséquent, les niveaux de biomasse du stock du C-B Nord semblent être relativement faibles et variables. En revanche, d'après les estimations, le stock du C-B Sud est beaucoup plus important (~ 10 fois) que le stock du C-B Nord et semble avoir deux principaux centres de population : le détroit de Juan de Fuca et le détroit de la Reine-Charlotte.

Il n'existe pas de données fiables du MPO (par exemple, âges selon les otolithes brisés ou brûlés) pour estimer les modèles de croissance de l'un ou l'autre des stocks; par conséquent, ces modèles d'évaluation des stocks utilisent un modèle de croissance estimé à partir des données des relevés effectués dans l'est du golfe d'Alaska (Martin Dorn, NOAA Fisheries, Sand Point, Seattle, comm. pers.) pour le stock du C-B Nord, et un modèle de croissance publié basé sur des données provenant de la mer d'Okhotsk (Janusz et Horbowy 1997), qui se trouve entre l'est de la Russie continentale et la péninsule du Kamtchatka, juste à l'ouest de la mer de Béring, pour le stock du C-B Sud. Les modèles de croissance figurant dans Saunders et coll. (1989) pour la côte ouest de l'île de Vancouver et le détroit de Georgie s'appuyaient sur des âges dérivés de sections de rayons de nageoires, et les coefficients de taux de croissance publiés ne pouvaient pas correspondre aux longueurs moyennes observées, en particulier aux âges supérieurs de sélectivité ($k > 3$), en raison de la croissance extrêmement rapide aux jeunes âges (voir les figures D.10 et D.11).

Les passes du modèle sont indiquées pour chaque stock et couvrent une plage de valeurs fixes pour $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ et $k \in \{3, 4, 5\}$. Nous avons sélectionné ces valeurs de façon à

inclure les valeurs les plus plausibles pour ces paramètres importants. Nous avons également testé d'autres sensibilités, comme l'exclusion du relevé dans le CIG (C-B Nord) et de la série de la CPUE dans la pêche commerciale.

Cette exploration des plages de valeurs du modèle a été entreprise en raison de la grande incertitude qui entoure la spécification de la productivité de ces stocks (représentée par M dans le modèle de croissance), ainsi que la sélection de l'âge au moment du recrutement complet en lame de couteau (k), ces deux hypothèses étant obligatoires pour utiliser un modèle à différences retardées. Comme les données disponibles ne renseignent pas sur ces paramètres clés du modèle, il n'est pas possible d'écarter objectivement ces autres hypothèses. Initialement, après avoir couvert une plage de valeurs plausibles pour les hypothèses sur les paramètres clés, nous avons choisi des passes du modèle pour produire un avis à partir d'un classement subjectif des diagnostics MCCM (1 = bon, 2 = acceptable, 3 = mauvais), en ne retenant que les passes ayant obtenu un classement ≤ 2 (selon le classement moyen entre les deux auteurs). Comme les participants à l'examen régional par les pairs s'inquiétaient des passes présentant des valeurs élevées de F_{\max} , les choix ont d'abord été effectués en fonction de F avant d'examiner les diagnostics MCCM :

- utiliser des passes du modèle où la valeur F_{\max} médiane des échantillons MCCM est < 2 (trois passes chacune dans le C-B Nord et le C-B Sud);
- ajouter des passes du modèle où la valeur F_t annuelle médiane n'est > 2 qu'une seule fois (une passe dans le C-B Nord, trois dans le C-B Sud);
- supprimer une passe du modèle dans le C-B Nord ayant obtenu de mauvais diagnostics;
- conserver deux passes du modèle dans le C-B Sud ayant obtenu des diagnostics marqués comme mauvais, mais classés comme acceptables par au moins un des auteurs.

Dans cette évaluation des stocks, nous avons adopté une approche de "calcul de la moyenne des modèles", en utilisant le processus de sélection ci-dessus pour obtenir trois passes du modèle pour le C-B Nord et six pour le C-B Sud, qui représentent une gamme d'hypothèses plausibles pour construire un "composite de la moyenne des modèles" pour chaque stock afin de fournir des conseils aux gestionnaires (sections F.2.3. et F.3.3.).

F.1.1. Points de référence historiques

Le Cadre pour la pêche durable (CPD, ?) a établi des points de référence provisoires pour orienter la gestion et évaluer la récolte sur le plan de la durabilité. Il s'agit du point de référence limite (PRL, la limite en dessous de laquelle des dommages biologiques se produisent), établi à $0,4B_{RMS}$, et du point de référence supérieur du stock (PRS, la limite à laquelle les gestionnaires doivent envisager des mesures de conservation), établi à $0,8B_{RMS}$, qui n'ont pas été adoptés dans cette évaluation en raison de préoccupations concernant la stabilité de l'estimation de B_0 et de B_{2017} au moyen du modèle à différences retardées $iSCVM$ (voir la discussion à ce sujet dans l'annexe E). À la place de ces points de référence, nous avons adopté dans cette évaluation des points de référence historiques (PRH) : B_{moy} (biomasse reproductrice moyenne de 1967 à 2016) comme approximation de B_{RMS} , et B_{min} (biomasse reproductrice de l'année où la biomasse reconstituée a atteint un minimum à partir duquel elle est ensuite revenue au niveau de B_{moy}) au lieu de $0,4B_{RMS}$. Le terme "biomasse reproductrice" utilisé dans cette évaluation de la goberge de l'Alaska est interchangeable avec "biomasse mature exploitable (mâles et femelles)".

Pour déterminer B_{min} , il a fallu mettre au point un algorithme pouvant être appliqué à chaque échantillon MCCM (ligne de matrice) ou vecteur du MDP :

1. Calculer B_{moy} pour les années 1967 à 2016;
2. Déterminer un ensemble de points B_{min} proposés à l'aide du quantile 0,005;
3. Pour les valeurs basses sur plusieurs années consécutives (le cas échéant), repérer le point le plus bas pour représenter le groupe par l'année où la valeur est la plus basse;
4. Supprimer tout point bas proposé qui a été enregistré au cours de la dernière année;
5. En utilisant ces valeurs proposées (+ la dernière année) comme points de rupture, créer des vecteurs de B_t entre les points de rupture et incluant ces derniers;
6. Déterminer quels vecteurs de B_t augmentent jusqu'à égaler ou dépasser B_{moy} ;
7. Parmi les points bas proposés retenus à l'étape précédente, choisir celui qui est parti de la valeur minimale de B_t pour représenter B_{min} ;
8. Si aucun des vecteurs de B_t n'atteint B_{moy} , augmenter le quantile pour la sélection des points proposés et répéter la procédure ci-dessus à partir de l'étape 2 jusqu'à ce qu'une valeur valide de B_{min} soit trouvée.

Comme l'évaluation utilise B_{moy} comme point de récupération à partir d'une valeur basse à B_{min} , il est peu probable qu'il soit impossible de repérer un rétablissement au niveau de B_{moy} . Toutefois, dans le cas de certaines trajectoires, par exemple une population en diminution constante à partir de B_0 , il ne sera pas possible d'obtenir une valeur de B_{min} identifiable à l'aide de l'algorithme ci-dessus.

Dans cette évaluation, les points de référence suivants sont utilisés pour déterminer la probabilité que la valeur projetée de B_t les dépasse :

- Biomasse reproductrice actuelle : B_{2017}
- Point de référence limite (PRL) : B_{min}
- Point de référence supérieur du stock (PRS): $2B_{\text{min}}$
- Biomasse reproductrice moyenne : B_{moy} (moyenne sur les années 1967-2016)
- Taux de récolte moyen : u_{moy} (moyenne sur les années 1967-2016)

F.2. STOCK DU NORD DE LA C.-B.

F.2.1. Exemple de cas – Nord

Un exemple de passe du modèle pour le stock du C-B Nord est présenté pour montrer des détails représentatifs dans les résultats. Ce modèle est basé sur un modèle de croissance dérivé des données de l'est du golfe de l'Alaska fournies par Martin Dorn (comm. pers.) et comprend les éléments suivants :

- mortalité naturelle instantanée M fixée à 0,30;
- recrutement en lame de couteau à l'âge $k = 3$ ans;
- distribution à priori bêta de l'inclinaison h (moyenne = 0,7, écart-type = 0,15);
- poids moyens non triés normalisés de 1973 à 2016 ($\bar{w} = 1,05594$ kg);
- allométrie longueur-poids : $\alpha = 7,1018E-06$, $\beta = 3,0415$;
- paramètres de Brody : $\alpha_g = 0,3475$ kg, $\rho_g = 0,8668$, $w_k = 0,4929$ kg;
- paramètres de croissance : $L_\infty = 66,9436$ cm, $\kappa = 0,211778$, $t_0 = -1,13642$ an;
- Erreurs : observation $\sigma_O = 0,2$, recrutement $\sigma_R = 0,6$, poids moyen $\sigma_W = 0,15$;

- À priori sur q uniformes de -10 à 0;
- goberge de l'Alaska indices de la CPUE (uniformes de -10 à 0);
- série de prises (GFFOS consulté le 12 septembre 2016);
- équilibre à partir de 1967 (utilisation de tous les relevés historiques dans le CIG, y compris celui de 1995);
- poids égal pour chaque classe d'âge lors de l'estimation des paramètres du modèle de von Bertalanffy par sexe, en interpolant entre les sexes le modèle des deux sexes combinés;
- estimation de $\ln(R_0)$ (à prior uniforme) et correction de $\ln(\bar{R})$ et $\ln(R_{\text{init}})$ par rapport à $\ln(R_0)$;
- version `iscam-delaydiff.exe` datée du 3 janvier 2017.

F.2.1.1. Résultats du MDP – exemple (nord)

Le mode de la distribution à posteriori (MDP) pour ce modèle (présenté dans le tableau F.1) est estimé en réduisant la fonction objective (composantes résumées dans la section E.2.1). Les résultats sont présentés pour montrer les ajustements apportés par le modèle aux données observées et servent de point de départ pour les simulations selon la méthode MCCM. Les ajustements du MDP sont indiqués pour les indices d'abondance (figure F.1), les poids moyens annuels et le recrutement annuel (figure F.2). Les ajustements aux indices des relevés et de la CPUE sont généralement raisonnables, bien que le modèle soit incapable de prendre en compte les variations brusques dans certaines séries.

Le modèle n'est pas capable d'ajuster les valeurs élevées du poids moyen enregistrées tout au long de la série (figure F.2). Au lieu de cela, il fluctue près de la moyenne de la série, ignorant de fait quatre ou cinq variations récurrentes à la hausse dans les données. Les événements de recrutement dépassent 13 fois la moyenne à long terme de la série; l'événement de 1974 est environ sept fois plus élevé que la moyenne à long terme. Les ajustements des données sur les prises ne sont pas présentés car le modèle est paramétré de manière à toujours s'ajuster étroitement aux prises.

F.2.1.2. Résultats de la simulation MCCM – exemple (nord)

La procédure MCCM a effectué 60 000 000 d'itérations, en prélevant des échantillons tous les 50 000 pour donner 1 200 tirages (1 000 échantillons après élimination des 200 premiers, y compris le point de départ du MDP, ayant servi de rodage). Les 1 000 échantillons ont été utilisés pour estimer les paramètres et les quantités d'intérêt, y compris l'état des stocks par année et les probabilités de dépasser les points de référence.

Les traces obtenues selon la méthode MCCM montrent de bonnes propriétés de convergence (pas de tendance présentant une augmentation du nombre d'échantillons) pour les principaux paramètres estimés (figure F.3), tout comme une analyse diagnostique réalisée en divisant les échantillons en trois segments pour vérifier la cohérence sur toute la longueur de la chaîne (figure F.4). L'autocorrélation semble minime, avec une certaine périodicité sur plus de 100 décalages (figure F.5). Les diagrammes par paires des paramètres estimés (figure F.6) ne présentent pas de corrélation indésirable entre les deux paramètres primaires, $\ln(R_0)$ et h , bien que tous les paramètres q soient fortement corrélés avec $\ln(R_0)$ et entre eux, comme on pouvait s'y attendre. Les quantiles MCCM pour les paramètres, la biomasse et l'état par rapport aux points de référence historiques sont résumés dans le tableau F.1.

Les distributions à posteriori marginales, ainsi que les à priori correspondants pour les paramètres estimés, sont présentés dans la figure F.7. Seul le paramètre de l'inclinaison a utilisé un à priori informatif, et sa distribution à posteriori correspondait en grande partie à l'à priori. Cela indique qu'il y avait relativement peu de données dans ce modèle pour servir de base à ce paramètre et qu'il est peu probable que ce paramètre puisse être estimé sans utiliser un à priori.

La courbe de la biomasse reproductrice estimée (figure F.8) montre une forte augmentation au milieu des années 1970 suivie d'un déclin jusqu'à un point bas en 1986. Depuis, la biomasse reproductrice a fluctué à des niveaux inférieurs à la biomasse moyenne calculée de 1967 à 2016. Si l'on prend l'hypothèse d'une politique de capture de 1 000 t/an, un chiffre proche des prises moyennes sur 5 ans et inférieur au TAC actuel de 1 320 t/an, la biomasse projetée diminue très rapidement dans les conditions du recrutement moyen.

Cette passe du modèle estime quelques fortes poussées de recrutement en 1974, 1996 et 2012 (figure F.9), susceptibles de correspondre à des baisses du poids moyen. Le premier recrutement élevé se produit en l'absence de pression de la pêche et la biomasse reproductrice augmente donc considérablement (figure F.8). Par la suite, la forte pression de la pêche atténue les avantages liés à un recrutement élevé (figure F.10). La mortalité par pêche atteint un pic en 1993, avec une valeur médiane de F de $0,652 \text{ y}^{-1}$, et diminue ensuite pour s'établir à $0,334 \text{ an}^{-1}$ en 2016. La valeur médiane (et les 5^e et 95^e centiles entre parenthèses) du niveau estimé d'épuisement de la biomasse (B_t/B_{moy}) à la fin de la dernière année de la reconstruction est de 0,57 (0,35, 0,83), la valeur selon le MDP de 0,52 étant proche de la médiane de la distribution à posteriori de cette quantité (figure F.10).

L'utilisation des points de référence historiques est illustrée dans la figure F.11. Dans l'hypothèse d'une politique de capture de 1 000 t/an, B_{2019} se situe largement en dessous de B_{2017} , et ces deux valeurs sont inférieures à B_{moy} . La biomasse de l'année en cours B_{2017} se situe entre le PRL et le PRS, et la médiane se situe juste en dessous du PRS médian. Bien que le taux actuel de mortalité par pêche F_{2016} soit supérieur à la moyenne de F et à la valeur minimale de F enregistrée en 2001, il n'est pas aussi élevé que les taux de mortalité par pêche maximaux observés au cours de la période d'évaluation. Le diagramme de phase (figure F.12) indique également que l'état actuel des stocks se situe entre le PRL et le PRS et que le taux de récolte actuel en milieu d'année u_{2016} est supérieur au taux de récolte moyen sur la série chronologique.

Tableau F.1. Nord de la C.-B. : 5^e, 50^e, et 95^e centiles des estimations des paramètres et des quantités calculées selon la méthode MCCM à partir de 1 000 échantillons MCCM pour l'exemple de passe du modèle. Certains paramètres fixes sont indiqués uniquement pour le MDP. Voir l'annexe E pour les définitions des paramètres. Les indices 1 à 4 de q renvoient aux relevés indépendants de la pêche, l'indice 5 concerne la série de la CPUE dans la pêche commerciale au chalut. Autres définitions : B_{2017} – biomasse au début de 2017, u_{2016} – taux d'exploitation (rapport entre le total des prises et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016, B_{moy} – biomasse moyenne de 1967 à 2016, PRL (point de référence limite) – biomasse médiane minimale estimée dans la série chronologique, PRS (point de référence supérieur du stock) – deux fois la biomasse au PRL. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. For reference, the average catch over the last 5 years (2011-2015) is 992 t.

	5%	50%	95%	MDP
Paramètres				
R_0	565	831	1 266	939
h	0,482	0,736	0,922	0,788
M				0,3
q_1	0,132	0,199	0,291	0,204
q_2	0,0905	0,136	0,202	0,157
q_3	0,169	0,249	0,349	0,287
q_4	0,00451	0,00676	0,0097	0,00789
q_5	0,000132	0,000194	0,000275	0,000225
Quantités basées sur les PRH				
B_{2017}	2 145	4 297	8 045	3 544
B_{moy}	5 349	7 568	11 033	6 816
LRP = B_{2001}	1 154	2 333	3 866	2 249
USR = $2B_{2001}$	2 308	4 665	7 732	4 498
B_{2017}/B_{moy}	0,353	0,573	0,834	0,52
B_{2017}/B_{2001}	1,19	1,88	3,12	1,58
$B_{2017}/2B_{2001}$	0,594	0,942	1,56	0,788
u_{moy}	0,0964	0,142	0,207	0,157
u_{2016}/u_{moy}	1,55	2,01	2,63	2,12

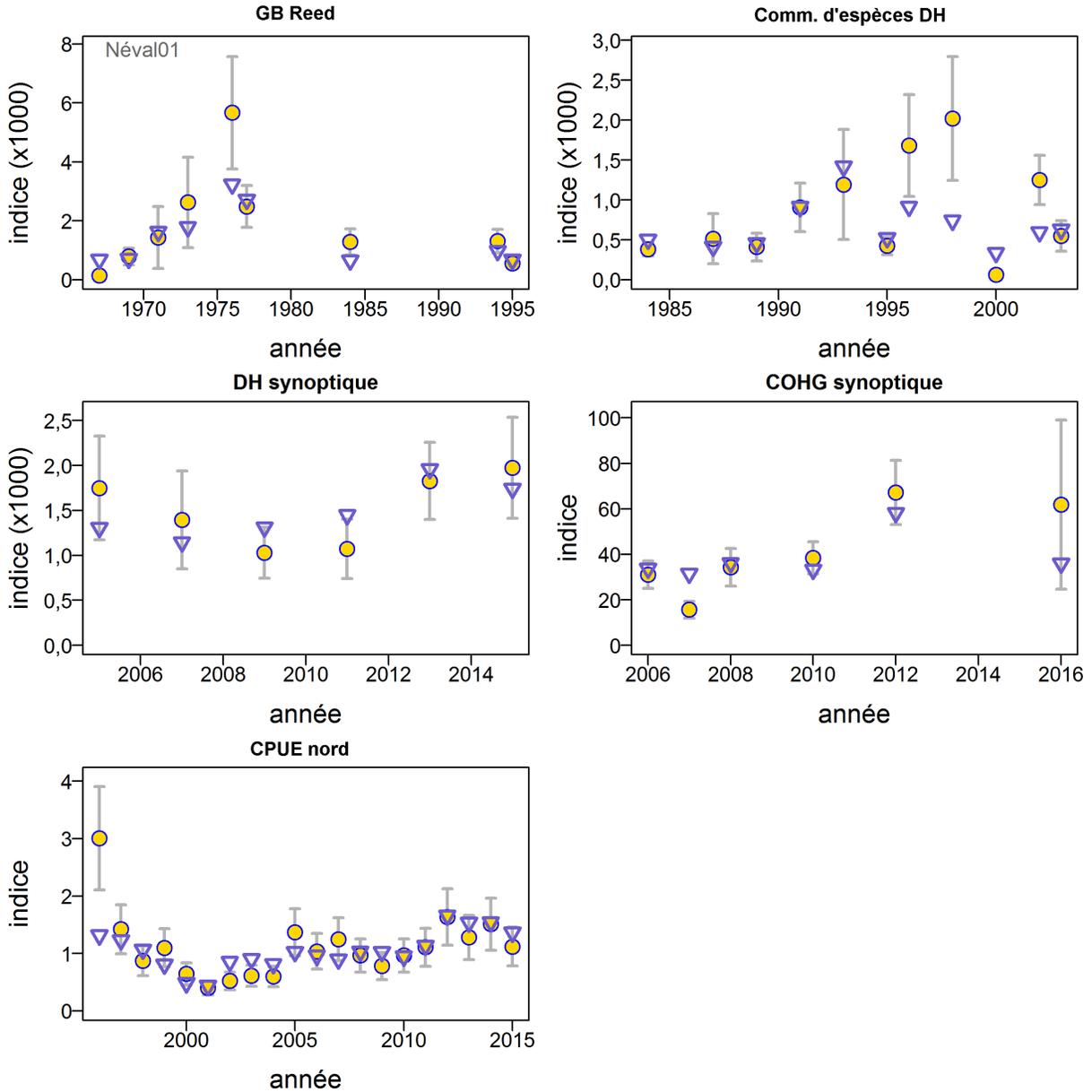


Figure F.1. C-B Nord: Ajustements des indices du MDP par rapport aux indices d'abondance relative pour l'exemple de passe du modèle. Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les carrés représentent l'ajustement du modèle. Relevés : 1) relevé historique dans le canyon de l'île Goose (CIG), 2) relevé de la communauté d'espèces du détroit d'Hécate (DH), 3) relevé synoptique dans le DH, 4) relevé synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (COHG), et 5) capture par unité d'effort de goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale au chalut.

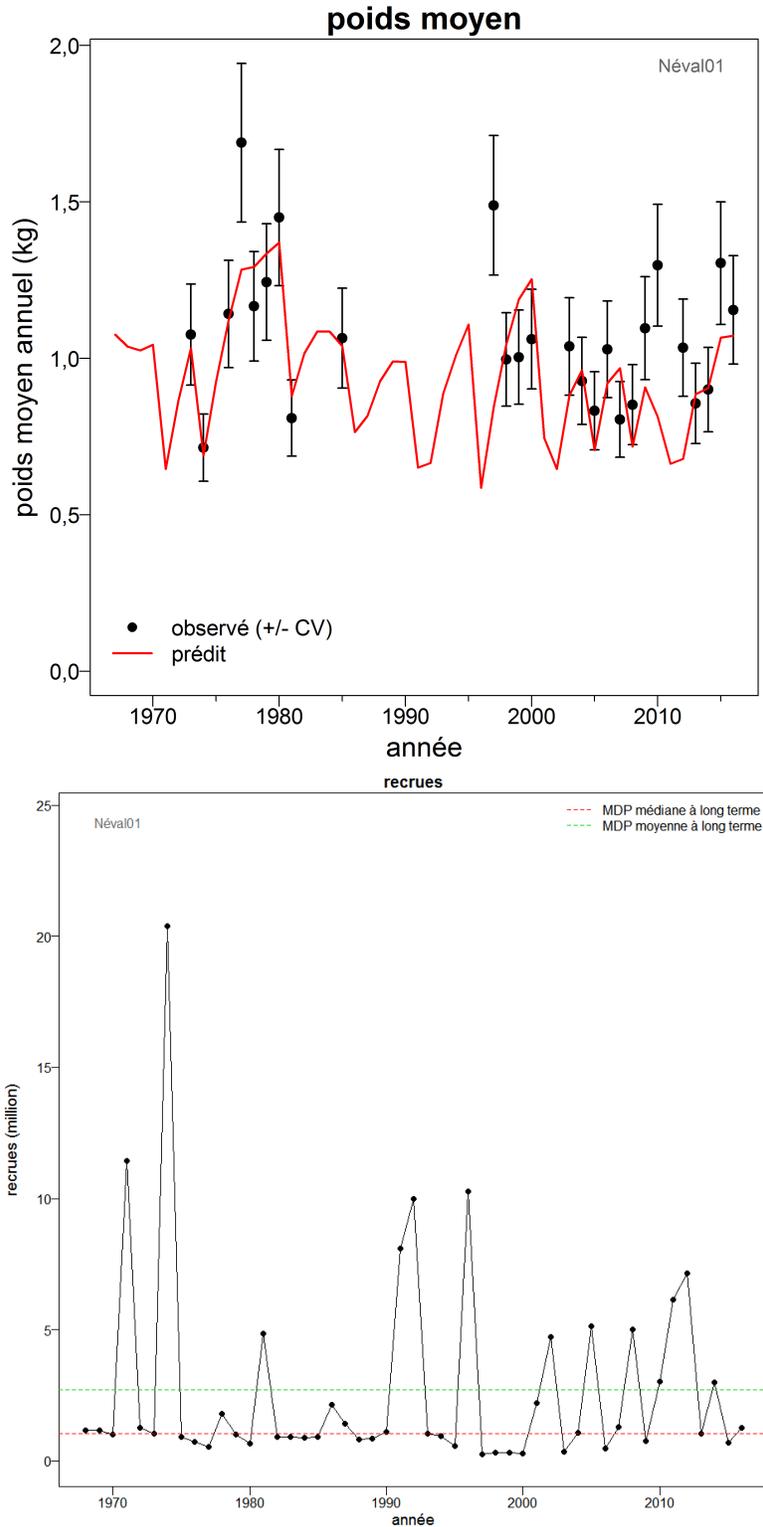


Figure F.2. C-B Nord: **[Haut]** Ajustement du MDP aux données sur le poids moyen pour l'exemple de passe du modèle. Les poids moyens prévus sont représentés par une ligne rouge et les observations sont représentées par des points. Les barres d'erreur sur les observations du poids moyen représentent un CV fixe calculé avec $\sigma_W = 0,15$. **[Bas]** Recrutement selon le MDP en milliers d'individus âgés de 3 ans au cours de l'année t pour l'exemple de passe du modèle.

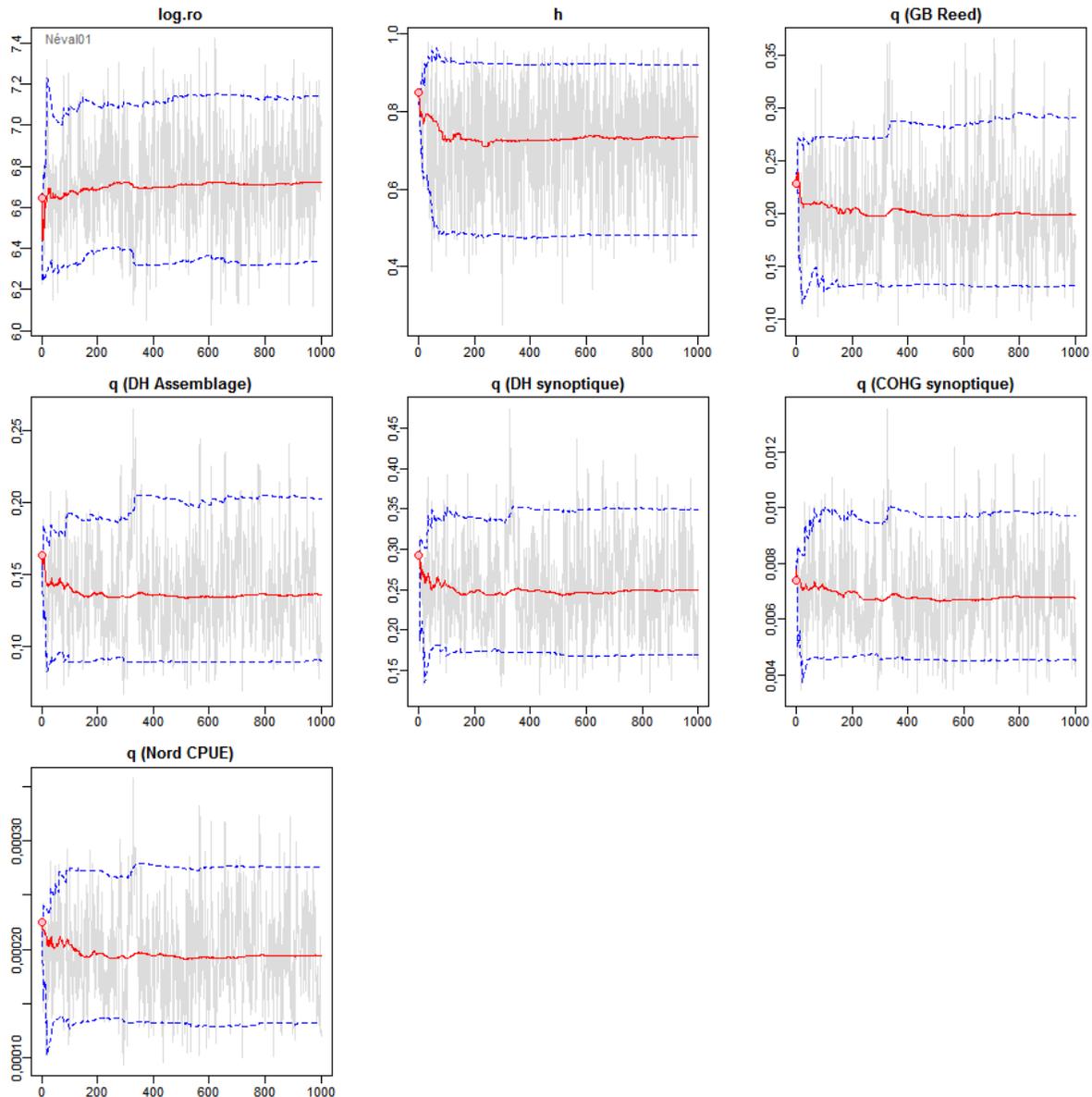


Figure F.3. C-B Nord: Courbes de trace des résultats de simulation MCCM pour les paramètres estimés dans l'exemple de passe du modèle. La simulation MCCM donne 1 000 échantillons MCCM après avoir retiré 200 échantillons. Paramètres $\log.ro$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité), h (inclinaison) et q (capturabilité) pour les relevés décrits dans la figure `reffig:N.fig.survey.biomass.fit`. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines représentent la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon), et les lignes tiretées montrent les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges correspondent aux estimations du MDP.

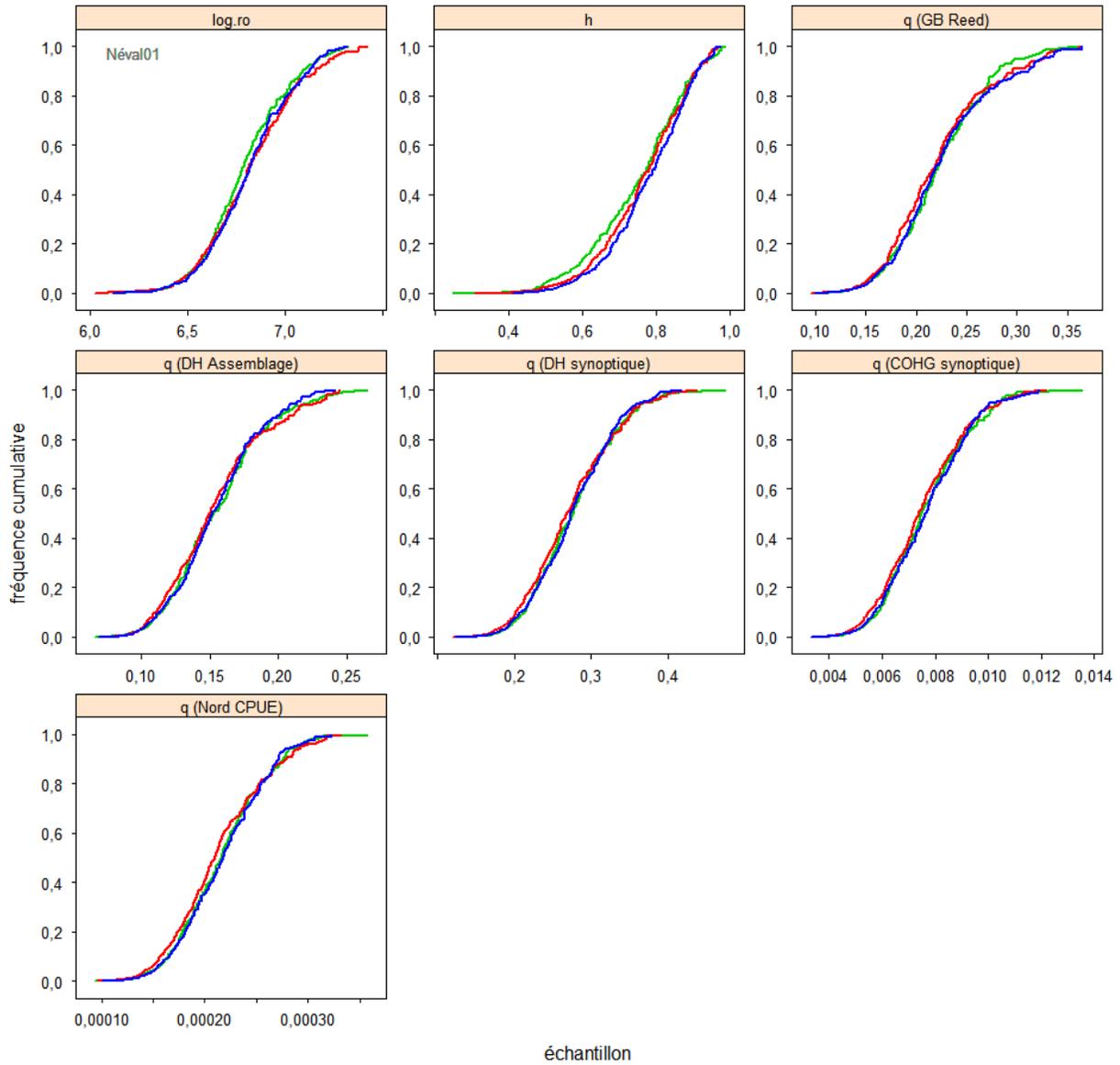


Figure F.4. C-B Nord: Graphique de diagnostic pour l'exemple de passe du modèle, obtenu en divisant la chaîne MCCM de 1 000 échantillons en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

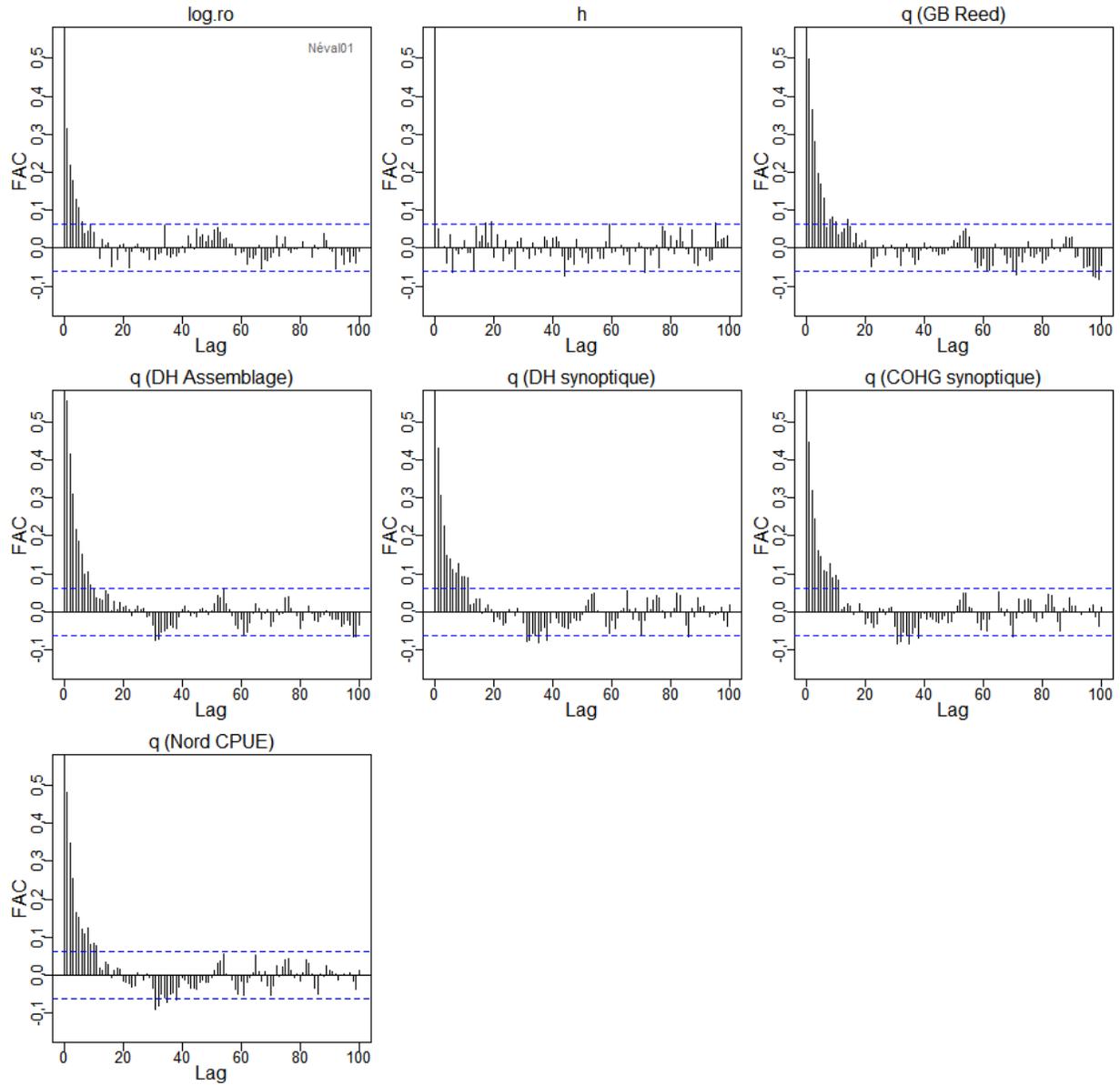


Figure F.5. C-B Nord: Graphiques d'autocorrélation des résultats de simulation MCCM pour les paramètres estimés dans l'exemple de passe du modèle. Voir la figure F.3 pour la description des paramètres.

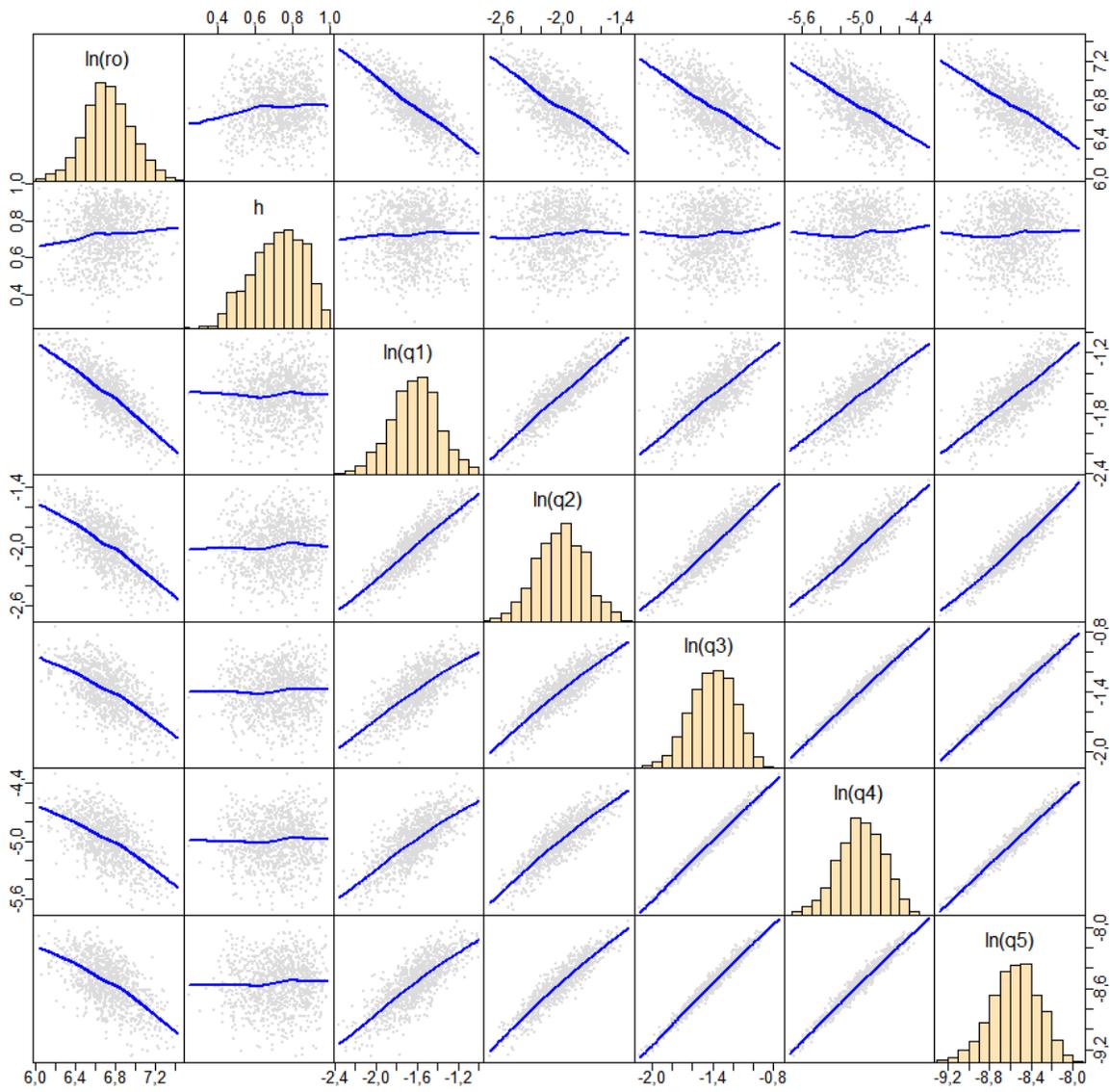


Figure F.6. C-B Nord: Diagrammes par paires à partir des 1 000 échantillons MCMC de la région du nord de la C.-B. pour les paramètres estimés de l'exemple de passe du modèle. La diagonale montre la distribution des fréquences de chaque à posteriori.

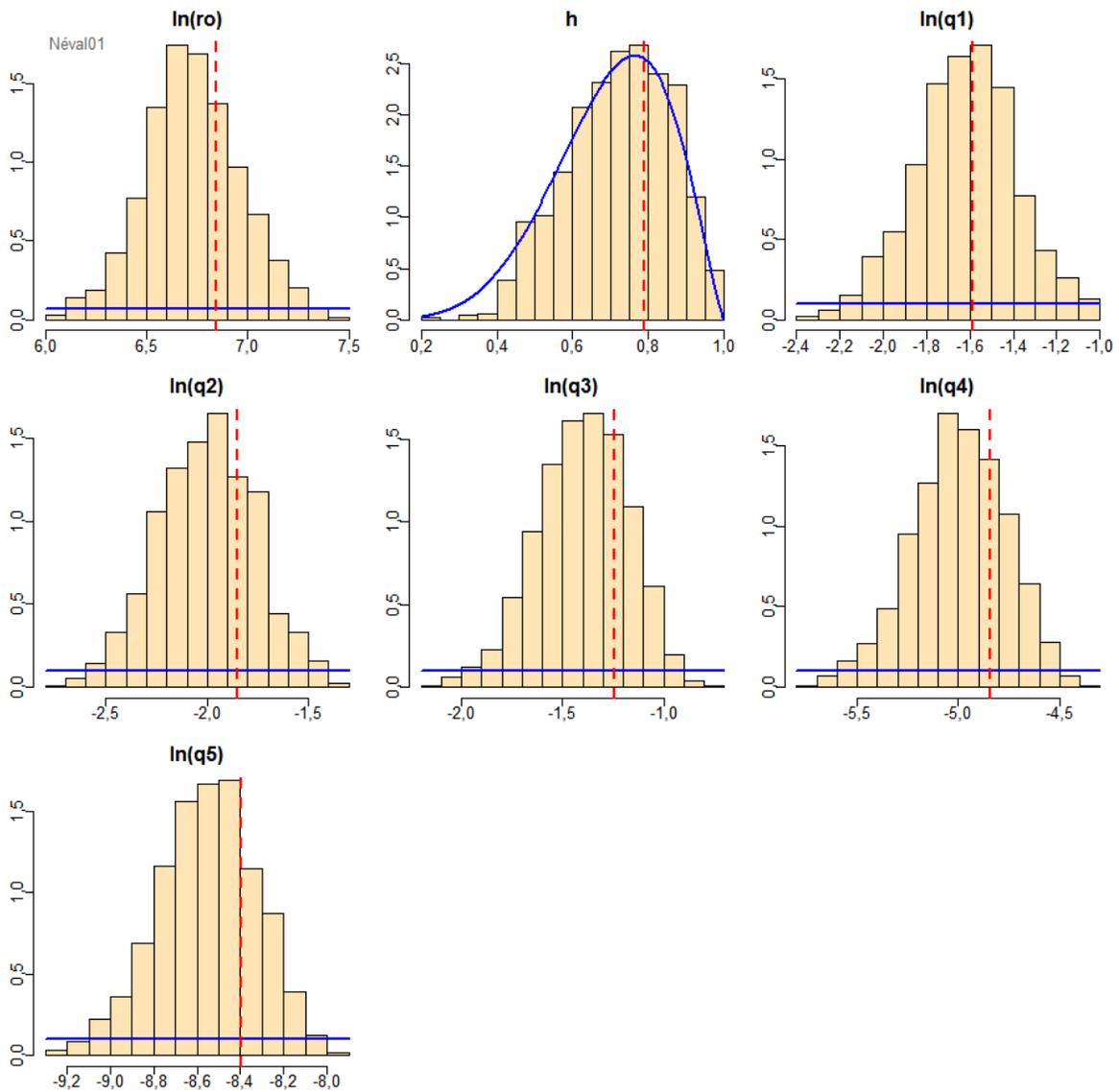


Figure F.7. C-B Nord: Distributions de probabilités à priori (lignes bleues) utilisées dans l'exemple de passe du modèle et histogrammes comparatifs des à posteriori. Les paramètres q_j représentent la capturabilité des différents relevés j définis dans la figure F.3. Les lignes verticales tiretées rouges indiquent les estimations du MDP.

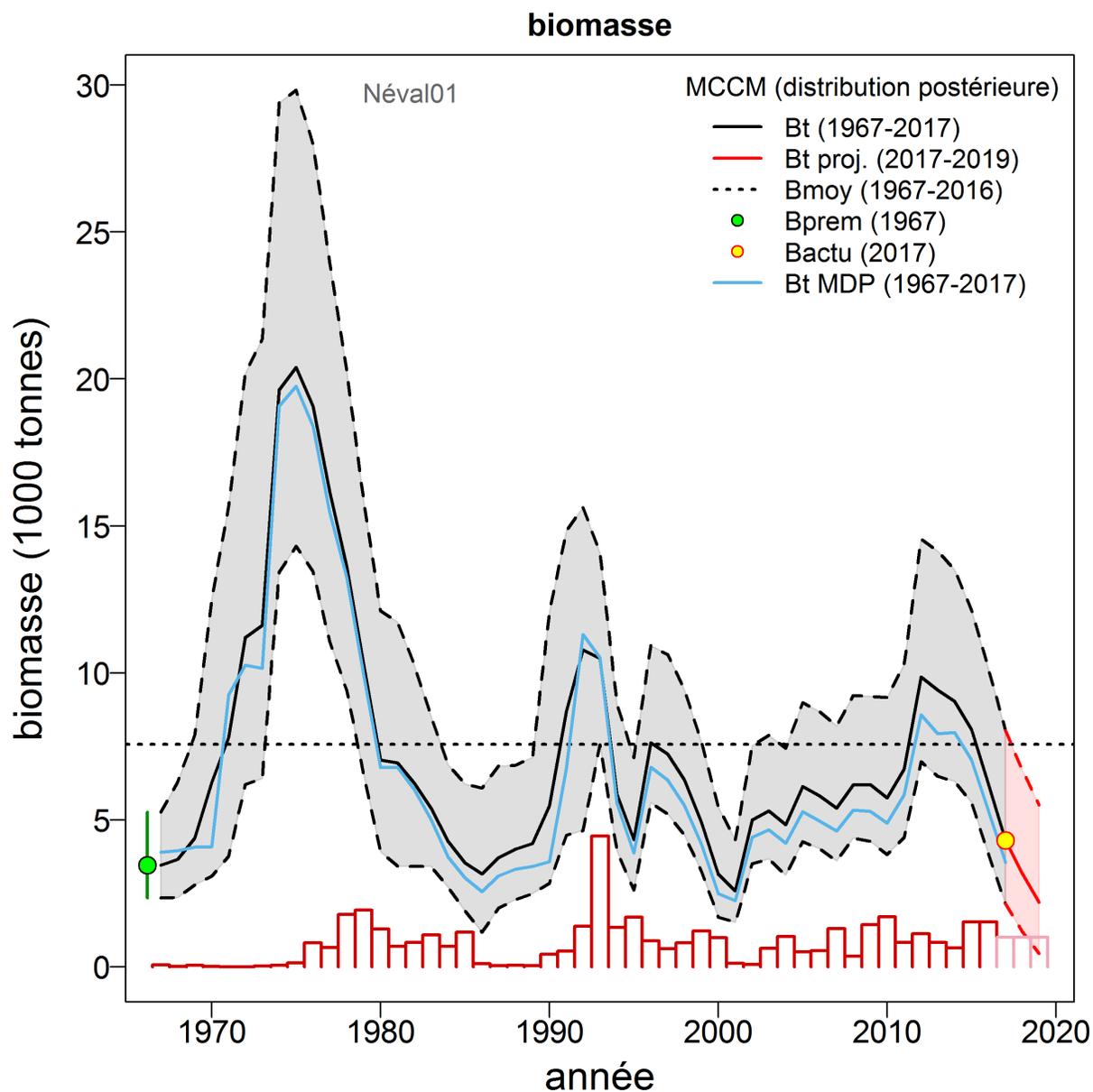


Figure F.8. C-B Nord: Estimations à posteriori de la biomasse reproductrice (1 000 t) pour l'exemple de passe du modèle, avec les intervalles de crédibilité à 95% en gris. La biomasse de l'année en cours (2017, point jaune) et la biomasse projetée (2018-2022, ligne rouge), dans l'hypothèse d'une politique de capture constante de 1 000 t/an, sont encadrées par un intervalle de crédibilité à 95% ombré en rose. L'estimation à posteriori médiane de B_0 est représentée par un point vert (avec un intervalle de crédibilité à 95%) à gauche de la série chronologique. L'estimation du MDP est représentée par une ligne bleue. Le total des prises est représenté en bas par des barres rouges, et le TAC supposé en rose.

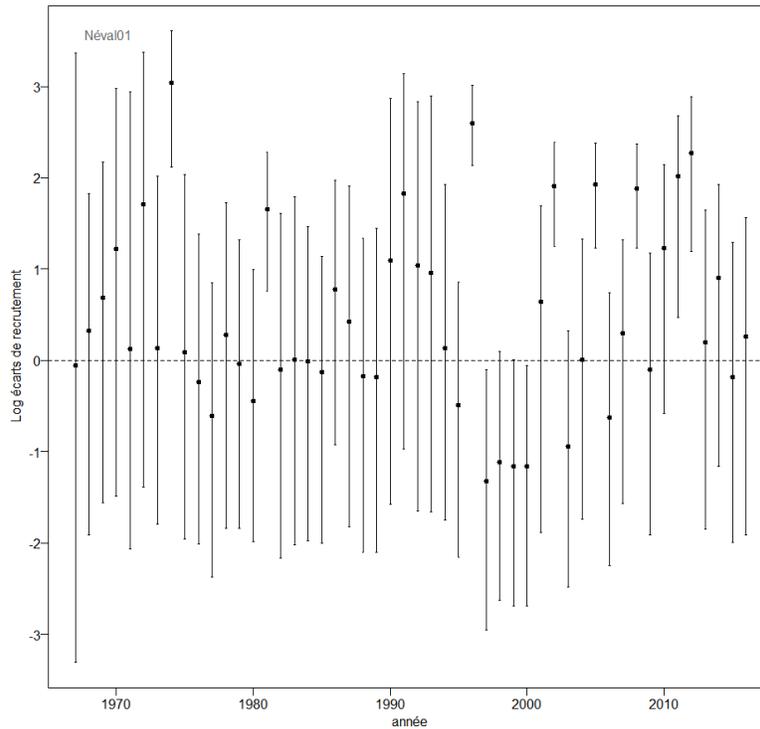
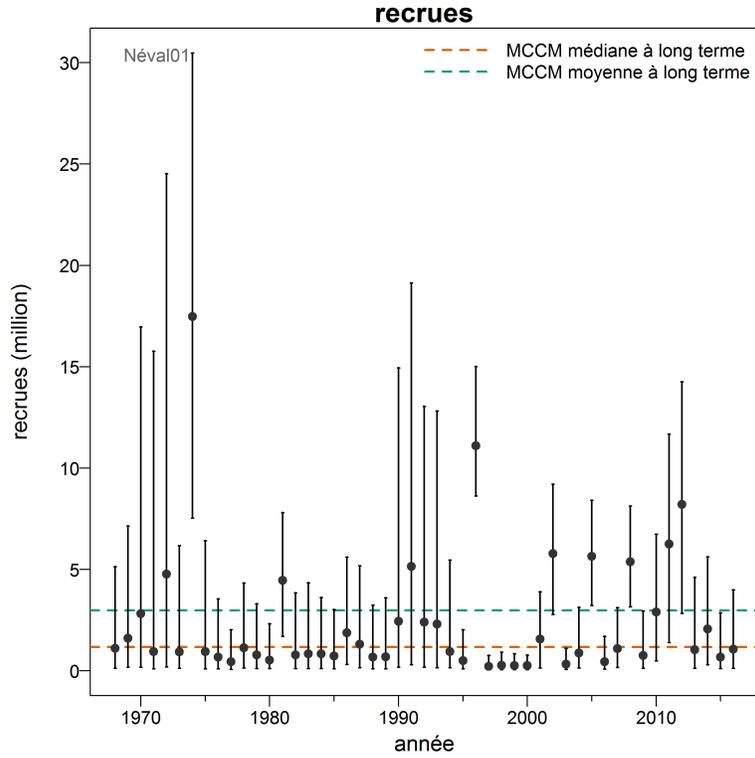


Figure F.9. C-B Nord: **[Haut]** Estimations à posteriori des recrues âgées de 3 ans pour l'exemple de passe du modèle. **[Bas]** Écarts de recrutement logarithmiques pour l'exemple de passe du modèle avec les intervalles de crédibilité à 95%.

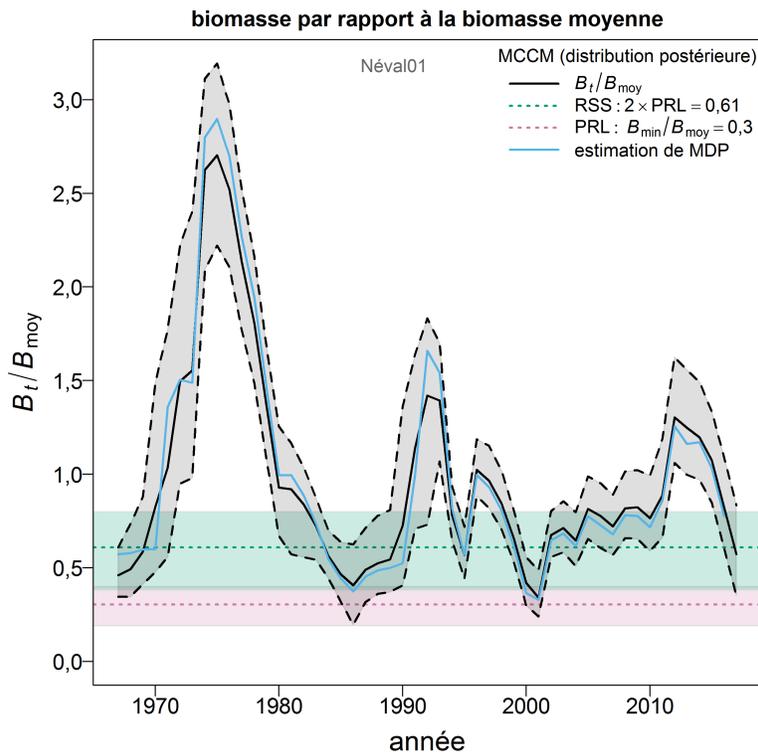
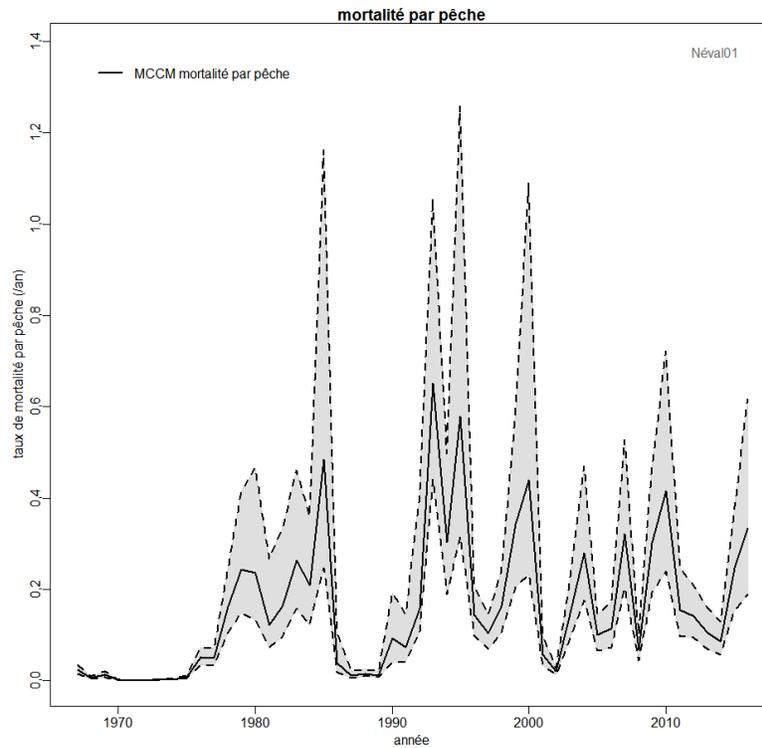


Figure F.10. C-B Nord: **[Haut]** Estimations à posteriori de la mortalité par pêche pour l'exemple de passe du modèle. **[Bas]** Épuisement de la biomasse (B_t/B_{moy}) pour l'exemple de passe du modèle, avec les intervalles de crédibilité à 95%. La figure représentant l'épuisement indique également l'estimation du MDP (ligne bleue) et les points de référence B_{min} (ligne tiretée rouge) et $2B_{min}$ (ligne tiretée verte).

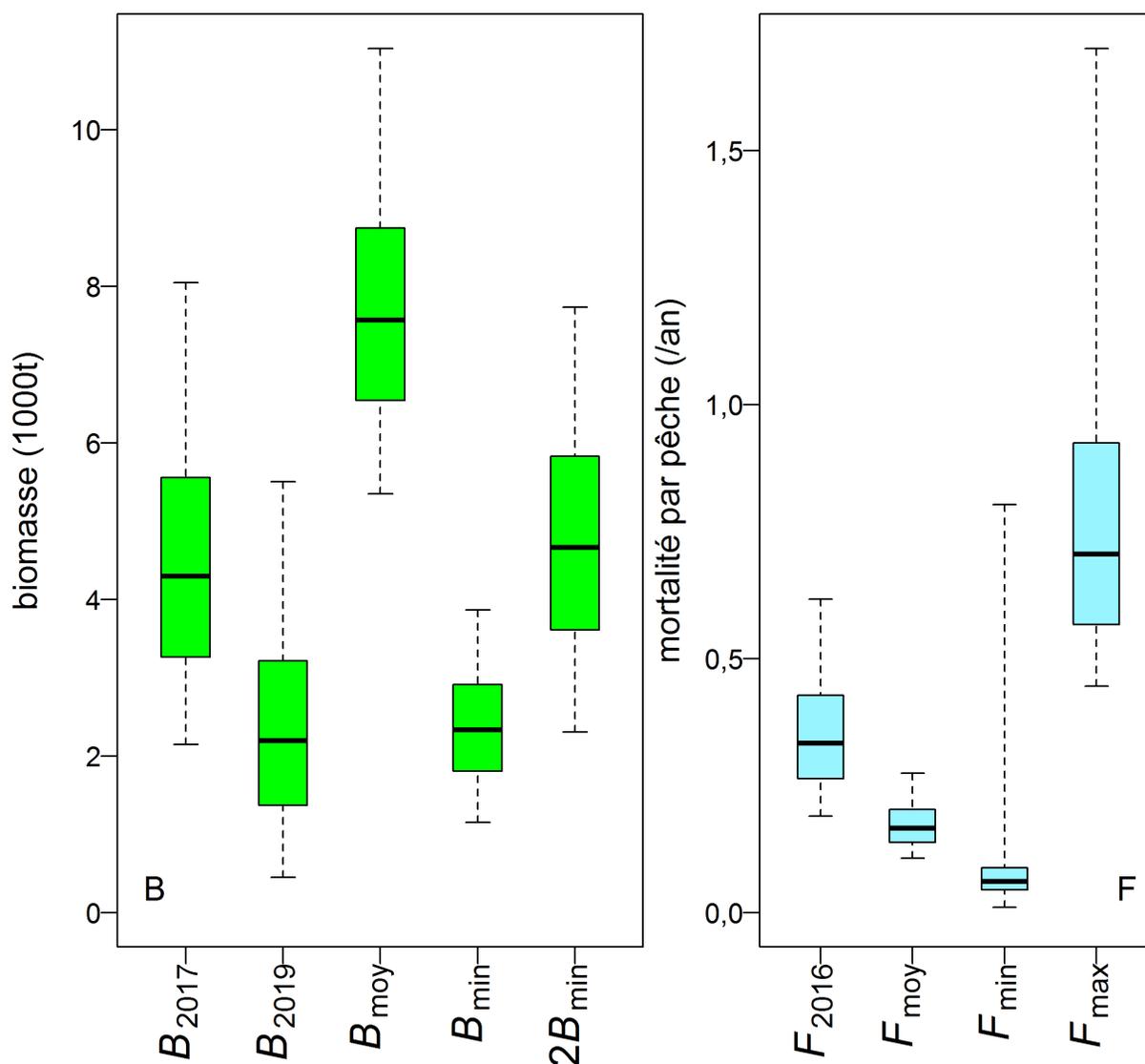


Figure F.11. C-B Nord: Estimations à posteriori des points de référence basés sur la biomasse reproductrice et sur la récolte pour l'exemple de passe du modèle. **[Gauche]** Biomasse de l'année en cours B_{2017} , biomasse de l'année projetée B_{2019} , B_{moy} = biomasse moyenne de 1967 à 2016, biomasse de référence limite (ou B_{min}) = biomasse en 2001, et point de référence supérieur du stock établi à $2B_{2001}$. **[Droite]** Taux de mortalité par pêche de l'année en cours F_{2016} , taux moyen de mortalité par pêche F_{moy} de 1967 à 2016, taux de mortalité par pêche de l'année de biomasse minimale F_{2001} , et taux maximal de mortalité par pêche sur la série chronologique F_{max} . Le délimiteur et les limites du rectangle représentent les quantiles à 0,5 (médiane), 0,25 et 0,75, respectivement, et les moustaches délimitent les quantiles à 0,05 et 0,95. Les valeurs aberrantes ne sont pas indiquées.

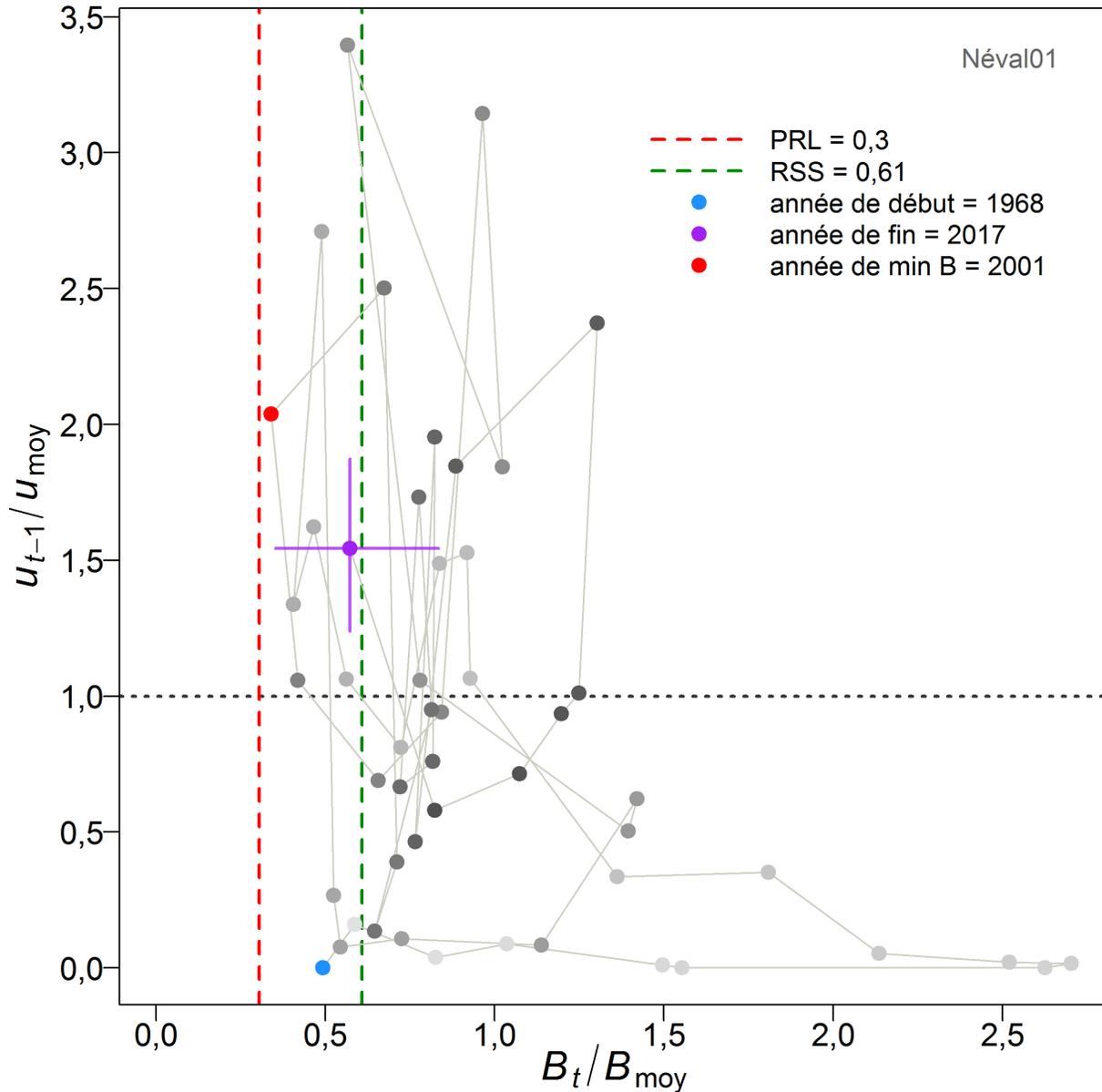


Figure F.12. C-B Nord: Diagramme de phase dans le temps pour l'exemple de passe du modèle, représentant les médianes des rapports B_t/B_{moy} (la biomasse de l'année t par rapport à B_{moy}) et u_{t-1}/u_{moy} (le taux d'exploitation de l'année $t - 1$ par rapport à u_{moy}). Le cercle rempli en bleu représente l'année de départ 1967. Les années sont ensuite représentées par des cercles remplis en gris clair à gris foncé, et l'année de fin 2017 par un cercle rempli en violet avec des lignes de limite représentant les quantiles à 0,05 et 0,95 des distributions à posteriori pour la dernière année. Les lignes tiretées verticales indiquent les valeurs historiques du point de référence limite (en rouge) et du point de référence supérieur du stock (en vert) (voir la légende pour les valeurs), et la ligne pointillée horizontale indique u_{t-1} at u_{moy} .

F.2.2. Différents cas – nord

Un élément nécessaire à cette évaluation des stocks consistait à tester la sensibilité des résultats et des conseils associés aux principales incertitudes du modèle d'évaluation des stocks sous-jacent. Nous avons donc effectué au total 12 passes différentes du modèle (tableau F.2) (y compris l'exemple de passe ci-dessus), en utilisant le modèle de croissance dérivé de l'est du golfe d'Alaska (voir l'annexe D), afin de tester la solidité des résultats à l'égard des incertitudes suivantes :

- mortalité naturelle (M);
- âge au moment du recrutement en lame de couteau (k);
- utilisation de la série de relevés historiques dans le CIG;
- utilisation de la série d'indices de la CPUE.

Nous avons testé une plage de valeurs sensibles pour M et k , car ces paramètres contrôlent des hypothèses clés formulées par le modèle à différences retardées, étant donné que les données dont dispose le modèle n'apportent pas beaucoup d'informations en ce qui concerne ces paramètres. Nous avons également testé des combinaisons de M et k pour les deux dernières catégories (suppression des séries d'indices).

Bien que les évaluations des stocks de l'Alaska utilisent des taux de mortalité naturelle selon l'âge pour la goberge de l'Alaska, l'hypothèse sous-jacente est que $M = 0,30$ pour l'âge de pleine maturité (Dorn et coll. 2015). Le modèle à différences retardées part de l'hypothèse que la maturité correspond à la sélectivité, c'est-à-dire que tous les poissons recrutés sont matures et, par extension, que tous les poissons matures auront un taux de mortalité naturelle unique. Différentes passes du modèle ont été exécutées avec $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ de façon à inclure des valeurs plausibles pour ce paramètre (tableau F.2) qui sont cohérentes avec l'hypothèse utilisée dans l'évaluation des stocks en Alaska pour cette espèce.

L'hypothèse de la sélectivité en lame de couteau à un âge donné k qui est utilisée dans le modèle à différences retardées est une hypothèse forte qu'il est difficile de tester sans données sur l'âge provenant de la pêche. Toutefois, si de telles données étaient disponibles, il est probable qu'une autre forme de modèle aurait été utilisée. Dorn et coll. (2012) présentent une gamme d'ogives de la sélectivité pour les pêches et les relevés dans le golfe d'Alaska, l'âge médian choisi pour ces pêches commerciales allant de 3 à 5 ans (voir les colonnes 5 à 7 du tableau D.7). Les âges de 3 et 4 ans ont été retenus à partir des ogives de ce tableau comme étant les plus susceptibles d'être utilisés pour l'âge de recrutement en lame de couteau dans le modèle à différences retardées pour la goberge de l'Alaska dans le C-B Nord (tableau F.2).

Le paramétrage du modèle à différences retardées $iSCVM$ combine l'erreur d'observation et l'erreur de processus en un seul paramètre de variance totale ϑ . Cette variable est divisée en composantes d'erreur d'observation et d'erreur de processus par le biais du paramètre ρ (voir les équations E.27 et E.28). L'expérimentation avec une valeur plus élevée de ρ en utilisant le même modèle pour évaluer les stocks de sébastolobe à courtes épines (Starr et Haigh 2017) a montré que l'augmentation du terme d'erreur entraînait une plus grande incertitude mais n'affectait pas sensiblement les conclusions générales. Par conséquent, il a été décidé de ne pas tenir compte des sensibilités à cette composante du modèle pour cette évaluation. Ces paramètres ont été fixés dans toutes les passes du modèle de telle sorte que l'erreur globale d'observation (σ_O) était de 0,2 et l'erreur de processus de recrutement (σ_R) de 0,6, cette dernière étant une valeur

commune utilisée par défaut pour les poissons téléostéens. Une autre composante de variance σ_W définit le poids utilisé pour ajuster les observations du poids moyen, qui a été fixé à $\sigma_W = 0,15$ pour toutes les passes du modèle afin de garantir un bon ajustement à la série des poids moyens.

Dans cinq des passes du modèle (y compris l'exemple de cas), on a utilisé toutes les séries d'indices d'abondance et on a associé $k = 3$ à $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ and $k = 4$ with $M \in \{0, 30, 0, 35\}$. Dans cinq passes du modèle, on a retiré le relevé historique dans le CIG et associé $k = 3$ à $M \in \{0, 25, 0, 30\}$ et $k = 4$ with $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$. La raison à cela était qu'à proprement parler, le relevé dans le CIG n'a pas été effectué dans la zone de définition du stock pour le stock du C-B Nord. Toutefois, comme il s'agit de la seule série de données initiales sur l'abondance, deux blocs de passes du modèle ont été effectués, l'un avec et l'autre sans ce relevé. Dans les deux derniers tests de sensibilité, on a retiré la série d'indices de la CPUE ainsi que la série de relevés dans le CIG et on a associé $M = 0.3$ à $k \in \{3, 4\}$. Encore une fois, cela s'expliquait par l'incertitude quant au fait que les données dépendantes de la pêche permettent de suivre l'abondance.

Les 12 passes du modèle ont toutes été menées au niveau de la méthode MCCM. Chaque recherche MCCM a été lancée à l'aide du jeu de paramètres du MDP présentant le "meilleur ajustement", exécutée pour 60 millions d'itérations et échantillonnée toutes les 50 000 itérations pour obtenir 1 200 échantillons. Les 200 premiers échantillons ont été retirés car ils ont servi de rodage, ce qui donne un échantillon à posteriori total de 1 000 tirages.

F.2.2.1. Résultats du MDP – différentes passes (nord)

Ce grand nombre de passes du modèle montre que les données disponibles pour ce modèle ne permettent pas beaucoup de discrimination entre l'ensemble des hypothèses testées. Bien qu'il y ait eu des différences dans les ajustements aux indices de biomasse disponibles et aux données sur le poids moyen, ces différences étaient généralement faibles et n'auraient probablement pas permis de faire une distinction entre les hypothèses, sauf dans les cas les plus extrêmes. Par exemple, aucun des modèles n'a pu être ajusté de façon à prendre en compte les poids moyens élevés observés à la fin des années 1970 ou vers la fin de la série chronologique (figure F.13), ce qui peut être attribuable à une erreur de spécification du modèle de croissance. Bien que le modèle à différences retardées utilise les données sur le poids moyen pour mettre à l'échelle la biomasse globale et obtenir des renseignements sur les écarts de recrutement, il est probable que seul un modèle structuré selon l'âge serait suffisamment flexible pour être ajusté de façon à prendre en compte l'ensemble de la série de poids moyens. Le modèle ne prenait pas non plus en compte les points hauts du relevé de la communauté d'espèces du détroit d'Hécate ni de la série chronologique de la CPUE (figures F.14 et F.17). Néanmoins, malgré ces difficultés, l'ajustement global à la plupart des indices d'abondance était acceptable.

Pour tenter de rendre ces comparaisons plus quantitatives, les log-vraisemblances négatives des ajustements à chaque composante de données du modèle sont résumées pour les 12 passes du modèle dans le tableau F.3. Les comparaisons de l'ensemble du modèle ne peuvent être faites qu'entre les passes qui avaient en commun les mêmes composantes estimées :

- Cas S00 à S04 – le cas S04 présentait la plus faible valeur de fonction objective parmi ces cinq cas et offrait le meilleur ajustement du modèle dans le premier groupe;
- Cas S05 à S09 – le cas S09 offrait le meilleur ajustement dans le deuxième groupe;
- Cas S10 et S11 – le cas S11 offrait le meilleur ajustement dans le troisième groupe.

Les trois modèles présentant le meilleur ajustement comportaient tous les paramètres $k = 4$ et $M \in \{0,35, 0,30\}$, ce qui correspond probablement au modèle de croissance utilisé pour cette population de goberge de l'Alaska de grande taille. Le cas S11 présentait également le meilleur ajustement à la composante du poids moyen, et la plupart des modèles où $k = 4$ présentaient un meilleur ajustement que ceux où $k = 3$. Cette observation était également vraie pour les composantes des relevés.

Tableau F.2. Résumé des analyses effectuées pour tester la sensibilité du modèle à différences retardées aux variations de la mortalité naturelle M , de l'âge de recrutement en lame de couteau k . Toutes les passes du modèle pour le stock du C-B Nord utilisent la fonction de croissance de l'est du golfe d'Alaska (Martin Dorn, comm. pers.). La colonne "Classement" indique un classement subjectif des MCCM, où 1 = bon, 2 = acceptable et 3 = mauvais.

Cas	ID passe	Nb passes	M	k	Classement
S00	M.30+k3	1	0,3	3	1,25
Quatre relevés + série chronologique de la CPUE					
S01	M.25+k3	16	0,25	3	3
S02	M.30+k4	4	0,3	4	2,5
S03	M.35+k3	2	0,35	3	1,5
S04	M.35+k4	12	0,35	4	1,5
Remove the GIG survey					
S05	M.25+k3-GIG	9	0,25	3	3
S06	M.25+k4-GIG	7	0,25	4	2
S07	M.30+k3-GIG	3	0,3	3	3
S08	M.30+k4-GIG	5	0,3	4	1,5
S09	M.35+k4-GIG	10	0,35	4	1,25
Remove both GIG survey and CPUE					
S10	M.30+k3-GIG-CPUE	8	0,3	3	2
S11	M.30+k4-GIG-CPUE	6	0,3	4	2

Tableau F.3. Log-vraisemblances négatives du MDP dans le nord de la C.-B. pour les 12 cas différents documentés dans le tableau F.2 pour chaque composante de données utilisée dans le modèle.

Cas	Prises	Hist. CIG	Comm. d'esp.DH	Synop. DH	Synop. COHG	CPUE nord	Recrues	Poids moyen	Valeur fonc.obj.
S00: M.30+k3	-101,355	19,734	48,086	-0,694	7,464	9,000	80,902	-1,100	198,860
S01: M.25+k3	-101,135	22,087	47,223	-0,354	7,910	11,075	82,006	-1,465	204,633
S02: M.30+k4	-101,465	23,916	32,534	-2,655	2,898	4,975	81,486	-6,832	171,551
S03: M.35+k3	-101,532	17,715	48,824	-0,982	7,038	7,171	80,259	-0,596	194,482
S04: M.35+k4	-101,535	22,377	30,236	-2,781	2,494	5,077	80,540	-7,329	165,332
S05: M.25+k3-GIG	-101,116	—	40,897	-0,115	7,654	11,390	72,901	-0,288	164,739
S06: M.25+k4-GIG	-101,336	—	32,827	-2,160	3,413	4,403	72,644	-4,646	138,121
S07: M.30+k3-GIG	-101,322	—	42,312	-0,425	7,229	9,237	72,718	0,059	163,199
S08: M.30+k4-GIG	-101,433	—	30,338	-2,325	3,022	4,311	72,005	-5,972	132,711
S09: M.35+k4-GIG	-101,510	—	28,094	-2,469	2,626	4,319	71,733	-6,578	128,908
S10: M.30+k3-GIG-CPUE	-101,389	—	26,508	1,652	3,586	—	72,920	-6,654	130,290
S11: M.30+k4-GIG-CPUE	-101,202	—	23,382	-0,348	0,452	—	71,339	-7,695	118,341

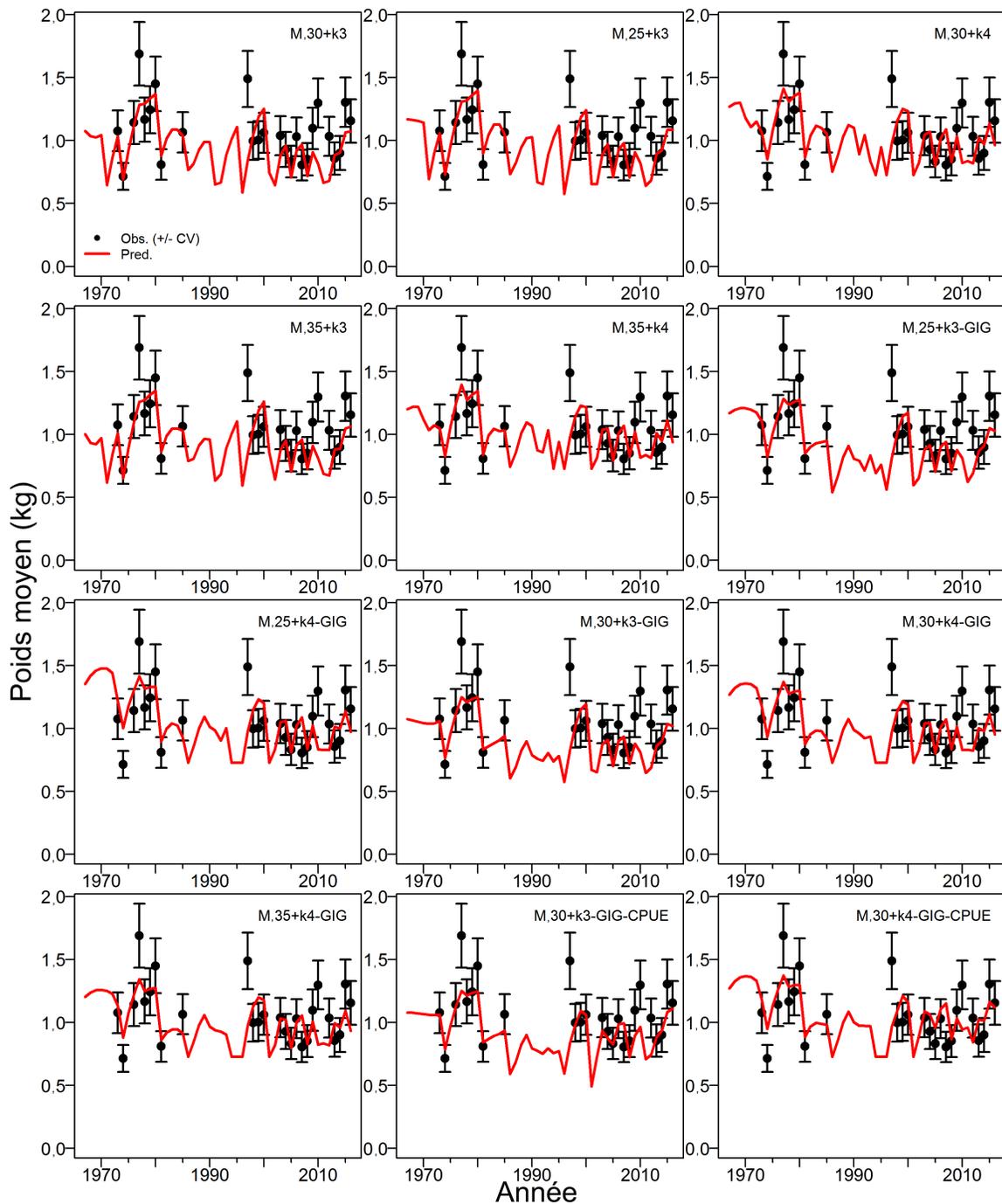


Figure F.13. C-B Nord: Ajustement du MDP aux données sur le poids moyen pour les 12 passes du modèle. Les poids moyens prévus sont représentés par des lignes rouges et les observations sont représentées par des points. Les barres d'erreur sur les observations du poids moyen représentent un CV fixe calculé avec $\sigma_W = 0,15$.

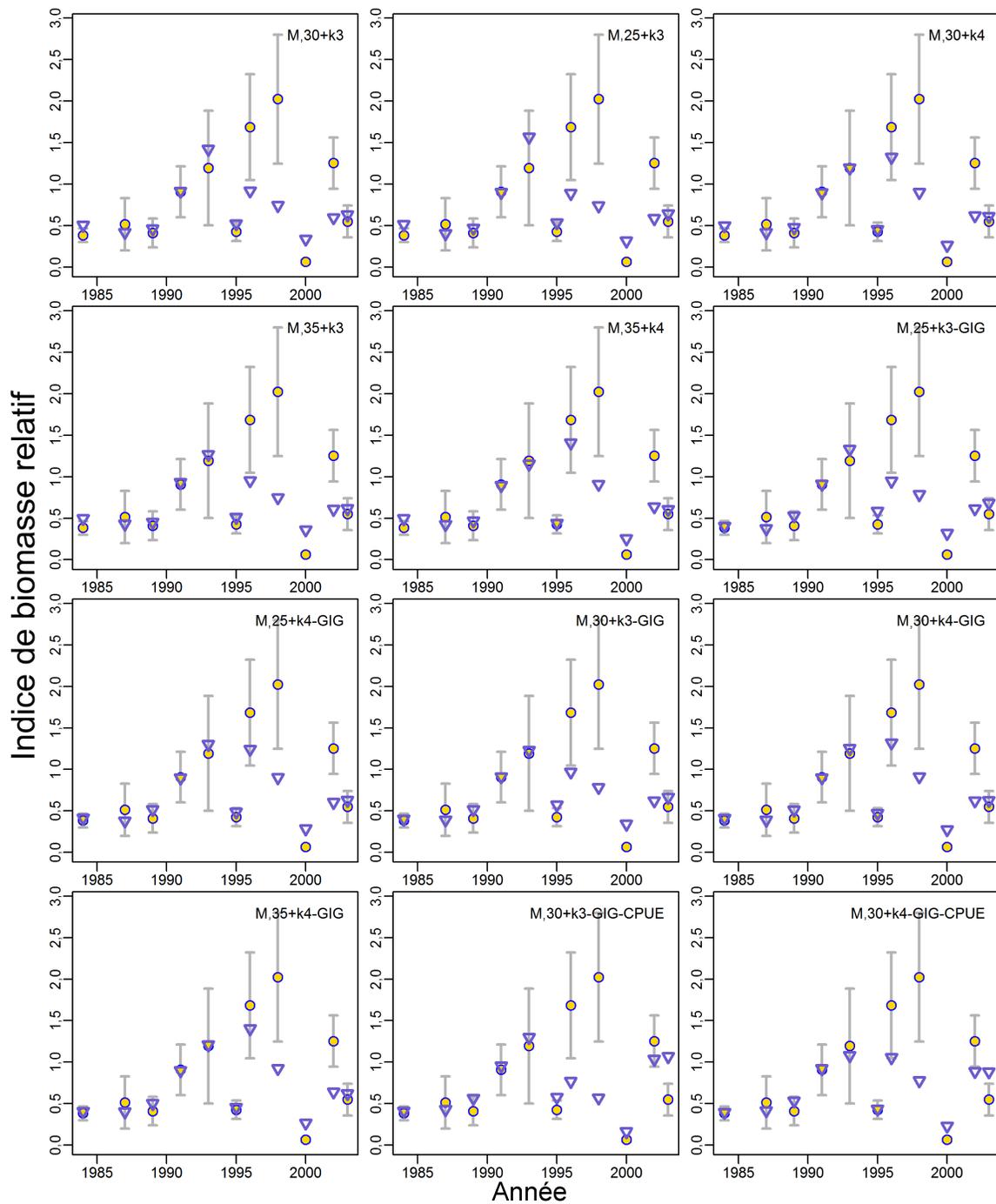


Figure F.14. C-B Nord: Ajustement des indices du MDP (12 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate (DH). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

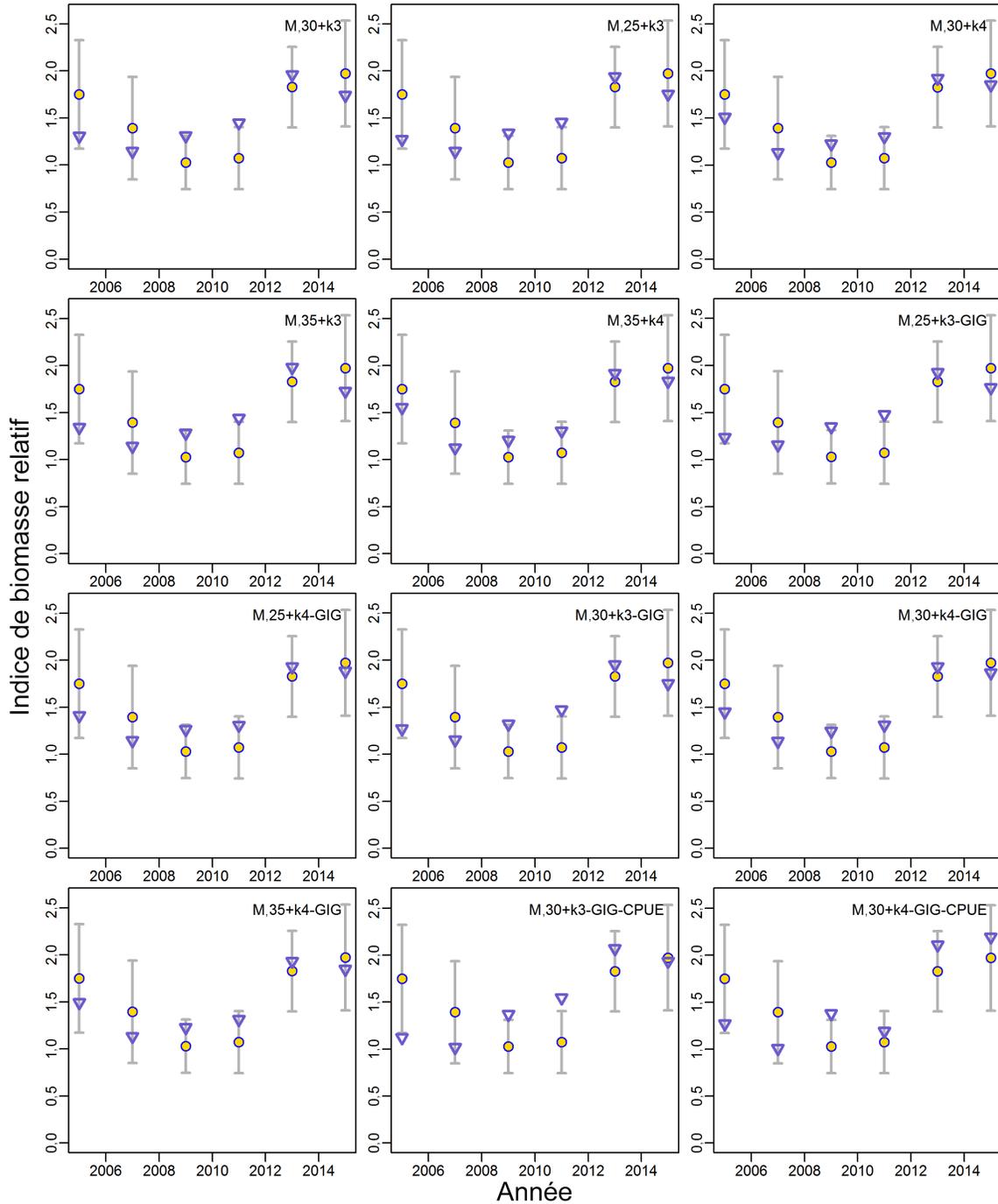


Figure F.15. C-B Nord: Ajustement des indices du MDP (12 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (DH). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

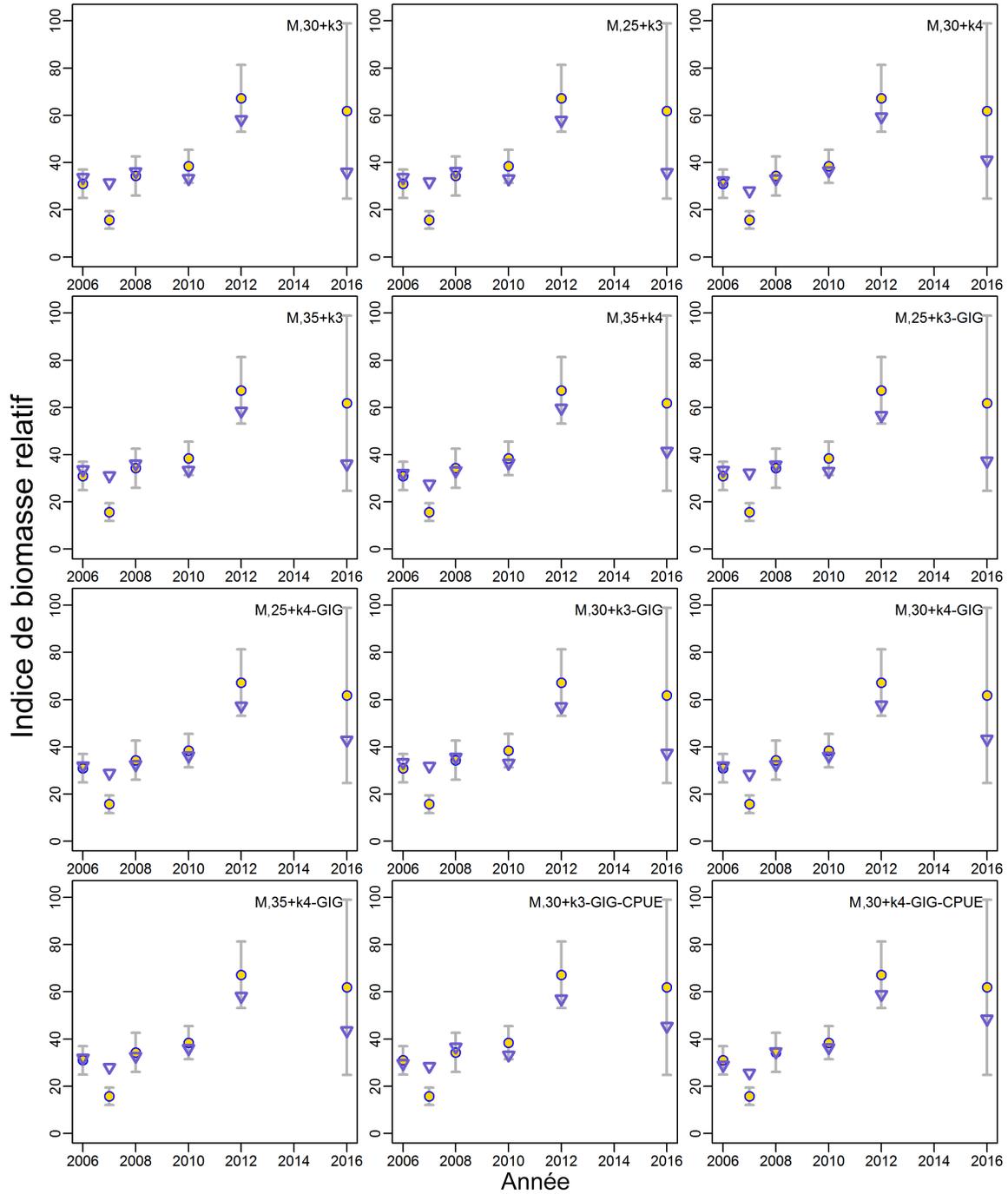


Figure F.16. C-B Nord: Ajustement des indices du MDP (12 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé synoptique sur la côte ouest d'Haida Gwaii (COHG). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

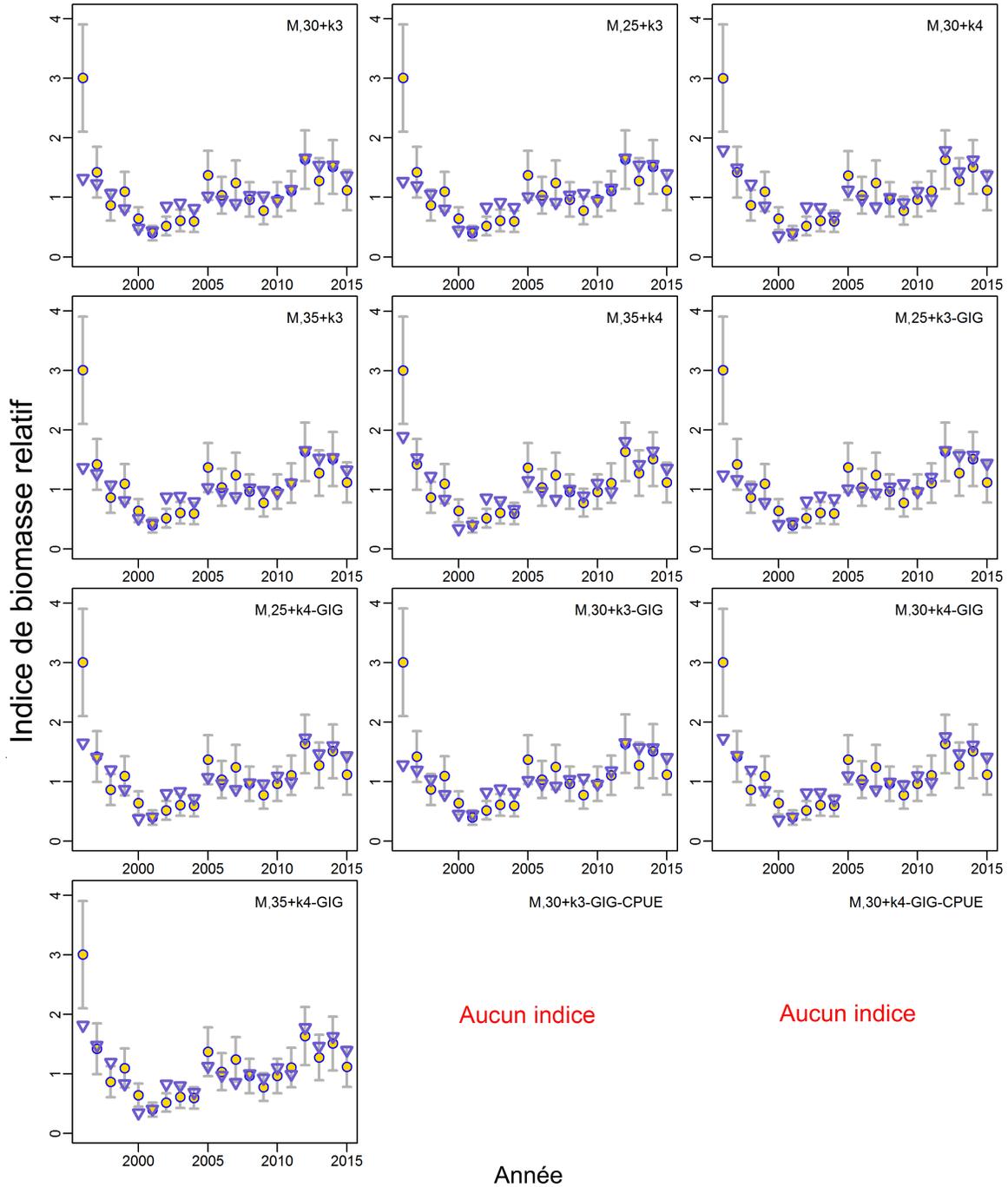


Figure F.17. C-B Nord: Ajustement des indices du MDP (12 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon la CPUE de goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale au chalut. Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

F.2.2.2. Résultats de la simulation MCCM – différentes passes (nord)

Les estimations médianes de la biomasse actuelle B_{2017} sont inférieures à la biomasse moyenne B_{moy} pour toutes les passes du modèle, sauf dans les deux cas où la série d'indices de la CPUE et celle du relevé du CIG ont été supprimées (tableau F.4). En outre, l'année où la biomasse reproductrice médiane a atteint un minimum n'est pas stable dans la série de passes. La mortalité par pêche F maximale estimée dans les échantillons MCCM a dépassé les niveaux réalistes ($F > 2$) certaines années dans tous les cas sauf trois. Cela est probablement dû à l'échec de l'hypothèse du recrutement en lame de couteau (en particulier lorsque $k=4$), qui laisse trop peu de poissons dans la population certaines années pour permettre le niveau de capture observé. Les différentes passes du modèle ne modélisent pas systématiquement les trajectoires de population de sorte que la biomasse minimale se produise la même année.

Le tableau F.5 indique, pour chaque passe du modèle, les probabilités que la biomasse projetée dans deux ans à 1 000 t/an (au niveau des prises moyennes récentes) dépasse divers points de référence. Seuls les cas S10 et S11 (qui omettent la série de la CPUE) présentent une forte probabilité que B_{2019} dépasse le point de référence limite B_{min} . Tous les autres scénarios sont assez pessimistes, même s'il convient de noter que les projections à deux ans selon ce modèle à différences retardées sont peu fiables et incertaines. En effet, ces modèles, tout comme un modèle de production excédentaire et contrairement à un modèle structuré selon l'âge, n'effectuent des projections qu'à l'aide de la fonction stock-recrutement, qui a peu d'efficacité prédictive.

La plupart des tracés de R_0 semblent acceptables, mais quelques-uns montrent une tendance à la hausse de la médiane tandis que d'autres présentent d'importantes fluctuations de la moyenne de trace (figure F.18). Les graphiques d'autocorrélation pour R_0 mettent en évidence d'autres problèmes (figure F.19), avec une forte corrélation sérielle positive significative dans les cas S01, S05 et S07, qui utilisent tous le paramètre $k = 3$. Les classements attribués à la qualité des échantillons MCCM figurent dans le tableau F.2. Bien qu'il n'y ait pas de base statistique permettant de choisir entre ces hypothèses, ces résultats selon la méthode MCCM laissent à penser qu'une sélection des passes du modèle présentant les meilleurs diagnostics peut être utilisée pour modéliser ce stock de goberge. Par conséquent, dans cette évaluation des stocks, on a utilisé les classements subjectifs de qualité des échantillons MCCM pour construire une moyenne à posteriori des modèles afin de fournir des conseils aux gestionnaires (section F.2.3.), en prenant un classement ≤ 2 comme critère limite de qualité.

Les diagrammes des quantiles comparent les valeurs de B_{moy} , B_{2017}/B_{moy} , u_{2016}/u_{moy} et de $u_{\text{moy}}B_{\text{moy}}$ de l'exemple de passe du modèle aux autres passes regroupées par catégorie :

- $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ et $k \in \{3, 4\}$ en utilisant tous les indices d'abondance (figure F.20);
- $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ et $k \in \{3, 4\}$ après avoir retiré le relevé dans le CIG (figure F.21);
- $M = 0.30$ et $k \in \{3, 4\}$ après avoir retiré le relevé dans le CIG et la série de la CPUE (figure F.22).

Ces diagrammes montrent que M et k interagissent pour modifier la taille perçue du stock (par exemple, B_{moy}), mais l'état estimé du stock B_{2017}/B_{moy} est relativement constant entre ces passes du modèle (figure F.20). En supprimant l'indice d'abondance du relevé dans le CIG, on estime une biomasse moyenne (B_{moy}) plus faible, avec des taux d'exploitation moyens plus élevés par rapport à la biomasse moyenne ($u_{\text{moy}}B_{\text{moy}}$); toutefois, l'état estimé du stock (B_{2017}/B_{moy}) demeure similaire dans toutes ces passes du modèle et comparable à celui de

l'exemple de cas (figure F.21). La suppression du relevé dans le CIG et de la série de la CPUE dans la pêche commerciale entraîne une variation de l'état estimé du stock (plus élevé que dans l'exemple de cas), même si les taux d'exploitation moyens sont nettement plus élevés (figure F.22).

Tableau F.4. Nord de la C.-B. : Valeurs médianes de certains paramètres et quantités calculés selon la méthode MCCM pour 12 passes du modèle sur le stock du nord de la C.-B. La valeur de B_{2019} est fondée sur l'hypothèse d'un TAC de 1 000 t/an. Les détails de la sensibilité du modèle figurent dans le tableau F.2.

Passe	h	B_{moy}	$\frac{B_{2017}}{B_{\text{moy}}}$	$\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}}$	Y_{rmin}	$\frac{B_{2017}}{B_{\text{min}}}$	F_{max}	u_{moy}	$\frac{u_{2016}}{u_{\text{moy}}}$
S00: M.30+k3	0,74	7 568	0,57	0,29	2001	1,9	0,71	0,14	2,0
S01: M.25+k3	0,75	4 962	0,48	0,12	1986	2,3	1,7	0,21	2,0
S02: M.30+k4	0,78	3 377	0,44	0,11	1986	3,1	19	0,35	1,7
S03: M.35+k3	0,73	10 270	0,60	0,36	2001	1,9	0,51	0,11	2,0
S04: M.35+k4	0,77	3 695	0,46	0,13	1986	3,1	16	0,33	1,6
S05: M.25+k3-GIG	0,78	4 628	0,54	0,27	1986	2,7	10	0,26	1,8
S06: M.25+k4-GIG	0,81	3 272	0,51	0,24	1986	2,9	19	0,36	1,6
S07: M.30+k3-GIG	0,77	5 325	0,65	0,42	1986	3,7	8,0	0,24	1,6
S08: M.30+k4-GIG	0,80	3 438	0,58	0,30	1986	3,5	19	0,35	1,5
S09: M.35+k4-GIG	0,80	3 725	0,62	0,36	1986	3,5	17	0,34	1,5
S10: M.30+k3-GIG-CPUE	0,75	6 986	1,3	0,90	2000	9,9	18	0,20	0,80
S11: M.30+k4-GIG-CPUE	0,80	4 248	1,1	0,74	1986	8,9	20	0,31	0,87

Tableau F.5. Nord de la C.-B. : Selon l'hypothèse d'une politique de capture constante de 1 000 t/an, probabilité que B_{2019} (ou u_{2018}) soit supérieur aux points de référence utilisés dans cette évaluation pour 12 passes du modèle. Les détails de la sensibilité du modèle figurent dans le tableau F.2. For reference, the average catch over the last 5 years (2011-2015) is 992 t.

Passé	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(u_{2018} > \right)$
S00: M.30+k3	0	0,46	0,03	0	1
S01: M.25+k3	0	0,39	0,12	0	1
S02: M.30+k4	0,05	0,46	0,25	0	0,99
S03: M.35+k3	0,01	0,66	0,06	0	1
S04: M.35+k4	0,04	0,52	0,28	0	0,99
S05: M.25+k3-GIG	0,07	0,64	0,35	0,01	0,98
S06: M.25+k4-GIG	0,12	0,66	0,36	0,02	0,94
S07: M.30+k3-GIG	0,08	0,87	0,59	0,03	0,94
S08: M.30+k4-GIG	0,12	0,75	0,48	0,04	0,91
S09: M.35+k4-GIG	0,14	0,81	0,53	0,05	0,90
S10: M.30+k3-GIG-CPUE	0,03	1	0,99	0,37	0,22
S11: M.30+k4-GIG-CPUE	0,06	0,98	0,92	0,25	0,44

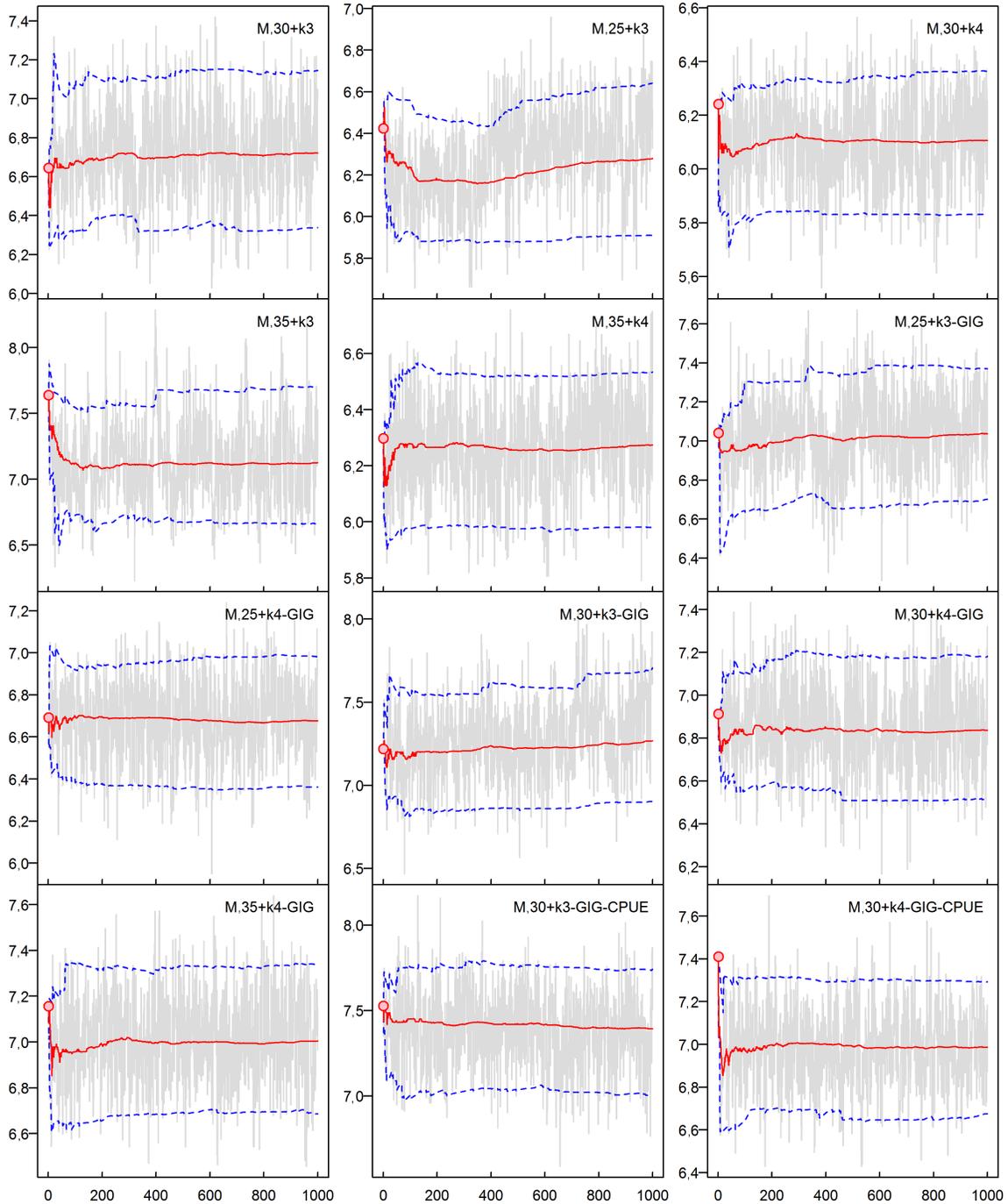


Figure F.18. C-B Nord: Courbes de trace (12 passes du modèle) pour les échantillons MCCM de $\log(R_0)$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité). La longueur de la chaîne MCCM était de 60 millions et un échantillon était prélevé à chaque 50 000^e itération de façon à obtenir 1 000 échantillons MCCM après avoir retiré 200 échantillons ayant servi de rodage. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines montrent la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon), et les lignes tiretées représentent les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges correspondent aux estimations du MDP.

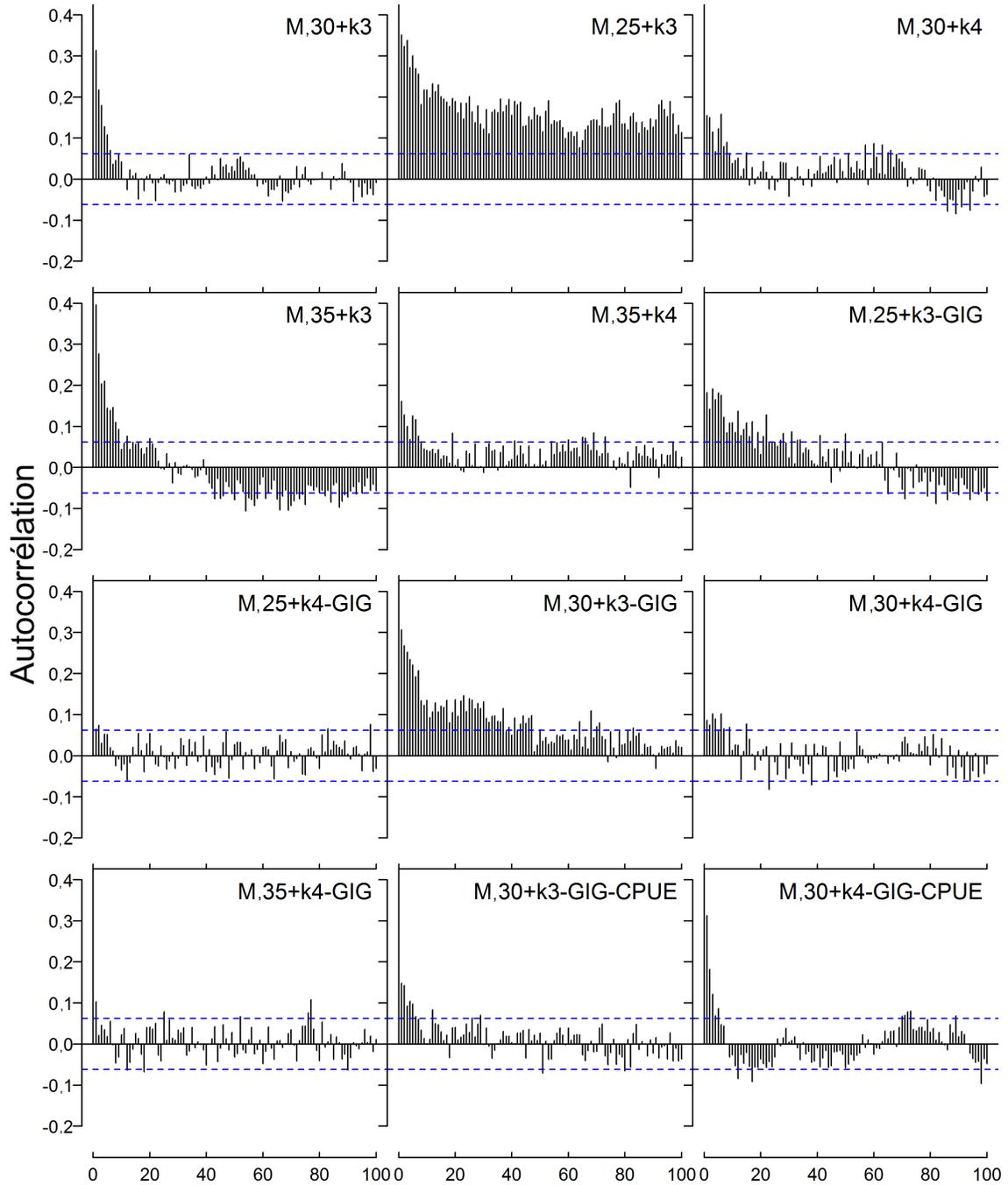


Figure F.19. C-B Nord: Autocorrelation plots (12 passes du modèle) pour les échantillons MCMC de $\log(R_0)$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité). Les passes selon la méthode MCMC comprenaient 1 000 échantillons chacune.

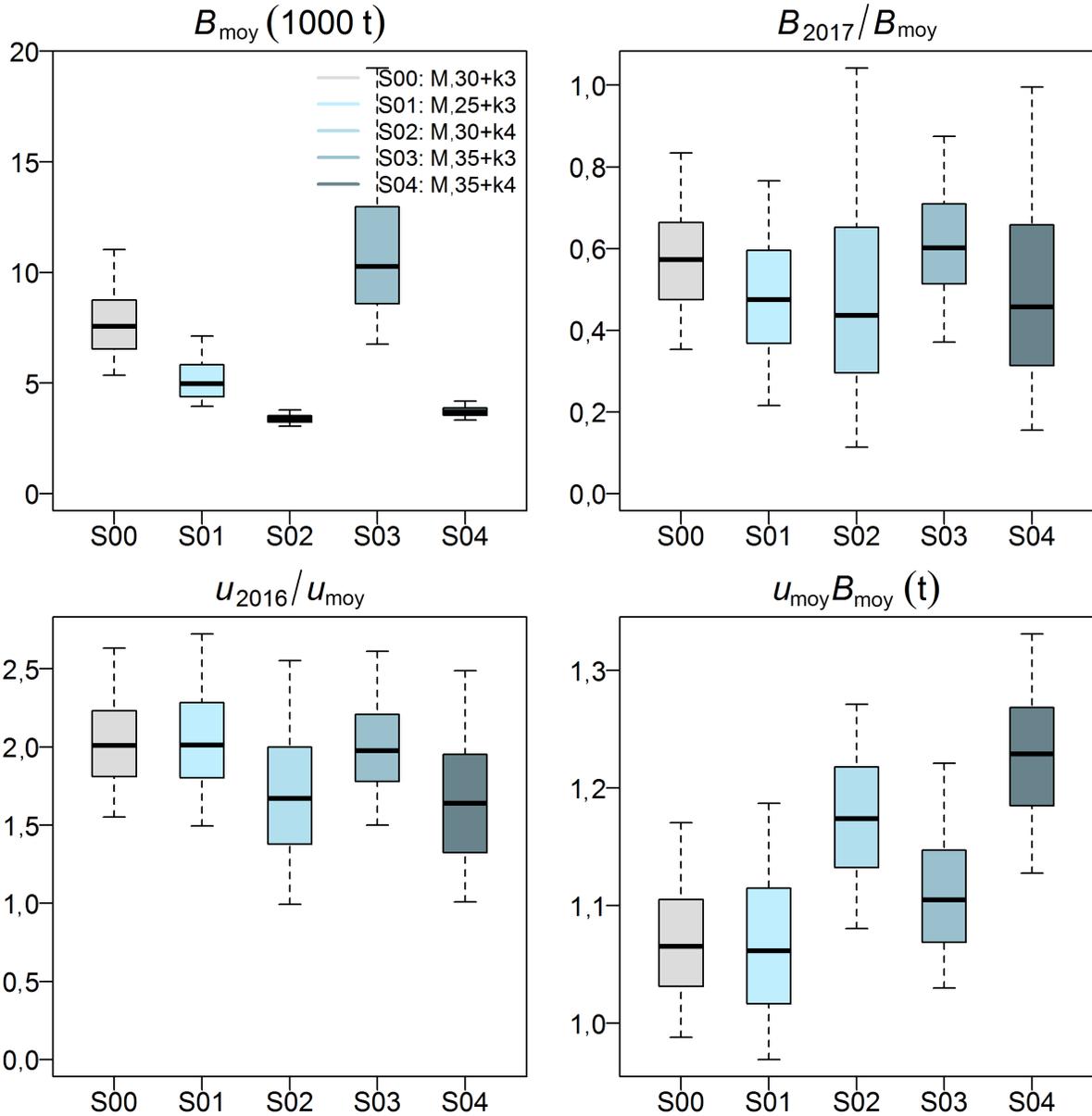


Figure F.20. C-B Nord: Diagrammes de quantiles comparant l'exemple de cas du modèle (S00 avec $M=0,30$ et $k=3$ en s'appuyant sur le modèle de croissance de l'est du golfe d'Alaska) aux autres passes faisant varier la mortalité naturelle, avec $M=0,25, 0,30, 0,35$, et l'âge de recrutement en lame de couteau k , avec $k=3,4$. Le délimiteur et les limites du rectangle représentent les quantiles à 0,5 (médiane), 0,25 et 0,75, respectivement, et les moustaches délimitent les quantiles à 0,05 et 0,95. Les valeurs aberrantes ne sont pas indiquées.

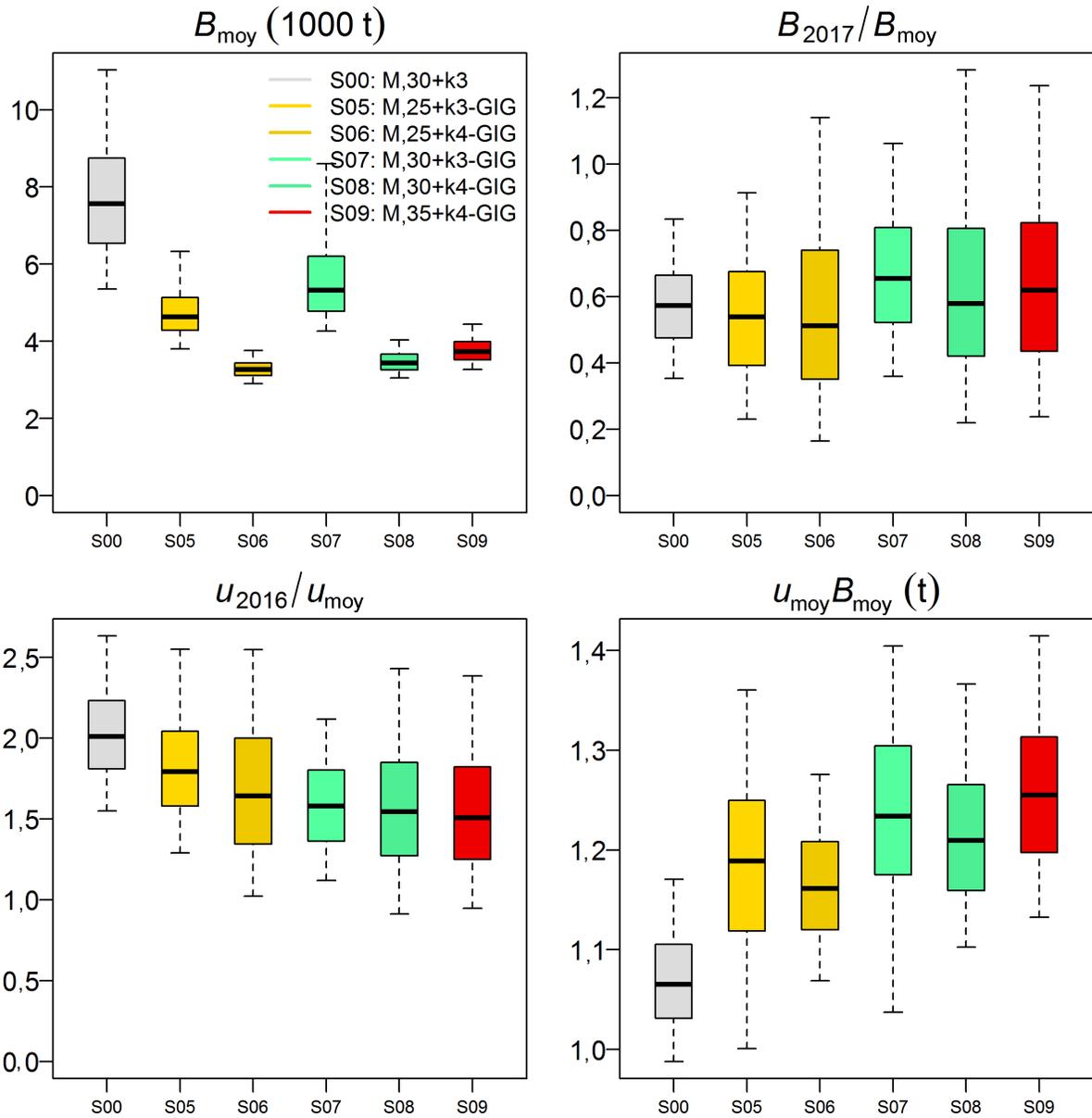


Figure F.21. C-B Nord: Diagrammes de quantiles comparant le cas de référence S00 à d'autres passes n'utilisant pas les relevés historiques dans le canyon de l'île Goose (CIG). Les délimiteurs des rectangles des quantiles sont détaillés dans la figure F.20.

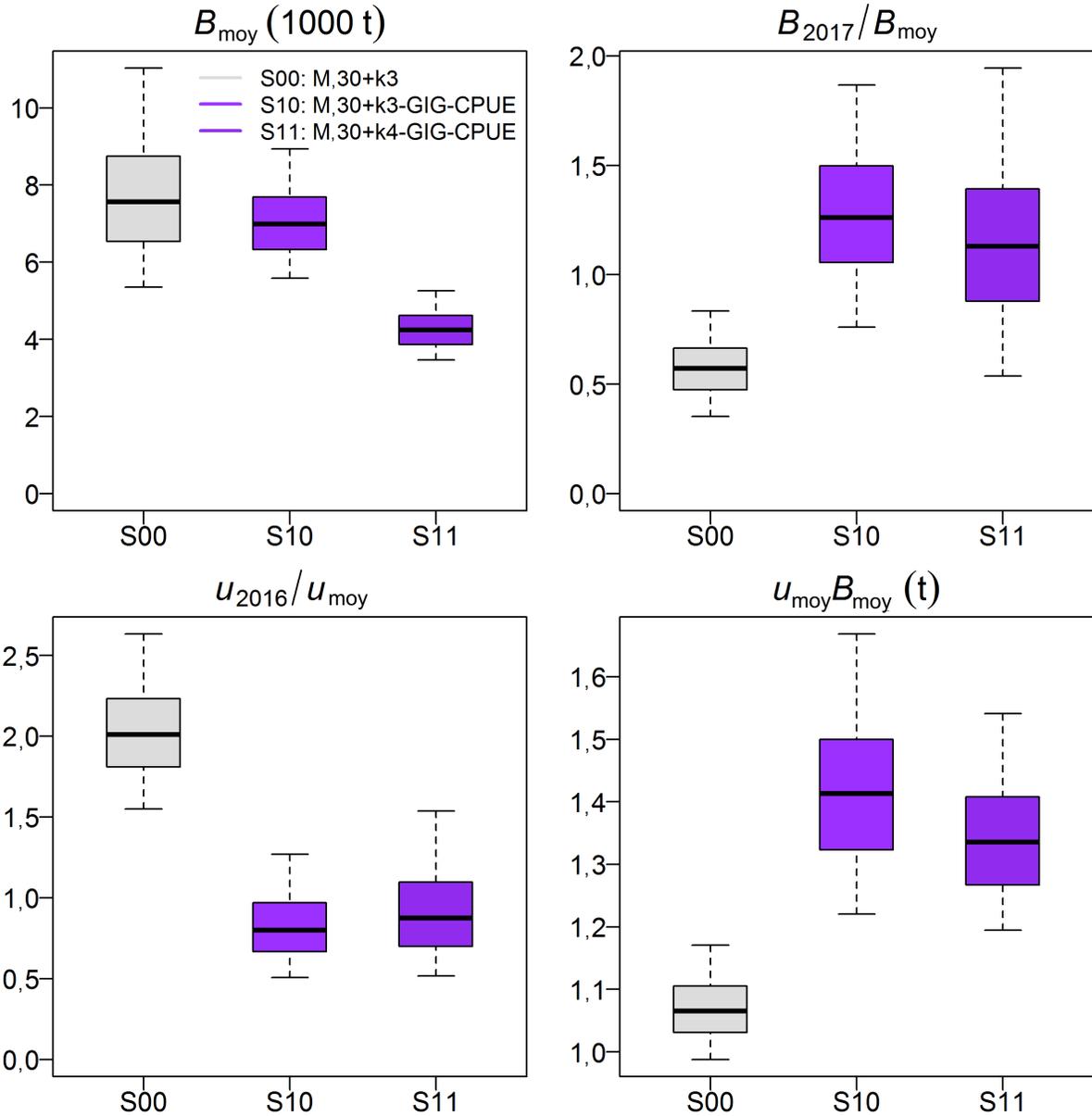


Figure F.22. C-B Nord: Diagrammes de quantiles comparant le cas de référence S00 à d'autres passes n'utilisant pas la série de relevés dans le CIG ni la série de la CPUE dans la pêche commerciale au chalut. Les délimiteurs des rectangles des quantiles sont détaillés dans la figure F.20.

F.2.3. Composite de la moyenne des modèles – Nord

Trois passes du modèle pour le C-B Nord ont été sélectionnées pour être incluses dans la moyenne à posteriori des modèles sur la base des critères suivants (voir les tableaux F.2 et F.4):

- utiliser des passes du modèle où la F_{\max} médiane pour l'ensemble des échantillons MCCM était < 2 ;
- ajouter des passes du modèle où la F_t annuelle médiane n'était > 2 qu'une seule fois;
- supprimer les passes du modèle ayant un mauvais diagnostic (classement > 2).

Pour le stock du C-B Nord, ces critères ont permis de sélectionner 3 modèles sur 12 :

- S00: M0,30+k3 (classement = 1,25, F_{\max} médiane = 0,71, années où $F_t > 2$ médiane = 0)
- S03: M0,35+k3 (classement = 1,50, F_{\max} médiane = 0,51, années où $F_t > 2$ médiane = 0)
- S10: M0,30+k3-CIG-CPUE (classement = 2,00, F_{\max} médiane = 18,4, années où $F_t > 2$ médiane = 1)

Le tableau F.6 montre les quantités basées sur le modèle et les quantités basées sur les PRH (quantiles 0,05, 0,50 et 0,95) de la moyenne à posteriori des modèles d'après 3 000 échantillons MCCM regroupés. Le tableau F.8 donne le tableau de décision pour ce scénario composite de la moyenne des modèles, qui indique les probabilités que B_{2019} dépasse divers points de référence. La figure F.23 montre l'état des stocks B_{2017}/B_{moy} dans le scénario composite de la moyenne des modèles et dans les 3 modèles qui contribuent au modèle composite. Enfin, les tableaux F.9–F.11 montrent les tableaux de décision à deux ans pour les scénarios contribuant au scénario composite.

Tableau F.6. Nord de la C.-B.: 5^e, 50^e, et 95^e centiles des quantités calculées selon la méthode MCCM à partir de 3 000 échantillons MCCM constituant le scénario composite de la moyenne des modèles.

Définitions : B_{2017} – biomasse reproductrice de l'année en cours, B_{moy} – biomasse moyenne de 1967 à 2016, B_{min} – biomasse minimale faisant office de PRL (et $\text{PRS} = 2\text{PRL}$), u_{2016} – taux de récolte (rapport entre le total des prises et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016, u_{moy} – taux de récolte moyen de 1967 à 2016. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. For reference, the average catch over the last 5 years (2011-2015) is 992 t.

	5%	50%	95%
Quantités basées sur le modèle			
B_{2017}	2 621	6 185	13 927
B_{moy}	5 634	7 837	14 626
B_{2017}/B_{moy}	0,385	0,683	1,62
u_{2016}	0,106	0,214	0,406
Quantités basées sur les PRH			
B_{min}	654	2 051	4 818
$2B_{\text{min}}$	1 307	4 101	9 636
$B_{\text{min}}/B_{\text{moy}}$	0,0921	0,270	0,388
$2B_{\text{min}}/B_{\text{moy}}$	0,184	0,540	0,775
B_{2017}/B_{min}	1,29	2,31	16,1
u_{moy}	0,0744	0,150	0,234
u_{2016}/u_{moy}	0,602	1,79	2,52

Tableau F.7. Nord de la C.-B. : Tableau de décision pour le scénario composite de la moyenne des modèles pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2018} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2017} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités sont exprimées en proportion des échantillons MCCM provenant de trois scénarios regroupés choisis pour leurs diagnostics MCCM se comportant bien. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 0,99$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,62$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,27$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,74$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 992 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2017}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,23	0,99	0,58	0,26	0
100	0,17	0,99	0,56	0,26	0
200	0,12	0,98	0,54	0,25	0
300	0,10	0,98	0,53	0,24	0,01
400	0,08	0,97	0,51	0,24	0,08
500	0,07	0,96	0,50	0,23	0,24
600	0,06	0,95	0,48	0,22	0,45
700	0,05	0,94	0,47	0,22	0,58
800	0,04	0,93	0,46	0,21	0,65
900	0,03	0,91	0,45	0,21	0,68
1000	0,03	0,90	0,43	0,20	0,70
1200	0,02	0,87	0,42	0,18	0,74
1400	0,01	0,84	0,40	0,18	0,80
1600	0,01	0,80	0,39	0,16	0,85
1800	0,01	0,76	0,38	0,15	0,90
2000	0,01	0,71	0,37	0,13	0,93
2500	0	0,62	0,35	0,11	0,98
3000	0	0,54	0,34	0,09	0,99
3500	0	0,48	0,32	0,07	1
4000	0	0,43	0,30	0,05	1
4500	0	0,40	0,28	0,04	1
5000	0	0,37	0,26	0,03	1

Tableau F.8. Nord de la C.-B. : Tableau de décision pour le scénario composite de la moyenne des modèles pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l’année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d’année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités sont exprimées en proportion des échantillons MCCM provenant de trois scénarios regroupés choisis pour leurs diagnostics MCCM se comportant bien. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l’année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 0,99$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,62$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,27$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,74$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 992 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,23	0,99	0,54	0,24	0
100	0,17	0,98	0,51	0,23	0
200	0,13	0,96	0,48	0,22	0
300	0,09	0,95	0,46	0,21	0,03
400	0,07	0,93	0,44	0,20	0,17
500	0,05	0,89	0,42	0,19	0,41
600	0,04	0,86	0,40	0,17	0,58
700	0,04	0,82	0,39	0,16	0,65
800	0,02	0,79	0,38	0,15	0,69
900	0,02	0,74	0,37	0,14	0,71
1000	0,02	0,71	0,36	0,12	0,74
1200	0,01	0,63	0,35	0,11	0,81
1400	0,01	0,55	0,34	0,09	0,88
1600	0	0,51	0,33	0,07	0,93
1800	0	0,46	0,32	0,06	0,96
2000	0	0,42	0,30	0,05	0,98
2500	0	0,36	0,26	0,03	1
3000	0	0,30	0,22	0,01	1
3500	0	0,26	0,18	0,01	1
4000	0	0,22	0,14	0,01	1
4500	0	0,20	0,11	0	1
5000	0	0,17	0,08	0	1

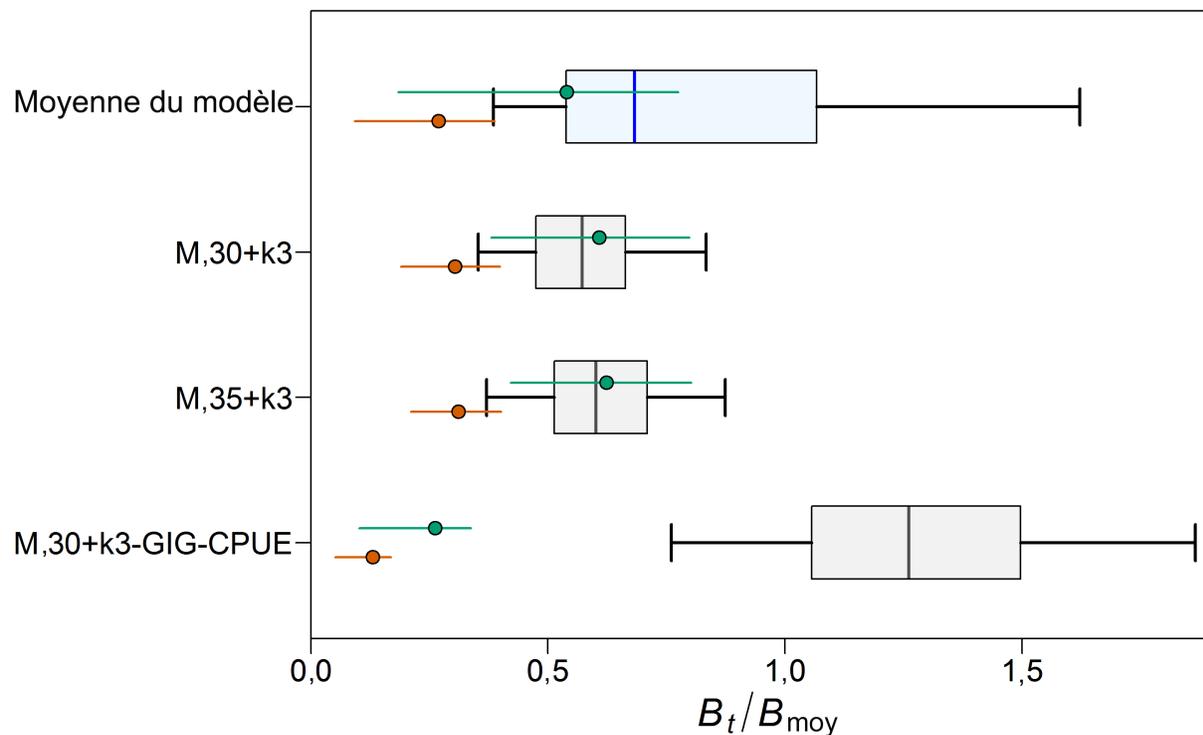


Figure F.23. C-B Nord: État du stock actuel B_{2017} par rapport à B_{moy} , les lignes tiretées représentant les points de référence historiques (B_{min}/B_{moy} , $2B_{min}/B_{moy}$) qui correspondent aux points de référence provisoires basés sur le RMS dans l'approche de précaution du MPO. L'état du stock est indiqué pour le scénario composite de la moyenne des modèles comprenant 3 passes du modèle regroupées ainsi que pour chacune des 3 passes du modèle (voir le tableau F.2 pour les définitions de ces passes du modèle). Les tracés en boîtes montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la méthode de MCCM. M = taux instantané de mortalité naturelle (y^{-1}); k = âge (en années) au moment du recrutement en lame de couteau.

Tableau F.9. Nord de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S00 : M0,30+k3 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 0,98$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,41$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,01$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 1$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 992 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,28	0,98	0,34	0	0
100	0,20	0,97	0,29	0	0
200	0,13	0,95	0,24	0	0
300	0,08	0,92	0,18	0	0,05
400	0,05	0,88	0,15	0	0,29
500	0,03	0,82	0,12	0	0,67
600	0,02	0,76	0,09	0	0,90
700	0,02	0,68	0,07	0	0,97
800	0,01	0,62	0,06	0	0,99
900	0,01	0,54	0,05	0	1
1000	0	0,46	0,03	0	1
1200	0	0,34	0,02	0	1
1400	0	0,22	0,01	0	1
1600	0	0,14	0,01	0	1
1800	0	0,09	0	0	1
2000	0	0,07	0	0	1
2500	0	0,03	0	0	1
3000	0	0,01	0	0	1
3500	0	0,01	0	0	1
4000	0	0,01	0	0	1
4500	0	0,01	0	0	1
5000	0	0	0	0	1

Tableau F.10. Nord de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S03 : $M0,35+k3$ pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 0,99$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,45$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,02$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 1$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 992 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,16	0,98	0,27	0	0
100	0,12	0,97	0,24	0	0
200	0,09	0,94	0,22	0	0
300	0,07	0,93	0,20	0	0,04
400	0,06	0,90	0,16	0	0,20
500	0,04	0,86	0,14	0	0,56
600	0,04	0,82	0,12	0	0,83
700	0,03	0,79	0,10	0	0,94
800	0,02	0,76	0,08	0	0,98
900	0,02	0,70	0,06	0	1
1000	0,01	0,66	0,06	0	1
1200	0,01	0,56	0,04	0	1
1400	0	0,44	0,04	0	1
1600	0	0,39	0,03	0	1
1800	0	0,30	0,02	0	1
2000	0	0,24	0,01	0	1
2500	0	0,14	0	0	1
3000	0	0,09	0	0	1
3500	0	0,06	0	0	1
4000	0	0,03	0	0	1
4500	0	0,02	0	0	1
5000	0	0,02	0	0	1

Tableau F.11. Nord de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S10 : M0,30+k3-CIG-CPUE pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,80$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,23$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 992 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,23	1	1	0,73	0
100	0,19	1	1	0,69	0
200	0,16	1	1	0,66	0
300	0,13	1	1	0,62	0
400	0,10	1	1	0,60	0
500	0,08	1	1	0,56	0,01
600	0,07	1	1	0,51	0,02
700	0,06	1	1	0,47	0,04
800	0,05	1	0,99	0,44	0,08
900	0,04	1	0,99	0,41	0,13
1000	0,03	1	0,99	0,37	0,22
1200	0,02	1	0,98	0,32	0,43
1400	0,02	0,99	0,97	0,26	0,64
1600	0,02	0,99	0,96	0,22	0,79
1800	0,01	0,98	0,93	0,18	0,89
2000	0,01	0,97	0,89	0,14	0,95
2500	0	0,90	0,78	0,08	0,99
3000	0	0,81	0,66	0,04	1
3500	0	0,72	0,53	0,02	1
4000	0	0,63	0,42	0,02	1
4500	0	0,56	0,32	0,01	1
5000	0	0,49	0,25	0,01	1

F.3. STOCK DU SUD DE LA C.-B.

F.3.1. Exemple de cas – Sud

Un exemple de passe du modèle pour le stock du C-B Sud est présenté pour montrer plus de détails dans les résultats. Ce modèle est basé sur le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk et de l'est de la mer de Béring tiré de Janusz et Horbowy (1997) et comprend les éléments suivants :

- mortalité naturelle instantanée M fixée à 0,30;
- recrutement en lame de couteau à l'âge $k = 3$ ans;
- distribution à priori bêta de l'inclinaison h (moyenne = 0,7, écart-type = 0,15);
- poids moyens non triés normalisés de 1972 à 2016 ($\bar{w} = 0,52052$ kg);
- allométrie longueur-poids : $\alpha = 7,3536E-06$, $\beta = 3,030278$;
- paramètres de Brody : $\alpha_g = 0,14441$ kg, $\rho_g = 0,87063$, $w_k = 0,24875$ kg;
- paramètres de croissance : $L_\infty = 50,82725$ cm, $\kappa = 0,199054$, $t_0 = -1,78968$ an;
- Erreurs : observation $\sigma_O = 0,2$, recrutement $\sigma_R = 0,6$, poids moyen $\sigma_W = 0,15$;
- à priori sur q uniformes de -10 à 0;
- indices de la CPUE pour la spn (uniformes de -10 à 0);
- série de prises (GFFOS consulté le 12 septembre 2016);
- équilibre à partir de 1967 (utilisation de tous les relevés historiques dans le CIG, y compris celui de 1995);
- poids égal pour chaque classe d'âge lors de l'estimation des paramètres du modèle de von Bertalanffy par sexe, en interpolant entre les sexes le modèle des deux sexes combinés;
- estimation de $\ln(R_0)$ (à priori uniforme) et correction de $\ln(\bar{R})$ et $\ln(R_{\text{init}})$ par rapport à $\ln(R_0)$;
- version `iscam-delaydiff.exe` datée du 3 janvier 2017.

F.3.1.1. Résultats du MDP – exemple (sud)

Le mode de la distribution à posteriori (MDP) pour ce modèle (présenté dans le tableau F.12) est estimé en réduisant la fonction objective (composantes résumées dans la section E.2.1). Les résultats sont présentés pour montrer les ajustements apportés par le modèle aux données observées et servent de point de départ pour les simulations selon la méthode MCCM. Les ajustements du MDP sont indiqués pour les indices d'abondance (figure F.24), les poids moyens annuels et le recrutement annuel (figure F.25). Les ajustements aux indices des relevés et de la CPUE sont généralement raisonnables, bien que le modèle soit incapable de prendre en compte les variations brusques dans certaines séries. Le modèle n'est pas non plus capable d'ajuster les valeurs élevées du poids moyen enregistrées au début de la série (figure F.25). À la place, il fluctue près de la moyenne de la série, avec une tendance générale en forme de dôme qui tente de prendre en compte les valeurs élevées des années 1970 et 1980. Les événements de recrutement dépassent 10 fois la médiane à long terme de la série; l'événement de 1975 est environ 11 fois plus élevé que la médiane à long terme. Les ajustements des données sur les prises ne sont pas présentés car le modèle est paramétré de manière à toujours s'ajuster étroitement aux prises.

F.3.1.2. Résultats de la simulation MCCM – exemple (sud)

La procédure MCCM a effectué 60 000 000 d'itérations, en prélevant des échantillons tous les 50 000 pour donner 1 200 tirages (1 000 échantillons après élimination des 200 premiers, y compris le point de départ du MDP, ayant servi de rodage). Les 1 000 échantillons ont été utilisés pour estimer les paramètres et les quantités d'intérêt, y compris l'état des stocks par année et les probabilités de dépasser les points de référence.

Les traces obtenues selon la méthode MCCM montrent de bonnes propriétés de convergence (pas de tendance présentant une augmentation du nombre d'échantillons) pour les principaux paramètres estimés (figure F.26); cependant, une analyse diagnostique réalisée en divisant les échantillons en trois segments pour vérifier la cohérence sur toute la longueur de la chaîne (figure F.27) indique une certaine instabilité dans le temps. Les graphiques d'autocorrélation (figure F.28) le confirment avec une certaine périodicité sur 100 retards et une corrélation sérielle significative pour les 5 à 10 premiers retards pour tous les paramètres sauf h . Les diagrammes par paires des paramètres estimés (figure F.29) ne présentent pas de corrélation indésirable entre les deux paramètres primaires, $\ln(R_0)$ et h , bien que tous les paramètres q soient fortement corrélés avec $\ln(R_0)$ et entre eux, comme on pouvait s'y attendre. Les quantiles MCCM pour les paramètres, la biomasse et l'état par rapport aux points de référence historiques sont résumés dans le tableau F.12.

Les distributions à posteriori marginales, ainsi que les à priori correspondants pour les paramètres estimés, sont présentés dans la figure F.30. Seul le paramètre de l'inclinaison a utilisé un à priori informatif, et sa distribution à posteriori correspondait en grande partie à l'à priori. Cela indique qu'il y avait relativement peu de données dans ce modèle pour servir de base à ce paramètre et qu'il est peu probable que ce paramètre puisse être estimé sans utiliser un à priori.

La courbe de la biomasse reproductrice estimée (figure F.31) montre une forte augmentation au milieu des années 1970 suivie d'un déclin jusqu'à un point bas en 2008. Depuis, la biomasse reproductrice augmente et la biomasse actuelle B_{2017} médiane est très proche de la biomasse moyenne B_{moy} . Si l'on prend l'hypothèse d'une politique de capture de 3 250 t/an, soit quasiment le double du TAC actuel de 1 790 t/an dans la zone 5AB, mais un chiffre proche des prises moyennes sur 5 ans de 3 256 t dans la région du C-B Sud, la biomasse projetée diminue dans les conditions du recrutement moyen.

Cette passe du modèle estime quelques fortes poussées de recrutement en 1970, 1974 et 2014 (figure F.32). Le premier recrutement élevé se produit en l'absence de pression de la pêche et la biomasse reproductrice augmente donc considérablement (figure F.31). Par la suite, du fait de la forte pression de la pêche, la population diminue jusqu'à un minimum en 2008, mais après ce point, la pêche ne semble pas freiner un recrutement médiocre (figure F.33). La mortalité par pêche atteint un pic en 2003, avec une valeur médiane de F de $0,275 \text{ an}^{-1}$, et diminue ensuite jusqu'à atteindre $0,028 \text{ an}^{-1}$ en 2016. La valeur médiane (et les 5e et 95e centiles entre parenthèses) du niveau estimé d'épuisement de la biomasse (B_t/B_{moy}) à la fin de la dernière année de la reconstruction est de 1,02 (0,68, 1,4), la valeur selon le MDP de 1 étant nettement supérieure à la médiane de la distribution à posteriori de cette quantité (figure F.33).

L'utilisation des points de référence historiques est illustrée dans la figure F.34. Dans l'hypothèse d'une politique de capture de 3 250 t/an, B_{2019} est inférieur à B_{2017} et à B_{moy} . Les trois estimations de la biomasse se situent au-dessus du PRL et du PRS, la médiane de B_{2017} étant légèrement supérieure à la médiane de la biomasse moyenne B_{moy} . Le taux actuel de mortalité

par pêche F_{2016} est inférieur à la valeur moyenne de F , à la valeur minimale de F enregistrée en 2008 et aux taux de mortalité par pêche maximaux observés au cours de la période d'évaluation. Le diagramme de phase (figure F.35) confirme que l'état actuel des stocks est nettement supérieur au PRL et au PRS et que le taux de récolte actuel en milieu d'année u_{2016} est inférieur au taux de récolte moyen sur la série chronologique.

Tableau F.12. Sud de la C.-B. : 5^e, 50^e, et 95^e centiles des estimations des paramètres et des quantités calculées selon la méthode MCCM à partir de 1 000 échantillons MCCM pour l'exemple de passe du modèle. Certains paramètres fixes sont indiqués uniquement pour le MDP. Voir l'annexe E pour les définitions des paramètres. Les indices 1 à 3 de q renvoient aux relevés indépendants de la pêche, l'indice 4 concerne la série de la CPUE dans la pêche commerciale au chalut. Autres définitions : B_{2017} – biomasse au début de 2017, u_{2016} – taux d'exploitation (rapport entre le total des prises et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016, B_{moy} – biomasse moyenne de 1967 à 2016, PRL (point de référence limite) – biomasse médiane minimale estimée dans la série chronologique, PRS (point de référence supérieur du stock) – deux fois la biomasse au PRL. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. À titre de référence, la moyenne des prises pour les 5 dernières années (2011-2015) s'élève à 3 256 t.

	5%	50%	95%	MPD
Paramètres				
R_0	7 614	13 738	36 627	13 347
h	0,505	0,751	0,926	0,792
M				0,3
q_1	0,00562	0,0146	0,0252	0,0191
q_2	0,0019	0,00561	0,0109	0,00779
q_3	0,00806	0,0244	0,0468	0,0335
q_4	0,00001	0,000031	0,00006	0,000043
Quantités basées sur les PRH				
B_{2017}	43 736	91 200	280 228	67 025
B_{moy}	50 723	89 549	244 104	66 878
LRP = B_{2008}	7 296	16 655	50 664	10 239
USR = $2B_{2008}$	14 593	33 309	101 328	20 478
B_{2017}/B_{moy}	0,679	1,02	1,4	1
B_{2017}/B_{2008}	2,59	5,82	8,11	6,55
$B_{2017}/2B_{2008}$	1,29	2,91	4,06	3,27
u_{moy}	0,0127	0,0383	0,0696	0,0511
u_{2016}/u_{moy}	0,582	0,735	0,946	0,739

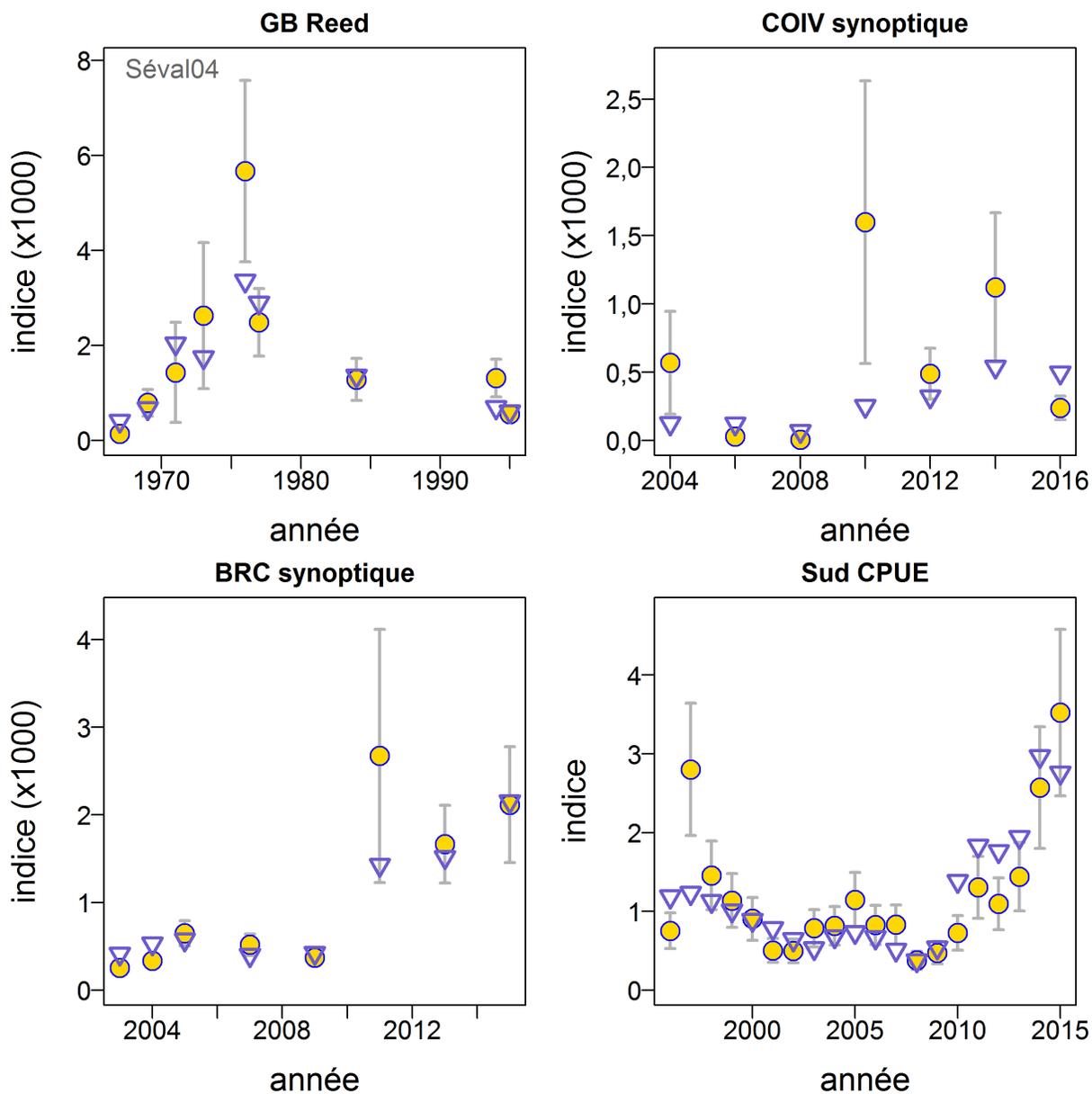


Figure F.24. C-B Sud: Ajustements des indices du MDP par rapport aux indices d'abondance relative pour l'exemple de passe du modèle. Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les carrés représentent l'ajustement du modèle. Relevés : 1) relevé historique dans le canyon de l'île Goose (CIG), 2) relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV), 3) relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC), 4) capture par unité d'effort de goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale au chalut.

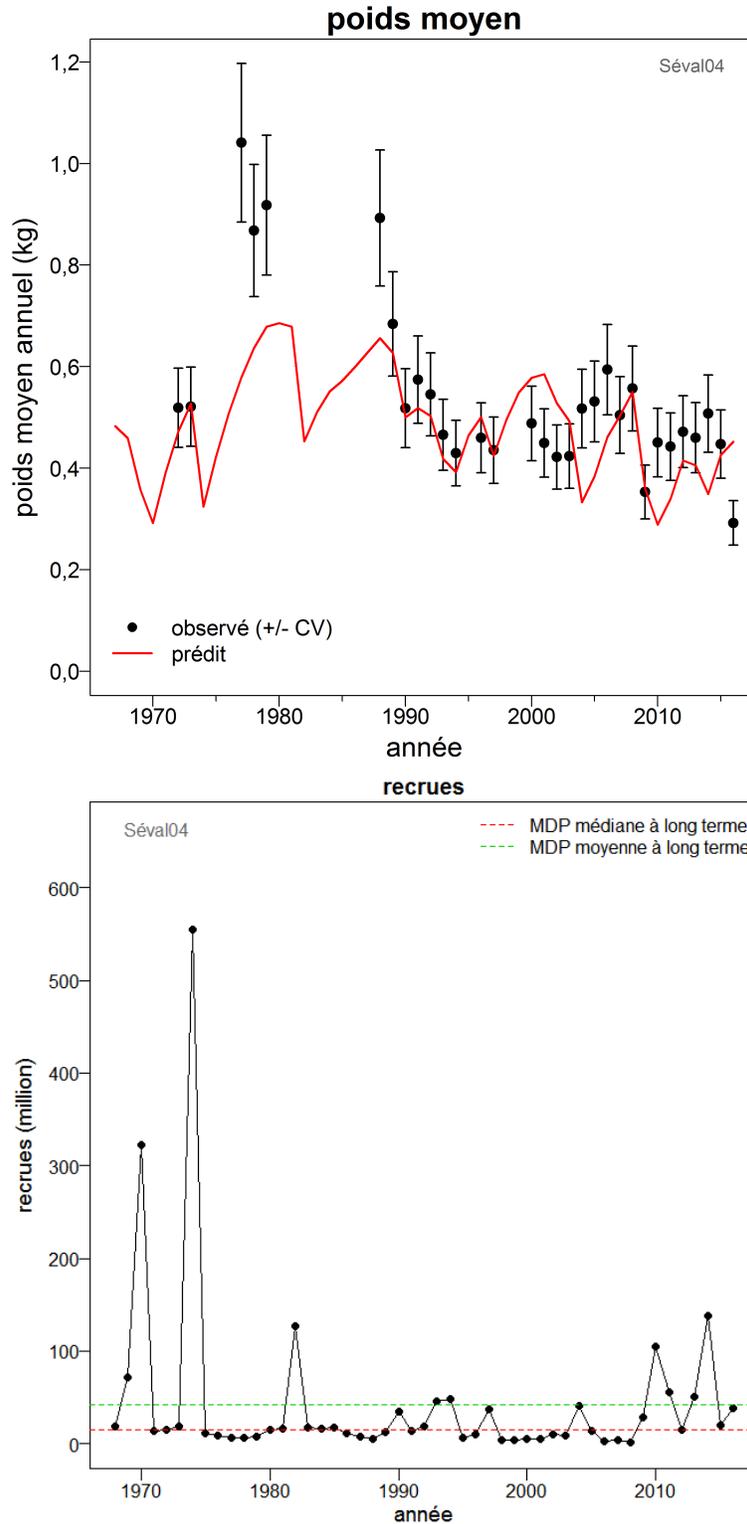


Figure F.25. C-B Sud: **[Haut]** Ajustement du MDP par rapport aux données sur le poids moyen pour l'exemple de passe du modèle. Les poids moyens prévus sont représentés par une ligne rouge et les observations sont représentées par des points. Les barres d'erreur sur les observations du poids moyen représentent un CV fixe calculé avec $\sigma_W = 0,15$. **[Bas]** Recrutement selon le MDP en milliers d'individus âgés de 3 ans au cours de l'année t pour l'exemple de passe du modèle.

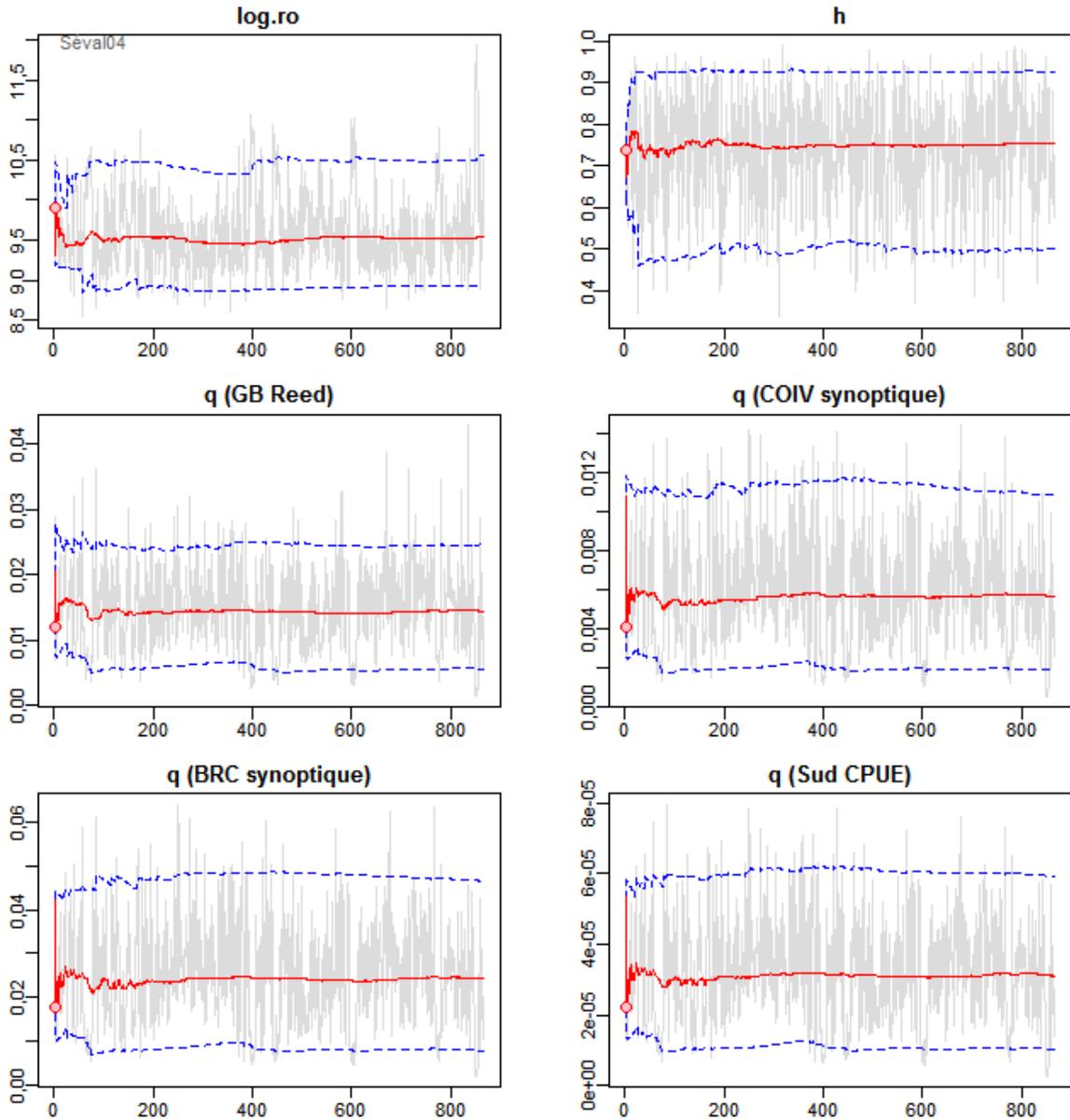


Figure F.26. C-B Sud: Courbes de trace des résultats de simulation MCCM pour les paramètres estimés dans l'exemple de passe du modèle. La simulation MCCM donne 1 000 échantillons MCCM après avoir retiré 200 échantillons. Paramètres $\log.ro$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité), h (inclinaison) et q (capturabilité) pour les relevés décrits dans la figure F.24. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines montrent la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon), et les lignes tiretées représentent les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges correspondent aux estimations du MDP.

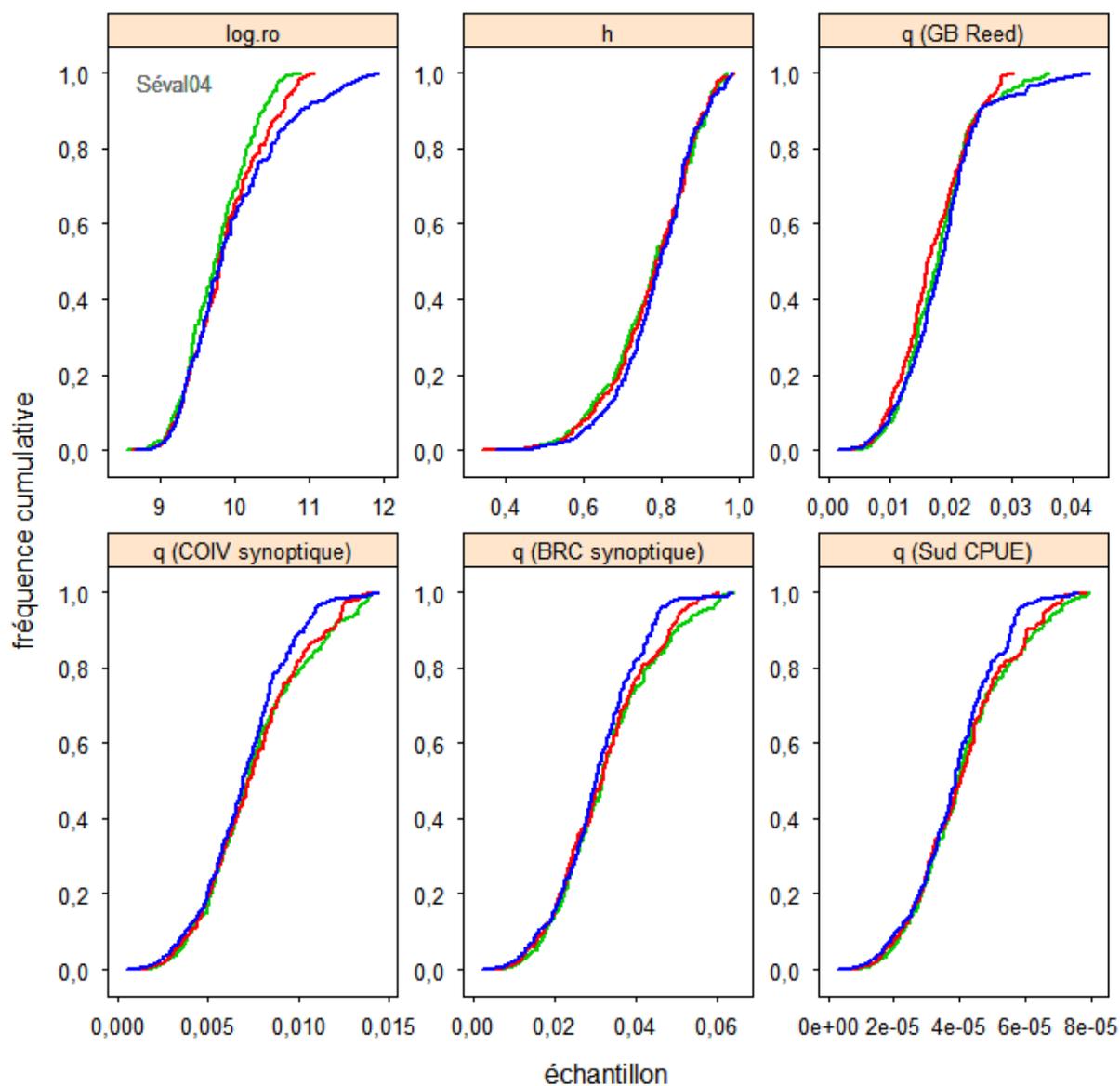


Figure F.27. C-B Sud: Graphique de diagnostic pour l'exemple de passe du modèle, obtenu en divisant la chaîne MCCM de 1 000 échantillons en trois segments et en superposant les distributions cumulées du premier segment (vert), du deuxième (rouge) et du dernier (bleu).

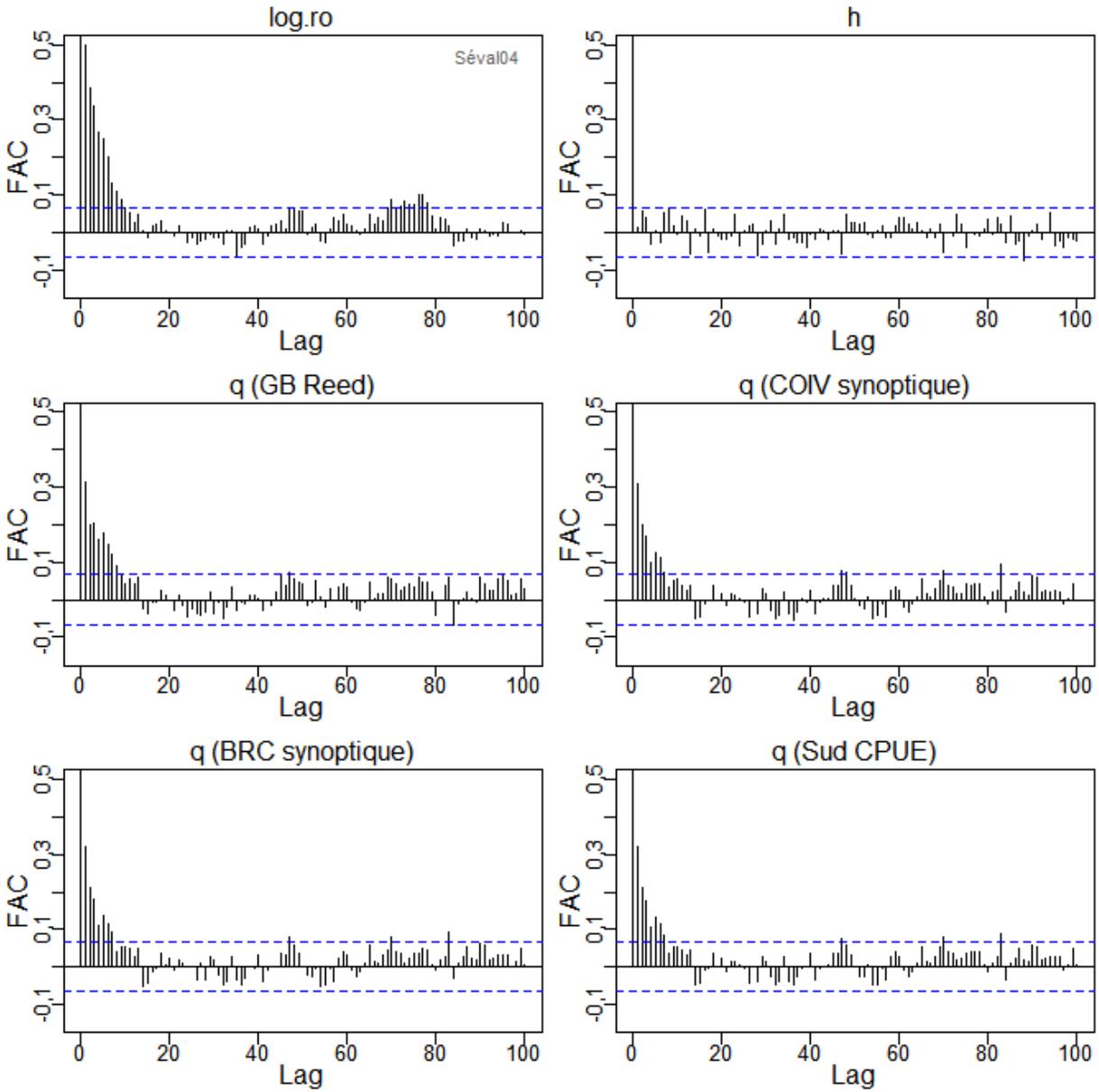


Figure F.28. C-B Sud: Graphiques d'autocorrélation des résultats de simulation MCCM pour les paramètres estimés dans l'exemple de passe du modèle. Voir la figure F.26 pour la description des paramètres.

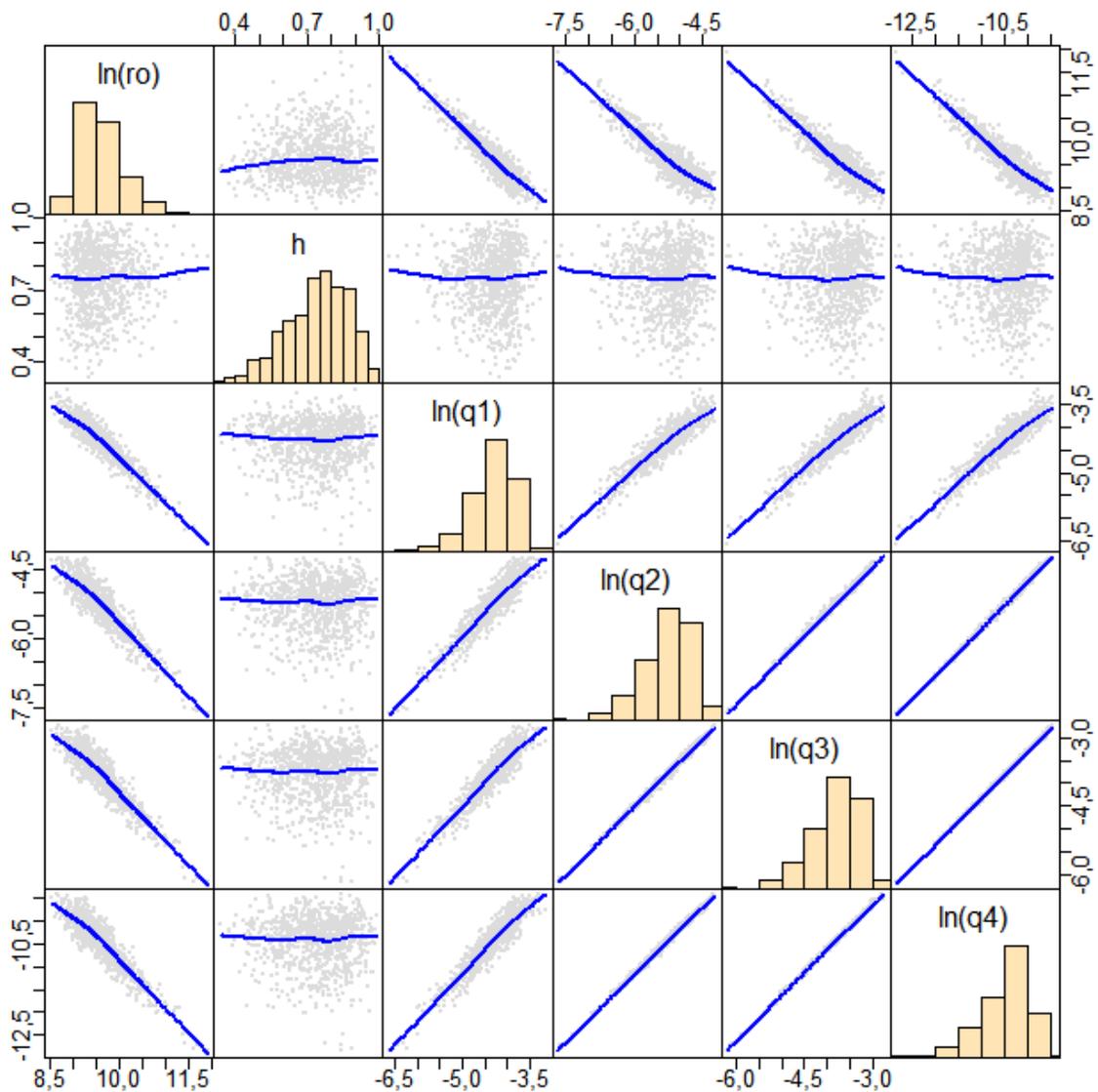


Figure F.29. C-B Sud: Diagrammes par paires à partir des 1 000 échantillons MCMC de la région du sud de la C.-B. pour les paramètres estimés de l'exemple de passe du modèle. La diagonale montre la distribution des fréquences de chaque à posteriori.

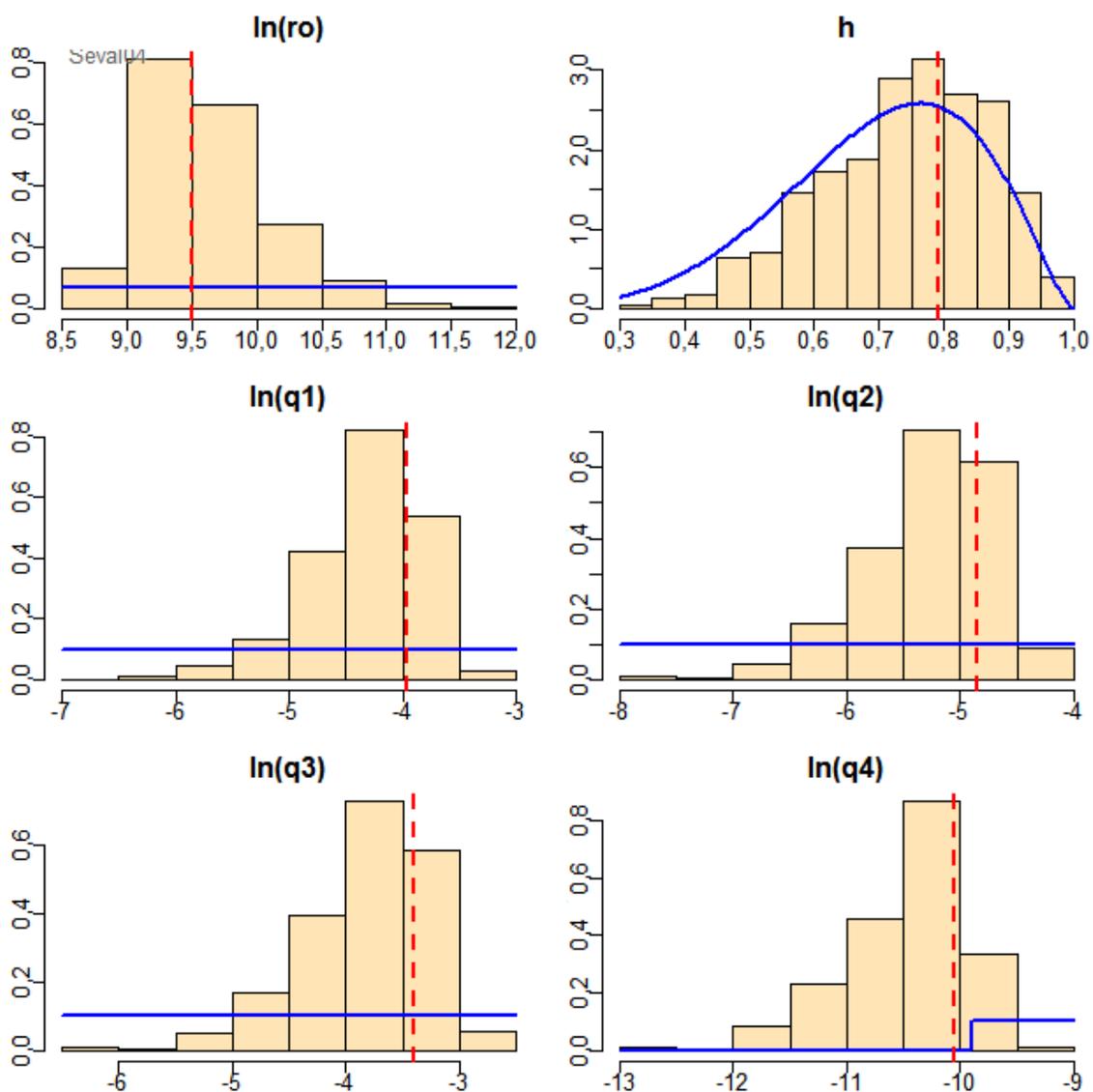


Figure F.30. C-B Sud: Distributions de probabilités à priori (lignes bleues) utilisées dans l'exemple de passe du modèle et histogrammes comparatifs des à posteriori. Les paramètres q_j représentent la capturabilité des différents relevés j définis dans la figure F.26. Les lignes verticales tiretées rouges indiquent les estimations du MDP.

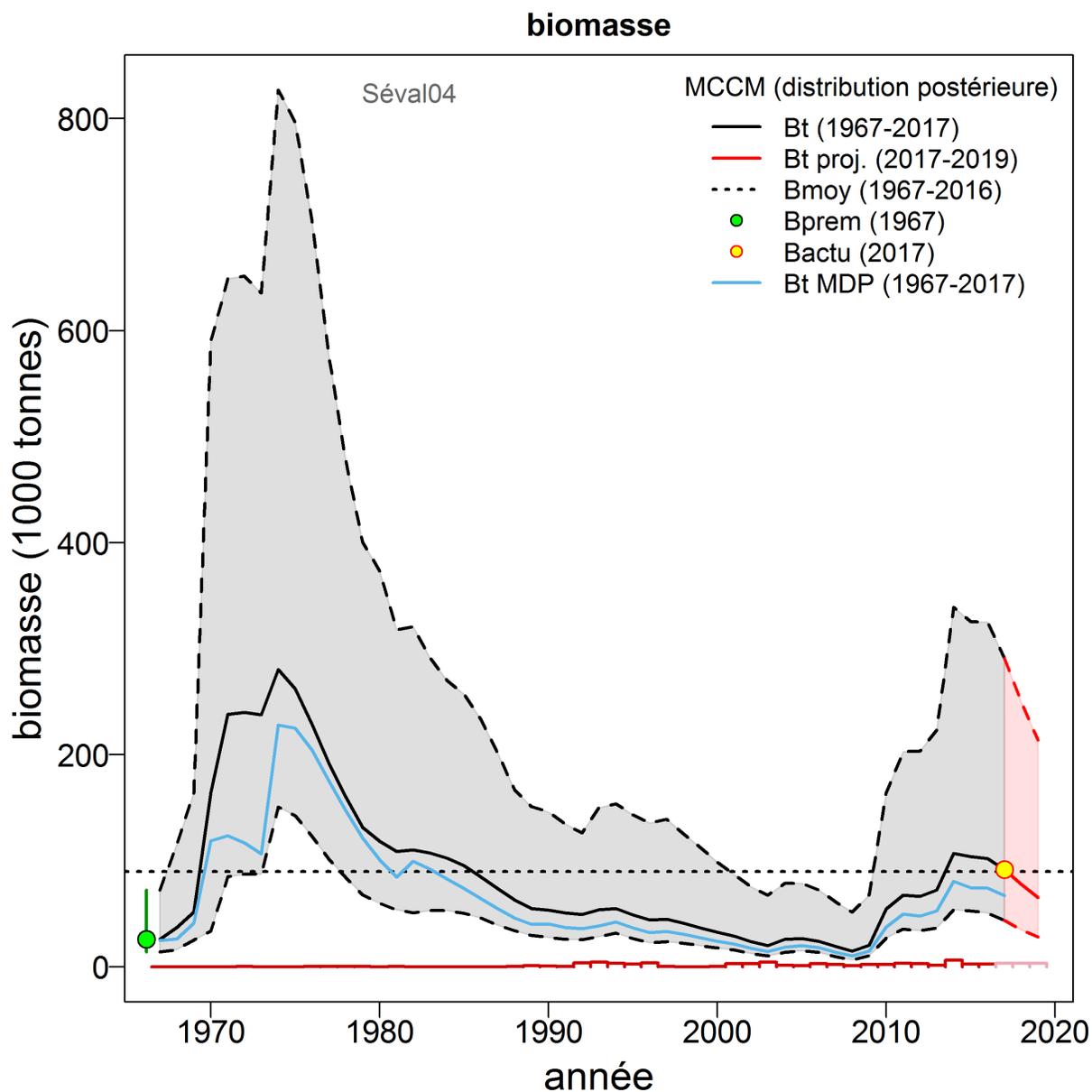


Figure F.31. C-B Sud: Estimations à posteriori de la biomasse reproductrice (1 000t) pour l'exemple de passe du modèle, avec les intervalles de crédibilité à 95% en gris. La biomasse de l'année en cours (2017, point jaune) et la biomasse projetée (2018-2022, ligne rouge), dans l'hypothèse d'une politique de capture constante de 3 250 t/an, sont encadrées par un intervalle de crédibilité à 95% ombré en rose. L'estimation à posteriori médiane de B_0 est représentée par un point vert (avec un intervalle de crédibilité à 95%) à gauche de la série chronologique. L'estimation du MDP est représentée par une ligne bleue. Le total des prises est représenté en bas par des barres rouges, et le TAC supposé en rose.

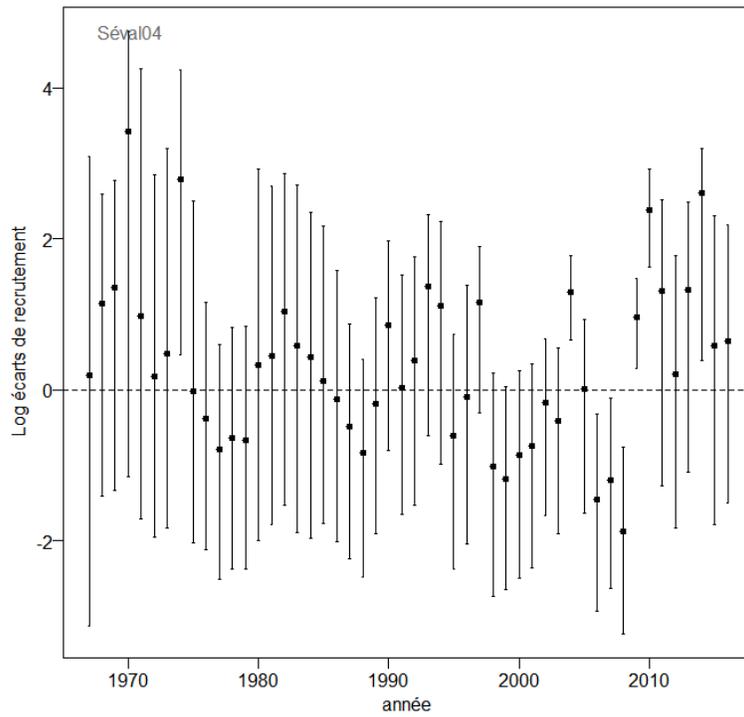
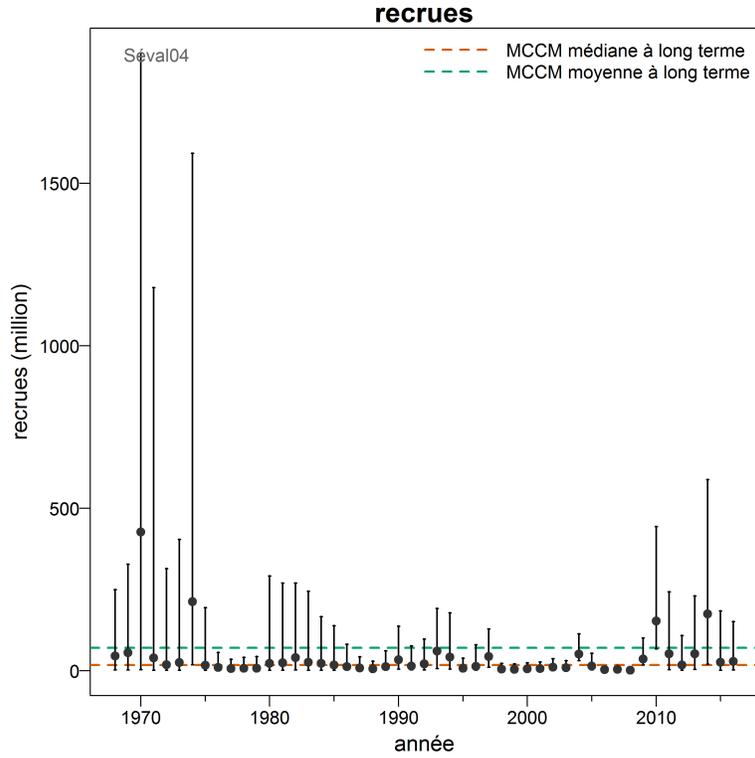


Figure F.32. C-B Sud: **[Haut]** Estimations à posteriori des recrues âgées de 3 ans pour l'exemple de passe du modèle. **[Bas]** Écart de recrutement logarithmiques pour l'exemple de passe du modèle avec les intervalles de crédibilité à 95%.

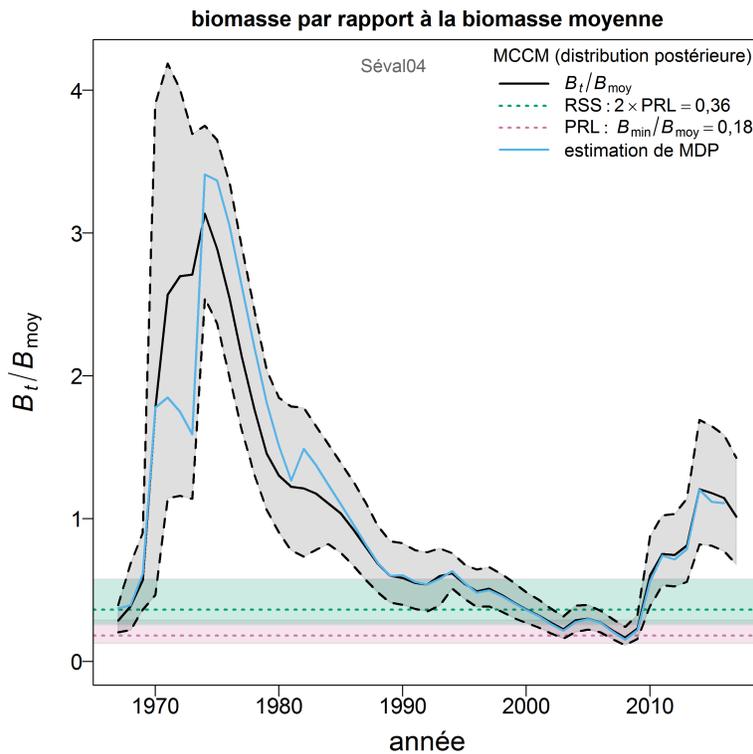
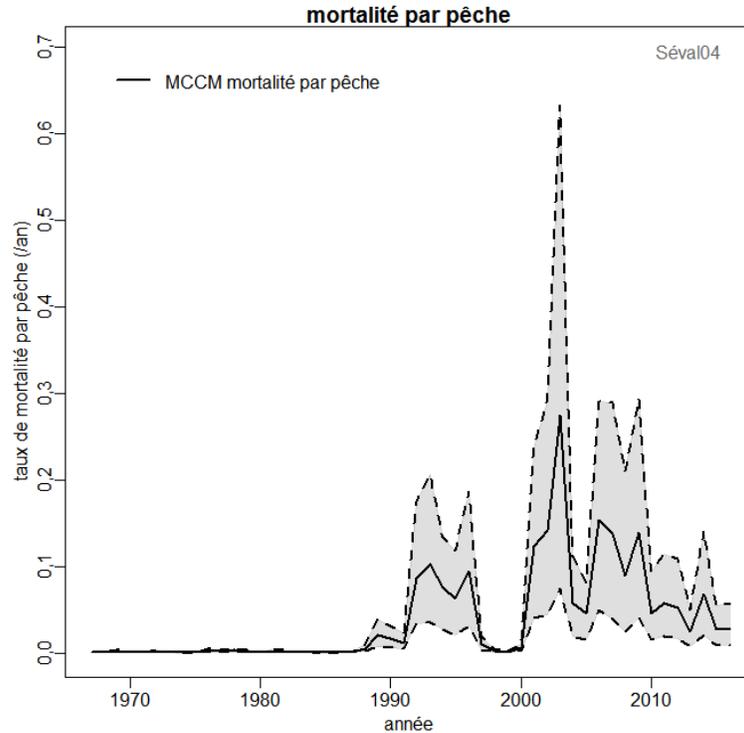


Figure F.33. C-B Sud: **[Haut]** Estimations à posteriori de la mortalité par pêche pour l'exemple de passe du modèle. **[Bas]** Épuisement de la biomasse (B_t/B_{moy}) pour l'exemple de passe du modèle, avec les intervalles de crédibilité à 95%. La figure représentant l'épuisement indique également l'estimation du MDP (ligne bleue) et les points de référence B_{min} (ligne tiretée rouge) et $2B_{min}$ (ligne tiretée verte).

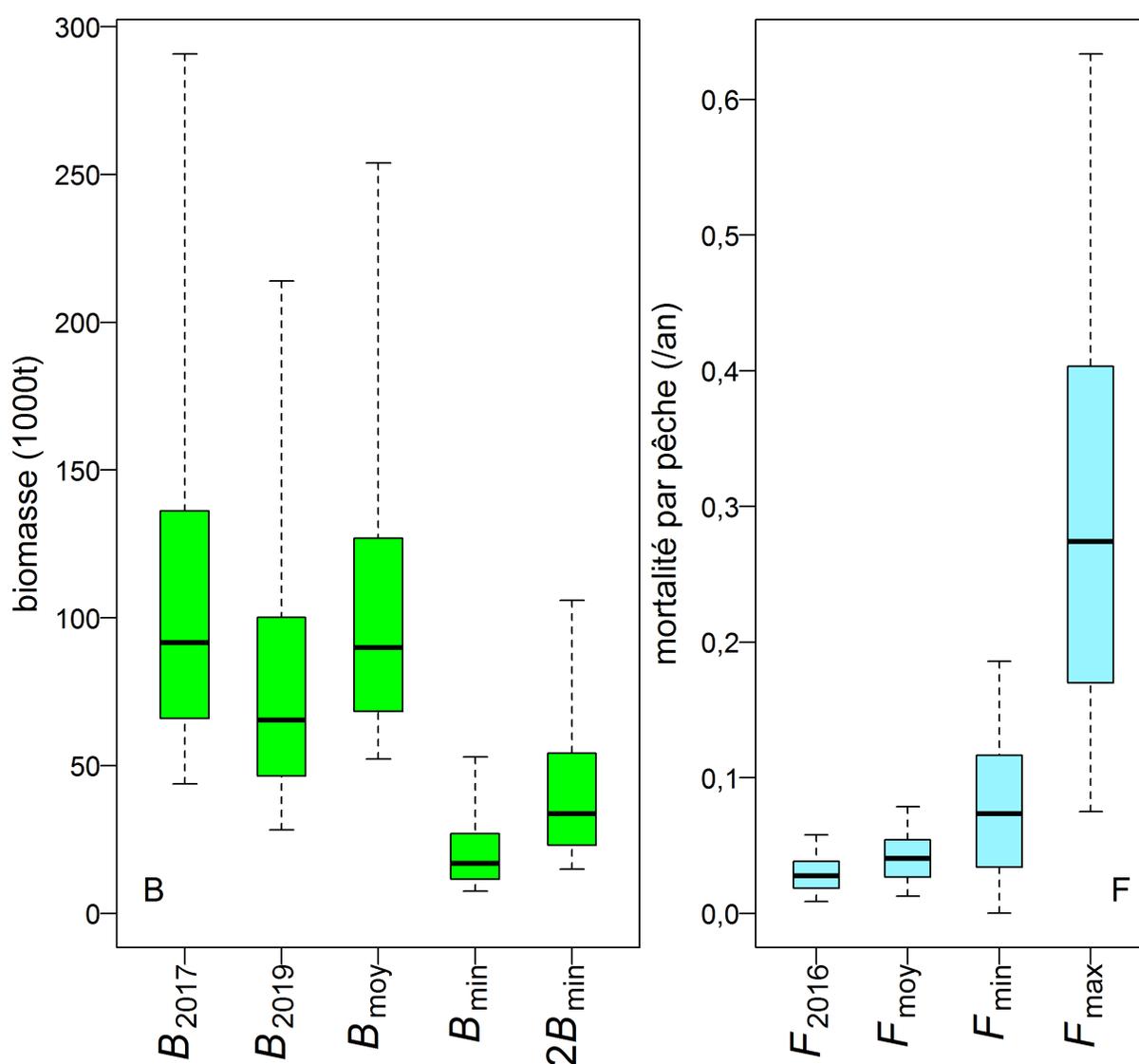


Figure F.34. C-B Sud: Estimations à posteriori des points de référence basés sur la biomasse reproductrice et sur la récolte pour l'exemple de passe du modèle. **[Gauche]** Biomasse de l'année en cours B_{2017} , biomasse projetée B_{2019} , B_{moy} = biomasse moyenne de 1967 à 2016, biomasse de référence limite (ou B_{min}) = biomasse en 2008, et point de référence supérieur du stock établi à $2B_{2008}$. **[Droite]** Taux de mortalité par pêche de l'année en cours F_{2016} , taux moyen de mortalité par pêche F_{moy} de 1967 à 2016, taux de mortalité par pêche de l'année de biomasse minimale F_{2008} , et taux maximal de mortalité par pêche sur la série chronologique F_{max} . Le délimiteur et les limites du rectangle représentent les quantiles à 0,5 (médiane), 0,25 et 0,75, respectivement, et les moustaches délimitent les quantiles à 0,05 et 0,95. Les valeurs aberrantes ne sont pas indiquées.

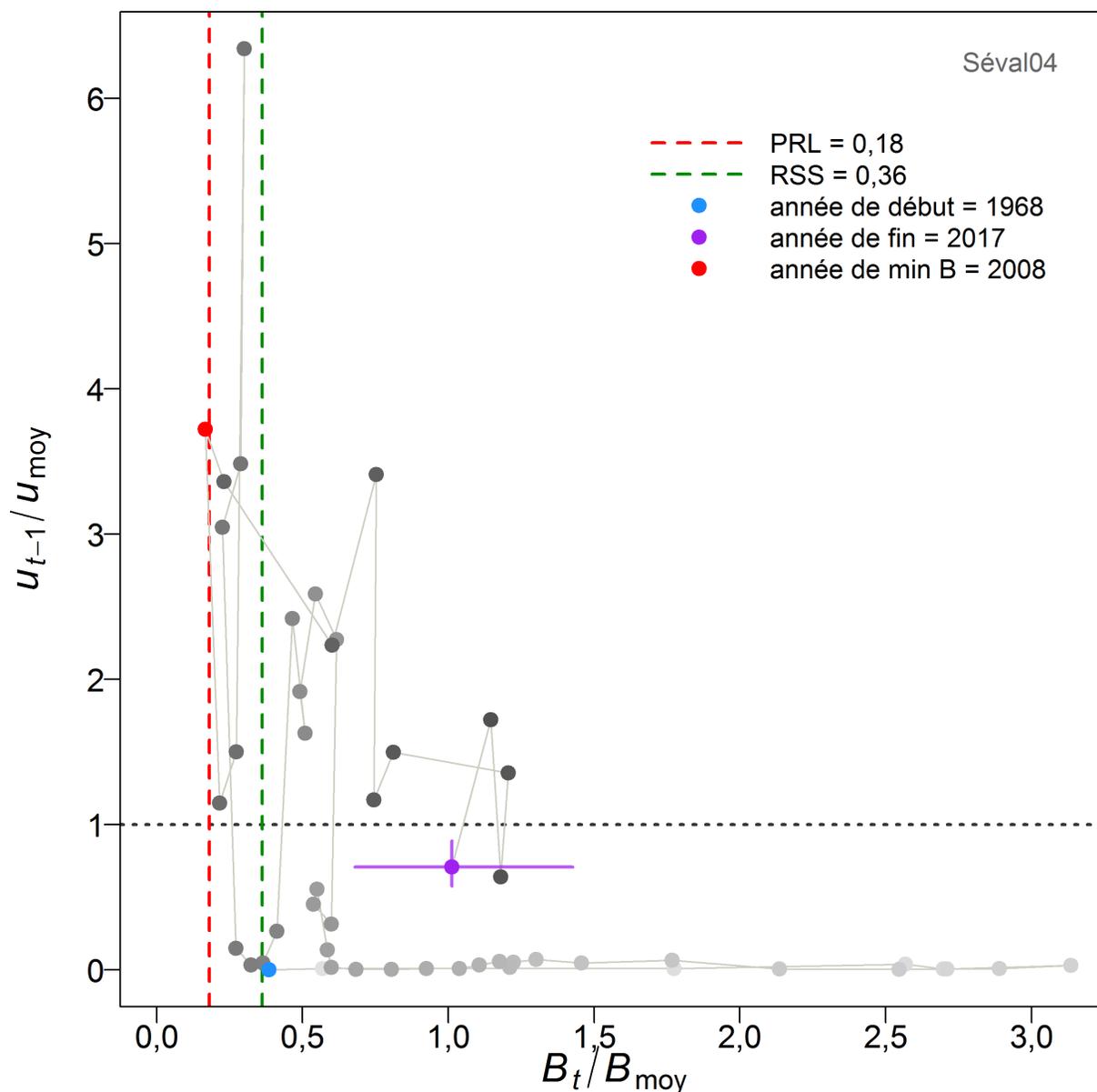


Figure F.35. C-B Sud: Diagramme de phase dans le temps pour l'exemple de passe du modèle représentant les médianes des rapports B_t/B_{moy} (la biomasse de l'année t par rapport à B_{moy}) et u_t/u_{moy} (le taux d'exploitation de l'année t par rapport à u_{moy}). Le cercle rempli en bleu représente l'année de départ 1967. Les années sont ensuite représentées par des cercles remplis en gris clair à gris foncé, et l'année de fin 2017 par un cercle rempli en orange avec des lignes de limite représentant les quantiles à 0,05 et 0,95 des distributions à posteriori pour la dernière année. Les lignes tiretées verticales indiquent les valeurs historiques du point de référence limite (en rouge) et du point de référence supérieur du stock (en vert) (voir la légende pour les valeurs), et la ligne pointillée horizontale indique u_t at u_{moy} .

F.3.2. Différents cas – sud

Pour le stock du C-B Sud, nous avons effectué au total 11 passes différentes du modèle (tableau F.13) (y compris l'exemple de passe ci-dessus), en utilisant le modèle de croissance publié par Janusz et Horbowy (1997) pour la mer d'Okhotsk (au large de la côte est de la Russie et à l'ouest de la mer de Béring), afin de tester la solidité des résultats à l'égard des incertitudes suivantes :

- mortalité naturelle (M);
- âge au moment du recrutement en lame de couteau (k);
- utilisation de la série d'indices de la CPUE.

Nous avons testé une plage de valeurs sensibles pour M et k , car ces paramètres contrôlent des hypothèses clés formulées par le modèle à différences retardées lorsque les données dont dispose le modèle n'apportent pas beaucoup d'informations en ce qui concerne ces paramètres. Nous avons également testé des combinaisons de M et k pour la dernière catégorie (suppression de la série d'indices de la CPUE).

Le modèle à différences retardées part de l'hypothèse que la maturité correspond à la sélectivité, c'est-à-dire que tous les poissons recrutés sont matures et, par extension, que tous les poissons matures ont un taux de mortalité naturelle unique. Différentes passes du modèle pour le stock du C-B Sud ont été exécutées avec $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$ de façon à inclure des valeurs plausibles pour ce paramètre unique (tableau F.13). Nous utilisons $k \in \{3, 4, 5\}$ pour le stock du C-B Sud en nous appuyant sur les données des ogives figurant dans le tableau D.7 de Dorn et coll. (2012). Nous avons ajouté $k=5$ à la série de valeurs différentes pour ce paramètre en raison de la taille maximale inférieure dans ce modèle de croissance. Dans neuf des passes du modèle (y compris l'exemple de cas), on a utilisé toutes les séries d'indices d'abondance et on a associé $k \in \{3, 4, 5\}$ à $M \in \{0, 25, 0, 30, 0, 35\}$. Dans deux passes du modèle, on a abandonné la série d'indices de la CPUE et associé $M = 0.3$ à $k \in \{3, 4\}$.

Les 11 passes du modèle ont toutes été menées au niveau de la méthode MCCM. Chaque recherche MCCM a été lancée à l'aide du jeu de paramètres du MDP présentant le "meilleur ajustement", exécutée pour 60 millions d'itérations et échantillonnée toutes les 50 000 itérations pour obtenir 1 200 échantillons. Les 200 premiers échantillons ont été retirés car ils ont servi de rodage, ce qui donne un échantillon à posteriori total de 1 000 tirages.

F.3.2.1. Résultats du MDP – différentes passes (sud)

L'inspection visuelle des ajustements de ces différentes passes porte à croire que les données disponibles pour ce modèle ne permettaient pas beaucoup de discrimination entre l'ensemble des hypothèses testées. Bien qu'il y ait eu des différences dans les ajustements aux indices de biomasse disponibles et aux données sur le poids moyen, ces différences étaient généralement faibles et n'auraient probablement pas permis de faire une distinction entre les hypothèses, sauf dans les cas les plus extrêmes. Par exemple, aucun des modèles n'a pu être ajusté de façon à prendre en compte les poids moyens élevés observés à la fin des années 1970 ou à la fin des années 1980 (figure F.36), ce qui peut être attribuable à une erreur de spécification du modèle de croissance. Bien que le modèle à différences retardées utilise les données sur le poids moyen pour mettre à l'échelle la biomasse globale et obtenir des renseignements sur les écarts de recrutement, il est probable que seul un modèle structuré selon l'âge serait suffisamment flexible

pour être ajusté de façon à prendre en compte l'ensemble de la série de poids moyens. Le modèle n'a pas pu non plus prendre en compte certains des points élevés de la série des relevés ou de la série chronologique de la CPUE (figures F.37–F.40), mais, en général, l'ajustement permettait de prendre en compte la plupart des points d'indice de manière acceptable. Le modèle semblait avoir le plus de difficultés à ajuster la série du relevé de la COIV (figure F.38).

Pour tenter de rendre ces comparaisons plus quantitatives, les log-vraisemblances négatives des ajustements à chaque composante de données du modèle sont résumées pour les 11 passes du modèle dans le tableau F.14. Les comparaisons de l'ensemble du modèle ne peuvent être faites qu'entre les passes qui ont en commun les mêmes composantes estimées :

- Cas S00 à S08 – le cas S08 présentait la plus faible valeur de fonction objective parmi ces neuf cas et offrait le meilleur ajustement du modèle dans le premier groupe;
- Cas S09 et S10 – le cas S10 offrait le meilleur ajustement dans le deuxième groupe.

Les deux modèles offrant le meilleur ajustement présentaient des valeurs élevées de M associées à des valeurs élevées de k , ce qui correspond probablement au modèle de croissance utilisé pour cette population de goberge de l'Alaska de plus petite taille. Le cas S08 ($M=0.35$, $k=5$) présentait également le meilleur ajustement à la composante du poids moyen, et la plupart des modèles où $k \in \{4, 5\}$ présentaient un ajustement nettement meilleur que ceux où $k = 3$.

Tableau F.13. Résumé des analyses effectuées pour tester la sensibilité du modèle à différences retardées aux variations de la mortalité naturelle M , de l'âge au recrutement en lame de couteau k . Toutes les passes pour le stock du sud de la C.-B. utilisent la fonction de croissance de la mer d'Okhotsk (Janusz et Horbowy 1997). La colonne "Classement" indique un classement subjectif des MCCM, où 1 = bon, 2 = acceptable et 3 = mauvais.

Cas	ID passe	Nb passes	M	k	Classement
S00	M.30+k3	4	0,3	3	2
Sensibilité à k à M=0,30					
S01	M.30+k4	5	0,3	4	2
S02	M.30+k5	15	0,3	5	2
Sensibilité à k at M=0,25					
S03	M.25+k3	11	0,25	3	1
S04	M.25+k4	9	0,25	4	1,5
S05	M.25+k5	14	0,25	5	2
Sensibilité à k at M=0,35					
S06	M.35+k3	12	0,35	3	2
S07	M.35+k4	13	0,35	4	2
S08	M.35+k5	16	0,35	5	2
Suppression de l'indice de la CPUE dans la pêche commerciale					
S09	M.30+k3-CPUE	10	0,3	3	1
S10	M.30+k4-CPUE	8	0,3	4	3

Tableau F.14. Log-vraisemblances négatives du MDP dans le sud de la C.-B. pour les 11 différents cas documentés dans le tableau F.13 pour chaque composante de données utilisée dans le modèle.

Cas	Prises	Hist. CIG	Synop. COIV	Synop. BRC	CPUE sud	Recrues	Poids moyen	Valeur fonc. obj.
S00: M.30+k3	-103,746	12,417	77,426	12,888	24,692	81,712	10,980	254,232
S01: M.30+k4	-103,424	12,807	67,805	7,540	20,435	80,728	0,580	223,310
S02: M.30+k5	-102,609	12,418	65,330	11,370	14,403	81,524	-0,916	218,626
S03: M.25+k3	-103,645	14,049	75,907	13,553	28,263	80,874	10,145	256,383
S04: M.25+k4	-103,278	14,357	68,264	8,702	23,549	81,285	0,001	229,967
S05: M.25+k5	-102,339	14,152	65,824	12,677	17,421	82,400	0,711	228,370
S06: M.35+k3	-103,805	10,913	78,441	12,100	21,326	82,190	13,178	252,633
S07: M.35+k4	-103,521	11,083	67,216	6,615	17,741	80,980	1,440	218,596
S08: M.35+k5	-102,823	10,721	64,767	10,251	11,978	81,093	-2,125	210,788
S09: M.30+k3-CPUE	-103,089	12,146	35,993	13,843	—	82,603	22,418	202,150
S10: M.30+k4-CPUE	-102,837	12,806	36,614	8,391	—	80,376	-1,323	170,736

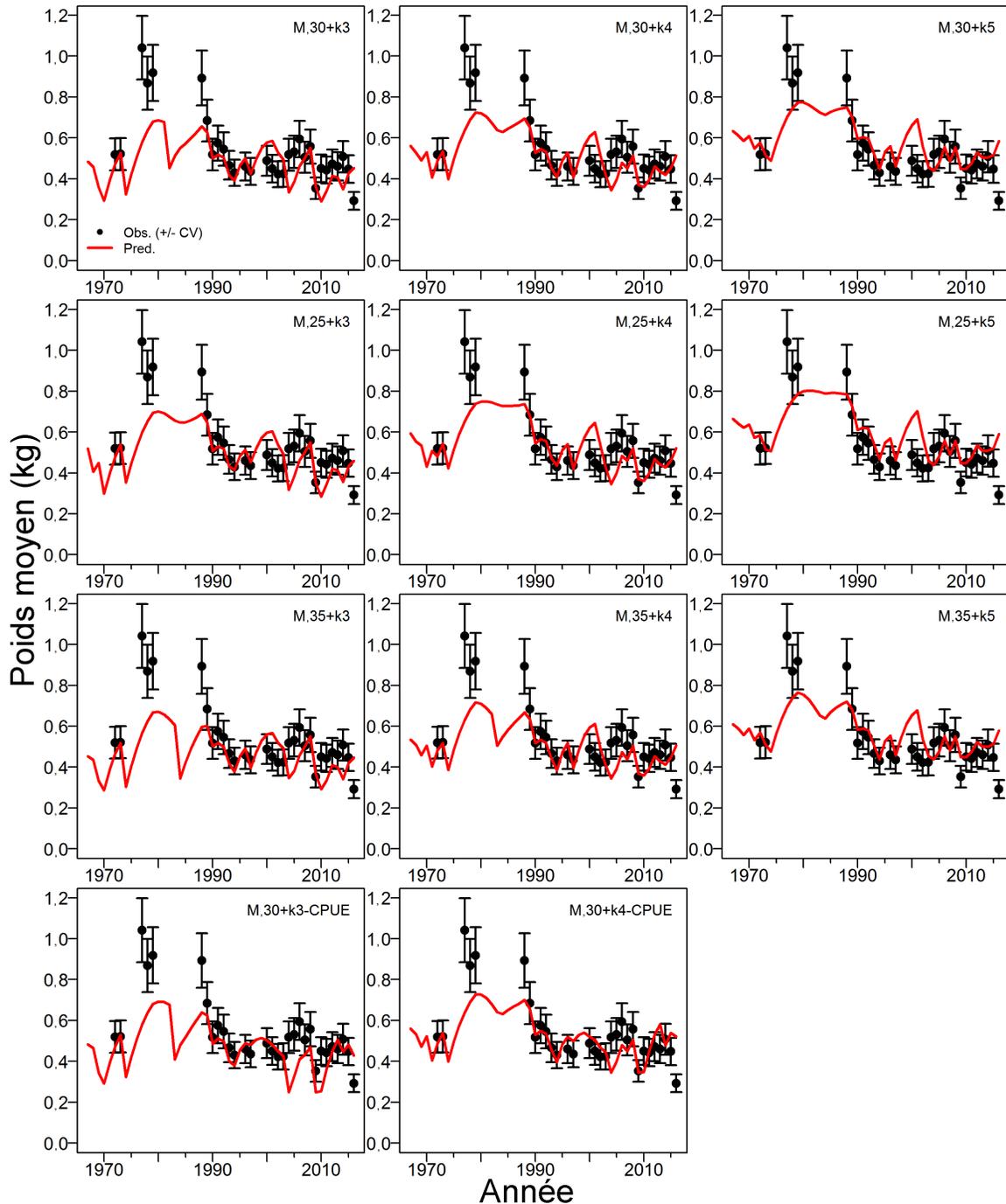


Figure F.36. C-B Sud: Ajustement du MDP aux données sur le poids moyen pour les 11 passes du modèle. Les poids moyens prévus sont représentés par des lignes rouges et les observations sont représentées par des points. Les barres d'erreur sur les observations du poids moyen représentent un CV fixe calculé avec $\sigma_W = 0,15$.

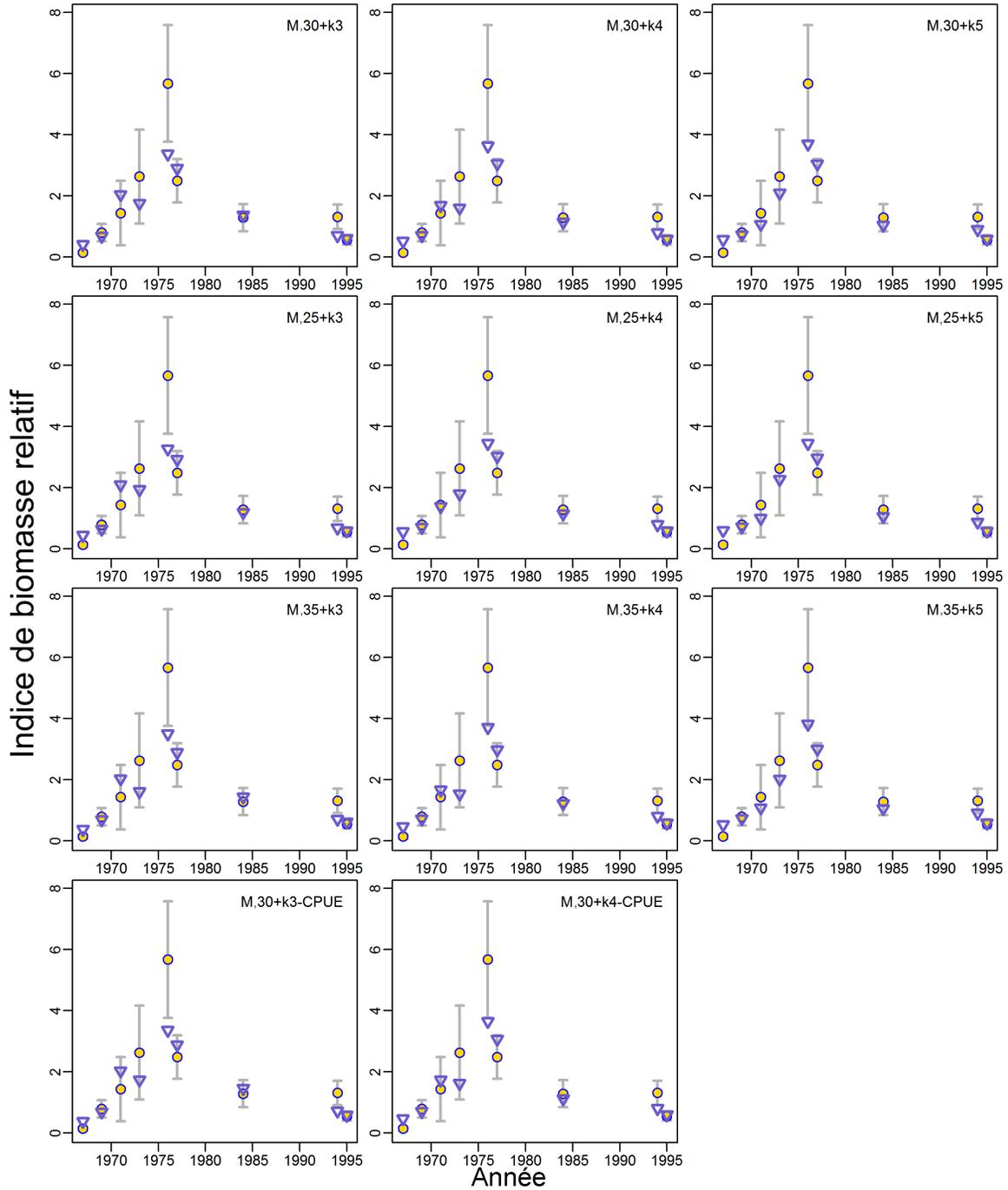


Figure F.37. C-B Sud: Ajustement des indices du MDP (11 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé historique du sébaste dans le canyon de l'île Goose (CIG). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

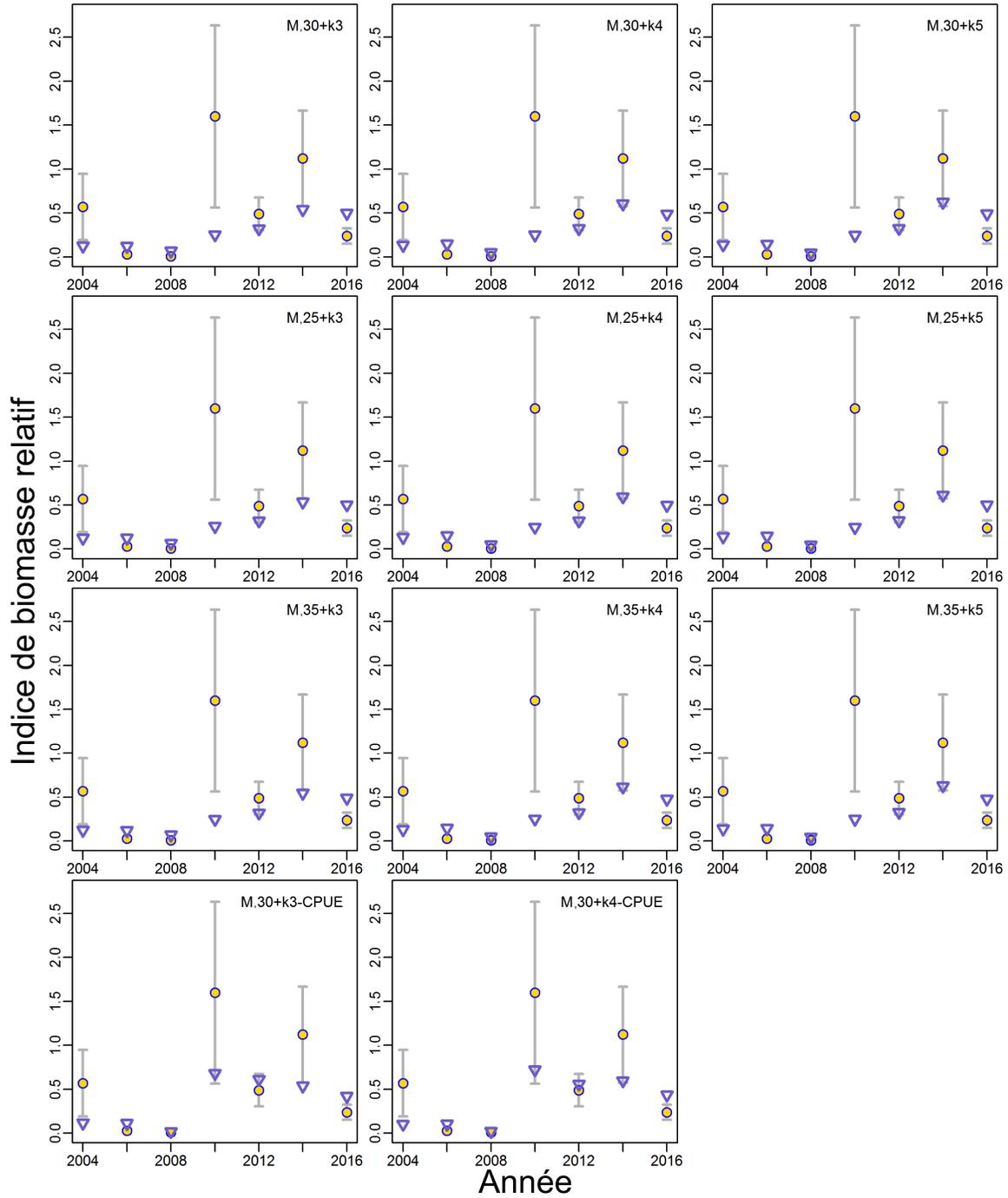


Figure F.38. C-B Sud: Ajustement des indices du MDP (11 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

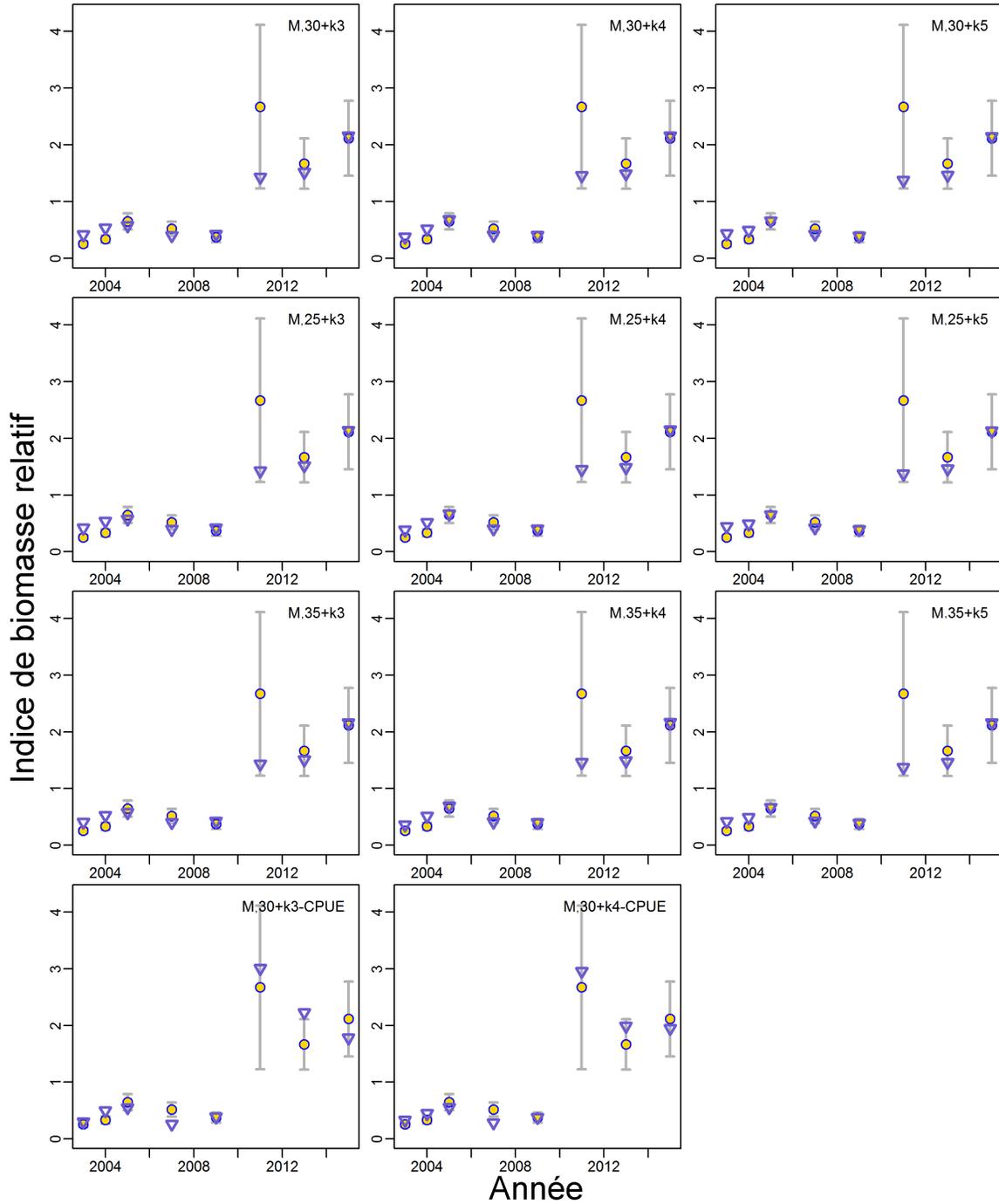
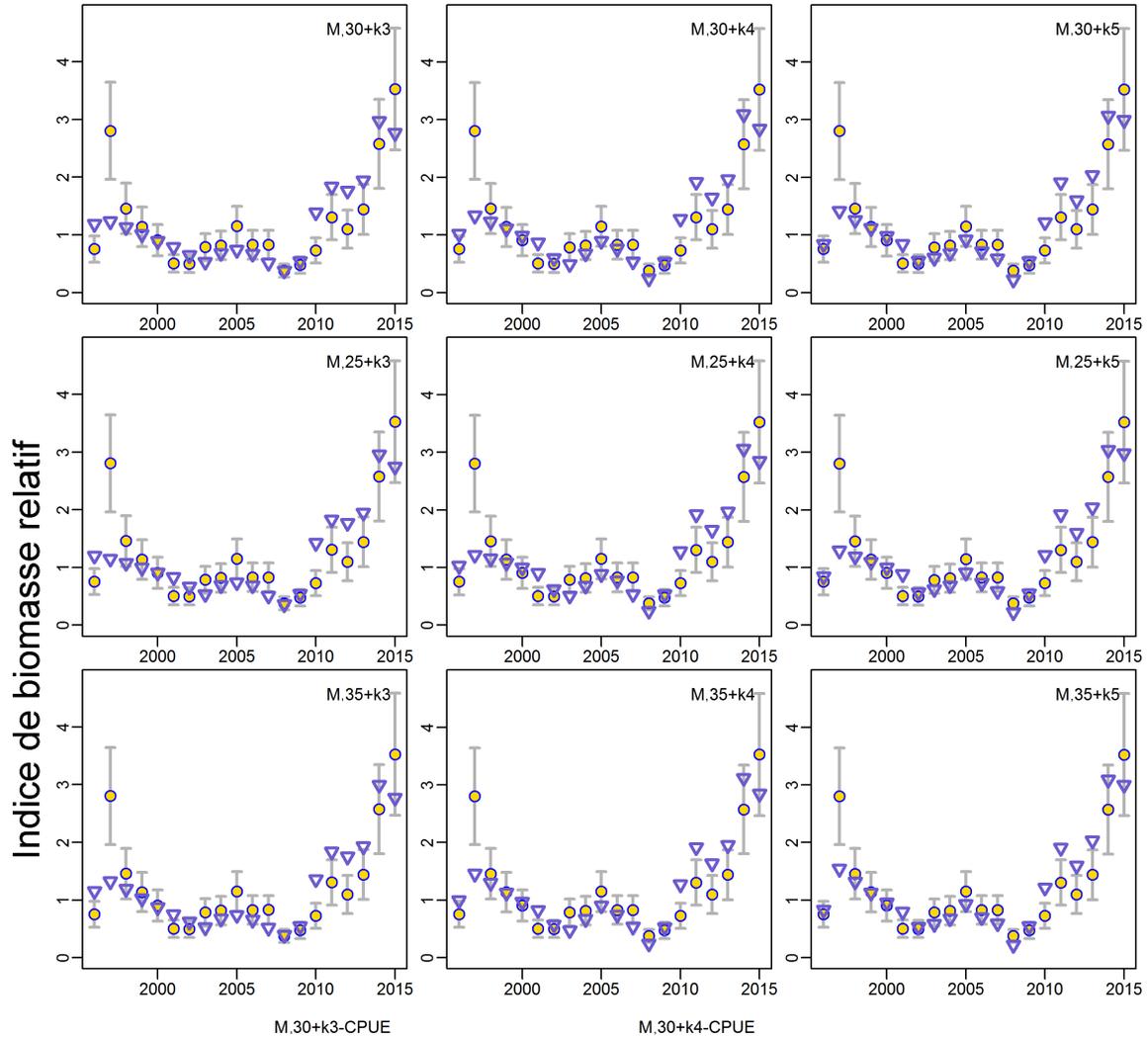


Figure F.39. C-B Sud: Ajustement des indices du MDP (11 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC). Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.



Aucun indice

Aucun indice

Année

Figure F.40. C-B Sud: Ajustement des indices du MDP (11 passes du modèle) pour les indices d'abondance relative selon la CPUE de goberge de l'Alaska dans la pêche commerciale au chalut. Les cercles représentent les indices observés avec les CV associés; les triangles représentent l'ajustement du modèle.

F.3.2.2. Résultats de la simulation MCCM – différentes passes (sud)

Les estimations médianes de la biomasse actuelle B_{2017} sont égales ou inférieures à la biomasse moyenne B_{moy} pour toutes les passes du modèle (tableau F.15). Contrairement au cas pour le stock du C-B Nord, l'année où la biomasse reproductrice médiane a atteint un minimum, à savoir l'année 2008, est stable dans toutes les passes. Malgré cette stabilité apparente, la mortalité par pêche F maximale estimée dans les échantillons MCCM a dépassé les niveaux réalistes ($F > 2$) certaines années dans tous les cas sauf trois. Cela est probablement dû à l'échec de l'hypothèse du recrutement en lame de couteau (en particulier lorsque $k=4$ ou $k=5$), qui laisse trop peu de poissons dans la population certaines années pour permettre le niveau de capture observé. Toutefois, les différentes passes modélisent systématiquement les trajectoires de population de sorte que la biomasse minimale se produit la même année.

Le tableau F.16 indique, pour chaque passe du modèle, les probabilités que la biomasse projetée dans deux ans à 3 250 t/an (au niveau des prises moyennes récentes) dépasse divers points de référence. Toutes les passes sauf S08 donnent une forte probabilité que B_{2019} dépasse le point de référence limite B_{min} . Tous les scénarios prévoient que B_{2019} soit inférieure à B_{moy} et à B_{2017} , même s'il convient de noter que les projections à deux ans selon ce modèle à différences retardées sont peu fiables et incertaines. En effet, ces modèles, tout comme un modèle de production excédentaire et contrairement à un modèle structuré selon l'âge, n'effectuent des projections qu'à l'aide de la fonction stock-recrutement, qui a peu d'efficacité prédictive.

La plupart des tracés de R_0 semblent acceptables, mais quelques-uns montrent d'importantes fluctuations de la moyenne de trace (figure F.41). Les graphiques d'autocorrélation pour R_0 mettent en évidence d'autres problèmes (figure F.42), avec des niveaux élevés de corrélation sérielle dans sept des 11 passes du modèle. Les passes exécutées avec des valeurs basses de M et k présentent la plus faible autocorrélation, mais ce sont les passes dont les ajustements de la log-vraisemblance négative sont les plus élevés (tableau F.14). Les classements attribués à la qualité des échantillons MCCM figurent dans le tableau F.13. Bien qu'il n'y ait pas de base statistique permettant de choisir entre ces hypothèses, ces résultats selon la méthode MCCM laissent à penser qu'une sélection des passes du modèle présentant les meilleurs diagnostics peut être utilisée pour modéliser ce stock de goberge. Par conséquent, dans cette évaluation des stocks, on a utilisé les classements subjectifs de qualité des échantillons MCCM pour construire une moyenne à posteriori des modèles afin de fournir des conseils aux gestionnaires (section F.3.3.), en prenant un classement ≤ 2 comme critère limite de qualité.

Les diagrammes des quantiles comparent les valeurs de B_{moy} , B_{2017}/B_{moy} , u_{2016}/u_{moy} et $u_{\text{moy}}/B_{\text{moy}}$ de l'exemple de passe du modèle aux autres passes regroupées par catégorie :

- $M = 0.30$ et $k \in \{3, 4, 5\}$ – comparaison de toutes les passes avec une valeur moyenne de M (figure F.43);
- $M = 0.25$ et $k \in \{3, 4, 5\}$ – comparaison de toutes les passes avec une valeur basse de M (figure F.44);
- $M = 0.35$ et $k \in \{3, 4, 5\}$ – comparaison de toutes les passes avec une valeur élevée de M (figure F.45).

Ces diagrammes montrent que M et k interagissent pour modifier la taille perçue du stock (par exemple, B_{moy}), mais l'état estimé du stock est beaucoup plus constant entre les passes du modèle (figure F.43).

Il convient de noter que les passes S00, S03 et S06, c'est-à-dire toutes celles où $k = 3$ (mais qui incluent la série de la CPUE), présentent la plus grande estimation de B_{moy} et, par conséquent, la plus faible valeur de F_{max} . Dans toutes les autres passes, les niveaux de la biomasse moyenne estimés sont plus faibles et les taux d'exploitation maximaux estimés ne sont donc pas crédibles. Cela est probablement attribuable à la forte hypothèse du recrutement en lame de couteau qui est posée par le modèle à différences retardées, qui donne une biomasse insuffisante pour permettre les niveaux de capture certaines années lorsque $k > 3$. Il s'agit d'une erreur de spécification du modèle découlant des limites des données (c'est-à-dire du manque de données sur le vieillissement), ce qui justifie de faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces passes, mais probablement pas de les rejeter purement et simplement. Les deux passes qui éliminent la série de la CPUE estiment également des niveaux de biomasse qui donnent des estimations inacceptables de F_{max} , même pour les passes où $k = 3$.

Tableau F.15. Sud de la C.-B. : Valeurs médianes pour certains paramètres et quantités calculés selon la méthode MCCM pour 11 passes du modèle sur le stock du sud de la C.-B. La valeur de B_{2019} est fondée sur l'hypothèse d'un TAC de 3 250 t/an. Les détails de la sensibilité du modèle figurent dans le tableau F.13.

Run	h	B_{moy}	$\frac{B_{2017}}{B_{\text{moy}}}$	$\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}}$	Y_{rmin}	$\frac{B_{2017}}{B_{\text{min}}}$	F_{max}	u_{moy}	$\frac{u_{2016}}{u_{\text{moy}}}$
S00: M.30+k3	0,75	89 549	1,0	0,75	2008	5,8	0,28	0,038	0,73
S01: M.30+k4	0,77	21 257	0,79	0,50	2008	8,0	18	0,16	0,82
S02: M.30+k5	0,79	14 835	0,72	0,38	2008	8,3	18	0,24	0,82
S03: M.25+k3	0,76	54 998	1,0	0,73	2008	6,4	0,49	0,062	0,74
S04: M.25+k4	0,78	20 412	0,85	0,46	2008	8,5	18	0,16	0,80
S05: M.25+k5	0,81	13 022	0,84	0,47	2008	8,7	19	0,24	0,82
S06: M.35+k3	0,74	183 563	1,0	0,72	2008	5,5	0,12	0,018	0,74
S07: M.35+k4	0,78	21 814	0,75	0,36	2008	7,6	14	0,17	0,82
S08: M.35+k5	0,79	14 623	0,72	0,24	2008	7,9	20	0,23	0,85
S09: M.30+k3-CPUE	0,75	33 336	0,62	0,36	2008	18	19	0,14	0,81
S10: M.30+k4-CPUE	0,76	19 971	0,90	0,44	2008	17	18	0,18	0,69

Tableau F.16. Sud de la C.-B. : Selon l'hypothèse d'une politique de capture constante de 3 250 t/an, probabilité que B_{2019} (ou u_{2018}) soit supérieur aux points de référence utilisés dans cette évaluation pour 11 passes du modèle. Les détails de la sensibilité du modèle figurent dans le tableau F.13. À titre de référence, la moyenne des prises pour les 5 dernières années (2011-2015) s'élève à 3 256 t.

Run	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
S00: M.30+k3	0	1	0,94	0,10	0,08
S01: M.30+k4	0	0,97	0,92	0	0,58
S02: M.30+k5	0	0,96	0,93	0	0,81
S03: M.25+k3	0	1	0,91	0,09	0,93
S04: M.25+k4	0	0,95	0,91	0	0,99
S05: M.25+k5	0	0,98	0,96	0	0,72
S06: M.35+k3	0	1	0,97	0,08	0,11
S07: M.35+k4	0	0,94	0,88	0	1
S08: M.35+k5	0	0,90	0,67	0	1
S09: M.30+k3-CPUE	0	0,94	0,88	0	0,99
S10: M.30+k4-CPUE	0	1	1	0,01	0,97

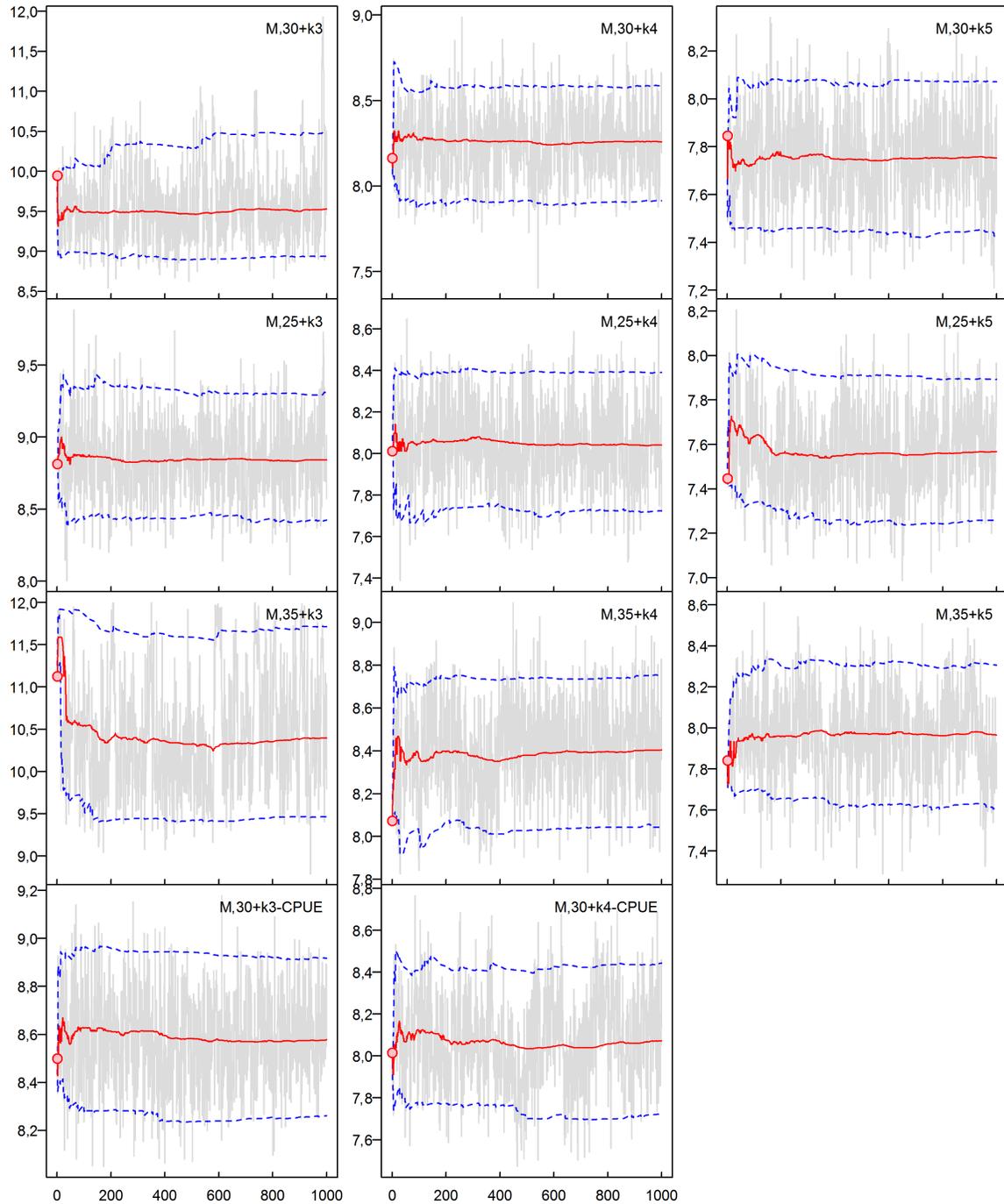


Figure F.41. C-B Sud: Courbes de trace (11 passes du modèle) pour les échantillons MCMC de $\log(R_0)$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité). La longueur de la chaîne MCMC était de 60 millions et un échantillon était prélevé à chaque 50 000^e itération de façon à obtenir 1 000 échantillons MCMC après avoir retiré 200 échantillons ayant servi de rodage. Les lignes grises représentent les 1 000 échantillons pour chaque paramètre, les lignes pleines montrent la médiane cumulée (jusqu'à cet échantillon), et les lignes tiretées représentent les quantiles à 2,5 et 97,5 cumulés. Les cercles rouges correspondent aux estimations du MDP.

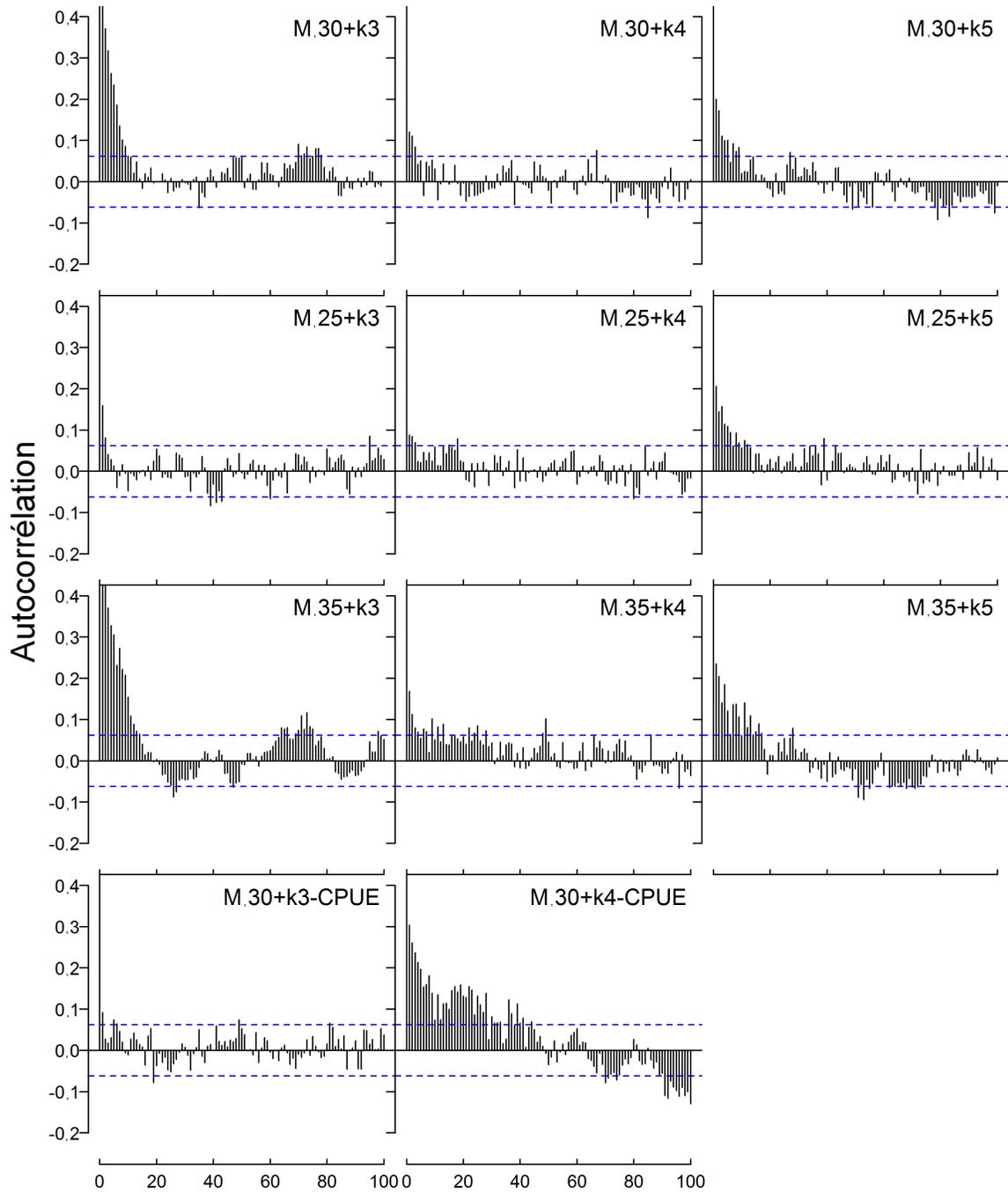


Figure F.42. C-B Sud: Graphiques d'autocorrélation (11 passes du modèle) pour les échantillons MCMC de $\log(R_0)$ (logarithme naturel du recrutement d'équilibre non exploité). Les passes selon la méthode MCMC comprenaient 1 000 échantillons chacune.

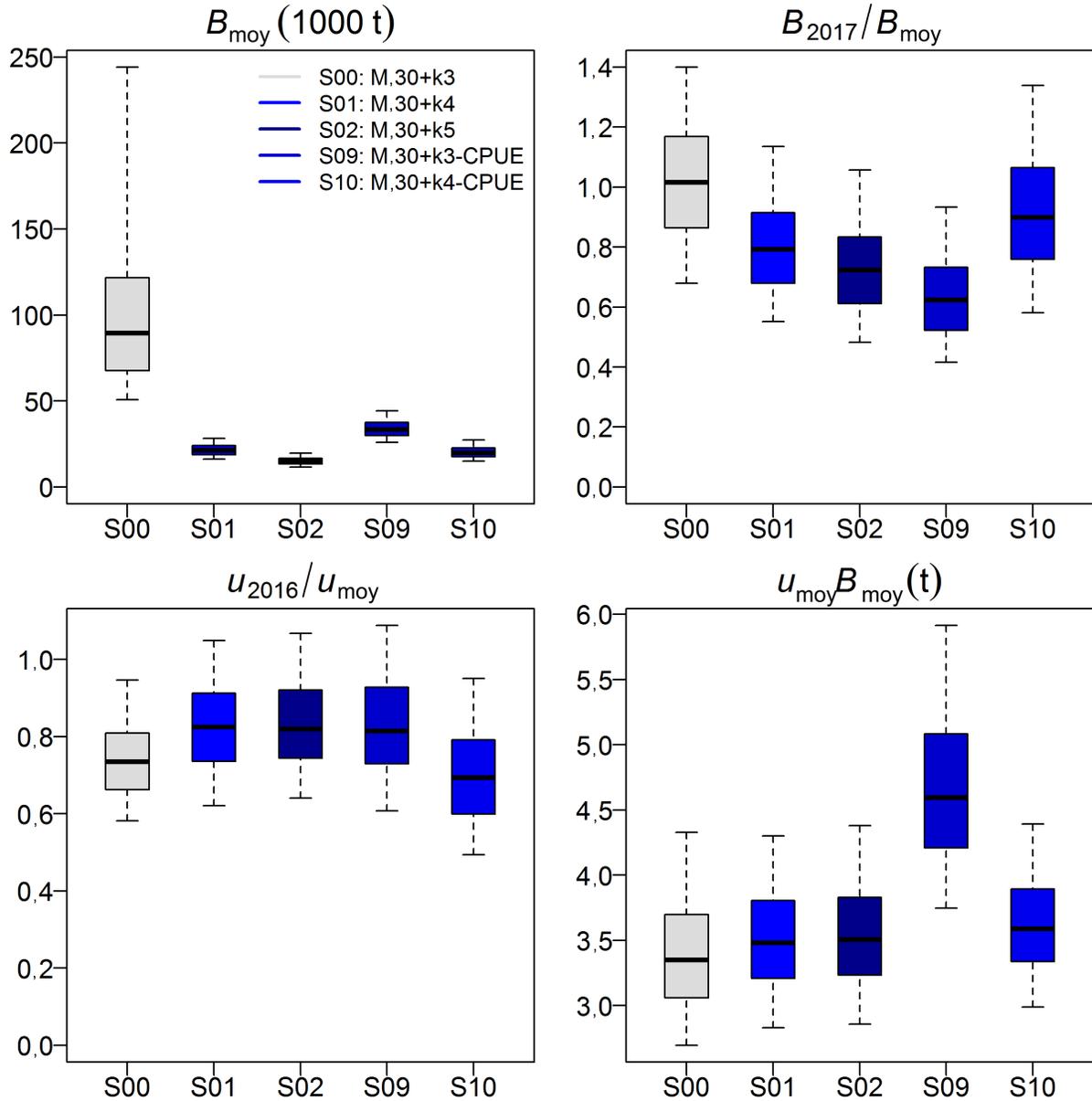


Figure F.43. C-B Sud: Diagrammes de quantiles comparant le cas de référence (S00 avec $M=0,30$ et $k=3$, basé sur le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk) à d'autres passes du modèle (toutes avec $M=0,30$ et basées sur le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk) pour lesquelles l'âge au moment du recrutement en lame de couteau k varie, avec $k \in \{3, 4, 5\}$. De plus, les cas S09 et S10 ont été ajustés après avoir retiré les données sur la CPUE dans la pêche commerciale. Le délimiteur et les limites du rectangle représentent les quantiles à 0,5 (médiane), 0,25 et 0,75, respectivement, et les moustaches délimitent les quantiles à 0,05 et 0,95. Les valeurs aberrantes ne sont pas indiquées.

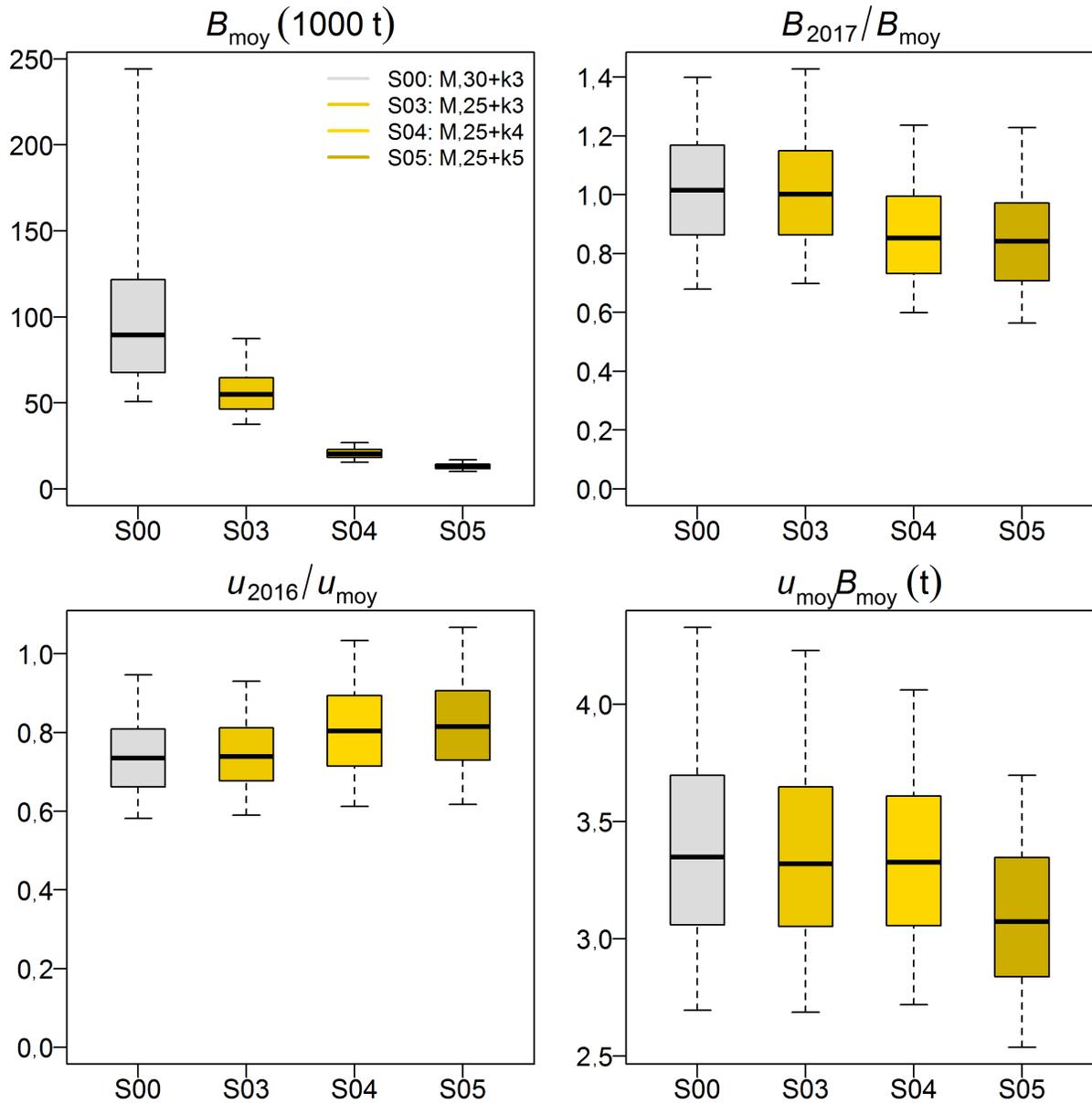


Figure F.44. C-B Sud: Diagrammes de quantiles comparant le cas de référence à d'autres passes du modèle (toutes avec $M = 0,25$ et basées sur le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk) pour lesquelles l'âge au moment du recrutement en lame de couteau k , varie, avec $k \in \{3, 4, 5\}$. Les délimiteurs des rectangles représentant les quantiles sont détaillés dans la figure F.43.

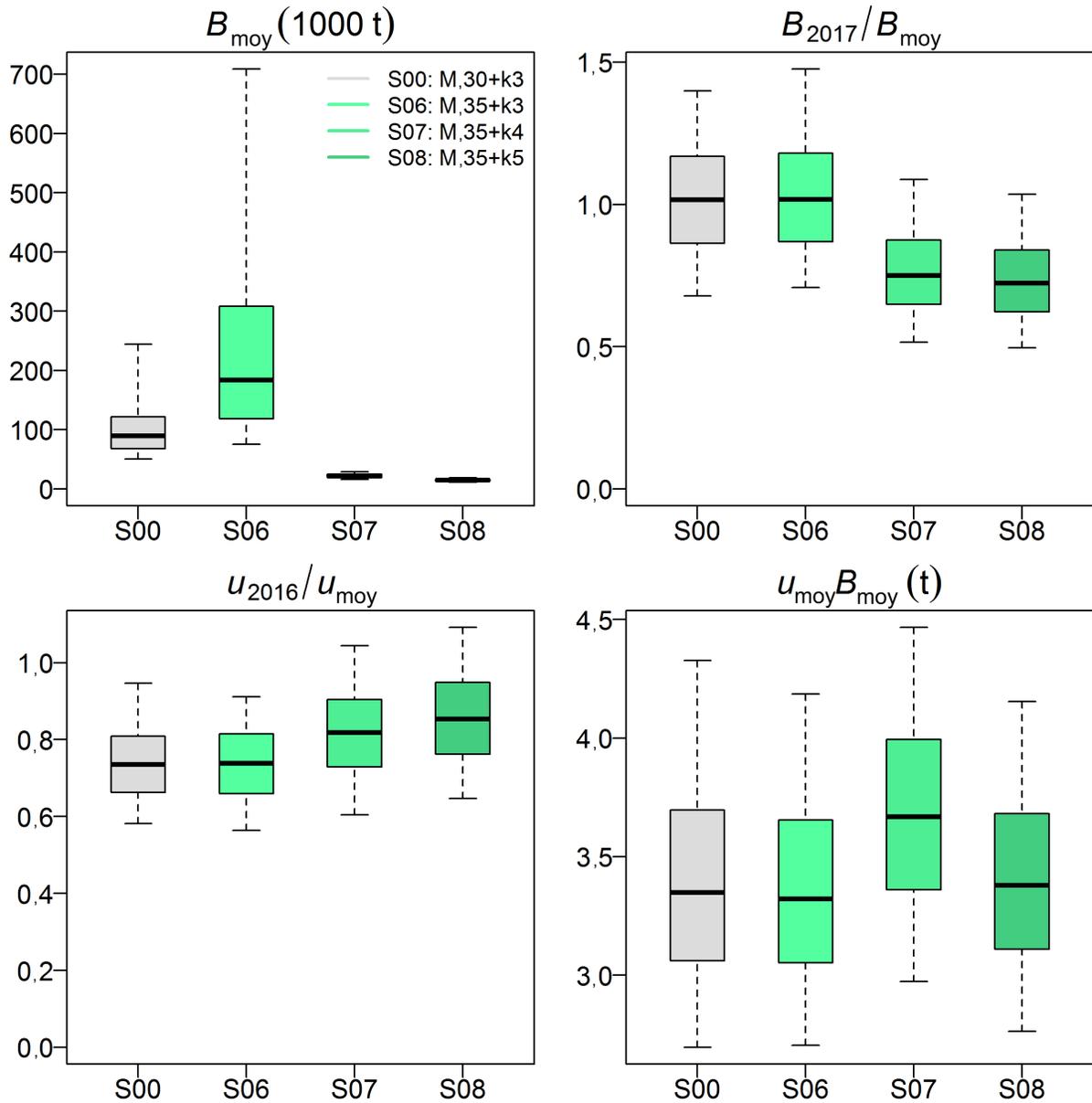


Figure F.45. C-B Sud: Diagrammes de quantiles comparant le cas de référence à d'autres passes du modèle (toutes avec $M = 0,35$ et basées sur le modèle de croissance de la mer d'Okhotsk) pour lesquelles l'âge au moment du recrutement en lame de couteau k , varie, avec $k \in \{3, 4, 5\}$. Les délimiteurs des rectangles représentant les quantiles sont détaillés dans la figure F.43.

F.3.3. Composite de la moyenne des modèles – Sud

Six passes du modèle pour le C-B Sud ont été sélectionnées pour être incluses dans la moyenne à posteriori des modèles sur la base des critères suivants (voir les tableaux F.13 et F.15):

- utiliser des passes du modèle où la F_{\max} médiane pour l'ensemble des échantillons MCCM était < 2 ;
- ajouter des passes du modèle où la F_t annuelle médiane n'était > 2 qu'une seule fois;
- supprimer les passes du modèle ayant un mauvais diagnostic (classement > 2).

Pour le stock du C-B Sud, ces critères ont permis de sélectionner 6 modèles sur 11 :

- S00: M.30+k3 (rank=2,0, med. F_{\max} =0,28, no.yrs med. $F_t > 2 = 0$)
- S01: M.30+k4 (rank=2,0, med. F_{\max} =18,3, no.yrs med. $F_t > 2 = 1$)
- S03: M.25+k3 (rank=1,0, med. F_{\max} =0,49, no.yrs med. $F_t > 2 = 0$)
- S04: M.25+k4 (rank=1,5, med. F_{\max} =18,3, no.yrs med. $F_t > 2 = 1$)
- S06: M.35+k3 (rank=2,0, med. F_{\max} =0,12, no.yrs med. $F_t > 2 = 0$)
- S07: M.35+k4 (rank=2,0, med. F_{\max} =14,2, no.yrs med. $F_t > 2 = 1$)

Le tableau F.17 montre les quantités basées sur le modèle et les quantités basées sur les PRH (quantiles 0,05, 0,50 et 0,95) de la moyenne à posteriori des modèles d'après 6 000 échantillons MCCM regroupés. Le tableau F.19 donne le tableau de décision pour ce scénario composite de la moyenne des modèles, qui indique les probabilités que B_{2019} dépasse divers points de référence. La figure F.46 montre l'état des stocks B_{2017}/B_{moy} dans le scénario composite de la moyenne des modèles et dans les 6 modèles qui contribuent au modèle composite. Enfin, les tableaux F.20–F.25 montrent les tableaux de décision à deux ans pour les scénarios contribuant au scénario composite.

Tableau F.17. Sud de la C.-B. : 5^e, 50^e, et 95^e centiles des quantités calculées selon la méthode MCCM à partir de 6 000 échantillons MCCM constituant le scénario composite de la moyenne des modèles.

Définitions : B_{2017} – biomasse reproductrice de l'année en cours, B_{moy} – biomasse moyenne de 1967 à 2016, B_{min} – biomasse minimale faisant office de PRL (et $\text{PRS} = 2\text{PRL}$), u_{2016} – taux de récolte (rapport entre le total des prises et la biomasse vulnérable) au milieu de 2016, u_{moy} – taux de récolte moyen de 1967 à 2016. Les valeurs de la biomasse sont exprimées en tonnes. À titre de référence, la moyenne des prises pour les 5 dernières années (2011-2015) s'élève à 3 256 t.

	5%	50%	95%
Quantités basées sur le modèle			
B_{2017}	12 737	28 923	317 629
B_{moy}	16 938	33 487	292 976
B_{2017}/B_{moy}	0,589	0,899	1,35
u_{2016}	0,00787	0,0829	0,171
Quantités basées sur les PRH			
B_{min}	1 543	6 520	58 110
$2B_{\text{min}}$	3 086	13 041	116 219
$B_{\text{min}}/B_{\text{moy}}$	0,0753	0,138	0,296
$2B_{\text{min}}/B_{\text{moy}}$	0,150	0,277	0,593
B_{2017}/B_{min}	2,33	6,77	10,8
u_{moy}	0,0113	0,119	0,195
u_{2016}/u_{moy}	0,589	0,772	1,00

Tableau F.18. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le scénario composite de la moyenne des modèles pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l’année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2018} et le taux de récolte en milieu d’année u_{2017} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités sont exprimées en proportion des échantillons MCCM provenant de six scénarios regroupés choisis pour leurs diagnostics MCCM se comportant bien. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l’année en cours soient supérieurs aux points de référence sont: $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,96$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,34$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,05$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) is 3256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2018}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2017}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,05	1	0,96	0,20	0
500	0,03	1	0,95	0,19	0
1000	0,02	1	0,95	0,18	0
1500	0,01	1	0,95	0,16	0
1750	0,01	1	0,95	0,16	0,02
2000	0,01	1	0,95	0,16	0,07
2250	0,01	1	0,95	0,15	0,20
2500	0,01	1	0,95	0,15	0,38
2750	0,01	0,99	0,95	0,15	0,56
3000	0	0,99	0,95	0,14	0,73
3250	0	0,99	0,95	0,14	0,85
3500	0	0,99	0,95	0,13	0,93
4000	0	0,99	0,95	0,13	0,99
4500	0	0,99	0,94	0,12	1
5000	0	0,98	0,94	0,11	1
5500	0	0,98	0,94	0,11	1
6000	0	0,98	0,93	0,10	1
6500	0	0,97	0,93	0,10	1
7000	0	0,97	0,93	0,10	1
8000	0	0,97	0,91	0,09	1
9000	0	0,96	0,87	0,09	1
10000	0	0,94	0,82	0,08	1

Tableau F.19. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le scénario composite de la moyenne des modèles pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l’année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d’année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités sont exprimées en proportion des échantillons MCCM provenant de six scénarios regroupés choisis pour leurs diagnostics MCCM se comportant bien. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l’année en cours soient supérieurs aux points de référence sont: $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,96$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,34$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,05$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,04	1	0,95	0,09	0
500	0,02	1	0,94	0,08	0
1000	0,01	1	0,94	0,07	0
1500	0	0,99	0,94	0,06	0,04
1750	0	0,99	0,94	0,05	0,15
2000	0	0,99	0,93	0,05	0,32
2250	0	0,98	0,93	0,05	0,52
2500	0	0,98	0,93	0,05	0,70
2750	0	0,98	0,93	0,04	0,84
3000	0	0,98	0,92	0,04	0,93
3250	0	0,97	0,92	0,04	0,97
3500	0	0,97	0,91	0,04	0,99
4000	0	0,96	0,89	0,04	1
4500	0	0,95	0,84	0,03	1
5000	0	0,94	0,79	0,03	1
5500	0	0,91	0,73	0,03	1
6000	0	0,87	0,67	0,03	1
6500	0	0,81	0,63	0,02	1
7000	0	0,76	0,58	0,02	1
8000	0	0,69	0,52	0,02	1
9000	0	0,63	0,48	0,02	1
10000	0	0,59	0,46	0,02	1

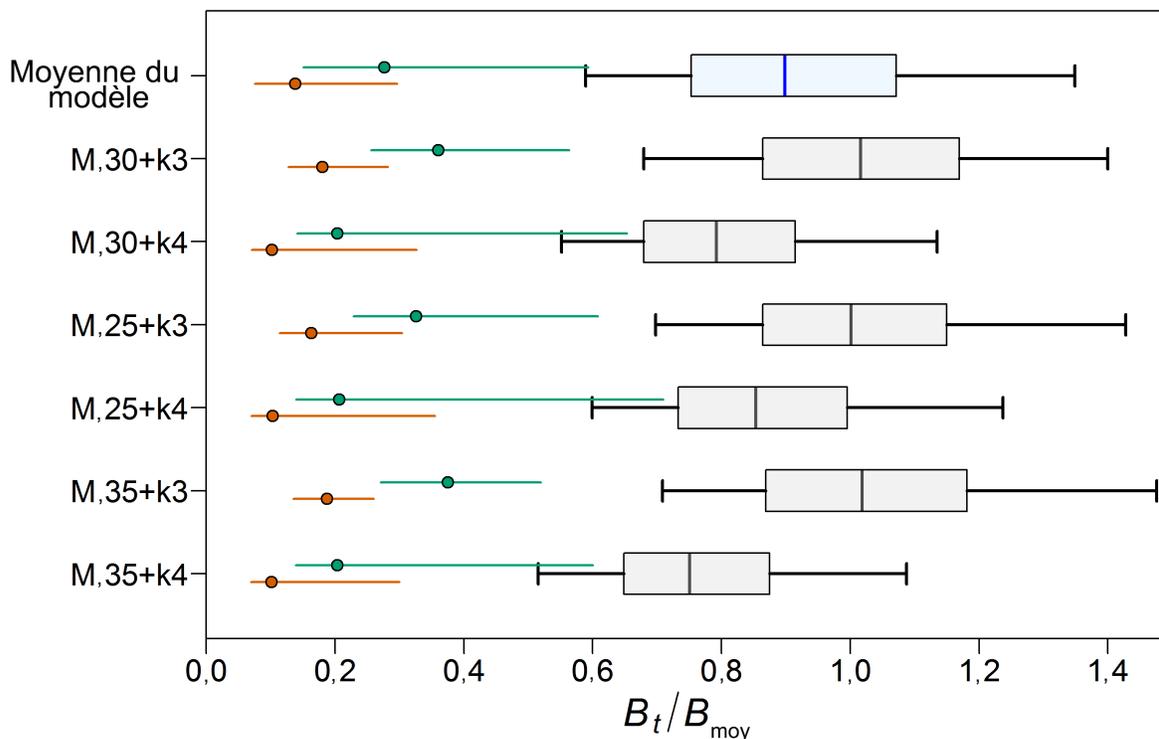


Figure F.46. C-B Sud: État du stock actuel B_{2017} par rapport à B_{moy} , les lignes tiretées représentant les points de référence historiques (B_{min}/B_{moy} , $2B_{min}/B_{moy}$) qui correspondent aux points de référence provisoires basés sur le RMS dans l'approche de précaution du MPO, en utilisant $0,4B_{moy}$ comme approximation pour $0,4B_0$. L'état du stock est indiqué pour le scénario composite de la moyenne des modèles comprenant 6 passes du modèle regroupées, ainsi que pour chacune des 6 passes du modèle (voir le tableau F.13 pour les définitions de ces passes du modèle). Les tracés en boîtes montrent les 5e, 25e, 50e, 75e et 95e centiles des résultats de la méthode de MCCM. M = taux instantané de mortalité naturelle (an^{-1}); k = âge (en années) au moment du recrutement en lame de couteau.

Tableau F.20. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S00 : M0,30+k3 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,99$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,53$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,02$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0	1	0,96	0,12	0
500	0	1	0,95	0,11	0
1000	0	1	0,95	0,10	0
1500	0	1	0,94	0,10	0
1750	0	1	0,94	0,10	0,01
2000	0	1	0,94	0,10	0,08
2250	0	1	0,94	0,09	0,24
2500	0	1	0,93	0,08	0,49
2750	0	1	0,93	0,08	0,71
3000	0	1	0,93	0,08	0,86
3250	0	1	0,93	0,08	0,95
3500	0	1	0,93	0,07	0,99
4000	0	1	0,92	0,07	1
4500	0	1	0,92	0,06	1
5000	0	0,99	0,92	0,06	1
5500	0	0,99	0,91	0,05	1
6000	0	0,99	0,91	0,05	1
6500	0	0,99	0,90	0,04	1
7000	0	0,99	0,90	0,04	1
8000	0	0,99	0,89	0,04	1
9000	0	0,98	0,88	0,03	1
10000	0	0,97	0,86	0,03	1

Tableau F.21. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S01 : M0,30+k4 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l’année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d’année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l’année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,94$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,14$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,10$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,07	1	0,92	0,03	0
500	0,03	1	0,92	0,02	0
1000	0,02	0,99	0,92	0,01	0
1500	0,01	0,98	0,92	0,01	0,06
1750	0	0,98	0,92	0	0,29
2000	0	0,97	0,92	0	0,58
2250	0	0,97	0,92	0	0,81
2500	0	0,96	0,92	0	0,92
2750	0	0,96	0,92	0	0,97
3000	0	0,95	0,91	0	0,99
3250	0	0,94	0,90	0	1
3500	0	0,94	0,89	0	1
4000	0	0,92	0,85	0	1
4500	0	0,90	0,78	0	1
5000	0	0,88	0,66	0	1
5500	0	0,82	0,53	0	1
6000	0	0,74	0,41	0	1
6500	0	0,62	0,32	0	1
7000	0	0,53	0,24	0	1
8000	0	0,38	0,12	0	1
9000	0	0,28	0,07	0	1
10000	0	0,21	0,04	0	1

Tableau F.22. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S03 : M0,25+k3 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,98$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,50$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,02$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0	1	0,95	0,20	0
500	0	1	0,95	0,18	0
1000	0	1	0,94	0,15	0
1500	0	1	0,93	0,14	0
1750	0	1	0,93	0,13	0
2000	0	1	0,93	0,12	0,05
2250	0	1	0,93	0,11	0,19
2500	0	1	0,92	0,11	0,43
2750	0	1	0,92	0,10	0,67
3000	0	1	0,91	0,10	0,83
3250	0	1	0,91	0,09	0,93
3500	0	1	0,91	0,09	0,97
4000	0	1	0,90	0,08	0,99
4500	0	1	0,90	0,07	1
5000	0	0,99	0,90	0,06	1
5500	0	0,99	0,89	0,05	1
6000	0	0,99	0,88	0,05	1
6500	0	0,99	0,88	0,04	1
7000	0	0,98	0,87	0,04	1
8000	0	0,97	0,86	0,03	1
9000	0	0,95	0,84	0,02	1
10000	0	0,93	0,80	0,02	1

Tableau F.23. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S04 : M0,25+k4 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,94$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,24$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,07$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,07	1	0,93	0,08	0
500	0,03	1	0,93	0,06	0
1000	0,01	0,99	0,92	0,04	0
1500	0,01	0,98	0,92	0,02	0,03
1750	0	0,98	0,92	0,01	0,17
2000	0	0,98	0,92	0,01	0,44
2250	0	0,97	0,92	0,01	0,66
2500	0	0,97	0,92	0	0,83
2750	0	0,97	0,92	0	0,94
3000	0	0,96	0,92	0	0,98
3250	0	0,95	0,91	0	0,99
3500	0	0,95	0,91	0	1
4000	0	0,94	0,89	0	1
4500	0	0,93	0,83	0	1
5000	0	0,90	0,74	0	1
5500	0	0,86	0,63	0	1
6000	0	0,79	0,52	0	1
6500	0	0,68	0,43	0	1
7000	0	0,58	0,33	0	1
8000	0	0,43	0,16	0	1
9000	0	0,27	0,07	0	1
10000	0	0,18	0,03	0	1

Tableau F.24. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S06 : M0,35+k3 pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,53$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,01$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0	1	0,98	0,09	0
500	0	1	0,97	0,09	0
1000	0	1	0,97	0,09	0
1500	0	1	0,97	0,08	0
1750	0	1	0,97	0,08	0,02
2000	0	1	0,97	0,08	0,11
2250	0	1	0,97	0,08	0,36
2500	0	1	0,97	0,07	0,60
2750	0	1	0,97	0,07	0,79
3000	0	1	0,97	0,07	0,90
3250	0	1	0,97	0,07	0,95
3500	0	1	0,97	0,07	0,98
4000	0	1	0,97	0,06	1
4500	0	1	0,97	0,06	1
5000	0	1	0,97	0,06	1
5500	0	1	0,96	0,06	1
6000	0	1	0,96	0,06	1
6500	0	1	0,96	0,06	1
7000	0	1	0,96	0,05	1
8000	0	1	0,96	0,05	1
9000	0	1	0,96	0,05	1
10000	0	1	0,95	0,04	1

Tableau F.25. Sud de la C.-B. : Tableau de décision pour le cas S07 : $M0,35+k4$ pour 5 points de référence – la biomasse reproductrice de l'année en cours, le point de référence limite B_{\min} , le point de référence supérieur du stock $2B_{\min}$, la biomasse moyenne du stock reproducteur de 1967 à 2016 et le taux de récolte moyen sur la même période – pour la biomasse projetée B_{2019} et le taux de récolte en milieu d'année u_{2018} pour diverses stratégies de captures constantes (en tonnes). Chaque valeur correspond à la probabilité que la biomasse projetée ou le taux de récolte soit supérieur au point de référence indiqué. Les probabilités que la biomasse reproductrice (ou le taux de récolte) de l'année en cours soient supérieurs aux points de référence sont : $P(B_{2017} > B_{\min}) = 1$, $P(B_{2017} > 2B_{\min}) = 0,94$, $P(B_{2017} > B_{\text{moy}}) = 0,11$ et $P(u_{2016} > u_{\text{moy}}) = 0,09$. À titre de référence, la moyenne des prises au cours des 5 dernières années (de 2011 à 2015) est de 3 256 t.

Prises	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{2017}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{2B_{\min}} > \right)$	$P\left(\frac{B_{2019}}{B_{\text{moy}}} > \right)$	$P\left(\frac{u_{2018}}{u_{\text{moy}}} > \right)$
0	0,07	1	0,93	0,02	0
500	0,03	0,99	0,93	0,01	0
1000	0,02	0,99	0,93	0,01	0
1500	0,01	0,98	0,93	0,01	0,13
1750	0,01	0,97	0,93	0	0,38
2000	0,01	0,96	0,93	0	0,66
2250	0,01	0,96	0,93	0	0,84
2500	0	0,95	0,92	0	0,93
2750	0	0,95	0,91	0	0,98
3000	0	0,94	0,90	0	0,99
3250	0	0,94	0,88	0	1
3500	0	0,94	0,86	0	1
4000	0	0,92	0,79	0	1
4500	0	0,89	0,68	0	1
5000	0	0,85	0,57	0	1
5500	0	0,77	0,46	0	1
6000	0	0,69	0,36	0	1
6500	0	0,59	0,27	0	1
7000	0	0,50	0,19	0	1
8000	0	0,37	0,12	0	1
9000	0	0,29	0,07	0	1
10000	0	0,24	0,05	0	1

F.4. RÉFÉRENCES – RÉSULTATS DU MODÈLE

- Dorn, M., Aydin, K., Barbeaux, S., Jones, D., Spalinger, K. et Palsson, W. 2012. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska](#). Dans NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 53–182. North Pacific Fisheries Management Council.
- Dorn, M., Aydin, K., Jones, D., McCarthy, A., Palsson, W. et Spalinger, K. 2015. [Chapter 1. Assessment of the Walleye Pollock stock in the Gulf of Alaska](#). Dans NPFMC Gulf of Alaska SAFE, p. 49–172. North Pacific Fisheries Management Council.
- Gustafson, R.G., Lenarz, W.H., McCain, B.B., Schmitt, C.C., Grant, W.S., Builder, T.L. et Methot, R.D. 2000. [Status review of Pacific Hake, Pacific Cod, and Walleye Pollock from Puget Sound, Washington](#). NOAA Technical Memorandum NMFS-NWFSC-44: 275 p.
- Janusz, J. et Horbowy, J. 1997. [The state of the walleye pollock in the northern part of the Okhotsk Sea, North Pacific](#). Fish. Res. 30(1-2): 87–102.
- Saunders, M.W., McFarlane, G.A. et Shaw, W. 1989. [Delineation of Walleye Pollock \(*Theragra chalcogramma*\) stocks off the Pacific Coast of Canada](#). Dans Proc. Int. Symp. Biol. Mgmt. Walleye Pollock, Anchorage, AK, Nov 14-16, 1988, Lowell Wakefield Fisheries Symposia Series 7, Alaska Sea Grant Rep. 89-1, p. 379–401. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska, Fairbanks, AK.
- Schnute, J. 1985. [A general theory for analysis of catch and effort data](#). J. can. sci. halieut. aquat. 42(3): 414–429.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2017. [Évaluation du stock de sébastolobe à courtes épines \(*Sebastolobus alascanus*\) sur l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique en 2015](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, doc. rech. 2017/015: ix + 174 p.