



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2024/066

Région du Pacifique

Application d'un nouveau cadre de modélisation pour l'évaluation des grands stocks de hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) et mise en œuvre dans le processus d'évaluation des stratégies de gestion

Samuel D. N. Johnson¹, Sean P. Cox¹, Jaclyn S. Cleary², Ashleen J. Benson¹, Sarah J. H. Power² et Steven P. Rossi¹

¹Landmark Fisheries Research
213-2414, rue St. Johns
Port Moody (C.-B.) V3H 2B1

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

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2026

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-98225-0 N° cat. Fs70-5/2024-066F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Johnson, S.D.N., Cox, S.P., Cleary, J.S., Benson, A.J., Power, S.J.H., et Rossi, S.P. 2026.
Application d'un nouveau cadre de modélisation pour l'évaluation des grands stocks de
hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) et mise en œuvre dans le processus d'évaluation des
stratégies de gestion. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/066. vi + 265 p.

Also available in English:

Johnson, S.D.N., Cox, S.P., Cleary, J.S., Benson, A.J., Power, S.J.H., and Rossi, S.P. 2026.
*Application of a New Modelling Framework for the Assessment of Pacific Herring (Clupea
Pallasii) Major Stocks and Implementation in the Management Strategy Evaluation Process.*
DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/066. vi + 246 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	vi
1. INTRODUCTION	1
1.1. RENSEIGNEMENTS DE BASE	1
1.2. LE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE	3
1.3. TRANSITION VERS UN NOUVEAU CADRE DE MODÉLISATION POUR LE HARENG DU PACIFIQUE.....	4
2. MÉTHODES.....	6
2.1. MODÈLES STATISTIQUES DES PRISES SELON L'ÂGE.....	6
2.2. UN NOUVEAU MODÈLE STATISTIQUE DES PRISES SELON L'ÂGE POUR LE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE.....	7
2.3. DYNAMIQUES DE L'ÉTAT DANS LE MSSIPHA.....	8
2.4. MODÈLE POUR LA PÊCHE D'ŒUFS SUR VARECH	10
2.5. MODÈLES D'OBSERVATION ET FONCTIONS DE VRAISEMBLANCE	11
2.5.1. Modèle d'observation de l'indice de fraie	11
2.5.2. Modèles d'observation de la composition par âge	11
2.6. A PRIORI DU MODÈLE	12
2.6.1. Force de la classe d'âge initiale, recrutements et mortalité naturelle	12
2.6.2. A priori de la sélectivité	12
2.6.3. <i>M</i> dépendante de la densité	12
2.6.4. Taux de variation stock-recrue.....	13
2.6.5. Capturabilité	13
2.6.6. Erreur type résiduelle de l'indice de fraie	14
2.6.7. Autocorrélation à décalage 1 dans les résidus de la composition par âge	14
2.6.8. A priori diffuse de Jeffreys.....	14
2.6.9. Variance fixe de l'erreur du processus de recrutement.....	14
2.7. FONCTION OBJECTIVE ET OPTIMISATION	14
2.8. COMPARAISONS AVEC LE MSIPA.....	16
2.9. AUTOTEST DE SIMULATION	17
2.10. ÉVALUATIONS DES STOCKS DE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE- BRITANNIQUE SELON LE MODÈLE MSSIPHA COMPLET	18
2.10.1. Qualité de l'ajustement du modèle.....	18
2.10.2. Points de référence biologiques	18
2.10.3. Taux démographiques par tête	20
2.10.4. Analyses rétrospectives	20
2.10.5. Analyses de sensibilité.....	20
2.11. SIMULATIONS EN BOUCLE FERMÉE ÉVALUANT LES PROCÉDURES DE GESTION DU HARENG.....	22
2.11.1. Dynamique du modèle opérationnel	22
2.11.2. Règle de contrôle des prises HS30-60	23

2.11.3. Objectifs de pêche et paramètres de rendement	24
2.11.4. Simulations de rétroaction en boucle fermée	25
3. RÉSULTATS	26
3.1. APERÇU	26
3.2. ANALYSE DE TRANSITION	26
3.2.1. Comparaisons entre le MSSIPHA complet et le MSIPA	26
3.2.2. Sensibilité aux nouvelles structures de modèle	28
3.3. AUTOTESTS DE SIMULATION-ESTIMATION.....	28
3.3.1. Côte centrale.....	28
3.3.2. Détroit de Georgia.....	30
3.4. SOMMAIRE DES ÉVALUATIONS DES STOCKS POUR LES CINQ RÉGIONS PRINCIPALES D'ÉVALUATION DES STOCKS	31
3.4.1. Analyse rétrospective.....	34
3.4.2. Analyse de sensibilité.....	34
3.5. DÉMONSTRATION DE L'ÉVALUATION DES PROCÉDURES DE GESTION	35
3.5.1. Conditionnement des modèles opérationnels	35
3.5.2. Rendement des procédures de gestion	35
4. DISCUSSION.....	37
4.1. M DÉPENDANTE DE LA DENSITÉ DANS LES ÉVALUATIONS DES STOCKS.....	38
4.1.1. Points de référence biologiques.....	40
4.2. M DÉPENDANTE DE LA DENSITÉ DANS LES SIMULATIONS EN BOUCLE FERMÉE	42
4.3. ÉVALUATION DES PROCÉDURES DE GESTION DU HARENG	43
4.4. RECOMMANDATIONS ET PROCHAINES ÉTAPES	43
4.4.1. Poursuite de l'élaboration du MSSIPHA	43
4.4.2. Poursuite de l'élaboration des procédures de gestion et échéanciers pour les mises à jour de routine de l'ESG	44
5. RÉFÉRENCES CITÉES	46
6. TABLEAUX	52
7. FIGURES	68
ANNEXE A. PRISES, DONNÉES BIOLOGIQUES ET RELEVÉS INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE.....	85
A.1. DESCRIPTION DES PÊCHES	85
A.2. DONNÉES SUR LES PRISES COMMERCIALES	85
A.3. PROGRAMME ET DONNÉES DES RELEVÉS DU FRAI	86
A.4. PROGRAMME ET DONNÉES D'ÉCHANTILLONNAGE BIOLOGIQUE	87
A.5. FIGURES.....	88
ANNEXE B. UTILISATION DES DONNÉES ET ANALYSE DE TRANSITION POUR LE MODÈLE D'ÉVALUATION DU HARENG	102
B.1. MÉTHODES.....	102
B.2. RÉSULTATS ET DISCUSSION.....	103

B.3. TABLEAUX	110
B.4. FIGURES	113
ANNEXE C. AUTRES GRAPHIQUES DE SIMULATION-ESTIMATION	132
ANNEXE D. ESTIMATIONS DÉTAILLÉES DU MSSIPHA POUR LES 5 PRINCIPALES RÉGIONS D'ÉVALUATION DES STOCKS	134
D.1. HAÏDA GWAIL	134
D.2. DISTRICT DE PRINCE-RUPERT	161
D.3. CÔTE CENTRALE.....	185
D.4. DÉTROIT DE GEORGIA	211
D.5. CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	238
ANNEXE E. POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES POUR LA MORTALITÉ INDÉPENDANTE DE LA DENSITÉ	263

RÉSUMÉ

Ce document présente un nouveau cadre d'évaluation des stocks et de modèle opérationnel pour le hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) qui combine la mortalité naturelle variable dans le temps, les points de référence de la pêche et les stratégies de pêche futures. Nous élaborons et mettons à l'essai un nouveau modèle statistique spatialement intégré des prises de hareng selon l'âge (MSSIPHA) qui intègre, entre autres, un processus dépendant de la densité pour la mortalité naturelle, une représentation explicite de la pêche des œufs sur varech, les pêches avec événements de prélèvements discrets sur une courte saison, un indice de fraie unique qui combine les plans des relevés en plongée et en surface, ainsi qu'une fonction de vraisemblance de la composition par âge qui tient compte de la corrélation des résidus entre les classes d'âge. L'objectif principal du document est d'évaluer le MSSIPHA en tant que cadre de modélisation de l'évaluation des stocks pour chacune des cinq régions d'évaluation des stocks principaux, et son objectif secondaire est d'évaluer le MSSIPHA en tant que modèle opérationnel pour les futurs essais de procédures de gestion. Dans l'ensemble, les estimations de la biomasse absolue par le modèle MSSIPHA complet (c.-à-d. intégrant toutes les nouvelles fonctions) étaient qualitativement similaires au cadre d'évaluation existant, bien que le changement structurel apporté aux processus de mortalité naturelle, en particulier, ait généré des différences dans le recrutement et l'abondance au fil du temps, ainsi que des points de référence biologiques. Lorsqu'il est appliqué comme modèle d'évaluation des stocks pour chaque région, le MSSIPHA répond aux critères de qualité de l'ajustement avec une faible sensibilité aux valeurs a priori du modèle et aucun profil rétrospectif marqué. Dans les autotests de simulation fondés sur deux régions d'évaluation des stocks, les distributions de l'erreur relative ont fait apparaître des quantités relativement faibles de biais pour la plupart des paramètres.

Le changement le plus sensible dans le MSSIPHA est un effet d'Allee dans le modèle de mortalité naturelle dépendante de la densité (MDD) qui fournit une interprétation écologiquement plausible des profils de la productivité et de l'état du hareng dans chaque région d'évaluation des stocks, comme le rétablissement lent à Haida Gwaii ou sur la côte ouest de l'île de Vancouver et la productivité élevée persistante dans le détroit de Georgie. La MDD conduit également à des estimations plausibles des points de référence biologiques fondés sur le *RMD*, avec une biomasse optimale plus élevée et un rendement maximal durable souvent plus bas par rapport aux approches précédentes.

Enfin, nous démontrons la capacité du modèle opérationnel du MSSIPHA à générer des profils de recrutement, de mortalité naturelle et de biomasse qui sont qualitativement similaires à ceux estimés à partir de la période historique. En général, les périodes persistantes de faible productivité entrecoupées de pointes de productivité élevée découlent de la combinaison du recrutement compensatoire et de la mortalité naturelle anticomplémentaire. Ces propriétés donnent des situations plus réalistes pour tester le rendement des stratégies de récolte futures potentielles pour toutes les régions d'évaluation des stocks de hareng du Pacifique.

1. INTRODUCTION

1.1. RENSEIGNEMENTS DE BASE

Les évaluations des stocks de poissons supposent généralement que les taux de mortalité naturelle des stocks de poissons exploités, ainsi que les points de référence biologiques qui en sont dérivés, sont indépendants du temps et de l'abondance des stocks. Bien que la vraisemblance d'une telle hypothèse n'ait jamais été particulièrement élevée ou largement acceptée en sciences halieutiques, elle a persisté principalement en l'absence de preuves solides du contraire. Les stocks de hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) en Colombie-Britannique (C.-B.), comme de nombreux autres grands stocks de poissons, sont des cas exceptionnels où les variations temporelles de la mortalité naturelle sont prouvées et bien documentées (Martell *et al.* 2012; Swain et Benoît 2015; Cook et Trijoulet 2016; Neuenhoff *et al.* 2019; Rossi *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019). En effet, les taux de mortalité naturelle estimés du hareng du Pacifique de la Colombie-Britannique dans trois des cinq principales régions d'évaluation des stocks (RES) ont varié sur une plage d'une à trois fois depuis 1951 (Martell *et al.* 2012; Benson *et al.* 2022). Une telle variation perturbe la capacité des scientifiques de produire des avis sur les pêches, car la définition même de la pêche durable évolue constamment au fil du temps.

Ce document élabore un nouveau cadre d'évaluation et de modélisation des stocks qui peut traiter la mortalité naturelle variable dans le temps du hareng du Pacifique comme un processus intrinsèque dépendant de la densité, ainsi que comme une marche aléatoire extrinsèque indépendante de la densité dans le temps. La structure de modèle qui en résulte constitue une étape importante pour mieux comprendre la dynamique de production du hareng du Pacifique dans toutes les régions d'évaluation des stocks, leurs points de référence biologiques sous-jacents et les répercussions sur les avis futurs sur la politique de pêche.

Dans les modèles d'évaluation des stocks de poissons, les processus compensatoires dépendants de la densité qui régulent l'abondance de la population sont habituellement représentés par des modèles de stock-recrutement dans lesquels la productivité, mesurée sous forme de recrues par géniteur ou de recrues par biomasse reproductrice, augmente à mesure que la densité de la population diminue (Beverton et Holt 1957; Ricker 1958). En d'autres termes, le déclin de l'abondance des géniteurs est compensé par une augmentation de la survie des juvéniles, afin d'établir la résilience des populations. Sans production compensatoire, il n'y aurait pas de rendement excédentaire et, par conséquent, pas de pêche. La productivité compensatoire signifie que la population se rétablit rapidement d'une faible biomasse reproductrice lorsque les causes du déclin, comme la pêche, sont éliminées. Cependant, les preuves de l'effondrement de plusieurs stocks de poissons, notamment du hareng du Pacifique en Colombie-Britannique, indiquent l'effet contraire, où la productivité nette de la population est plus faible lorsque l'abondance est faible (c.-à-d. anticompensatoire) et où le rétablissement est soit plus lent que prévu, soit totalement absent, soit plus grave en fait après la fermeture de la pêche (Hutchings 2015; Swain et Benoît 2015; Swain *et al.* 2019). Dans certains de ces cas anticompensatoires, les taux de recrutement relativement stables (c.-à-d. les recrues par géniteur) correspondent aux méta-analyses indiquant que le recrutement anticompensatoire est soit assez rare, soit simplement difficile à détecter (Liermann et Hilborn 2001; Keith et Hutchings 2012). Par ailleurs, les taux de mortalité naturelle après le recrutement, qui ont toujours été considérés comme constants par rapport au temps et à l'abondance, sont parfois élevés si l'abondance est faible, surtout en présence de prédation par les mammifères marins (Swain et Benoît 2015; Cook et Trijoulet 2016; Neuenhoff *et al.* 2019; Rossi *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019). Cette constatation donne à penser que la mortalité naturelle anticompensatoire

peut être un risque important, mais rarement abordé dans l'évaluation des stocks et l'élaboration de stratégies de pêche pour les espèces exploitées (Essington *et al.* 2015; Johnson *et al.* 2015; Swain et Benoît 2015; Neuenhoff *et al.* 2019).

La mortalité naturelle des poissons est déterminée par des processus écologiques qui dépendent, à des degrés divers, de la densité de la population (Turchin 1999; Hixon et Jones 2005; Jacobsen et Essington 2018). Par exemple, dans le nord-est de l'océan Pacifique, les taux d'abondance et de mortalité naturelle du saumon du Pacifique (*Oncorhynchus spp.*) fluctuent considérablement, la mortalité estimée par la prédation attribuable aux mammifères marins dominant maintenant la mortalité par pêche (Chasco *et al.* 2017). Pour certains stocks de hareng du Pacifique en Colombie-Britannique, les taux de mortalité par pêche sont également constamment faibles (c.-à-d. de 0 à 0,2/an) depuis les années 1980, mais les taux de mortalité naturelle ont varié de 0,3/an à environ 1,0/an sur la même période (MPO 2020a; Benson *et al.* 2022). Même si on ignore les causes particulières de la variabilité et des tendances à la hausse de la mortalité naturelle du hareng du Pacifique, il existe de nombreuses spéculations selon lesquelles les populations croissantes de rorquals à bosse (*Megaptera novaeangliae*), ainsi que de phoques communs (*Phoca vitulina*), d'otaries (*Eumetopias jubatus*) et de merlus du Pacifique (*Merluccius productus*) pourraient en être un facteur clé. On observe des situations semblables dans l'est du Canada, où l'augmentation des taux de mortalité naturelle de la morue (*Gadus morhua*) et de la raie tachetée (*Leucoraja ocellata*) est associée à la croissance rapide de l'abondance des phoques gris (*Halichoerus grypus*) (Fu *et al.* 2001; Cadigan 2015; Swain et Benoît 2015; Swain *et al.* 2019). Dans certains de ces cas, les modèles d'évaluation des stocks présumant une mortalité naturelle constante et un recrutement compensatoire ont généré des prévisions très optimistes des réactions des populations à la baisse de l'exploitation par la pêche (Lane et Palsen 1996).

Les modèles d'évaluation des stocks de poissons, notamment ceux utilisés pour le hareng du Pacifique en Colombie-Britannique au cours de la dernière décennie, qui estiment la dynamique temporelle dans la mortalité naturelle, ont principalement adopté des modèles descriptifs indépendants de la densité plutôt que des modèles explicatifs dépendants de la densité. Les approches indépendantes de la densité ne comportent aucune hypothèse explicite sur la façon dont les espèces modélisées interagissent avec l'écosystème environnant et tentent plutôt de décrire comment la mortalité naturelle change au fil du temps, généralement au moyen de paramètres de la mortalité naturelle variable dans le temps estimés en blocs temporels ou de simples marches aléatoires (Martell *et al.* 2012; Nielsen et Berg 2014; Cadigan 2015; Johnson *et al.* 2015; Rossi *et al.* 2019; Benson *et al.* 2022). Leur parcimonie et leur résolvabilité statistique facilitent l'élaboration, la mise en œuvre et la défense de modèles descriptifs, du moins dans le contexte de la modélisation de l'évaluation des stocks qui est spécifiquement axée sur l'estimation des valeurs historiques de la biomasse, de la productivité et de la mortalité par pêche. Pour leur part, les modèles dépendants de la densité, dans leur forme la plus simple, supposent qu'il existe une certaine relation non linéaire entre l'abondance des proies et leur propre taux de mortalité naturelle (Neuenhoff *et al.* 2019; Rossi *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019). Bien que l'approche explicative ait une base théorique et intuitive solide, il peut être difficile d'estimer des modèles de processus latents et non linéaires à partir de données sur les pêches éparpillées et bruyantes. Il est intéressant de noter que la qualité et la solidité des modèles explicatifs de mortalité naturelle sont élevées pour ce qui est de l'élaboration de stratégies de pêche durable pour l'avenir, qui se trouve être une tâche critique pour la science du hareng du Pacifique. Par exemple, supposons que les taux de mortalité naturelle aient augmenté dans les dix années précédant une évaluation des stocks, comme ils l'ont fait pour le hareng du Pacifique durant les vingt années avant la dernière évaluation des stocks. Nous avons peut-être des estimations parfaitement raisonnables des taux de mortalité naturelle passés par année (M_t), mais les modèles utilisés pour évaluer les stratégies de pêche futures doivent choisir a

priori des scénarios décrivant comment ces taux pourraient évoluer à l'avenir (Benson *et al.* 2022). De toute évidence, rien ne garantit que ces scénarios seront logiques sur le plan écologique parce que « M_t en hausse », « M_t en baisse » et « M_t constante » n'ont pas de fondement réel en théorie écologique (Benson *et al.* 2022), en particulier pour les espèces fourragères, ni de base statistique pour représenter l'incertitude. Par conséquent, le rendement simulé des stratégies de pêche dépendra entièrement du scénario de mortalité naturelle adopté ou des pondérations placées sur les solutions de rechange admises. Par ailleurs, un modèle explicatif dépendant de la densité, s'il est correctement paramétré, devrait refléter l'évolution de la mortalité naturelle en réaction à la pêche par son effet sur l'abondance et la force de la dépendance de la densité dans les taux de mortalité. Le modèle explicatif peut donc représenter un plus large éventail de scénarios écologiques plausibles et de risques liés à la pêche, tout en propageant l'incertitude statistique de façon résoluble.

Dans le présent document, nous élaborons un nouveau cadre de modélisation statistique des prises selon l'âge pour les simulations d'évaluation et de stratégie de pêche pour le hareng du Pacifique en Colombie-Britannique; entre autres choses, ce cadre est capable de mettre en œuvre des taux de mortalité naturelle à la fois indépendante et dépendante de la densité dans les cinq principales régions d'évaluation des stocks de hareng du Pacifique. Nous examinons la précision de l'estimation et l'identifiabilité des paramètres pour le modèle dépendant de la densité au moyen d'un autotest de simulation ainsi que de comparaisons avec des modèles indépendants de la densité. Nos résultats indiquent que (i) les modèles de mortalité naturelle dépendants de la densité expliquent la plus grande partie de la variabilité historique de la mortalité naturelle estimée au moyen de modèles indépendants de la densité, donnant des estimations comparables de la biomasse, de l'état des stocks, du recrutement et de la mortalité par pêche; (ii) les modèles de mortalité naturelle dépendants de la densité ont produit des estimations rétrospectives stables dans le temps des points de référence biologiques; et (iii) les points de référence du taux de récolte optimal pour les modèles de mortalité naturelle dépendants de la densité peuvent être inférieurs à ceux des modèles indépendants de la densité selon la force de la dépendance à la densité.

1.2. LE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE

Les régions d'évaluation des stocks principales sont Haida Gwaii (HG), le district de Prince Rupert (DPR), la côte centrale (CC), le détroit de Georgie (DG) et la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Les régions d'évaluation des stocks secondaires sont la zone 27 (A27) et la zone 2 Ouest (A2W) (figure 1). Dans la région du Pacifique, la Direction des Sciences du MPO effectue des évaluations annuelles de la biomasse des stocks et des tendances pour les régions d'évaluation des stocks principales selon une approche de modélisation statistique des prises selon l'âge qui a été examinée pour la dernière fois en 2017 (Cleary *et al.* 2019). Les plus récentes mises à jour des stocks ont été présentées en septembre 2022 (MPO 2022a).

L'évaluation de la stratégie de gestion (ESG), amorcée en 2018, est utilisée comme processus collaboratif par les scientifiques et les gestionnaires pour déterminer des stratégies de pêche capables d'atteindre divers objectifs dans les régions d'évaluation des stocks et entre elles. Le premier cycle de l'ESG a été réalisé en 2018 pour les régions du sud du DG et de la COIV (MPO 2019; Benson *et al.* 2022) et en 2019 pour les régions du nord de HG, du DPR et de la CC (MPO 2020b). Des mises à jour de l'ESG ont également été effectuées pour le DG et la COIV en 2020 (MPO 2021) et pour quatre des cinq principales régions d'évaluation des stocks (à l'exception de HG) en 2022 (MPO 2023). Un plan de rétablissement étant nécessaire pour le hareng de Haida Gwaii, les dernières mises à jour de l'ESG pour ce stock sont prises en compte dans l'ébauche du plan de rétablissement.

1.3. TRANSITION VERS UN NOUVEAU CADRE DE MODÉLISATION POUR LE HARENG DU PACIFIQUE

Les évaluations des stocks de hareng du Pacifique sont actuellement effectuées au moyen du modèle statistique intégré des prises selon l'âge (MSIPA) élaboré dans Martell *et al.* (2012). Ce modèle estimait formellement les taux de mortalité naturelle à l'aide d'une spline dépendante du temps. Les points de référence biologiques et de gestion, les prévisions de la biomasse et les paramètres du modèle opérationnel pour les processus d'ESG étaient fondés sur les taux moyens de mortalité naturelle au cours de la période de 10 ans la plus récente ou sur la moyenne historique (Benson *et al.* 2022). Dans les dix dernières années, plusieurs modifications ont été apportées au MSIPA; cependant, un certain nombre d'améliorations, en plus du traitement de la mortalité naturelle, ont motivé la nécessité d'un nouveau cadre de modélisation.

Depuis 2018, les examinateurs de l'évaluation des stocks de hareng du Pacifique et les experts techniques demandent d'apporter des améliorations au modèle d'évaluation, notamment :

1. **Établir un processus dépendant de la densité dans lequel M varie par rapport à la biomasse.** La modélisation de M en tant que processus dépendant de la densité remonte à Haist *et al.* (1993) et a été demandée plus récemment lors de l'examen de 2018 effectué par le SCAS (MPO 2022b).
2. **Plus précisément, représenter les pêches d'œufs sur varech du hareng du Pacifique.** Les pêches d'œufs sur varech sont autorisées dans quatre des cinq principales zones de stock. Lors du dernier examen du SCAS (MPO 2022b), on a recommandé d'intégrer le retrait des œufs par les pêches d'œufs sur varech et un mécanisme qui tient compte de la mortalité attribuable à la mise en bassin. Les données historiques de ces pêches commerciales (prélèvements d'œufs) et de la mortalité attribuable à la mise en bassin ne sont actuellement pas incluses dans l'évaluation annuelle.
3. **Représenter la nature continue et discrète des pêches du hareng du Pacifique.** Le MSIPA modélise la mortalité par pêche (F) comme un processus continu pour toutes les pêches, même si les pêches commerciales du hareng se déroulent souvent sur de courtes périodes pendant la saison de fraie. La modélisation de la mortalité par pêche dans les pêches tant continues que discrètes, le cas échéant, peut permettre de mieux estimer l'ampleur et les impacts de la pêche, surtout lorsque la mortalité naturelle change beaucoup.
4. **Améliorer la méthode d'estimation de la mortalité naturelle variable dans le temps et indépendante de la densité.** Le MSIPA utilise une fonction de spline avec 12 nœuds répartis uniformément dans la série chronologique historique, c.-à-d. de 1951 à aujourd'hui. La variation qui en résulte dans les positions des nœuds (années) à mesure que la série chronologique s'allonge a une incidence sur la dynamique perçue de M historique et augmente la sensibilité aux changements soudains de l'indice du relevé. Une approche de marche aléatoire simple créerait une dynamique temporelle plus stable dans M qui ne dépend pas de la longueur des séries chronologiques.
5. **Passer d'ADMB à Template Model Builder pour l'amélioration du rendement et la stabilité à long terme dans l'environnement de programmation.** Le MSIPA est construit dans ADMB, qui n'est plus soutenu par les développeurs. Le nouveau cadre de modélisation est construit dans Template Model Builder (TMB), axé sur R, qui est de plus en plus utilisé dans les évaluations halieutiques et la modélisation de simulation (Kristensen *et al.* 2015).
6. **Mettre à jour le modèle d'observation pour refléter les relevés occasionnels dans lesquels on déploie des méthodes en plongée et en surface.** L'indice de fraie du hareng

est dérivé des observations des relevés en surface et en plongée. Dans le MSIPA, ces observations sont modélisées comme deux « périodes » distinctes, les relevés en surface ayant été effectués entre 1951 et 1987 et les relevés en plongée entre 1988 et 2022; toutefois, dans la pratique, les relevés en surface ont produit des observations la plupart des années depuis 1987, mais elles sont traitées comme des observations de plongée. Le nouveau cadre de modélisation contient un modèle d'observation qui combine les observations des relevés en surface et en plongée au moyen d'une fonction de vraisemblance log-normale.

7. Améliorer la fonction de vraisemblance pour les données sur la composition par âge.

Le MSIPA utilise des résidus de la composition par âge non corrélés qui, bien qu'ils ne soient pas rares dans les évaluations des pêches, pourraient mener à une variance faible optimiste de la composition par âge simulée pour les évaluations futures (remarque : la procédure de gestion du hareng du Pacifique utilise un estimateur de biomasse fondé sur un modèle dans les simulations de l'ESG). Le nouveau modèle révisé la vraisemblance de refléter les résidus logistiques-normaux corrélés lorsqu'ils pourraient exister, améliorant ainsi l'estimation des paramètres (Francis 2014) et la simulation des données futures sur la composition par âge.

Les révisions du modèle ci-dessus ne représentent pas la liste complète des demandes antérieures; en effet, elles omettent les recherches en cours sur des processus comme la dynamique prédateur-proie, la connectivité spatiale et les répercussions de multiples échelles de la structure des stocks. Néanmoins, le nouveau cadre de modélisation est élaboré en tenant compte de ces objectifs et capacités futurs.

Le nouveau cadre de modélisation (décrit ci-après) est la mise en œuvre pour un seul stock du modèle statistique spatialement intégré des prises de hareng selon l'âge (MSSIPHA), qui a été initialement présenté pour le hareng du Pacifique comme modèle opérationnel à l'appui du plan de rétablissement pour le hareng de Haïda Gwaii¹. Le SCAS a également revu le cadre général de modélisation appliqué dans le MSIPA et l'a adopté pour les avis de gestion dans la pêche du flétan de l'Atlantique (Johnson *et al.* 2023), ainsi que pour le flétan du Groenland (Johnson et Cox 2023) comme éventuel futur cadre d'évaluation des stocks.

Nous comparons les inférences entre le MSIPA et le MSSIPHA dans un souci d'exhaustivité de la transition entre les cadres de modélisation et pour mieux comprendre l'incidence des révisions 1 à 7 ci-dessus. Plus précisément, nous utilisons une analyse de transition de modèle dans laquelle une mise en œuvre « de base » du nouveau modèle est créée pour correspondre en gros à la structure du MSIPA afin de pouvoir comparer les estimations de départ (Martell *et al.* 2012; Benson *et al.* 2022). Les hypothèses du modèle de base MSSIPHA sont ensuite modifiées pour démontrer les effets isolés de chaque révision proposée (annexe B). Après l'analyse de transition, tous les changements proposés sont combinés dans un seul nouveau modèle « complet » MSSIPHA qui pourra être utilisé dans les futures évaluations des stocks de hareng du Pacifique, ainsi que pour générer des hypothèses de modèle opérationnel dans les travaux d'ESG.

À la suite de l'analyse de transition, nous décrivons les autotests de simulation, les analyses de sensibilité et les analyses rétrospectives qui examinent le rendement complet du modèle MSSIPHA et la robustesse des hypothèses et des données des paramètres. Le modèle MSSIPHA complet est ensuite appliqué à chacune des cinq principales régions d'évaluation des stocks. Nous résumons les évaluations pour les cinq régions d'évaluation des stocks dans le corps du document et présentons les évaluations individuelles à l'annexe D. Dans le cadre de ces évaluations, des points de référence biologiques sont dérivés pour chaque région d'évaluation des stocks à l'aide de simulations stochastiques sur 200 ans, qui indiquent des

équilibres instables à des taux de récolte élevés dans une formule de M dépendante de la densité, et une relation asymétrique entre le recrutement stochastique et la mortalité naturelle menant à une biomasse à l'équilibre inférieure à celle indiquée dans des conditions déterministes.

Enfin, nous prévisualisons l'utilisation du MSSIPHA comme modèle opérationnel en simulant trois stratégies de pêche avec des renseignements parfaits. Cette partie du document ne vise pas à représenter un projet complet d'ESG avec une consultation approfondie des intervenants, mais plutôt à démontrer certaines des conséquences de la structure du nouveau modèle – en particulier M dépendante de la densité – sur les points de référence biologiques et le rendement attendu de certaines procédures de gestion.

2. MÉTHODES

2.1. MODÈLES STATISTIQUES DES PRISES SELON L'ÂGE

Les modèles modernes intégrés statistiques des prises selon l'âge sont largement utilisés pour estimer l'état et la productivité des stocks de poissons exploités (Fournier et Archibald 1982; Hilborn et Walters 1992; Quinn et Deriso 1999; Maunder et Punt 2013). Ils estiment explicitement le nombre de poissons dans chaque classe d'âge à partir d'un âge de recrutement initial (habituellement l'âge 1 ou 0) et suivent la croissance (longueur ou poids) et la maturité sexuelle des poissons dans toutes les classes d'âge subséquentes jusqu'à ce que les poissons meurent de mortalité naturelle ou de mortalité par pêche. Entre-temps, la biomasse de chaque classe d'âge est dérivée du nombre selon l'âge en fonction de la croissance, et les poissons matures constituent la biomasse du stock reproducteur, qui produit de nouvelles recrues chaque année grâce à une relation stock-recrutement. La dynamique des populations dans les modèles d'évaluation des stocks structurés selon l'âge est déterminée par un ensemble relativement restreint de paramètres du cycle biologique qui déterminent la mortalité naturelle, la maturité, la croissance et les relations stock-recrutement; les paramètres de la pêche et de la sélectivité qui déterminent les effets de la pêche sur la mortalité et la façon dont ils sont répartis entre les classes d'âge dans la population; et enfin, les paramètres environnementaux qui représentent les processus écosystémiques biophysiques non modélisés qui ont une incidence sur les relations fonctionnelles (p. ex. stock-recrutement) et des paramètres comme la mortalité naturelle, la sélectivité, etc.

Pour estimer les paramètres du modèle, il faut comparer la dynamique de la population des modèles d'évaluation des stocks structurés selon l'âge aux données d'observation (Fournier *et al.* 1990; Hilborn et Mangel 1997). L'inclusion de plusieurs types de données rend ces modèles « intégrés », en ce sens qu'ils combinent divers types d'analyses qui ont déjà été appliquées isolément (Maunder et Punt 2013), comme la courbe des prises ou l'analyse des cohortes (Richards *et al.* 1997; Schnute et Haigh 2007) et la dynamique de la biomasse (Punt 2003). Pour le hareng du Pacifique, les données proviennent de relevés indépendants de la pêche et de la surveillance dépendante de la pêche, qui fournissent des renseignements pour l'estimation des tendances temporelles de l'effectif total de la population et de la structure selon l'âge. Par exemple, les données sur la composition par âge des prises dans la pêche indiquent la taille des classes d'âge (ou cohortes) dans les prises, et la forme de ces compositions résulte d'une combinaison du recrutement, de la mortalité naturelle et de la sélectivité selon l'âge ou la taille des engins utilisés pour recueillir les données.

2.2. UN NOUVEAU MODÈLE STATISTIQUE DES PRISES SELON L'ÂGE POUR LE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE

Le modèle opérationnel (MO) utilisé ici est un modèle d'évaluation des stocks structuré selon l'âge et avec regroupement par sexe. Le MSSIPHA permet d'avoir une composante spatialement explicite qui est retardée pour les recherches futures. Pour la présente application, chaque région d'évaluation des stocks est considérée comme un stock unique et isolé.

Le cycle annuel du MSSIPHA va du 1^{er} juin au 31 mai, et la fraie se produit généralement pendant le dernier trimestre de chaque année. Là où elles sont pratiquées, les pêches à la senne et au filet maillant ciblent des bancs de hareng avant la fraie (hareng rogué) de février à avril, tandis que les pêches d'œufs sur varech visent les œufs fertilisés collés au varech entre le 1^{er} mars et le 1^{er} mai dans toutes les régions, sauf dans le détroit de Georgie, où il n'y a pas de pêche commerciale d'œufs sur varech. Une pêche de consommation et appât cible le hareng pendant la période d'hivernage dans le détroit de Georgie après son retour des aires d'alimentation d'été et d'automne au large de la côte ouest de l'île de Vancouver. Des pêches de réduction ont eu lieu dans toutes les régions d'évaluation des stocks durant les années 1950 et 1960, ciblant le hareng hivernant entre septembre et janvier; cependant, elles ont été fermées après l'effondrement des stocks dans toutes les principales régions d'évaluation des stocks de hareng dans les années 1960.

Les données pour la modélisation des cinq régions d'évaluation des stocks du hareng entre 1951 et 2022 comprennent :

1. les prises débarquées, la composition des prises selon l'âge et du poids selon l'âge dans la pêche de réduction (toutes les régions), la pêche de consommation et appât (DG, DPR) et les pêches de la rogue à la senne, les pêches d'essai à la senne et les pêches au filet maillant (toutes les régions);
2. les débarquements d'œufs sur varech en bassins fermés et ouverts pour HG, le DPR, la CC et la COIV; et
3. les estimations indépendantes de la pêche de la biomasse reproductrice tirées des relevés en surface (généralement avant 1987) ou en plongée (après 1987). Pour les scénarios de modèle opérationnel, nous simulons le recrutement depuis 2020 afin d'éviter de ne pas dépendre des dernières années de données, qui contiennent moins d'information pour étayer les estimations. Les détails de ces séries de données sont décrits et présentés à l'annexe A.

Le tableau 1 présente la notation du modèle MSSIPHA et le tableau 2, les spécifications mathématiques. Les préfixes numérotés des équations sont utilisés pour organiser les processus entre leurs principales composantes. Par exemple, les paramètres du modèle sont étiquetés P.X, les états à l'équilibre EQ. X, les états initiaux sans équilibre NEQ. X, les équations des prises C.X, la récolte d'œufs sur varech K.X et la dynamique de l'abondance N.X. Pour la validation de principe et en raison de contraintes de temps computationnelles, les états à l'équilibre sont déterministes, c'est-à-dire qu'ils ignorent toutes les erreurs de processus. Cependant, les états à l'équilibre pour les modèles de mortalité naturelle dépendante de la densité sont influencés par une interaction asymétrique entre la force de la dépendance à la densité et les erreurs du processus de recrutement. En pratique, il faudrait donc calculer l'équilibre pour les modèles de mortalité naturelle dépendante de la densité par simulation avec des erreurs de processus. Le tableau 2 n'est pas présenté comme un algorithme calculable dans lequel on procède de haut en bas; c'est pourquoi la présentation ci-après passera un peu d'un point à l'autre dans le tableau. Les paramètres du modèle (tableau 2, P.1 à P.4) sont divisés en quatre sous-ensembles composés des paramètres principaux Θ^{lead} , les paramètres

de capturabilité de nuisance et de variance Θ^{cond} , les paramètres fixes Θ^{fixed} et les hyperparamètres de la distribution a priori Θ^{prior} pour les paramètres principaux. Enfin, le tableau 3 présente les modèles d'observation (O.X), les vraisemblances pour les indices de fraie (L.X) et les données sur la composition par âge (A.X), les distributions a priori des paramètres (Pr.X) et les fonctions objectives totales du modèle pour chaque modèle M (F.X).

2.3. DYNAMIQUES DE L'ÉTAT DANS LE MSSIPHA

Les caractéristiques de l'équilibre sans pêche sont dérivées de la biomasse reproductrice non exploitée SB_0 , du taux d'anticompensation dû à la mortalité m_1 et des paramètres asymptotiques de la limite inférieure M_b , ainsi que des hypothèses du poids selon l'âge. À partir de ces données, il est possible de calculer dans l'ordre la mortalité non exploitée M_0 (EQ.1), la structure selon l'âge à l'équilibre par la survie selon l'âge (EQ.2), la biomasse du stock reproducteur par recrue ϕ_0 (EQ.3) et le recrutement sans pêche R_0 .

Les abondances des classes d'âge commencent en 1951 ($t = 1$) à l'état pêché pour toutes les régions d'évaluation des stocks. Les nombres initiaux selon l'âge $N_{a,1}$ sont estimés à l'aide des multiplicateurs d'initialisation $\omega_{init,a}$ pour chaque classe d'âge $a \in \{1, \dots, 10\}$, en échelonnant la survie selon l'âge sans pêche vers des états avec pêche sans équilibre (tableau 2, NEQ.1), qui est ensuite encore échelonnée aux nombres initiaux selon l'âge par le recrutement sans pêche R_0 (Haida Gwaii, CC, DG, COIV); dans le DPR, on a utilisé un paramètre de recrutement initial estimé librement R_{init} . Une autre approche de l'initialisation de la population avec pêche consiste à ajouter une mortalité par pêche initiale à l'équilibre F_{init} au calcul de la survie selon l'âge (QE.2); nous n'avons pas adopté cette approche pour le modèle final, mais nous l'avons mise à l'essai dans les analyses de sensibilité (annexe D). En général, l'ajout de F_{init} réduira la proportion du recrutement initial (R_0 ou R_{init}) ajoutée à la population, puisqu'elle a été retirée par la pêche. En fin de compte, avec les mêmes données et vraisemblances, le nombre absolu de poissons dans chaque classe d'âge la première année devrait être relativement insensible au choix de la méthode d'initialisation. L'utilisation de F_{init} agira plutôt sur le paramètre du recrutement initial et sur tout ce qui en dépend. Ainsi, lorsque la population est initialisée avec R_0 , l'application de F_{init} augmentera la valeur de R_0 (ainsi que de B_0) et influencera les estimations du modèle déterministe de recrutement des stocks, qui sont calculées en fonction des équilibres sans pêche. Par ailleurs, lorsque la population est initialisée avec R_{init} , la valeur de R_{init} augmentera, mais cela devrait avoir d'autres effets limités sur la dynamique de la population, car R_{init} n'a pas d'autre rôle dans le modèle de processus.

On suppose que le recrutement le 1^{er} juin (N.1) suit une relation stock-recrutement de Beverton-Holt paramétrée au moyen de la biomasse reproductrice de l'année précédente (N.2), du taux de variation stock-recrue h , de la biomasse du stock reproducteur non exploitée SB_0 et des écarts stochastiques annuels du recrutement ω_t . Les taux de mortalité naturelle annuels pour chaque âge $M_{a,t}$ sont répartis entre un taux de mortalité constant à l'âge 1 M_1 et un taux de mortalité naturelle à l'âge 2 variable dans le temps $M_{2+,t}$. Ce dernier est formulé comme une marche aléatoire dans le temps (modèle indépendant de la densité, DI; annexe B) ou comme une fonction dépendante de la densité (DD) de la biomasse d'âge 2+ :

$$M_{2+,t} = \left(M_b + e^{-m_1 \frac{B_{2+,t}}{B_{2+,0}}} \right) \cdot e^{\epsilon_t}, \quad (1)$$

où M_b est le taux de mortalité naturelle de référence ou minimum (0,4/an sur la figure 2), $m_1 > 0$ est le taux d'anticompensation dans la mortalité naturelle, $B_{2+,t}$ et $B_{2+,0}$ sont la biomasse totale d'âge 2+ au début de l'année pour l'année t et à l'équilibre sans pêche, respectivement, et ϵ_t est une erreur de processus stochastique appliquée chaque année (Haist *et al.* 1993). On utilise la formule de DD ci-dessus pour la mortalité naturelle pour toutes les régions d'évaluation des stocks, sauf pour la région du district de Prince Rupert, où les données ou notre paramétrage du modèle ne soutenaient pas suffisamment la formule du modèle de DD pour la convergence des a posteriori du modèle (voir plus loin). Cela peut se comprendre étant donné que la mortalité dans le DPR a été relativement faible et stable par rapport aux autres régions d'évaluation des stocks pendant la majeure partie de la période entre 1951 et 2022.

Dans le cas des modèles de mortalité naturelle dépendante de la densité, la courbure de la fonction de mortalité naturelle, telle que déterminée par le paramètre m_1 (figure 2), contrôle la différence entre la mortalité à l'équilibre sans pêche M_0 et la limite inférieure M_b . Les fonctions dont la valeur de m_1 est faible sont moins profondes et la différence ainsi obtenue entre M_b et M_0 permet à la mortalité naturelle de chuter plus souvent en dessous de M_0 , tout en réduisant l'asymétrie générée par M_b , puisque la biomasse doit être beaucoup plus importante pour que M_b limite la variation à la baisse de la mortalité naturelle. La capacité de $M_{2+,t}$ de tomber en dessous de M_0 est associée à une probabilité plus grande que la biomasse demeure au-dessus du niveau sans pêche SB_0 plus longtemps après une série de recrutements élevés. À l'inverse, des valeurs plus élevées de m_1 sont associées à des fonctions plus pentues à une biomasse très faible, mais plus plates sur la majeure partie du reste de la plage de la biomasse; de ce fait, on observe des biomasses reproductrices supérieures à SB_0 beaucoup moins fréquemment et pour des périodes plus courtes, comme nous le montrons dans les résultats.

Deux fonctions du modèle de M dépendante de la densité sont importantes pour interpréter les résultats plus loin dans le document. Premièrement, la valeur de M_b fournit une limite inférieure asymptotique du taux de mortalité naturelle qui entraînera une distribution à biais positif de $M_{2+,t}$ en présence de la variabilité des processus dans la biomasse d'âge 2+ (causée principalement par la variabilité du recrutement). Cela entraîne une différence parfois perceptible entre les équilibres générés par une simulation déterministe ou stochastique. C'est pourquoi nos paramètres de rendement pour les projections de la stratégie de pêche sont tous fondés sur des essais de simulations stochastiques. Deuxièmement, il y a une limite statistique à l'estimation de valeurs plus élevées de m_1 . À mesure que m_1 augmente au-dessus de 6, les valeurs de M_0 et de M_b convergent, ce qui rend m_1 presque impossible à identifier puisqu'une large plage de valeurs élevées de m_1 explique aussi bien les observations.

La formule de la mortalité dépendante de la densité ci-dessus est une approche possible pour modéliser la dépendance à la densité dans la mortalité naturelle du hareng. Il existe d'autres formules, comme une structure du modèle qui permet à la fois l'anticompensation et la compensation (Logan *et al.* 2005), exclut une limite inférieure asymptotique (Logan *et al.* 2005; Haist et Schweigert 2009) ou utilise une réponse linéaire à l'épuisement plutôt qu'une valeur exponentielle négative (Logan *et al.* 2005). Cependant, elles ont été exclues parce que l'examen des estimations de la mortalité et de la biomasse de l'évaluation précédente du hareng n'a révélé aucun signe de dépendance à la densité compensatoire dans la mortalité, et en fait a montré un rapport exponentiel négatif pour la plupart des zones. De plus, lorsqu'on laisse la mortalité diminuer jusqu'à zéro (aucune limite inférieure asymptotique), l'équilibre stable sans pêche est retiré de la dynamique du modèle lorsqu'on applique des erreurs de processus (Haist et Schweigert 2009). À l'heure actuelle, le MSSIPHA peut aussi utiliser une

marque aléatoire pour modéliser la mortalité, comme on l'a déjà fait pour les évaluations du hareng. Nous l'utilisons dans le DPR en raison des problèmes de convergence pour le modèle de mortalité dépendante à la densité (MDD) dans cette zone. Les modèles de marche aléatoire et de MDD sont présentés à l'annexe B. D'autres formules peuvent être évaluées en vue d'un ajout possible à la série de modèles opérationnels du hareng à l'avenir.

Les prises commerciales sont représentées dans les événements de prélèvement discrets qui se produisent à un moment fractionnel de l'année δ_g (tableau 2, C.1 à C.6), où δ_g pour chaque engin g représente le point médian de chaque saison de pêche. Les poissons sont retirés de la population dans l'ordre temporel de la pêche sous-entendu par les valeurs de δ_g . La sélectivité selon l'âge asymptotique de chaque pêche est modélisée comme une fonction logistique de l'âge (tableau 2, C.1) avec des paramètres s_g^{50} (âge à 50 % de sélectivité) et s_g^{95} (âge à 95 %). L'âge à la sélectivité pour les jeunes poissons ayant moins d'un certain âge minimum est fixé à 0 (tableau 2, C.1). On calcule les nombres selon l'âge (et la biomasse selon l'âge) disponibles pour chaque pêche en réduisant les nombres initiaux pour l'année à leur nombre prévu présent au point médian de la saison de pêche par une mortalité naturelle à l'échelle, c.-à-d. δ_g , $M_{a,t}$ et la mortalité par pêche dans les pêches précédentes $(1 - s_{a,g'} \cdot U_{g',t})$ (C.2). On échelonne ensuite le nombre total selon l'âge et la biomasse selon l'âge des poissons vivants au moment de la pêche g en fonction du nombre de poissons vulnérables au moyen de la sélectivité (C.3) et du poids empirique selon l'âge $w_{a,t}$ (C.4). On calcule alors le taux de récolte total $U_{g,t}$ pour la flottille g comme la prise au-dessus de la biomasse vulnérable (C.6), puis on le ramène en boucle en haut pour l'utiliser dans les calculs de la survie (C.2) pour toutes les pêches qui auront lieu plus tard dans l'année. Il convient de noter que les taux de récolte pour générer des changements démographiques en réaction à la pêche dans cette formule peuvent être difficiles à interpréter en cas d'importantes pêches d'œufs sur varech (décrites ci-après) puisqu'ils représentent la biomasse totale pêchée, et non la mortalité totale de la biomasse, cette dernière dépendant de la survie après la mise en bassin. Nous verrons plus loin dans le document où ces problèmes se posent.

2.4. MODÈLE POUR LA PÊCHE D'ŒUFS SUR VARECH

Quatre des cinq régions d'évaluation des stocks de hareng incluent les prélèvements effectués par une certaine forme de pêche commerciale d'œufs sur varech. Les pêches d'œufs sur varech récoltent des œufs de hareng fécondés déposés sur du varech, mais pas les poissons matures qui déposent la roque. Dans la pêche en bassins fermés, on capture à la senne coulissante les poissons matures dans les bancs de géniteurs avant la fraie, on les remorque dans la zone côtière, puis on les transfère dans un parc en filet fermé (bassin). On encourage ensuite les harengs à l'intérieur des bassins à frayer sur des lames de varech (habituellement *Macrocystus integrifolia*) pendues dans le bassin (Schweigert *et al.* 2018). La principale différence avec la pêche en bassins ouverts, c'est que les poissons ne sont pas confinés et que les lames de varech sont disposées dans les zones où les harengs sont censés frayer ou à proximité. Étant donné que l'on ignore le type de récolte (bassin ouvert ou fermé) pour certaines pêches historiques d'œufs sur varech, nous supposons que toutes les pêches d'œufs sur varech étaient récoltées en bassins fermés, avec une mortalité présumée associée à la mise en bassin. Pour nos modèles, nous avons utilisé les prises moyennes d'œufs sur varech sur 10 ans pour les régions d'évaluation des stocks. D'autres détails sur les pêches d'œufs sur varech sont donnés à l'annexe A.

Pour les pêches d'œufs sur varech, nous avons besoin d'un modèle de conversion entre les nombres selon l'âge des harengs mis en bassin et le produit, soit les œufs sur varech débarqués (tableau 2, K.1 à K.6). Le facteur de conversion sans unité Ψ_t (K.1) entre les œufs

sur varech débarqués et la biomasse mise en bassin (K.2) combine la fécondité $F = 200$ œufs/gramme de biomasse reproductrice pour une femelle moyenne, la proportion d'individus matures dans le bassin $p_{m,t}$, la proportion de femelles dans la population regroupée $p_f = 0,5$, la proportion de géniteurs efficaces dans la population regroupée $p_{eff} = 0,35$ et le poids moyen en grammes d'œufs sur varech débarqués par œuf non fécondé $\gamma = 2,7$ (Schweigert *et al.* 2018). La proportion de $p_{m,t}$ matures est la seule quantité dépendante du temps puisqu'elle dépend de la structure annuelle selon l'âge des géniteurs.

Les poissons mis en bassin sont temporairement retirés du stock de hareng de la même façon que les prises (C.2 à C.5) et le taux de récolte est calculé comme le rapport des poissons mis en bassin sur la biomasse vulnérable $P_t/B_{g=4,t}$. On calcule aussi les poissons selon l'âge mis en bassin en étalant la biomasse mise en bassin en proportion de la distribution de la biomasse selon l'âge (K.3), estimée en appliquant la sélectivité de la pêche d'œufs sur varech. On suppose que la sélectivité pour les pêches d'œufs sur varech est la même que pour la flottille de pêche de la rogue à la senne parce qu'il n'y a pas d'observation de la composition par âge et que les poissons mis en bassin sont prélevés à la senne coulissante. Les poissons mis en bassin survivants sont remis dans la biomasse après la fraie après l'application d'un taux de mortalité après la mise en bassin de $M_{CSOK} = 0,315$ (K.5) (Shields et Kingston 1982; Schweigert *et al.* 2018).

2.5. MODÈLES D'OBSERVATION ET FONCTIONS DE VRAISEMBLANCE

On surveille l'abondance et la composition des populations des stocks de hareng du Pacifique au moyen d'indices des relevés de la fraie en surface et en plongée, ainsi que de données sur la composition des prises selon l'âge dépendantes de la pêche.

2.5.1. Modèle d'observation de l'indice de fraie

Par le passé, le relevé de la fraie a été considéré comme deux indices distincts : un relevé en surface effectué avant 1987 et un relevé en plongée effectué après 1987 (annexe A). Un examen plus minutieux de ces ensembles de données révèle que les deux plans se sont chevauchés plusieurs années, à la fois autour du changement en 1987 et plus récemment, avec les observations des relevés en surface dans le DPR en 2020, et à HG, sur la CC et sur la COIV d'autres années. Il convient de noter que les observations en surface de 2020 et de 2021 effectuées avec des véhicules téléguidés pour Haida Gwaii sont plus semblables à des observations de plongée et sont traitées comme telles (voir l'annexe A). Si ces valeurs avaient été traitées comme des relevés en surface, la biomasse reproductrice aurait probablement été gonflée. Dans le MSSIPHA, les deux plans de relevé des indices de fraie sont traités comme des composantes d'un seul indice combiné de la biomasse relative (figure A.4), avec un scalaire annuel de la capturabilité q'_t et une erreur type résiduelle du relevé τ'_t , dérivés en calculant la moyenne pondérée des paramètres de capturabilité propres aux relevés en surface et en plongée q_s, q_d et les erreurs types résiduelles τ_s, τ_d (tableau 3, L.2 et L.3); noter que le carré des erreurs types résiduelles est combiné en tant que variances, car les variances sont additives, mais pas les erreurs types ne le sont pas. Les pondérations $\eta_t, 1 - \eta_t$ sont les proportions du nombre total de fraies observées lors des relevés en surface et en plongée, respectivement.

2.5.2. Modèles d'observation de la composition par âge

Les observations de la proportion selon l'âge (c.-à-d. la composition par âge) sont modélisées au moyen d'une fonction de vraisemblance logistique-normale (Schnute et Haigh 2007; Francis

2014), les valeurs prévues étant calculées comme des proportions des prises selon l'âge (tableau 3, O.2). Les résidus de la composition par âge sont modélisés à l'aide d'une fonction de vraisemblance logistique-normale corrélée, qui fournit une structure d'erreur plus réaliste pour l'estimation des paramètres (Francis 2014) et la simulation des données sur la future composition par âge par rapport aux vraisemblances multinomiales plus traditionnelles.

Les échantillons de données annuelles sur l'âge sont pondérés par rapport à la taille annuelle moyenne de l'échantillon pour chaque flottille (A.4) et les matrices d'autocorrélation à décalage 1 de chaque engin sont estimées pour les résidus de la composition par âge (A.1). Nous évitons les zéros dans les données sur la composition par âge en appliquant une procédure de compression à la queue qui combine les données des classes d'âge correspondant à moins de 2 % des échantillons aux classes d'âge voisines qui étaient au-dessus de ce seuil, créant un nombre variable de tranches d'âge à chaque pas de temps (A.5). Les écarts types de l'erreur d'échantillonnage de l'âge pour chaque engin sont estimés au moyen de leurs estimations conditionnelles du maximum de vraisemblance (A.7).

2.6. A PRIORI DU MODÈLE

Cette section détaille les valeurs a priori utilisées pour ajuster le MSSIPHA aux données, avec les hyperparamètres a priori indiqués dans le tableau 4. Beaucoup des valeurs a priori provenaient de résultats de la modélisation antérieure par le MSIPA qui répondaient à l'exigence de contrôles prédictifs a priori. La formation de valeurs a priori qui n'étaient pas tirées de sorties antérieures, principalement celles entourant la mortalité naturelle, est décrite en détail ci-après et est calculée d'une manière qui répond également au besoin de contrôles prédictifs a priori.

2.6.1. Force de la classe d'âge initiale, recrutements et mortalité naturelle

Il existe des valeurs a priori normales standard pour les erreurs de processus pour la force de la classe d'âge initiale, les recrutements et la mortalité naturelle (tableau 3, Pr.1 à Pr.3). Ces valeurs étaient fondées sur des sorties antérieures de la modélisation par le MSIPA.

2.6.2. A priori de la sélectivité

Les valeurs a priori de la sélectivité étaient fondées sur les valeurs issues des sorties de la modélisation par le MISPA, puis réglées afin de s'ajuster suffisamment bien aux données pour une simulation en boucle fermée (tableau 4).

2.6.3. M dépendante de la densité

Le modèle de mortalité naturelle dépendante de la densité (DD) comporte trois paramètres : m_1 , M_b et σ_M qui peuvent entraîner des problèmes de non-convergence si leurs valeurs de départ sont mauvaises. On réduit la non-convergence en dérivant une valeur de départ de m_1 en ajustant après coup la fonction de mortalité naturelle DD (équation 1) aux estimations de la biomasse et de la mortalité selon un modèle de marche aléatoire indépendante de la densité, tel que décrit dans l'analyse de transition (annexe B). Pour toutes les zones, on définit une valeur fixe de σ_M à 0,3, qui permet un degré élevé de variation par rapport à la fonction DD. Le paramètre M_b est également fixe, avec la valeur présumée trouvée au moyen d'une approche de profilage de la vraisemblance sur une grille de valeurs de M_b par tranches de 0,01 (annexe D). La valeur finale de M_b est celle qui a produit la valeur la plus basse de la fonction de log-vraisemblance négative et un modèle MSSIPHA convergent (valeur hessienne positive définie, gradients faibles). Enfin, on applique une valeur a priori normale à la quantité dérivée $\log M_0 =$

$\log(M_b + e^{-m_1})$ (tableau 3, Pr.4), avec la même moyenne a priori que l'a priori sur les valeurs initiales M_t pour la spline de mortalité dans le MSIPA (tableau 4), mais avec la moitié de l'écart type de l'a priori, c.-à-d. $\log M_0 \sim N(\log(0,45), 0,2)$.

La valeur a priori normale sur $\log M_0$ porte sur une quantité dérivée ou un changement de variables par rapport au paramètre $\log m_1$ du modèle et il faut donc ajuster la densité de l'a priori par le déterminant de la matrice jacobienne pour le changement de variables (Carpenter *et al.* 2017). Le paramètre M_b étant fixe, le changement de variables est une fonction scalaire 1-1 $f(\log m_1) = \log M_0$, avec

$$J(f(\log m_1)) = \frac{df}{d(\log m_1)} = \frac{-m_1 e^{-m_1}}{M_0}. \quad (2)$$

Le déterminant logarithmique (c.-à-d. la valeur absolue) de la matrice jacobienne est ensuite soustrait de la densité a priori log-négative (tableau 4).

2.6.4. Taux de variation stock-recrue

La valeur a priori du taux de variation stock-recrue (h) dans le MSSIPHA est une distribution $Beta(20, 9,84)$, avec une moyenne de 0,67 et un écart type de 0,08. Cette valeur a priori a été choisie pour avoir la même moyenne a priori que l'approche de modélisation précédente avec le MSIPA (tableau 4), mais elle a été rendue plus informative pour améliorer la convergence du modèle avec l'hypothèse de MDD.

La valeur a priori du taux de variation nécessite également un ajustement jacobien, car le paramètre du modèle est $\text{logit}(y)$, où $y = \frac{h-2}{0,78}$; cet ajustement est appliqué de manière à limiter h entre 0,2 et 0,78. L'ajustement jacobien est lui aussi une fonction à valeur scalaire $f(y) = 0,2 + \frac{0,78}{1+e^{-y}}$, avec

$$J(f(y)) = \frac{df}{d\text{logit}(y)} = \frac{0,78}{(1 + e^{-\text{logit}(y)})^2}. \quad (3)$$

Ici encore, le déterminant logarithmique $\log |J(f)|$ est soustrait de la densité a priori log-négative (tableau 4).

2.6.5. Capturabilité

La capturabilité des relevés en surface est estimée avec une valeur a priori log-normale ($\mu_{qs} = 1$, $\tau_{qs} = 1$, tableau 3, Pr.6), mais présumée absolue pour les relevés en plongée avec $q_d = 1$. Bien que l'hypothèse pour les relevés en plongée soit différente de l'a priori très informative du MSIPA, elle est qualitativement conforme à l'approche précédente (MPO 2020c). L'hypothèse selon laquelle les relevés en plongée mesurent la biomasse reproductrice absolue (en moyenne) est appropriée compte tenu de la couverture du relevé, malgré un certain débat sur l'incidence de la survie des œufs et des taux d'éclosion sur l'estimation du nombre total de fraies. Néanmoins, une hypothèse fixe (ou une valeur a priori informative) est nécessaire pour la capturabilité des relevés de la fraie, car il est difficile de discerner l'effectif des populations de harengs à partir des seules données des relevés en plongée du fait de la nature très variable de l'abondance du hareng, combinée à une grande incertitude des observations et à des prélèvements récemment faibles dans la pêche.

2.6.6. Erreur type résiduelle de l'indice de fraie

On suppose une valeur a priori gamma inverse pour les composantes en surface et en plongée de la variance résiduelle de l'indice de fraie (tableau 3, Pr.7). On utilise la même distribution gamma inverse vague pour les plans des relevés en surface et en plongée, le paramètre de forme $\alpha_1 = 2$ et le paramètre d'échelle $\alpha_2 = 0,27$, correspondant à un mode d'a priori de la variance de 0,09 et à un écart type de l'a priori d'environ 0,23. Les écarts types de l'a priori ont été déterminés en simulant des tirages aléatoires de la distribution, car il n'y a pas de solution de forme fermée pour le moment de la variance d'une distribution gamma inverse avec le paramètre de forme $\alpha \leq 2$. Ces hyperparamètres a priori ont été choisis pour refléter un niveau de confiance modéré dans les données de l'indice de fraie, le mode d'a priori correspondant à un CV d'environ 30 % dans les résidus de l'indice de fraie.

Comme précédemment, les composantes de l'erreur type résiduelle de l'indice de fraie sont transformées avant l'application de l'a priori, de sorte qu'un ajustement jacobien est nécessaire.

Ici, pour les deux plans, le paramètre du modèle est $\log \tau_j$ ($j = s$ or $j = d$) et l'a priori est appliqué à $f(\log \tau_j) = \tau_j^2 = (e^{\log \tau_j})^2$. L'ajustement jacobien est alors

$$J(f) = \frac{df}{d \log \tau_j} = 2\tau_j^2, \quad (4)$$

et on soustrait $\log |J(f)|$ de la densité a priori log-négative (tableau 3).

2.6.7. Autocorrélation à décalage 1 dans les résidus de la composition par âge

Une simple pénalité de moindres carrés est appliquée au facteur d'autocorrélation à transformation logit, ρ_g (tableau 3, Pr.8).

2.6.8. A priori diffuse de Jeffreys

On applique des valeurs a priori diffuses de Jeffreys à la biomasse non exploitée SB_0 et au recrutement initial R_{init} pour pénaliser leur ampleur (tableau 3, Pr.10).

2.6.9. Variance fixe de l'erreur du processus de recrutement

La variance de l'erreur du processus de recrutement σ_R est fixe pour chaque zone aux valeurs indiquées dans le tableau 4. Ces valeurs sont obtenues au moyen d'un système de repondération itérative, optimisé de façon à ce que l'écart type des erreurs estimées du processus de recrutement ω_t soit égal à 1 (c.-à-d. que les erreurs du processus de recrutement sont normales standard).

2.7. FONCTION OBJECTIVE ET OPTIMISATION

La fonction objective du MSSIPHA est proportionnelle à la fonction de densité a posteriori log-négative (tableau 3, F.1) et définie comme la somme des valeurs de la fonction de vraisemblance log-négative des données d'observation (L.6 et A.8), des densités a priori log-négatives pour les erreurs de processus (Pr.1 à Pr.3) et des valeurs a priori sur d'autres paramètres ou quantités dérivées (P.4 à P.10).

Le modèle MSSIPHA est codé dans Template Model Builder (TMB) et sa fonction objective a été optimisée à l'aide de la fonction `nllminb()` dans le progiciel statistique R (Kristensen *et al.* 2015; R Core Team 2015). Les estimations de la densité a posteriori maximale (MPDE) des

paramètres du modèle sont considérées comme convergentes lorsque la composante du gradient maximal de la surface de vraisemblance du modèle aux estimations de la densité a posteriori maximale a une valeur absolue inférieure à 10^{-3} , et que la matrice de Hesse est positive et définitive.

L'optimisation du MSSIPHA adopte une approche progressive, les phases d'estimation des paramètres étant indiquées dans le tableau 5. Les paramètres de la relation stock-recrutement SB_0 et h sont estimés à la phase 8, avant laquelle on utilise un paramètre de recrutement moyen $\bar{R}$ pour diriger la dynamique de la population au lieu de la relation stock-recrutement. Le paramètre $\bar{R}$ est retiré du modèle à la phase 9, avec les erreurs du processus de recrutement ω_t réévaluées par rapport à la relation stock-recrutement; dans les zones où R_{init} n'est pas estimé, on applique la même approche pour remplacer R_{init} par R_0 et effectuer une nouvelle estimation de ω_a^{init} par rapport à $R_0 \cdot S_a$.

On adopte une approche fondée sur le profil de vraisemblance pour estimer une valeur fixe pour le paramètre M_b du modèle de MDD. Les paramètres M_b et m_1 du modèle de MDD sont corrélés, et m_1 est également corrélé avec B_0 étant donné le lien entre l'épuisement de la biomasse et les taux de mortalité naturelle créé par le modèle de MDD. De plus, les paramètres M_b et m_1 sont très incertains et on trouve peu d'indications sur les valeurs possibles des paramètres dans la documentation, de sorte que des valeurs a priori informatives de M_b et de m_1 ne sont pas disponibles. C'est pourquoi, afin de réduire la corrélation dans les valeurs a posteriori du modèle et le recours à des valeurs a priori informatives pour les paramètres de la MDD, nous sélectionnons une valeur fixe de M_b selon l'approche suivante :

1. Fixer $M_0 \sim \log N(0,45, 0,2)$ comme dans le MSIPA, $jeffWtB0 = 1$, $\sigma_M = 0,3$, $\sigma_R = 0,8$;
2. Utiliser une approche de profil de vraisemblance pour choisir M_b en fonction de la plus faible vraisemblance totale pour un modèle ayant des estimations de la densité a posteriori maximale convergentes (matrice de Hesse positive définie, erreurs types non non-finies).

Après avoir déterminé M_b , nous appliquons un système de repondération itérative pour trouver des valeurs de σ_R pour chaque zone, de sorte que l'écart type effectif pour les erreurs de processus normalisées est de 1,0, c.-à-d. $\frac{\omega_{R,t}}{\sigma_R} N(0, 1)$.

Avec les valeurs fixes de M_b et de σ_R , on peut estimer la distribution a posteriori bayésienne commune pour les paramètres du modèle MSSIPHA. Les valeurs a posteriori de Bayes sont échantillonnées au moyen d'un échantillonneur de Monte-Carlo hamiltonien dans le progiciel en R `{tmbstan}` (Monnahan et Kristensen 2018). La méthode de Monte-Carlo hamiltonienne diffère de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov en minimisant l'autocorrélation entre les échantillons a posteriori successifs, produisant ainsi un échantillon a posteriori de modèle mixte avec des tailles d'échantillon absolues plus petites et peu ou pas d'éclaircissement (Monnahan et al. 2017). Les valeurs des paramètres sont échantillonnées à partir de la valeur a posteriori sous forme de quatre chaînes indépendantes de 2 000 échantillons, les valeurs initiales pour chaque chaîne étant choisies au hasard afin d'avoir une surdispersion par rapport aux estimations de la densité a posteriori maximale et aux estimations ponctuelles de leur incertitude dérivées du modèle hessien. Les valeurs a posteriori de Bayes sont considérées comme entièrement mixtes (c.-à-d. convergentes) lorsque les facteurs de réduction d'échelle potentiels $\hat{R}$ sont inférieurs à 1,01 pour les paramètres du cycle biologique et de sélectivité ou à 1,02 pour les erreurs de processus et autres effets aléatoires, et que les tailles d'échantillon efficaces pour tous les paramètres estimés sont supérieures à 400 (c.-à-d. 100 pour chaque chaîne; Betancourt et Girolami 2015; Vehtari et al. 2021).

Nous considérons également qu'une valeur a posteriori du modèle est acceptable lorsque moins de 2 % de tous les échantillons ont des transitions divergentes, dans la mesure où nous pouvons confirmer que la valeur a posteriori autour de la divergence n'est pas trop pathologique. La confirmation peut provenir d'autres diagnostics, tels que les résultats d'analyses de simulation, les tracés de chaînes a posteriori et les diagrammes par paires de distributions a posteriori marginales communes. Des transitions divergentes se produisent lorsque des échantillons successifs d'une chaîne a posteriori s'écartent d'une trajectoire prévue préétablie dans la distribution a posteriori définie par la matrice hamiltonienne (Monnahan et Kristensen 2018). Idéalement, les distributions a posteriori du modèle n'ont aucune transition divergente et l'on craint que les transitions divergentes empêchent l'échantillonneur d'atteindre toutes les zones de la distribution a posteriori et de refléter avec précision la densité a posteriori sous-jacente; certaines recommandations vont jusqu'à affirmer qu'une transition divergente est déjà trop (Betancourt et Girolami 2015; Best et Punt 2020; Vehtari *et al.* 2021). Cela dit, il est parfois difficile d'éviter complètement les transitions divergentes, étant donné qu'il s'agit d'un modèle hautement paramétré qui est ajusté à des données bruyantes et qui dépend dans une certaine mesure de valeurs a priori informatives. Il est donc très probable que les chaînes rencontrent des zones de la distribution a posteriori où la géométrie de la surface définie par l'espace des paramètres par la fonction objective du modèle peut avoir une courbure locale plus élevée que dans d'autres zones, et il peut être difficile d'éliminer toutes les transitions divergentes (Carpenter *et al.* 2017). En général, les méthodes de réduction des transitions divergentes consistent à (i) passer à des distributions non centrées pour éviter un « entonnoir » dans la partie a posteriori commune des paramètres de variance et d'effet aléatoire; (ii) ajouter des ajustements jacobiens aux valeurs a priori pour les changements de variables qui ont été effectués, comme décrit précédemment; (iii) augmenter les paramètres de réglage MCH `adapt_delta` et `max_tree_depth` pour limiter la taille des pas et augmenter le nombre de sauts entre les échantillons afin d'améliorer la cohérence entre la trajectoire projetée de la matrice hamiltonienne et la trajectoire tracée par les sauts discrets pris par l'échantillonneur; et (iv) augmenter la régularisation de certains paramètres par des valeurs a priori informatives. Pour le MSSIPHA, nous (i) utilisons des paramètres de variance fixes pour les erreurs de processus de recrutement et de mortalité, et les erreurs d'observation ne sont pas échantillonnées directement, de sorte qu'il n'y a pas d'effet d'entonnoir à craindre pour les effets aléatoires, mais peut-être pour d'autres combinaisons de paramètres en fonction de la corrélation; (ii) appliquons des ajustements jacobiens pour tous les changements de variables; et (iii) affichons les valeurs finales des paramètres de réglage pour la méthode MCH dans le tableau 5. Après les étapes (i) à (iii), il est encore impossible d'éliminer complètement les transitions divergentes pour les quatre modèles de MDD, et nous inspectons donc l'emplacement des transitions divergentes dans les distributions a posteriori marginales communes pour tous les paramètres au moyen de diagrammes par paires (annexe D), et acceptons les valeurs a posteriori si la prévalence des transitions divergentes dans les chaînes combinées est inférieure à 2 % du nombre total d'échantillons et si les transitions divergentes n'ont pas montré de groupement dans la plage des valeurs a posteriori communes ou un effet d'entonnoir.

2.8. COMPARAISONS AVEC LE MSIPA

Les modèles d'évaluation MSSIPHA et MSIPA sont comparés de deux façons :

1. Les ajustements du modèle final MSIPA et le modèle MSSIPHA complet, tels qu'indiqués dans le tableau 6, sont présentés et comparés ici dans le corps du document.
2. Une analyse de transition par éléments du MSIPA au MSSIPHA, détaillée à l'annexe B, compare les fonctions suivantes :
 - a. prélèvements discrets par la pêche lors d'un pic;

- b. pêches d'œufs sur varech (sauf dans le DG);
- c. un indice de relevé combiné;
- d. mortalité naturelle dépendante de la densité (sauf dans le DPR).

Dans les deux comparaisons, nous examinons les estimations de la mortalité naturelle, du recrutement, de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche afin de déterminer les similitudes et les différences entre les deux modèles. Les modèles de l'analyse de transition sont également comparés quantitativement au moyen de certaines quantités modélisées du cycle biologique et des observations.

2.9. AUTOTEST DE SIMULATION

Nous utilisons des autotests de simulation pour mieux comprendre les propriétés statistiques des paramètres du MSSIPHA. Par exemple, le modèle dépendant de la densité ajoute des paramètres structurels qui pourraient entraîner un biais et une précision moindre d'autres paramètres estimés, y compris ceux associés aux points de référence biologiques.

Le MSSIPHA est soumis à quatre scénarios de données simulées pour les modèles d'évaluation de la CC et du DG. Pour chaque région d'évaluation des stocks, on utilise les estimations de la densité a posteriori maximale (MPDE) des paramètres du modèle d'observation pour simuler de nouvelles données d'indice de la biomasse ou de composition par âge dans les scénarios de données suivants :

1. **Simuler** seulement les **données de l'indice** de fraie combiné;
2. **Simuler** seulement les **données sur l'âge** dans la pêche;
3. **Simuler toutes les données**, en combinant 1 et 2.
4. **A priori aléatoires**, en combinant 3 avec les moyennes de valeurs a priori tirées au hasard de m_1 et M_b (lorsqu'elles sont estimées).

Pour chaque scénario de données, on utilise 100 graines aléatoires pour tirer de nouvelles erreurs d'observation pour les données simulées dans les essais de Monte-Carlo. Les données simulées servent ensuite à réajuster le MSSIPHA, en réestimant les paramètres du modèle, la biomasse, le recrutement, etc. On compare ces quantités aux valeurs « réelles » utilisées pour simuler les données, générant des distributions des erreurs d'estimation relatives.

$$RE(\hat{\theta}_i) = \frac{\hat{\theta}_i - \theta}{\theta}, \quad (5)$$

où RE désigne l'erreur relative, $\hat{\theta}_i$ était l'estimation par le MSSIPHA de la quantité θ tirée de l'essai de Monte-Carlo i et θ était la valeur réelle utilisée pour simuler les données. Le biais dans les estimations de θ par le MSSIPHA a été mesuré à l'aide de la médiane de l'erreur relative

$$MRE(\theta) = \text{median}_i RE(\hat{\theta}_i), \quad (6)$$

et la précision a été mesurée directement par l'écart type de la distribution de l'erreur relative, et aussi en comparant la médiane de l'erreur relative à la médiane de l'erreur relative absolue

$$MARE(\theta) = \text{median}_i |RE(\hat{\theta}_i)|. \quad (7)$$

2.10. ÉVALUATIONS DES STOCKS DE HARENG DU PACIFIQUE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE SELON LE MODÈLE MSSIPHA COMPLET

Les évaluations détaillées des stocks de chaque région d'évaluation des stocks selon le modèle MSSIPHA complet sont présentées à l'annexe D. Elles comprennent la qualité de l'ajustement, l'interprétation des tendances temporelles dans les états du modèle, les points de référence biologiques, les analyses rétrospectives et les analyses de sensibilité.

2.10.1. Qualité de l'ajustement du modèle

On détermine la qualité de l'ajustement des évaluations des stocks pour chaque région d'évaluation des stocks individuellement, généralement à l'aide des erreurs types du modèle d'observation (une valeur plus faible est préférable), des tendances temporelles ou de la corrélation automatique dans les résidus d'erreur d'observation et les erreurs de processus, ainsi qu'en inspectant visuellement les estimations modélisées de la biomasse, du recrutement et de la mortalité naturelle pour déceler des preuves d'artefacts ou de comportement inattendu du modèle. Bien que l'expression « comportement inattendu » soit quelque peu vague, l'expérience des auteurs qui ont ajusté les modèles de prises selon l'âge aux données pour chaque région d'évaluation des stocks de hareng de la Colombie-Britannique oriente cette composante.

2.10.2. Points de référence biologiques

Les points de référence du rendement par recrue à l'équilibre établissent une relation d'équilibre entre les taux de récolte, la biomasse par recrue et le rendement annuel moyen (c.-à-d. une courbe de rendement). Les courbes de rendement sont calculées au moyen d'équations normalisées pour les pêches d'une seule espèce exploitées par une ou plusieurs flottilles (Smith *et al.* 1993). Dans cette section, nous décrivons l'estimation des points de référence multisectoriels du *RMD* pour le hareng en Colombie-Britannique selon le modèle MSSIPHA avec mortalité dépendante de la densité. L'approche indépendante de la densité, actuellement utilisée dans le modèle MSIPA, est décrite à l'annexe E. La dérivation pour le cas le plus simple (secteur unique avec M constante) n'est pas présentée ici, mais les lecteurs intéressés peuvent trouver des dérivations du cas le plus simple, et de cas plus complexes, dans d'autres ouvrages (Quinn et Deriso 1999; Mangel *et al.* 2013; Moffitt *et al.* 2016).

L'approche analytique utilisée pour le modèle de M indépendante de la densité ne fonctionne pas pour le modèle de M dépendante de la densité en raison de la rétroaction positive dans la mortalité. Avec l'hypothèse de M dépendante de la densité, le taux de mortalité naturelle dépend de la mortalité par pêche par l'effet de cette dernière sur la biomasse d'âge 2+. Cette relation implicite entre la mortalité de la pêche d'entrée F et M à l'équilibre est encore compliquée par la présence d'un équilibre instable pour les valeurs plus élevées du paramètre de taux d'anticompensation m_1 . Ces valeurs plus élevées de m_1 créent une augmentation soudaine de M lorsque F dépasse un certain seuil, et il est donc difficile de faire confiance aux approches fondées sur des dérivés numériques pour résoudre la relation implicite (p. ex. Newton-Raphson).

De plus, les simulations préliminaires montrent que des équilibres déterministes ne conviennent pas tout à fait pour les populations avec une formule de M dépendante de la densité. Plus précisément, la biomasse s'équilibrera plus bas lorsque le recrutement est stochastique dans le modèle de M dépendante de la densité (MDD), même en l'absence de pêche. D'après la formule du modèle de MDD, il est beaucoup plus facile pour M d'augmenter avec un recrutement stochastique que de diminuer en raison de l'asymétrie dans la relation $M \sim B$. En

utilisant les conditions sans pêche comme exemple, lorsqu'une population n'est pas exploitée et qu'il n'y a pas d'erreur de processus de recrutement, la mortalité naturelle s'équilibre à $M_0 = M_b + e^{-m_1}$. L'ajout de la variabilité du recrutement entraîne une variation de la biomasse, causant une variation de la mortalité autour de M_0 , où la limite inférieure des diminutions est M_b et la limite supérieure des augmentations est $1 + M_b$. La valeur de m_1 détermine la centralité de M_0 entre ces deux extrêmes, ainsi que la « facilité » du déplacement vers le haut et le bas de la courbe de M dépendante de la densité. Ainsi, avec un recrutement stochastique, le taux de mortalité moyen s'équilibre au-dessus de M_0 , ce qui donne une biomasse moyenne à long terme inférieure aux estimations déterministes de SB_0 dérivées du MSSIPHA.

Nous utilisons une approche de simulation stochastique pour estimer les points de référence en présence de M dépendante de la densité et d'une variabilité du recrutement. Le même paramétrage $F_g = r_g f$ utilisé pour les points de référence avec M indépendante de la densité (annexe E) s'applique, et pour chaque valeur de f , on calcule une distribution des états du modèle (tableau 2, A.1 à A.4) et le rendement total $Y_t = \sum_{g=1}^3 C_{g,t} + K_t$, où K_t est le produit d'œufs sur varech débarqué, sur une simulation sur plus de 200 ans avec des erreurs de processus de recrutement et de mortalité naturelle. On calcule une distribution des équilibres sur plus de 200 répétitions conditionnées par des tirages aléatoires distincts de la distribution a posteriori du MSSIPHA. Pour chaque tirage, la population est simulée dans l'avenir avec des erreurs aléatoires de processus de recrutement et de mortalité, intégrant simultanément l'incertitude des paramètres et la variabilité environnementale. Pour tous les tirages, on prend la médiane de la biomasse, de la mortalité, des prises et du recrutement au milieu des 100 années de la simulation sous chaque valeur de F , le rendement étant dérivé de l'équation des prises de Baranov en supposant que la mortalité totale pour chaque région d'évaluation des stocks est

$$Z_{a,t} = M_a(B_{a,t}) + \sum_g s_{a,g} F_g, \quad (8)$$

où $M_a(B_{a,t})$ est le taux de mortalité pour l'âge a fondé sur la biomasse d'âge 2+ au début de l'année $B_{a,t}$ (dépendante de la densité pour les âges 2+ et M_0 pour l'âge 1), $s_{a,g}$ est la sélectivité selon l'âge- a pour la flottille g et F_g est le taux de mortalité par pêche spécifique à la flottille. Les prises pour la pêche de la rogue à la senne, la pêche au filet maillant et la pêche de consommation et à l'appât (DG, DPR) sont exprimées seulement en unités de biomasse, tandis que les prises pour la pêche d'œufs sur varech sont exprimées en équivalents de la biomasse mise en bassin (noter la différence pour le rendement). Pour les régions où les valeurs de m_1 sont plus élevées, l'équilibre instable décrit ci-dessus se manifeste comme un point d'effondrement de la population B_{crash} à un taux de récolte élevé U_{crash} , que nous définissons comme l'emplacement sur la courbe de rendement où le taux de diminution du rendement est le plus fort (c.-à-d. la valeur minimale du premier dérivé de la courbe de rendement par rapport à U). Cette définition ne signifie pas que c'est le point où le stock s'effondre, ni celui où une tendance à la baisse ne peut être inversée, ce qui pourrait se produire avant ou après ce point. Ce n'est pas non plus la définition traditionnelle de F_{crash} , qui est

$$\phi(F_{crash}) = \frac{1}{a}, \quad (9)$$

où a est le taux de variation de la courbe stock-recrutement lorsque SB approche de zéro; cette définition est appliquée pour estimer U_{crash} pour les modèles MSSIPHA qui utilisent la formule de M à marche aléatoire. Bien que cette définition traditionnelle soit « biologique », en ce sens

qu'elle établit un lien entre les points d'effondrement et la relation stock-recrutement sous-jacente, pour les modèles de MDD que nous avons examinés, elle produit des valeurs de U_{crash} qui sont bien au-dessus du point où la biomasse à l'équilibre est disparue, car la définition est destinée aux modèles utilisant une dynamique compensatoire. La définition fondée sur la forme de la courbe de rendement est donc préférable. Bien que la définition fondée sur la pente de la courbe de rendement ne soit pas parfaite, elle produit des valeurs de U_{crash} qui sont égales ou inférieures aux baisses soudaines du rendement et de la biomasse à l'équilibre. De plus, comme elle est dérivée mathématiquement et n'est pas fondée sur des périodes non productives (ou productives) définies, elle peut être mise en œuvre dans des simulations de rétroaction plus facilement que des approches empiriques.

2.10.3. Taux démographiques par tête

La formule de M dépendante de la densité invite à réanalyser la dynamique à l'équilibre du hareng de la Colombie-Britannique lorsque les stocks sont peu nombreux. Des travaux antérieurs ont permis d'établir les points de référence limites pour le hareng de la Colombie-Britannique à 30 % des niveaux non exploités dans le contexte des récentes périodes persistantes de faible productivité/faible biomasse et de mortalité élevée dans certaines régions, en tentant de trouver des preuves d'un seuil en deçà duquel le stock est altéré (Kronlund *et al.* 2018; Forrest *et al.* 2023). Les dynamiques récentes donnent à penser qu'un effet d'Allee pourrait empêcher le rétablissement rapide du hareng à Haida Gwaii et sur la COIV, où il n'y a pas eu de pêche depuis 2005, mais où le hareng se rétablit très lentement.

Nous démontrons l'incidence au niveau de la population d'un effet d'Allee sur la mortalité naturelle en montrant la variation des estimations des recrues par géniteur, de la survie et de la production excédentaire par tête pour les cinq régions d'évaluation des stocks du hareng en Colombie-Britannique avec la biomasse d'âge 2+. Les relations d'équilibre ainsi obtenues suggèrent des niveaux de la biomasse en deçà desquels la productivité pourrait être altérée, nécessaires pour déterminer les points de référence limites.

2.10.4. Analyses rétrospectives

Pour chaque région d'évaluation des stocks, nous utilisons une analyse rétrospective pour déterminer la variation des paramètres estimés dans le MSSIPHA lorsqu'on supprime une année de données une année à la fois depuis 2013. Chacun des résultats est considéré comme une « enveloppe ». On interprète qualitativement les résultats des analyses rétrospectives en inspectant visuellement les estimations rétrospectives de la biomasse reproductrice, de la force des classes d'âge et de la mortalité naturelle, et quantitativement en comparant les estimations rétrospectives des quantités principales et dérivées pour toutes les enveloppes.

2.10.5. Analyses de sensibilité

2.10.5.1. Valeur a priori du taux de variation stock-recrue

Pour toutes les régions d'évaluation des stocks autres que le DPR, pour lequel h est fixe, on utilise d'autres valeurs a priori du taux de variation pour ajuster l'écart type de la valeur a priori à la hausse et à la baisse, en augmentant et en diminuant les hyperparamètres de la valeur a priori dans les mêmes proportions ou en ajustant la moyenne à la hausse et à la baisse en modifiant la taille relative des paramètres.

Nous avons testé les valeurs a priori $Beta(10, 19,84)$ et $Beta(26, 3,84)$ qui correspondaient à des valeurs moyennes de h de 0,34 et 0,87, respectivement, avec un écart type de 0,08. Nous avons également mis à l'essai les valeurs a priori $Beta(20 * 5, 9,84 * 5)$ et $Beta(20/4, 9,84/4)$ qui

correspondaient aux écarts types de la valeur a priori de 0,04 et 0,08, respectivement, avec une moyenne de 0,67.

Pour le DPR, afin de vérifier la sensibilité à l'hypothèse du taux de variation, nous utilisons quatre valeurs fixes de h : 0,60, 0,65, 0,70, 0,75.

2.10.5.2. Variance des écarts de M d'une année sur l'autre

L'écart type autour des erreurs de processus de M (σ_M) est fixé dans le MSSIPHA à des valeurs comprises entre 0,05 (DPR) et 0,30 (HG). Pour chaque région d'évaluation des stocks, nous testons une hypothèse de variance « faible » en divisant par deux les valeurs de σ_M prédéfinies et une autre de variance « élevée » en doublant les valeurs de σ_M prédéfinies.

2.10.5.3. A priori de Jeffreys

Le MSSIPHA applique une valeur a priori de Jeffreys, avec des paramètres de 0, 1 ou 2 à SB_0 et à R_{init} pour pénaliser leur ampleur. Nous mettons à l'essai les différentes valeurs a priori de Jeffreys au moyen d'ajustements ponctuels (p. ex. si la valeur a priori de Jeffreys est réglée à 1, nous testons les valeurs de 0 ou 2).

2.10.5.4. Sélectivité

Le MSSIPHA applique des valeurs a priori log-normales aux paramètres de l'âge à 50 % de sélectivité. Nous testons la sensibilité du MSSIPHA à ces valeurs a priori en divisant par deux et en doublant la moyenne de la valeur a priori tout en maintenant fixe l'écart type de la valeur a priori et en réduisant de moitié et en doublant l'écart type de la valeur a priori tout en maintenant fixe la moyenne de la valeur a priori.

2.10.5.5. Capturabilité des relevés en surface

La capturabilité des relevés en surface est estimée dans le MSSIPHA à l'aide d'une valeur a priori log-normale vague ($\mu_{qs} = 0,5$, $\tau_{qs} = 0,5$). Nous testons la sensibilité du MSSIPHA à cette valeur a priori en faisant varier μ_{qs} à 0,25 et 0,75 tout en maintenant τ_{qs} à 0,5 et en faisant varier τ_{qs} à 0,25 et 0,75 tout en maintenant μ_{qs} fixe.

2.10.5.6. Conditions initiales

Comme l'indique la description du modèle, toutes les populations de harengs de toutes les régions d'évaluation des stocks sont initialisées dans un état exploité en 1951. Les nombres initiaux selon l'âge sont estimés comme dans (NEQ.1, tableau 2), mais nous aurions pu utiliser plusieurs variantes. Au total, il y a huit variantes comprenant trois choix entre deux options chacune. Les trois choix sont les suivants :

1. si le recrutement de base de l'âge 1 utilise le recrutement non exploité R_0 ou un recrutement initial R_{init} ;
2. si l'hypothèse de mortalité/survie initiale S_a inclut la mortalité par pêche F_{init} ou seulement la mortalité naturelle; et
3. si la structure relative selon l'âge du stock était ou non à l'équilibre en ce qui concerne cette hypothèse de mortalité, représentée par les écarts du recrutement initial estimés. On peut ignorer une combinaison : une structure selon l'âge à l'équilibre avec R_0 et $F_{init} = 0$, ou une initialisation sans pêche, ce qui laisse sept options que nous examinons à l'annexe D.

2.11. SIMULATIONS EN BOUCLE FERMÉE ÉVALUANT LES PROCÉDURES DE GESTION DU HARENG

Dans cette section, nous décrivons l'approche de simulation en boucle fermée utilisée pour évaluer les procédures de gestion avec des renseignements parfaits pour chacune des cinq régions d'évaluation des stocks. Notre but ici n'est pas d'effectuer une évaluation complète de la stratégie de gestion, mais plutôt (i) de démontrer la capacité de simulation du MSSIPHA en tant que modèle opérationnel et (ii) de décrire les conséquences initiales de la simulation de la mortalité naturelle dépendante de la densité avec des stratégies de pêche conformes à l'approche de précaution mise en œuvre par le MPO, notamment l'évitement du ou des points de référence limite biologique (PRL) et l'évaluation du rendement par rapport aux points de référence supérieurs (PRS).

Le « Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution » (MPO 2009), appelé la « Politique de l'AP » dans le reste du document, définit les exigences pour l'intégration de l'approche de précaution pour les stocks halieutiques au Canada. Ces exigences ont été résumées en quatre éléments (MPO 2023) :

- AP1 : Établir des points de référence limites et supérieurs qui délimitent les zones critique, de prudence et saine, ainsi qu'un taux maximal de mortalité par pêche (Marentette *et al.* 2021);
- AP2 : Une stratégie de pêche et des règles de contrôle des prises (RCP);
- AP3 : Des méthodes d'intégration de l'incertitude et des risques connexes lors de l'élaboration des points de référence et de la mise en œuvre des règles de contrôle fondées sur ces points de référence;
- AP4 : Évaluation du rendement du système de gestion par rapport aux objectifs définis dans la stratégie de pêche.

Dans cette section, nous mettons à l'essai une procédure de gestion fondée sur les procédures de gestion « HS30-60 » (Benson *et al.* 2022; MPO 2023), se distinguant par une règle de contrôle des prises « en bâton de hockey » progressive (figure 3) qui reprend les niveaux prévus d'épuisement de la biomasse d'un modèle d'évaluation des stocks comme intrant et produit un taux de récolte cible comme extrant. Les critères de rendement sont calculés sur trois générations de hareng (c.-à-d. 15 ans) à partir du début de la période de projection pour tous les objectifs, à l'aide de milliers de simulations.

2.11.1. Dynamique du modèle opérationnel

Le cadre de simulation en boucle fermée du MSSIPHA est conditionné par les distributions a posteriori des paramètres ajustés aux données pour les cinq régions d'évaluation des stocks, selon la description précédente. Pour toutes les régions d'évaluation des stocks, la dynamique des populations et les modèles d'observation utilisés pour générer les données simulées correspondent en grande partie à ceux définis pour le modèle d'estimation (tableaux 2, 3); nous ne les reproduisons donc pas intégralement. La seule différence consiste à remplacer la méthode de simulation des recrutements stochastiques et de la mortalité dans la période historique par les versions suivantes de la projection stochastique avec correction du biais :

$$R_t = \frac{4R_0B_{t-1}}{SB_0(1-h) + (5h-1)B_{t-1}} \cdot e^{\sigma_R^* \omega_t - 0.5(\sigma_R^*)^2}, \quad (10)$$

$$M_t = M_b \cdot e^{-m_1 \cdot \frac{B_t}{B_0} + \sigma_M^* \omega_t - 0.5(\sigma_M^*)^2}, \quad (11)$$

où σ_R^* et σ_M^* sont les écarts types d'erreurs de processus efficaces pour le recrutement et la mortalité, déterminés en appliquant l'estimateur par substitution pour l'écart type des erreurs de processus de recrutement estimées. On applique la dynamique du recrutement avec correction du biais ci-dessus de sorte que sur un nombre suffisamment important de répétitions et de pas de temps, la médiane de la dynamique projetée correspondra aux équilibres du modèle (c.-à-d. le rendement et la biomasse) lorsqu'un taux d'exploitation constant est appliqué avec des renseignements parfaits (que nous confirmons également par simulation).

2.11.2. Règle de contrôle des prises HS30-60

La règle de contrôle des prises (RCP) HS30-60 est définie par des points de contrôle inférieurs et supérieurs établis à 30 % et 60 %, respectivement, de la biomasse reproductrice non exploitée, et par un taux d'exploitation de référence U_{Ref} (figure 3). Mathématiquement, l'année t , le taux de récolte cible pour l'année suivante $t + 1$ est déterminé par la RCP à partir d'une évaluation des stocks comme suit :

$$U_{t+1} = \begin{cases} 0 & \hat{D}_{t+1} < 0.3 \\ U_{Ref} \cdot \frac{\hat{D}_{t+1} - 0.3}{0.6 - 0.3} & 0.3 < \hat{D}_{t+1} < 0.6 \\ U_{Ref} & 0.6 < \hat{D}_{t+1} \end{cases} \quad (12)$$

où U_{t+1} est le taux de récolte cible projeté et $\hat{D}_{t+1}$ est le niveau prévu d'épuisement de la biomasse par rapport à la biomasse non exploitée SB_0 dérivée des simulations des points de référence. Pour les simulations de démonstration en boucle fermée dans ce document, toutes les évaluations supposent des renseignements parfaits. Une fois le taux de récolte cible U_{t+1} établi par la règle de contrôle des prises, le total autorisé des captures (TAC) est fixé comme suit :

$$TAC_{t+1} = U_{t+1} \cdot \hat{S}B_{t+1}, \quad (13)$$

où $\hat{S}B_{t+1}$ est la biomasse du stock reproducteur prévue par le MSSIPHA au moment de la fraie, en l'absence de pêche.

Le total autorisé des captures annuel TAC_t est alloué aux différentes pêches comme suit :

$$TAC_{f,t} = \rho_f TAC_t, \quad (14)$$

pour $f = 1, \dots, 3$, où ρ_f est l'allocation moyenne pour chaque pêche sur les 20 dernières années les plus récentes avec des niveaux de prises positifs; les années sans pêche sont omises. Les allocations d'œufs sur varech sont exprimées en équivalents de la biomasse mise en bassin, puis converties en une limite de prises pour le produit débarqué en utilisant le facteur de conversion Ψ_t , c.-à-d.

$$TAC_{4,t} = \rho_f \cdot TAC_t \cdot \Psi_t. \quad (15)$$

Les simulations des pêches d'œufs sur varech et de leurs TAC ci-dessus sont un exemple généralisé à des fins de démonstration et ne reflètent pas les détails particuliers de chaque région d'évaluation des stocks. Pour le présent document, plusieurs hypothèses ont été formulées pour démontrer l'effet des pêches modérées d'œufs sur varech, traduisant généralement les pratiques actuelles dans les régions où les pêches d'œufs sur varech ont été viables. Par exemple, nous supposons que toutes les pêches auxquelles un TAC est alloué

captureront tous les TAC attribués dans les projections, et qu'il n'y a pas de priorité entre les secteurs. Des travaux futurs devraient comprendre des consultations avec les pêcheurs d'œufs sur varech et les gestionnaires de secteur pour mettre à jour les simulations avec les véritables détails du système de gestion qui ont été exclus ici.

Nous examinons deux ou trois taux d'exploitation de référence $U_{Réf}$, selon la région d'évaluation des stocks :

1. U_{RMD} : le taux de récolte optimal selon les points de référence du RMD fondés sur la simulation pour chaque région d'évaluation des stocks;
2. $0,5U_{RMD}$: le taux de récolte fixé à la moitié de U_{RMD} , tel que recommandé par le Groupe de travail Lenfest (Pikitch *et al.* 2012);
3. U_{PRS} : le taux de récolte associé au point de référence supérieur (PRS) à l'équilibre (tableau 7, estimé à partir des courbes de la biomasse à l'équilibre fondées sur la simulation (annexe C)).

Le PRS provisoire mis en œuvre en 2022 (MPO 2023, DFO 2023) est supérieur à l'estimation par le MSSIPHA de la biomasse stochastique non exploitée à l'équilibre SB_0 pour Haida Gwaii et la côte ouest de l'île de Vancouver. Bien qu'une biomasse supérieure aux niveaux sans pêche ne soit pas rare en présence d'un recrutement très stochastique pour les poissons fourrages, il est impossible de calculer un taux de récolte qui propulsera la population à un niveau supérieur au niveau sans pêche à l'équilibre. C'est pourquoi, dans les régions HG et COIV où $PRS > SB_0$, nous fixons $U_{PRS} = 0$.

2.11.3. Objectifs de pêche et paramètres de rendement

2.11.3.1. Objectifs de gestion des pêches

Les objectifs proposés pour la pêche du hareng en Colombie-Britannique sont fondés sur les commentaires des Premières Nations, des gestionnaires des pêches, des scientifiques et de l'industrie (MPO 2020c, 2023a; Benson *et al.* 2022). Ils peuvent évoluer dans le cadre du processus de consultation itératif.

À l'heure actuelle, seuls les objectifs de biomasse sont énoncés pour les décisions de gestion du hareng en Colombie-Britannique. Ils comprennent un objectif de conservation :

1. $P(SB > 0,3SB_0) \geq 0,75$: Maintenir la biomasse du stock reproducteur SB au-dessus du point de référence limite $PRL = 0,3SB_0$ 75 % des années mesurées sur trois générations de hareng, où SB_0 est l'estimation de la biomasse reproductrice non exploitée à l'équilibre dans le modèle opérationnel;

et un objectif de PRS :

2. $P(SB > PRS) \geq 0,5$: Maintenir la biomasse du stock reproducteur B au-dessus du point de référence supérieur (PRS) 50 % des années mesurées sur trois générations de hareng, où PRS est défini comme une proportion de la biomasse moyenne sur une année correspondant à une période productive, selon le tableau 7 (MPO 2023).

Des PRS provisoires ont été ajoutés au cadre de gestion du hareng en 2022 (DFO 2023).

Pour évaluer les procédures de gestion au moyen de simulations, il faut utiliser un indicateur de rendement quantitatif pour chaque objectif. Les indicateurs de l'état des stocks sont tous mesurés à l'aide de la véritable biomasse du stock reproducteur dans le modèle opérationnel et les paramètres quantitatifs sont calculés sur trois générations de hareng (15 ans), une durée

considérée comme le délai « raisonnable » requis par le Cadre de l'approche de précaution du MPO (MPO 2006). Les statistiques sur le rendement correspondant aux objectifs 1 et 2, ainsi que d'autres quantités d'intérêt, sont énumérées dans le tableau 8. Les statistiques sur le rendement sont calculées pour chaque répétition de la simulation ($n = 100$) pour une combinaison donnée de scénario de modèle opérationnel et de procédure de gestion. Le rendement prévu d'une procédure de gestion, compte tenu des données simulées par le modèle opérationnel, est résumé par la moyenne (ou la médiane) de chaque paramètre sur toutes les répétitions de la simulation.

2.11.3.2. Paramètres de rendement supplémentaires

En plus des objectifs de biomasse, les résultats de la récolte intéressent souvent les gestionnaires, ainsi que les utilisateurs du hareng. Par exemple, la probabilité de dépasser le taux d'exploitation de référence est une bonne mesure du risque de surpêche, et la probabilité de prises inférieures à une taille minimale possible pour une pêche est une bonne mesure de la viabilité économique d'une PG, en l'absence de calculs du rendement économique. Les paramètres supplémentaires suivants sont définis dans le tableau 8 :

1. $P(B_t > B_{crash})$: Probabilité que la biomasse soit supérieure à B_{crash} sur la période de projection de 15 ans.
2. Prise moyenne (C^-) : Débarquements annuels moyens (sauf les œufs sur varech).
3. Variation annuelle moyenne (AAV_C) : Variation interannuelle proportionnelle moyenne des prises commerciales (sauf les œufs sur varech).
4. Moyenne pour les œufs sur varech (K^-) : Débarquements annuels moyens d'œufs sur varech.
5. Variation annuelle moyenne (AAV_K) : Variation interannuelle proportionnelle moyenne des débarquements d'œufs sur varech.
6. Probabilité d'un TAC non viable (**pUnviable**) : Proportion moyenne d'années et de répétitions où la prise est inférieure au niveau minimal observé dans les données historiques.

2.11.4. Simulations de rétroaction en boucle fermée

Nous utilisons l'algorithme de simulations en boucle fermée suivant pour appliquer la procédure de gestion possible simulée (Walters 1986; de la Mare 1998; Cooke 1999; Punt et Smith 1999; Sainsbury *et al.* 2000; Butterworth 2007) :

1. Pour chaque région d'évaluation des stocks, initialiser un modèle de simulation préconditionné pour la période entre 1951 et 2022 selon un tirage aléatoire de la distribution a posteriori du modèle opérationnel;
2. Projeter la population du modèle opérationnel et la pêche dans l'avenir, un pas de temps à la fois; À chaque étape, appliquer ce qui suit :
 - a. Produire les données sur les prises et des relevés de la fraie disponibles pour l'évaluation des stocks,
 - b. Déterminer le niveau d'épuisement à partir d'une prévision 1 an à l'avance en utilisant des renseignements parfaits;
 - c. Appliquer la règle de contrôle des prises HS 30-60 afin de générer une limite de prises;

-
- d. Mettre à jour la population du modèle opérationnel en fonction des limites de prises pour chaque pêche et du nouveau recrutement;
 - e. Répéter les étapes 2.i à 2.iv jusqu'à la fin de la période de projection;
3. Répéter 99 fois les étapes 1 et 2;
 4. Calculer les statistiques quantitatives du rendement pour les 100 répétitions.

3. RÉSULTATS

3.1. APERÇU

La présente section donne une vue d'ensemble de la transition du MSIPA au MSSIPHA. Les résultats détaillés de la transition par région d'évaluation des stocks sont présentés à l'annexe B, suivis des autotests de simulation sur le modèle complet du MSSIPHA, par exemple pour les régions d'évaluation des stocks de la côte centrale et du détroit de Georgia, puis d'un résumé des résultats de l'évaluation pour chaque région d'évaluation des stocks. Les résultats détaillés de l'évaluation par région d'évaluation des stocks sont donnés à l'annexe D. Enfin, nous résumons les procédures de gestion pour chaque région d'évaluation des stocks.

3.2. ANALYSE DE TRANSITION

L'ordre de présentation des analyses de transition consiste d'abord à comparer les régions d'évaluation des stocks et à les mettre en contraste entre le MSIPA et le MSSIPHA complet, puis à examiner comment les changements structurels dans le MSSIPHA se comparent au MSIPA pour chacune de ces régions.

Bien que les similitudes entre les deux modèles puissent être réconfortantes pour ceux qui connaissent le MSIPA, des différences entre les deux cadres de modélisation sont à prévoir. Pour le MSSIPHA, l'évaluation du modèle au moyen de tests de simulation, d'analyses rétrospectives et de la qualité de l'ajustement aide à déterminer la pertinence globale du modèle, voir la section 3.3 et l'annexe D.

3.2.1. Comparaisons entre le MSSIPHA complet et le MSIPA

La figure 4 illustre la biomasse reproductrice, le recrutement et la mortalité naturelle pour le MSSIPHA complet et le MSIPA pour les cinq régions d'évaluation des stocks. Les plus grandes différences concernent l'estimation de la mortalité naturelle, qui a une trajectoire plus irrégulière et moins sinusoïdale. On les observe pour les modèles de mortalité indépendante de la densité comme celui utilisé pour le détroit de Prince Rupert et de mortalité dépendante de la densité, pour toutes les autres régions d'évaluation des stocks. La nature sinusoïdale de M dans le MSIPA résulte en partie du modèle de spline utilisé pour l'ajuster. Pour les modèles de MDD (mortalité dépendante de la densité), l'irrégularité est causée en partie par les écarts annuels du processus de mortalité avec un écart-type plus important ($\sigma_M = 0,3$ pour les modèles DDM). Il y a aussi l'effet de la limite inférieure asymptotique dans les zones où m_1 est plus élevé (CC et DG), où M_0 se rapproche de M_b , ce qui crée une limite inférieure stricte de M_t sur une plus grande plage de niveaux de la biomasse. Cette limite inférieure a pour effet de restreindre la composante déterministe de M_t au-dessus de M_b pendant les périodes où le MSIPA laissait M_t continuer à diminuer. Autrement, le modèle de MDD et le modèle de M en marche aléatoire indépendante de la densité du MSIPA sont généralement d'accord en moyenne, la tendance générale du modèle de MDD du MSSIPHA plus variable concordant avec le modèle de M en marche aléatoire plus lisse du MSIPA.

On ne sait pas bien si les valeurs de M_t plus basses dans le MSIPA sont des artefacts d'un modèle fallacieux ou des taux de mortalité réels pour le hareng de la Colombie-Britannique. Le MSIPA utilise une approche par spline pour estimer les pas log-normaux pour M_t avec 12 nœuds de spline estimés librement. Les nœuds de spline du MSIPA n'ont pas d'autocorrélation et un écart-type plus important de 1,0, tandis que les pas de la marche aléatoire interpolés ont un écart-type de 0,1 (Martell *et al.* 2012). Dans la plupart des cas où les estimations du modèle de M en marche aléatoire du MSIPA sont beaucoup plus faibles que les estimations de la mortalité dépendante de la densité du MSSIPHA, les taux de mortalité sont inférieurs à 0,4 et peuvent descendre à 0,2, des valeurs très faibles pour le hareng. De plus, le modèle de M en marche aléatoire indépendante de la densité du MSSIPHA utilisé pour le district de Prince Rupert a la même tendance générale et la même valeur moyenne que le MSIPA, mais une variation de bien moindre amplitude. Bien que le MSIPA et le MSSIPHA présentent beaucoup de différences que nous testons par étapes (annexe B), l'approche pour estimer la marche aléatoire pour la série M_t diffère seulement par la spline. Par ailleurs, les taux de mortalité plus faibles du MSIPA sont souvent estimés au début de la série chronologique, lorsqu'il y avait peut-être moins de prédateurs du hareng à proximité, étant donné le niveau élevé de prélèvements de grands mammifères marins à cette époque. Le MSSIPHA a tendance à estimer une biomasse reproductrice moyenne plus élevée pendant les années des relevés en surface, tout en maintenant des séries chronologiques qualitativement semblables à celles du MSIPA. La biomasse tend à converger pour les années des relevés en plongée (après 1987), avec une certaine variation observée pour les régions d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii et du détroit de Georgia, attribuée aux plans de ces relevés par rapport à ceux des relevés en surface à Haïda Gwaii et à une plus grande variation de la mortalité pour le détroit de Georgia. Les estimations du recrutement par les deux modèles affichent également une tendance semblable, suivant généralement la même tendance globale avec plus d'accord lorsqu'il y a une proportion plus élevée d'observations du plan de relevé en plongée et une plus grande divergence les années des relevés en surface antérieurs.

Les estimations de la mortalité et du recrutement ont également montré des effets finaux différents. Les estimations de l'année terminale des deux modèles étaient souvent très différentes, en grande partie en raison de la différence dans le modèle de processus de mortalité sous-jacent, où la mortalité terminale est plus étroitement liée à la biomasse de début d'année. Ensuite, si la mortalité est plus élevée ou plus faible, le recrutement des dernières années doit augmenter ou diminuer avec la mortalité pour donner des estimations semblables de la biomasse.

Le tableau B.1 compare la biomasse reproductrice sans pêche estimée, le recrutement, la mortalité naturelle, le taux de variation du stock et la capturabilité des relevés en surface pour le MSIPA et les modèles intermédiaires du MSSIPHA. La plupart des estimations sont de même ampleur pour la plupart des régions d'évaluation des stocks. Le taux de variation du stock h et la capturabilité des relevés en surface q_s sont plus faibles avec les modèles indépendant de la densité et dépendant de la densité du MSSIPHA. La différence pour la biomasse reproductrice sans pêche SB_0 peut atteindre 20 % (district de Prince Rupert). Le recrutement sans pêche est plus élevé pour toutes les régions d'évaluation des stocks, sauf dans le district de Prince Rupert, dans le modèle complet du MSSIPHA, mais cela est habituellement compensé par une valeur plus basse de M_0 ou un changement dans le taux de variation stock-recrue. Dans une certaine mesure, on prévoit des différences dans la biomasse sans pêche et la mortalité, parce que le MSIPA utilise une valeur moyennée dans le temps de la mortalité naturelle sur l'ensemble de l'historique du modèle pour représenter les conditions sans pêche. En revanche, les estimations déterministes de la biomasse sans pêche et de la mortalité dans le MSSIPHA sont liées aux paramètres du modèle de M dépendante de la densité M_b et m_1 . De plus, avec la

série M pour chaque région d'évaluation des stocks limitée par la dépendance intrinsèque à la densité, on relève des différences sensibles dans la mortalité naturelle annuelle selon le MSSIPHA. On prévoit donc également que les recrutements absolus seront plus variables, même si la biomasse reproductrice ne l'est pas.

3.2.2. Sensibilité aux nouvelles structures de modèle

En général, les six structures de rechange utilisées pour le MSSIPHA ont des effets relativement mineurs sur les estimations de la biomasse sans pêche, le recrutement et la mortalité naturelle (tableau B.1). Les pêches individuelles, l'indice combiné et la mortalité naturelle dépendante de la densité avaient tendance à faire augmenter légèrement la biomasse par rapport à la formule de la marche aléatoire (de base) indépendante de la densité.

La prise en compte des pêches d'œufs sur varech a des effets négligeables sur les estimations modélisées, comme prévu, puisque ces pêches contribuent généralement peu à la mortalité totale (figures B.1, B.5, B.8, B.12 et B.16). L'indice combiné a également des répercussions relativement faibles sur les estimations du modèle, ce qui est encore une fois prévisible puisqu'il n'y a que quelques cas où le mélange est significatif (figures B.2, B.6, B.9, B.13 et B.17).

3.3. AUTOTESTS DE SIMULATION-ESTIMATION

L'expérience de simulation-estimation a été paramétrée en utilisant la côte centrale et le détroit de Georgia comme cas types. Nous présentons ici les estimations du biais et de la précision pour les paramètres du cycle biologique (SB_0 , $2 + B_0$, R_0 , h , M_b , m_1 , M_0), les paramètres de la sélectivité (s_1^{50} , s_2^{50} , s_3^{50}) et les paramètres du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s , τ_d) séparément.

En général, les données simulées des indices semblent influencer davantage sur les quantités du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s et τ_d) et les données simulées sur l'âge, sur les paramètres du cycle biologique.

3.3.1. Côte centrale

Comme prévu, les trois scénarios de données simulées ont introduit divers degrés de biais et de précision des estimations des paramètres dans le cas de la côte centrale. Le scénario avec les valeurs a priori aléatoires présentait souvent un biais identique ou semblable à celui du scénario **Simuler toutes les données**, mais avec une incertitude supplémentaire. Dans tous les scénarios, les paramètres du taux de variation stock-recrue h et de sélectivité s_g^{50} étaient assez peu sensibles aux données simulées et aux valeurs a priori (figure 5); nous ne les examinons donc pas ci-après.

Le scénario **Simuler les données des indices** a eu de légers effets sur les erreurs relatives médianes (ERM, c.-à-d. biais) de la biomasse à l'équilibre sans pêche SB_0 et $2 + B_0$, du recrutement R_0 et de la mortalité M_0 (moins de 5 %; figure 5, tableau 9). D'autres paramètres, y compris m_1 et tous les paramètres du modèle d'observation des relevés, présentaient un biais plus élevé et une plus grande variabilité, mais l'ampleur de toutes les ERM est inférieure à 12 % et toutes les distributions chevauchaient zéro. La composante de la capturabilité des relevés en surface a également un biais de -0,09, inhabituel pour un paramètre de nuisance ajusté à des données simulées. Ce comportement est probablement attribuable à l'erreur résiduelle moyenne de l'indice du frai, de -0,13 (figure D.38), qui est liée à l'interdépendance entre les capturabilités des relevés en plongée et en surface causée par l'indice combiné du frai. De plus,

ce petit biais dans la biomasse est lié à celui dans m_1 , puisque les estimations annuelles de M_t par le MSSIPHA ont un biais très faible (figure 6).

Le scénario **Simuler les données sur l'âge** a de légers effets sur les estimations des paramètres du modèle d'observation et une plus grande influence sur les paramètres du cycle biologique. Le biais le plus important concerne le paramètre m_1 , avec une erreur relative médiane de 21 % (tableau 9), dénotant la sensibilité de ce paramètre aux données sur la composition selon l'âge et la difficulté à l'estimer compte tenu des problèmes d'identifiabilité, semblable aux difficultés à estimer le taux de variation stock-recrue sans des valeurs a priori informatives. Malgré le biais positif élevé dans m_1 , la mortalité à l'équilibre sans pêche M_0 présentait un biais moins important, d'environ -5 %, grâce à la relation exponentielle négative entre M_1 et M_0 , ainsi qu'à la limite inférieure asymptotique M_b . Les autres biomasses à l'équilibre sans pêche B_0 et $2 + B_0$ étaient également biaisées positivement, à 9 % et 12 % respectivement. Il est intéressant de noter que l'estimation du recrutement sans pêche R_0 était très peu sensible aux données simulées sur l'âge, avec un biais de 1 %, en grande partie parce qu'on utilise R_0 pour initialiser la structure selon l'âge en 1951, de sorte que des ensembles de données alimentent directement l'estimation de R_0 , tandis que les niveaux de la biomasse sans pêche sont indirectement déduits de la productivité des stocks sur l'historique du modèle. De ce fait, compte tenu de la valeur stable de R_0 , l'effet des données simulées sur l'âge sur m_1 et M_0 se reflète dans SB_0 et $2 + B_0$.

Le scénario **Simuler toutes les données** et les scénarios **Valeurs a priori aléatoires** suivaient en grande partie le profil du scénario **Simuler les données sur l'âge** pour les paramètres du cycle biologique et du scénario **Simuler les données des indices** pour les quantités du modèle d'observation, mais avec plus de variabilité. La principale exception notable est le paramètre du recrutement sans pêche R_0 , où le biais et la précision se comportent davantage comme le cas **Simuler les données des indices**, ce qui est logique compte tenu du faible biais du scénario **Simuler les données sur l'âge**.

La simulation de valeurs moyennes a priori aléatoires pour le paramètre m_1 du modèle dépendant de la densité augmente la variance et influe parfois sur le biais dans la plupart des paramètres du cycle biologique, mais il n'y a pas d'effet réel sur la sélectivité, le taux de variation ou les paramètres des relevés (figure 5). Comme prévu, l'effet le plus important des valeurs moyennes a priori aléatoires s'exerce sur les estimations de m_1 ; les distributions ainsi obtenues des erreurs relatives sont larges, mais le biais diminue légèrement (tableau 9). Ce comportement reflète les défis liés à l'identifiabilité de m_1 , décrits dans la section Méthodes. Le degré de biais potentiel n'est pas particulièrement important et l'effet sur la mortalité sans pêche est proportionnellement beaucoup plus faible, compte tenu de la spécification du modèle. De plus, les erreurs de processus tendent à compenser les erreurs relatives plus importantes dans les paramètres de mortalité, et la plupart des estimations des séries chronologiques sont de ce fait quelque peu insensibles aux valeurs a priori aléatoires (comparer la troisième et la quatrième colonne, figure 6).

Dans l'ensemble, le niveau de biais et de variation des paramètres du cycle biologique et des relevés n'est pas très préoccupant. La plupart des erreurs relatives médianes ont une ampleur de moins de 20 % et la majorité des distributions croisent zéro, ce qui indique que les valeurs a posteriori du MSSIPHA contiennent probablement la bonne valeur de la plupart des paramètres pour la population de la côte centrale (figure C.1). En outre, les biais dans les paramètres du cycle biologique peuvent avoir des effets mineurs sur la dynamique des populations, car leur effet est généralement modulé par des termes de l'erreur de processus. En effet, dans le

scénario **Simuler les données des indices**, la biomasse reproductrice et le recrutement ont tendance à avoir un biais relatif positif d'environ 0,1 à 0,2, ce qui correspond à l'erreur relative négative dans la capturabilité des relevés en surface (figure 6); dans les scénarios restants, il y a encore un petit biais, compris généralement entre -0,05 et -0,1. La réduction du biais peut être attribuée aux changements dans les erreurs de processus pour le recrutement et la mortalité, illustrés par une variation plus élevée des enveloppes de l'erreur relative de la mortalité naturelle, mais avec un biais relatif faible (figure 6, troisième rangée). Les erreurs de processus ont tendance à être libres de s'ajuster pour compenser les changements dans les paramètres sous-jacents du cycle biologique, et cette capacité est encore facilitée ici par la variation supplémentaire des données simulées sur l'âge. Ainsi, les estimations résultantes des états du modèle, comme la biomasse reproductrice, le recrutement ou les taux démographiques, comme la mortalité naturelle, sont quelque peu insensibles au biais dans les paramètres connexes du modèle (figure 6).

Du fait du léger biais négatif dans l'âge à 50 % de sélectivité, le MSSIPHA inclut plus de poissons plus jeunes dans les nombres sélectionnés pour cette pêche, ce qui se traduit par un biais positif dans la biomasse vulnérable pour les trois pêches commerciales (figure 6). L'effet global de ce biais dans l'historique est mineur, étant donné que les séries chronologiques sur la biomasse reproductrice et la mortalité ne sont pas fortement biaisées, mais il peut indiquer un biais négatif dans les estimations des taux de récolte pour la période historique par le MSSIPHA. À l'heure actuelle, on n'est pas certain de la source du biais, car aucune valeur a priori n'est appliquée aux paramètres de la sélectivité et il y a très peu de variation dans les enveloppes des estimations (figure 5, tableau 9).

3.3.2. Détroit de Georgia

Les autotests de simulation pour le détroit de Georgia suivent un profil semblable à celui de la région de la côte centrale, mais avec une variation plus élevée pour certaines quantités (figure 7). Le scénario **Simuler les données des indices** influe principalement sur la capturabilité des relevés en surface et sur l'erreur type résiduelle de l'indice du frai, et le scénario **Simuler les données sur l'âge** sur les paramètres du cycle biologique.

En ce qui concerne la côte centrale, l'indice simulé du frai dans les **données simulées des indices** génère un biais négatif d'environ 10 % dans la capturabilité des relevés en surface, qui est probablement lié à une erreur résiduelle négative moyenne de l'indice du frai de -0,18 induite par l'indice combiné (figure D.57). Comme précédemment, le biais dans q_s touche également SB_0 , R_0 , m_1 et M_0 , par le changement induit dans la courbe de la mortalité dépendante de la densité nécessaire pour obtenir des estimations de M_t annuelles similaires (figure 8).

Dans le scénario **Simuler les données sur l'âge**, l'effet sur m_1 était prononcé, avec une erreur relative médiane d'environ 0,6. À son tour, le biais positif dans m_1 a créé un biais négatif dans M_0 , avec une ERM de -0,07. Comme dans le cas de la côte centrale, on utilise R_0 pour initialiser la structure selon l'âge dans le détroit de Georgia pour le hareng en 1951, de sorte qu'il n'y a pratiquement aucun biais dans R_0 d'après les données simulées sur l'âge, ce qui laisse entendre que l'indice du frai en 1951 a plus d'influence sur le recrutement sans pêche que les données sur la composition selon l'âge dans la pêche de réduction. Encore une fois, compte tenu de l'insensibilité de R_0 aux données simulées sur l'âge, le biais positif dans m_1 et le biais négatif qui en résulte dans M_0 se traduisent par un biais positif pour les paramètres de la biomasse sans pêche SB_0 , $2 + B_0$ et un biais négatif pour le taux de variation stock-recrue h , ou un stock plus grand et moins productif.

Dans le scénario **Simuler toutes les données**, où les données des indices et sur la composition selon l'âge sont simulées, l'effet le plus important s'exerce à nouveau sur le paramètre m_1 . Le biais négatif dans m_1 induit par les données simulées des indices semble compenser le biais positif élevé lorsque les données sur l'âge sont simulées, ce qui donne une erreur relative médiane de 0,38 (tableau 9, figure 7). Le biais des deux ensembles de données simulées semble également se cumuler pour les estimations de q_s , mais pas vraiment pour d'autres quantités (figure 7).

Le seul paramètre qui est beaucoup influencé par le scénario **Valeurs a priori aléatoires** est m_1 . Les distributions des erreurs relatives pour toutes les autres quantités dans le scénario **Valeurs a priori aléatoires** sont essentiellement identiques à celles du scénario **Simuler toutes les données**. Comme pour la côte centrale, les valeurs a priori aléatoires accroissent la variation des distributions des erreurs relatives pour m_1 et abaissent le biais un peu plus que le scénario **Simuler toutes les données**.

Les séries chronologiques d'erreurs relatives pour la biomasse reproductrice, l'épuisement et la mortalité dans le détroit de Georgia donnent des résultats semblables à ceux obtenus pour la côte centrale. Les principales différences sont pour le scénario **Simuler les données sur l'âge**, où les effets du biais positif dans SB_0 sont observés dans un biais négatif dans les estimations de l'épuisement de la biomasse reproductrice, surtout après les années des relevés en surface où la capturabilité est principalement tirée du relevé en plongée (figure 8).

Les paramètres du modèle de sélectivité présentent également une tendance semblable à celle de la côte centrale, où les paramètres de l'âge à 50 % de sélectivité ont un faible biais et une faible variation dans tous les scénarios. L'ampleur des erreurs relatives médianes est de 0,05 au plus et la distribution des erreurs relatives pour le filet maillant ne chevauche pas zéro pour les scénarios **Simuler les données sur l'âge** et **Simuler toutes les données** (figure 7). Encore une fois, cela mène à une surestimation de la biomasse vulnérable dans les pêches au filet maillant, qui résulte de l'inclusion d'une proportion plus grande de poissons plus jeunes lorsqu'elle est ajustée aux données simulées sur l'âge.

3.4. SOMMAIRE DES ÉVALUATIONS DES STOCKS POUR LES CINQ RÉGIONS PRINCIPALES D'ÉVALUATION DES STOCKS

Dans l'ensemble, la qualité de l'ajustement des évaluations des stocks pour toutes les régions principales d'évaluation des stocks est acceptable et permet de produire des estimations plausibles des paramètres du modèle et de la dynamique historique des pêches. Les estimations a posteriori du cycle biologique et de l'état des stocks indiquent des niveaux acceptables d'incertitude globale, avec des écarts types relatifs entre 10 % et 20 % (tableau 11; noter que l'incertitude de SB_0 est déclarée comme la moitié de la plage interquartile, pour les raisons décrites précédemment).

La forme du modèle de MDD interagit avec les écarts du processus de recrutement pour augmenter les taux de mortalité moyens et réduire la biomasse, dans le cadre d'un recrutement stochastique (c.-à-d. réaliste). Les écarts log-normaux du processus de recrutement créent une distribution asymétrique de la biomasse des âges 2+, qui donne une distribution asymétrique de la mortalité générée par le modèle de MDD (figure 9). Compte tenu de la limite inférieure asymptotique de M_b dans la relation $M \sim B$ dépendante de la densité, la fonction qui ajuste la forme de la distribution de M est asymétrique, de sorte que la longue queue de l'épuisement de la biomasse sur la biomasse sans pêche se traduit par une plus forte densité de la mortalité naturelle entre M_b et M_0 , et la densité plus élevée de l'épuisement de la biomasse en dessous de 1,0 est étirée dans la distribution de la mortalité naturelle. La forme de la distribution qui en

résulte dépend du paramètre m_1 et de la valeur de σ_R , mais on obtient un taux de mortalité médian supérieur à M_0 , qui entraîne une survie moyenne plus faible des recrues et donc une biomasse moyenne plus faible, même en l'absence de pêche.

En raison de l'interaction entre la variabilité du recrutement et les taux de mortalité moyens, il faut recourir à la simulation pour estimer la biomasse sans pêche et les autres points de référence de la pêche. Compte tenu de la variation causée par les erreurs de processus, il est nécessaire de procéder à une intégration sur une longue période pour dégager un comportement « moyen ». Avec des périodes plus longues, la probabilité d'événements de recrutement très importants ou très petits augmente, ce qui signifie que la biomasse, le rendement et d'autres quantités peuvent varier considérablement. De ce fait, l'incertitude entourant la valeur de la biomasse sans pêche et des points de référence biologiques obtenus par simulation est généralement plus grande que celle qui serait indiquée dans la plupart des modèles d'évaluation des stocks compensatoires fondés sur une mortalité naturelle constante ou indépendante de la densité. De plus, étant donné l'intégration simultanée des erreurs de processus et des distributions a posteriori, il y a trop de bruit pour estimer les équilibres du modèle pour chaque tirage a posteriori, de sorte qu'il n'est pas possible de dériver un écart type a posteriori. Nous estimons plutôt les 25^e, 50^e (médiane) et 75^e centiles de la biomasse sans pêche et des autres points de référence, et nous déclarons l'incertitude comme la moitié de la plage interquartile.

Compte tenu des estimations stochastiques plus faibles de SB_0 obtenues par simulation, les cinq régions principales d'évaluation des stocks de hareng sont estimées au-dessus de leur point de référence limite (PRL) respectif en 2022 (tableau 11). Par exemple, à Haïda Gwaii, la valeur stochastique de SB_0 est maintenant estimée à environ 7,6 kt, ce qui place la biomasse de 2022 à environ 141 % des niveaux sans pêche. Les résultats pour les autres zones sont semblables, mais l'effet n'est pas aussi prononcé. Les autres régions sont estimées entre 63 % et 70 % de la biomasse sans pêche (stochastique) en 2022 (tableau 11). Dans une certaine mesure, ces résultats sont prévisibles étant donné que la plupart des stocks ont été soit peu, soit pas du tout exploités pendant plusieurs générations de hareng, avec des signes limités de croissance des stocks. Ces régimes persistants de mortalité élevée et de faible biomasse dans certaines régions se reflètent dans les équilibres du modèle de MDD.

Les tendances de la biomasse dans toutes les régions d'évaluation des stocks reprennent en grande partie les tendances établies par les évaluations précédentes parce que les dynamiques du MSIPA et du MSSIPHA sont principalement influencées par les prélèvements (ou leur absence) et les indices du frai, ces derniers étant essentiellement présumés représenter la biomasse reproductrice absolue depuis 1987. Les estimations de la biomasse sont donc stables en présence de plusieurs nouvelles composantes structurelles dans le MSSIPHA. Dans l'ensemble, la biomasse a tendance à augmenter, en moyenne, depuis 10 ans, pour toutes les régions d'évaluation des stocks.

L'ampleur de la valeur estimée de m_1 a une grande incidence sur le rétablissement des stocks après des périodes de faible abondance. En particulier, des valeurs plus élevées de m_1 permettent de revenir plus rapidement aux taux de mortalité sans pêche après une faible abondance, et ces stocks affichent un rétablissement plus rapide (p. ex. détroit de Georgia, côte centrale). À l'inverse, des valeurs inférieures de m_1 , en particulier à Haïda Gwaii et sur la COIV, ralentissent le rétablissement car les taux de mortalité diminuent plus lentement à mesure que la biomasse augmente.

Les estimations des points de référence fondés sur le *RMD* présentent plusieurs différences par rapport aux évaluations précédentes produites par le MSIPA (tableau 12). La formule de M

dépendante de la densité comprend explicitement un effet anticompensatoire sur la population lorsque le stock est bas, c'est-à-dire la productivité réduite d'une population peu abondante. Habituellement, lorsque les pêches ne capturent que des harengs matures avec un taux de mortalité de 100 %, cette anticompensation ferait baisser le rendement optimal et les taux de récolte. Dans ce cas, l'inclusion de la récolte d'œufs de hareng sur varech, avec un taux de survie relativement élevé après la mise en bassin, produit des taux de récolte optimaux plus élevés, mais des rendements malgré tout relativement modestes pour certaines des régions plus petites d'évaluation des stocks (figure 10). Les régions d'évaluation des stocks ayant une proportion plus élevée de récolte d'œufs de hareng sur varech peuvent généralement soutenir des taux de récolte plus élevés parce qu'environ 70 % des prises allouées à cette pêche survivent à la récolte, et le rendement total de la récolte d'œufs sur varech est d'environ 8 % de la biomasse totale mise en bassin chaque année.

Les simulations de l'équilibre montrent que pour tous les stocks utilisant le modèle de MDD (c.-à-d. à l'exclusion du district de Prince Rupert), la biomasse, le rendement et le recrutement tombent à zéro lorsque les taux de récolte sont supérieurs à un point donné (annexe D). Ces taux de récolte, définis comme U_{crash} , sont associés à la plus forte diminution de la biomasse et du rendement à l'équilibre, et vont de 9,7 % pour la région de la côte centrale à 42,6 % pour celle du détroit de Georgia. Dans l'ensemble, les valeurs de U_{crash} sont d'environ 50 % ou 100 % supérieures aux taux de récolte optimaux U_{RMD} , les différences les plus faibles se produisant pour les valeurs plus élevées de U_{RMD} . De plus, les valeurs absolues de U_{RMD} et de U_{crash} dépendent de la façon dont les taux de récolte sont définis en présence de récolte d'œufs sur varech, comme on le voit ailleurs dans ce document.

Une plus grande incertitude dans les valeurs de l'équilibre stochastique semble corrélée avec des paramètres m_1 plus faibles. Comme on l'a vu dans la section Méthodes, la probabilité de dépasser la biomasse à l'équilibre sans pêche SB_0 est plus élevée pour les régions d'évaluation des stocks ayant une valeur plus basse de m_1 , car on a alors une probabilité plus grande que les valeurs annuelles de M_t tombent sous la valeur à l'équilibre M_0 . Cela se reflète dans la production excédentaire par tête, les régions où les valeurs de m_1 sont plus faibles, comme Haïda Gwaii et la COIV, ayant un taux plus élevé d'estimations historiques de SB_t au-dessus du niveau sans pêche (comparer la plage des points estimés par rapport aux lignes simulées, figure 11), alors que la côte centrale n'en a qu'une quantité modérée et qu'il n'y a qu'une ou deux années où la biomasse est estimée au-dessus de la valeur de l'équilibre stochastique de SB_0 dans le détroit de Georgia.

Le comportement de la production excédentaire à l'équilibre par tête par rapport aux niveaux de la biomasse reproductrice est quelque peu lié au paramètre m_1 , mais assez constant dans l'ensemble. Dans la plupart des régions d'évaluation des stocks où les valeurs de m_1 sont plus faibles, les réductions de la biomasse et du rendement à l'équilibre sont plus graduelles, ce qui entraîne une diminution plus progressive de la production après U_{crash} plutôt qu'une baisse abrupte. En revanche, dans les régions d'évaluation des stocks où les valeurs de m_1 sont plus élevées, la chute des rendements plus élevés est plus marquée. Cependant, cela n'est pas aussi évident dans les estimations de la production excédentaire par tête, où la production excédentaire maximale par tête intervient vers une biomasse reproductrice très faible, avec un effondrement abrupt de la production excédentaire à mesure que les taux de récolte dépassent U_{crash} (figure 11). Ce comportement semble uniforme dans toutes les régions d'évaluation des stocks avec les modèles de MDD, quelle que soit la valeur de m_1 .

3.4.1. Analyse rétrospective

Selon les analyses rétrospectives, les paramètres de la biomasse et du cycle biologique du hareng sont peu sensibles à des années supplémentaires de données, les séries chronologiques de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité semblant très stables dans les couches rétrospectives sur dix ans. Les occurrences de surestimation et de sous-estimation de la biomasse apparaissent à une fréquence égale pour Haïda Gwaii, le district de Prince Rupert, la côte centrale et la côte ouest de l'île de Vancouver (figures D.18, D.35, D.54 et D.92), mais le MSSIPHA a davantage tendance à sous-estimer la biomasse des dernières années pour le détroit de Georgia (figure D.73). En général, cependant, la stabilité observée dans les séries chronologiques de la biomasse et de la mortalité résulte d'erreurs de processus qui s'ajustent légèrement dans le temps pour compenser la variabilité des quantités du cycle biologique.

Toutes les régions d'évaluation des stocks affichent une certaine variabilité des quantités à l'équilibre sans pêche par rapport aux couches rétrospectives. On observe des changements dans les estimations de la biomasse sans pêche SB_0 ou du recrutement sans pêche R_0 pour tous les stocks sur la période de 10 ans. Dans l'analyse rétrospective, la biomasse sans pêche baisse de 4 % à 15 % à Haïda Gwaii, dans le district de Prince Rupert et sur la COIV, reste assez stable pour la côte centrale et augmente d'environ 14 % dans la région du détroit de Georgia (détails à l'annexe D). La stabilité observée dans la biomasse sans pêche pour la côte centrale découle des changements apportés dans M_0 et R_0 pour compenser les changements dans les données.

Dans l'ensemble, la stabilité observée dans les estimations rétrospectives indique que les points de référence biologiques et les autres quantités liées à la gestion devraient demeurer stables au fil du temps, ce qui pourrait offrir une plus grande stabilité dans les décisions de gestion comparativement au modèle précédent. Plus précisément, le MSIPA incluait la dépendance temporelle dans les estimations de la biomasse sans pêche et des points de référence de la pêche en raison de la valeur moyennée dans le temps de M utilisée pour les calculs du stock-recrutement (p. ex. rétrospective du district de Prince Rupert, tableau D.6). Les analyses rétrospectives par stock sont présentées à l'annexe D.

3.4.2. Analyse de sensibilité

Les estimations du MSSIPHA ont révélé certaines sensibilités plus importantes aux valeurs a priori du modèle, mais elles se situent dans les fourchettes prévues pour les modèles d'évaluation des stocks structurés selon l'âge. Les tests de sensibilité les plus influents étaient la moyenne a priori de M_0 , la variation des écarts de processus de M_t et la moyenne a priori du taux de variation stock-recrutement. De plus, comme d'habitude, la valeur a priori du taux de variation avait un effet plus marqué sur les estimations du taux de variation et un effet plus faible sur la plupart des autres paramètres du modèle. Les sensibilités restantes avaient peu d'effet sur la plupart des paramètres (tableaux D.3, D.7, D.11, D.15 et D.19).

Les paramètres utilisés pour initialiser les populations de hareng à l'état exploité (c.-à-d. F_{init} , R_{init} , ω_a^{init}) influent parfois sur les équilibres sans pêche, mais n'ont pas d'effet important sur la biomasse actuelle. En général, l'application d'une mortalité initiale par pêche F_{init} augmente la biomasse reproductrice sans pêche SB_0 et parfois le recrutement sans pêche R_0 . Si la biomasse sans pêche est ajustée avec peu d'effet sur R_0 , c'est parce que la mortalité initiale par pêche réaffecte efficacement la mortalité totale initiale de la mortalité naturelle à la mortalité par pêche, en ajustant m_1 et M_0 . Ainsi, une valeur similaire (ou plus basse) de R_0 donne une valeur plus élevée de SB_0 pour une valeur plus faible de M_0 . Par ailleurs, l'effet de F_{init} est parfois plus

important sur R_0 ou sur R_{init} que sur M_0 . Dans de telles situations, la mortalité initiale totale augmente, rehaussant le recrutement initial (c.-à-d. R_0 ou R_{init} , selon la région d'évaluation des stocks), de sorte que les estimations modélisées des nombres initiaux selon l'âge demeurent semblables; lorsqu'on utilise R_0 pour initialiser le modèle, F_{init} fera également augmenter SB_0 .

3.5. DÉMONSTRATION DE L'ÉVALUATION DES PROCÉDURES DE GESTION

3.5.1. Conditionnement des modèles opérationnels

Les modèles opérationnels sont conditionnés à des tirages aléatoires des valeurs a posteriori du MSSIPHA et reproduisent fidèlement la dynamique historique de toutes les régions d'évaluation des stocks de hareng. Les dynamiques simulées dans la période de projection sont également comparables aux dynamiques historiques, comme l'indique la comparaison des distributions des recrutements absolus entre les périodes historiques et de projection pour chaque région d'évaluation des stocks (figure 12).

3.5.2. Rendement des procédures de gestion

L'ajout de la récolte d'œufs sur varech réduit le taux de récolte effectif d'un TAC donné. Selon les pratiques de la récolte d'œufs sur varech, une partie importante des poissons mis en bassin sont relâchés vivants et retournent dans le stock reproducteur l'année suivante. On peut ainsi obtenir des taux plus élevés de prise de « poissons entiers » avec une mortalité totale par pêche moindre pour le stock. Comme nous l'avons vu précédemment dans l'estimation des points de référence, plus le TAC alloué à la récolte d'œufs de hareng sur varech est élevé, plus le taux de récolte optimal qui maximise le rendement de la pêche est élevé (figure 10). De plus, l'effet de l'allocation de la récolte d'œufs sur varech sur les taux de récolte optimaux est probablement sous-représenté dans le présent document, car nous traitons toutes les prises d'œufs sur varech comme une pêche en bassins fermés, avec un taux de mortalité suivant la mise en bassin présumé de 30 %, et il est confirmé qu'une partie des prises dans certaines régions d'évaluation des stocks provient de la pêche en bassins ouverts. L'hypothèse de toute la récolte d'œufs sur varech en bassins fermés sert de limite supérieure de la mortalité totale par cette pêche, et elle est posée car il n'a pas été possible d'attribuer certaines des prises à la pêche en bassins ouverts ou fermés. À l'avenir, on pourra répartir les prises qui peuvent être identifiées en séries de données sur les bassins ouverts ou fermés, ce qui améliorera les estimations des répercussions de la récolte d'œufs de hareng sur varech sur la santé des stocks.

Pour les simulations en boucle fermée, l'allocation du TAC est établie à la même que celle utilisée pour estimer les points de référence de la pêche. En d'autres termes, l'allocation de pêche est la proportion observée des débarquements de l'activité de pêche dans chaque secteur au cours des 20 dernières années (tableau 7).

3.5.2.1. Haïda Gwaii

Toutes les procédures de gestion atteignent l'objectif 1, dépassant 30 % de la biomasse sans pêche plus de 75 % du temps avec une information parfaite (toutes les procédures de gestion ont une probabilité supérieure à 87 %, tableau 13, $P(SB > 0,3 SB_0)$). L'objectif du PRL est facile à atteindre étant donné que l'équilibre stochastique de SB_0 est de 7,31 kt pour Haïda Gwaii et que la médiane a posteriori de la biomasse actuelle est très proche de ce niveau (tableau 11). En revanche, aucune procédure de gestion n'atteint l'objectif du PRS (tableau 13, $P(SB > PRS)$), la probabilité la plus élevée de dépasser le PRS étant estimée à 16,4 % avec la procédure NoFish (AucunePêche). L'incapacité d'atteindre l'objectif 2 pour Haïda Gwaii est liée à l'échelle du

PRS, qui est d'environ trois fois la biomasse sans pêche (figure 13, ligne verte). La seule façon dont la biomasse peut augmenter à ce niveau réside dans une série d'épisodes de fort recrutement, comme pendant la période qui a précédé l'échéancier utilisé pour définir le PRS pour Haïda Gwaii.

La moyenne médiane des prises avec la procédure de gestion URMD est d'environ 840 t pour la pêche du hareng rogué à la senne ou au filet maillant et d'environ 31 t (68 200 lb) pour les débarquements d'œufs sur varech (tableaux 13, C^- et K^-). Par ailleurs, les prises varient énormément d'une année à l'autre, de 31,5 %, et la probabilité est de 14 à 15 % que les débarquements annuels soient inférieurs au minimum observé par le passé dans la région (tableau 13, AAVC, AAVK et pUnviable). Compte tenu des faibles niveaux absolus des prises, la variation est attribuable à de petites différences absolues des prises, résultant en grande partie d'une erreur de processus du recrutement. Comme nous l'avons décrit précédemment, l'interaction entre le recrutement stochastique et le modèle de MDD génère un large éventail de niveaux de la biomasse dans les simulations, ce qui entraîne une grande variation en pourcentage des rendements. Visuellement, une grande variabilité pour le hareng à Haïda Gwaii se traduit par des enveloppes de simulation très larges et un équilibre très lent de la biomasse aux taux de récolte cibles (figure 13), même si la probabilité est de plus de 50 % que les taux de récolte soient au taux d'exploitation de référence.

3.5.2.2. District de Prince Rupert

Comme dans la région d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii, toutes les procédures de gestion atteignent l'objectif 1 dans la région d'évaluation des stocks du district de Prince Rupert, cette fois avec une probabilité proche de 100 %. De plus, deux procédures de gestion atteignent l'objectif 2 (tableau 13) : la procédure de gestion U_{PRS} avec une probabilité de 57 % et la procédure de gestion NoFish avec une probabilité de 81 %. Les procédures de gestion U_{RMD} et $0,5 U_{RMD}$ n'atteignent pas l'objectif du PRS, car leurs taux d'exploitation sont tous deux plus élevés que U_{PRS} , ce qui signifie des niveaux plus faibles de la biomasse à l'équilibre. En effet, l'estimation de B_{RMD} pour le hareng dans le district de Prince Rupert est très proche du point de contrôle inférieur de la règle de contrôle des prises (et du point de référence limite) de $0,3 SB_0$, ce qui ne permet pas d'atteindre le taux d'exploitation de référence U_{RMD} étant donné que la médiane de la biomasse reproductrice se trouve essentiellement sur la rampe de la règle de contrôle des prises (figure 14).

Compte tenu de la taille générale du stock du district de Prince Rupert ($SB_0 = 48$ kt), la médiane de la prise moyenne est assez élevée. Les rendements des poissons matures issus de la pêche au filet maillant et à la senne vont de 2 300 t (U_{PRS}) à 5 100 t (U_{RMD}), et les rendements de la récolte d'œufs sur varech vont d'environ 50 t (110 000 lb) à 107 t (235 400 lb). La variation interannuelle des prises (AAV_C et AAV_K) change également selon le rendement, allant d'environ 10 % sous U_{PRS} à 20 % sous U_{RMD} . Enfin, il n'y a presque aucune chance qu'une pêche ne soit pas viable, avec seulement 1 % de probabilité de prises inférieures au minimum historique avec le taux de récolte U_{PRS} , et aucune chance autrement.

3.5.2.3. Côte centrale

L'ensemble de la côte centrale atteint l'objectif 1, mais les procédures de gestion ayant un taux de pêche positif ont de la difficulté à atteindre l'objectif du PRS (tableau 13). Parmi les procédures de gestion qui autorisent la pêche, U_{PRS} est celle qui se rapproche le plus de l'objectif 2, la biomasse reproductrice dépassant le PRS environ 33 % du temps. Le rendement inférieur en ce qui a trait au PRS est essentiellement attribuable d'une part, au fait que la médiane de la biomasse en 2022 est bien inférieure au PRS, de l'autre au temps qu'il faut au stock pour s'équilibrer aux taux de récolte (figure 15).

Les rendements dans la région d'évaluation des stocks de la côte centrale sont semblables à ceux du district de Prince Rupert, les débarquements moyens de poissons matures provenant des pêches à la senne et au filet maillant variant de 2 300 t à 4 300 t, et ceux de rogue sur varech étant compris entre 94 t (206 800 lb) et 176 t (387 200 lb). La probabilité que les TAC soient inférieurs au minimum historique est modérée comparativement à la plupart des autres régions d'évaluation des stocks, à environ 7 % pour l' U_{PRS} et 0,5 U_{RMD} et à 9 % pour U_{RMD} .

3.5.2.4. Détroit de Georgia

L'objectif de rendement pour le hareng dans le détroit de Georgia est différent de celui des autres zones, compte tenu de l'échelle du stock et de la taille relative de son PRS . Toutes les procédures de gestion atteignent l'objectif 1 (tableau 13), et comme le PRS est bien en deçà de SB_0 , l'objectif 2 est pratiquement atteint par les procédures U_{PRS} et 0,5 U_{RMD} (tableau 13). En effet, puisque $0,5 U_{RMD} < U_{PRS}$, la procédure de gestion 0,5 U_{RMD} dépasse assez largement le seuil de 50 % pour l'objectif 2, à environ 58 %. Dans toutes les procédures de gestion, la médiane de la biomasse tend à s'équilibrer près de la biomasse à l'équilibre associée aux taux de récolte cibles, ratant de peu B_{RMD} en raison de la proximité de B_{RMD} au point de contrôle inférieur de 0,3 SB_0 (figure 16).

Comme le rendement historique le laisse présager, une pêche non viable est très peu probable à n'importe quel taux de récolte dans le détroit de Georgia. Les prises moyennes varient de 12 kt à 18 kt (tableau 13) et la probabilité maximale d'une fermeture est de 6 %, se produisant lorsqu'on cible U_{RMD} (tableau 13, pUnviable).

3.5.2.5. Côte ouest de l'île de Vancouver

Enfin, les résultats pour la région d'évaluation des stocks de la côte ouest de l'île de Vancouver sont semblables à ceux de la région d'évaluation des stocks de la côte centrale. Toutes les procédures de gestion atteignent l'objectif 1, mais en raison du PRS très élevé qui est juste en dessous de SB_0 , il y a peu de chances de le dépasser. En effet, la probabilité maximale de $SB > PRS$ est de 43,7 % avec la procédure Aucune Pêche (No Fishing; tableau 13, Objectifs). Pour les procédures de gestion U_{RMD} et 0,5 U_{RMD} , le taux de récolte effectif est souvent réduit par rapport au taux d'exploitation de référence, comme dans la plupart des régions où la biomasse s'équilibre près de 0,3 SB_0 (figure 17).

Contrairement à la côte centrale, les trois procédures de gestion qui autorisent la pêche produisent des prises plus faibles, avec des moyennes annuelles d'environ 1 400 t pour la procédure 0,5 U_{RMD} et de 2 500 t pour la procédure U_{RMD} , avec une quantité correspondante de 11 t et de 20 t, respectivement, d'œufs sur varech. La probabilité de captures non viables pour la COIV est la plus élevée parmi toutes les régions d'évaluation des stocks, se situant en moyenne entre 15 % et 17 % des années et des pas de temps (tableau 13, pUnviable). La variation interannuelle de la prise n'est pas tout à fait la plus élevée pour la région de la COIV, comprise entre 21 % et 28 %, mais la COIV pourrait être regroupée avec le détroit de Georgia et la côte centrale pour la deuxième variation annuelle absolue moyenne la plus élevée.

4. DISCUSSION

Dans le présent document, nous élaborons un nouveau modèle statistique spatialement intégré des prises de hareng selon l'âge (MSSIPHA), un progrès important dans l'évaluation et la modélisation de la gestion de la pêche du hareng, en intégrant les commentaires des examinateurs lors des rondes précédentes d'ESG et d'examen par les pairs de l'évaluation des stocks (MPO 2020d, 2022b). Plus précisément, ces commentaires ont donné lieu à sept

changements structurels importants par rapport au modèle d'évaluation précédent (MSIPA) qui sont désormais inclus dans le MSSIPHA :

1. Un modèle anticompensatoire de mortalité naturelle dépendante de la densité qui explique implicitement la variation temporelle des taux de mortalité naturelle en fonction de la biomasse (Haist *et al.* 1993), plutôt que comme une marche aléatoire descriptive.
2. La récolte d'œufs de hareng sur varech dans toutes les zones, sauf dans le détroit de Georgia, afin d'exprimer l'impact du prélèvement des œufs avec une mortalité réduite des géniteurs.
3. Les prélèvements dans les pêches, modélisés comme des événements ponctuels à une période donnée de l'année, reflétant la courte saison des bancs de harengs reproducteurs, plutôt que comme une mortalité continue par pêche pendant toute l'année.
4. Un modèle intégré de M indépendante de la densité, formulé comme une marche aléatoire simple, pour comparaison avec les approches de modélisation précédentes.
5. La spécification dans Template Model Builder (Kristensen *et al.* 2015).
6. Un indice combiné unique du frai, combinant les plans des relevés en plongée et en surface, qui reconnaît qu'il y a plusieurs années dans l'ensemble de données où des observations du frai ont été recueillies à l'aide des deux plans.
7. Une fonction de vraisemblance améliorée pour les données sur la composition selon l'âge, qui comprend l'autocorrélation à décalage 1 dans les résidus de la composition selon l'âge, indiquant que les erreurs d'échantillonnage peuvent avoir une composante latente fondée sur la taille ou l'âge.

Parmi ces changements, l'impact le plus important a été l'inclusion du modèle de mortalité dépendante de la densité. De ce fait, le reste de la discussion portera sur la description et l'explication des principaux effets sur l'évaluation des stocks et l'évaluation des procédures de gestion.

4.1. M DÉPENDANTE DE LA DENSITÉ DANS LES ÉVALUATIONS DES STOCKS

L'application du MSSIPHA complet à cinq régions d'évaluation des stocks a produit de nombreux renseignements précieux sur les répercussions de l'utilisation d'un modèle anticompensatoire de MDD et ses effets sur les estimations des paramètres des populations. Les cinq régions principales d'évaluation des stocks de hareng constituent une expérience naturelle pour l'étude des effets du modèle de MDD sur les estimations des paramètres du cycle biologique, de la biomasse historique du hareng de la Colombie-Britannique et des quantités liées à la gestion. Ces cinq zones fournissent des ensembles de données sur plusieurs stocks de la même espèce, dont chacun a un cycle biologique semblable, mais des régimes d'exploitation très distincts, ainsi qu'un long historique d'autres approches de modélisation d'évaluation permettant d'établir des comparaisons.

Bien qu'il existe des antécédents d'un modèle non linéaire de MDD exploré dans le contexte des populations de harengs (Haist *et al.* 1993; Haist et Schweigert 2009), à notre connaissance, la mise en œuvre actuelle dans le MSSIPHA est la première fois où la spécification du modèle suggérée dans Haist *et al.* (1993) a été appliquée pour une évaluation de stocks halieutiques. Un modèle linéaire de MDD a été envisagé pour les évaluations de la morue-lingue dans le détroit de Georgia (Logan *et al.* 2005), qui pourrait être anticompensatoire ou compensatoire selon les valeurs des paramètres, mais il y a peu d'autres exemples dont nous pourrions nous inspirer.

Cette analyse nous a appris que le modèle de MDD que nous avons mis en œuvre est sensible à la variation des erreurs de processus du recrutement. Plus précisément, avec une variance importante de l'erreur de processus du recrutement, la mortalité tend à s'équilibrer à une mortalité constante par pêche légèrement plus élevée que la valeur prévue (déterministe) du modèle de MDD, et la biomasse à s'équilibrer légèrement plus bas. Cet effet est dû à une interaction entre l'asymétrie du modèle de MDD et l'effet de l'incertitude dans le recrutement (figure 9). La distribution des niveaux d'épuisement selon la variabilité log-normale du recrutement est faussée, et lorsque cette distribution est transformée par la courbe asymétrique de la MDD, la distribution de la mortalité qui en résulte décale la densité. La façon dont la densité est décalée dépend de la valeur du paramètre m_1 . Les valeurs plus faibles de m_1 répartissent la densité de façon plus égale sur la plage, tandis que les valeurs plus élevées de m_1 accumulent la densité plus près de la limite inférieure asymptotique M_b . Dans les deux cas, la mortalité moyenne est plus élevée et, par conséquent, la survie de chaque cohorte est plus faible, ce qui fait que la biomasse s'équilibre à des niveaux inférieurs.

Il peut sembler souhaitable de reparamétriser ou de modifier le modèle de MDD afin de réduire la sensibilité aux erreurs de processus du recrutement. Par exemple, des travaux antérieurs ont exploré un modèle non linéaire semblable avec zéro comme limite inférieure asymptotique de la mortalité (Haist et Schweigert 2009). Dans des conditions déterministes, il n'y a pas de problème, mais lorsque l'on simule des populations en présence d'une erreur de processus du recrutement, il pourrait y avoir des situations où une série de recrutements positifs pousse la biomasse bien au-dessus des niveaux sans pêche et la mortalité chute alors près de zéro. (Haist et Schweigert 2009). Par conséquent, l'équilibre stable à SB_0 n'existe pas dans cette formule et la biomasse modélisée peut donc croître indéfiniment. Par ailleurs, on pourrait adopter la formule du modèle linéaire comportant des valeurs maximales et minimales pour la fourchette de la biomasse (Logan *et al.* 2005), mais elle présente également des problèmes similaires. En présence d'erreurs de processus du recrutement, la biomasse dépasse parfois les niveaux sans pêche, ce qui oblige les analystes à choisir un comportement pour cette nouvelle fourchette. Pour le modèle décrit dans Logan *et al.* (2005), les options sont de fixer la mortalité au taux associé à la biomasse sans pêche ou de permettre à la mortalité de poursuivre la tendance linéaire avec la biomasse. Dans le premier cas, les problèmes d'une limite asymptotique sont toujours présents, car les distributions de la mortalité s'accumuleront à la nouvelle limite. Dans le dernier cas, permettre au modèle de continuer à changer nécessiterait (dans un modèle anticompensatoire) une nouvelle limite à zéro, ce qui, encore une fois, élimine l'équilibre stable au niveau de la biomasse sans pêche. De plus, dans un cas comme dans l'autre, le changement de pente à la limite créerait une pointe sur le modèle de mortalité, qui pourrait introduire des discontinuités dans le premier dérivé de la fonction objective, créant des problèmes d'ajustement du modèle.

Bien qu'il existe des différences sensibles entre le MSIPA et le MSSIPHA complet, les deux modèles produisent des tendances de la biomasse absolue qualitativement semblables et des estimations déterministes de SB_0 . C'est l'étape initiale du MSIPA au MSSIPHA de base dans l'analyse de transition qui a l'effet le plus important sur les estimations du modèle, entraînant généralement des baisses dans les estimations du modèle de la biomasse déterministe sans pêche et des augmentations du recrutement et de la mortalité sans pêche. Ensuite, chaque fonction du MSSIPHA complet est examinée et les différences de la biomasse sans pêche à l'équilibre sont réduites. En outre, malgré des estimations semblables de la biomasse sans pêche, le modèle complet présente souvent un recrutement sans pêche plus élevé, qui est compensé par des ajustements de la mortalité sans pêche ou des variations du taux de variation stock-recrue. Les similitudes entre les équilibres de la biomasse absolue et déterministe sans pêche sont quelque peu intuitives, étant donné que la dynamique de la

biomasse reproductrice est limitée par les prises récentes et les indices du frai, ces derniers étant en grande partie considérés comme des estimations absolues de la biomasse reproductrice. De surcroît, des différences sont prévisibles entre les modèles R_t et R_0 lorsque le modèle de MDD introduit des changements dans la série chronologique sur la mortalité naturelle, mais la biomasse reproductrice absolue demeure assez semblable.

Enfin, nous avons posé une forte hypothèse sur la mortalité à l'âge 1 en la fixant à M_0 dans un souci de simplicité. L'hypothèse de la mortalité sans pêche pour les poissons d'âge 1 a probablement un effet sur l'interprétation par le MSSIPHA des données et des estimations des équilibres du modèle, car même si les poissons d'âge 1 (et d'âge 0) sont très rarement rencontrés dans les pêches et les relevés scientifiques, les estimations du recrutement des poissons d'âge 1 sont tirées du modèle de stock-recrutement et des quantités connexes. Si la mortalité des poissons d'âge 1 était différente, mais que les estimations des nombres à l'âge 2 demeuraient semblables, il y aurait un ajustement du recrutement à l'âge 1 qui aurait une incidence sur R_0 , et par le fait même, sur SB_0 et $B_{0,2+}$ avec des effets en chaîne pour les paramètres du modèle de MDD, et ainsi de suite. Nous avons de plus des preuves de la dépendance à la densité dans l'état corporel des jeunes de l'année chez le hareng du Pacifique (Reum *et al.* 2013; Boldt *et al.* 2019), ce qui peut impliquer une mortalité dépendante de la densité pour ces groupes d'âge étant donné que la détérioration de l'état corporel est associée à un taux de survie plus faible. Quoi qu'il en soit, il existe peu de données probantes sur ce que pourrait être la mortalité des harengs d'âge 1 en Colombie-Britannique et, d'après l'exploration du MSSIPHA par simulation-estimation et analyse de sensibilité, elle aurait des effets limités sur les niveaux de la biomasse absolue, mais des travaux futurs pourraient explorer d'autres taux fixes de mortalité des poissons d'âge 1 pour comprendre son effet sur les points de référence et les équilibres sans pêche.

4.1.1. Points de référence biologiques

La dynamique du hareng est typique des poissons fourrage, les cycles d'expansion et de ralentissement étant dictés par des taux de mortalité naturelle variable dans le temps (c.-à-d. la prédation). Ces cycles sont déterminés par des facteurs exogènes et compliquent les modèles d'évaluation des stocks structurés selon l'âge, de sorte qu'il est difficile d'estimer la productivité intrinsèque sous-jacente d'un stock, et donc son état sans pêche (c.-à-d. SB_0 et R_0) et sa réaction à l'équilibre à la pêche (c.-à-d. une courbe de rendement). Ainsi, les modèles antérieurs d'évaluation des stocks de hareng ont estimé des points de référence des pêches fondés sur le RMD peu plausibles à partir des séries chronologiques sur la mortalité naturelle moyennée dans le temps, qui ont donné des estimations très élevées de taux de récolte optimaux qui produisent un rendement inacceptable des pêches dans des simulations en boucle fermée (Martell *et al.* 2012; Kronlund *et al.* 2018).

En revanche, le MSSIPHA complet génère des estimations plus plausibles des points de référence des pêches fondés sur le RMD , dont bon nombre sont différents de ceux dérivés du MSIPA et plus conformes aux taux de récolte historiques réalisés. Trois principaux facteurs sont à l'origine du changement des points de référence des pêches. Le premier est intuitif et relativement facile à prévoir, puisqu'il se rapporte à la spécification du modèle déterministe de MDD, qui abaisse les estimations du RMD et relève celles de B_{RMD} . En effet, le modèle de MDD crée une rétroaction anticompensatoire entre la pression de la pêche, la biomasse et la mortalité naturelle. À mesure que la pression de la pêche augmente, la biomasse diminue, ce qui entraîne une augmentation de la mortalité naturelle et un effet cumulatif qui accélère les effets de la pêche. Par conséquent, le taux optimal de mortalité par pêche selon un modèle dépendant de la densité est inférieur à celui d'un modèle indépendant de la densité, comme

une marche aléatoire, ce qui mène à une biomasse optimale B_{RMD} plus élevée et, souvent, à un rendement optimal RMD plus faible.

Le deuxième facteur des points de référence des pêches dans le MSSIPHA est un peu moins prévisible, car il découle des interactions de plusieurs processus stochastiques non linéaires. Plus précisément, comme il a été mentionné précédemment, l'asymétrie de la relation entre la biomasse et la mortalité pousse la mortalité, en l'absence de pêche, à s'équilibrer à des valeurs supérieures à M_0 en présence d'une erreur de processus du recrutement. De ce fait, toute la relation d'équilibre entre la biomasse et la pression de la pêche est décalée vers le bas, ce qui se traduit par des valeurs plus basses de SB_0 et de SB_{RMD} . Cette asymétrie est modulée par le paramètre m_1 , les valeurs plus faibles produisant une plus grande asymétrie, de sorte que les effets sont plus visibles pour Haïda Gwaii et la COIV. En revanche, des valeurs plus élevées de m_1 poussent la partie abrupte de la courbe de M vers la gauche, réduisant ainsi la plage de la biomasse sur laquelle se produit l'anticompensation, et il est alors plus difficile de déclencher des événements de forte mortalité. On obtient ainsi une M relativement constante sur une fourchette plus large de la biomasse dans les cas où la valeur de m_1 est élevée, ce qui facilite également le rétablissement des populations après une faible abondance.

Étant donné la sensibilité à l'erreur de processus du recrutement, nous estimons les points de référence des pêches par simulation. Les simulations intègrent simultanément les erreurs de processus du recrutement et de la mortalité et l'incertitude des paramètres par échantillonnage a posteriori, et produisent des estimations qui concordent avec la mortalité à l'équilibre plus élevée et la biomasse à l'équilibre plus faible décrites précédemment. Cependant, des simulations sur 400 ans avec 100 répétitions chacune sont nécessaires pour intégrer toute cette incertitude et donner aux modèles suffisamment de temps pour s'équilibrer. Une telle approche accroît la probabilité d'une série plus longue d'erreurs négatives de processus du recrutement, ce qui peut créer un effet de rétroaction lorsque la biomasse diminue et que les taux de mortalité augmentent et se rapprochent de leur maximum de $1 + M_b$, même en l'absence de pêche. Dans ce cas, le taux de mortalité extrême entraîne effectivement la disparition du stock et la faible biomasse reproductrice et les taux bas de survie qui en découlent rendent pratiquement impossible la croissance du stock sans un recrutement extrêmement important. La probabilité que cela se produise au cours d'un pas de temps augmente avec le nombre de pas de temps. Pour le hareng de la côte centrale, on atténue quelque peu l'effet en estimant une distribution a posteriori pour σ_R , ce qui inclut la corrélation entre m_1 et σ_R dans les simulations, mais les modèles de MDD pour les autres régions d'évaluation des stocks n'ont pas convergé avec la valeur estimée de σ_R . Nous évitons donc le risque de disparition du pays dans les queues en utilisant les valeurs médianes pour les estimations ponctuelles de la biomasse sans pêche et des points de référence, et les 50 % centraux des distributions pour représenter l'incertitude, en évitant le comportement de disparition du pays dans les queues de la distribution.

La valeur de m_1 a également un effet important sur le comportement d'équilibre des populations à faible abondance. Pour toutes les régions d'évaluation des stocks, comme les taux de récolte étaient maintenus près ou au-dessus de U_{crash} , les stocks présenteraient un comportement d'équilibre instable, conforme aux effets d'Allee. Lorsque $U \geq U_{crash}$, la production excédentaire chuterait, apparaissant comme un point d'inflexion du rendement et de la biomasse à l'équilibre. Selon la région d'évaluation des stocks, il s'agirait soit d'une réduction graduelle (Haïda Gwaii, COIV), soit d'un effondrement soudain (district de Prince Rupert, côte centrale, détroit de Georgia), la différence étant largement alimentée par le paramètre m_1 , mais également par d'autres caractéristiques du cycle biologique. Par exemple, à Haïda Gwaii, dans le district de

Prince Rupert et sur la côte centrale, il y a apparemment un équilibre stable où la production excédentaire par tête était négative, mais les stocks ne s'étaient pas encore effondrés. En revanche, le détroit de Georgia et la COIV ont toujours une production excédentaire positive par tête avant que les périodes d'instabilité ne soient évidentes.

Le troisième facteur principal des points de référence du *RMD* dans le MSSIPHA est l'allocation des TAC entre les pêches. En particulier, il ressort clairement des simulations préliminaires que l'attribution de poissons mis en bassin en tant que TAC à la récolte d'œufs de hareng sur varech se traduit par des taux de récolte optimaux plus élevés, puisque la plupart de ces poissons sont remis vivants dans la population reproductrice (figure 10). Ainsi, les valeurs absolues des taux de récolte optimaux U_{RMD} et du point d'inflexion U_{crash} sont mises à l'échelle de l'allocation des limites de prises entre les pêches. Une autre méthode consistant à allouer les poissons mis en bassin morts abaisserait U_{RMD} et U_{crash} , mais compliquerait le calcul des limites de prises pour la récolte d'œufs de hareng sur varech.

Un effet combiné des changements dans les relations d'équilibre est que les stocks semblent plus sains et plus exploitables en raison de la diminution de la biomasse sans pêche et des taux de récolte plus élevés lorsque les récoltes d'œufs de hareng sur varech sont plus importantes (p. ex. Haïda Gwaii). Ces estimations pourraient donner à tort l'impression que les ouvertures de la pêche seront plus fréquentes et que les prises seront plus importantes à l'avenir, mais ce n'est que la moitié de l'histoire. Un examen plus approfondi des résultats de la simulation montre que, bien que le stock soit en meilleure santé et qu'il y ait plus d'ouvertures, la prise moyenne sur la période de projection est très faible et la probabilité de pêches non viables (limites de prises inférieures au minimum historique) est également élevée. Une meilleure interprétation est de dire que les équilibres sont mieux adaptés à la dynamique récente des stocks, plutôt qu'au niveau moyen historique utilisé par les modèles indépendants de la densité, ce qui n'a pas été observé dans certaines régions d'évaluation des stocks depuis plus de deux décennies.

4.2. M DÉPENDANTE DE LA DENSITÉ DANS LES SIMULATIONS EN BOUCLE FERMÉE

Les simulations présentées ici constituent une étape pragmatique importante dans l'évaluation des procédures de gestion du hareng en Colombie-Britannique. La mortalité naturelle variable dans le temps est une composante des modèles d'évaluation des stocks de hareng du Pacifique depuis le milieu des années 1990 et a été le principal facteur des scénarios de projection dans l'ESG du hareng (Cox *et al.* 2019; Benson *et al.* 2022). Cependant, les cycles d'ESG précédents ont adopté l'approche consistant à tester les procédures de gestion par rapport à des scénarios de projection représentant l'optimisme et le pessimisme dans *M* au moyen de marches aléatoires avec « *M* en hausse », « *M* en baisse » et un scénario supplémentaire « *M* constante ». Les approches des marches aléatoires dépendent en grande partie du choix par l'analyste du point final de la mortalité finit et de la vitesse à laquelle elle y parvient. De plus, les marches aléatoires projetées ne semblaient pas correspondre aux estimations historiques de la dynamique. Au fil des ans, les analystes de l'ESG pour le hareng ont envisagé des façons de modifier le paramétrage de *M* dans les projections pour y inclure l'anticompensation, avec un succès limité.

L'explication mécaniste de la dépendance à la densité dans la mortalité naturelle du nouveau modèle de MDD du MSSIPHA produit une dynamique de modèle opérationnel plus réaliste pour mettre à l'essai les procédures de gestion possibles (Haist *et al.* 1993; Haist et Schweigert 2009). La dynamique future dans les projections semble bien correspondre à la dynamique

historique, conservant la variation temporelle de l'historique tout en éliminant le choix des analystes.

Les résultats des simulations en boucle fermée montrent que la plupart des procédures de gestion fonctionnent très bien en ce qui concerne l'objectif du point de référence limite, en partie parce que la valeur d'équilibre stochastique de SB_0 est inférieure à celle de SB_0 déterministe, ce qui fait qu'il est beaucoup plus facile de dépasser 30 % de SB_0 .

4.3. ÉVALUATION DES PROCÉDURES DE GESTION DU HARENG

L'approche actuelle visant à établir des limites de prises pour les régions d'évaluation des stocks du hareng exige beaucoup d'analyses pour demeurer conforme à la politique de l'AP. Au moins deux cycles d'ESG ont été réalisés pour chaque région d'évaluation des stocks, au cours desquels des procédures de gestion conformes aux politiques de l'AP ont été définies pour toutes les régions d'évaluation des stocks, à l'exception de Haïda Gwaii (MPO 2020a; Benson *et al.* 2022); toutefois, des procédures de gestion formelles n'ont pas été adoptées d'une manière conforme à la façon dont elles ont été évaluées. Les règles de contrôle des prises sont testées par simulation sur 15 ans. Dans la pratique, le choix des taux de récolte cibles et des règles de contrôle des prises change souvent chaque année en fonction du jugement d'experts des systèmes de hareng ou d'objectifs non précisés. Les analystes du MPO ont ainsi dû mettre souvent à l'essai de nouveau les nouvelles procédures de gestion, même annuellement, un processus qui exige parfois un ajustement itératif des RCP et des taux de récolte de la procédure de gestion jusqu'à ce que le rendement en matière de conservation soit atteint (MPO 2023). Bien qu'une telle approche puisse sembler plus prudente à première vue, il est fort probable qu'elle réaffecte inutilement des ressources analytiques pour procurer des gains limités du rendement en matière de conservation. De plus, cette méthode ne tient pas compte non plus des objectifs à plus long terme, comme la réduction de la variabilité annuelle moyenne. Bien que le taux de récolte puisse être ajusté et que les réductions de ce taux tendent en fait à améliorer le rendement par rapport aux objectifs de conservation, il est difficile de respecter la politique de l'AP susmentionnée en raison des changements annuels apportés aux règles de contrôle des prises. Ces changements annuels créent une procédure de gestion de facto qui n'a pas été testée par simulation, de sorte que le rendement par rapport aux objectifs n'a pas été évalué. De plus, les changements annuels apportés au choix de la procédure de gestion créent des variations dans les estimations et les paramètres de rendement du modèle opérationnel qui sont davantage fondées sur le bruit des données d'observation d'une seule année supplémentaire, plutôt que des tendances à moyen ou long terme qui sont bien établies lorsque les mises à jour du modèle sont espacées de trois ans ou plus.

4.4. RECOMMANDATIONS ET PROCHAINES ÉTAPES

4.4.1. Poursuite de l'élaboration du MSSIPHA

1. Une composante spatiale supplémentaire des évaluations des stocks de hareng, pour tirer parti de la structure spatiale latente du MSSIPHA, en explorant un ou plusieurs des éléments suivants :
 - a. Un modèle hiérarchique contenant plusieurs régions d'évaluation des stocks (Johnson et Cox 2018), dans lequel les a priori de rétrécissement sont utilisés, permet d'échanger l'information entre les stocks pour aider le MSSIPHA à estimer les paramètres très incertains (p. ex. m_1 , M_b , h).

-
- b. Un modèle spatial à l'échelle de la côte intégrant les déplacements entre deux ou plusieurs régions d'évaluation des stocks, explorant des hypothèses de longue date reliant les trois régions du nord et deux régions du sud.
 - c. Un modèle spatial à l'échelle de la région d'évaluation des stocks, intégrant les déplacements entre les zones de gestion plus petites (p. ex. les secteurs de gestion des pêches du Pacifique) dans chaque région et appuyé dans une certaine mesure par des données historiques de marquage.
2. Reparamétrage du modèle de MDD :
 - a. pour réduire la corrélation entre m_1 et SB_0 ,
 - b. pour examiner un facteur de correction possible afin d'aligner l'équilibre déterministe et l'équilibre stochastique.
 3. S'assurer que la documentation et les analyses permettent de reproduire les résultats. La nouveauté du modèle de MDD ajoute à l'analyse une complexité que certains analystes ne connaissent peut-être pas, et la taille de ce document montre que l'élaboration du nouveau cadre de modélisation a nécessité beaucoup de travail que d'autres que les auteurs nommés dans la liste pourraient avoir du mal à reproduire.
 4. Définir les contrôles prédictifs a priori pour comprendre l'influence des a priori du modèle par rapport aux données.
 5. Tenir compte d'autres sources de biais sous-estimé, y compris le fait de traiter les relevés en plongée comme des relevés de la seule présence.

4.4.2. Poursuite de l'élaboration des procédures de gestion et échéanciers pour les mises à jour de routine de l'ESG

La règle originale de contrôle des prises de hareng combinant un taux de récolte constant de 20 % avec une cible d'échappée constante de $0,25 B_0$ a été appliquée dans le détroit de Georgia à partir de 1986, puis dans les quatre autres régions d'évaluation des stocks (bien qu'elle n'ait pas été testée par simulation pour ces zones). La règle a été calculée au moyen d'une simulation fondée sur la dynamique des stocks du détroit de Georgia et a soutenu des taux de récolte allant jusqu'à 30 % pour cette région (Hall *et al.* 1988; Haist *et al.* 1993; Zheng *et al.* 1993). Cependant, contrairement aux prévisions des analyses effectuées à la fin des années 1980, certaines régions d'évaluation des stocks de hareng ont chuté en deçà de la cible d'échappée (aussi appelée seuil) relativement fréquemment et malgré la réduction des taux de récolte, trois des cinq régions sont tombées dans des états de faible productivité/faible biomasse à partir du début des années 2000 et sont demeurées improductives pendant de longues périodes (Kronlund *et al.* 2018; Forrest *et al.* 2023).

La science de l'évaluation des stocks de hareng et les mesures de gestion qui en dépendent continuent d'évoluer progressivement. Depuis l'élaboration du plan de gestion initial pour le hareng de la Colombie-Britannique, les scientifiques et les gestionnaires comprennent mieux les facteurs qui influent sur la productivité du hareng. D'autres preuves ont été recueillies, indiquant des changements environnementaux et écologiques qui ont eu une incidence sur la taille selon l'âge et les taux de mortalité naturelle, ainsi que des différences importantes entre les régions d'évaluation des stocks de hareng. De ce fait, ces changements et ces différences n'ont pas été pris en compte dans le travail original de simulation et d'évaluation et il n'est pas surprenant que, lorsqu'elle a été appliquée aux autres régions d'évaluation des stocks, la procédure initiale de gestion du hareng n'ait pas donné le rendement prévu.

Il ressort clairement de toutes les versions précédentes du système de gestion du hareng que la variation temporelle de M est l'une des influences les plus importantes sur la dynamique du hareng. Les étapes précédentes ont tenu compte de la variation temporelle de M dans l'évaluation et les évaluations de la procédure de gestion (Cox *et al.* 2019; Benson *et al.* 2022), mais comme on le voit ici, les procédures de gestion doivent également inclure la source de cette variation temporelle, comme dans le modèle de MDD, sinon il continuera d'y avoir des erreurs de spécification du modèle qui génèrent une divergence entre le rendement attendu des procédures de gestion simulées et le rendement réel des procédures de gestion lorsqu'elles sont appliquées au système réel. Une mauvaise spécification du modèle peut également entraîner une divergence entre les avis scientifiques et l'expérience réelle sur l'eau.

Le processus d'ESG du hareng du Pacifique devrait viser à établir pour chaque région d'évaluation des stocks des procédures de gestion reproductibles qui ont de fortes chances d'atteindre les objectifs globaux de pêche. En effet, là où elles ont été adoptées, les procédures de gestion testées par simulation assurent la stabilité du système de gestion. Des modèles opérationnels comme le MSSIPHA sont nécessaires pour simuler une gamme d'hypothèses écologiques influant sur la dynamique des stocks de hareng, comme la prédation, la disponibilité des aliments, la croissance, les déplacements, la structure des stocks, etc. La mise à l'essai des procédures de gestion par rapport à ces scénarios pourrait donner un meilleur sentiment de fiabilité et, espérons-le, l'application répétée des procédures de gestion retenues sur plusieurs années avant d'envisager des révisions. Cette façon de procéder contraste avec l'approche actuelle dans laquelle on réalise chaque année des simulations de type ESG en plus des évaluations complètes des stocks pour chaque région d'évaluation des stocks.

Depuis le début, l'ESG du hareng est mise à jour tous les ans ou tous les deux ans. Cette fréquence ne laisse pas suffisamment de temps à la composante consultative de l'ESG et aux analystes pour élaborer la structure de modèle nécessaire pour explorer de nouvelles hypothèses écologiques et de nouvelles procédures de gestion. La pertinence des points de référence biologiques (p. ex. le PRL), des objectifs en matière de biomasse (p. ex. le PRS) et des paramètres de rendement utilisés pour la surveillance des objectifs à court et à plus long termes devrait être prise en compte et évaluée parallèlement à l'élaboration du modèle opérationnel, et mise à jour ou revue, le cas échéant. À l'avenir, les auteurs recommandent d'adopter un échéancier d'au moins trois ans pour les mises à jour de l'ESG, le choix des modèles opérationnels étant effectué dans le cadre d'un examen par les pairs et celui de la procédure de gestion au moyen d'une forme quelconque d'examen de gestion (établissement des objectifs et évaluation du rendement des procédures de gestion) et la fréquence des mises à jour de l'ESG étant déterminée en collaboration avec la Gestion des pêches. Les évaluations annuelles des stocks pourraient être intégrées aux procédures de gestion et servir à examiner le rendement réalisé des procédures de gestion par rapport au rendement initial prévu dans les simulations de l'ESG (p. ex. circonstances exceptionnelles). Des écarts importants par rapport aux attentes initiales pourraient justifier des révisions plus rapprochées des évaluations, des modèles opérationnels et des procédures de gestion.

5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Benson, A.J., Cleary, J.S., Cox, S.P., Johnson, S., et Grinnell, M.H. 2023. [Rendement des procédures de gestion pour le hareng du Pacifique \(*Clupea pallasii*\) de la Colombie-Britannique en présence d'incertitudes du modèle : combler l'écart entre la théorie et la pratique de la pêche selon l'approche de précaution](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/048. ix + 77 p.
- Best, J.K., and Punt, A.E. 2020. Parameterizations for Bayesian state-space surplus production models. *Fisheries research* 222: 105411.
- Betancourt, M., and Girolami, M. 2015. Hamiltonian Monte Carlo for hierarchical models. *Current trends in Bayesian methodology with applications* 79: 30.
- Beverton, R.J., and Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Vol. 11. Springer Science & Business Media.
- Boldt, J.L., Thompson, M., Rooper, C.N., Hay, D.E., Schweigert, J.F., Quinn II, T.J., Cleary, J.S., and Neville, C.M. 2019. Bottom-up and top-down control of small pelagic forage fish: Factors affecting age-0 herring in the Strait of Georgia, British Columbia. *Marine Ecology Progress Series* 617: 53–66.
- Branch, T.A. 2009. Differences in predicted catch composition between two widely used catch equation formulations. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 66(1): 126–132.
- Butterworth, D.S. 2007. Why a management procedure approach? Some positives and negatives. *ICES Journal of Marine Science* 64(4): 613–617.
- Cadigan, N.G. 2015. A state-space stock assessment model for northern cod, including under-reported catches and variable natural mortality rates. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 73(2): 296–308.
- Carpenter, B., Gelman, A., Hoffman, M.D., Lee, D., Goodrich, B., Betancourt, M., Brubaker, M.A., Guo, J., Li, P., and Riddell, A. 2017. [Stan: A probabilistic programming language](#). *Journal of statistical software* 76.
- Chasco, B.E., Kaplan, I.C., Thomas, A.C., Acevedo-Gutiérrez, A., Noren, D.P., Ford, M.J., Hanson, M.B., Scordino, J.J., Jeffries, S.J., Marshall, K.N., and others. 2017. Competing tradeoffs between increasing marine mammal predation and fisheries harvest of chinook salmon. *Scientific reports* 7(1): 15439..
- Cleary, J.S., Hawkshaw, S., Grinnell, M.H., et Grandin, C. 2019. État des stocks de hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans les eaux de la Colombie-Britannique en 2017 et prévisions pour 2018. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/028. v + 296 p.
- Cook, R.M., and Trijoulet, V. 2016. The effects of grey seal predation and commercial fishing on the recovery of a depleted cod stock. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 73(9): 1319–1329.
- Cooke, J. 1999. Improvement of fishery-management advice through simulation testing of harvest algorithms. *ICES journal of Marine Science* 56(6): 797–810.
- Cox, S.P., Benson, A.J., Cleary, J.S., and Taylor, N.G. 2019. Candidate limit reference points as a basis for choosing among alternative harvest control rules for Pacific Herring (*Clupea pallasii*) in British Columbia. *Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc.* 2019/050. viii + 47 p.
- de la Mare, W.K. 1998. [Tidier fisheries management requires a new MOP \(management-oriented paradigm\)](#). *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 8(3): 349–356.

-
- DFO. 2009. Summary of historic catch vs available weight. Pacific region fisheries management: Groundfish.
- DFO. CHN, and PC. 2025. [Haida Gwaii 'fináang | iinang Pacific Herring rebuilding plan: An ecosystem approach](#). 204 p.
- DFO. 2023. Pacific region integrated fisheries management plan, Pacific Herring, November 7, 2022 to November 6, 2023. 2-2230.
- Essington, T.E., Moriarty, P.E., Froehlich, H.E., Hodgson, E.E., Koehn, L.E., Oken, K.L., Siple, M.C., and Stawitz, C.C. 2015. Fishing amplifies forage fish population collapses. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 112(21): 6648–6652.
- Forrest, R.E., Kronlund, A.R., Cleary, J.S., and Grinnell, M.H. 2023. An evidence-based approach for selecting a limit reference point for Pacific Herring (*Clupea pallasii*) stocks in British Columbia, Canada. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 80(7).
- Fournier, D., and Archibald, C.P. 1982. [A general theory for analyzing catch at age data](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 39(8): 1195–1207.
- Fournier, D., Sibert, J.R., Majkowski, J., and Hampton, J. 1990. MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for Southern Bluefin Tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47(2): 301–317.
- Francis, R.C. 2014. Replacing the multinomial in stock assessment models: A first step. *Fisheries Research* 151: 70–84.
- Fu, C., Mohn, R., and Fanning, L.P. 2001. Why the Atlantic Cod (*Gadus morhua*) stock off eastern Nova Scotia has not recovered. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58(8): 1613–1623.
- Grinnell, M.H., Schweigert, J.F., Thompson, M., Hawkshaw, S., and Cleary, J.S. 2023. Calculating the spawn index for Pacific Herring (*Clupea pallasii*) in British Columbia, Canada. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3489: viii + 45p.
- Grinnell, M.H., Schweigert, J.F., Thompson, M., Hawkshaw, S., and Cleary, J.S. 2023. Calculating the spawn index for Pacific Herring (*Clupea pallasii*) in British Columbia, Canada. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3489: viii + 45p.
- Haist, V., Fournier, D., and Schweigert, J. 1993. Estimation of density-dependent natural mortality in British Columbia herring stocks through SSPA and its impact on sustainable harvesting strategies. *Risk Evaluation and Biological Reference Points for Fisheries Management*: 269.
- Haist, V., and Schweigert, J. 2009. Herring multi-stock analysis: Integration of tagging data and evaluation of alternative dynamics. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2009/072. iv + 50 p.
- Hall, D.L., Hilborn, R., Stocker, M., and Walters, C.J. 1988. Alternative harvest strategies for Pacific Herring (*Clupea harengus pallasii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 45(1): 888–897.
- Hilborn, R., and Mangel, M. 1997. *The ecological detective: Confronting models with data*. Vol. 28. Princeton University Press.
- Hilborn, R., and Walters, C.J. 1992. *Quantitative fisheries stock assessment: Choice, dynamics and uncertainty*. Springer Science & Business Media.
- Hixon, M.A., and Jones, G.P. 2005. Competition, predation, and density-dependent mortality in demersal marine fishes. *Ecology* 86(11): 2847–2859.
-

-
- Hutchings, J.A. 2015. Thresholds for impaired species recovery. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences* 282(1809): 20150654.
- Jacobsen, N.S., and Essington, T.E. 2018. Natural mortality augments population fluctuations of forage fish. *Fish and Fisheries* 19(5): 791–797.
- Johnson, K.F., Monnahan, C.C., McGilliard, C.R., Vert-pre, K.A., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Hurtado-Ferro, F., Licandeo, R.R., Muradian, M.L., Ono, K., and others. 2015. Time-varying natural mortality in fisheries stock assessment models: Identifying a default approach. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 72(1): 137–150.
- Johnson, S.D.N., and Cox, S.P. 2018. [Evaluating the role of data quality when sharing information in hierarchical multi-stock assessment models, with an application to dover sole](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76(10).
- Johnson, S.D., et Cox, S.P. 2023. Cadre de modélisation pour l'évaluation du stock de flétan du Groenland (*Reinhardtius hippoglossoides*) de la sous-zone 0+1 (au large des côtes) de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest et des stratégies de pêche connexes. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/039. iv + 94 p.
- Johnson, S., Hubley, B., Cox, S.P., den Heyer, C.E., et Li, L. 2024. Évaluation du cadre pour le flétan de l'Atlantique sur le plateau néo-écossais et dans le sud des Grands Bancs (divisions 3NOPs4VWX5Zc de l'OPANO). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/013. iv + 62 p.
- Keith, D.M., and Hutchings, J.A. 2012. Population dynamics of marine fishes at low abundance. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(7): 1150–1163.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., and Bell, B. 2015. TMB: Automatic differentiation and Laplace approximation. arXiv preprint arXiv:1509.00660.
- Kronlund, A.R., Forrest, R., Cleary, J., and Grinnell, M. 2018. The selection and role of limit reference points for Pacific Herring (*Clupea pallasii*) in British Columbia, Canada. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2018/009. ix + 125 p.
- Lane, D.E., and Palsson, H.P. 1996. Stock rebuilding strategies under uncertainty: The case for "sentinel fisheries". *The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'Economie* 29: S151–S156.
- Liermann, M., and Hilborn, R. 2001. Depensation: Evidence, models and implications. *Fish and Fisheries* 2(1): 33–58.
- Logan, G., de la Mare, W.K., King, J., and Haggarty, D.R. 2005. [Management framework for Strait of Georgia Lingcod](#). DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2005/048. xiii + 102 p.
- Mangel, M., MacCall, A.D., Brodziak, J., Dick, E., Forrest, R.E., Pourzand, R., and Ralston, S. 2013. A perspective on steepness, reference points, and stock assessment. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70(6): 930–940.
- Marentette, J.R., Kronlund, A.R., et Cogliati, K.M. 2021. Spécification des points de référence de l'approche de précaution et des règles de contrôle des prises dans les principaux stocks exploités gérés et évalués au niveau national au Canada. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/057. vii + 112 p.
- Martell, S., Schweigert, J., Haist, V., and Cleary, J. 2012. Moving towards the sustainable fisheries framework for Pacific Herring: Data, models, and alternative assumptions; Stock assessment and management advice for the British Columbia Pacific Herring stocks: 2011 assessment and 2012 forecasts. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2011/136. xii + 151 p.
-

-
- Maunder, M.N., and Punt, A.E. 2013. A review of integrated analysis in fisheries stock assessment. *Fisheries Research* 142: 61–74.
- Moffitt, E.A., Punt, A.E., Holsman, K., Aydin, K.Y., Ianelli, J.N., and Ortiz, I. 2016. [Moving towards ecosystem-based fisheries management: Options for parameterizing multi-species biological reference points](#). *Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography* 134: 350–359.
- Monnahan, C.C., and Kristensen, K. 2018. No-U-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the admtools and tmbstan R packages. *PloS one* 13(5): e0197954.
- Monnahan, C.C., Thorson, J.T., and Branch, T.A. 2017. Faster estimation of Bayesian models in ecology using Hamiltonian Monte Carlo. *Methods in Ecology and Evolution* 8(3): 339–348.
- MPO. 2006. [Stratégie de pêche en conformité avec l'approche de précaution](#). Secr. Can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2006/023.
- MPO. 2019. Évaluation des procédures de gestion du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans le détroit de Georgie et sur la côte ouest de l'île de Vancouver dans les zones de gestion de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2019/001.
- MPO. 2020a. Évaluation de la robustesse des procédures de gestion proposées pour la pêche à la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) en C.-B., 2019-2020. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2020/025.
- MPO. 2020b. Évaluation des procédures de gestion du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans les zones de gestion de la région de Haida Gwaii, du district de Prince Rupert et de la côte centrale de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2020/003..
- MPO. 2020c. Mise à jour de l'état des stocks avec application des procédures de gestion pour le hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) en Colombie Britannique : État en 2019 et prévisions pour 2020. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2020/004..
- MPO. 2020d. Compte rendu de l'examen par les pairs de la région du Pacifique sur l'évaluation des procédures de gestion du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans le détroit de Georgie et sur la côte ouest de l'île de Vancouver dans les zones de gestion de la Colombie-Britannique; du 25 au 26 juillet 2018. Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu. 2020/027.
- MPO. 2021. Évaluation actualisée des procédures de gestion du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) dans le détroit de Georgie et sur la côte ouest de l'île de Vancouver, dans les zones de gestion de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2021/013.
- MPO. 2022a. Mise à jour de l'état des stocks avec application des procédures de gestion pour le hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) en Colombie-Britannique: État en 2022 et prévisions pour 2023. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/046.
- MPO. 2022b. Compte rendu de l'examen par les pairs de la région du Pacifique sur la sélection et le rôle des points de référence limites du hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) en Colombie-Britannique, Canada; 7-8 février 2017. Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu. 2021/044.
-

-
- MPO. 2023. Mise à jour de l'évaluation de la stratégie de gestion et évaluation des options de points de référence supérieurs du stock pour le hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) en Colombie-Britannique, au Canada. Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2023/002.
- Neuenhoff, R.D., Swain, D.P., Cox, S.P., McAllister, M.K., Trites, A.W., Walters, C.J., and Hammill, M.O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic Cod (*Gadus morhua*) due to predation-driven Allee effects. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76(1): 168–184.
- Nielsen, A., and Berg, C.W. 2014. Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models. *Fisheries Research* 158: 96–101.
- Pikitch, E., Boersma, P.D., Boyd, I., Conover, D., Cury, P., Essington, T., Heppell, S., Houde, E., Mangel, M., Pauly, D., and others. 2012. Little fish, big impact: Managing a crucial link in ocean food webs. 108 p. Lenfest Ocean Program. Washington, DC.
- Punt, A.E. 2003. [Extending production models to include process error in the population dynamics](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 60(10): 1217–1228.
- Punt, A., and Smith, A. 1999. Harvest strategy evaluation for the eastern stock of gemfish (*Rexea solandri*). *ICES Journal of Marine Science* 56(6): 860–875.
- Quinn, T.J., and Deriso, R.B. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press.
- R Core Team. 2015. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reum, J.C., Essington, T.E., Greene, C.M., Rice, C.A., Polte, P., and Fresh, K.L. 2013. Biotic and abiotic controls on body size during critical life history stages of a pelagic fish, Pacific Herring (*Clupea pallasii*). *Fisheries Oceanography* 22(4): 324–336.
- Richards, L.J., Schnute, J.T., and Olsen, N. 1997. Visualizing catch-age analysis: A case study. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54(7): 1646–1658.
- Ricker, W. 1958. Maximum sustained yields from fluctuating environments and mixed stocks. *Journal of the Fisheries Board of Canada* 15(5): 991–1006.
- Rossi, S.P., Cox, S.P., Benoît, H.P., and Swain, D.P. 2019. Inferring fisheries stock status from competing hypotheses. *Fisheries Research* 216: 155–166.
- Sainsbury, K.J., Punt, A.E., and Smith, A.D. 2000. Design of operational management strategies for achieving fishery ecosystem objectives. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 57(3): 731–741.
- Schnute, J.T., and Haigh, R. 2007. Compositional analysis of catch curve data, with an application to *Sebastes maliger*. *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 64(2): 218–233.
- Schweigert, J., Cleary, J.S., and Midgley, P. 2018. Synopsis of the Pacific Herring spawn-on-kelp fishery in British Columbia. Canadian Manuscript Reports of Fisheries and Aquatic Sciences no. 3148: vi + 33 p.
- Shelton, A.O., Samhour, J.F., Stier, A.C., and Levin, P.S. 2014. Assessing trade-offs to inform ecosystem-based fisheries management of forage fish. *Scientific Reports* 4: 7110.
- Shields, T., and Kingston, G. 1982. Herring impoundment and spawn-on-kelp production in British Columbia. Victoria: Archipelago Marine Research.
-

-
- Smith, S.J., Hunt, J.J., and Rivard, D. 1993. Risk evaluation and biological reference points for fisheries management: Canadian special publication of Fisheries and Aquatic Sciences No. 120.
- Swain, D.P., and Benoît, H.P. 2015. Extreme increases in natural mortality prevent recovery of collapsed fish populations in a Northwest Atlantic ecosystem. *Marine Ecology Progress Series* 519: 165–182.
- Swain, D.P., Benoît, H.P., Hammill, M.O., and Sulikowski, J.A. 2019. Risk of extinction of a unique skate population due to predation by a recovering marine mammal. *Ecological Applications* 29(6): e01921.
- Turchin, P. 1999. Population regulation: A synthetic view. *Oikos* 84(1): 153–159.
- Vehtari, A., Gelman, A., Simpson, D., Carpenter, B., and Bürkner, P.-C. 2021. Rank-normalization, folding, and localization: An improved *R* for assessing convergence of MCMC (with discussion). *Bayesian analysis* 16(2): 667–718. International Society for Bayesian Analysis.
- Walters, C. 1986. Adaptive management of renewable resources. MacMillan Publishers Ltd, Basingstoke, UK.
- Zheng, J., Funk, C.F., Kruse, G.H., and Fagen, R. 1993. Evaluation of threshold management strategies for Pacific Herring in Alaska. *Edited by* G.H. Kruse, D.M. Eggers, R.J. Marasco, C. Pautzke, and T.J. Quinn II. Proceedings of the international symposium on management strategies for exploited fish populations, University of Alaska Fairbanks, Alaska Sea Grant College Program Report 93-02. pp. 141–166.

6. TABLEAUX

Tableau 1. Notation utilisée dans le modèle opérationnel MSSIPHA.

Symbole	Valeur	Description
T	72	Nombre total de pas de temps de 1951 à 2019
A	10	Classe d'âge du groupe plus
t	$1, 2, \dots, T$	Pas de temps
a	$1, 2, \dots, A$	Indice de la classe d'âge
a_g^{min}	2, 2, 3, 2	Classe d'âge minimum sélectionnée par pêche g
g	1, 2, 3, 4	Indice des engins pour (1) la pêche de réduction, (2) la pêche du hareng rogué à la senne et (3) la pêche au filet maillant et (4) la récolte d'œufs de hareng sur varech en bassins ouverts/fermés.
SB_0	-	Biomasse du stock reproducteur sans pêche
h	-	Taux de variation stock-recrutement de Beverton-Holt
R_0	-	Recrutement à l'équilibre non exploité
R_{init}	-	Paramètre de recrutement initial
S_a	-	Survie à l'équilibre sans pêche selon l'âge
ϕ_0	-	Biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche par recrue
N_a^{eq}	-	Structure par âge à l'équilibre sans pêche
β_1, β_2	-	Paramètres a priori bêta du taux de variation stock-recrutement
ω_t	-	Écarts logarithmiques de l'erreur de processus du recrutement annuel
ω_a^{init}	-	Écarts de recrutement pour chaque classe d'âge la première année
σ_R	-	Erreur type des écarts de recrutement ω_t
q_s	-	Coefficient de capturabilité du plan des relevés en surface
τ_s	-	Erreur type résiduelle de l'indice du frai dans le plan des relevés en surface
q_d	-	Coefficient de capturabilité du plan des relevés en plongée
τ_d	-	Erreur type résiduelle de l'indice du frai dans le plan des relevés en plongée
q'_t	-	Capturabilité du relevé annuel combiné
η_t	-	Proportion de l'indice annuel de relevé du frai qui a été observé par le plan des relevés en surface
mat_a	0, 0,25, 0,9, 1, 1, ...	Vecteur de la proportion d'individus matures selon l'âge $a = 1, \dots, 10$
m_1	-	Taux d'anticompensation dans M dépendante de la densité
M_b	-	Limite inférieure asymptotique (base) de la mortalité dépendante de la densité
M_0	-	Taux de mortalité naturelle sans pêche dérivé du modèle de mortalité dépendante de la densité
ϵ_t	-	Écarts de processus log-normaux annuels du taux de mortalité naturelle
σ_M	-	Erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle
$M_{a,t}$	-	Taux de mortalité naturelle pour le hareng d'âge a au moment t

Symbole	Valeur	Description
$w_{a,t}$	-	Observations du poids moyen annuel selon l'âge
$w_{a,g,t}$	-	Observations du poids moyen annuel selon l'âge pour l'engin $g = 1, 2, 3$
s_g^{50}	-	Âge à 50 % de sélectivité pour l'engin $g = 1, 2, 3$
s_g^{95}	-	Âge à 95 % de sélectivité pour l'engin $g = 1, 2, 3$
$s_{a,g,t}$	-	Sélectivité à l'âge a pour l'engin g l'année t
δ_g	$\delta_g \in [0, 1]$	Pas de temps fractionnel auquel la prise par le type d'engin $g = 1, \dots, 4$ est retirée de la population
$N_{a,t+\delta_g}$	-	Nombres totaux à l'âge a l'année t au pas de temps fractionnel δ_g
$N_{a,g,t+\delta_g}$	-	Nombres totaux à l'âge a vulnérables à l'engin g l'année t au pas de temps fractionnel δ_g
δ_{spawn}	1	Pas de temps fractionnel pour le frai du hareng
SB_t	-	Biomasse reproductrice pendant l'événement de frai de fin d'année l'année t
R_t	-	Recrutement à l'âge 1 au début de l'année t
B_t	-	Biomasse totale au début de l'année t
$B_{g,t+\delta_g}$	-	Biomasse vulnérable pour l'engin g au moment t (peut-être un pas de temps fractionnel)
$U_{g,t}$	-	Taux de récolte par l'engin g l'année t
K_t	-	Poids total débarqué d'œufs sur varech au moment t
P_t	-	Biomasse de poissons mis en bassin pour la récolte d'œufs sur varech au moment t
$P_{a,t}$	-	Biomasse selon l'âge des poissons mis en bassin pour la récolte d'œufs sur varech au moment t
$P'_{a,t}$	-	Nombre selon l'âge de poissons ayant survécu et relâchés des bassins d'œufs sur varech au moment t
Ψ_t	-	Facteur de conversion des poissons mis en bassin aux œufs sur varech débarqués
F	200	Fécondité moyenne des harengs adultes femelles (œufs par gramme de biomasse reproductrice)
$p_{m,t}$	-	Proportion de poissons mis en bassin qui sont matures au moment t
$p_{f,t}$	.5	Proportion de poissons mis en bassin qui sont des femelles au moment t
$p_{eff,t}$	.35	Proportion de poissons mis en bassin au moment t qui frayeront
γ	0,0024	Facteur de conversion des œufs en œufs sur varech
I_t	-	Indice combiné du frai observé au moment t
$\hat{I}_t$	-	Indice combiné du frai prévu au moment t pour les plans des relevés en plongée et en surface
τ'_t	-	Écart type pondéré selon le plan des log-résidus de l'indice combiné du frai
μ_{q^s}	-	Moyenne a priori log-normale pour q_s

Symbole	Valeur	Description
τ_{q^s}	-	Écart-type a priori log-normal pour q_s
$u_{a,g,t}$	-	Données observées sur la composition selon l'âge pour l'âge a par engin $g = 1, 2, 3$ au moment t
$\hat{u}_{a,g,t}$	-	Données prévues sur la composition selon l'âge pour l'âge a par engin $g = 1, 2, 3$ au moment t
$B_{g,t}$	-	Nombre total de classes d'âge avec des observations de l'âge supérieures à 2 % de la taille totale de l'échantillon l'année t
τ_g^{age}	-	EMV conditionnelle de l'erreur d'échantillonnage de la composition selon l'âge
μ_{M^0}	-	Moyenne a priori de la mortalité naturelle sans pêche
σ_{M^0}	-	Écart type a priori pour la mortalité naturelle sans pêche
α_1, α_2	2, 0.27	Paramètres de forme et d'échelle pour l'a priori gamma inverse de τ_s et τ_g
z_t	-	Cote Z annuelle pour les observations de l'indice combiné du frai
ρ_g	-	Coefficient de corrélation à décalage 1 pour les résidus de la composition selon l'âge
C	-	Matrice de corrélation à décalage 1 pour les résidus de la composition selon l'âge
K	-	Matrice de transformation dimensionnelle pour la vraisemblance normale logistique de la composition selon l'âge
V_g	-	Matrice de transformation transformée pour la vraisemblance normale logistique de la composition selon l'âge
$W_{g,t}$	-	Pondération annuelle fondée sur la taille de l'échantillon pour les résidus de la composition selon l'âge dans l'engin $g = 1, 2, 3$
$l_{g,t}$	-	Log-résidus normaux logistiques centrés de la composition selon l'âge pour l'engin $g = 1, 2, 3$ au pas de temps t
W_{SB_0}	-	Pondération de l'a priori de Jeffreys sur la biomasse sans pêche (et R_{mit} pour le district de Prince Rupert)

Tableau 2. Équations du modèle de processus pour le modèle opérationnel MSSIPHA.

N°	Équation
Paramètres du modèle	
(P.1)	$\Theta^{lead} = (B_0, R_{init}, \{\omega_t\}_{t \in 1:T}, M_b, m_1, \{\epsilon_t\}_{t \in 1:T}, \{s_g^{(50)} s_g^{(step)}, \rho_g\}_{g \in 1:3}, \{\tau_g, q_g\}_{g \in \{s,d\}})$
(P.2)	$\Theta^{cond} = (\{\tau_g^{age}\}_{g \in 1:3})$
(P.3)	$\Theta^{fixed} = (\{\text{mat}_a\}_{a \in 1:10}, h, \sigma_R, \sigma_M)$
(P.4)	$\Theta^{priors} = (\mu_{M_b}, \sigma_{M_b}, \mu_{m_1}, \sigma_{m_1}, \{\mu_{s_g^{50}}, \mu_{s_g^{step}}, \sigma_{sel_g}\}_{g \in 1:3})$
États d'équilibre sans pêche	
(EQ.1)	$M_0 = M_b + e^{-m_1}$
(EQ.2)	$S_a = \begin{cases} e^{-(a-1)M_0} & a < A \\ \frac{e^{-(a-1)M_0}}{1-e^{-M_0}} & a = A \end{cases}$
(EQ.3)	$\phi_0 = e^{-\delta_{spawn} M_0} \cdot \sum_a S_a \cdot \bar{w}_a \cdot \text{mat}_a$
(EQ.4)	$R_0 = SB_0 / \phi_0$
États initiaux non à l'équilibre	
(NEQ.1)	$N_{a,1} = R_{init} \cdot S_a \cdot e^{\omega_a^{init}}$
Biomasse reproductrice, recrutement et nombres selon l'âge	
(N.1)	$R_{t+1} = \frac{4R_0 SB_t}{SB_0(1-h) + (5h-1)SB_t} \cdot e^{\sigma_R \cdot \omega_t}$
(N.2)	$SB_t = \sum_a e^{-\delta_{spawn} M_{a,t}} \cdot N_{a,t} \prod_g (1 - s_{a,g} U_{g,t}) \cdot w_{a,t} \cdot \text{mat}_a$
(N.3)	$N_{a,t+1} = \begin{cases} R_{t+1} & a = 1, \\ e^{-M_{a-1,t}} N_{a-1,t} \prod_g (1 - s_{a-1,g} U_{g,t}) + P'_{a-1,t} & 1 < a < A \end{cases}$
Prises provenant des pêches individuelles	
(C.1)	$s_{a,g} = \begin{cases} 0 & a < a_g^{min} \\ \left(1 + e^{-\log 19 \frac{a - s_g^{50}}{s_g^{95} - s_g^{50}}}\right)^{-1} & a \geq a_g^{min} \end{cases}$
(C.2)	$N_{a,t+\delta_g} = N_{a,t} \cdot e^{-\delta_g M_{a,t}} \cdot \prod_{g' < g} (1 - s_{a,g'} U_{g',t})$
(C.3)	$N_{a,g,t} = s_{a,g} \cdot N_{a,g,t+\delta_g}$
(C.4)	$B_{a,g,t} = N_{a,g,t} \cdot w_{a,g,t}$

N°	Équation
(C.5)	$B_{g,t} = \sum_a B_{a,g,t}$
(C.6)	$U_{g,t} = \begin{cases} C_{g,t}/B_{g,t} & g = 1, \dots, 3 \\ P_t/B_{g,t} & g = 4 \end{cases}$
Œufs sur varech	
(K.1)	$\Psi_t = F \cdot p_{m,t} \cdot p_{f,t} \cdot p_{eff,t} \cdot \gamma$
(K.2)	$P_t = \hat{K}_t / \Psi_t$
(K.3)	$P_{a,t} = P_t \cdot \frac{B_{a,g,t}}{\sum_{a'} B_{a',g,t}}$
(K.4)	$P'_{a,t} = \frac{P_{a,t} \cdot e^{-M_{SOK}}}{w_{a,g=4,t}}$

Tableau 3. Vraisemblances des données, densités des a priori du modèle et fonction objective finale pour le modèle opérationnel MSSIPHA. $I(X)$ est la fonction indicatrice qui prend la valeur 1 lorsque l'énoncé X est vrai, et la valeur 0 sinon. Les valeurs a priori sont décrites dans la notation de la distribution plutôt qu'explicitement comme des fonctions de densité.

N°	Équation
Modèles d'observation	
(O.1)	$\hat{I}_t = q'_t \cdot SB_t$
(O.2)	$\hat{u}_{a,g,t} = \frac{N_{a,g,t}}{\sum_{a'} N_{a',g,t}}$
Vraisemblance des données de l'indice du frai	
(L.1)	$z_t = \frac{\log I_t - \log \hat{I}_t}{\tau'_t}$
(L.2)	$q'_t = \eta_t q_s + (1 - \eta_t) q_d$
(L.3)	$\tau'_t = (\eta_t \tau_s^2 + (1 - \eta_t) \tau_d^2)^{1/2}$
(L.4)	$l_1 = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \mathcal{I}(I_t > 0) \cdot (2 \log \tau'_t + z_t^2)$
Vraisemblance des données sur la composition selon l'âge	
(A.1)	$C_g = [\rho_g^{j-i}]_{i,j}$
(A.2)	$K = [I_{A-1} 1]$
(A.3)	$V_g = K \cdot C_g \cdot K^T$
(A.4)	$W_{g,t} = \frac{\text{mean}_t(n_{g,t}^{Age})}{n_{g,t}^{Age}}$

N°	Équation
(A.5)	$B_{g,t} = \sum_{a=1}^A \mathcal{I}(u_{a,g,t} > 0.02)$
(A.6)	$\vec{l}_{g,t} = \langle \log(u_{a,g,t}/u_{B_{g,t},g,t}) - \log(\hat{u}_{a,g,t}/\hat{u}_{B_{g,t},g,t}) \rangle_a$
(A.7)	$\hat{\tau}_g^{age} = \left(\frac{\sum_t \frac{1}{W_{g,t}^2} (\vec{l}_{g,t})^T \cdot V_g^{-1} \cdot \vec{l}_{g,t}}{\sum_t B_{g,t}} \right)^{0.5}$
(A.8)	$l_2 = \sum_g \left(\sum_{a,t} \log u_{a,g,t} + \log \hat{\tau}_g^{age} \sum_t (B_{g,t} - 1) + \frac{1}{2} \sum_t \log V_g + \sum_t (B_{g,t} - 1) \log W_{g,t} \right)$
Fonctions de densité des a priori de l'erreur de processus	
(Pr.1)	$p_1 : \omega_t \sim N(0, 1)$
(Pr.2)	$p_2 : \omega_a^{init} \sim N(0, 1)$
(Pr.3)	$p_3 : \epsilon_t \sim N(0, 1)$
A priori du paramètre principal	
(Pr.4)	$p_4 : M_0 \sim \log N(0.45, .4)$
A priori des autres paramètres	
(Pr.5)	$p_4 : h \sim \beta N(20, 9.84)$
(Pr.6)	$p_5 : q_s \sim \log N(1, 1)$
(Pr.7)	$p_6 : \tau_g^2 \sim IG(2, 0.27)$
Fonction objective (densité a posteriori négative)	
(Pr.8)	$p_7 = \sum_{g=1}^3 \rho_g^2$
(F.1)	$f = l_1 + l_2 + p_1 + p_2 + p_3 + p_4 + p_5 + p_6 + p_7 + W_{SB_0} \cdot \log SB_0$

Tableau 4. Valeurs des hyperparamètres propres à chaque région d'évaluation des stocks pour certaines valeurs a priori du MSSIPHA (définies dans les tableaux 1 et 2) pour Haïda Gwaii (HG), le district de Prince Rupert (DPR), la côte centrale (CC), le détroit de Georgia (DG), la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) et les valeurs a priori utilisées dans le MSIPA pour toutes les régions d'évaluation des stocks.

Paramètre	HG	DPR	CC	DG	COIV	MSIPA
β_1	20,000	20,00	20,00	20,000	20,000	10,00
β_2	9,840	9,84	9,84	9,840	9,840	4,92
σ_R	0,786	0,80	0,54	0,458	0,554	-
μ_{M0}	0,450	0,45	0,45	0,450	0,450	0,45
σ_{M0}	0,200	0,40	0,20	0,200	0,200	0,40
σ_M	0,300	0,10	0,30	0,300	0,300	0,10
μ_{qS}	1,000	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00
τ_{qS}	1,000	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00
δ_{spawn}	0,870	0,83	0,83	0,790	0,790	1,00
WSB_0	1,000	1,00	1,00	1,000	1,000	0,00

Tableau 5. Phases d'estimation pour chaque paramètre de modèle estimé et valeurs des paramètres de réglage pour la méthode MCH, dans les cinq régions d'évaluation des stocks.

Paramètre	HG	DPR	CC	DG	COIV
SB_0	8,00	8,00	8,000	8,00	8,000
R_{init}	1,00	1,00	1,000	1,00	1,000
R^-	1,00	1,00	1,000	1,00	1,000
q_s	1,00	1,00	1,000	1,00	1,000
ω_a^{init}	2,00	1,00	1,000	1,00	1,000
h	8,00	8,00	8,000	8,00	8,000
$Ma,1$	-	3,00	-	-	-
m_1	3,00	-	8,000	3,00	3,000
s_g^{50}	7,00	7,00	7,000	7,00	7,000
ω_t	6,00	6,00	6,000	6,00	6,000
ϵ_t	5,00	5,00	5,000	5,00	5,000
T_s, T_d	2,00	2,00	2,000	2,00	2,000
ρ_g	4,00	4,00	4,000	4,00	4,000
adapt_delta	0,99	0,99	0,999	0,99	0,999
max_treeDepth	15,00	15,00	15,000	15,00	15,000
Nombre total d'itérations	2 000,00	2 000,00	2 000,000	2 000,00	2 000,000

Tableau 6. Différences dans les principales composantes du modèle entre le modèle opérationnel actuel du hareng (MSIPA) et le modèle opérationnel MSSIPHA.

Composante du modèle	MSIPA	MSSIPHA
Structure du stock	Regroupée	Regroupée
Mortalité par pêche	Continue	Activités de pêche discrètes
Classes d'âge	2, ..., 10	1, ..., 10
Mortalité naturelle	Fonction spline de degré 3, variable dans le temps	Variable dans le temps, dépendante ou indépendante de la densité
Initialisation avec pêche	Écarts du recrutement pour toutes les classes d'âge et recrutement initial R_{init}	Écarts du recrutement pour toutes les classes d'âge appliqués à R_0 pour toutes les régions, sauf Prince Rupert, qui estime R_{init} .
Stock-recrutement	Modèle R de recrutement moyen aux premières phases d'estimation, avec modèle de stock-recrue de Beverton-Holt post-ajustement dans une phase ultérieure	Biomasse sans pêche B_0 estimée librement comme paramètre principal; moyenne a priori du taux de variation à 0,67.
Capturabilité du relevé	A priori vague pour le relevé en surface et informatif pour le relevé en plongée	A priori log-normal vague pour le relevé en surface q et hypothèse ($q = 1$) pour le relevé en plongée
Écart type de l'erreur d'observation du relevé	Estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance des erreurs sur les variables, avec pondération à répartir entre les relevés	A priori gamma inverse quelque peu informatif pour les composantes de l'écart type de l'erreur d'observation des plans des relevés en surface et en plongée
Écart type de l'erreur de processus du recrutement	Estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance des erreurs sur les variables	Fixé en fonction du réglage du modèle
Compositions selon l'âge	Toutes les données sur la composition selon l'âge incluses	Minimum de 200 échantillons par année
Vraisemblances de la composition selon l'âge	Logistique-normale avec compression de la queue, pondération annuelle égale; écart type librement estimé	Logistique-normale avec compression de la queue et matrice de corrélation autorégressive estimée à décalage 1 pondérée par la taille de l'échantillon par rapport à la taille annuelle moyenne de l'échantillon; EMV conditionnelle de l'écart type
Récolte d'œufs de hareng sur varech	Absente	Prélèvements des produits d'œufs sur varech débarqués, structure selon l'âge vulnérable, proportion de poissons matures, estimations du rapport entre les poissons mis en bassin et les œufs sur varech débarqués, et taux de mortalité après la mise en bassin

Tableau 7. Proportions du point de référence supérieur (PRS) et du TAC alloué à la pêche utilisées pour estimer les points de référence et attribuer le TAC dans les projections. Le PRS pour chaque région est défini comme une proportion (Proportion) de la biomasse moyenne pendant une période productive (Période). L'allocation du TAC à la pêche est calculée à partir des données comme la proportion moyenne des débarquements observés dans chaque secteur de pêche au cours des 20 dernières années où la pêche a été pratiquée.

Région	Définition du PRS		TAC alloué à la pêche			
	Période	Proportion	Réduction / C et A	Senne	Filet maillant	Oufs sur varech
HG	1975-1985	0,75	0,00	0,63	0,09	0,27
DPR	1983-1992	1	0,02	0,29	0,48	0,20
CC	1990-1999	1	0,00	0,60	0,07	0,33
DG	1988-2007	0,8	0,24	0,37	0,39	-
COIV	1990-1999	1	0,00	0,76	0,15	0,09

Tableau 8. Statistiques de rendement calculées pour les simulations en boucle fermée du hareng de la Colombie-Britannique pour chaque région d'évaluation des stocks. La biomasse $B_{t,i}$ représente la biomasse du stock reproducteur l'année t et la répétition de simulation i , et les points de référence avec un indice i (p. ex. $B_{0,i}$) représentent la valeur du point de référence en question pour le tirage a posteriori du modèle opérationnel qui conditionne la répétition. La fonction indicatrice $\mathbf{1}(X \text{ est VRAI}) = 1$ ou $\mathbf{1}(X \text{ est FAUX}) = 0$.

Paramètre de rendement	Description	Définition
Objectif 1 $P(SB > 0,3 SB_0)$	Proportion des années d'essais de simulation où la biomasse reproductrice dépasse le point de référence limite de 0,3 B_0 sur une période de trois générations (15 ans).	$P(SB > 0.3SB_0) = \frac{\sum_{i=1}^{100} \sum_{t=2023}^{2037} \mathbf{1}(SB_{t,i} > 0.3SB_{0,i})}{15 \cdot 100}$
Objectif 2 $P(SB > PRS)$	Proportion des années d'essais de simulation où la biomasse reproductrice est au-dessus du point de référence supérieur sur une période de trois générations (15 ans).	$P(SB \geq USR) = \frac{\sum_{i=1}^{100} \sum_{t=2023}^{2037} \mathbf{1}(SB_{t,i} \geq USR)}{15 \cdot 100}$
$P(SB > B_{crash})$	Proportion des années d'essais de simulation où la biomasse reproductrice dépasse le modèle spatial à l'échelle de la côte intégrant U_{crash} sur une période de trois générations (15 ans).	$P(SB > 0.3SB_{crash}) = \frac{\sum_{i=1}^{100} \sum_{t=2023}^{2037} \mathbf{1}(SB_{t,i} > B_{crash})}{15 \cdot 100}$
Médiane des prises moyennes $\bar{C}$	Médiane des répétitions des prises annuelles moyennes débarquées sur les prévisions sur 15 ans.	$\bar{C} = \text{median}_i \sum_{t=2023}^{2037} \left(\frac{1}{15} C_{t,i} \right)$
Variabilité des prises AAV_C	Médiane des répétitions de la variation annuelle moyenne absolue (variabilité) des prises débarquées.	$AAV_C = \text{median}_i \sum_{t=2023}^{2037} \left(\frac{ C_{t,i} - C_{t-1,i} }{\sum_{t=2023}^{2037} C_{t,i}} \right)$
Médiane de la récolte moyenne d'œufs sur varech $\bar{K}$	Médiane des répétitions des prises annuelles moyennes débarquées sur les prévisions sur 15 ans.	$\bar{K} = \text{median}_i \sum_{t=2023}^{2037} \left(\frac{1}{15} K_{t,i} \right)$

Paramètre de rendement	Description	Définition
Variabilité de la récolte d'œufs sur varech AAV_K	Médiane des répétitions de la variation annuelle moyenne absolue (variabilité) des prises débarquées.	$AAV_K = \text{median}_i \sum_{t=2023}^{2037} \left(\frac{ K_{t,j} - K_{t-1,j} }{\sum_{t=2023}^{2037} C_{t,j}} \right)$
pUnviable	Proportion des années d'essais de simulation où les prises sont inférieures au niveau minimal historique enregistré $C_{min} = \min_{t=1951:2022} C_t$ sur une période de trois générations (15 ans).	$p_{Closed} = \frac{\sum_{i=1}^{100} \sum_{t=2023}^{2037} \mathbf{1}(C_{t,j} < C_{min})}{15 \cdot 100}$

Tableau 9. Erreurs relatives médianes (ERM) et erreurs relatives absolues médianes (ERAM) pour les quantités modélisées par le MSSIPHA dans l'autotest de simulation du MSSIPHA lorsqu'il est conditionné sur les évaluations des stocks de la côte centrale (CC) et du détroit de Georgia (DG). Les colonnes indiquent les ERM et les ERAM dans les scénarios Simuler les données des indices (simIdx), Simuler les données sur l'âge (simAge), Simuler toutes les données (simAll) et Valeurs a priori aléatoires (randPriors).

	simIdx		simAge		simAll		randPriors	
Variable	ERM	ERAM	ERM	ERAM	ERM	ERAM	ERM	ERAM
CC								
SB_0	-0,04	0,06	0,12	0,12	0,13	0,13	0,14	0,14
$2 + B_0$	-0,02	0,04	0,09	0,09	0,11	0,11	0,11	0,12
R_0	0,04	0,04	0,01	0,03	0,03	0,04	0,03	0,04
h	0,00	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,01
M_b	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
m_1	-0,11	0,13	0,21	0,21	0,20	0,20	0,18	0,18
M_0	0,04	0,04	-0,05	0,05	-0,04	0,05	-0,04	0,04
S_1	0,01	0,01	-0,01	0,02	-0,01	0,02	-0,01	0,02
S_2	0,00	0,00	-0,01	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,01
S_3	0,00	0,00	-0,01	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,01
q_s	-0,09	0,09	-0,04	0,04	-0,14	0,14	-0,14	0,14
τ_s	-0,12	0,14	-0,02	0,02	-0,10	0,11	-0,10	0,11
τ_d	-0,06	0,10	0,02	0,03	-0,04	0,09	-0,04	0,09
DG								
SB_0	-0,05	0,05	0,21	0,21	0,21	0,21	0,20	0,20
$2 + B_0$	0,00	0,02	0,13	0,13	0,15	0,15	0,14	0,14
R_0	0,08	0,08	-0,01	0,02	0,06	0,06	0,06	0,06
h	0,00	0,01	-0,07	0,07	-0,03	0,03	-0,03	0,03
M_b	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
m_1	-0,16	0,16	0,60	0,60	0,38	0,38	0,33	0,33
M_0	0,05	0,05	-0,07	0,07	-0,06	0,06	-0,05	0,05
S_1^{50}	0,00	0,00	-0,02	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,01
S_2^{50}	0,00	0,00	-0,01	0,01	-0,01	0,01	0,00	0,01
S_3^{50}	0,00	0,00	-0,02	0,02	-0,02	0,02	-0,01	0,01
q_s	-0,10	0,11	-0,12	0,12	-0,22	0,22	-0,22	0,22
τ_s	-0,11	0,13	-0,04	0,06	-0,11	0,13	-0,11	0,13
τ_d	-0,03	0,08	-0,14	0,14	-0,04	0,10	-0,04	0,09

Tableau 10. Erreurs types du MSSIPHA pour les données d'observation dans toutes les régions principales d'évaluation des stocks, et facteurs d'autocorrélation à décalage 1 pour la fonction de vraisemblance LN1 de la composition selon l'âge. Les valeurs sont indiquées pour les erreurs d'échantillonnage de la composition selon l'âge et les facteurs de corrélation dans la pêche de réduction (et de la pêche pour consommation et appât dans le détroit de Georgia; τ_1^{age} , ρ_1), la récolte d'œufs à la senne (τ_2^{age} , ρ_2) et la récolte d'œufs au filet maillant (τ_3^{age} , ρ_3), ainsi que les erreurs types des résidus de l'indice du frai pour le plan des relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

régions d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
HG	0,428	0,000	0,438	0,269	0,645	0,298	0,485	0,515
DPR	0,695	0,752	0,436	0,213	0,394	0,254	0,475	0,292
CC	0,468	0,094	0,357	0,211	0,430	0,261	0,395	0,284
DG	0,654	0,769	0,312	0,483	0,538	0,743	0,342	0,309
COIV	0,495	0,525	0,432	0,686	0,609	0,614	0,410	0,271

Tableau 11. Médiane des valeurs a posteriori de Bayes (erreur type) des paramètres principaux du MSSIPHA et certaines quantités de gestion dérivées pour Haïda Gwaii (HG), le district de Prince Rupert (DPR), la côte centrale (CC), le détroit de Georgia (DG) et la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). SB_0 = biomasse reproductrice sans pêche (les parenthèses indiquent la moitié de la plage interquartile à partir des points de référence simulés), R_0 = recrutement à l'équilibre sans pêche, R_{init} = recrutement initial, m_1 = taux d'anticompensation de la mortalité dépendante de la densité, M_b = limite inférieure de la mortalité dépendante de la densité, M_0 = mortalité naturelle sans pêche dérivée du modèle de mortalité dépendante de la densité, h = taux de variation stock-recrutement, q_s = coefficient de capturabilité pour le plan des relevés en surface, SB_{2022} = biomasse reproductrice pour 2022, SB_{2022}/SB_0 = ratio de la biomasse reproductrice à la biomasse reproductrice sans pêche (les parenthèses indiquent la moitié de la plage interquartile).

régions d'évaluation des stocks	SB_0	R_0	R_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s	B_{2022}	B_{2022}/B_0
HG	7,31 (12,13)	350,31 (66,56)	350,31 (66,56)	1,39 (0,27)	0,33 (0,00)	0,58 (0,06)	0,69 (0,08)	0,30 (0,04)	10,76 (4,44)	1,47 (5,40)
DPR	52,13 (4,78)	399,28 (69,52)	345,20 (102,75)	3,00 (0,00)	0,32 (0,02)	0,37 (0,02)	0,63 (0,09)	0,48 (0,06)	32,77 (6,59)	0,63 (0,03)
CC	64,92 (15,40)	620,44 (68,01)	620,44 (68,01)	4,39 (0,91)	0,39 (0,00)	0,41 (0,02)	0,73 (0,06)	0,21 (0,02)	30,31 (7,40)	0,47 (0,04)
DG	114,23 (29,86)	2477,62 (255,25)	2477,62 (255,25)	4,49 (1,33)	0,58 (0,00)	0,59 (0,02)	0,70 (0,07)	0,68 (0,07)	73,31 (15,78)	0,64 (0,08)
COIV	41,81 (26,23)	848,60 (115,74)	643,65 (252,00)	2,07 (0,65)	0,42 (0,00)	0,55 (0,07)	0,70 (0,07)	0,57 (0,07)	26,68 (6,76)	0,64 (0,39)

Tableau 12. Médiane des valeurs a posteriori de Bayes (moitié de la plage interquartile) des points de référence dérivés du MSSIPHA par simulation pour Haïda Gwaii (HG), le district de Prince Rupert (DPR), la côte centrale (CC), le détroit de Georgia (DG) et la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Les points de référence sont PRS = biomasse du point de référence supérieur (les parenthèses indiquent l'erreur type a posteriori), U_{PRS} = taux de récolte à l'équilibre associé au PRS , Y_{PRS} = rendement à l'équilibre associé au PRS , SB_{RMD} = biomasse à l'équilibre associée au rendement maximal durable (RMD), U_{RMD} = taux de récolte à l'équilibre associé au RMD, RMD = rendement maximal durable, SB_{crash} = biomasse à l'équilibre au point d'effondrement estimé, U_{crash} = taux de récolte à l'équilibre au point d'effondrement estimé.

régions d'évaluation des stocks	PRS	U_{PRS}	Y_{PRS}	SB_{RMD}	U_{RMD}	RMD	SB_{crash}	U_{crash}
HG	37,68 (3,68)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,94 (3,07)	0,139 (0,093)	0,228 (0,543)	0,20 (0,41)	0,308 (0,224)
DPR	36,13 (2,03)	0,069 (0,021)	2,663 (0,796)	16,54 (2,16)	0,227 (0,027)	4,911 (0,420)	0,01 (0,01)	0,511 (0,071)
CC	48,87 (2,84)	0,082 (0,061)	3,115 (2,541)	25,86 (3,70)	0,218 (0,065)	5,106 (2,334)	3,73 (1,42)	0,335 (0,109)
DG	69,42 (3,50)	0,166 (0,090)	14,049 (8,519)	44,46 (6,33)	0,276 (0,076)	17,403 (7,278)	5,81 (0,84)	0,455 (0,123)
COIV	39,54 (2,56)	0,008 (0,048)	0,277 (1,909)	17,35 (11,40)	0,100 (0,046)	1,724 (1,979)	2,15 (2,40)	0,185 (0,185)

Tableau 13. Valeurs des paramètres de rendement calculées sur les projections sur 15 ans pour chaque combinaison de région d'évaluation des stocks et de procédure de gestion. Les paramètres sont $P(SB > 0,3 SB_0)$ = probabilité que la biomasse reproductrice SB soit supérieure au PRL, $P(SB > PRS)$ = probabilité que la biomasse reproductrice soit supérieure au PRS, $P(SB > B_{crash})$ = probabilité que la biomasse reproductrice soit supérieure à B_{crash} , C^- = médiane des prises annuelles moyennes, AAV_C = variation annuelle moyenne des prises, K^- = médiane du produit moyen des œufs sur varech débarqués, AAV_K = variation annuelle moyenne du produit des œufs sur varech, $pUnviable$ = probabilité que les prises soient inférieures au minimum historique, B_{2036} = biomasse médiane en 2036, D_{2036} = médiane de l'épuisement (par rapport à la SB_0 stochastique) en 2036.

Procédure de gestion	Objectifs		Points d'effondrement	Paramètres supplémentaires					États terminaux	
	$P(SB > 0,3 SB_0)$	$P(SB > PRS)$	$P(SB > B_{crash})$	C^-	AAV_C	K^-	AAV_K	$pUnviable$	B_{2036}	D_{2036}
HG										
NoFish	0,923	0,164	0,981	0,0	0,0	0,0	0,0	1,00	18,549	2,635
PerfHS3060Umsy	0,879	0,057	0,973	841,9	31,5	26,0	31,5	0,15	8,993	1,278
PerfHS30600.5Umsy	0,905	0,105	0,979	456,6	27,5	14,2	27,5	0,14	13,135	1,866
DPR										
NoFish	1,000	0,811	0,920	0,0	0,0	0,0	0,0	1,00	49,101	0,914
PerfHS3060Umsy	0,985	0,096	0,920	5347,5	19,9	111,8	19,9	0,00	24,136	0,455
PerfHS3060Uusr	1,000	0,567	0,920	2358,7	10,5	49,5	10,5	0,01	38,300	0,715
PerfHS30600.5Umsy	1,000	0,379	0,920	3526,8	12,2	73,9	12,2	0,01	32,886	0,616
CC										
NoFish	0,945	0,546	0,995	0,0	0,0	0,0	0,0	1,00	58,512	0,893
PerfHS3060Umsy	0,913	0,060	0,993	4337,4	27,5	176,7	27,5	0,09	30,191	0,461
PerfHS3060Uusr	0,933	0,331	0,994	2321,3	17,1	94,7	17,1	0,07	44,572	0,680
PerfHS30600.5Umsy	0,929	0,261	0,994	2877,6	18,3	117,4	18,3	0,07	40,911	0,624
DG										
NoFish										
PerfHS3060Umsy	0,945	0,546	0,995	0,0	0,0	0,0	0,0	1,00	58.512	0,893

Procédure de gestion	Objectifs		Points d'effondrement	Paramètres supplémentaires				États terminaux		
	$P(SB > 0,3 SB_0)$	$P(SB > PRS)$	$P(SB > B_{crash})$	C^-	AAV_C	K^-	AAV_K	pUnviable	B_{2036}	D_{2036}
PerfHS3060Uusr	0,913	0,060	0,993	4337,4	27,5	176,7	27,5	0,09	30.191	0,461
PerfHS30600.5Umsy	0,933	0,331	0,994	2321,3	17,1	94,7	17,1	0,07	44.572	0,680
COIV										
NoFish	0,877	0,437	0,992	0,0	0,0	0,0	0,0	1,00	42,158	1,022
PerfHS3060Umsy	0,839	0,257	0,987	2551,9	28,7	19,9	28,7	0,17	26,201	0,635
PerfHS3060Uusr	0,873	0,425	0,992	269,0	21,6	2,1	21,6	0,17	40,506	0,982
PerfHS30600.5Umsy	0,862	0,345	0,990	1473,7	25,5	11,5	25,5	0,15	32,991	0,800

7. FIGURES

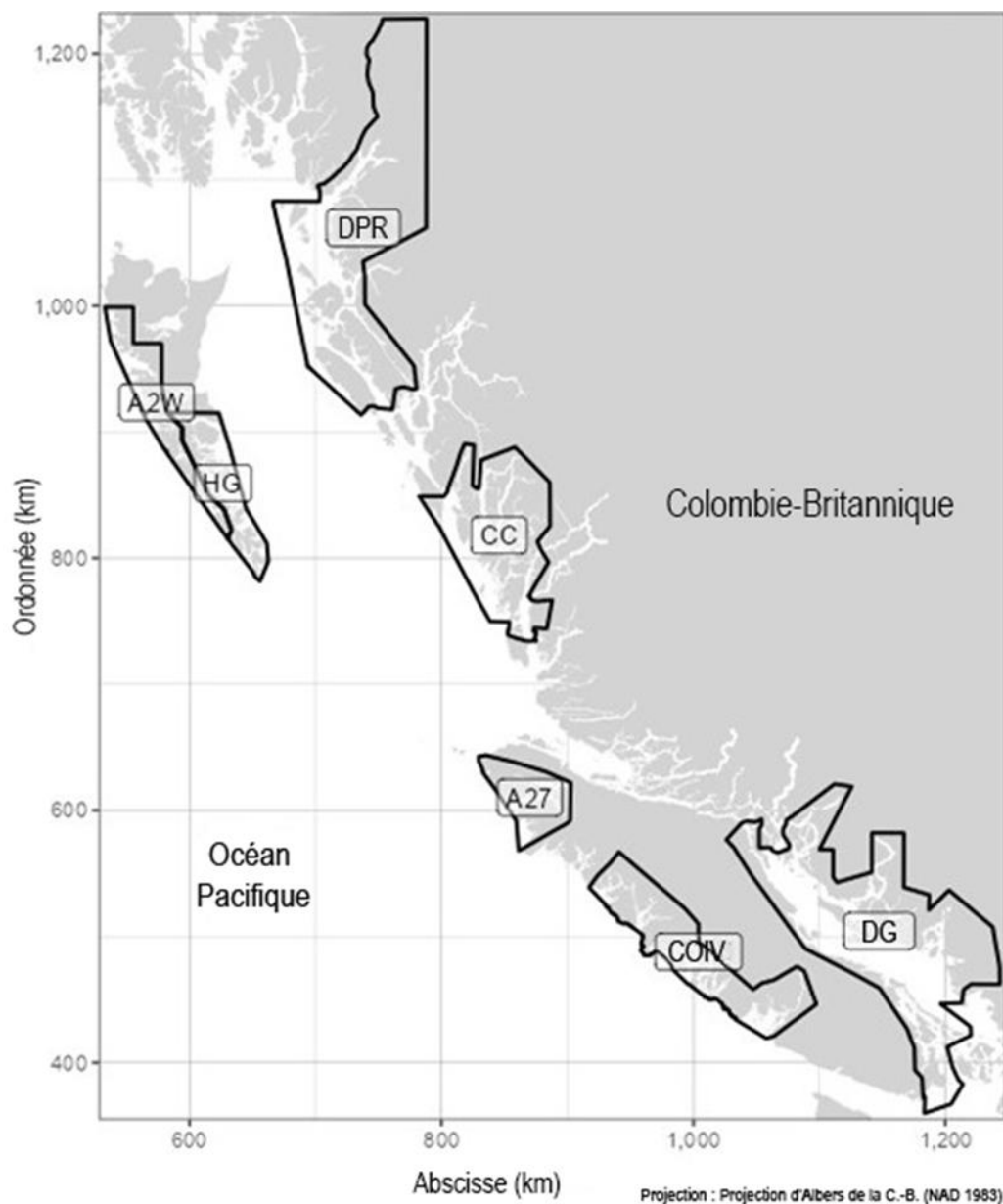


Figure 1. Limites des régions d'évaluation des stocks (RES) de hareng du Pacifique en Colombie-Britannique. Les régions principales d'évaluation des stocks sont Haïda Gwaii (HG), le district de Prince Rupert (DPR), la côte centrale (CC), le détroit de Georgia (DG) et la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Les régions secondaires d'évaluation des stocks sont la zone 27 (A27) et la zone 2 Ouest (A2W). Unités : kilomètres (km).

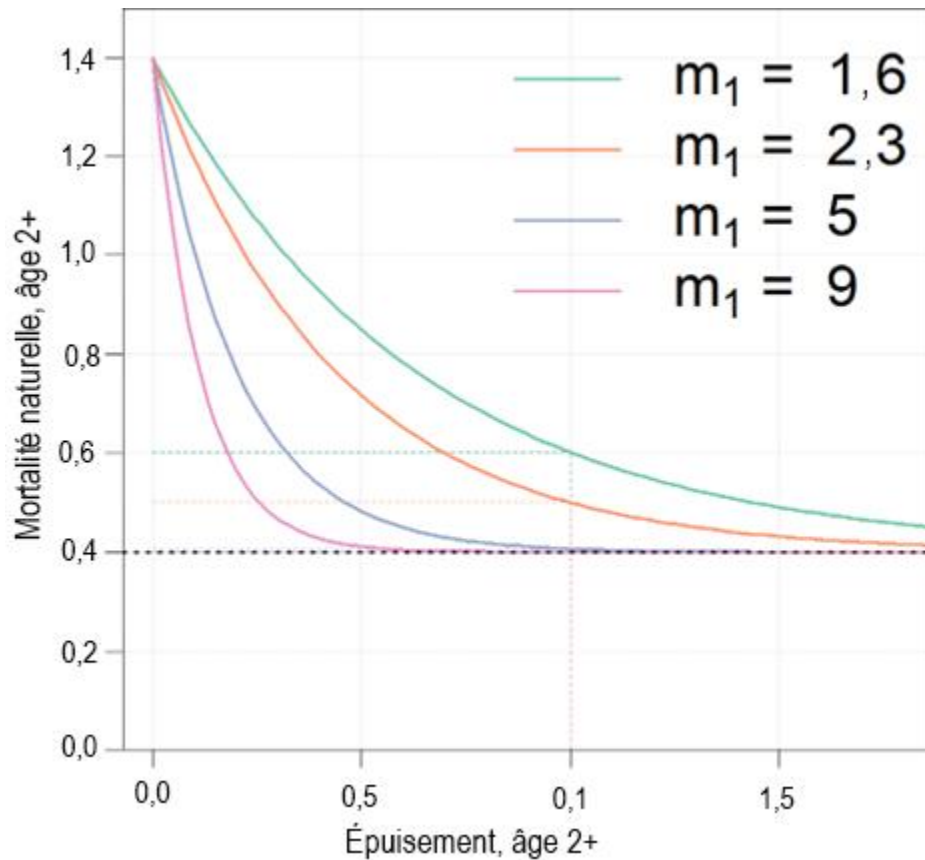


Figure 2. Exemples de relations de la mortalit   naturelle d  pendante de la densit   chez les poissons d'  ge 2+ (courbes color  es) avec l'  puisement de la biomasse des poissons d'  ge 2+. Chaque courbe montre une valeur diff  rente du param  tre m_1 , contr  lant le taux de variation de la relation. Les segments en pointill  s indiquent la valeur d  riv  e de M_0    l'  quilibre sans p  che pour chaque valeur de m_1 , convergeant vers M_b    mesure que m_1 augmente.

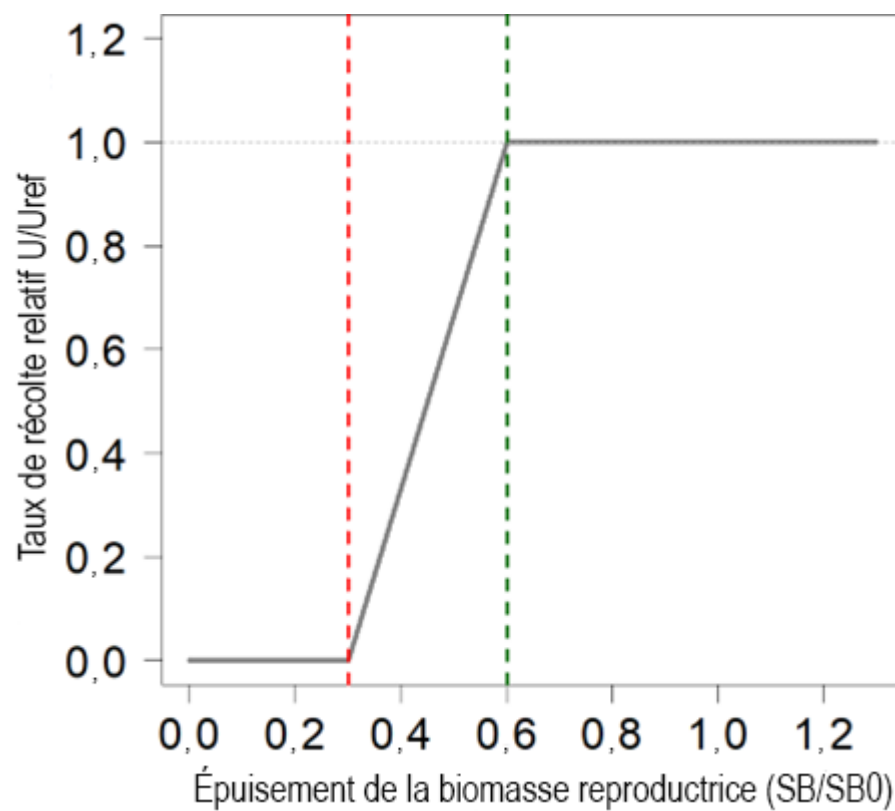


Figure 3. La règle de contrôle des prises en bâton de hockey « HS-3060 », avec des points de contrôle opérationnel à 30 % et 60 % de la biomasse sans pêche SB_0 et un taux de récolte cible maximal de U_{Ref} .

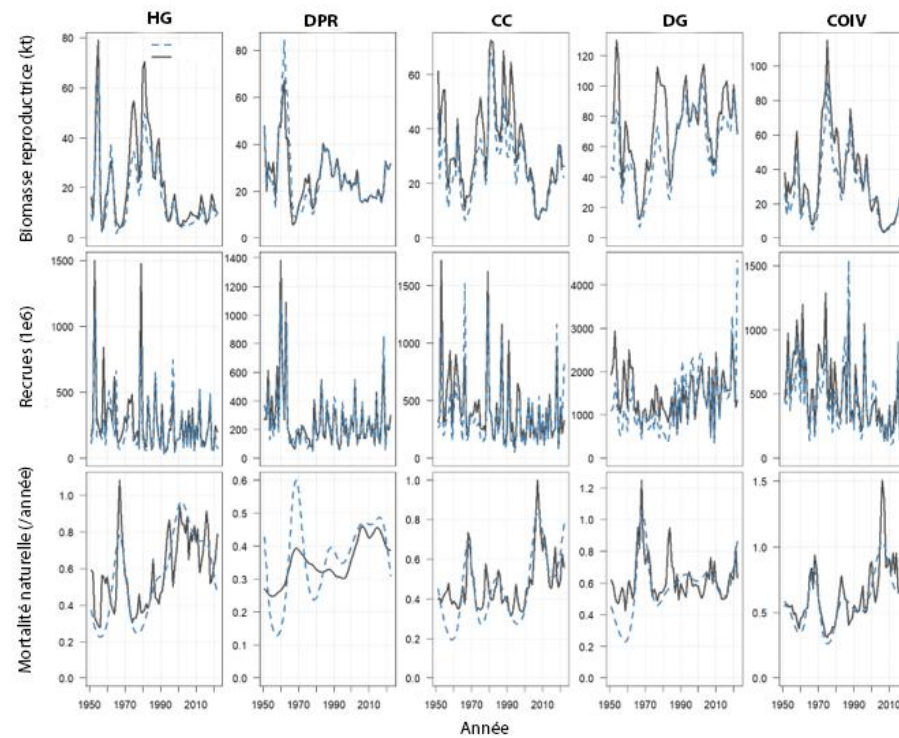


Figure 4. Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité naturelle pour les cinq régions d'évaluation des stocks entre le MSIPA et le MSSIPHA complet (avec F individuelle, la récolte d'œufs sur varech, M dépendante de la densité et un indice combiné des relevés).

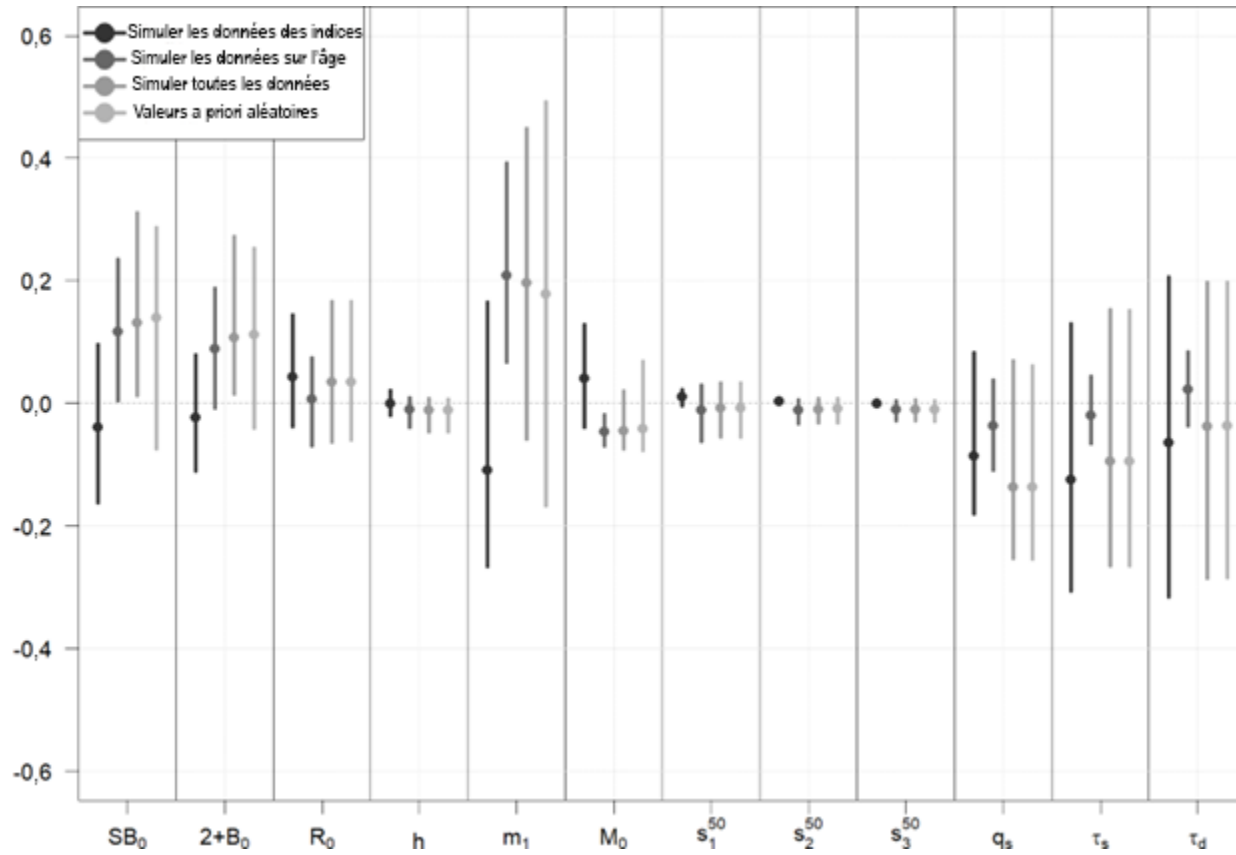


Figure 5. Côte centrale : Erreurs relatives dans les estimations des paramètres principaux de l'autotest de simulation du MSSIPHA sur les données simulées. Les estimations des paramètres sont les paramètres du cycle biologique (SB_0 , $2 + B_0$, R_0 , h , m_1 , M_0), les paramètres de la sélectivité (s_1^{50} , s_2^{50} , s_3^{50}) et les paramètres du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s , τ_d). Les points représentent le 50^e centile et les segments de ligne s'étendent jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des distributions des erreurs relatives.

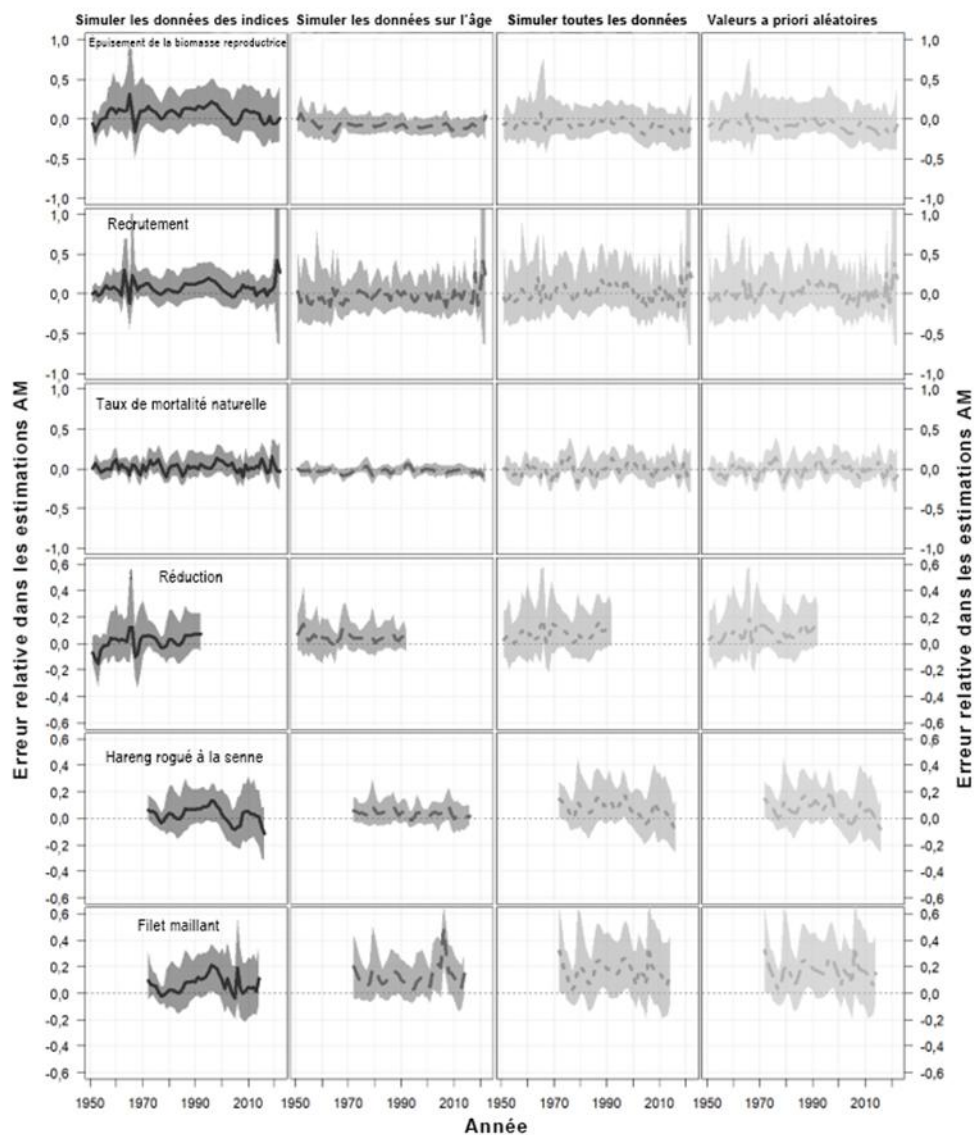


Figure 6. Côte centrale : Erreurs relatives dans les estimations des séries chronologiques (de haut en bas) de l'épuisement de la biomasse reproductrice, du recrutement, de la mortalité naturelle et de la biomasse vulnérable pour chaque flottille commerciale dans les quatre scénarios d'autotest de simulation pour le MSSIPHA. Les lignes épaisses représentent les 50^e centiles et les régions ombrées vont jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des séries chronologiques des distributions des erreurs relatives.

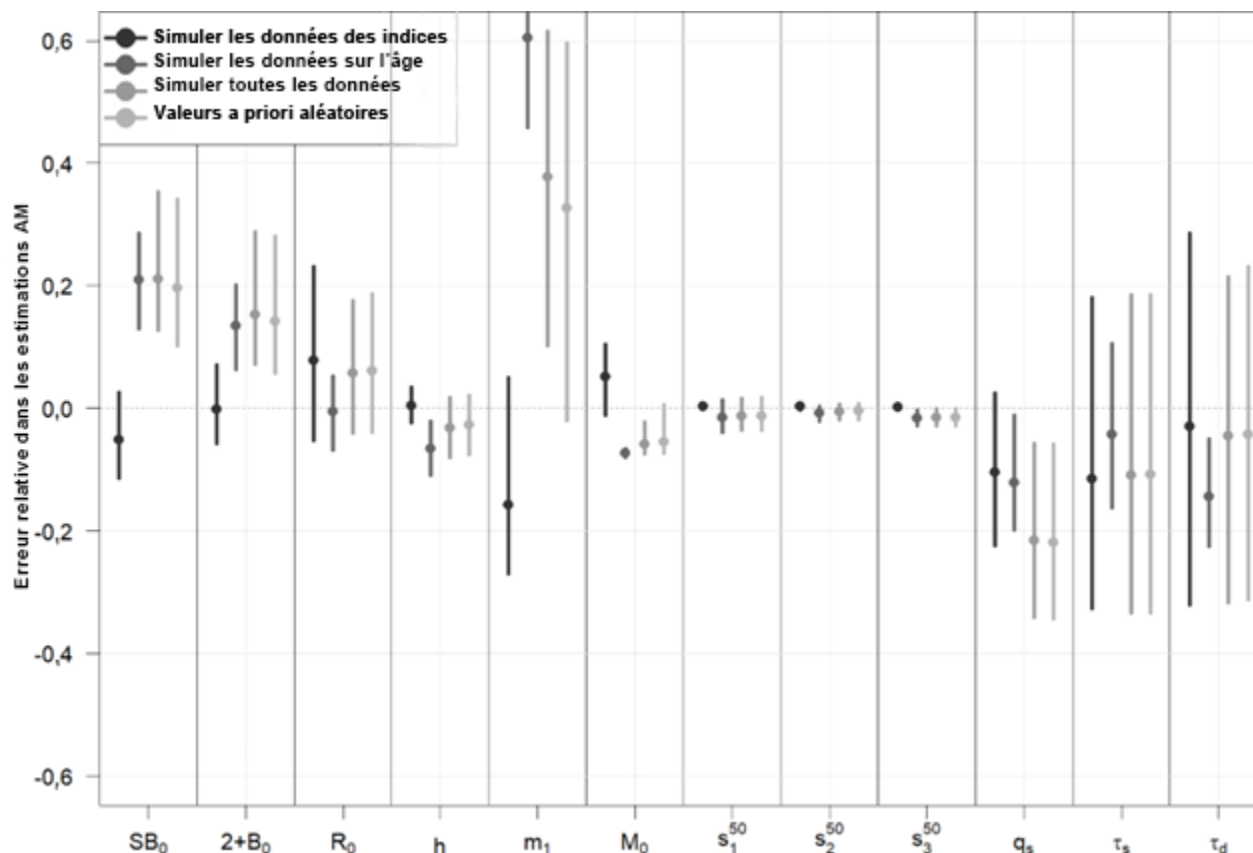


Figure 7. Détroit de Georgia : Erreurs relatives dans les estimations des paramètres principaux de l'autotest de simulation du MSSIPHA sur les données simulées. Les estimations des paramètres sont les paramètres du cycle biologique (SB_0 , $2 + B_0$, R_0 , h , m_1 , M_0), les paramètres de la sélectivité (s_1^{50} , s_2^{50} , s_3^{50}) et les paramètres du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s , τ_d). Les points représentent le 50^e centile et les segments de ligne s'étendent jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des distributions des erreurs relatives.

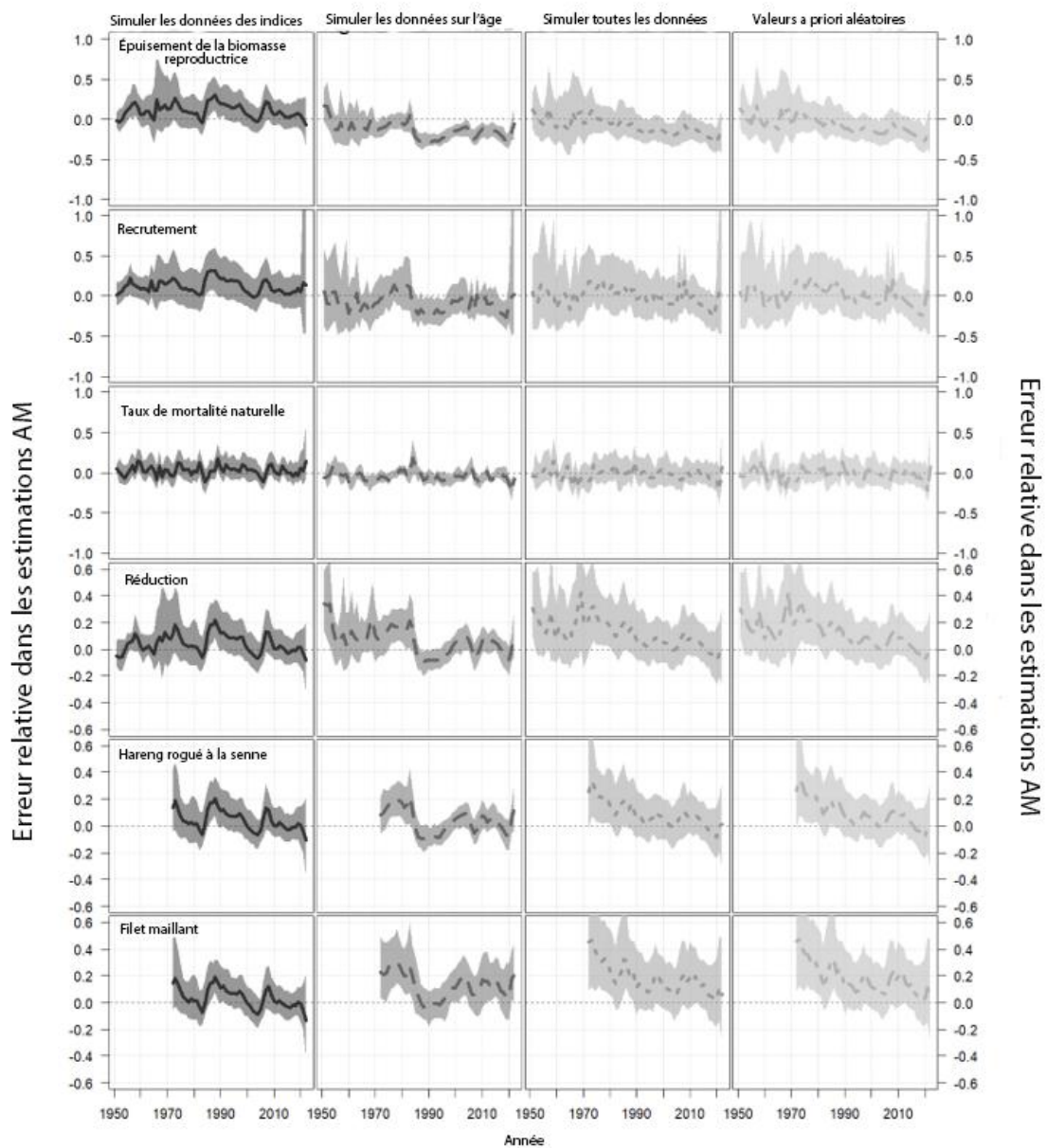


Figure 8. Détroit de Georgia : Erreurs relatives dans les estimations des séries chronologiques (de haut en bas) de l'épuisement de la biomasse reproductrice, du recrutement, de la mortalité naturelle et de la biomasse vulnérable pour chaque flottille commerciale dans les quatre scénarios d'autotest de simulation pour le MSSIPHA. Les lignes épaisses représentent les 50^e centiles et les régions ombrées vont jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des séries chronologiques des distributions des erreurs relatives.

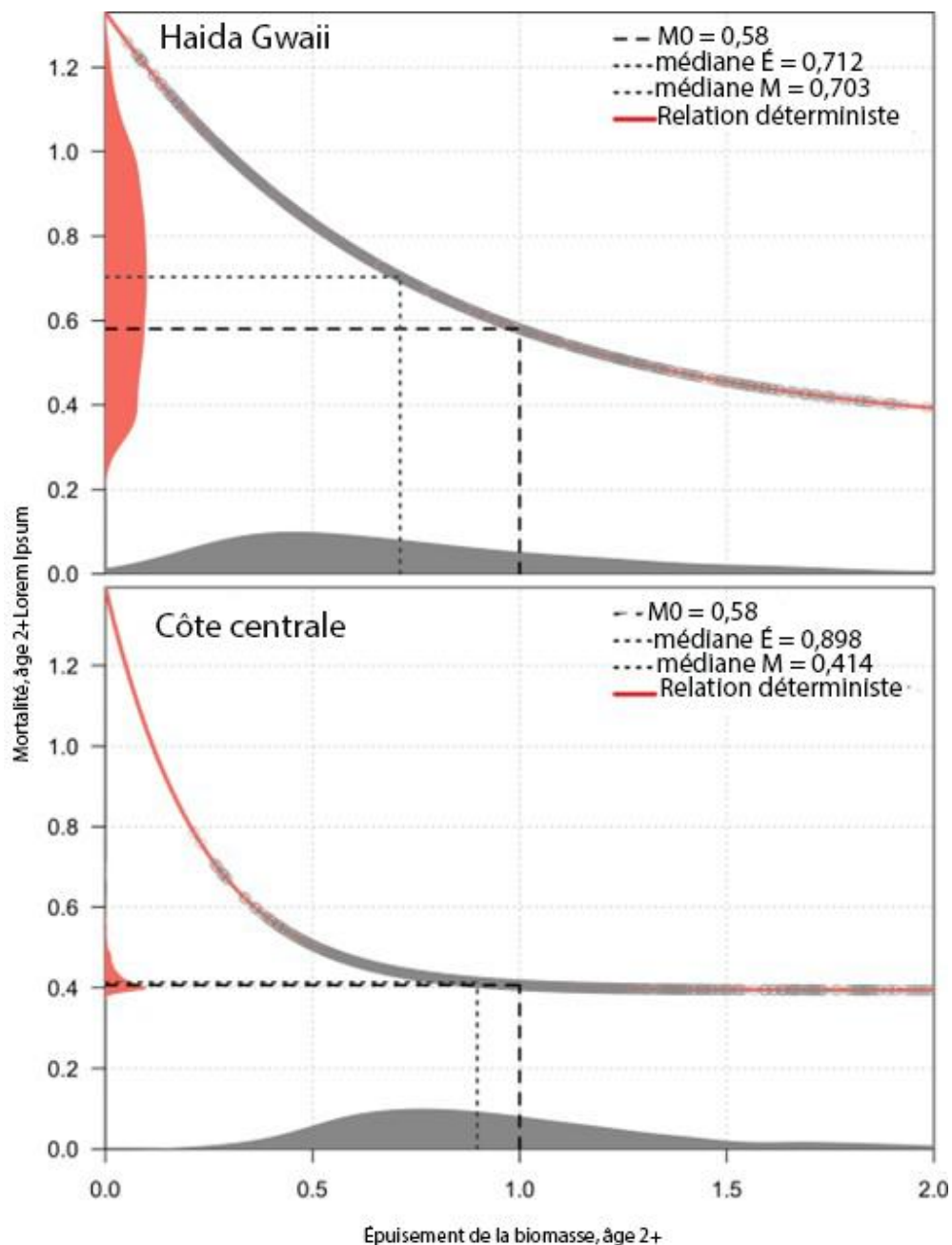


Figure 9. Exemples illustrant l'interaction de la variabilité du recrutement (σ_R) avec M dépendante de la densité pour deux exemples de région d'évaluation des stocks. Les points gris représentent les valeurs aléatoires de l'épuisement à distribution log-normale (axe des abscisses) avec une moyenne de 1 (biomasse sans pêche), mais une correction de biais log-normale ajoutée, pour émuler l'effet du recrutement aléatoire simulé. La distribution ainsi obtenue de l'épuisement de la biomasse chez les poissons d'âge 2+ est présentée sous forme de graphique de densité le long de l'axe des abscisses. Les valeurs implicites de la mortalité (sans tenir compte de l'erreur de processus de la mortalité) sont tirées de la courbe rouge, et la distribution de M qui en résulte est présentée sous forme de densité le long de l'axe des ordonnées. La biomasse et la mortalité déterministes sans pêche sont représentées par les segments de longs tirets, et les médianes de l'épuisement et de la mortalité sont reliées par les segments de ligne en petits tirets.

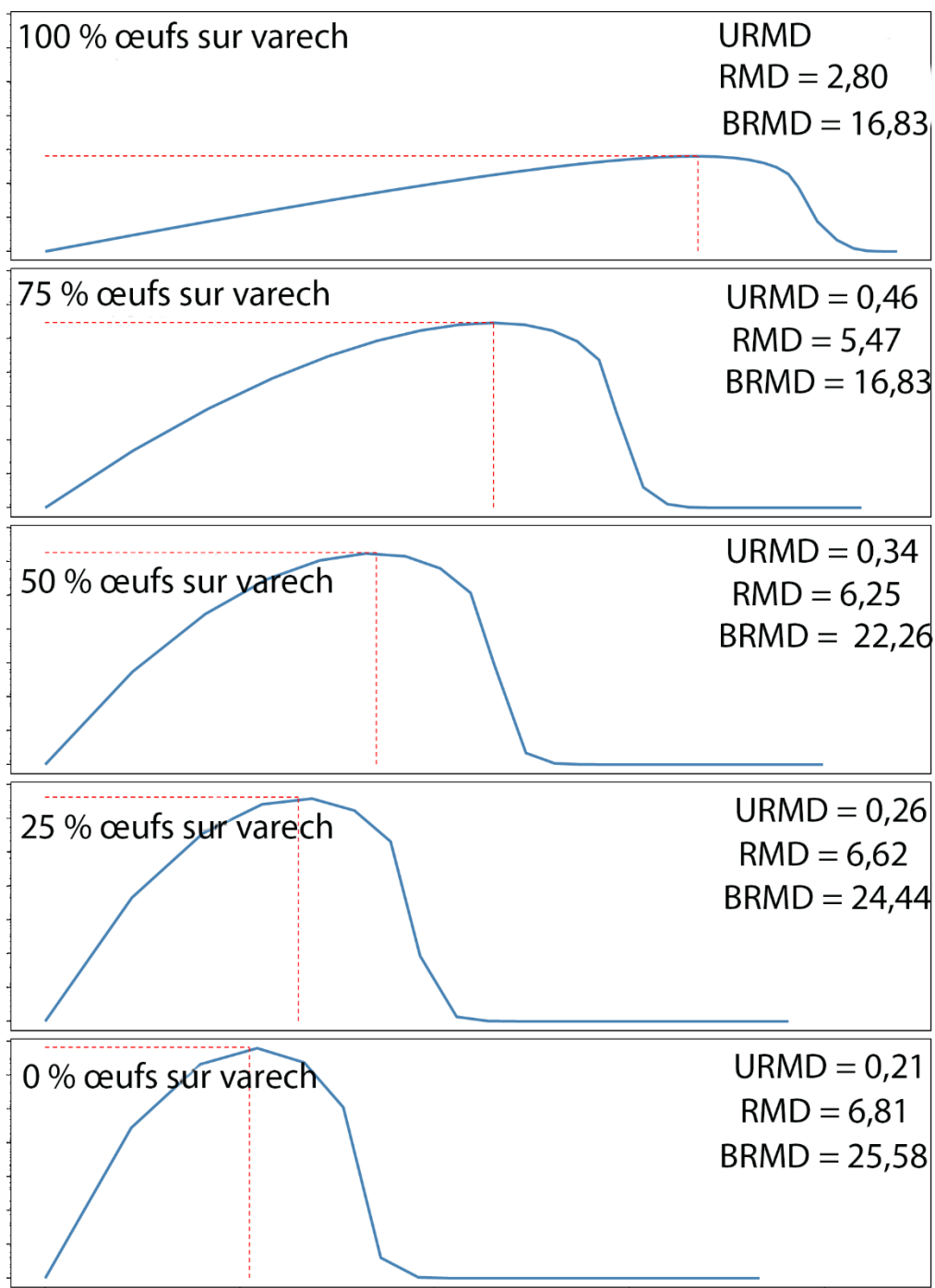


Figure 10. Courbes de rendement de la région d'évaluation des stocks de la côte centrale (axe des ordonnées) par rapport au taux de récolte des poissons entiers (axe des abscisses), qui est le taux de prise des poissons matures. Chaque panneau montre l'effet de l'allocation des œufs sur varech entre la récolte d'œufs sur varech et la pêche à la senne sur le rendement optimal et les taux de récolte U_{RMD} , le sommet indiquant 100 % de récolte d'œufs sur varech et le bas, 100 % de pêche à la senne. Ces courbes ne sont pas complètement lisses, car elles sont estimées sur une grille de taux de récolte grossière et également en fonction d'un tirage a posteriori sans erreur de processus du recrutement ou de la mortalité, de sorte que les valeurs optimales ne reflètent pas les valeurs stochastiques estimées lorsque toutes les incertitudes sont intégrées.

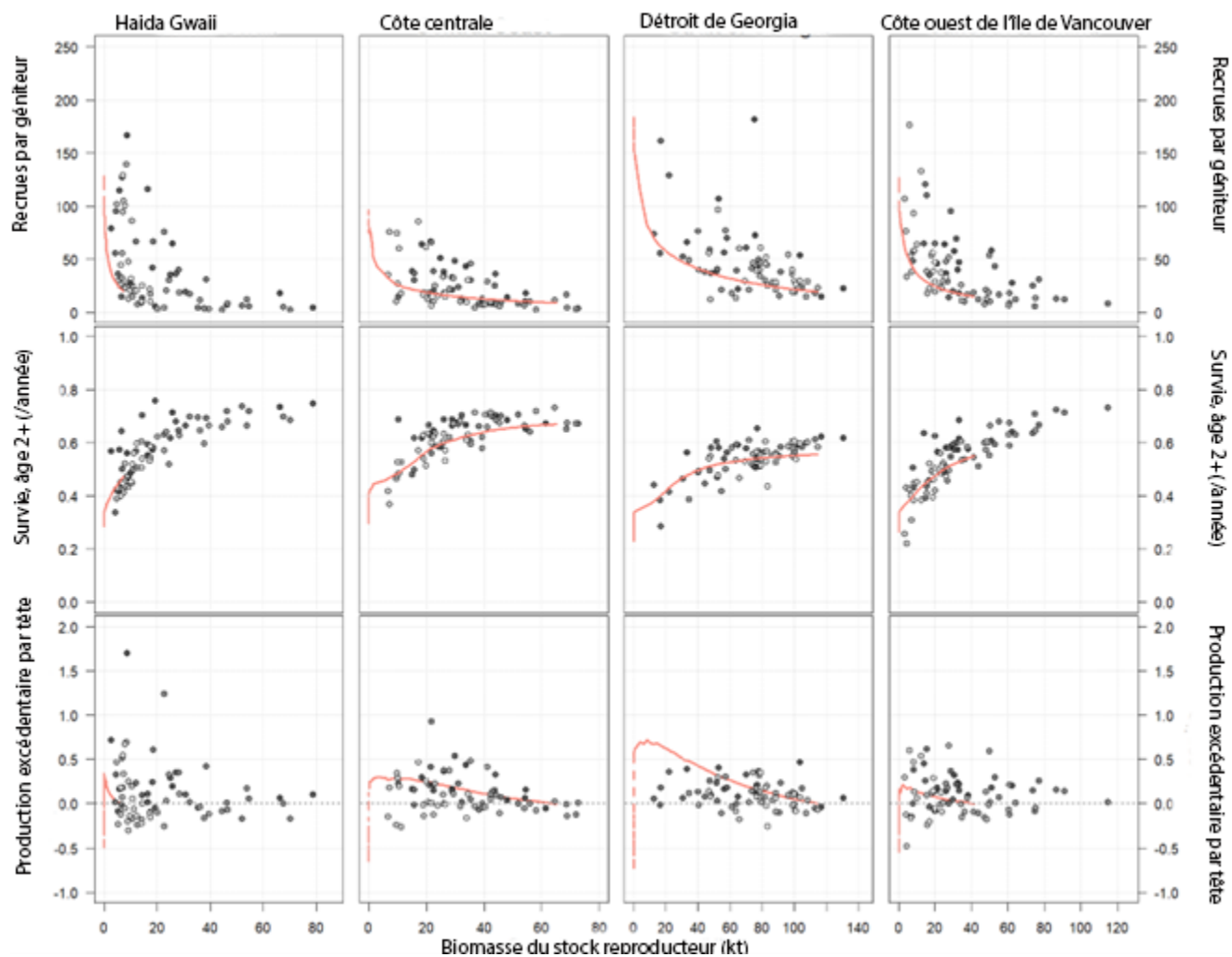


Figure 11. Estimations (points) et équilibres stochastiques (lignes rouges) par le MSSIPHA des recrues par géniteur (en haut), de la mortalité dépendante de la densité chez les poissons d'âge 2+ (au milieu) et de la production excédentaire par tête (en bas) par rapport à la biomasse du stock reproducteur (axe des abscisses) dans toutes les régions d'évaluation des stocks. Les points sont colorés pour montrer la phase, les points clairs indiquant les années ultérieures. Les lignes rouges représentent les valeurs à l'équilibre stochastique simulées dérivées de simulations sur 200 ans utilisées pour estimer les points de référence des pêches.

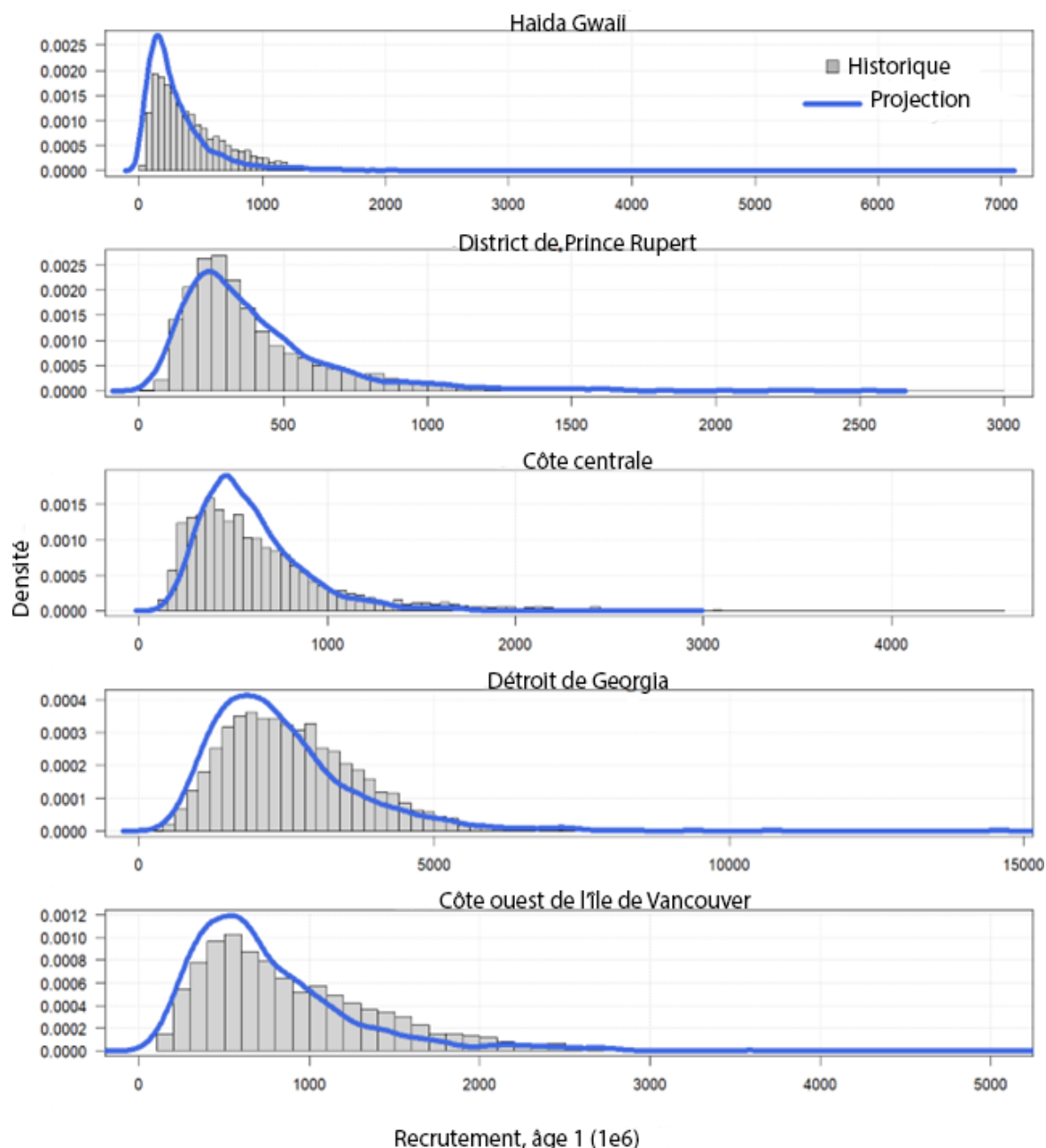


Figure 12. Distributions du recrutement d'après la période historique (barres grises) et la projection (densité bleue) pour toutes les régions d'évaluation des stocks selon la procédure de gestion No Fishing (Aucune pêche).

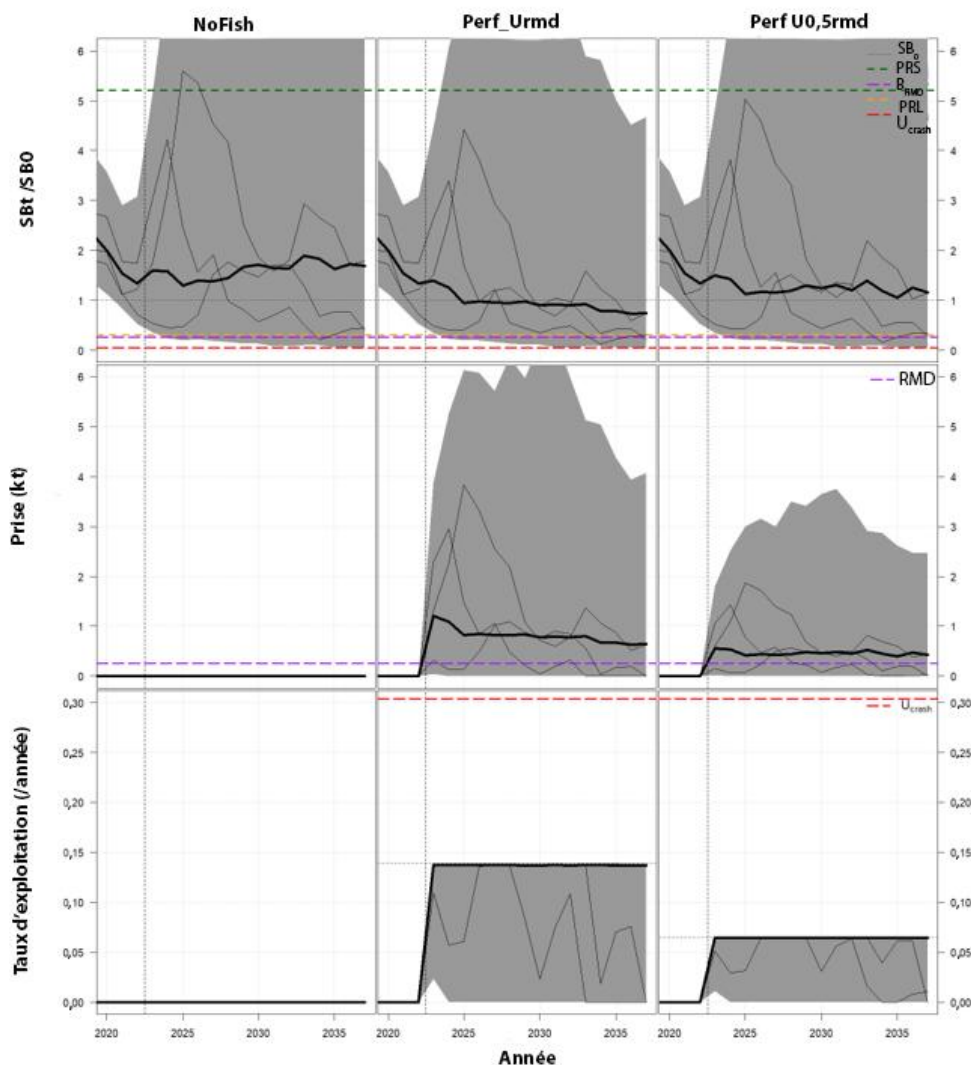


Figure 13. Enveloppes de simulation de l'épuisement de la biomasse reproductrice (en haut), du total autorisé des captures (au milieu) et du taux de récolte (en bas) selon les différentes procédures de gestion indiquées en haut de chaque colonne pour Haïda Gwaii. Dans tous les panneaux, les lignes noires épaisses indiquent la médiane et les régions ombrées indiquent les 95 % centraux de la distribution simulée de chaque quantité, les lignes noires fines indiquent les répétitions des simulations aléatoires individuelles, et la ligne pointillée verticale indique le début de la période de projection. Dans les graphiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice, les lignes horizontales pointillées représentent les points de référence avec les couleurs indiquées dans la légende (B_0 = biomasse reproductrice sans pêche, PRS = point de référence supérieur, B_{rmd} = biomasse à l'équilibre au RMD, PRL = 30 % de la biomasse sans pêche et B_{crash} = biomasse à la baisse la plus importante du rendement). Dans le panneau des prises, la ligne violette pointillée horizontale indique le rendement maximal durable RMD et dans les panneaux des taux de récolte, le taux d'exploitation de référence U_{ref} est représenté par une ligne grise pointillée horizontale. Les en-têtes de colonne indiquent les procédures de gestion : NoFish = pas de pêche et Perf = Information parfaite avec le taux de récolte U_{rmd} ou $U_{0,5rmd}$.

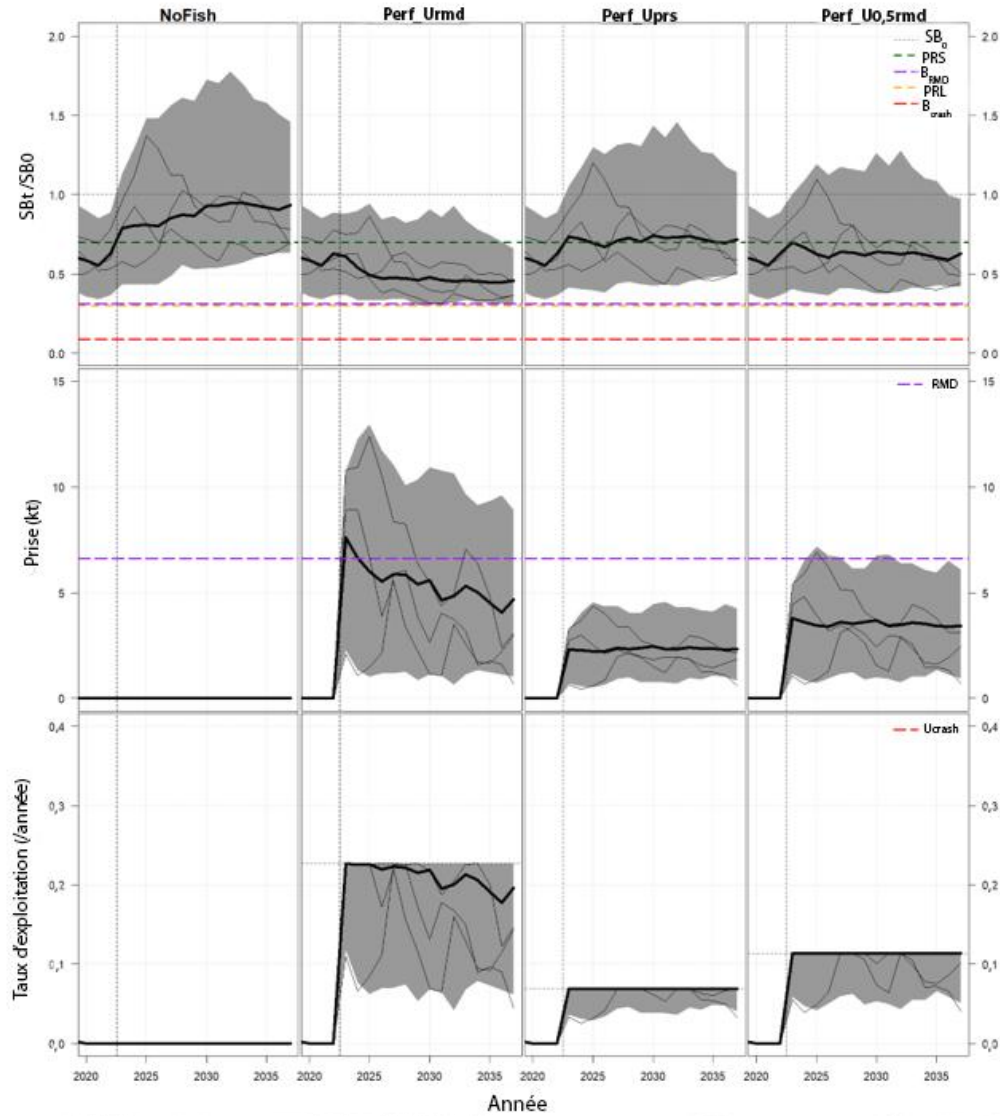


Figure 14. Enveloppes de simulation de l'épuisement de la biomasse reproductrice (en haut), du total autorisé des captures (au milieu) et du taux de récolte (en bas) selon les différentes procédures de gestion indiquées en haut de chaque colonne pour le district de Prince Rupert. Dans tous les panneaux, les lignes noires épaisses indiquent la médiane et les régions ombrées indiquent les 95 % centraux de la distribution simulée de chaque quantité, les lignes noires fines indiquent les répétitions des simulations aléatoires individuelles, et la ligne pointillée verticale indique le début de la période de projection. Dans les graphiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice, les lignes horizontales pointillées représentent les points de référence avec les couleurs indiquées dans la légende (B_0 = biomasse reproductrice sans pêche, PRS = point de référence supérieur, $Brmd$ = biomasse à l'équilibre au RMD, PRL = 30 % de la biomasse sans pêche et Bcrash = biomasse à la baisse la plus importante du rendement). Dans le panneau des prises, la ligne violette pointillée horizontale indique le rendement maximal durable RMD et dans les panneaux des taux de récolte, le taux d'exploitation de référence U_{ref} est représenté par une ligne grise pointillée horizontale. Les en-têtes de colonne indiquent les procédures de gestion : NoFish = pas de pêche et Perf = Information parfaite avec le taux de récolte U_{rmd} ou $U_{0,5rmd}$.

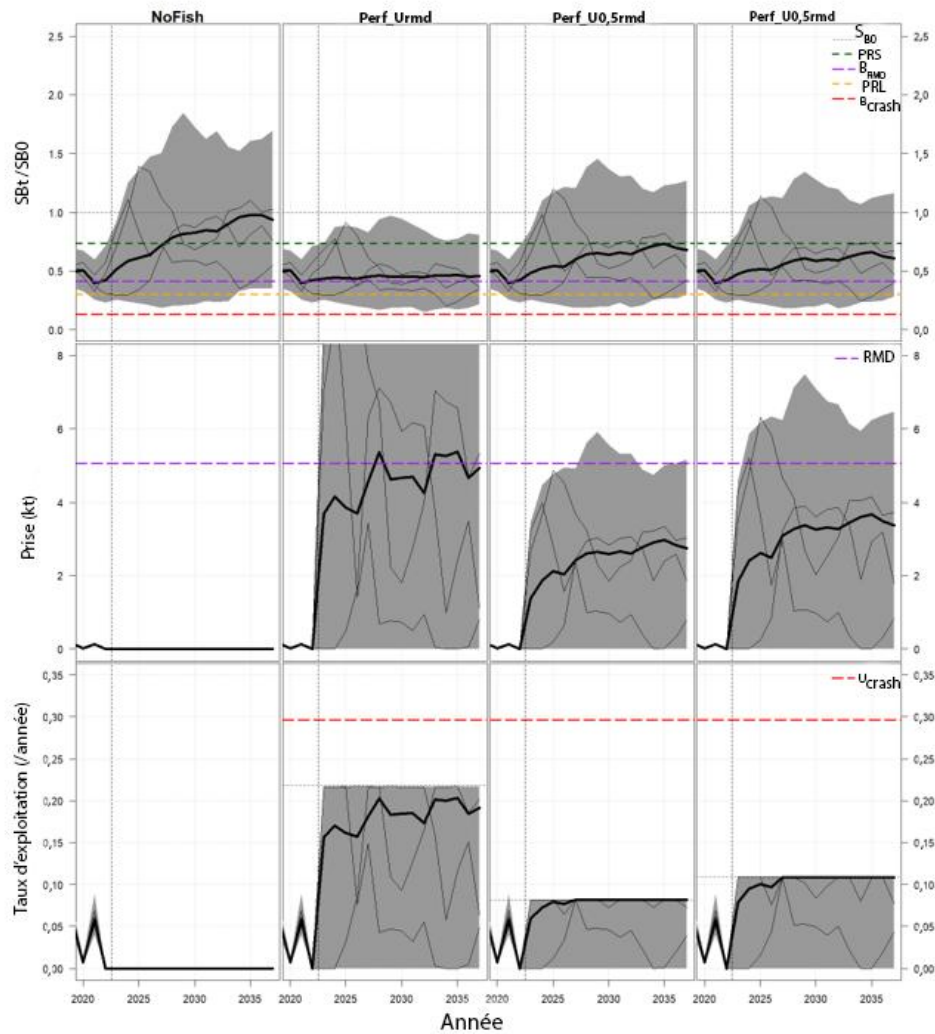


Figure 15. Enveloppes de simulation de l'épuisement de la biomasse reproductrice (en haut), du total autorisé des captures (au milieu) et du taux de récolte (en bas) selon les différentes procédures de gestion indiquées en haut de chaque colonne pour la côte centrale. Dans tous les panneaux, les lignes noires épaisses indiquent la médiane et les régions ombrées indiquent les 95 % centraux de la distribution simulée de chaque quantité, les lignes noires fines indiquent les répétitions des simulations aléatoires individuelles, et la ligne pointillée verticale indique le début de la période de projection. Dans les graphiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice, les lignes horizontales pointillées représentent les points de référence avec les couleurs indiquées dans la légende (B_0 = biomasse reproductrice sans pêche, PRS = point de référence supérieur, $Brmd$ = biomasse à l'équilibre au RMD, PRL = 30 % de la biomasse sans pêche et Bcrash = biomasse à la baisse la plus importante du rendement). Dans le panneau des prises, la ligne violette pointillée horizontale indique le rendement maximal durable RMD et dans les panneaux des taux de récolte, le taux d'exploitation de référence U_{ref} est représenté par une ligne grise pointillée horizontale. Les en-têtes de colonne indiquent les procédures de gestion : NoFish = pas de pêche et Perf = Information parfaite avec le taux de récolte U_{rmd} ou $U_{0,5rmd}$.

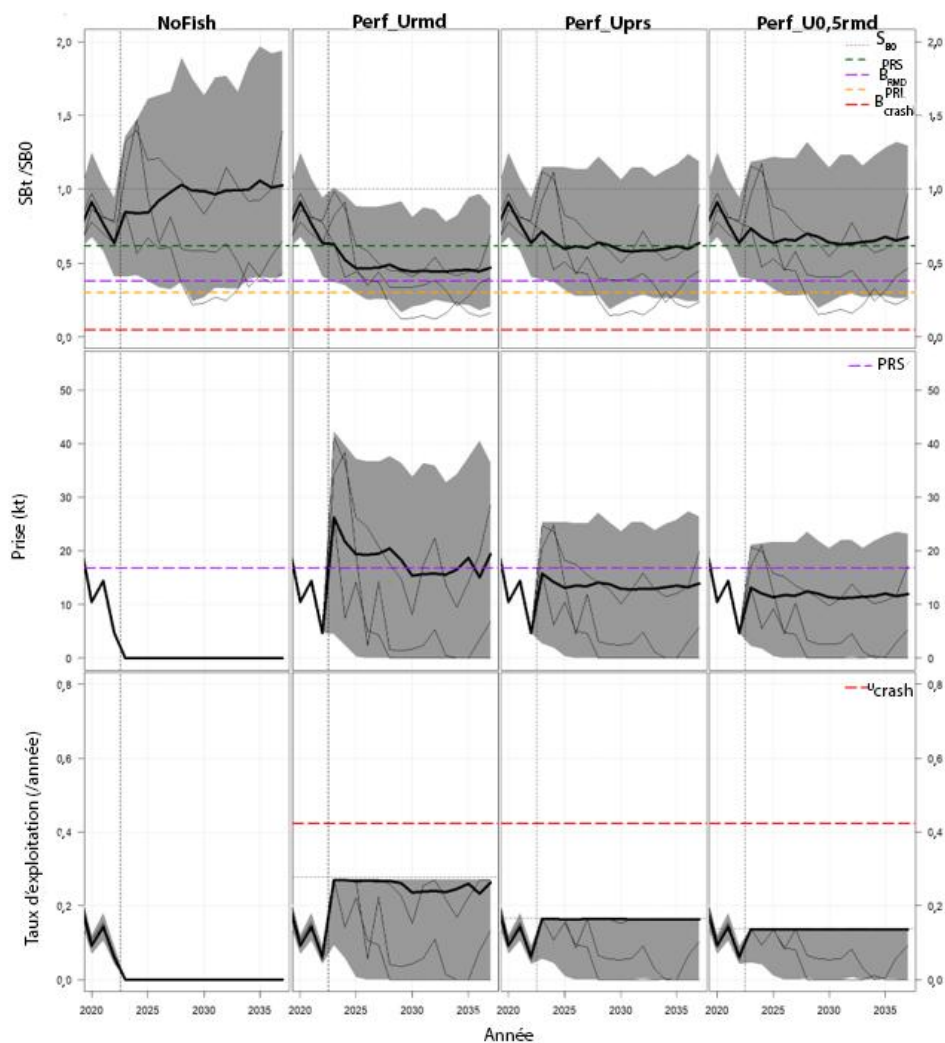


Figure 16. Enveloppes de simulation de l'épuisement de la biomasse reproductrice (en haut), du total autorisé des captures (au milieu) et du taux de récolte (en bas) selon les différentes procédures de gestion indiquées en haut de chaque colonne pour le détroit de Georgia. Dans tous les panneaux, les lignes noires épaisses indiquent la médiane et les régions ombrées indiquent les 95 % centraux de la distribution simulée de chaque quantité, les lignes noires fines indiquent les répétitions des simulations aléatoires individuelles, et la ligne pointillée verticale indique le début de la période de projection. Dans les graphiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice, les lignes horizontales pointillées représentent les points de référence avec les couleurs indiquées dans la légende (B_0 = biomasse reproductrice sans pêche, PRS = point de référence supérieur, Brmd = biomasse à l'équilibre au RMD, PRL = 30 % de la biomasse sans pêche et Bcrash = biomasse à la baisse la plus importante du rendement). Dans le panneau des prises, la ligne violette pointillée horizontale indique le rendement maximal durable RMD et dans les panneaux des taux de récolte, le taux d'exploitation de référence U_{ref} est représenté par une ligne grise pointillée horizontale. Les en-têtes de colonne indiquent les procédures de gestion : NoFish = pas de pêche et Perf = Information parfaite avec le taux de récolte U_{rmd} ou $U_{0,5rmd}$.

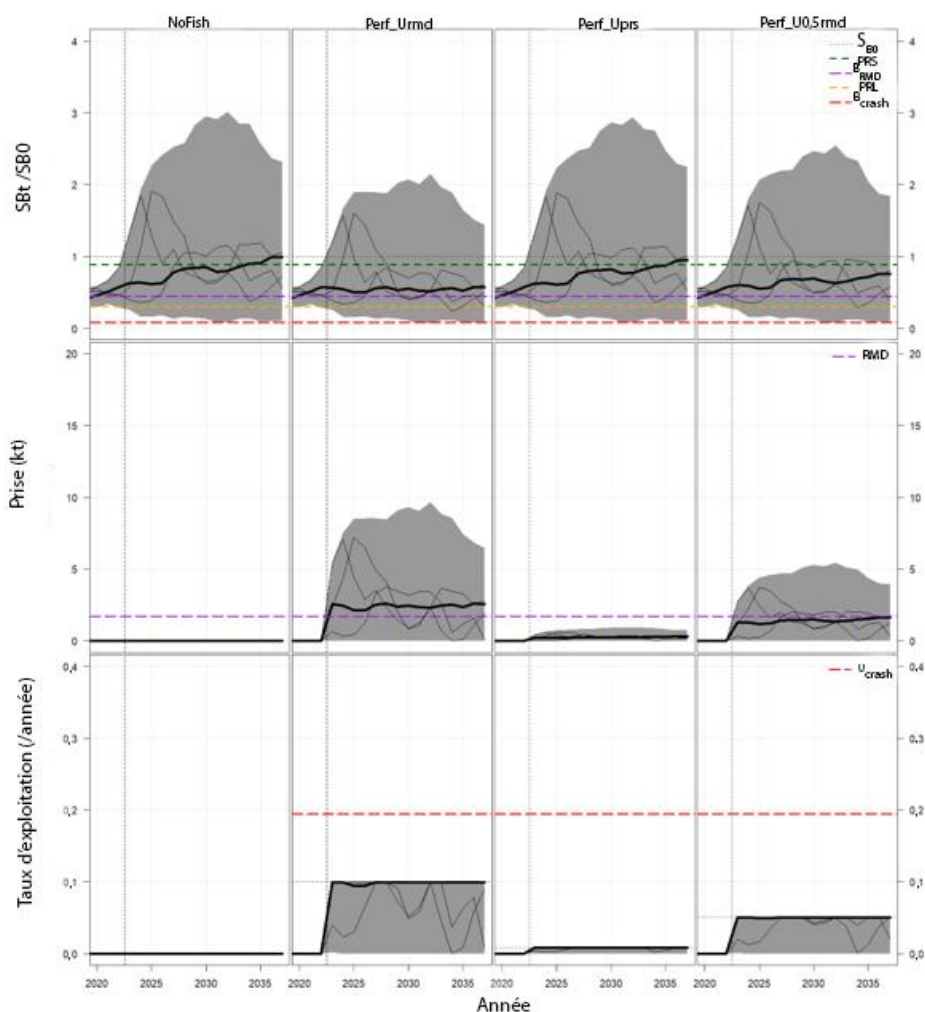


Figure 17. Enveloppes de simulation de l'épuisement de la biomasse reproductrice (en haut), du total autorisé des captures (au milieu) et du taux de récolte (en bas) selon les différentes procédures de gestion indiquées en haut de chaque colonne pour la côte ouest de l'île de Vancouver. Dans tous les panneaux, les lignes noires épaisses indiquent la médiane et les régions ombrées indiquent les 95 % centraux de la distribution simulée de chaque quantité, les lignes noires fines indiquent les répétitions des simulations aléatoires individuelles, et la ligne pointillée verticale indique le début de la période de projection. Dans les graphiques de l'épuisement de la biomasse reproductrice, les lignes horizontales pointillées représentent les points de référence avec les couleurs indiquées dans la légende (B_0 = biomasse reproductrice sans pêche, PRS = point de référence supérieur, $Brmd$ = biomasse à l'équilibre au RMD, PRL = 30 % de la biomasse sans pêche et B_{crash} = biomasse à la baisse la plus importante du rendement). Dans le panneau des prises, la ligne violette pointillée horizontale indique le rendement maximal durable RMD et dans les panneaux des taux de récolte, le taux d'exploitation de référence U_{ref} est représenté par une ligne grise pointillée horizontale. Les en-têtes de colonne indiquent les procédures de gestion : NoFish = pas de pêche et Perf = Information parfaite avec le taux de récolte U_{rmd} ou $U_{0,5rmd}$.

ANNEXE A. PRISES, DONNÉES BIOLOGIQUES ET RELEVÉS INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE

Les données utilisées dans ce modèle proviennent de deux sources : les pêches commerciales et les relevés indépendants. Les sections qui suivent présentent chaque type de données utilisées dans ce document.

A.1. DESCRIPTION DES PÊCHES

À l'heure actuelle, il y a plusieurs pêches du hareng du Pacifique en Colombie-Britannique. Les Premières Nations ont un accès prioritaire, après la conservation, pour la pêche à des fins alimentaires, sociales et rituelles (ASR). Les possibilités de pêche commerciale comprennent quatre pêches dirigées : la pêche pour consommation et appât, la pêche à usage spécial, la récolte d'œufs sur varech et la pêche du hareng rogué (à la senne et au filet maillant). Il existe aussi une petite pêche récréative.

Les Premières Nations pêchent le hareng entier, le hareng rogué et les œufs de hareng à des fins ASR. Les harengs entiers sont pêchés à la senne, au filet maillant, au râteau, à l'épuisette et à la turlutte. Les œufs de hareng sont recueillis sous forme de rogue sur des algues comme le varech (œufs sur varech) ou de laitance sur des branches d'arbres placées dans les frayères. La récolte autochtone de hareng à des fins ASR peut avoir lieu à l'échelle de la côte lorsqu'elle est autorisée par un permis communautaire.

L'historique de la pêche commerciale du hareng du Pacifique est donné dans Cleary et al. (2019) et le dernier rapport d'évaluation des stocks décrit les pêches commerciales autochtones et les pêches visées par un traité (MPO 2022a). Les récoltes d'œufs sur varech de 1972 à 2016 sont documentées dans Schweigert et al. (2018).

A.2. DONNÉES SUR LES PRISES COMMERCIALES

La série chronologique des prises commerciales va de 1951 à 2022. Le hareng du Pacifique a été pêché à des fins commerciales dès 1930, mais les prises effectuées avant 1951 ne sont pas attribuables de façon fiable à chaque région ou zone de stock et sont donc exclues.

La figure A.1 présente le total des prises débarquées pour la pêche de réduction historique (de 1951 à 1965) et les pêches autorisées actuelles : pêche pour consommation et appât et pêche à usage spécial (combinées), pêche du hareng rogué à la senne et au filet maillant. Pour ces pêches, les prises sont validées au moment du déchargement, dans le cadre des programmes de surveillance et de validation à quai, avec une validation à 100 % depuis le début de la pêche du hareng rogué en 1972. La figure A.2 présente les mêmes données, tronquées de 1970 à 2022. Les prélèvements d'œufs sur varech ne sont pas combinés dans les deux figures précédentes, mais les données sont présentées à la figure A.3 et la pêche est décrite ci-après.

A.2.1. Œufs sur varech

La récolte commerciale des œufs sur varech est autorisée en tant qu'exploitation de bassins fermés et ouverts. En général, la mise en bassins fermés est autorisée pour Haïda Gwaii, le district de Prince Rupert, la côte centrale (limitée) et la COIV et la mise en bassins ouverts est autorisée sur la côte centrale (zone 07).

Dans les pêches en bassins fermés, les harengs sont capturés à l'aide d'une senne coulissante, puis remorqués pour être transférés dans des enclos en filets fermés (bassins) qui contiennent des lames de varech fixées sur des lignes submergées. Les harengs mis en bassins frayent sur les lames de varech (habituellement *Macrocystus integrifolia*) et sont relâchés des bassins après la fraie (Schweigert et al. 2018). Dans la récolte en bassins ouverts, les harengs ne sont

pas mis en bassins, mais ils sont attirés vers un site où le varech est disposé pour recueillir les œufs, ou on remorque des cadres sur lesquels du varech est accroché vers des sites où les harengs frayent déjà.

La récolte d'œufs de hareng sur varech est autorisée en poids (lb) de produit débarqué. Les données sur la récolte d'œufs de hareng sur varech, de 1975 à 2022, sont disponibles sous forme de débarquements totaux du produit (poids humide drainé des œufs collés au varech), avec validation du poids à quai depuis 1996. Le produit débarqué pour les principales zones de stock est présenté à la figure A.3.

En général, les modèles d'évaluation des stocks supposent que tous les prélèvements de la population sont connus et pris en compte dans la reconstitution de l'abondance et la prévision de la productivité future, et comprennent la spécification de l'incertitude (comme variance) du poids des prises commerciales. La récolte d'œufs de hareng sur varech est une anomalie, car aucun poisson n'est retiré de la population, bien qu'il soit quelque peu difficile de quantifier la mortalité qui se produit dans les enclos en filets. De plus, le prélèvement des œufs a une incidence sur la productivité future, mais il est compliqué de tenir compte de cette perte dans la modélisation de l'évaluation des stocks.

Schweigert et ses collaborateurs (2018) préconisent une hypothèse de mortalité du hareng de 65 tonnes américaines pour chaque permis de bassin fermé et recommandent de traiter la mortalité comme des prélèvements dans la pêche à la senne. De plus, nous suggérons d'ajouter les prélèvements totaux validés d'œufs à l'estimation de l'indice du frai dans le modèle d'évaluation, ce qui tiendrait compte de la production d'œufs perdue. Ensemble, l'inclusion des prises et du prélèvement des œufs aura une incidence directe sur le calcul des taux de mortalité naturelle et par pêche dans le modèle d'évaluation et, indirectement, sur la détermination de la biomasse reproductrice et du recrutement, comme dans l'approche de Shelton et al. (2014).

Notre approche de modélisation du prélèvement des œufs et de la mortalité par pêche est décrite dans la section Méthodes.

A.3. PROGRAMME ET DONNÉES DES RELEVÉS DU FRAI

Les relevés du frai du hareng du Pacifique en Colombie-Britannique ont évolué au fil du temps. Entre 1951 et 1987, les relevés du frai ont été effectués principalement sur les plages ou à bord de petits bateaux pour rechercher l'activité de fraie et on a utilisé une méthode de relevé en surface pour estimer les pontes. Depuis 1988, les aéronefs sont le principal moyen de repérer l'activité de fraie et on a surtout recours aux relevés en plongée pour estimer les pontes. À l'époque des relevés en surface, on s'attachait davantage à trouver l'activité de fraie (depuis la terre et sur l'eau) et moins à quantifier les pontes, alors que pendant la période des relevés en plongée, les relevés aériens nous permettent de déterminer rapidement l'activité de fraie et nous pouvons quantifier les pontes avec plus d'exactitude et de précision grâce aux relevés en plongée.

Avant le présent document, les différences d'exactitude et de précision entre les deux époques de relevés étaient prises en compte dans l'ajustement du modèle à l'aide de deux coefficients indépendants de capturabilité des relevés (q_s et q_d). Cependant, depuis 1987, il arrive que le moment, les conditions météorologiques et l'emplacement géographique ne permettent pas d'organiser un relevé en plongée, auquel cas les relevés en surface sont toujours utilisés. Dans le présent document, nous tenons compte de l'incertitude supplémentaire dans les estimations des relevés en surface en utilisant la proportion des observations de chaque méthode pour estimer q_s et q_d et modéliser un indice combiné des relevés. Les protocoles des relevés en surface et en plongée sont décrits dans Fort *et al.*¹ et le calcul de l'indice de la biomasse dans les relevés dans Grinnell *et al.*²

Toutes les données sur le frai sont présentées à la figure A.4.

A.4. PROGRAMME ET DONNÉES D'ÉCHANTILLONNAGE BIOLOGIQUE

Des échantillons biologiques de hareng sont prélevés dans les bancs de reproducteurs avant la fraie dans le cadre du programme d'échantillonnage de la pêche d'essai à la senne, ainsi que des pêches commerciales pendant la validation des prises ou le déchargement (réf. : manuel d'échantillonnage). La taille de l'échantillon cible pour chaque échantillonnage est de 100 poissons. Pour aider à réduire le biais personnel causé par l'échantillonneur, on procède à plusieurs événements d'échantillonnage qui sont sous-échantillonnés pour produire un seul échantillon.

Les échantillons de hareng sont traités chaque printemps et fournissent les données suivantes : longueur standard, poids, poids des gonades, maturité, sexe et âge. On utilise les écailles des harengs pour déterminer l'âge des poissons, cette opération étant effectuée par le laboratoire de scalimétrie de la Station biologique du Pacifique. Cleary et ses collaborateurs (2019) donnent plus de détails sur le programme d'échantillonnage biologique du hareng.

Pour chaque région d'évaluation des stocks, les données biologiques sont agrégées par année et par type d'engin et nous en tirons deux types de données d'entrée pour le modèle d'évaluation des stocks d'après l'âge des prises : le poids selon l'âge (figures A.5, A.6, A.7, A.8 et A.9) et la proportion selon l'âge (figures A.10, A.11, A.12, A.13 et A.14), par flottille (de 1951 à 2022). La taille des échantillons pour l'âge est très variable; des tableaux de la taille des échantillons par année et engin sont inclus pour chaque région d'évaluation des stocks. Pour les harengs de 10 ans ou plus, les données biologiques sont combinées en un seul groupe de 10+.

A.5. FIGURES

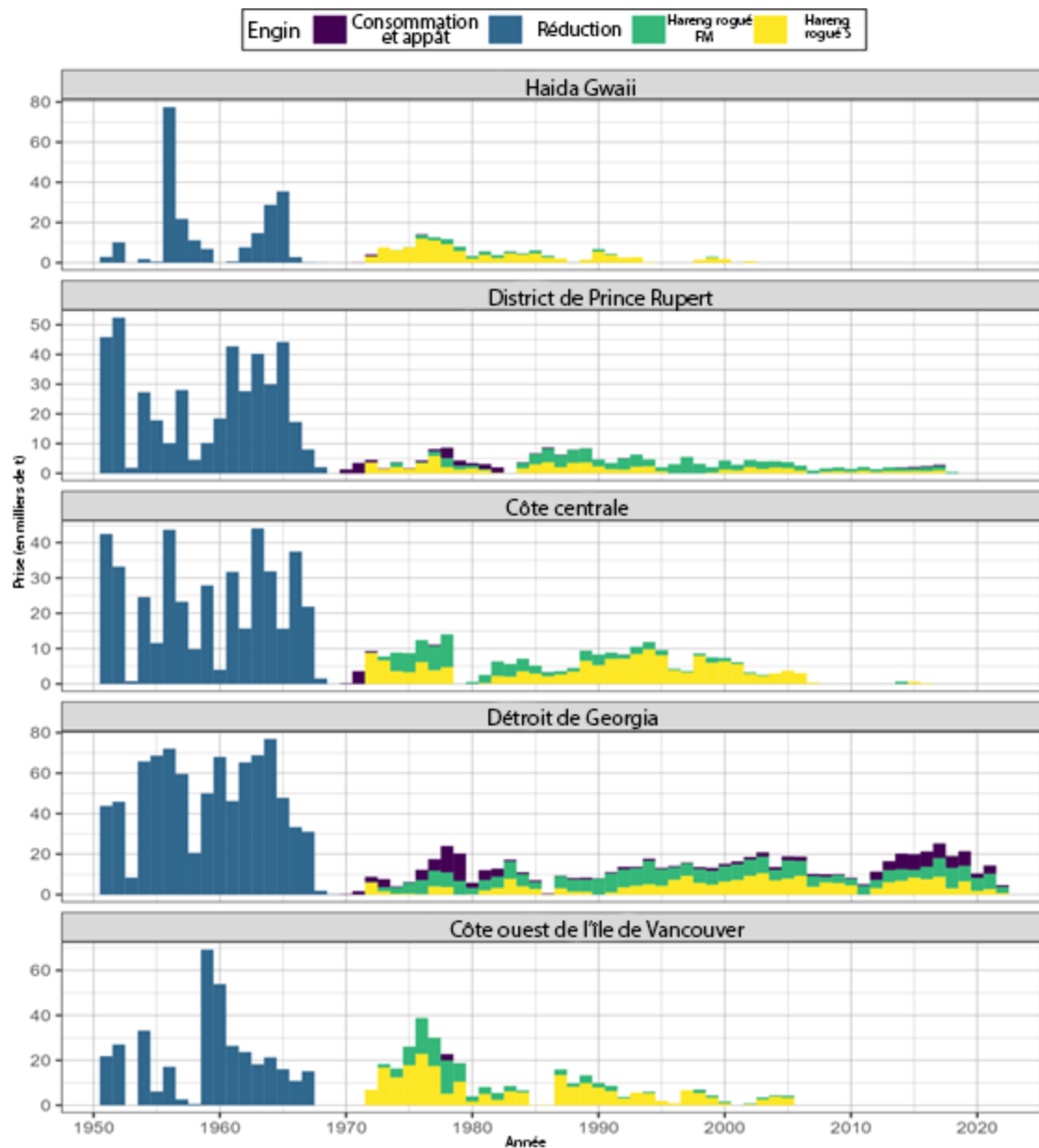


Figure A.1. Prises totales de hareng du Pacifique débarquées, en milliers de tonnes (t) de 1951 à 2022 pour les principales régions d'évaluation des stocks. Pêche de réduction (en bleu), pêche pour consommation et appât et pêche pour usage spécial (en violet), pêche du hareng rogué à la senne (en jaune), pêche du hareng rogué au filet maillant (en vert).

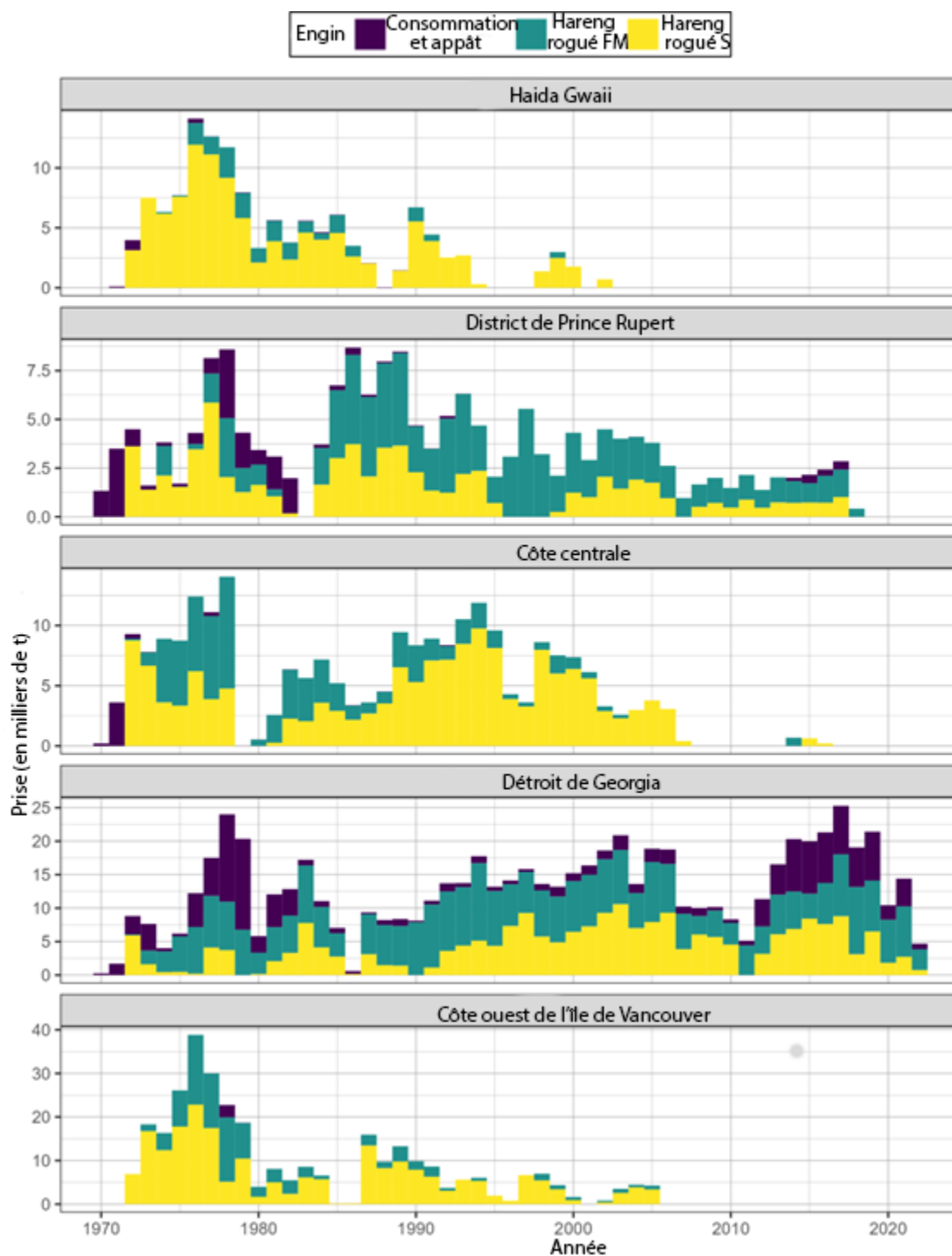


Figure A.2. Prises totales de hareng du Pacifique débarquées, en milliers de tonnes (t) de 1970 à 2022 pour les principales régions d'évaluation des stocks. Pêche pour consommation et appât et pêche pour usage spécial (en violet), pêche du hareng rogué à la senne (en jaune), pêche du hareng rogué au filet maillant (en vert).

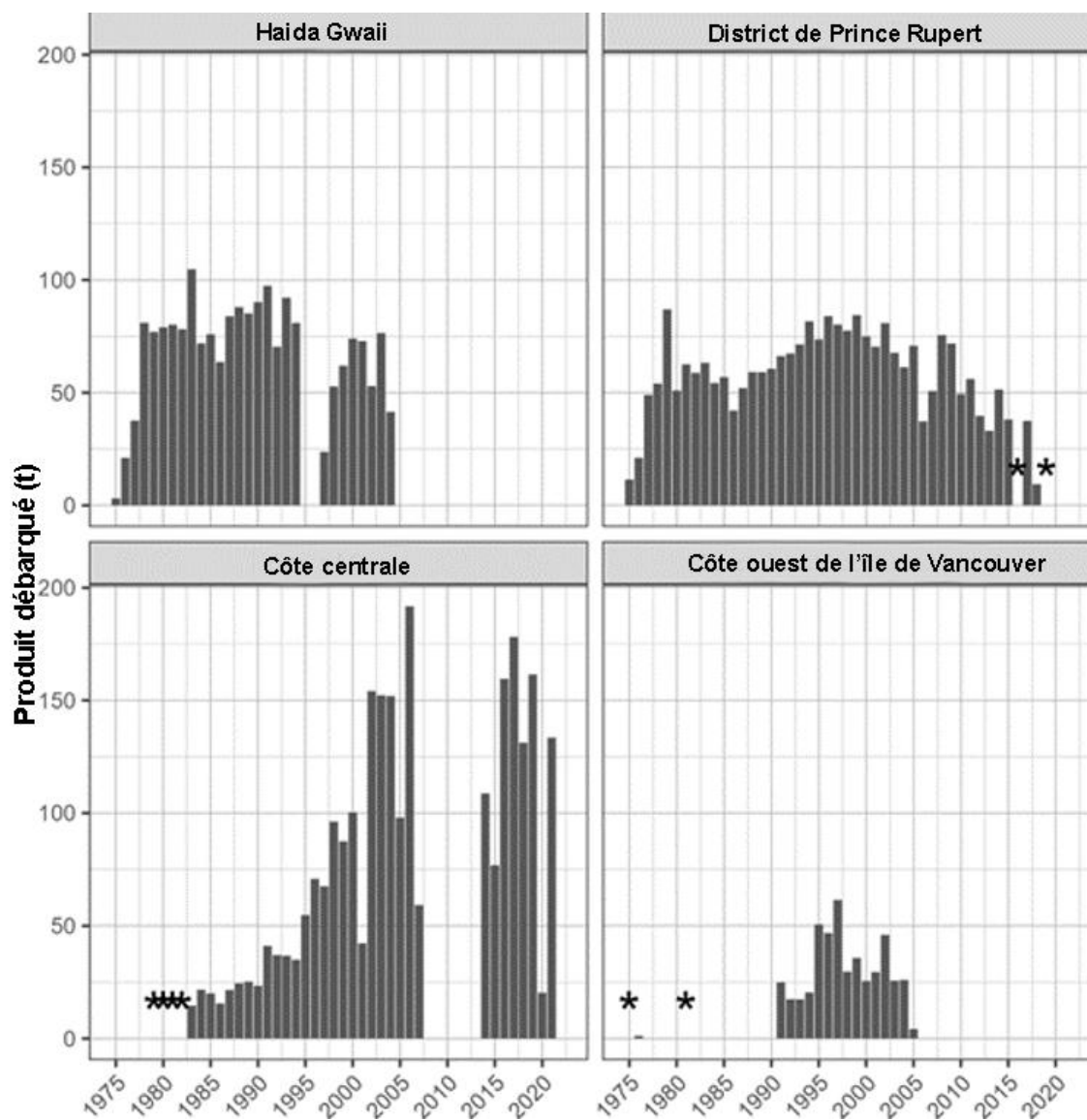


Figure A.3. Débarquements totaux de produits d'œufs sur varech dans la pêche commerciale, par région et par année, en tonnes métriques (t). Un * indique des données non illustrées sur le graphique pour des raisons de confidentialité.

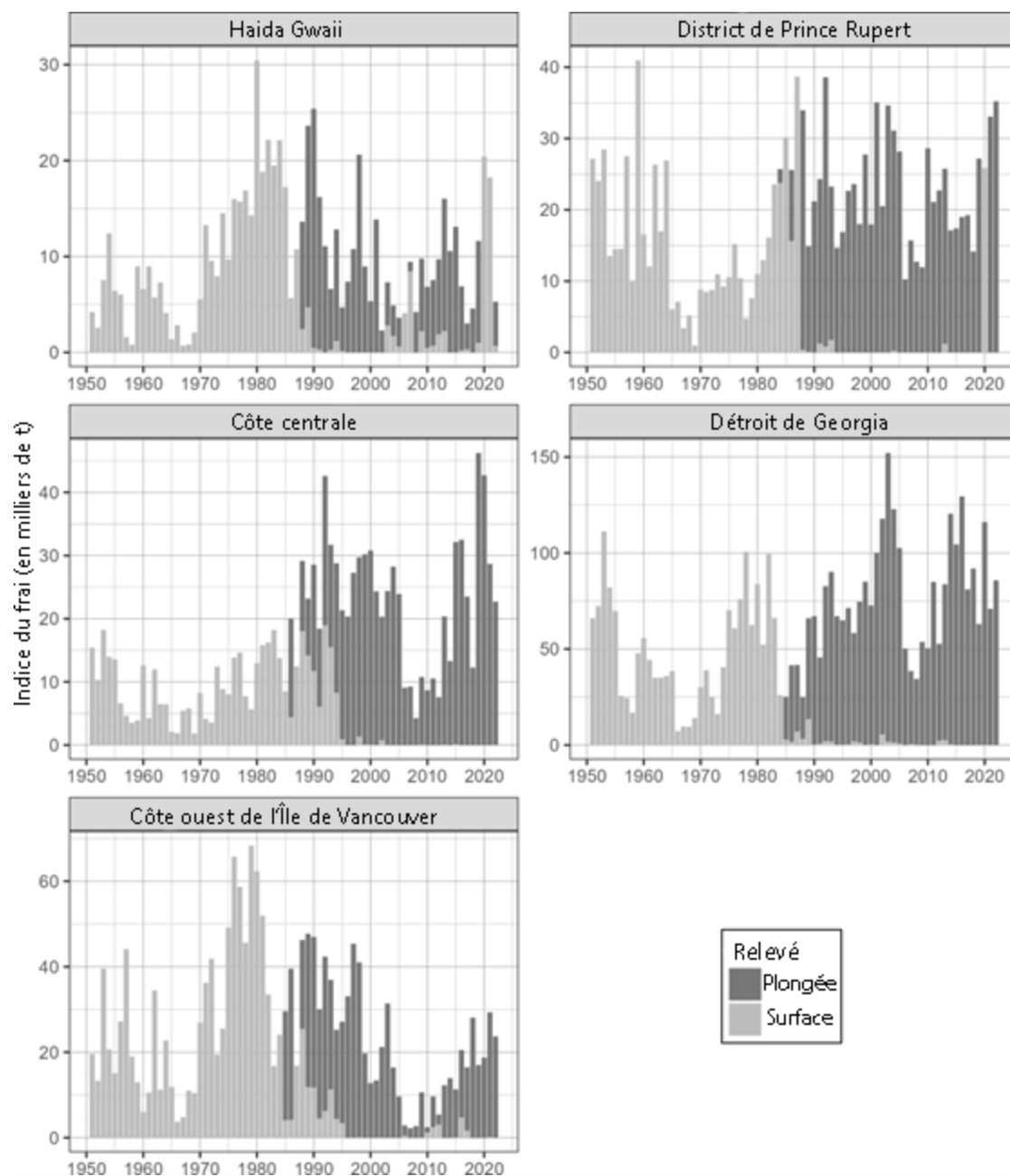


Figure A.4. Indice du frai, en milliers de tonnes (t), pour le hareng du Pacifique de 1951 à 2022 dans les principales régions d'évaluation des stocks, selon les deux méthodes de relevé. L'indice du frai n'est pas mis à l'échelle par q. Remarque : Pour Haïda Gwaii en 2021, les données ont été recueillies par un relevé modifié au moyen d'une caméra pour prises de vues sous-marines, car les navires affrétés pour les relevés en plongée n'étaient pas disponibles en raison de la pandémie de COVID-19. Pour notre étude, ce relevé ressemblait davantage à un relevé en plongée et a été traité comme tel.

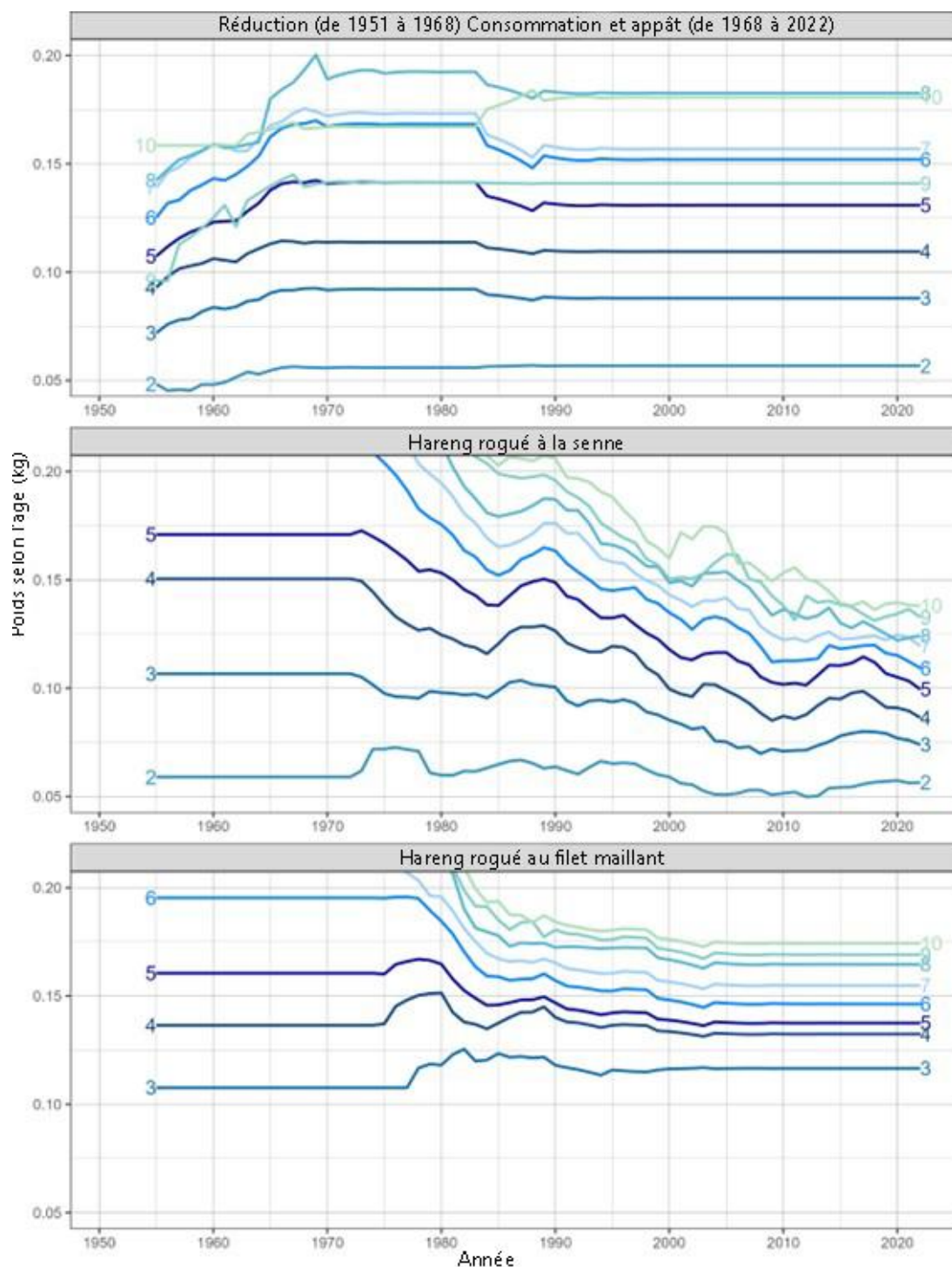


Figure A.5. Haïda Gwaii : Poids moyen selon l'âge (en kg) du hareng de 1951 à 2022. Les lignes indiquent les moyennes mobiles sur 5 ans par incréments de l'âge 2 ou 3 jusqu'à l'âge 10+, en gris de plus foncé à plus clair, où l'âge 10+ signifie l'âge 10 et au-delà. Les années sans échantillon d'âge pour une classe d'âge, les valeurs sont imputées comme la moyenne des cinq années précédentes, sauf au début de la série, où la première valeur est imputée à l'envers (d'où les lignes droites). Les résumés biologiques n'utilisent que des échantillons des pêches commerciales et d'essai à la senne en raison de la sélectivité selon la taille des autres types d'engins. Les axes verticaux sont rognés entre 0,05 et 0,20 kg.

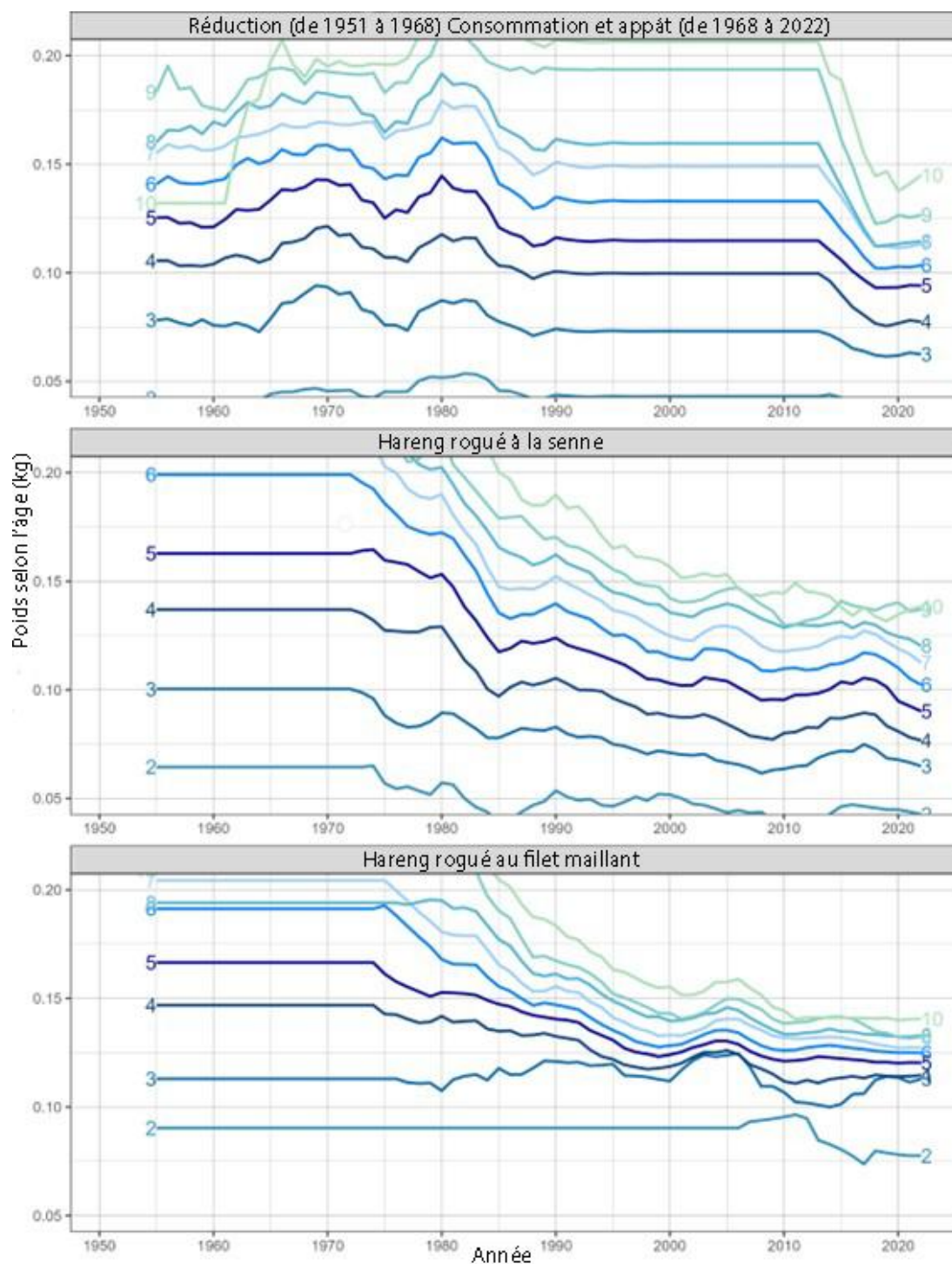


Figure A.6. District de Prince Rupert : Poids moyen selon l'âge (en kg) du hareng de 1951 à 2022. Les lignes indiquent les moyennes mobiles sur 5 ans par incréments de l'âge 2 ou 3 jusqu'à l'âge 10+, en gris de plus foncé à plus clair, où l'âge 10+ signifie l'âge 10 et au-delà. Les années sans échantillon d'âge pour une classe d'âge, les valeurs sont imputées comme la moyenne des cinq années précédentes, sauf au début de la série, où la première valeur est imputée à l'envers (d'où les lignes droites). Les résumés biologiques n'utilisent que des échantillons des pêches commerciales et d'essai à la senne en raison de la sélectivité selon la taille des autres types d'engins. Les axes verticaux sont rognés entre 0,05 et 0,20 kg.

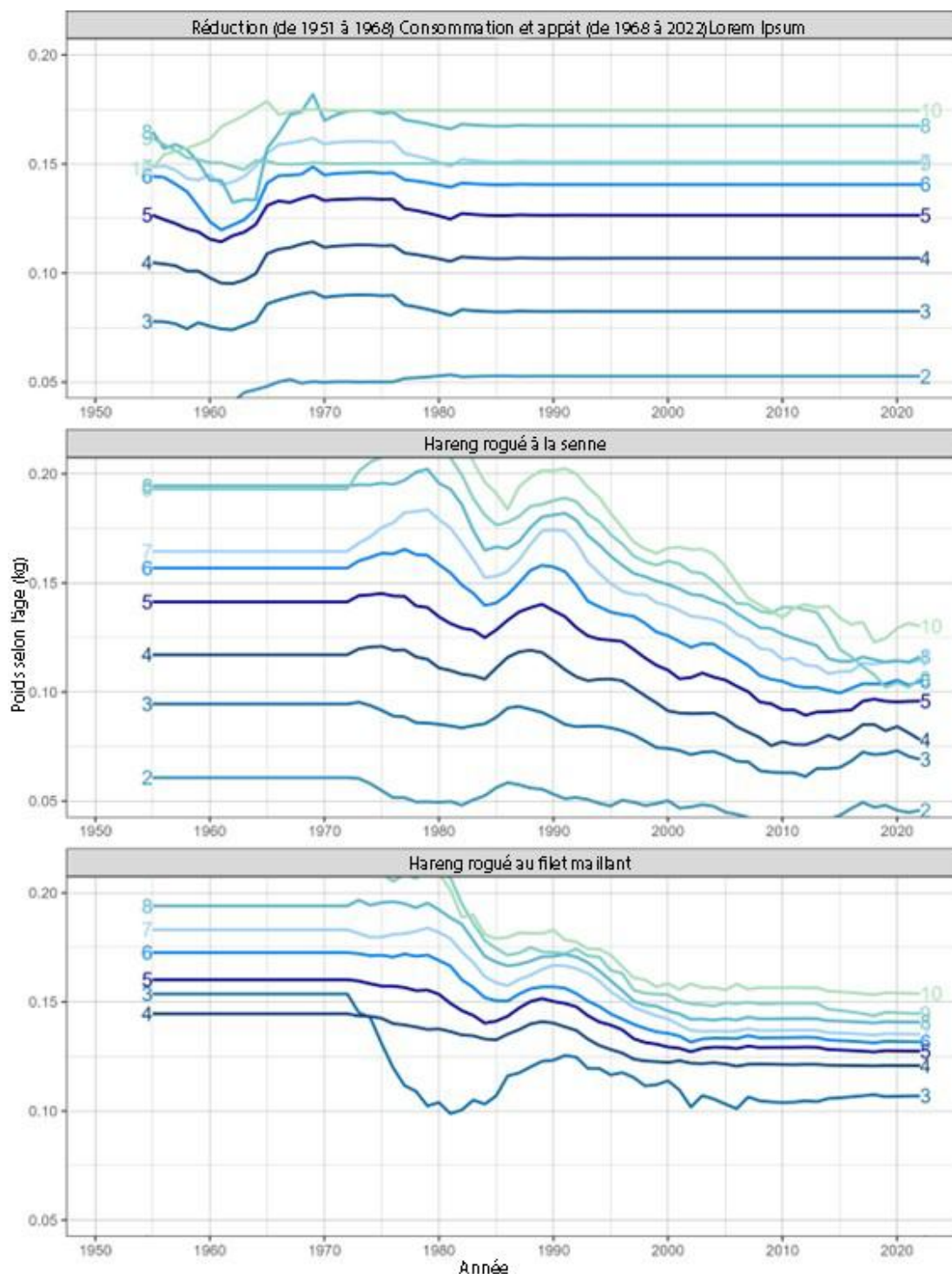


Figure A.7. Côte centrale : Poids moyen selon l'âge (en kg) du hareng de 1951 à 2022. Les lignes indiquent les moyennes mobiles sur 5 ans par incréments de l'âge 2 ou 3 jusqu'à l'âge 10+, en gris de plus foncé à plus clair, où l'âge 10+ signifie l'âge 10 et au-delà. Les années sans échantillon d'âge pour une classe d'âge, les valeurs sont imputées comme la moyenne des cinq années précédentes, sauf au début de la série, où la première valeur est imputée à l'envers (d'où les lignes droites). Les résumés biologiques n'utilisent que des échantillons des pêches commerciales et d'essai à la senne en raison de la sélectivité selon la taille des autres types d'engins. Les axes verticaux sont rognés entre 0,05 et 0,20 kg.

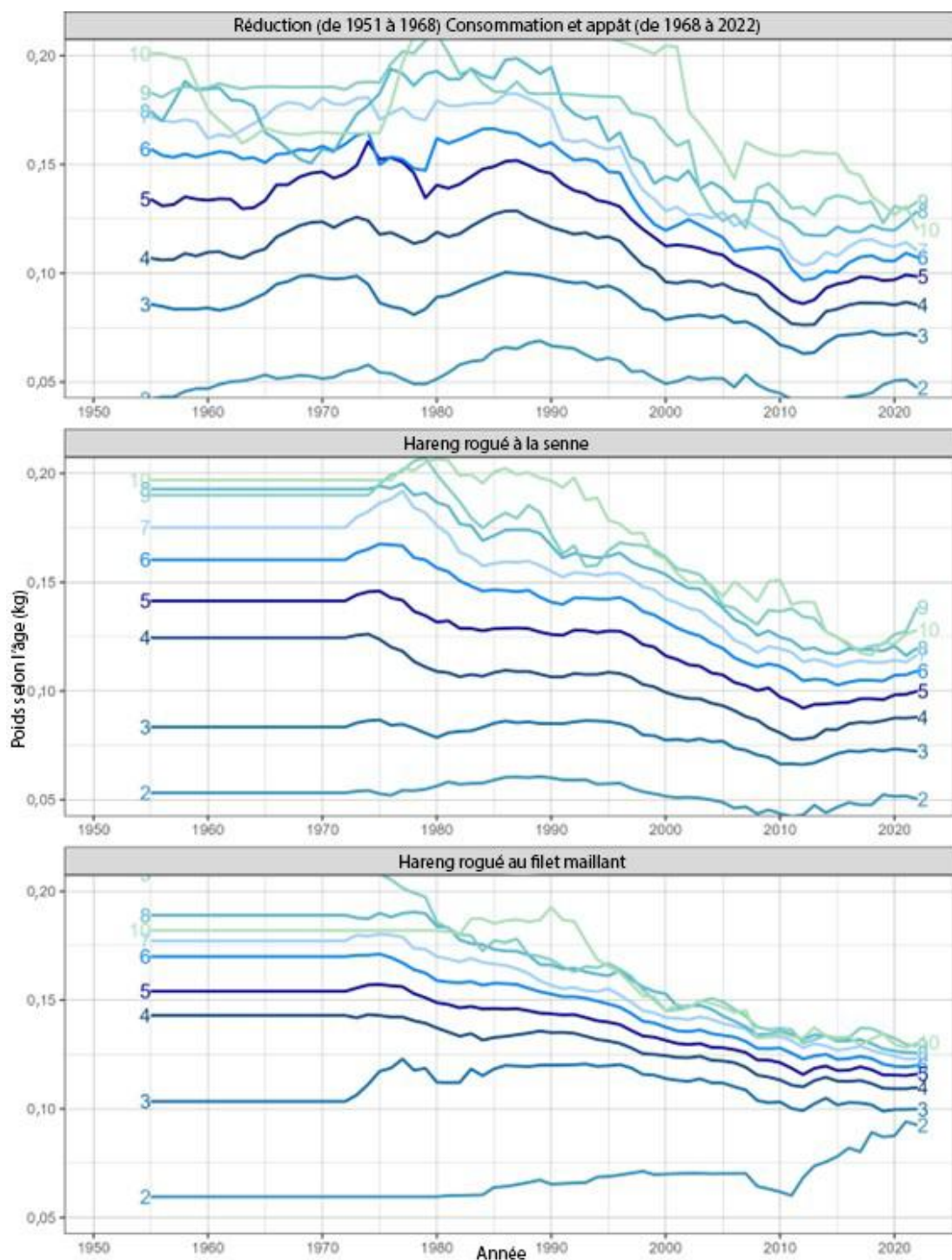


Figure A.8. Détroit de Georgia : Poids moyen selon l'âge (en kg) du hareng de 1951 à 2022. Les lignes indiquent les moyennes mobiles sur 5 ans par incréments de l'âge 2 ou 3 jusqu'à l'âge 10+, en gris de plus foncé à plus clair, où l'âge 10+ signifie l'âge 10 et au-delà. Les années sans échantillon d'âge pour une classe d'âge, les valeurs sont imputées comme la moyenne des cinq années précédentes, sauf au début de la série, où la première valeur est imputée à l'envers (d'où les lignes droites). Les résumés biologiques n'utilisent que des échantillons des pêches commerciales et d'essai à la senne en raison de la sélectivité selon la taille des autres types d'engins. Les axes verticaux sont rognés entre 0,05 et 0,20 kg.

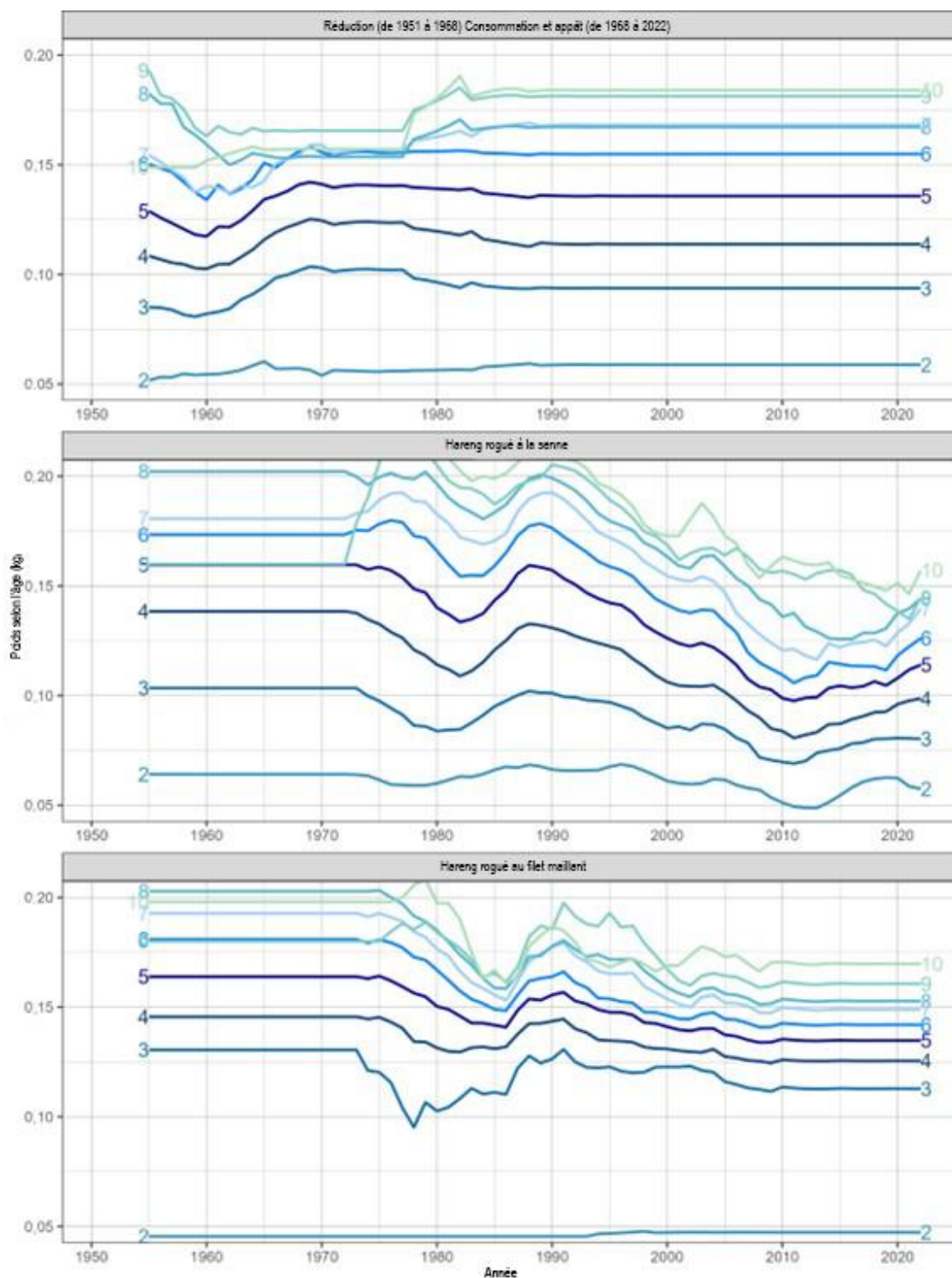


Figure A.9. Côte ouest de l'île de Vancouver : Poids moyen selon l'âge (en kg) du hareng de 1951 à 2022. Les lignes indiquent les moyennes mobiles sur 5 ans par incréments de l'âge 2 ou 3 jusqu'à l'âge 10+, en gris de plus foncé à plus clair, où l'âge 10+ signifie l'âge 10 et au-delà. Les années sans échantillon d'âge pour une classe d'âge, les valeurs sont imputées comme la moyenne des cinq années précédentes, sauf au début de la série, où la première valeur est imputée à l'envers (d'où les lignes droites). Les résumés biologiques n'utilisent que des échantillons des pêches commerciales et d'essai à la senne en raison de la sélectivité selon la taille des autres types d'engins. Les axes verticaux sont rognés entre 0,05 et 0,20 kg.

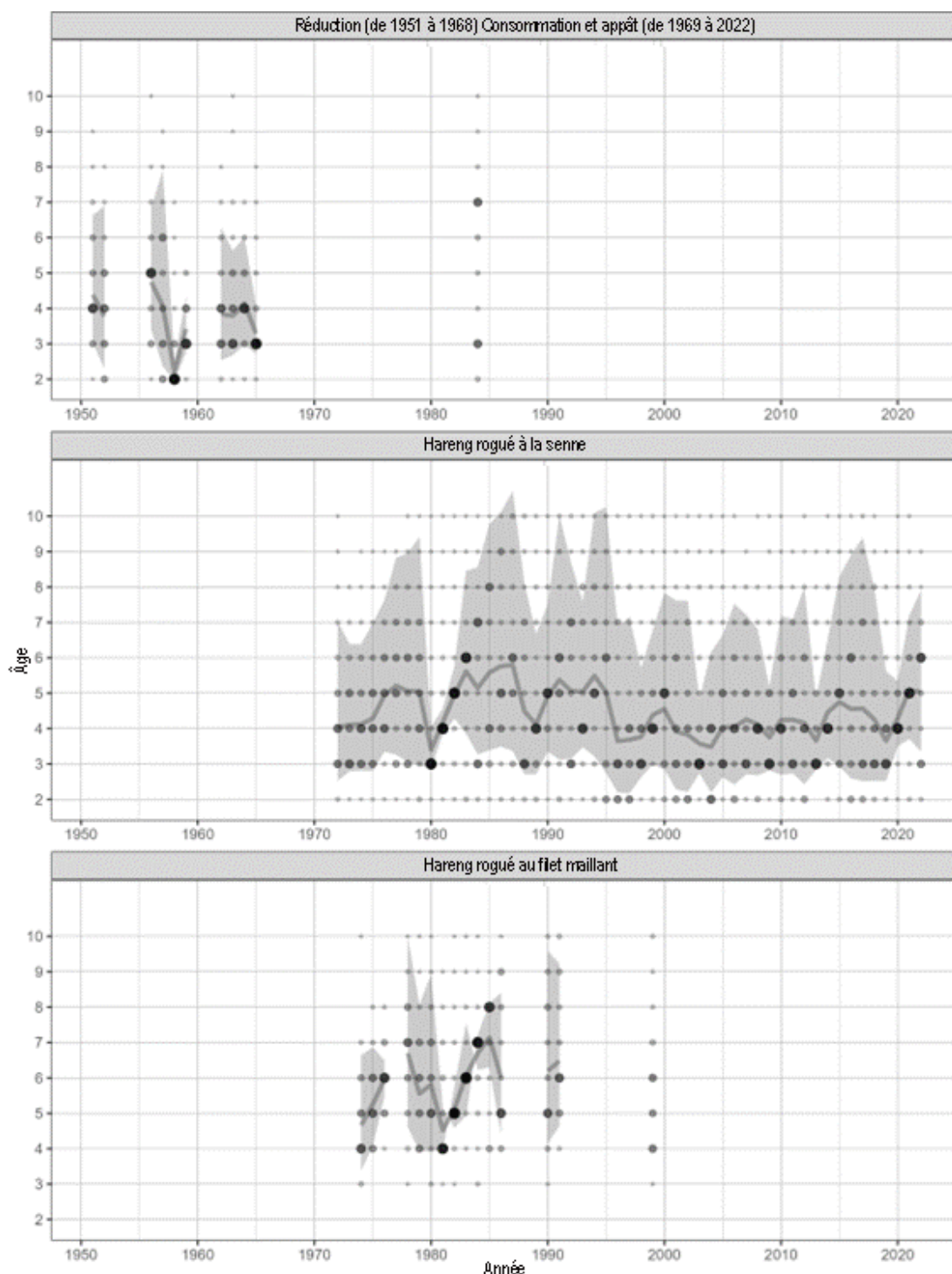


Figure A.10. Haïda Gwaii : Proportion selon l'âge du hareng du Pacifique de 1951 à 2022. La taille et la couleur des points indiquent la proportion de la classe d'âge pour l'année; le total pour chaque année est de 1,0. La ligne grise correspond à l'âge moyen et la zone ombrée correspond à la distribution d'environ 90 %. Les résumés biologiques sont présentés par type d'engin (réduction, consommation et appât, hareng rogué à la senne et hareng rogué au filet maillant), où le hareng rogué à la senne combine les échantillons pour les pêches commerciales et d'essai. La catégorie « âge 10+ » comprend les poissons de 10 ans ou plus.

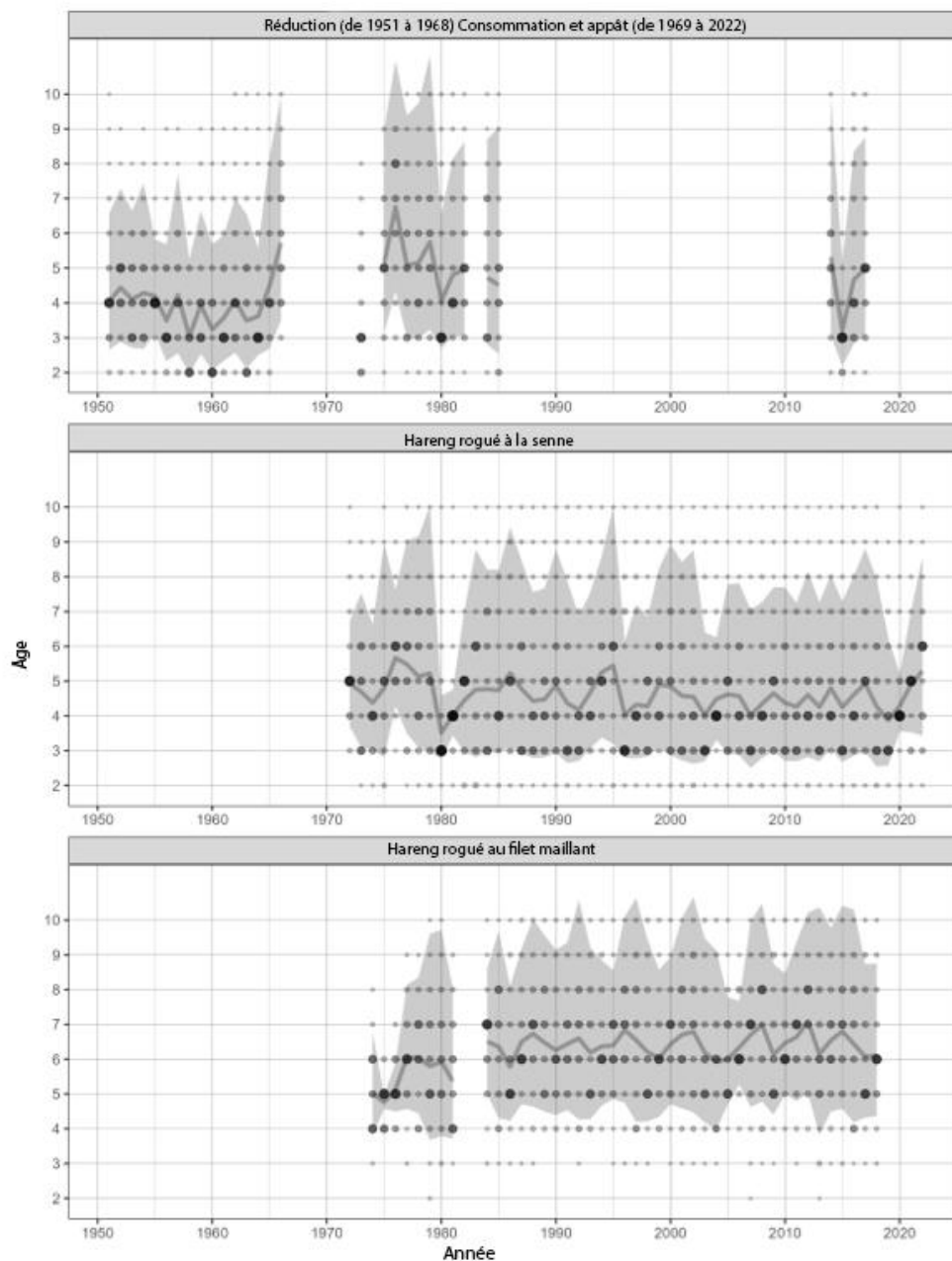


Figure A.11. District de Prince Rupert : Proportion selon l'âge du hareng du Pacifique de 1951 à 2022. La taille et la couleur des points indiquent la proportion de la classe d'âge pour l'année; le total pour chaque année est de 1,0. La ligne grise correspond à l'âge moyen et la zone ombrée correspond à la distribution d'environ 90 %. Les résumés biologiques sont présentés par type d'engin (réduction, consommation et appât, hareng rogué à la senne et hareng rogué au filet maillant), où le hareng rogué à la senne combine les échantillons pour les pêches commerciales et d'essai. La catégorie « âge 10+ » comprend les poissons de 10 ans ou plus.

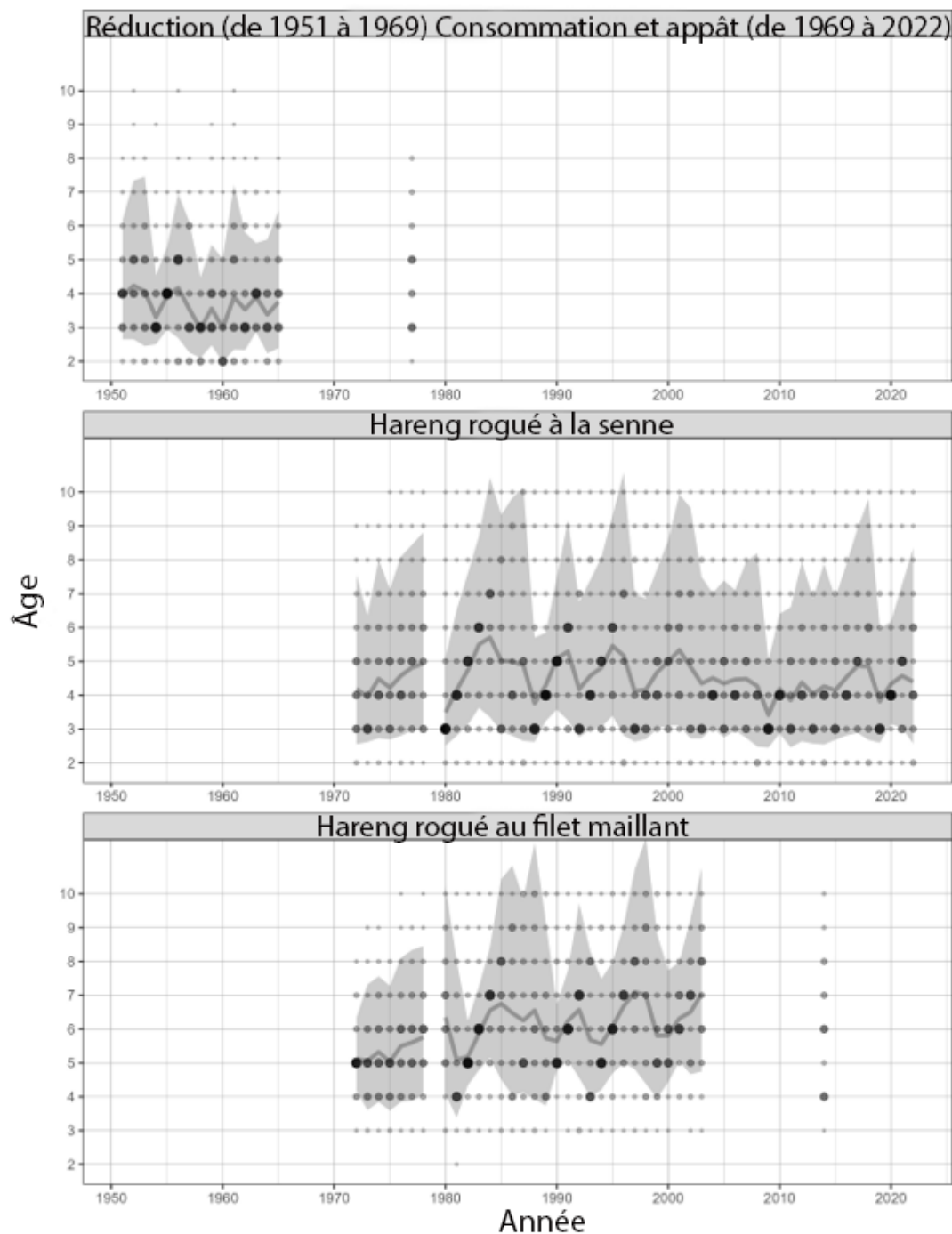


Figure A.12. Côte centrale : Proportion selon l'âge du hareng du Pacifique de 1951 à 2022. La taille et la couleur des points indiquent la proportion de la classe d'âge pour l'année; le total pour chaque année est de 1,0. La ligne grise correspond à l'âge moyen et la zone ombrée correspond à la distribution d'environ 90 %. Les résumés biologiques sont présentés par type d'engin (réduction, consommation et appât, hareng rogué à la senne et hareng rogué au filet maillant), où le hareng rogué à la senne combine les échantillons pour les pêches commerciales et d'essai. La catégorie « âge 10+ » comprend les poissons de 10 ans ou plus.

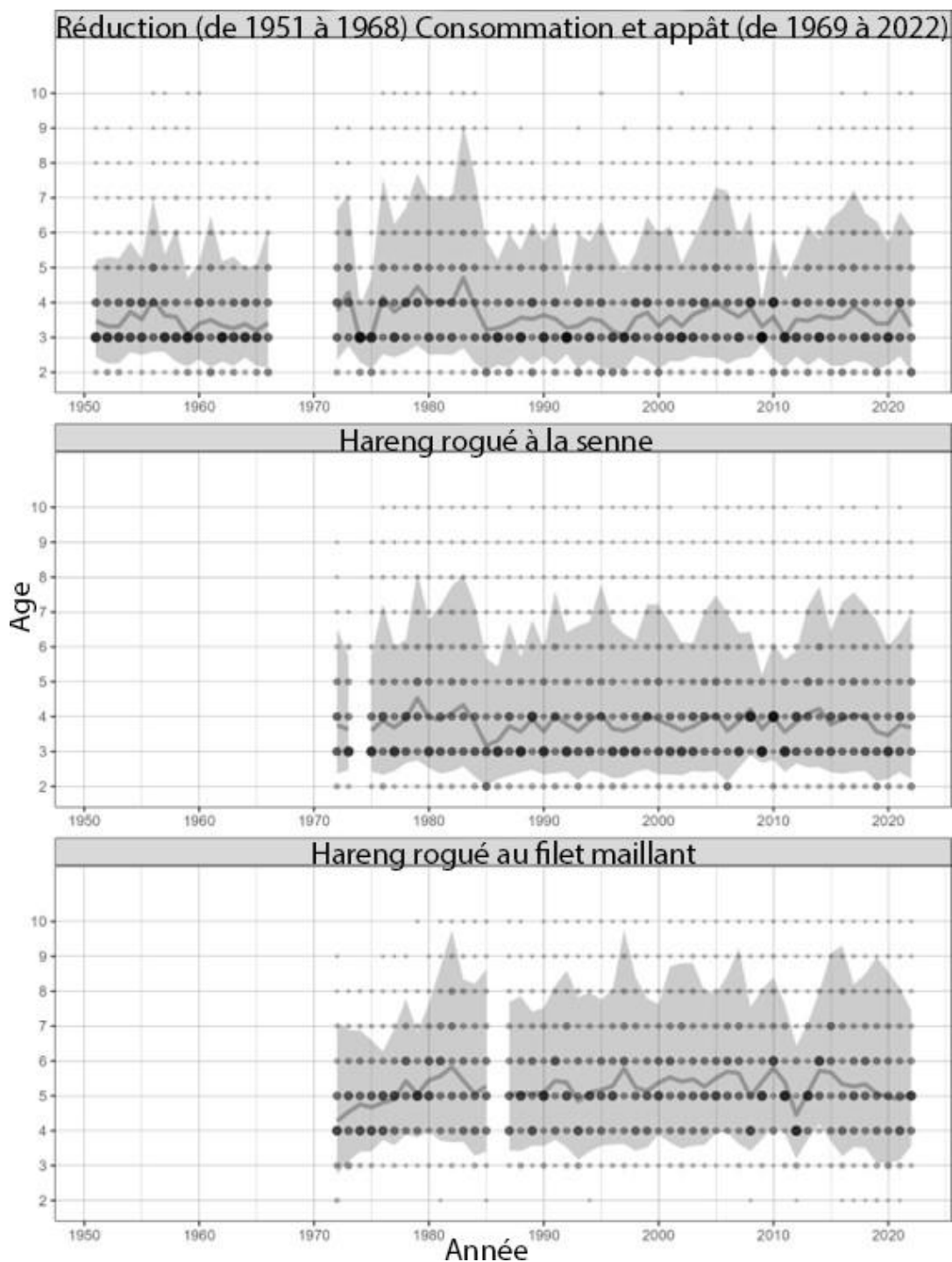


Figure A.13. Détroit de Georgia : Proportion selon l'âge du hareng du Pacifique de 1951 à 2022. La taille et la couleur des points indiquent la proportion de la classe d'âge pour l'année; le total pour chaque année est de 1,0. La ligne grise correspond à l'âge moyen et la zone ombrée correspond à la distribution d'environ 90 %. Les résumés biologiques sont présentés par type d'engin (réduction, consommation et appât, hareng rogué à la senne et hareng rogué au filet maillant), où le hareng rogué à la senne combine les échantillons pour les pêches commerciales et d'essai. La catégorie « âge 10+ » comprend les poissons de 10 ans ou plus.

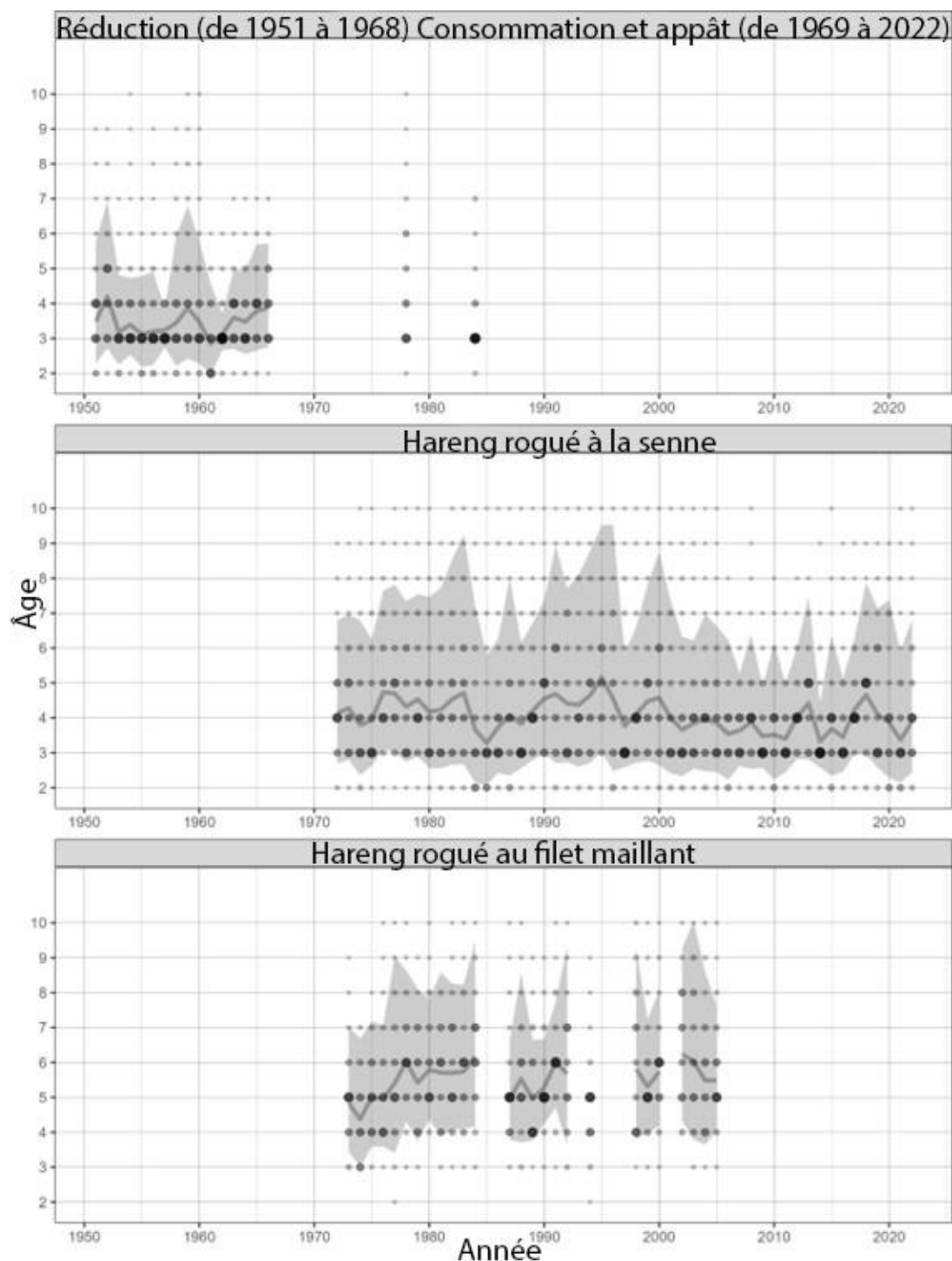


Figure A.14. Côte ouest de l'île de Vancouver : Proportion selon l'âge du hareng du Pacifique de 1951 à 2022. La taille et la couleur des points indiquent la proportion de la classe d'âge pour l'année; le total pour chaque année est de 1,0. La ligne grise correspond à l'âge moyen et la zone ombrée correspond à la distribution d'environ 90 %. Les résumés biologiques sont présentés par type d'engin (réduction, consommation et appât, hareng rogué à la senne et hareng rogué au filet maillant), où le hareng rogué à la senne combine les échantillons pour les pêches commerciales et d'essai. La catégorie « âge 10+ » comprend les poissons de 10 ans ou plus.

ANNEXE B. UTILISATION DES DONNÉES ET ANALYSE DE TRANSITION POUR LE MODÈLE D'ÉVALUATION DU HARENG

B.1. MÉTHODES

Le MSSIPHA comporte un certain nombre de fonctions ou d'hypothèses qui diffèrent du modèle d'évaluation précédemment accepté pour produire des avis sur la gestion du hareng en Colombie-Britannique (Martell *et al.* 2012; Cleary *et al.* 2019). Pour comprendre comment le MSSIPHA se comporte différemment du MSIPA, nous avons comparé les estimations modélisées entre le MSIPA et plusieurs mises en œuvre du MSSIPHA. Plus précisément, nous avons d'abord comparé le MSIPA à une mise en œuvre « de base » du MSSIPHA posant des hypothèses qui correspondaient largement au MSIPA (p. ex. mortalité par pêche continue, indices de relevés distincts, M indépendante de la densité). Nous avons ensuite modifié les hypothèses ou ajouté des fonctions à la mise en œuvre de base du MSSIPHA et examiné comment les estimations modélisées avaient changé.

Le modèle de M indépendante de la densité du MSSIPHA est mis en œuvre sous forme de marche aléatoire simple avec des écarts log-normaux :

$$M_t = M_{t-1} \cdot e^{\epsilon_t}, \quad (\text{B.1})$$

où M_t est le taux de mortalité naturelle instantanée au moment t et $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_M)$ est un écart de marche aléatoire log-normal. Les changements précis par rapport au MSSIPHA de base que nous avons examinés étaient les suivants :

1. Prélèvements discrets des pêches (« DiscF ») et prélèvements de la récolte d'œufs sur varech (« DiscF+SOK »)
2. Indice de relevé combiné (« Blended »)
3. Mortalité dépendante de la densité (« DDM »)

Cette approche nous permet de détecter si les différences entre les estimations du MSIPA et du MSSIPHA découlent d'un changement de la plateforme de modélisation ou de certaines nouvelles fonctions mises en œuvre dans le MSSIPHA pour le hareng du Pacifique. Enfin, nous avons exécuté le MSSIPHA « complet » avec toutes les fonctions simultanément pour montrer les effets combinés sur les estimations modélisées, et comme méthode de contrôles prédictifs a posteriori. De plus, les cinq stocks servent de contrôle prédictif a posteriori dans différentes conditions.

Nous examinons les différences entre le MSSIPHA de base et le MSIPA en comparant les estimations modélisées de la mortalité, du recrutement et de la biomasse reproductrice. Les différences qui apparaissent dans ces comparaisons de base sont attribuables aux différences structurelles de ces modèles, et non aux fonctions supplémentaires (1 à 3) proposées pour le hareng du Pacifique.

Nous étudions les différences dues aux variations de la mortalité par pêche en modifiant le MSSIPHA de base, qui modélisait la mortalité continue par pêche, pour passer à une mise en œuvre de rechange, « F discrète », dans laquelle les prises dans la pêche étaient retirées à des points distincts de l'année pour refléter le comportement de la flottille de pêche (Branch 2009). Nous comparons alors à nouveau les estimations modélisées de la mortalité, du recrutement et de la biomasse reproductrice. Nous modifions davantage le modèle F discrète pour tenir compte du prélèvement des œufs sur varech et nous comparons de nouveau les estimations modélisées.

Pour explorer les différences dues aux changements de l'indice de relevé, nous modifions le MSSIPHA de base. Le modèle de base traite la série chronologique des relevés du frai comme deux époques de relevé distinctes et estime donc deux paramètres de capturabilité des relevés du frai : « q_s » pour le relevé en surface (de 1951 à 1987) et « q_d » pour le relevé en plongée (après 1987). Cependant, même les années qui ont suivi l'adoption généralisée des relevés en plongée, les relevés en surface sont encore utilisés dans certaines régions et certaines années et, à l'heure actuelle, ces observations de surface postérieures à 1987 sont présumées provenir de relevés en plongée.

Les modifications apportées au MSSIPHA de base comprennent le traitement des observations du frai en surface et en plongée comme les composantes d'un seul indice combiné de l'abondance relative qui inclut un scalaire q_t de la capturabilité annuelle, dérivé en calculant la moyenne pondérée des proportions annuelles des observations des relevés en surface et en plongée (section 2.5.1, corps du document, tableau 3, éq. L.2). Ensuite, comme pour le MSSIPHA de base et le MSIPA, les composantes de la capturabilité des relevés en surface et en plongée sont estimées à l'aide d'une valeur a priori log-normale pour le relevé en surface moins précis ($\mu \log q = -0.69$, $\tau q = 1$) et d'une hypothèse de recensement ($q_d = 1$) pour la composante du relevé en plongée.

Pour explorer les différences dues aux variations de la mortalité naturelle (M), nous comparons le MSIPA, qui modélise M variable dans le temps à l'aide d'une fonction de spline ajustée à 12 nœuds, au MSSIPHA de base, où l'estimation de M variable dans le temps peut varier chaque année sous forme de marche aléatoire dans l'espace logarithmique. L'approche du MSSIPHA de base est différente de celle du MSIPA, mais elle est similaire en ce sens qu'elle ne propose aucun mécanisme particulier faisant varier M . Nous avons modifié davantage le MSSIPHA de base en modélisant M comme un processus anticompensatoire où M varie d'une année à l'autre selon une relation dépendante de la densité avec la biomasse (équation 1, section 2 du corps du document). Nous comparons alors les estimations modélisées de M , du recrutement et de la biomasse reproductrice.

Une comparaison du MSIPA et du MSSIPHA « complet » qui contenait la mortalité par pêche discrète (avec récolte d'œufs sur varech dans toutes les régions sauf le détroit de Georgia), un indice de relevé combiné et M dépendante de la densité est présentée dans le corps du document.

Enfin, dans le MSSIPHA de base, l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de M (σ_M) a été fixée à 0,1. Cette valeur de σ_M est plus contraignante sur les écarts interannuels de M que la variance utilisée pour contraindre les nœuds de la spline dans le MSIPA. Pour tester la sensibilité du MSSIPHA au choix de σ_M , nous comparons les estimations entre le MSSIPHA de base et les autres mises en œuvre du MSSIPHA avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$.

B.2. RÉSULTATS ET DISCUSSION

B.2.1. Haïda Gwaii

B.2.1.1 Transition du MSIPA au MSSIPHA de base

Les estimations de la biomasse reproductrice, du recrutement et de F suivaient des tendances semblables dans le MSIPA et le MSSIPHA de base pour la plupart des séries chronologiques (figure B.1). Dans le MSSIPHA, M imitait souvent le comportement moyen de M dans le MSIPA, mais avec plus de variabilité d'une année à l'autre. Entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980, la biomasse reproductrice était plus élevée et la mortalité par pêche

plus faible dans les pêches de réduction et du hareng rogué à la senne dans le MSSIPHA comparativement au MSIPA.

B.2.1.2 Transition à la mortalité par pêche discrète et inclusion de la récolte d'œufs sur varech

La conversion dans le MSSIPHA de F continue à F discrète a eu peu d'effet sur les estimations modélisées de la biomasse reproductrice, du recrutement et de M (figure B.1). Le MSSIPHA avec F discrète a estimé des niveaux plus élevés de F au filet maillant que le MSSIPHA avec F continue. La prise en compte des prélèvements par la récolte d'œufs sur varech a donné des estimations de la biomasse plus élevées et une F plus faible au filet maillant pendant les périodes de pointe au milieu des années 1970 et au début des années 1980, avec des estimations du recrutement similaires à celles du modèle avec F discrète sans récolte d'œufs sur varech. Cependant, toutes ces différences de modèle peuvent découler de l'approximation des paramètres plutôt que d'un comportement intrinsèque du modèle.

B.2.1.3 Transition à l'indice combiné

La conversion du MSSIPHA pour l'ajuster à un indice de relevé combiné plutôt qu'à un indice distinct a eu des effets mineurs sur les estimations modélisées (figure B.2).

B.2.1.4 Transition à la mortalité dépendante de la densité

La conversion du MSSIPHA pour avoir M dépendante de la densité plutôt qu'une simple marche aléatoire dans M a donné des estimations de M avec une variation interannuelle beaucoup plus importante, y compris des minima légèrement plus bas et des maxima beaucoup plus élevés. En particulier, M dépendante de la densité culminait à la fin des années 1960 (période pendant laquelle la biomasse était très faible) à des niveaux plus élevés que dans le MSSIPHA de base et le MSIPA. Les effets sur les estimations de la biomasse, du recrutement et de F étaient relativement faibles (figure B.3).

B.2.1.5 Analyse de sensibilité de la variabilité de la mortalité naturelle

Le fait de faire varier σ_M de 0,1 à 0,5 a produit une série chronologique d'estimations de M qui avait des moyennes et des tendances générales identiques, mais une amplitude plus grande, c.-à-d. que l'augmentation de σ_M a produit des maxima plus élevés et des minima plus bas, mais le moment des minima et des maxima n'a pas changé. L'écart le plus important est intervenu à la fin des années 1960, lorsque M a atteint un sommet de 0,46, 0,58 et 0,92 avec $\sigma_M = 0,1$, $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$, respectivement. Chaque modèle a également produit des trajectoires très semblables de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche. Des divergences sont apparues dans les estimations de la mortalité totale lorsque σ_M a augmenté à 0,5, car les pics importants de M étaient apparents dans la mortalité totale. Les modèles avec des valeurs plus élevées de σ_M ont donné des estimations plus basses de SB_0 et de R_0 et plus hautes de la capturabilité (h) et de la capturabilité dans les relevés en surface (q_s ; tableau B.2).

B.2.2. District de Prince-Rupert

B.2.2.1 Transition du MSIPA au MSSIPHA de base

Le MSIPA et le MSSIPHA de base ont produit des estimations divergentes dans les années 1950 et 1960, mais semblables par la suite (figure B.5). La principale différence entre les deux modèles, c'est que le MSIPA estime une tendance plutôt « ondulée » de M , variant

d'environ 0,12/an dans les années 1950 à 0,60/an dans les années 1960, tandis que les estimations de M par le MSSIPHA de base se situaient entre 0,25 et 0,5/an au cours de cette période. Les estimations par le MSSIPHA de F dans la pêche de réduction pour les années 1950 et le début des années 1960 étaient généralement bien en deçà de celles du MSIPA.

B.2.2.2 Transition à la mortalité par pêche discrète et inclusion de la récolte d'œufs sur varech

Le MSSIPHA avec F discrète a produit des estimations très semblables à celle du MSSIPHA avec F continue (figure B.5); le MSSIPHA a estimé une valeur plus basse de M avec F discrète par rapport à F continue tout au long de la série chronologique, mais comme cette tendance ne s'est pas manifestée dans d'autres régions, elle n'est pas représentative de la fonction F discrète. La prise en compte de la récolte d'œufs sur varech n'a entraîné pratiquement aucun changement dans les estimations des paramètres.

B.2.2.3 Transition à l'indice combiné

La conversion du MSSIPHA pour l'ajuster à un indice de relevé combiné plutôt qu'à un indice séparé n'a eu pratiquement aucun effet sur les estimations modélisées (figure B.6); les estimations de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité étaient presque identiques entre le MSSIPHA de base et le MSSIPHA avec l'indice de relevé combiné.

B.2.2.4 Analyse de sensibilité de la variabilité de la mortalité naturelle

Le fait de faire varier σ_M de 0,1 à 0,5 a produit une série chronologique d'estimations de M qui avait des moyennes et des tendances générales identiques, mais une amplitude plus grande, c.-à-d. que l'augmentation de σ_M a produit des maxima plus élevés et des minima plus bas, mais le moment des minima et des maxima n'a pas changé. L'écart le plus important est intervenu à la fin des années 1960, lorsque M a atteint un sommet de 0,45 avec $\sigma_M = 0,1$, mais a grimpé à 0,59 et 0,95 avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$, respectivement. Chaque modèle a également produit des trajectoires très semblables de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche. Les estimations annuelles de la biomasse reproductrice avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$ avaient tendance à être inférieures de 2 % et de 4 %, respectivement, par rapport à $\sigma_M = 0,1$. Des divergences sont apparues dans les estimations par le MSIPA et le MSSIPHA de base de la biomasse reproductrice après 1970 celles du recrutement et de la mortalité par pêche dans les pêches à la senne et au filet maillant sont très semblables (figure B.8), mais on relève certaines différences dans la biomasse reproductrice, le recrutement et M dans les années 1950 et 1960. Les estimations de la biomasse reproductrice et du recrutement par le MSSIPHA ont tendance à être plus élevées, et l'amplitude sur M est plus grande que dans les estimations par le MSIPA pendant cette période. Après le milieu des années 1990, toutes les estimations sont très semblables entre les deux modèles.

B.2.3. Côte Centrale

B.2.3.1 Transition du MSIPA au MSSIPHA de base

Les estimations par le MSIPA et le MSSIPHA de base de la biomasse reproductrice après 1970, du recrutement et de la mortalité par pêche dans les pêches à la senne et au filet maillant sont très semblables (figure B.8), mais on note des différences importantes dans la biomasse reproductrice, M , F dans la pêche de réduction et la mortalité totale Z durant les années 1950 et

1960. Les estimations de la biomasse reproductrice par le MSSIPHA ont tendance à être plus élevées que celles du MSIPA, mais le recrutement est semblable, ce qui est un effet des différences dans la mortalité naturelle et, dans une moindre mesure, dans la mortalité totale. Les estimations de M après le milieu des années 1990 sont très semblables entre les deux modèles.

B.2.3.2 Transition à la mortalité par pêche discrète et inclusion de la récolte d'œufs sur varech

La conversion du MSSIPHA de F continue à F discrète a fait peu de différence, sauf pour M , qui a diminué sur la première partie de la série chronologique (figure B.8). L'ajout des prélèvements par la récolte d'œufs sur varech a eu des effets très minimes sur les estimations modélisées.

B.2.3.3 Transition à l'indice combiné

La conversion du MSSIPHA pour l'ajuster à un indice de relevé combiné plutôt qu'à un indice séparé a eu peu d'effet sur les estimations modélisées; les estimations de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité étaient presque identiques entre le MSSIPHA de base et le MSSIPHA avec l'indice de relevé combiné (figure B.9).

B.2.3.4 Transition à la mortalité dépendante de la densité

La conversion du MSSIPHA pour passer de M en tant que marche aléatoire pour tenir compte de la dépendance à la densité a produit des estimations semblables dans l'ensemble, mais a également créé quelques différences mineures (figure B.10). En particulier, les estimations de la biomasse reproductrice étaient plus faibles avec M dépendante de la densité au début des années 1980 et plus élevées à la fin des années 1980 et 1990. La valeur estimée de M différerait également entre les deux modèles; bien que la plupart des pics et des creux des séries chronologiques se soient produits en même temps, la mortalité dépendante de la densité présentait une plus grande variabilité et des pics plus élevés que la mortalité en marche aléatoire (figure B.10).

B.2.3.5 Analyse de sensibilité de la variabilité de la mortalité naturelle

Le fait de faire varier σ_M de 0,1 à 0,5 a produit une série chronologique d'estimations de M qui avait des moyennes et des tendances générales identiques, mais une amplitude plus grande, c.-à-d. que l'augmentation de σ_M a produit des maxima plus élevés et des minima plus bas, mais le moment des minima et des maxima n'a pas changé. L'écart le plus important est intervenu à la fin des années 1960, lorsque M a atteint un sommet de 0,44 avec $\sigma_M = 0,1$, mais a grimpé à 0,56 et 0,95 avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$, respectivement. Chaque modèle a également produit des trajectoires très semblables de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche. Les estimations annuelles de la biomasse reproductrice avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$ avaient tendance à être inférieures de 4 % et de 7 %, respectivement, par rapport à $\sigma_M = 0,1$. Des divergences sont apparues dans les estimations de la mortalité totale lorsque σ_M a augmenté à 0,5, car les pics importants de M étaient apparents dans la mortalité totale. Les modèles où la valeur de σ_M était plus élevée ont produit des estimations plus basses de SB_0 et de R_0 , ainsi que de q_s (tableau B.2). σ_M n'avait pas d'effet constant sur les estimations de h .

B.2.4. Détroit de Georgia

B.2.4.1 Transition du MSIPA au MSSIPHA de base

Le MSIPA et le MSSIPHA de base ont estimé des tendances « ondulées » semblables de M , les minima et maxima locaux étant habituellement observés simultanément (figure B.12). On relève des périodes notables de divergence dans les estimations de M entre les deux modèles dans les années 1950 et au début des années 1960, puis de nouveau dans les années 1980, où M était plus élevée dans le MSSIPHA que dans le MSIPA. La biomasse reproductrice était constamment plus élevée dans le MSSIPHA que dans le MSIPA, particulièrement avec les niveaux de la biomasse de pointe des années 1950, ainsi que de la fin des années 1970 et du début des années 1980. Depuis, les estimations de la biomasse se suivent de très près et sont presque identiques depuis 2020. Le recrutement estimé était plus élevé dans le MSSIPHA que dans le MSIPA entre 1950 et le milieu des années 1980, mais légèrement plus faible entre 1990 et le début des années 2000. Les estimations de la mortalité par pêche et de la mortalité totale affichaient des pics et des creux semblables, bien que les pics aient parfois été plus élevés avec le MSIPA, en particulier pour les pêches de hareng rogué à la senne et au filet maillant dans les années 1970 et 1980.

B.2.4.2 Transition à la mortalité par pêche discrète

La conversion du MSSIPHA de F continue à F discrète a eu des effets minimes sur les estimations modélisées de la biomasse reproductrice, du recrutement et de M (figure B.12). Des divergences sont apparues dans les estimations de F , car le MSSIPHA avec F discrète a estimé des niveaux plus élevés de F dans la pêche du hareng rogué à la senne et de F dans la pêche au filet maillant que le MSSIPHA avec F continue; toutefois, ces différences peuvent découler de l'approximation de F plutôt que du comportement intrinsèque du modèle. La mortalité totale était semblable entre les MSSIPHA avec F continue et discrète.

B.2.4.3 Transition à l'indice combiné

La conversion du MSSIPHA pour l'ajuster à un indice de relevé combiné plutôt qu'à un indice séparé a eu peu d'effet sur les estimations modélisées (figure B.13); les estimations de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité étaient presque identiques entre le MSSIPHA de base et le MSSIPHA avec l'indice de relevé combiné

B.2.4.4 Transition à la mortalité dépendante de la densité

La conversion du MSSIPHA pour avoir M dépendante de la densité plutôt qu'une simple marche aléatoire dans M a eu de légers effets sur les estimations de la biomasse et de la mortalité totale, mais quelques différences sont apparues dans M (figure B.14). En particulier, la trajectoire de M dépendante de la densité présentait des amplitudes légèrement plus élevées et une plus grande variabilité. Cependant, les valeurs moyennes de M étaient semblables entre les deux modèles.

B.2.4.5 Analyse de sensibilité de la variabilité de la mortalité naturelle

Le fait de faire varier σ_M de 0,1 à 0,5 a produit une série chronologique d'estimations de M qui avait des moyennes et des tendances générales identiques, mais une amplitude plus grande, c.-à-d. que l'augmentation de σ_M a produit des maxima plus élevés et des minima plus bas, mais le moment des minima et des maxima n'a pas changé. L'écart le plus important est intervenu à la fin des années 1960, lorsque M a atteint un sommet de 0,83 avec $\sigma_M = 0,1$, mais a grimpé à 1,03 et 1,37 avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$, respectivement. Chaque modèle a également produit des trajectoires très semblables de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche. Les estimations annuelles de la biomasse reproductrice avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$ avaient

tendance à être inférieures de 2 % et de 3 %, respectivement, par rapport à $\sigma_M = 0,1$. Des écarts sont apparus pour F dans la pêche de réduction dans les années 1960, avec une valeur plus haute de F associée à une valeur plus grande de σ_M , ce qui s'est traduit par des estimations plus élevées de la mortalité totale. Les modèles avec des valeurs plus élevées de σ_M ont donné des estimations plus basses de SB_0 et de R_0 et plus hautes de h et de q_s (tableau B.2).

B.2.5. Cote Ouest de l'île de Vancouver

B.2.5.1 Transition du MSIPA au MSSIPHA de base

Le MSIPA et le MSSIPHA de base ont estimé des tendances « ondulées » semblables de M , les minima et maxima locaux étant habituellement observés simultanément (figure B.16). Des périodes notables de divergence des estimations M sont apparues entre les deux modèles, notamment la fin des années 1950 et les années 1960, lorsque la valeur annuelle de M est passée de 0,35 à 0,82 dans le MSIPA, mais plus graduellement dans le MSSIPHA, de 0,45 à 0,61. De plus, entre le milieu des années 2000 et 2020, le MSSIPHA a estimé une valeur plus élevée de M . La biomasse reproductrice était plus haute avec le MSSIPHA qu'avec le MSIPA jusqu'au milieu des années 1980, mais les estimations de la biomasse étaient semblables après ce point. Le MSSIPHA a estimé un recrutement plus élevé que le MSIPA dans les années 1950 et 1980, mais sinon, les estimations étaient similaires. Les estimations de la mortalité par pêche et de la mortalité totale étaient semblables entre les deux modèles, mais influencées par les différences dans M .

B.2.5.2 Transition à la mortalité par pêche discrète

La conversion du MSSIPHA de F continue à F discrète a eu des effets minimes sur les estimations modélisées de la biomasse reproductrice et du recrutement (figure B.16). Les amplitudes de M étaient plus petites avec M discrète. Des divergences sont apparues dans les estimations de F ; comparativement au MSSIPHA avec F continue, le MSSIPHA avec F discrète a estimé une valeur plus faible de F dans la pêche de réduction, mais une valeur plus élevée de F dans la pêche du hareng rogué à la senne et la pêche au filet maillant pendant certaines périodes. Toutefois, ces différences peuvent découler de l'approximation de F plutôt que du comportement intrinsèque du modèle.

B.2.5.3 Transition à l'indice combiné

La conversion du MSSIPHA pour l'ajuster à un indice de relevé combiné plutôt qu'à un indice séparé a eu peu d'effet sur les estimations modélisées (figure B.17); les estimations de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité étaient presque identiques entre le MSSIPHA de base et le MSSIPHA avec l'indice de relevé combiné.

B.2.5.4 Transition à la mortalité dépendante de la densité

La conversion du MSSIPHA pour avoir M dépendante de la densité plutôt qu'une simple marche aléatoire dans M a eu de légers effets sur les estimations de la biomasse et de la mortalité totale (figure B.18). Le MSSIPHA avec M dépendante de la densité a estimé des tendances de M similaires à celles indiquées par le MSSIPHA de base, mais avec une plus grande variabilité interannuelle.

B.2.5.5 Analyse de sensibilité de la variabilité de la mortalité naturelle

Le fait de faire varier σ_M de 0,1 à 0,5 a produit une série chronologique d'estimations de M qui avait des moyennes et des tendances générales identiques, mais une amplitude plus grande, c.-à-d. que l'augmentation de σ_M a produit des maxima plus élevés et des minima plus bas, mais le moment des minima et des maxima n'a pas changé. L'écart le plus important est intervenu vers 2006, lorsque M a atteint un sommet de 1,09 avec $\sigma_M = 0,1$, mais a grimpé à 1,41 et 1,86 avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$, respectivement. Chaque modèle a également produit des trajectoires très semblables de la biomasse reproductrice et de la mortalité par pêche. Les estimations annuelles de la biomasse reproductrice avec $\sigma_M = 0,2$ et $\sigma_M = 0,5$ avaient tendance à être inférieures de 4 % et de 7 %, respectivement, par rapport à $\sigma_M = 0,1$. Des divergences sont apparues dans les estimations de la mortalité totale lorsque σ_M a augmenté à 0,5, car les pics importants de M étaient apparents dans la mortalité totale.

B.3. TABLEAUX

Tableau B.1. Quantités d'intérêt et points de référence biologiques estimés pour les populations de harengs du Colombie-Britannique (détroit de Georgia, côte centrale, district de Prince Rupert, Haïda Gwaii, COIV) par le MSIPA et des mises en œuvre du MSSIPHA avec des hypothèses différentes concernant F (hypF) (continue ou discrète), les indices des relevés (hypSurv) (séparés ou combinés) et M (hypM) (spline, marche aléatoire ou dépendante de la densité). L'hypothèse de MDD est rejetée pour le district de Prince Rupert et n'est donc pas présentée ici. SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (déterministe), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche, R_{init} = estimation du recrutement initial, m_1 = taux d'anticompensation dans la mortalité dépendante de la densité, M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle, M_{1951} = mortalité estimée en 1951 (pour les modèles de MID), M_0 = mortalité naturelle à l'équilibre sans pêche (ou moyenne temporelle pour la MID), h = taux de variation stock-recrue, q_s = capturabilité des relevés en surface.

Modèle	Hypothèse	SB_0	R_0	R_{init}	m_1	M_b	M_0	M_{1951}	h	q_s
Haïda Gwaii										
MSIPA	MSIPA	21,820	249,530	31,730	-	-	0,564	-	0,810	0,420
MSSIPHA	de base	19,073	381,913	262,991	-	-	0,581	0,360	0,665	0,282
MSSIPHA	DiscF	20,117	373,791	232,770	-	-	0,563	0,343	0,667	0,281
MSSIPHA	Combiné	20,683	405,541	268,569	-	-	0,576	0,367	0,685	0,297
MSSIPHA	MDD	19,899	377,555	325,420	1,434	0,330	0,568	-	0,705	0,308
MSSIPHA	Complet	17,209	368,121	-	1,324	0,330	0,596	-	0,698	0,325
MSSIPHA	DiscFSOK	19,096	356,326	356,326	-	-	0,564	0,390	0,628	0,252
District de Prince Rupert										
MSIPA	MSIPA	55,480	309,080	250,510	-	-	0,367	-	0,717	0,549
MSSIPHA	de base	35,984	297,803	231,052	-	-	0,384	0,448	0,651	0,492
MSSIPHA	DiscF	43,106	257,158	113,373	-	-	0,327	0,217	0,672	0,582
MSSIPHA	Combiné	35,748	286,221	240,740	-	-	-	0,476	0,656	0,503
MSSIPHA	Complet	48,986	339,080	246,176	-	-	-	0,271	0,638	0,540
MSSIPHA	DiscFSOK	44,241	264,261	113,813	-	-	-	0,219	0,674	0,581

Modèle	Hypothèse	SB_0	R_0	R_{init}	m_1	M_b	M_0	M_{1951}	h	q_s
Côte centrale										
MSIPA	MSIPA	49,630	404,410	267,820	-	-	0,453	-	0,817	0,323
MSSIPHA	de base	37,382	524,634	842,526	3,560	-	0,488	0,587	0,657	0,239
MSSIPHA	DiscF	43,145	466,680	432,642	3,560	-	0,435	0,401	0,674	0,265
MSSIPHA	Combiné	38,306	588,096	1058,833	3,560	-	0,507	0,611	0,653	0,214
MSSIPHA	MDD	36,827	460,563	724,255	2,657	0,394	0,464	-	0,678	0,247
MSSIPHA	Complet	48,001	523,920	-	3,150	0,394	0,437	-	0,709	0,233
MSSIPHA	DiscFSOK	45,674	512,036	512,036	3,560	-	0,442	0,412	0,680	0,253
Détroit de Georgia										
MSIPA	MSIPA	133,570	1 659,370	271,660	-	-	0,576	-	0,744	1,029
MSSIPHA	de base	108,576	3 118,111	3 445,624	6,970	-	0,670	0,674	0,696	0,554
MSSIPHA	DiscF	119,204	2 657,237	1 299,175	6,970	-	0,607	0,427	0,730	0,688
MSSIPHA	Combiné	108,368	3 076,484	3 353,006	6,970	-	0,667	0,672	0,696	0,570
MSSIPHA	MDD	110,619	2 957,659	3 594,841	2,581	0,576	0,652	-	0,708	0,571
MSSIPHA	Complet	102,034	2 524,821	-	2,873	0,576	0,633	-	0,709	0,699
Côte ouest de l'île de Vancouver										
MSIPA	MSIPA	43,290	562,840	262,710	-	-	0,607	-	0,740	0,851
MSSIPHA	de base	38,249	1 047,620	1 183,920	1,490	-	0,674	0,610	0,649	0,537
MSSIPHA	Combiné	39,565	1 063,546	1 248,732	1,490	-	0,669	0,633	0,658	0,504
MSSIPHA	MDD	49,637	1 011,705	978,493	1,713	0,420	0,600	-	0,697	0,555
MSSIPHA	Complet	46,092	849,099	683,938	1,856	0,420	0,576	-	0,689	0,615
MSSIPHA	DiscF	42,985	888,093	651,174	1,490	-	0,604	0,463	0,604	0,632
MSSIPHA	DiscFSOK	43,180	890,974	651,048	1,490	-	0,603	0,463	0,604	0,632

Tableau B.2. Estimations des paramètres par le MSSIPHA de base, par région d'évaluation des stocks, pour trois niveaux de σ_M pour les écarts de marche aléatoire selon une hypothèse de M indépendante de la densité.

Région d'évaluation des stocks	σ_M	SB_0	R_0	R_{init}	h	q_s
Haïda Gwaii						
HG	0,1	19,91	352,87	352,87	0,702	0,304
HG	0,2	18,89	330,64	330,64	0,720	0,334
HG	0,5	17,22	307,89	307,89	0,736	0,384
District de Prince Rupert						
DPR	0,1	43,97	377,34	887,36	-	0,476
DPR	0,2	43,58	367,13	868,47	-	0,491
DPR	0,5	42,70	361,31	882,55	-	0,511
Côte centrale						
CC	0,1	45,02	517,20	517,20	0,705	0,253
CC	0,2	44,51	483,17	483,17	0,714	0,266
CC	0,5	44,06	461,37	461,37	0,709	0,284
Détroit de Georgia						
DG	0,1	112,82	2 438,26	2 438,26	0,698	0,732
DG	0,2	110,96	2 431,12	2 431,12	0,702	0,758
DG	0,5	111,05	2 433,95	2 433,95	0,694	0,781
Côte ouest de l'île de Vancouver						
COIV	0,1	41,56	884,00	884,00	0,641	0,636
COIV	0,2	39,39	843,04	843,04	0,668	0,670
COIV	0,5	37,97	794,08	794,08	0,683	0,709

B.4. FIGURES

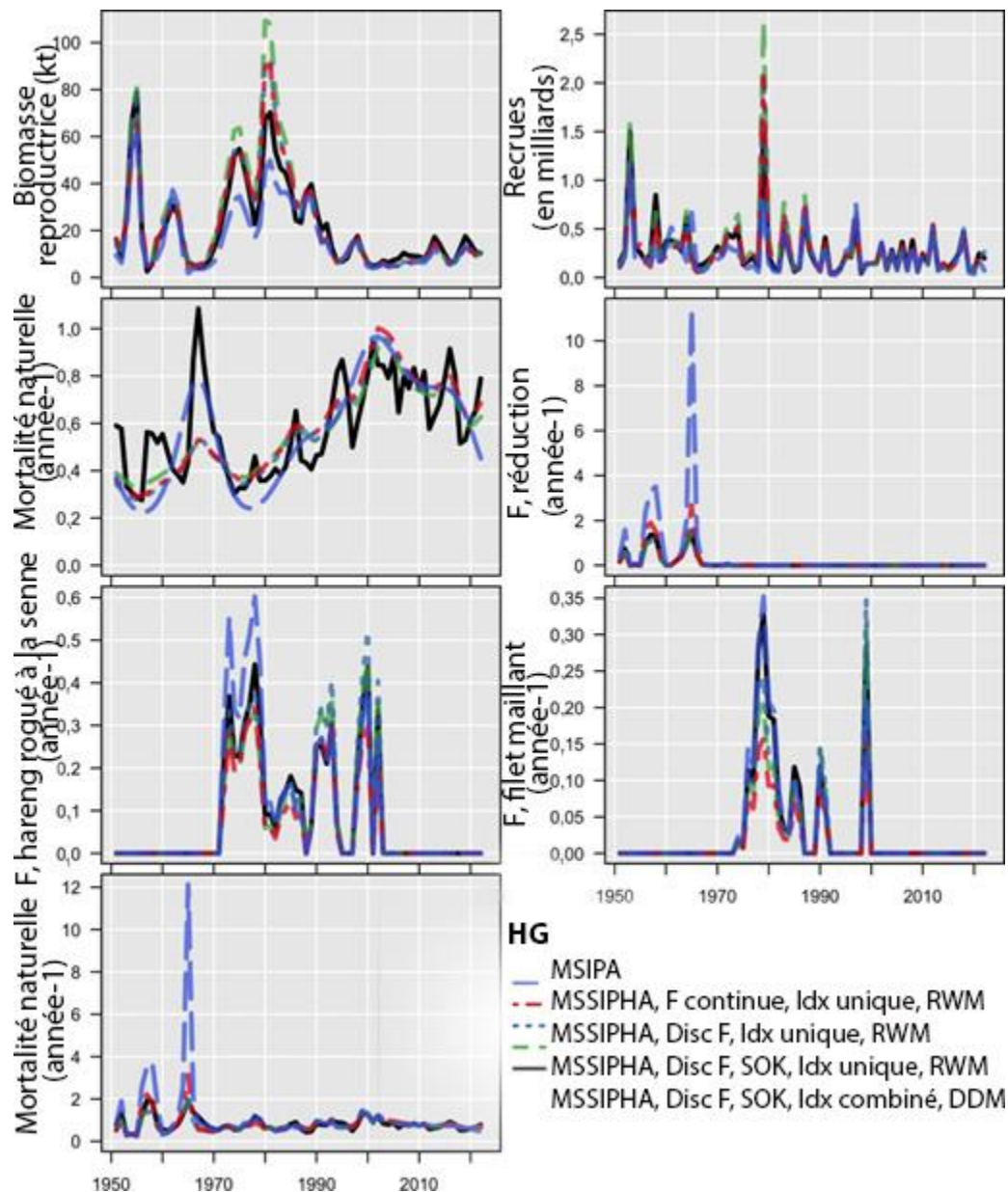


Figure B.1. Haïda Gwaii : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA avec F continue, un indice unique (idx), la mortalité en marche aléatoire (RWM) et les versions du MSSIPHA avec des mises en œuvre progressives de F discrète (Disc F), de la récolte d'œufs sur varech (SOK), un indice combiné (idx) et la mortalité dépendante de la densité (DDM).

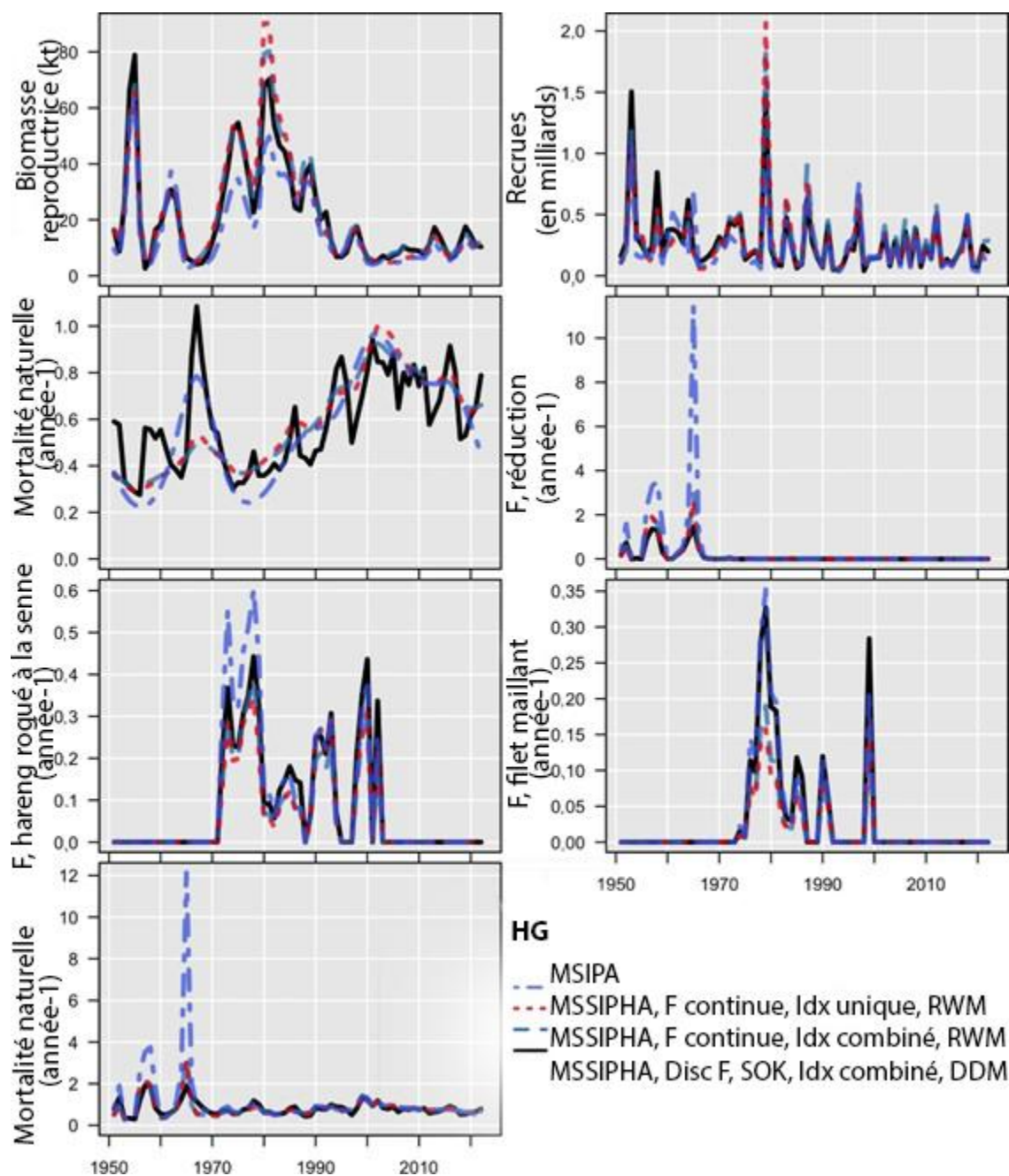


Figure B.2. Haïda Gwaii : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec indice combiné et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

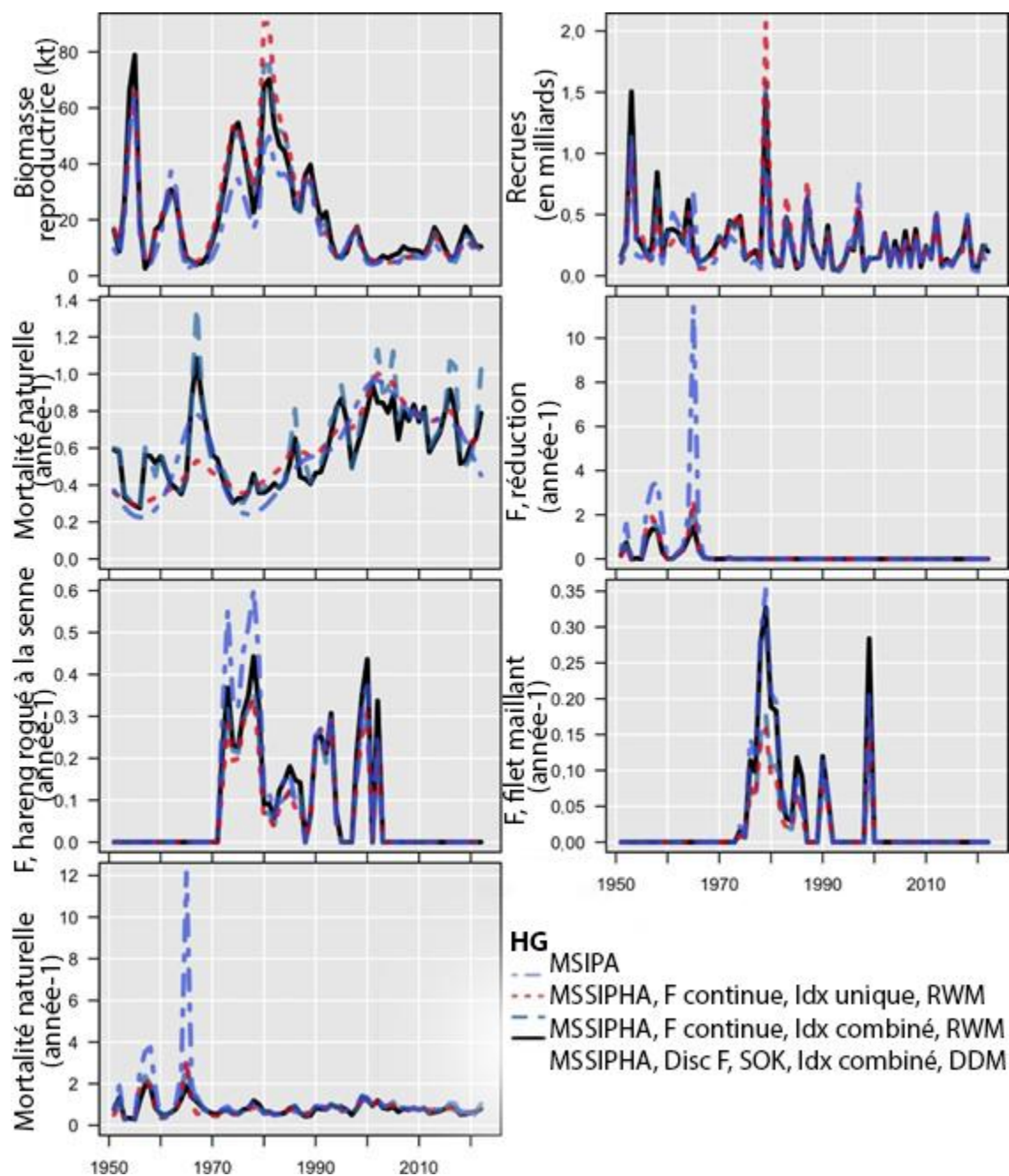


Figure B.3. Haïda Gwaii : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec la mortalité dépendante de la densité et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

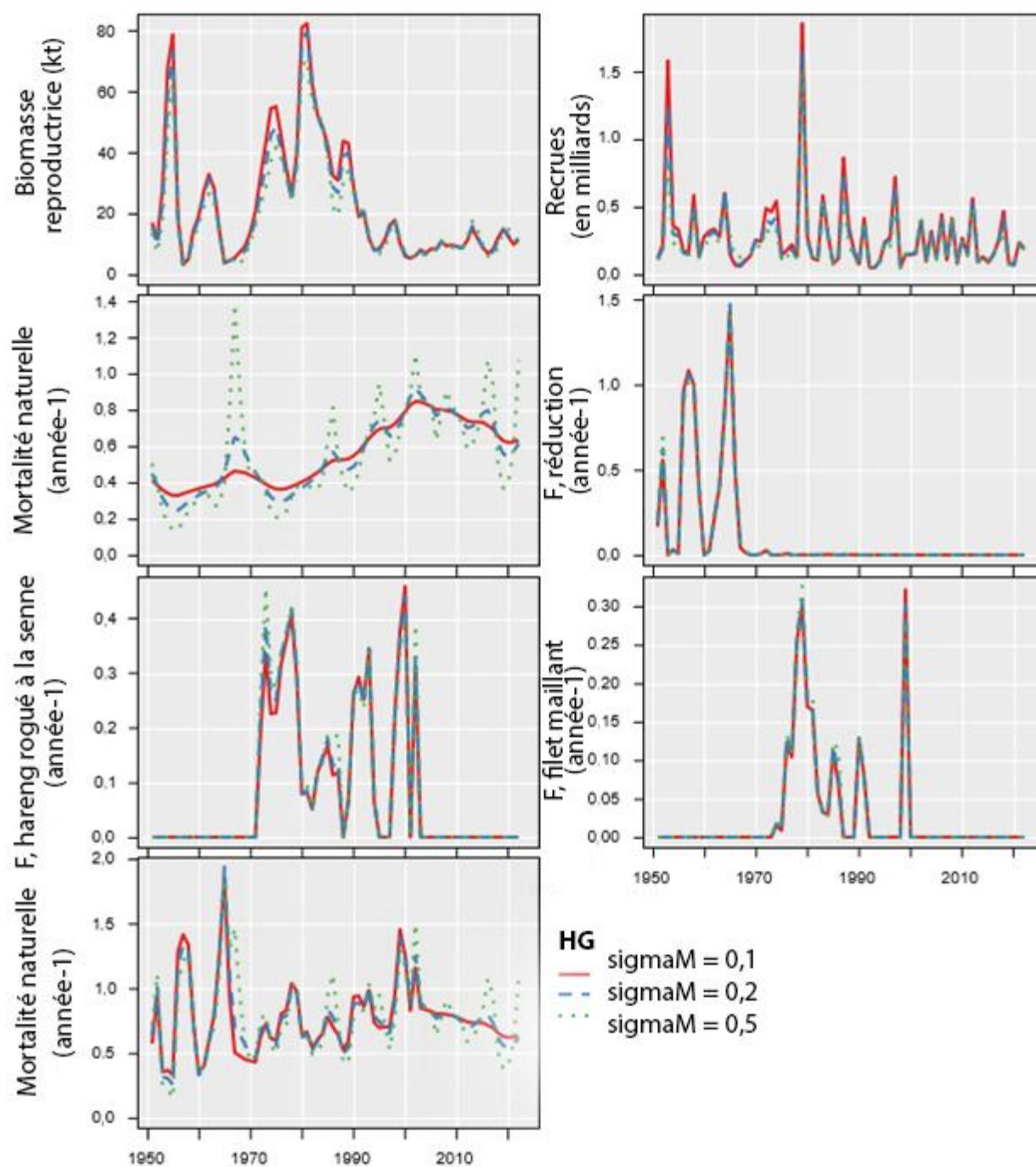


Figure B.4. Haïda Gwaii : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSSIPHA avec trois valeurs fixes (0,1, 0,2, 0,5) pour l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle σ_M .

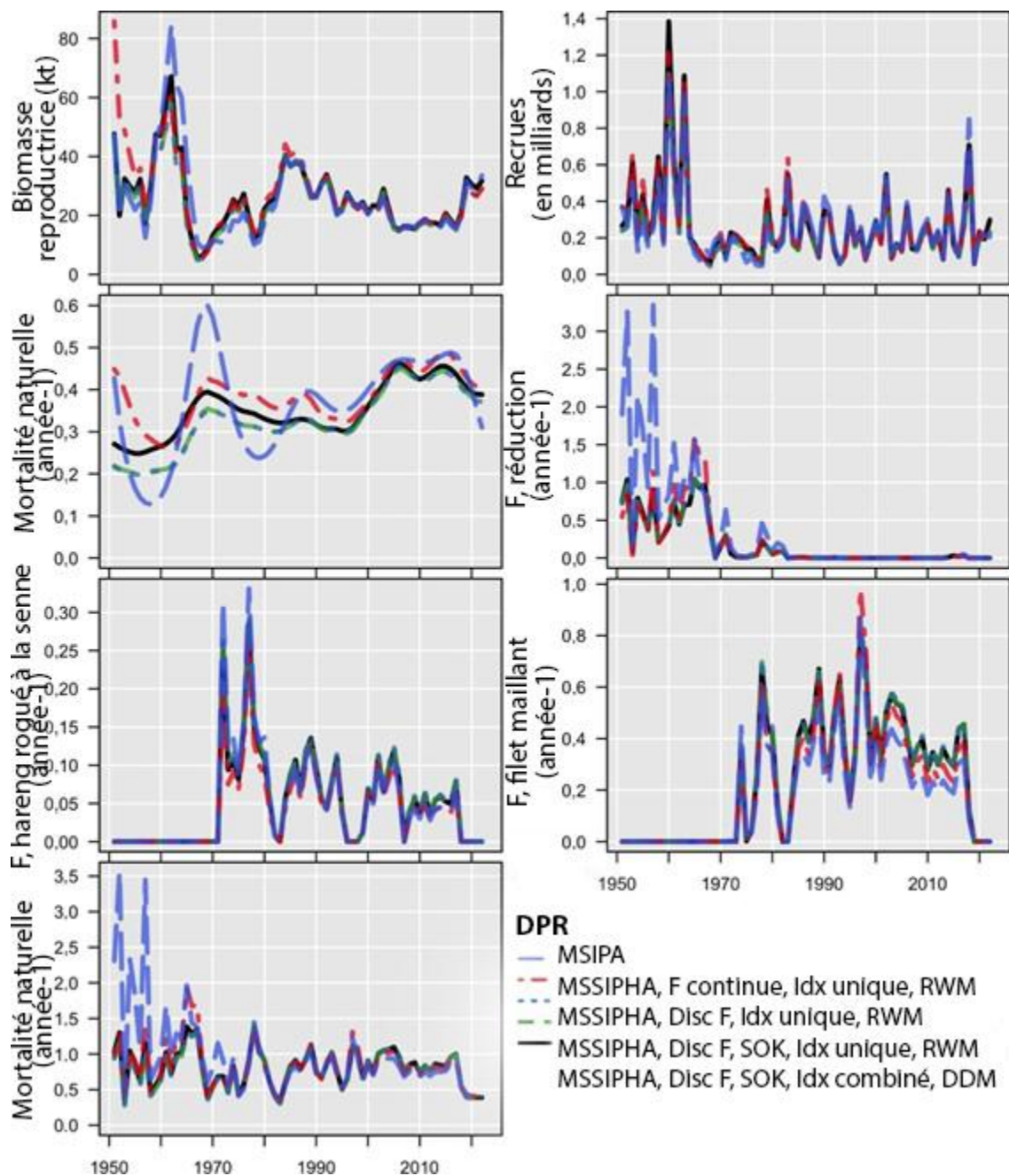


Figure B.5. District de Prince Rupert : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA avec F continue, un indice unique (idx), la mortalité en marche aléatoire (RWM) et les versions du MSSIPHA avec des mises en œuvre progressives de F discrète (Disc F), de la récolte d'œufs sur varech (SOK), un indice combiné (Idx) et la mortalité dépendante de la densité (DDM).

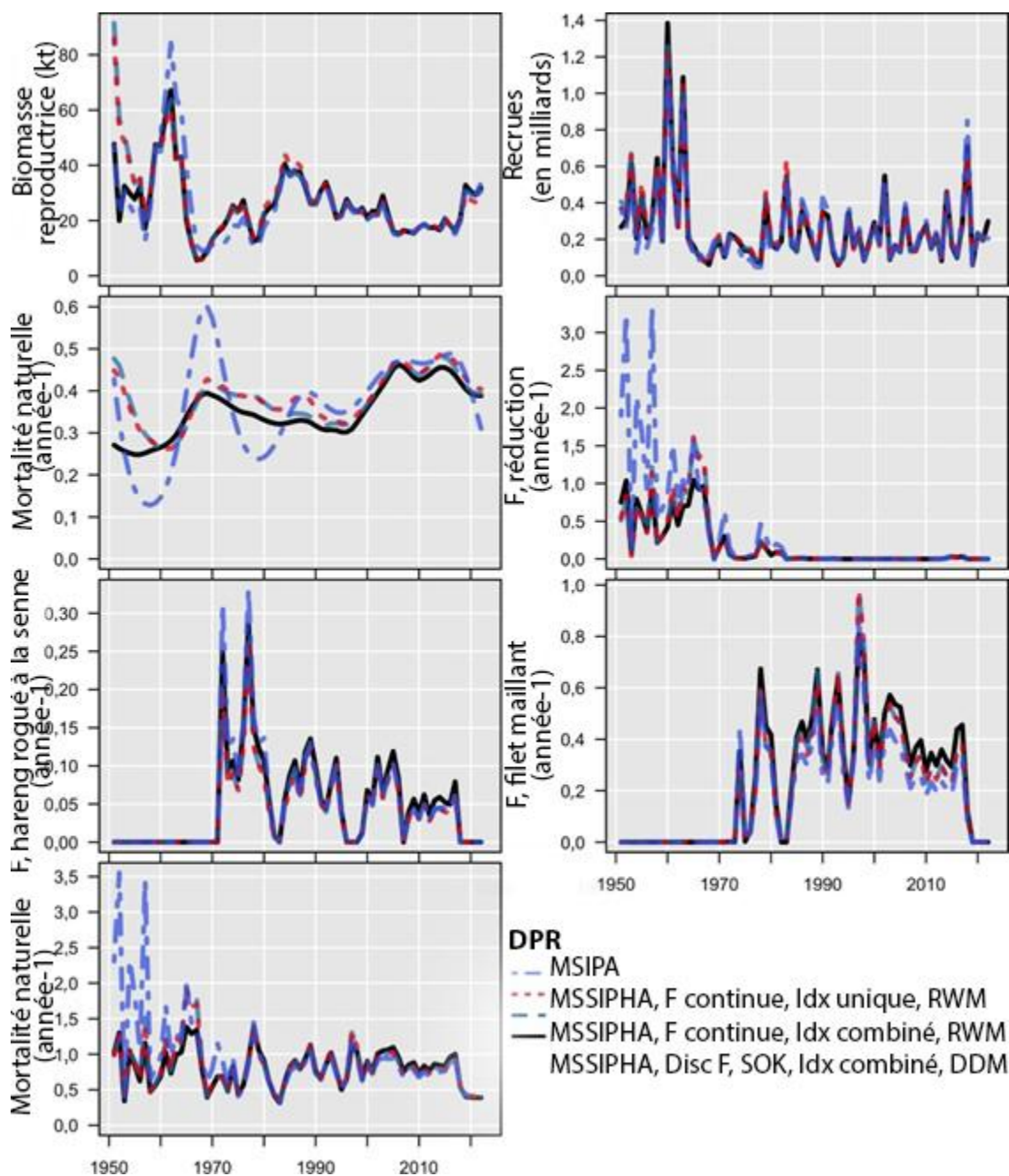


Figure B.6. District de Prince Rupert : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec indice combiné et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

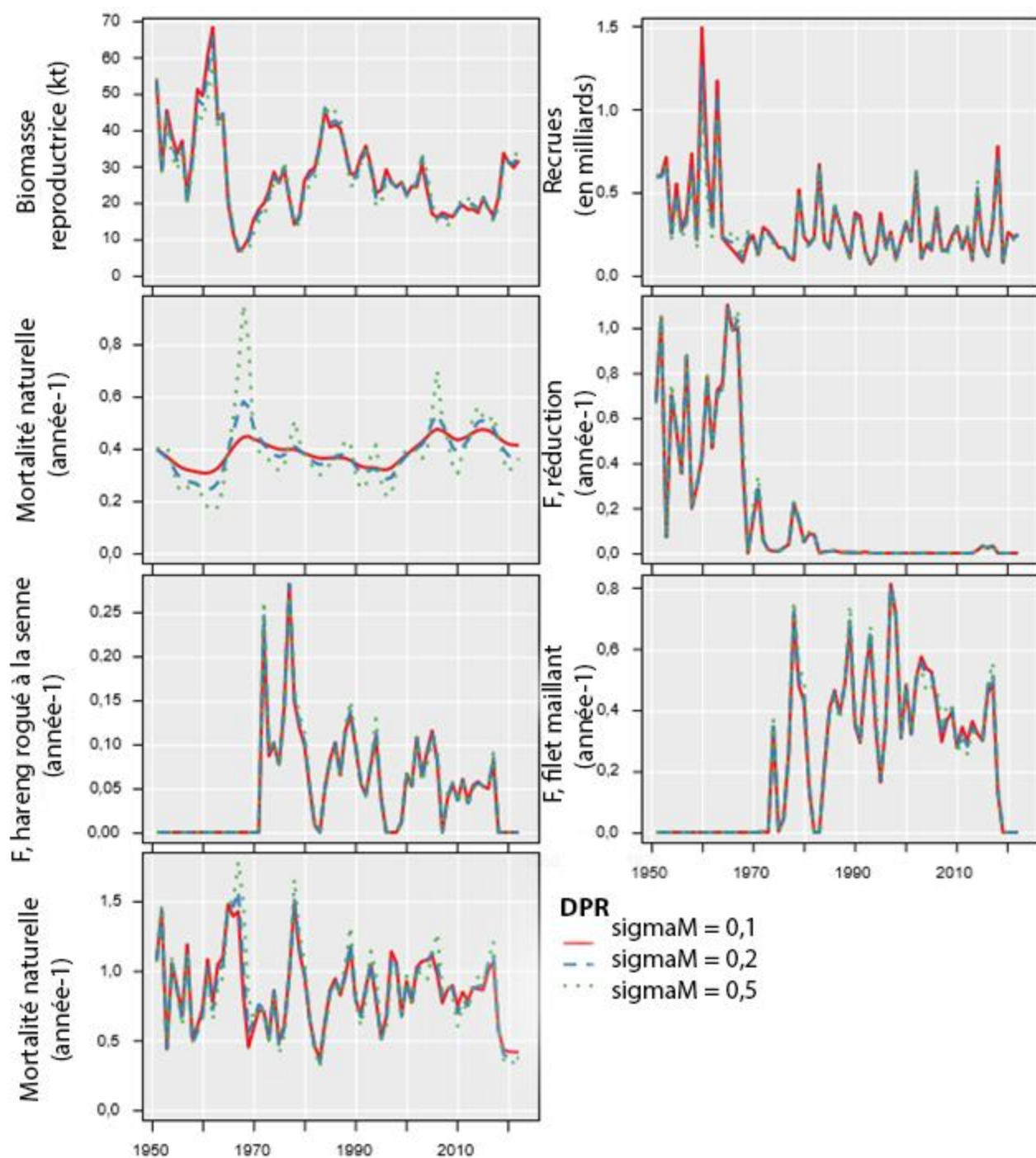


Figure B.7. District de Prince Rupert : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSSIPHA avec trois valeurs fixes (0,1, 0,2, 0,5) pour l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle σ_M .

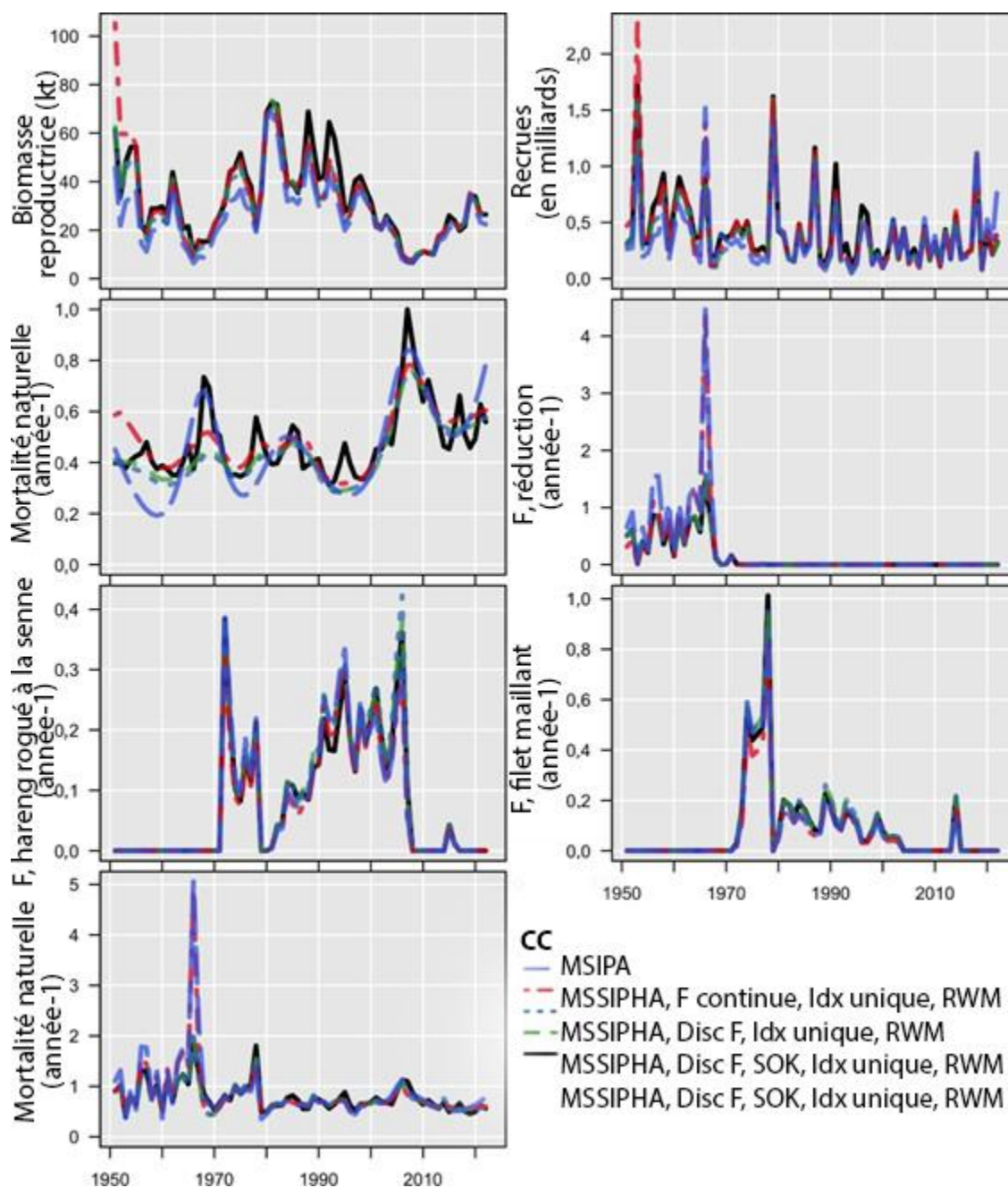


Figure B.8. Côte centrale : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA avec F continue, un indice unique (idx), la mortalité en marche aléatoire (RWM) et les versions du MSSIPHA avec des mises en œuvre progressives de F discrète (Disc F), de la récolte d'œufs sur varech (SOK), un indice combiné (Idx) et la mortalité dépendante de la densité (DDM).

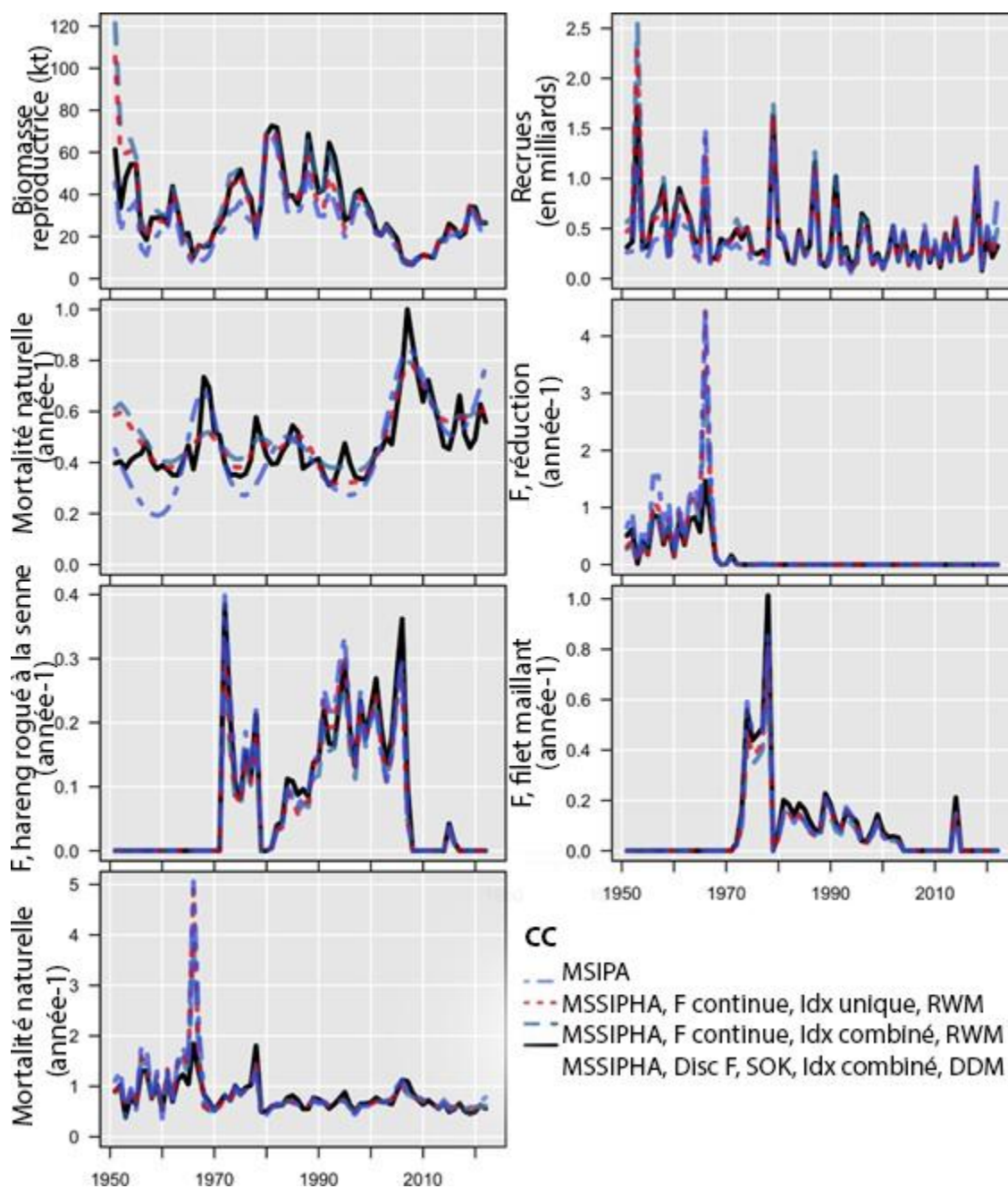


Figure B.9. Côte centrale : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec indice combiné et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

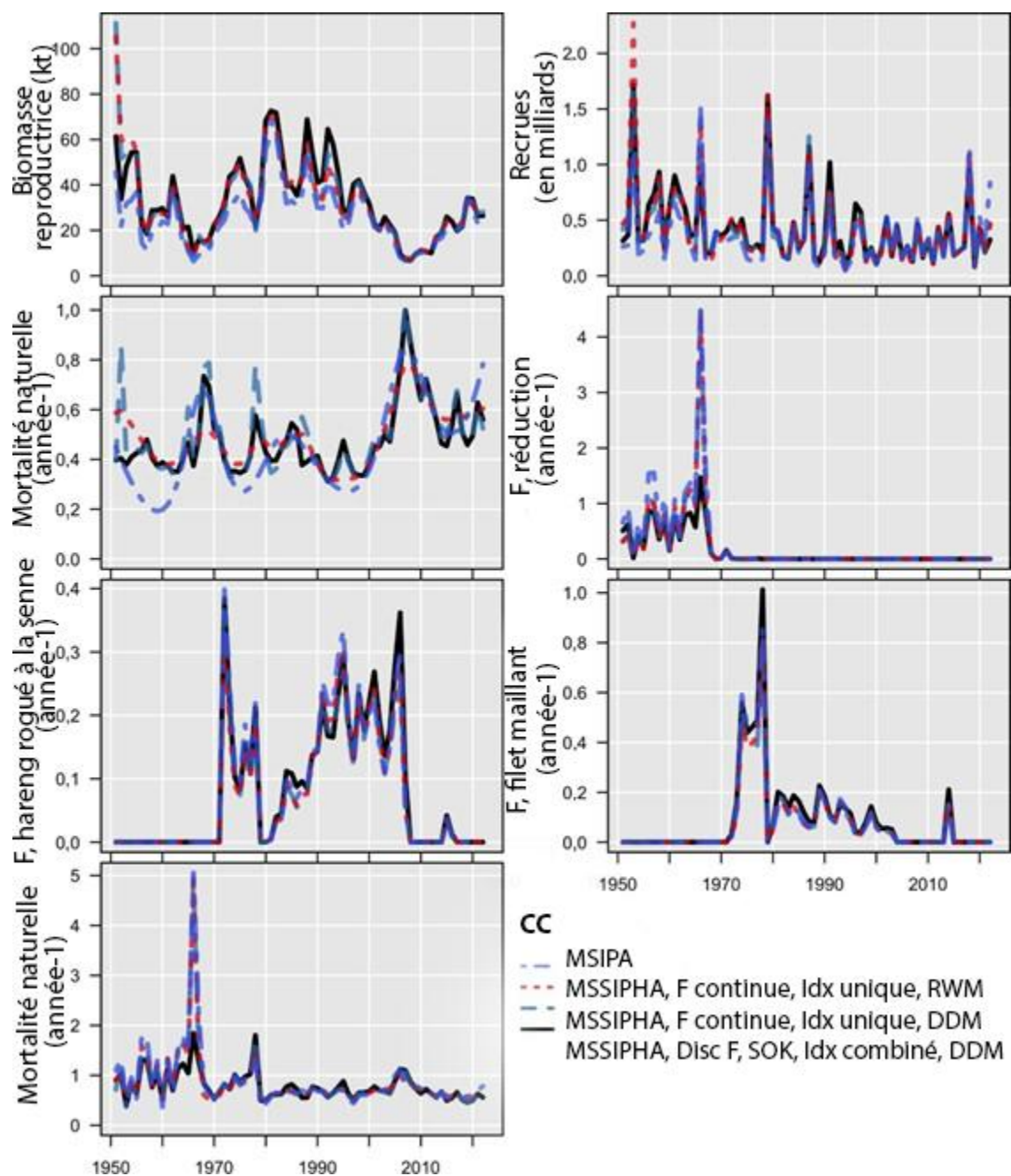


Figure B.10. Côte centrale : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec la mortalité dépendante de la densité et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

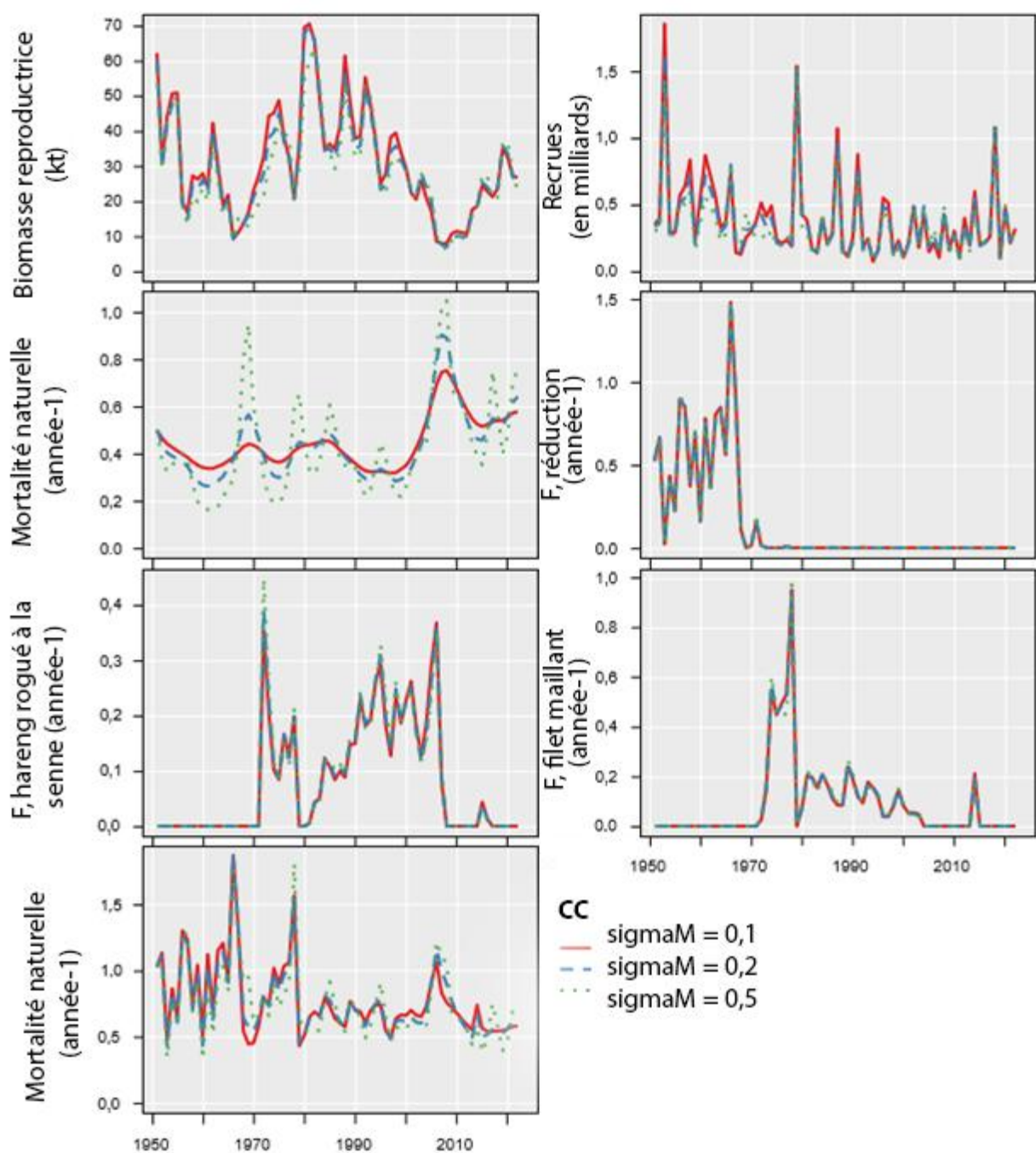


Figure B.11. Côte centrale : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSSIPHA avec trois valeurs fixes (0,1, 0,2, 0,5) pour l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle σ_M .

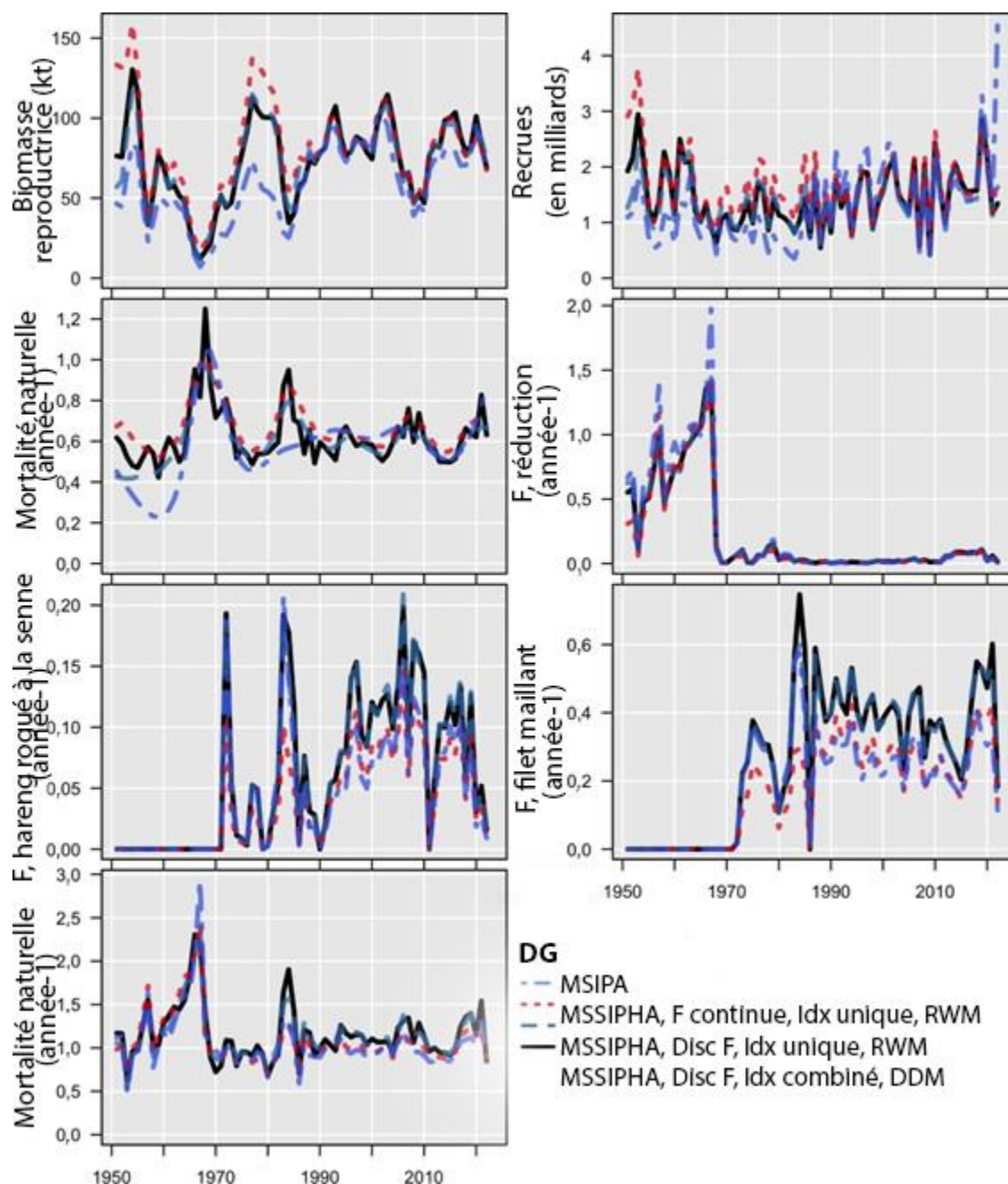


Figure B.12. Détroit de Georgia : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA avec F continue, un indice unique (idx), la mortalité en marche aléatoire (RWM) et les versions du MSSIPHA avec des mises en œuvre progressives de F discrète (Disc F), de la récolte d'œufs sur varech (SOK), un indice combiné (Idx) et la mortalité dépendante de la densité (DDM).

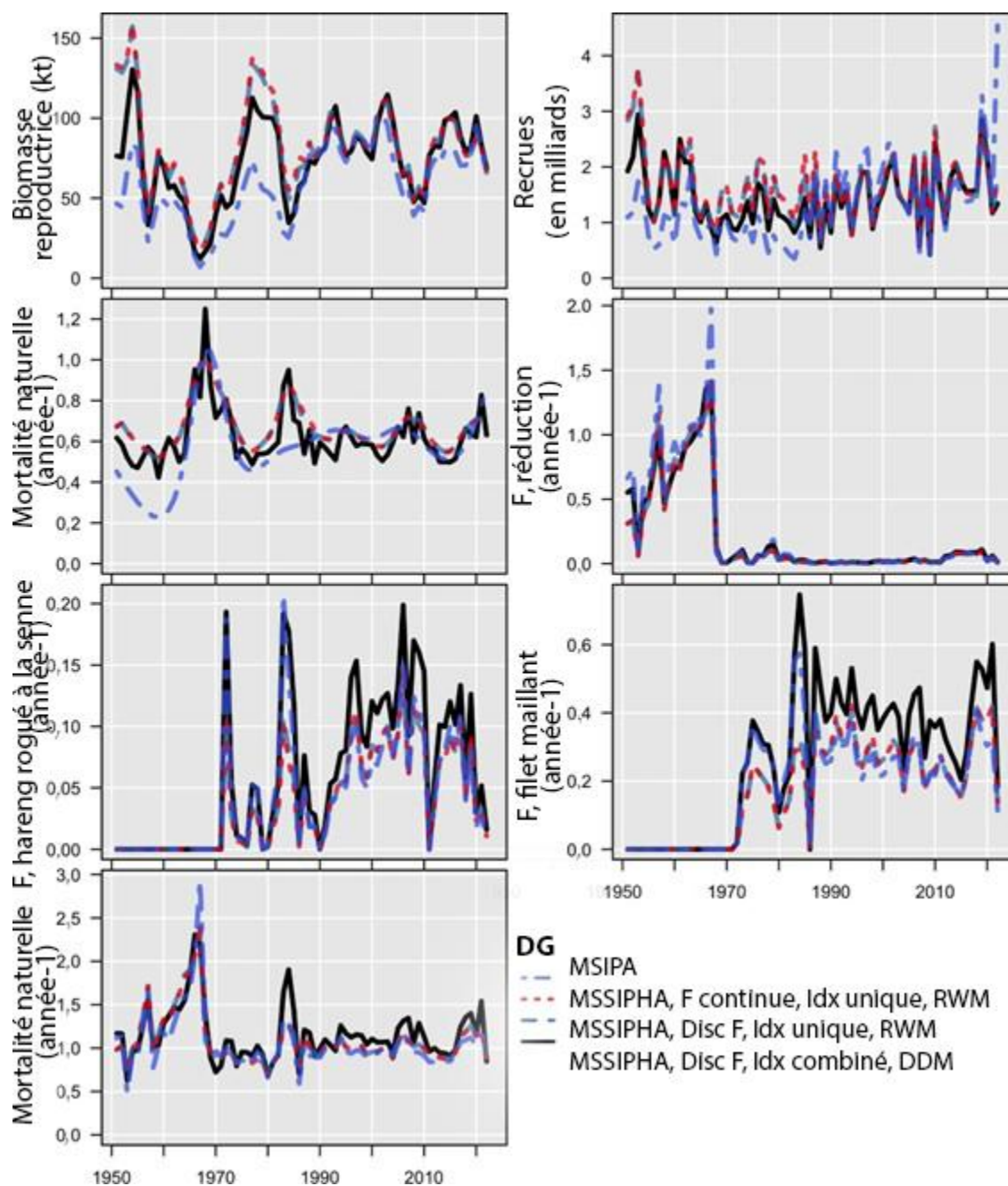


Figure B.13. Détroit de Georgia : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec indice combiné et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

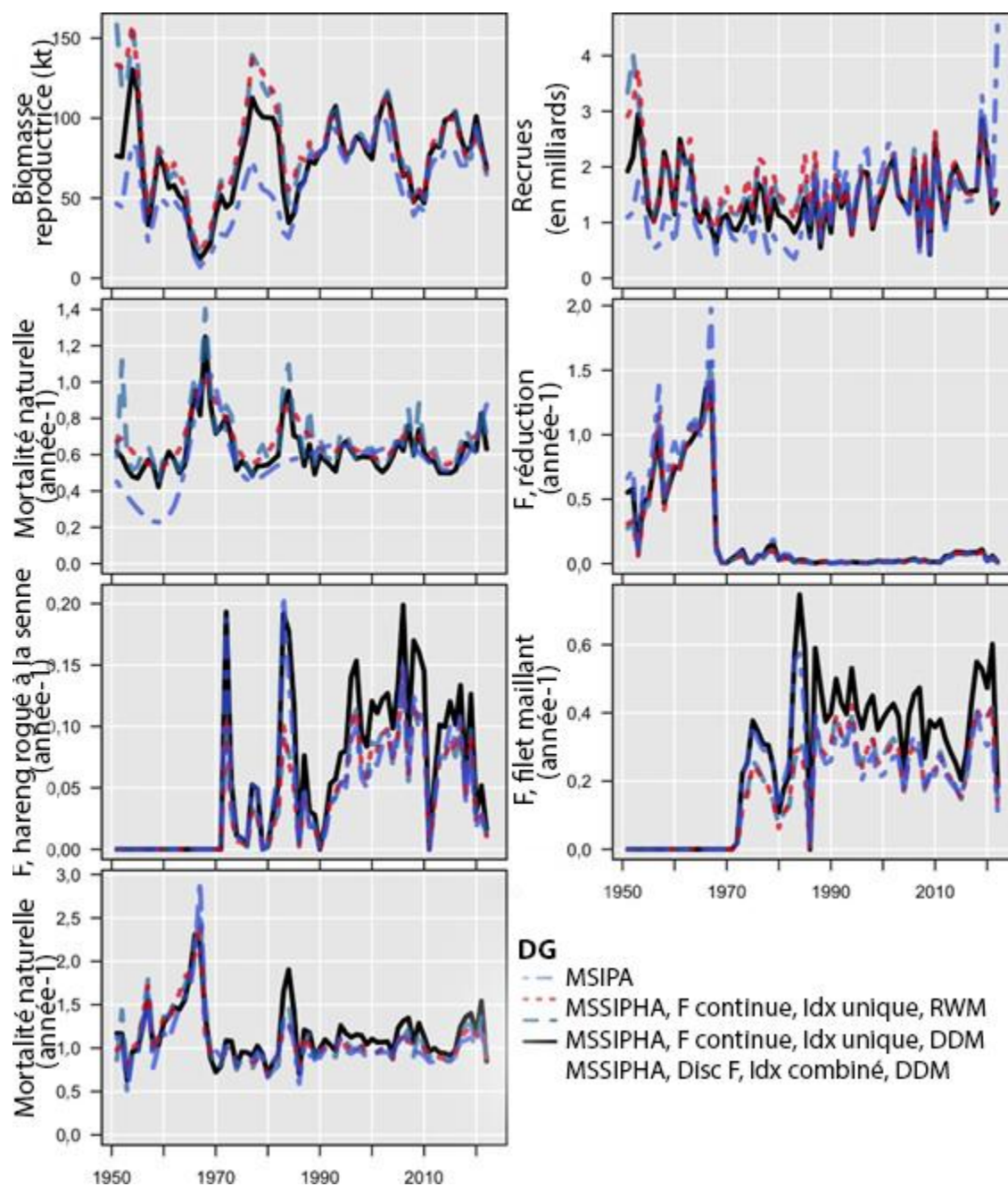


Figure B.14. Détroit de Georgia : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec la mortalité dépendante de la densité et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

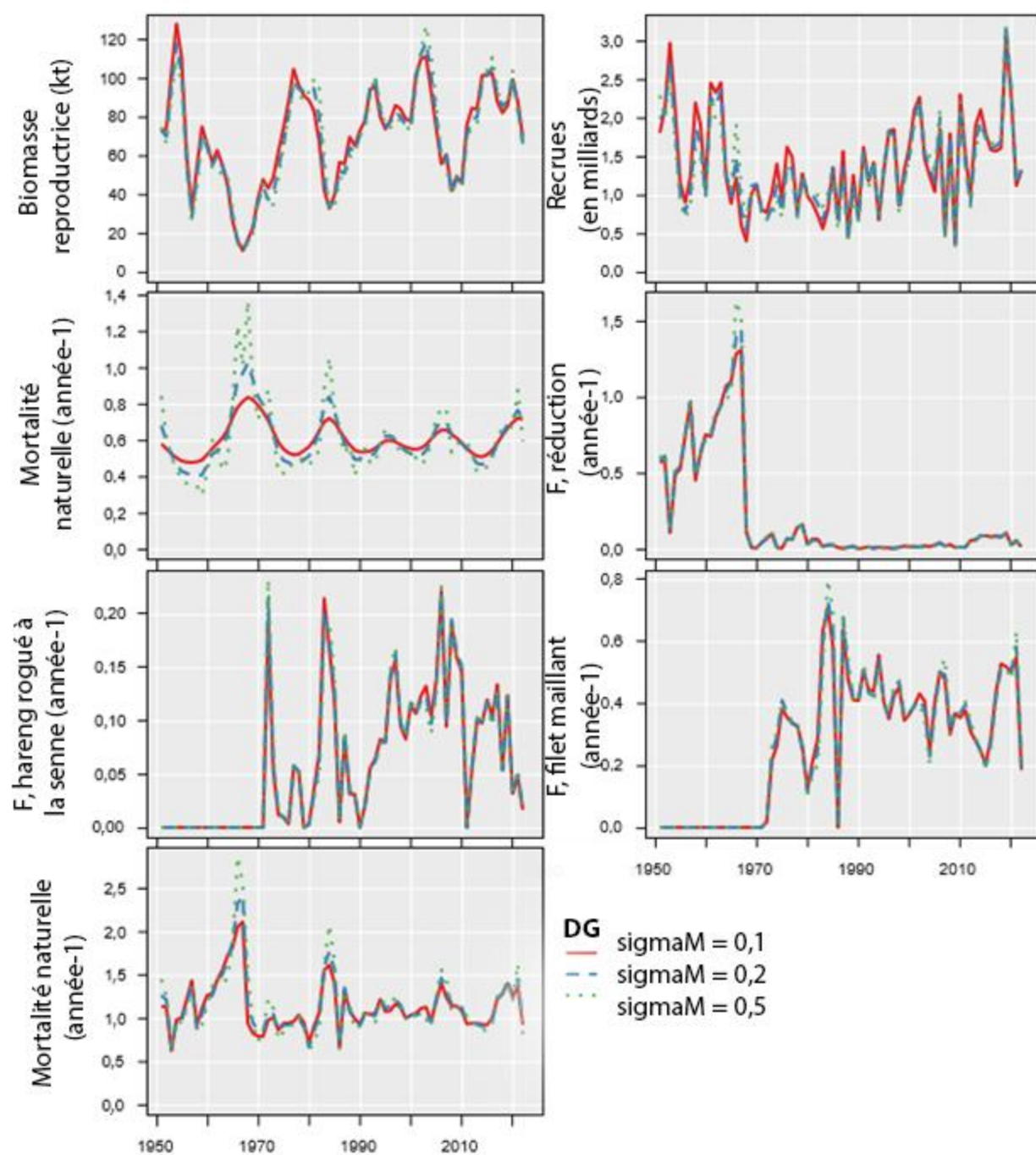


Figure B.15. Déroit de Georgia : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSSIPHA avec trois valeurs fixes (0,1, 0,2, 0,5) pour l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle σ_M .

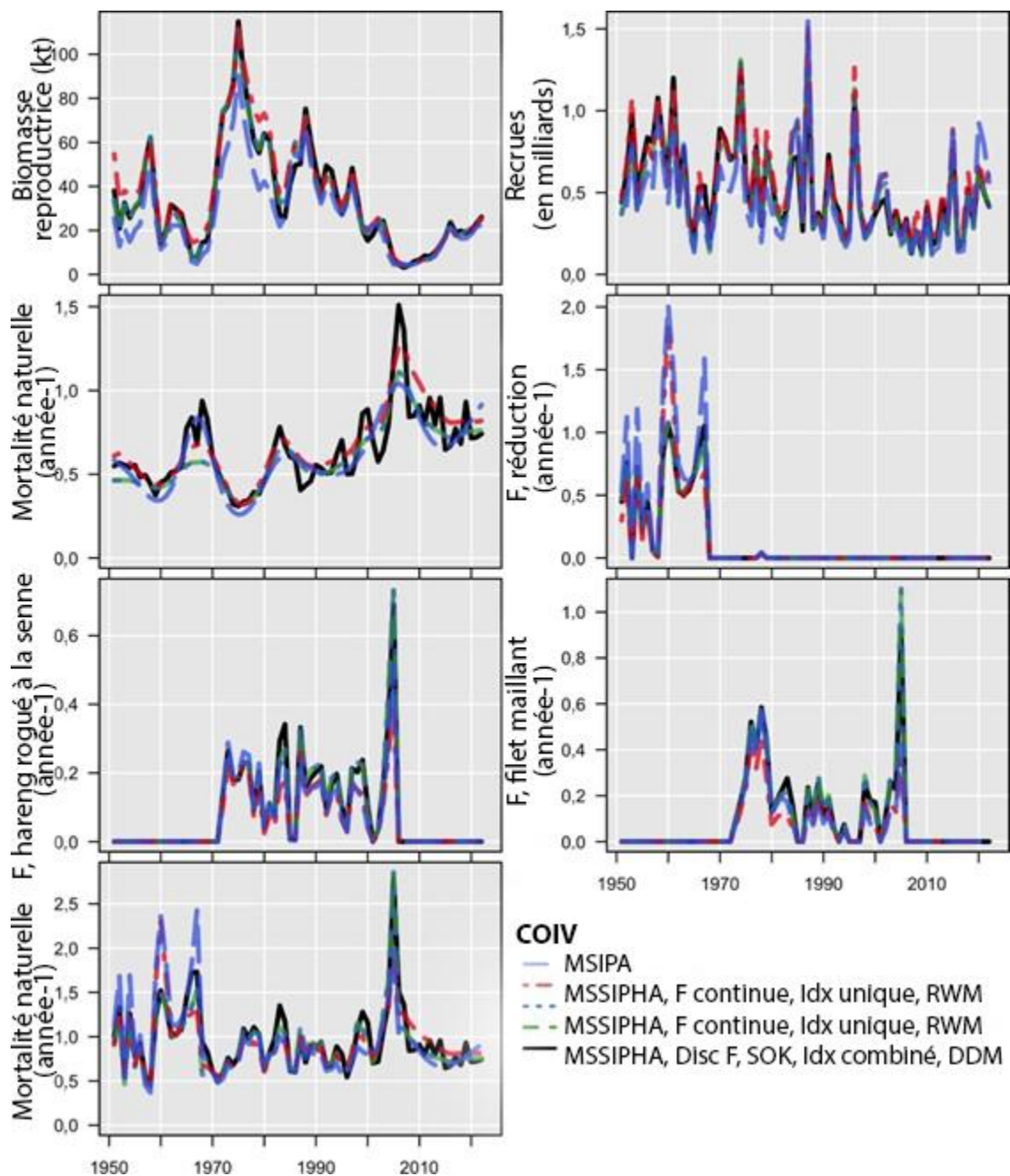


Figure B.16. Côte ouest de l'Île de Vancouver : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA avec F continue, un indice unique (idx), la mortalité en marche aléatoire (RWM) et les versions du MSSIPHA avec des mises en œuvre progressives de F discrète (Disc F), de la récolte d'œufs sur varech (SOK), un indice combiné (Idx) et la mortalité dépendante de la densité (DDM).

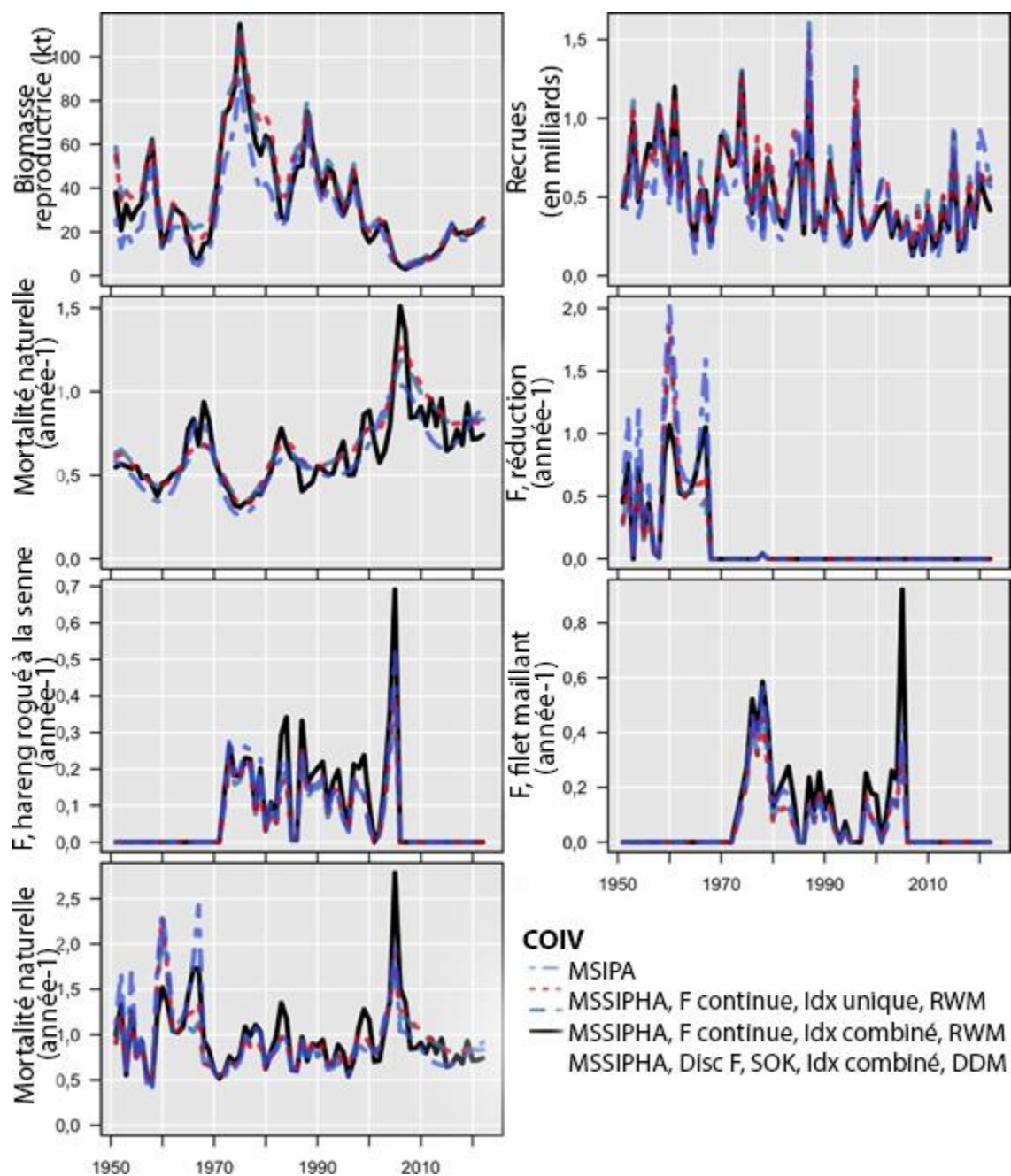


Figure B.17. Côte ouest de l'Île de Vancouver : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec indice combiné et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

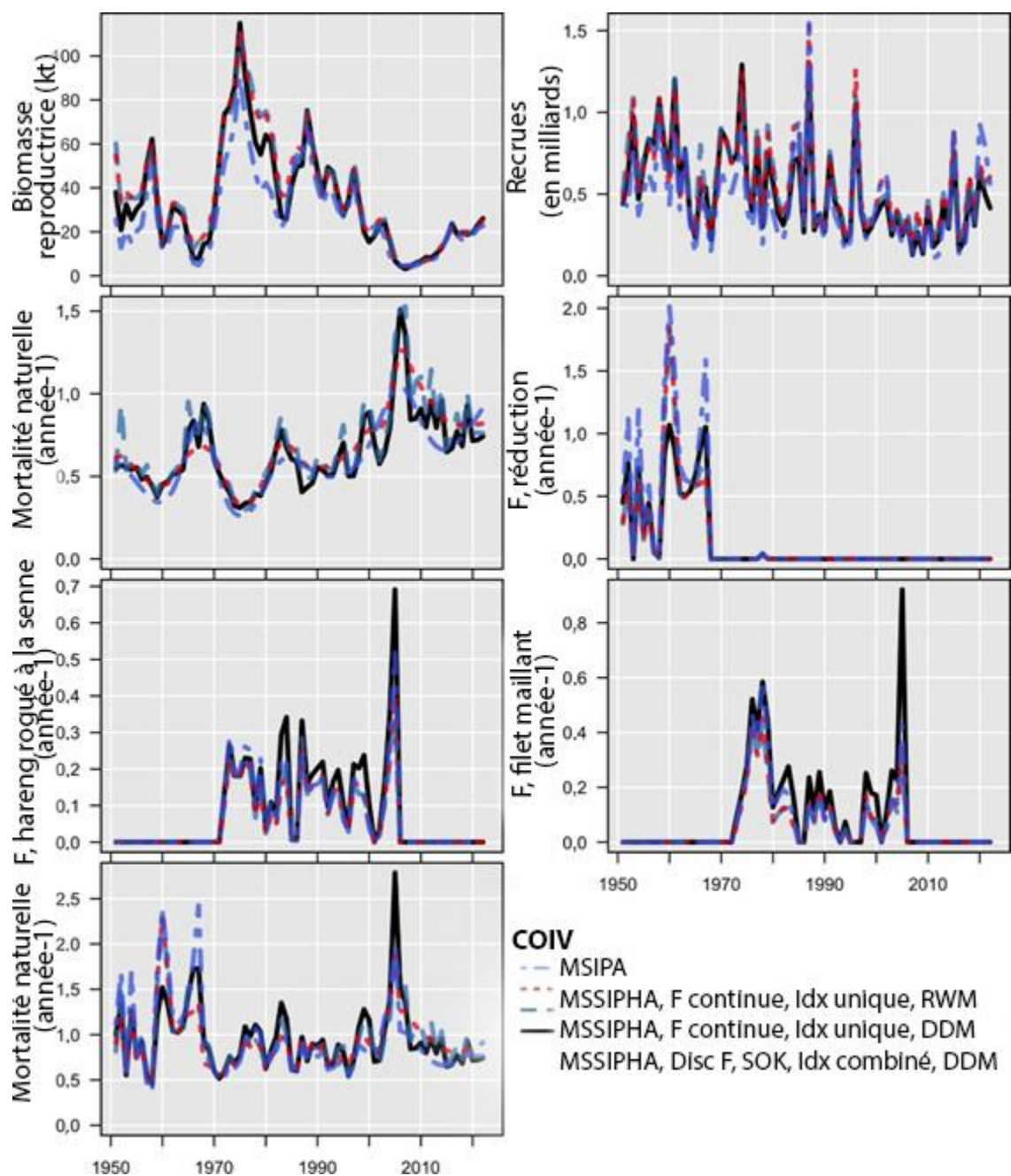


Figure B.18. Côte ouest de l'Île de Vancouver : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSIPA, le MSSIPHA de base, le MSSIPHA de base avec la mortalité dépendante de la densité et le MSSIPHA entièrement mis en œuvre.

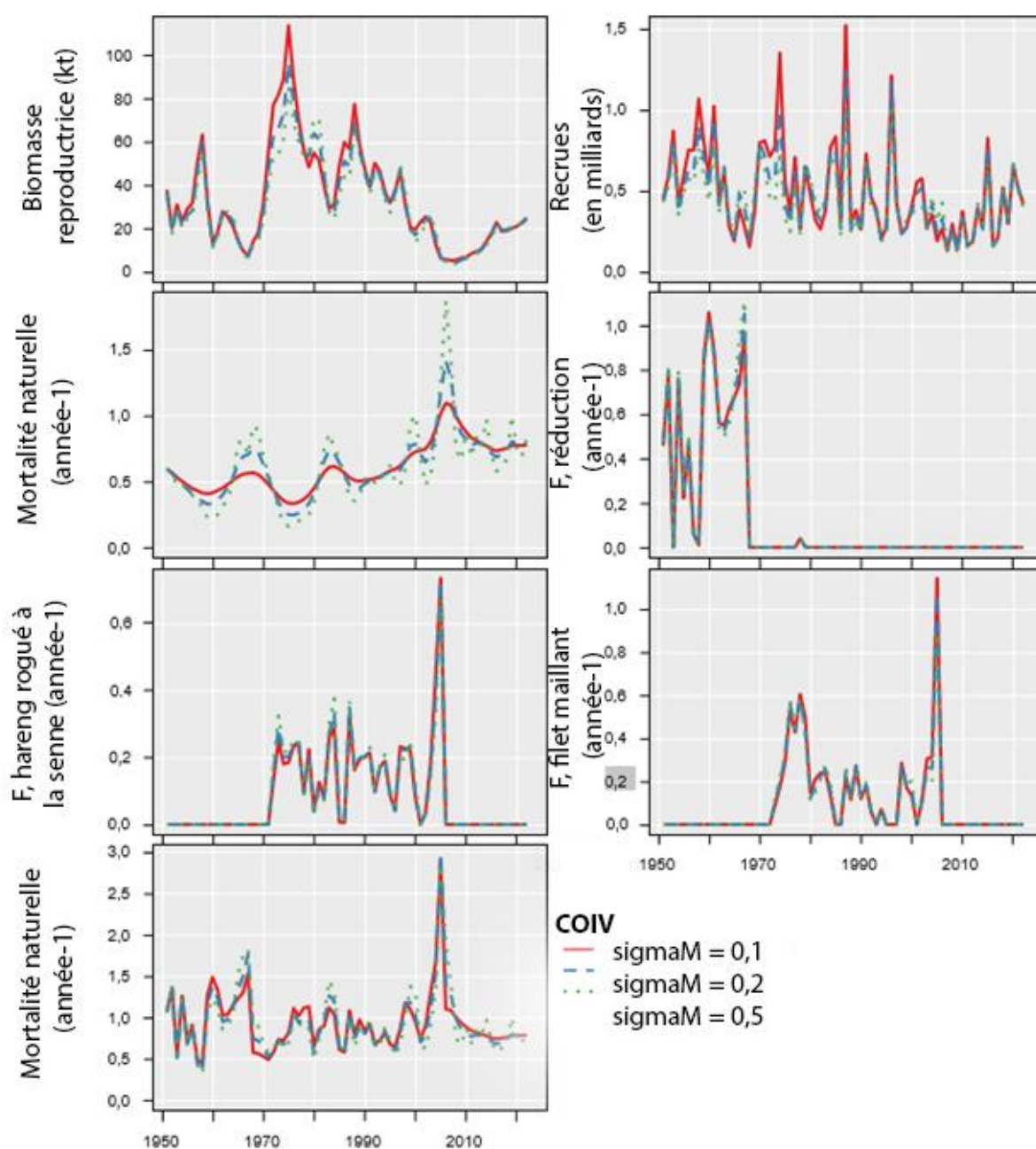


Figure B.19. Côte ouest de l'Île de Vancouver : Comparaison des estimations de la biomasse, du recrutement et de la mortalité entre le MSSIPHA avec trois valeurs fixes (0,1, 0,2, 0,5) pour l'erreur type dans les écarts log-normaux annuels de la mortalité naturelle σ_M .

ANNEXE C. AUTRES GRAPHIQUES DE SIMULATION-ESTIMATION

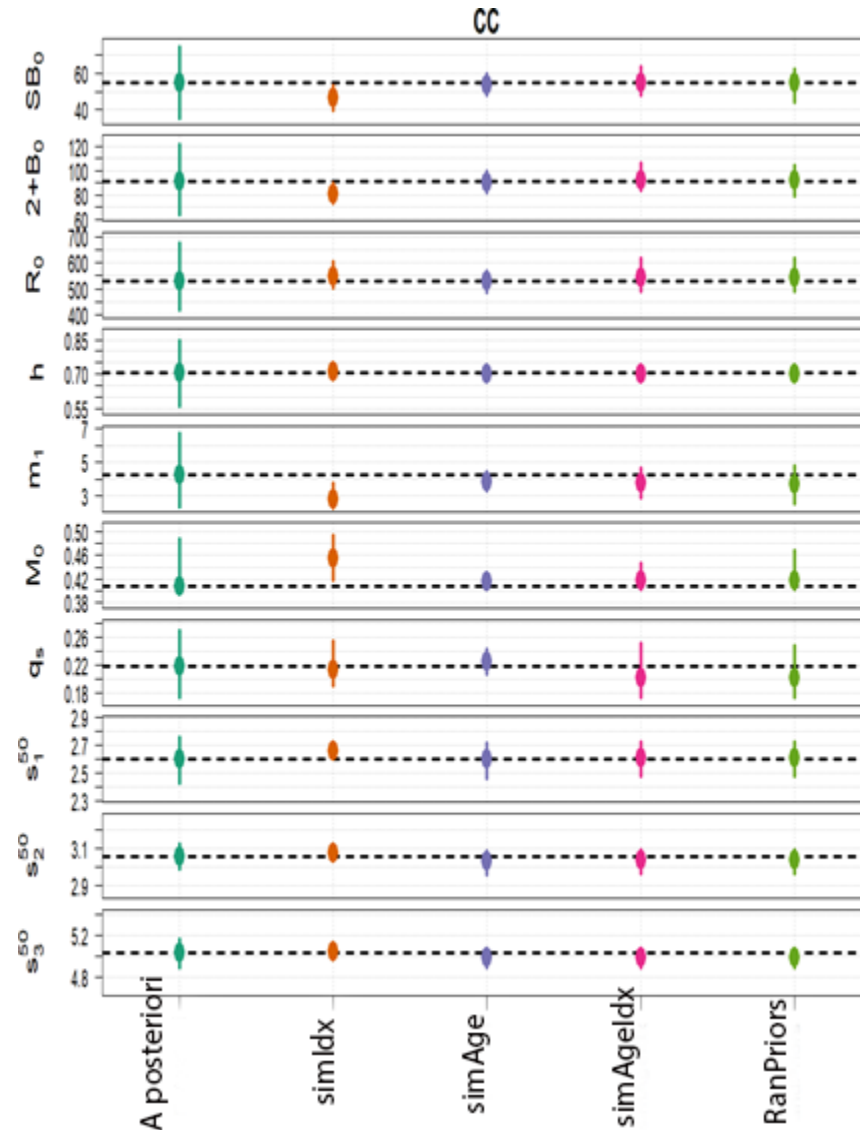


Figure C.1. Côte centrale : Comparaisons des estimations de la densité postérieure maximale des paramètres avancés avec les estimations postérieures du MSSIPHA pour les quatre scénarios de l'autotest de simulation. Les estimations des paramètres sont les paramètres du cycle biologique (SB_0 , $2 + B_0$, R_0 , h , M_b , m_1 , M_0), les paramètres de la sélectivité (s_1^{50} , s_2^{50} , s_3^{50}) et les paramètres du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s , τ_d). Les points représentent le 50^e centile et les segments de ligne s'étendent jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des distributions a posteriori et des distributions des erreurs relatives.

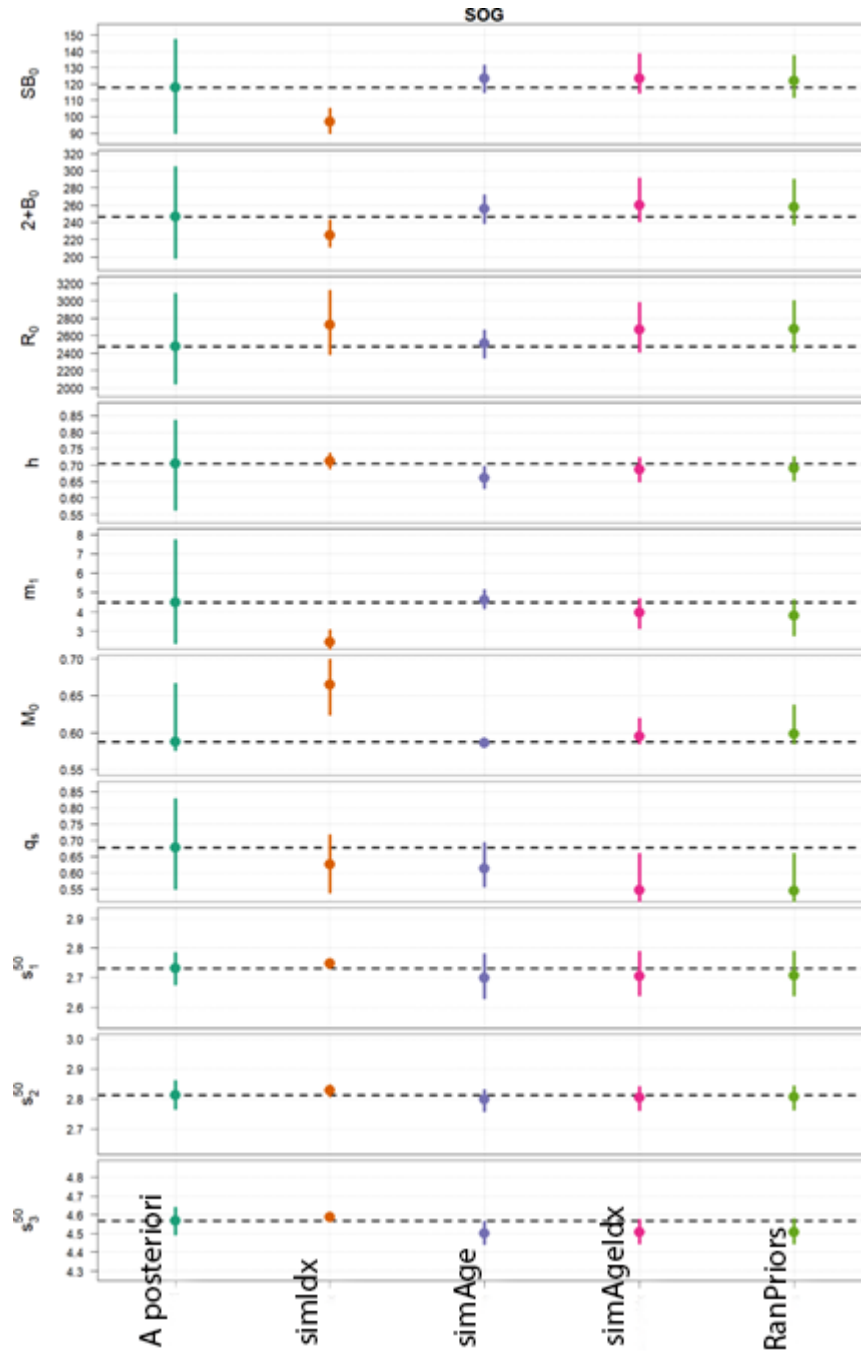


Figure C.2. Détroit de Georgia : Comparaisons des estimations de la densité postérieure maximale des paramètres avancés avec les estimations postérieures du MSSIPHA pour les quatre scénarios de l'autotest de simulation. Les estimations des paramètres sont les paramètres du cycle biologique (SB_0 , $2 + B_0$, R_0 , h , M_b , m_1 , M_0), les paramètres de la sélectivité (s_1^{50} , s_2^{50} , s_3^{50}) et les paramètres du modèle d'observation des relevés (q_s , τ_s , τ_d). Les points représentent le 50^e centile et les segments de ligne s'étendent jusqu'aux 2,5^e et 97,5^e centiles des distributions a posteriori et des distributions des erreurs relatives.

ANNEXE D. ESTIMATIONS DÉTAILLÉES DU MSSIPHA POUR LES 5 PRINCIPALES RÉGIONS D'ÉVALUATION DES STOCKS

D.1. HAÏDA GWAI

D.1.1. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement du MSSIPHA aux données sur le hareng de Haïda Gwaii se situait largement dans les limites acceptables. D'après les erreurs types du modèle (tableau D.1), toutes les séries de données correspondent à la dynamique estimée des populations. Les erreurs types des données sur la composition selon l'âge pour les pêches de réduction et du hareng rogué à la senne étaient inférieures à 0,5, ce qui est généralement considéré comme un bon ajustement aux données; pour la pêche au filet maillant, l'erreur type de la composition selon l'âge était de 0,645, une valeur qui, bien que plus élevée, tombe encore dans les limites acceptables. Les erreurs types estimées par le MSSIPHA pour les plans individuels des relevés du frai étaient légèrement plus élevées que celles présumées par le MSIPA, et n'étaient pas non plus dans le même ratio que celui supposé par le MSIPA. En effet, le MSSIPHA estime que les résidus des plans des relevés en surface sont 1,36 fois plus variables que ceux des plans des relevés en plongée.

Les résidus d'observation de l'indice du frai dans le temps n'ont montré aucune indication significative de mauvais ajustement (figure D.2). En plus des erreurs types raisonnables, la série chronologique des résidus de l'indice combiné du frai n'avait pas de biais réel, avec une moyenne résiduelle de -0,15 erreur type. Les tendances temporelles des résidus n'étaient pas non plus préoccupantes, comme l'indique une estimation très faible de -0,03 du facteur d'autocorrélation à décalage 1 et une tendance résiduelle non significative avec $p = 0,71$.

Les estimations de la composition selon l'âge montrent que le MSSIPHA reflète généralement les tendances des classes d'âge dans le temps. Le MSSIPHA saisit la forme, la tendance et la classe d'âge modale des données sur les prises selon l'âge dans la pêche de réduction pour la plupart des années (figure D.3). Certaines années, il surestime les proportions de poissons d'âge 2 et d'âge 3 (p. ex. en 1951 et de 1962 à 1965), mais c'est habituellement pour estimer correctement la classe d'âge modale l'année suivante (p. ex. comparer 1962 et 1963). De tels résidus importants associés aux prévisions modélisées d'une classe d'âge plus importante peuvent indiquer que la sélectivité estimée est trop élevée pour ces âges. Par ailleurs, des résidus plus élevés sont prévisibles dans la pêche de réduction, étant donné que le plan d'échantillonnage pour les données de cette période est difficile à déterminer.

Le MSSIPHA saisit bien la forme, la tendance et la classe d'âge modale des données sur les prises selon l'âge dans les pêches combinées du hareng rogué à la senne et d'essai (figure D.4). L'estimation des prises selon l'âge suit très bien les grandes cohortes au fil des ans; cependant, comme dans les données sur la pêche de réduction, il y a certaines années où les proportions de poissons d'âge 2 sont surestimées, ce qui réduit les résidus pour la classe modale l'année suivante (p. ex. 1979 et 1987, figure D.4).

C'est dans la pêche au filet maillant que l'erreur type d'échantillonnage de la composition selon l'âge était la plus élevée (tableau D.1), mais le MSSIPHA s'ajuste toujours bien visuellement aux données (figure D.5). La principale source d'erreur résiduelle est l'incapacité de faire correspondre la taille de la classe d'âge modale, les proportions de la classe d'âge étant constamment inférieures aux observations de la classe d'âge de 1977 lorsqu'elle était visée par la pêche au filet maillant (de 1981 à 1984). Malgré ces résidus plus élevés pour la classe d'âge de 1977, le MSSIPHA n'a aucune difficulté à faire correspondre la forme des compositions

selon l'âge pour les pêches au filet maillant avec les classes d'âge modales identifiées chaque année.

Comme pour les résidus de l'indice du frai, la série chronologique des erreurs de processus du recrutement n'indique pas de mauvais ajustements du modèle (figure D.6). L'écart moyen de l'erreur de processus du recrutement est d'environ $+0,04$ écart type, ce qui montre qu'il n'y a pas de biais systémique dans les recrutements stochastiques par rapport au modèle de stock-recrutement déterministe sous-jacent. De même, il n'y a pas de longues séries d'écarts positifs ou négatifs du recrutement et l'autocorrélation est faible (0,034). Il y a des preuves d'une tendance résiduelle importante sur l'historique de 72 années ($p = 0,01$), mais elle est moins préoccupante, car les résidus après 1980, lorsque les données sur la détermination de l'âge sont échantillonnées de façon plus uniforme, sont bien équilibrés; ils ne l'étaient pas auparavant, lorsque les données n'étaient pas échantillonnées de façon uniforme. De plus, la tendance des résidus du recrutement concorde avec les décalages de la dynamique estimée du recrutement, le MSSIPHA estimant des cohortes plus nombreuses avant 1975, puis des cohortes plus petites par la suite, ce qui a mené au régime plus récent de faible biomasse, où le hareng de Haïda Gwaii ne se rétablit pas en l'absence de pêche depuis 2005. Enfin, rien n'indique non plus de mauvais ajustements du modèle lorsque l'on examine les recrutements par rapport à la biomasse autour de la courbe de stock-recrutement (figure D.7).

D.1.2. Valeurs a posteriori de bayes

Les paramètres de la convergence a posteriori standard de Bayes indiquent qu'il est possible de tirer des inférences des données a posteriori de Bayes du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii. La taille effective des échantillons pour les sections de masse et de queue de toutes les distributions marginales est supérieure à 100 échantillons par chaîne, et la plupart des facteurs potentiels de réduction d'échelle de Gelman-Rubin $\hat{R}$ sont inférieurs au seuil désigné de 1,01 pour tous les paramètres du modèle estimés et les effets aléatoires (figure D.8). Les points a posteriori échantillonnés comportent 51 transitions divergentes, soit 1,3 %, ce qui est inférieur au seuil de 2 %.

L'inspection visuelle des valeurs a posteriori marginales conjointes pour les paramètres principaux du cycle biologique et de la sélectivité ne révèle aucune géométrie a posteriori préoccupante (figure D.9). La plupart des distributions sont très symétriques, avec peu d'étalement et peu de corrélation. Il existe un degré élevé de corrélation dans la distribution marginale conjointe de m_1 et de SB_0 , ce qui n'est pas surprenant étant donné la relation entre la mortalité et la production dans les modèles d'évaluation des stocks en général. De plus, dans le MSSIPHA, le modèle de M dépendante de la densité et la définition de la mortalité à l'équilibre sans pêche M_0 créent un lien supplémentaire entre l'épuisement des stocks par rapport au paramètre sans pêche et au paramètre m_1 . Les révisions futures pourraient envisager de reparamétriser le modèle de MDD afin de réduire cette corrélation.

Le MSSIPHA met en œuvre une valeur a priori pour le taux de variation h avec une valeur moyenne de 0,67, la même moyenne a priori que celle mise en œuvre dans le MSIPA (voir le tableau 4), mais avec une variance a priori plus étroite de 0,01. La distribution a posteriori pour Haïda Gwaii affiche une légère translation par rapport à la moyenne a priori, avec une estimation a posteriori moyenne de $h = 0,69$, mais aucun changement de la variance, la valeur a posteriori donnant 0,01 (figure D.10).

L'a priori pour le taux de mortalité sans pêche calculé M_0 montre que les données influaient sur l'a priori (figure D.11). La moyenne a priori est de 0,45 et la variance a priori de 0,04, tandis que

la valeur a posteriori marginale dans le MSSIPHA pour la mortalité sans pêche s'éloignait de la valeur a priori, avec une moyenne a posteriori de 0,58 et une variance a posteriori de 0,01.

Enfin, les valeurs a posteriori marginales dans le MSSIPHA pour l'erreur type résiduelle du relevé du frai pour les deux plans (plongée τ_d^2 et surface τ_s^2) révèlent une influence des données sur les valeurs a priori (figure D.12). Pour les relevés en surface, bien que la moyenne a posteriori de 0,294 soit similaire à la moyenne a priori de 0,27, la variance a posteriori de 0,007 est beaucoup plus faible que l'estimation de la variance a priori, de 0,12 (estimée par échantillonnage aléatoire). Pour les relevés en plongée, la baisse de la variance a posteriori τ_d^2 de 0,12 à 0,014 est similaire à celle des relevés en surface, mais la moyenne a posteriori τ_d^2 passe à 0,354 par rapport à la moyenne a priori de 0,27.

La similitude des distributions a priori et a posteriori pour le taux de variation stock-recrutement h est quelque peu ambiguë, indiquant soit qu'il y a peu d'information dans les données pour guider l'estimation de h , soit que la valeur a priori est bien alignée sur les données. Bien que cette dernière hypothèse soit relativement improbable, c'est peut-être le cas ici puisqu'il y a une proportion plus élevée que d'habitude d'années avec des observations de stocks de petite taille pour le hareng de Haïda Gwaii, ce qui est une condition nécessaire pour estimer le taux de variation stock-recrutement. En revanche, le degré d'information dans les données n'est pas ambigu pour l'estimation qui en est dérivée de la mortalité sans pêche M_0 et les composantes de l'erreur type des résidus des relevés du frai τ_d^2 , τ_s^2 qui ont toutes une variance a posteriori beaucoup plus faible que la variance a priori.

D.1.3. Dynamique historique

Les séries chronologiques de la biomasse estimée produites par le MSSIPHA indiquent plusieurs périodes d'expansion et de ralentissement pour la région d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii. Avant les années 1970, chaque effondrement était en grande partie attribuable à des taux d'exploitation extrêmement élevés ($> 80\%$, figure D.13). Dans les années 1970 et 1980, les taux de récolte du hareng de Haïda Gwaii étaient beaucoup plus faibles que ceux des années 1950 et 1960, demeurant entre 10% et 30% . Les expansions de la biomasse reproductrice étaient au moins aussi élevées dans les années 1970 et 1980 qu'auparavant et les effondrements n'ont pas chuté aussi bas. Les deux pics de la biomasse reproductrice entre 1970 et 1985 sont d'environ deux à trois fois plus élevés que le niveau sans pêche, avec des creux proches de SB_0 . Ces pics élevés sont en grande partie dus à des recrutements supérieurs à la moyenne (de 1971 à 1973 et en 1978), ainsi qu'à des taux de récolte plus faibles au cours de cette période. La biomasse reproductrice a fini par décliner jusqu'au niveau sans pêche environ au début des années 1990 et elle est encore tombée à des creux historiques au milieu des années 1990. Elle a légèrement augmenté en 1998, puis a chuté à un creux historique semblable au début des années 2000. Depuis, la biomasse remonte lentement vers l'estimation sans pêche d'environ 10 kt, les taux de mortalité naturelle demeurant élevés, au-dessus des niveaux sans pêche.

Étant donné que la biomasse reproductrice dans les années 1980 était de plusieurs fois le niveau de la biomasse sans pêche, le déclin estimé à la fin des années 1980 et au début des années 1990 n'est pas surprenant. Tout d'abord, bien que les taux de récolte et les prises aient diminué au cours de la même période, les recrutements importants étaient beaucoup plus proches du niveau déterministe « moyen » de la courbe de stock-recrue de Beverton-Holt, et souvent séparés par plusieurs années de recrutements bien en deçà de la moyenne (figure D.13, 2^e panneau). De ce fait, la biomasse totale des poissons d'âge 1 ajoutée dans la

région d'évaluation des stocks était beaucoup plus faible et s'étalait sur un intervalle de temps plus long. À mesure que la biomasse diminuait, la mortalité augmentait selon le modèle dépendant de la densité jusqu'à un maximum au début des années 2000 (figure D.13, 3^e panneau).

Les taux élevés de mortalité naturelle dépendante de la densité, combinés à une faible biomasse sans pêche d'environ 10 kt, semblent créer une boucle de rétroaction renforcée sur les taux de mortalité élevés, ralentissant le rétablissement du hareng de Haïda Gwaii en l'absence de pêche et plafonnant la biomasse aux niveaux récents. La mortalité est demeurée élevée depuis le pic atteint au début des années 2000, probablement parce que le taux de survie de toutes les classes d'âge du hareng baisse avec la biomasse, ce qui réduit la taille des grandes classes d'âge plus rapidement à mesure qu'elles vieillissent. Cette érosion de la vigueur des classes d'âge freine la croissance du stock, allongeant les temps de rétablissement. De plus, la faible valeur de SB_0 signifie que le recrutement moyen déterministe, même sans pêche, est assez faible, ce qui limite encore davantage la croissance du stock.

On estime que la biomasse reproductrice en 2022 est d'environ 113 % de la biomasse sans pêche (tableau 11). L'estimation médiane des taux de mortalité naturelle est brièvement tombée en dessous du niveau à l'équilibre sans pêche de $M_0 = 0,58$ en 2018, coïncidant avec une biomasse élevée à ce moment-là, mais le recrutement plus faible en 2018 et 2019 a ramené la biomasse reproductrice juste en dessous du niveau sans pêche de 2020 à 2022 (figure D.13). La tendance des valeurs de M à Haïda Gwaii à suivre un tel profil en dents de scie est en partie attribuable au faible taux d'anticompensation de $m_1 = 1,39$, qui est beaucoup plus bas que celui estimé pour les autres régions (décrit ci-après). Des valeurs plus basses de m_1 créent des courbes de M moins profondes, de sorte que les variations des taux de mortalité se produisent à des niveaux d'épuisement plus élevés (figure D.14). Dans le cas de Haïda Gwaii, comme la courbe est peu profonde, on trouve une M anticompensatoire sur une plus grande plage de l'épuisement de la biomasse, jusqu'à $1,5 SB_0$. Ainsi comme l'historique l'a montré, une petite série de faibles recrutements peut faire grimper les taux de mortalité et créer une grande variabilité de la biomasse reproductrice, même sans pêche.

D.1.4. Points de référence biologiques

Les équilibres du MSSIPHA ou les estimations des points de référence biologiques (PRB) indiquent un rendement maximal durable (RMD) d'environ 330 t, y compris la biomasse du hareng provenant des pêches au filet maillant et à la senne et les débarquements d'œufs sur varech. Le RMD est atteint à une biomasse reproductrice à l'équilibre d'environ 3,39 kt et, d'après le calcul habituel des taux d'exploitation comme $U = C/(SB + C)$, le taux de récolte optimal est $U_{RMD} = RMD/(B_{RMD} + RMD) = 0,12$ (figure D.15). Le taux de récolte tient compte d'une allocation élevée du TAC à la récolte d'œufs sur varech, dans laquelle le taux de mortalité est inférieur à celui des pêches à la senne ou au filet maillant.

Les courbes du rendement et de la biomasse à l'équilibre dans le MSSIPHA révèlent une disparition de la population de harengs de Haïda Gwaii, mais elle n'est pas aussi abrupte que dans les autres régions décrites ci-après. Le rendement chute plus rapidement lorsque les taux de récolte soutenus approchent de 50 %, après quoi la biomasse à l'équilibre, le rendement et le recrutement tombent tous à zéro. Cette disparition est le résultat de l'augmentation de la pression de la pêche, qui réduit la biomasse et augmente le taux de mortalité naturelle à l'équilibre associé M (figure D.15, 3^e panneau), la mortalité atteignant le niveau maximal d'environ 1,3 au-dessus de $U = 0,38$ (figure D.15). Contrairement aux autres régions, le déclin du rendement et de la biomasse semble assez régulier, car la biomasse chute plus rapidement

que le rendement et crée un point d'inflexion sur la courbe du rendement à mesure que les taux de récolte augmentent et que la biomasse diminue.

Les valeurs a posteriori marginales conjointes des quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques indiquent que le modèle de MDD a une incidence sur l'échelle de la biomasse plus que sur la productivité (figure D.16). Comme le montrent les valeurs a posteriori marginales conjointes des paramètres estimés, il existe une corrélation entre m_1 et SB_0 (figure D.9), et une autre entre m_1 et B_{RMD} , ce qui n'est pas surprenant étant donné que la taille de B_{RMD} est fortement influencée par celle de SB_0 . De même, il existe une forte corrélation habituelle entre le taux de variation stock-recrue h et le taux de récolte optimal U_{RMD} , étant donné l'influence du taux de variation sur la dépendance à la densité dans le recrutement. Cependant, il n'y a qu'une faible corrélation négative entre m_1 et U_{RMD} , avec une grande dispersion sur toute la distribution marginale conjointe.

Les taux démographiques par tête permettent de mieux comprendre les propriétés d'équilibre du MSSIPHA à de faibles niveaux de la biomasse (figure D.17). À mesure que les taux de récolte augmentent, on peut observer un effet d'Allee. Comme dans tous les modèles de recrutement compensatoire, le recrutement par tête (c.-à-d. les recrues par géniteur) augmente jusqu'à un taux maximal défini par les paramètres du modèle de stock-recrutement. Parallèlement, la dépendance à la densité dans la mortalité naturelle fait baisser les taux de survie des poissons d'âge 2+, jusqu'à un taux minimum d'environ 25 %. Bien que la production excédentaire par tête à l'équilibre stochastique pour Haïda Gwaii soit déjà à peu près nul pour des tailles plus grandes du stock, le déclin de la survie a pour effet de rendre négative la production excédentaire par tête. Étant donné que la production excédentaire a une incidence sur le rendement à l'équilibre et la biomasse à l'équilibre, la production négative fait baisser la biomasse plus rapidement que le rendement et crée un profil lisse dans la courbe de rendement (figure D.15).

D.1.5. Analyses rétrospectives

Les résultats de l'analyse rétrospective donnent à penser que les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de Haïda Gwaii sont peu sensibles à des années supplémentaires de données. La biomasse reproductrice (tant absolue qu'épuisée) est constante sur les dix années de couches rétrospectives (figure D.18), à l'exception de celle de 2020. De la couche de 2020 à celle de 2021, la MPDE de la biomasse reproductrice double environ pour 2018 et 2019, ce qui est lié à une affectation erronée d'une importante cohorte entrante à la classe d'âge de 2017 (figure D.19). En 2021 et en 2022, cette classe d'âge est révisée à la baisse, et le grand écart positif du recrutement est attribué à la classe d'âge de 2016. De ce fait, la biomasse est révisée à la hausse pour 2018-2019 à mesure que la grande classe d'âge de 2016 recrute dans la biomasse reproductrice (figure D.18).

La force de la classe d'âge varie quelque peu pour le hareng de Haïda Gwaii. Environ la moitié des classes d'âge dans l'analyse rétrospective sont résolues à l'âge 4, tandis que les autres prennent jusqu'à l'âge 6 (ou plus).

Les estimations rétrospectives par le MSSIPHA de la mortalité naturelle sont très cohérentes dans le temps (figure D.18), sauf la couche de 2020. Comme pour la plupart des analyses rétrospectives, il y a des effets finaux où le manque de données sur l'âge et les recrutements déterministes signifient que le MSSIPHA omet des changements dans les tendances pour les dernières années de chaque couche, mais ces effets sont relativement mineurs. De la couche de 2020 à celle de 2021, la révision de la biomasse de 2018-2019 à un niveau plus élevé correspond à une révision à la baisse de la mortalité naturelle, puisque la biomasse, qui était en dessous des niveaux sans pêche, est passée au-dessus de ceux-ci, faisant tomber la

composante déterministe de la mortalité dépendante de la densité en dessous de M_0 ces années-là.

Contrairement à la stabilité des estimations de la mortalité et de la biomasse les années rétrospectives, les principaux paramètres et les quantités à l'équilibre sans pêche ont généralement diminué au cours des couches rétrospectives (tableau D.2). La biomasse reproductrice sans pêche SB_0 , le recrutement sans pêche R_0 et le recrutement initial R_{init} ont tous baissé de 13 % à 17 % sur ces dix années. Les variations des paramètres du modèle de mortalité dépendante de la densité étaient beaucoup plus petites, m_1 variant d'une année à l'autre, d'un minimum de 1,287 à un maximum de 1,330, ce qui a entraîné de légers changements de M_0 , entre 0,595 et 0,606.

D.1.6. Analyses de sensibilité

Les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de Haïda Gwaii étaient quelque peu sensibles à certains choix de valeurs a priori (tableau D.3). La biomasse sans pêche SB_0 fluctuait entre 15 kt et 22,2 kt, les valeurs les plus élevées ayant été observées pour les valeurs plus basses de M_0 , qui étaient associées à des valeurs a priori plus informatives de M_0 (sdMHi) ou à des valeurs a priori moyennes plus faibles de M_0 (meanMLow). De même, les valeurs plus basses de SB_0 étaient associées à des valeurs plus élevées de M_0 , influencées par des valeurs moyennes a priori plus élevées de M_0 (meanMHi) ou à des valeurs a priori moins informatives (sdMLow); les valeurs plus faibles de SB_0 étaient également influencées par des valeurs plus basses du taux de variation (steepMeanLo) et des pénalités de plus grande ampleur (jeffHi). Le paramètre h de taux de variation stock-recrutement était relativement insensible aux variations de la plupart des valeurs a priori, outre les autres hyperparamètres a priori du taux de variation, dans lesquels le taux de variation variait de 0,534 (steepMeanLo) à 0,895 (steepMeanHi); l'écart-type a priori du taux de variation avait moins d'influence.

Six des sept configurations d'état initial du MSSIPHA ont convergé pour la région d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii. Comme prévu, l'impact principal de l'ajustement des paramètres d'initialisation de la pêche a été observé dans le recrutement des poissons d'âge 1 la première année, représenté par R_0 ou R_{init} , et dans la biomasse sans pêche SB_0 (voir le tableau D.4). Les effets sur M_0 , en raison de sa corrélation avec SB_0 , et sur le taux de variation stock-recrutement h étaient relativement moins marqués.

L'influence des états initiaux sur les estimations de la biomasse et du recrutement chaque année était minime (non présentée, bien que la faible sensibilité de q_s dénote la stabilité). D'autres paramètres du modèle, y compris les erreurs de processus du recrutement et de la mortalité, démontraient la capacité d'adapter et de compenser les variations découlant des états initiaux dans le modèle.

D.1.7. Tableaux

Tableau D.1. Estimations des erreurs types des résidus et des corrélations des résidus à décalage 1 pour les données sur le hareng de Haïda Gwaii. Les six premières colonnes présentent les erreurs types de l'échantillonnage des données sur l'âge τ_s^{age} et les coefficients de corrélation ρ_g de la fonction de vraisemblance de la composition selon l'âge LN1 pour les pêches de réduction et de consommation et appât ($g = 1$), du hareng rogué à la senne ($g = 2$) et au filet maillant ($g = 3$), et les deux dernières colonnes indiquent les écarts types de l'indice des relevés du frai pour les relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

Région d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
HG	0,428	0	0,438	0,269	0,645	0,298	0,485	0,515

Tableau D.2. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA de certaines quantités principales et quantités calculées du cycle biologique sur les couches de données de 2012 à 2022 pour Haïda Gwaii. Les quantités sélectionnées sont SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (en kt), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche (1e6), R_{init} = estimation du recrutement initial (1e6), m_1 = taux de d'anticompensation (sans unité), M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ (années), M_0 = mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ à l'équilibre sans pêche (années), q_s = capturabilité des relevés en surface (sans unité).

Couche	SB_0	R_0	m_1	M_0	h	q_s
2013	20,213	442,071	1,287	0,606	0,708	0,300
2014	19,275	414,081	1,304	0,601	0,699	0,310
2015	18,632	396,131	1,314	0,599	0,700	0,316
2016	18,860	403,548	1,311	0,600	0,699	0,314
2017	18,452	396,782	1,308	0,600	0,694	0,315
2018	18,181	382,316	1,330	0,595	0,682	0,319
2019	18,632	405,203	1,302	0,602	0,706	0,313
2020	18,355	397,897	1,307	0,601	0,703	0,316
2021	17,945	381,251	1,327	0,595	0,702	0,322
2022	17,209	368,121	1,324	0,596	0,698	0,325

Tableau D.3. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité pour Haïda Gwaii.

Sensibilité	SB_0	R_0	R_{init}	m_1	M_0	h	q_s
base	17,209	368,121	—	1,324	0,596	0,698	0,325
jeffHi	15,210	359,373	—	1,239	0,620	0,694	0,330
jeffLo	17,209	368,121	—	1,324	0,596	0,698	0,325
meanMHi	15,034	381,542	—	1,181	0,637	0,693	0,323
meanMLow	21,428	349,040	—	1,590	0,534	0,707	0,328
qSurfSDHi	17,315	371,116	—	1,322	0,597	0,698	0,322
qSurfSDLo	16,828	357,346	—	1,330	0,594	0,699	0,340
sdMHi	15,251	380,062	—	1,195	0,633	0,693	0,323
sdMLow	22,150	346,461	—	1,635	0,525	0,709	0,329
sigmaMhi	17,028	359,422	—	1,336	0,593	0,694	0,328
sigmaMlo	17,588	379,380	—	1,316	0,598	0,699	0,320
steepMeanHi	17,466	364,202	—	1,347	0,590	0,895	0,329
steepMeanLo	15,779	367,867	—	1,250	0,617	0,534	0,322
steepSDHi	17,306	367,722	—	1,330	0,595	0,721	0,326
steepSDLo	17,144	368,326	—	1,320	0,597	0,685	0,325

Tableau D.4. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité des états initiaux pour Haïda Gwaii.

États initiaux			SB_0	R_0	R_{init}	F_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s
initR	initF	initDevs									
R_0	VRAI	VRAI	22,215	363,064	—	0,147	1,587	0,33	0,535	0,708	0,326
R_0	FAUX	VRAI	17,209	368,121	—	0,000	1,324	0,33	0,596	0,698	0,325
R_{init}	FAUX	FAUX	16,243	361,660	458,115	0,000	1,289	0,33	0,606	0,696	0,327
R_{init}	VRAI	FAUX	23,313	348,985	431,606	0,199	1,686	0,33	0,515	0,712	0,330
R_{init}	VRAI	VRAI	21,339	352,179	392,733	0,167	1,576	0,33	0,537	0,708	0,329
R_{init}	FAUX	VRAI	17,338	359,302	346,538	0,000	1,352	0,33	0,589	0,699	0,328

D.1.8. Figures

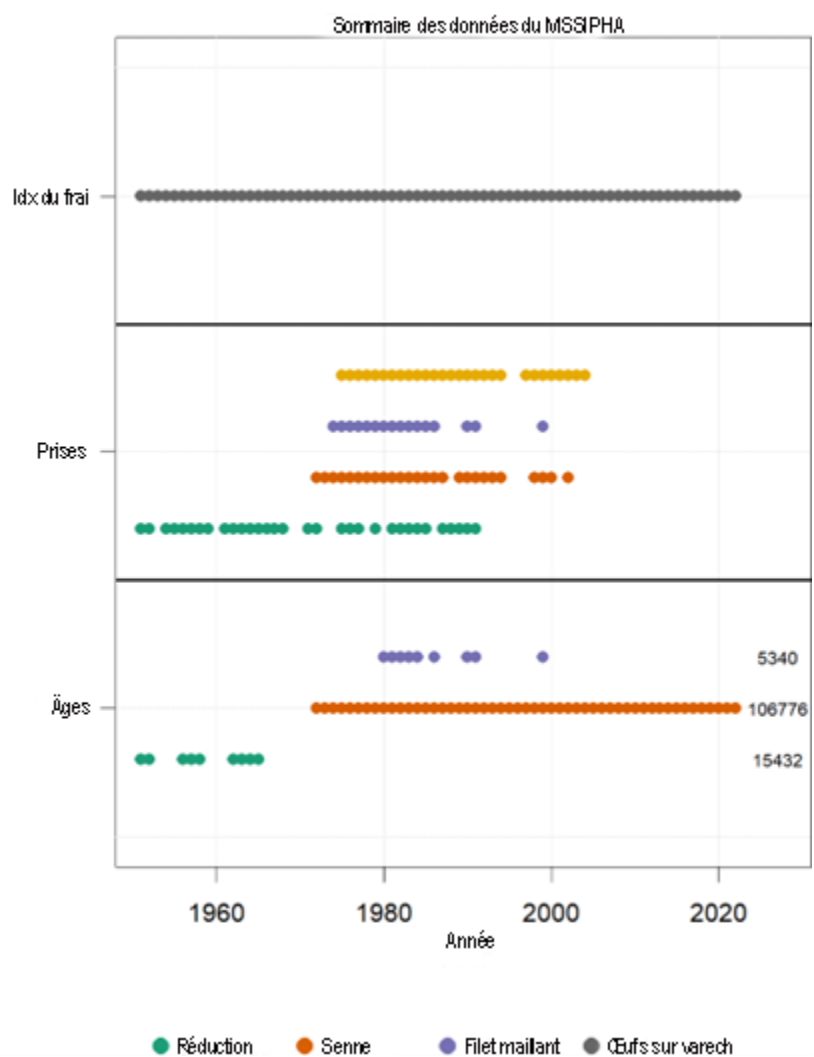


Figure D.1. Séries chronologiques des données d'évaluation du stock de hareng de Haïda Gwaii. Chaque point montre l'existence de données et les données sur l'âge indiquent le nombre total d'échantillons pour toutes les années à l'extrémité à droite.

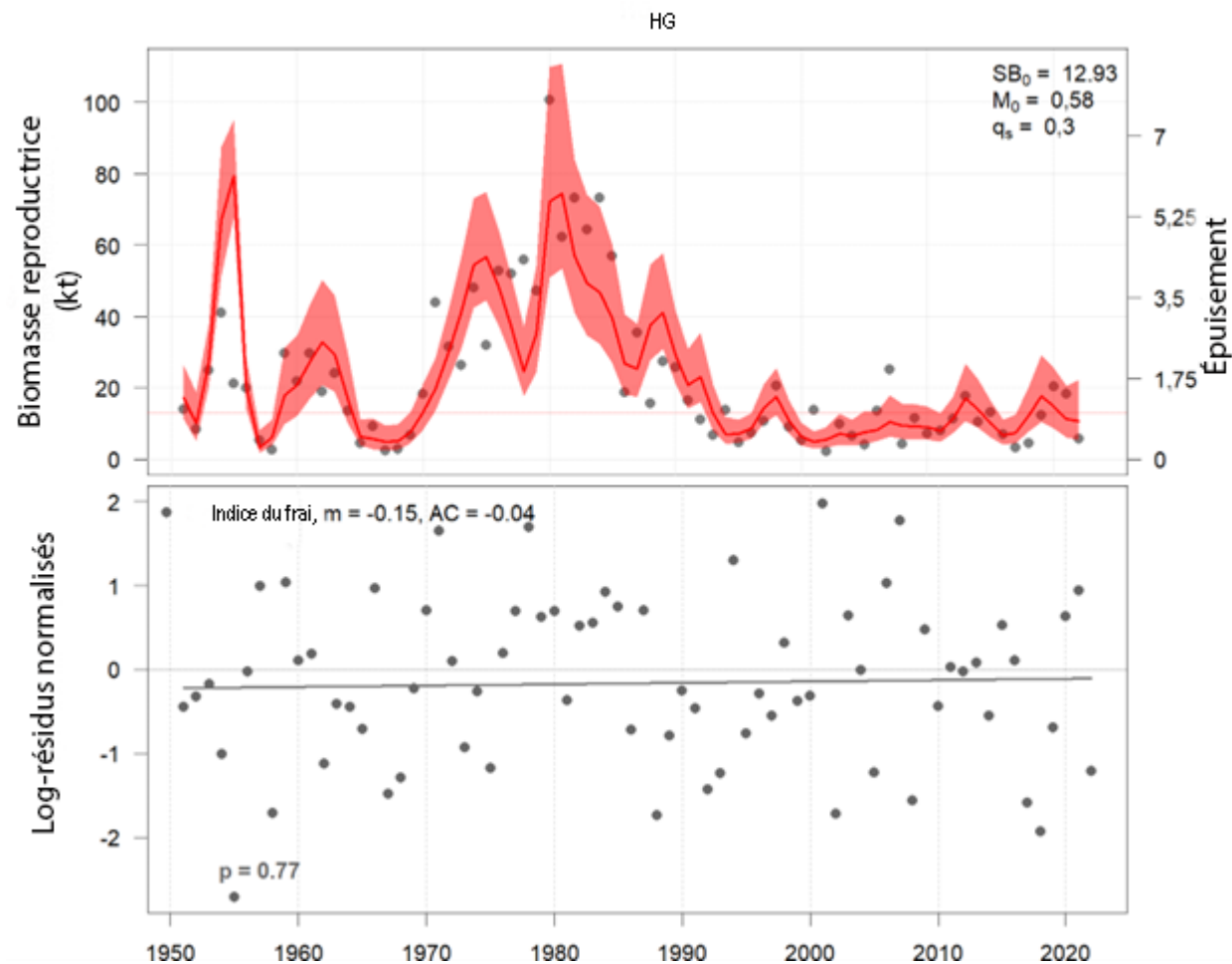


Figure D.2. Indice combiné du frai et estimations par le MSSIPHA de la biomasse reproductrice (en haut) et résidus d'observation normalisés (en bas) pour Haïda Gwaii. SB_0 et M_0 sont la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche et la mortalité naturelle, respectivement, q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface, m est le log-résidu moyen de l'indice du frai et AC est l'autocorrélation.

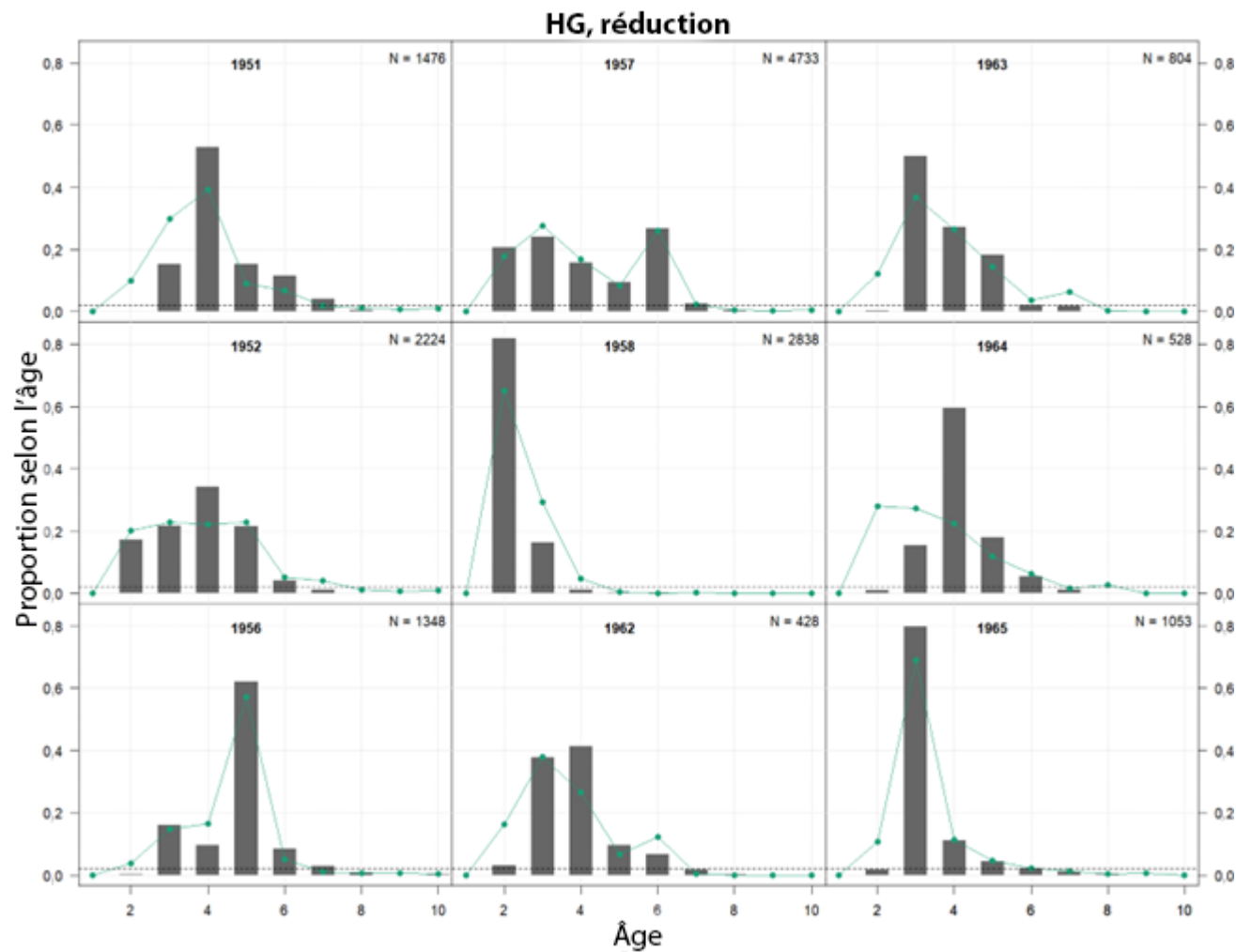


Figure D.3. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche de réduction recueillies dans la région de Haïda Gwaii. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

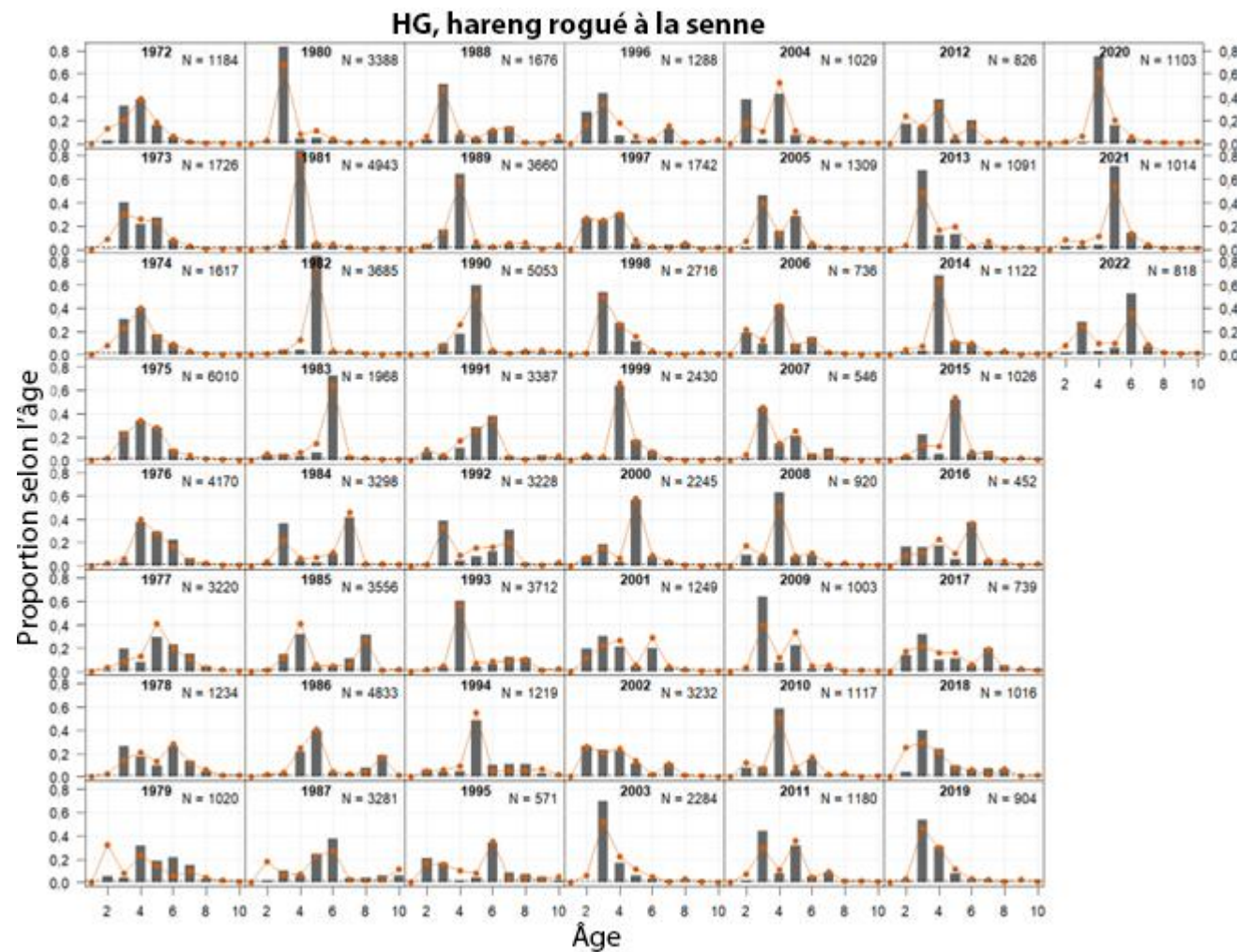


Figure D.4. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche du hareng rogué à la senne recueillies dans la région de Haïda Gwaii. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

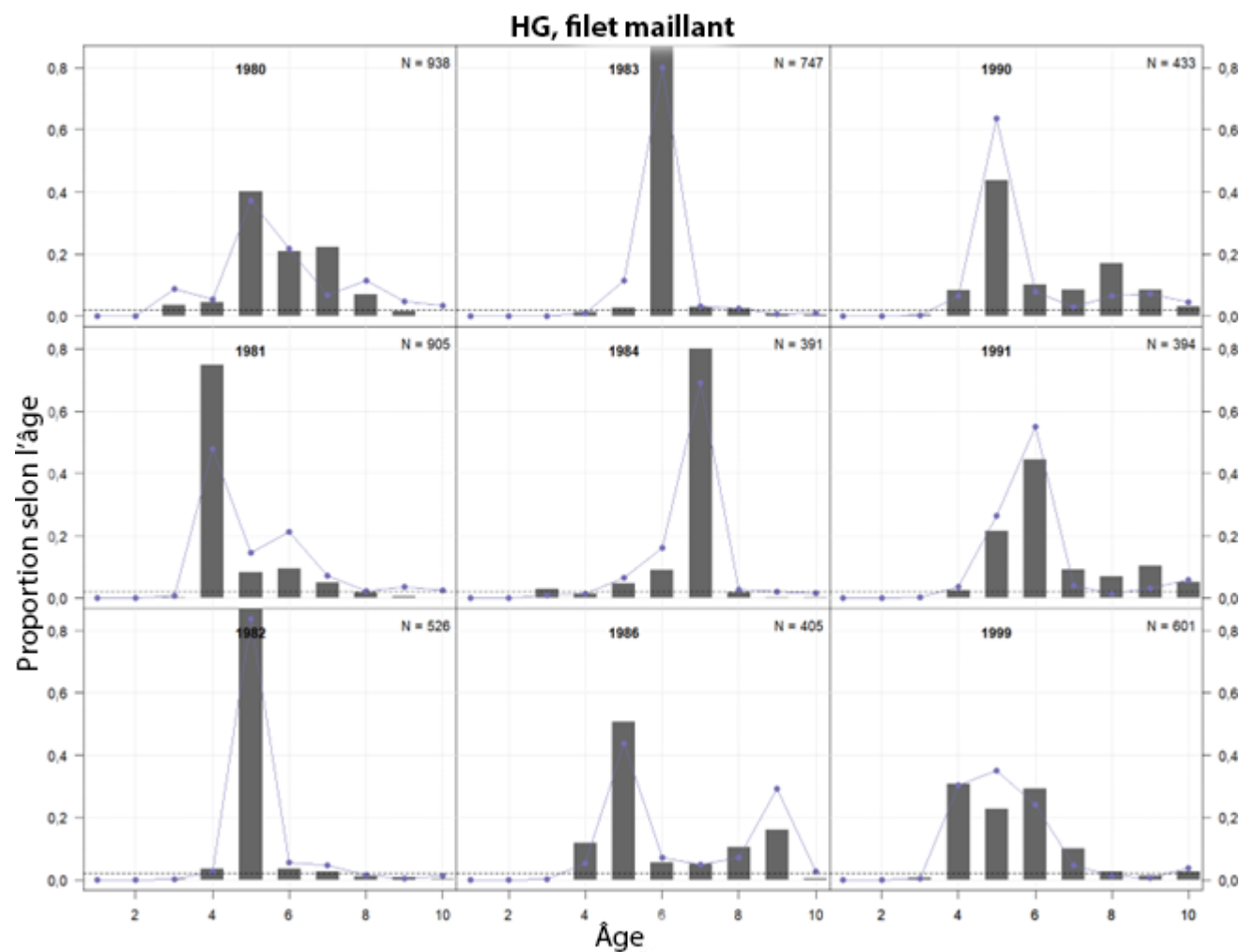


Figure D.5. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche au filet maillant recueillies dans la région de Haïda Gwaii. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

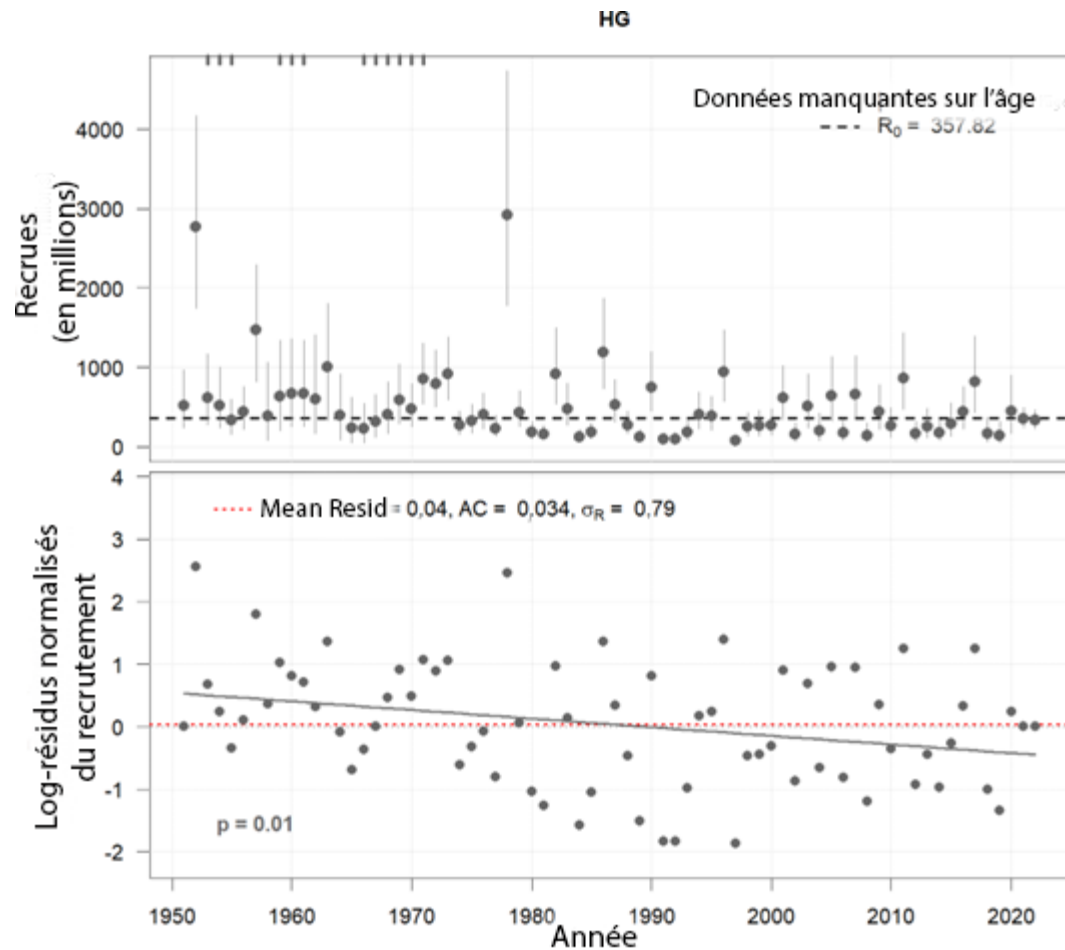


Figure D.6. Recrutement des poissons d'âge 1 (en haut) et erreurs de processus du recrutement normalisé (en bas) pour Haïda Gwaii. Le recrutement sans pêche à l'équilibre R_0 est représenté par la ligne horizontale pointillée dans le panneau du haut et l'erreur moyenne du processus (Mean Resid) par la ligne rouge horizontale pointillée dans le panneau du bas. AC est l'autocorrélation et σ_R est l'erreur type dans les log-résidus.

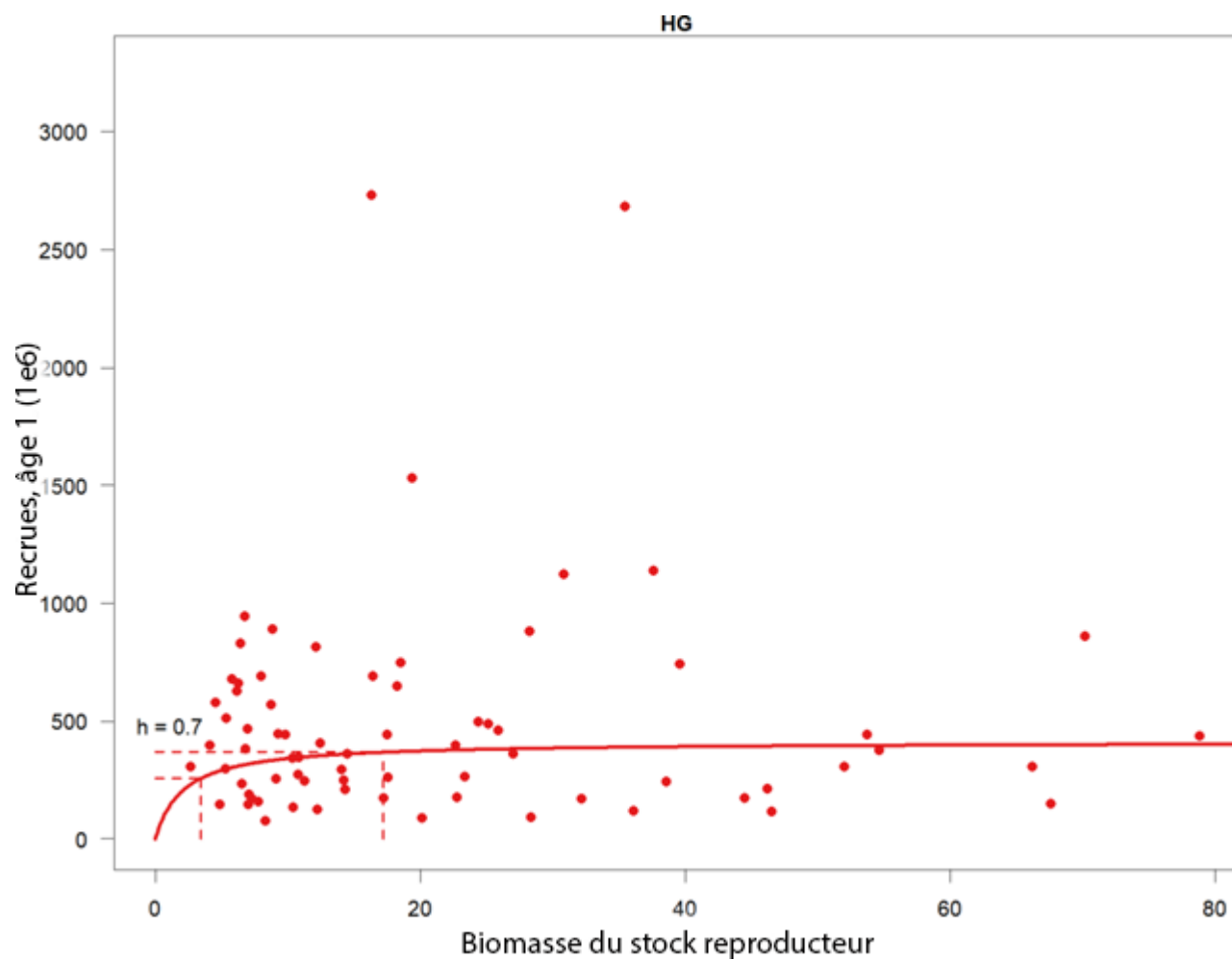


Figure D.7. Courbes de stock-recrutement (lignes continues) et estimations des recrutements des poissons d'âge 1 (points) pour Haida Gwaii, avec des lignes pointillées indiquant la biomasse sans pêche et 20 % de la biomasse sans pêche et le recrutement. h représente le taux de variation stock-recrue estimé.

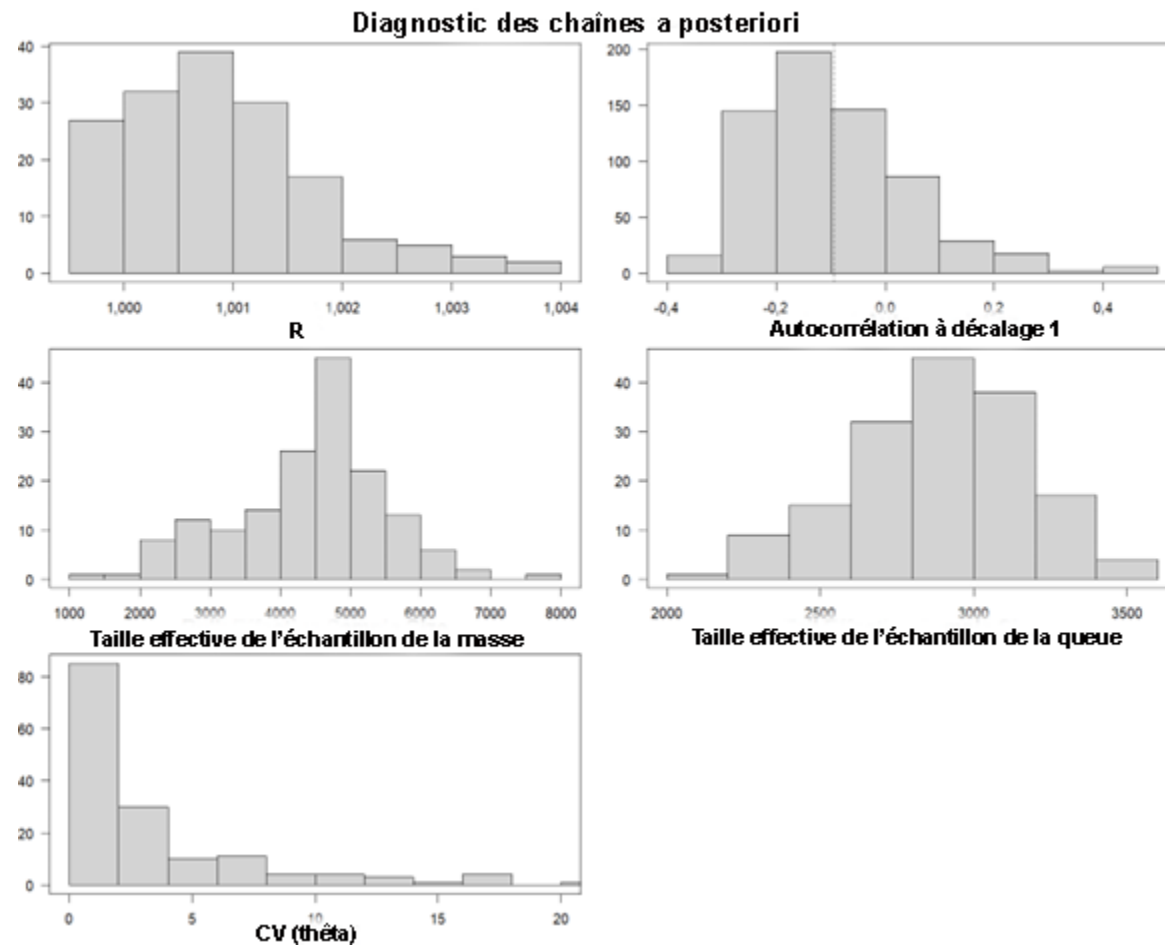


Figure D.8. Histogrammes des diagnostics de la convergence a posteriori de Bayes dans le MSSIPHA pour Haida Gwaii pour chaque paramètre principal du modèle, illustrant la distribution des valeurs de chaque paramètre entre tous les paramètres. De gauche à droite, à partir de la rangée du haut, les paramètres sont les facteurs de réduction d'échelle de Gelman-Rubin (R^*), les facteurs d'autocorrélation à décalage 1, la taille effective de l'échantillon (masse) des tirages dans les quantiles centraux, la taille effective de l'échantillon (queue) dans les quantiles externes et le coefficient de variation (CV) de chaque paramètre. Les lignes rouges verticales pointillées indiquent les seuils de convergence, et la ligne grise pointillée verticale indique la médiane de l'autocorrélation à décalage 1.

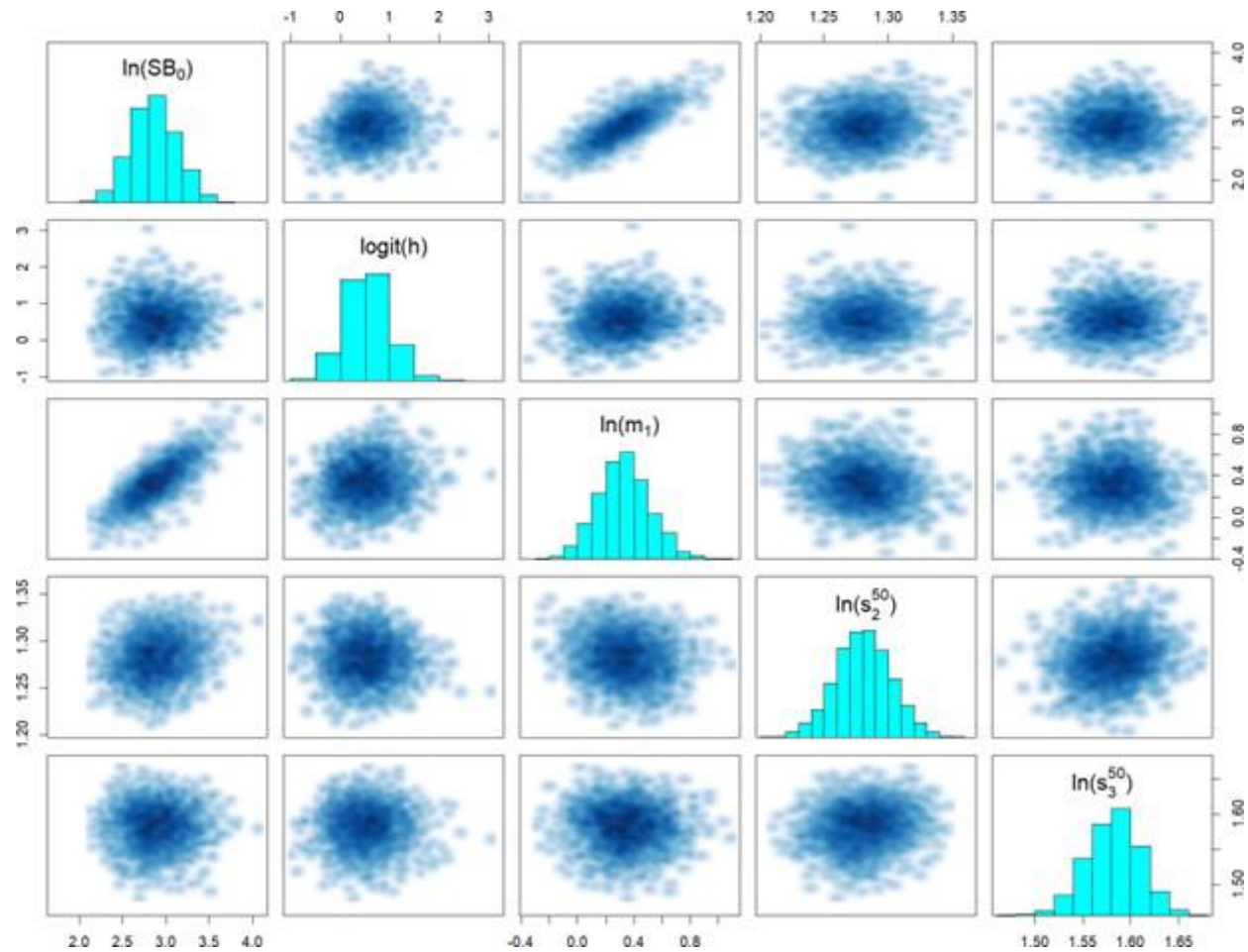


Figure D.9. Valeurs a posteriori de Bayes marginales (diagonale principale) et paires de valeurs a posteriori de Bayes marginales conjointes (hors diagonale) pour certains paramètres du cycle biologique et de la sélectivité dans le MSSIPHA pour Haïda Gwaii. Les points rouges indiquent les échantillons associés à des transitions divergentes.

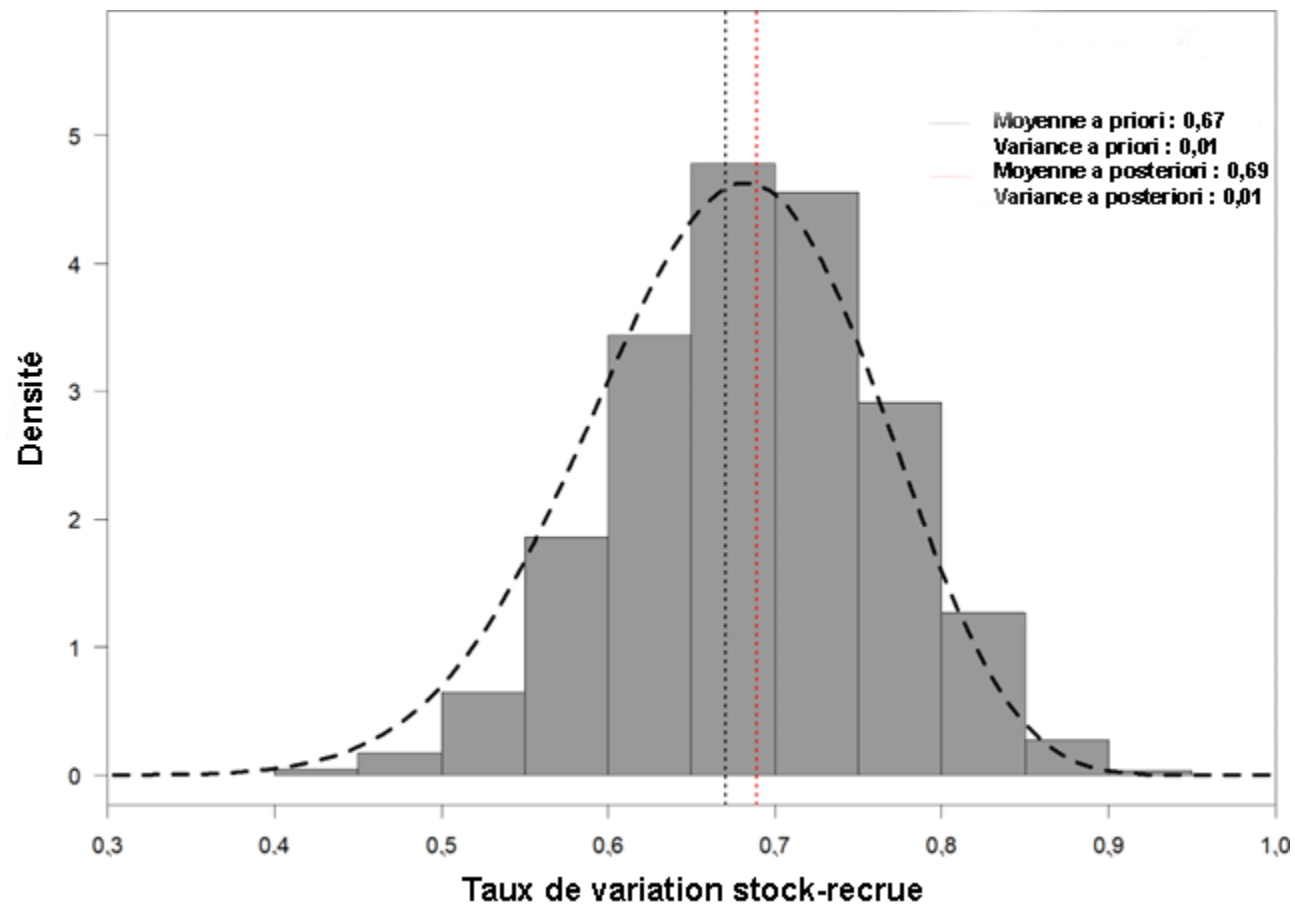


Figure D.10. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour Haïda Gwaii pour le taux de variation stock-recrutement.

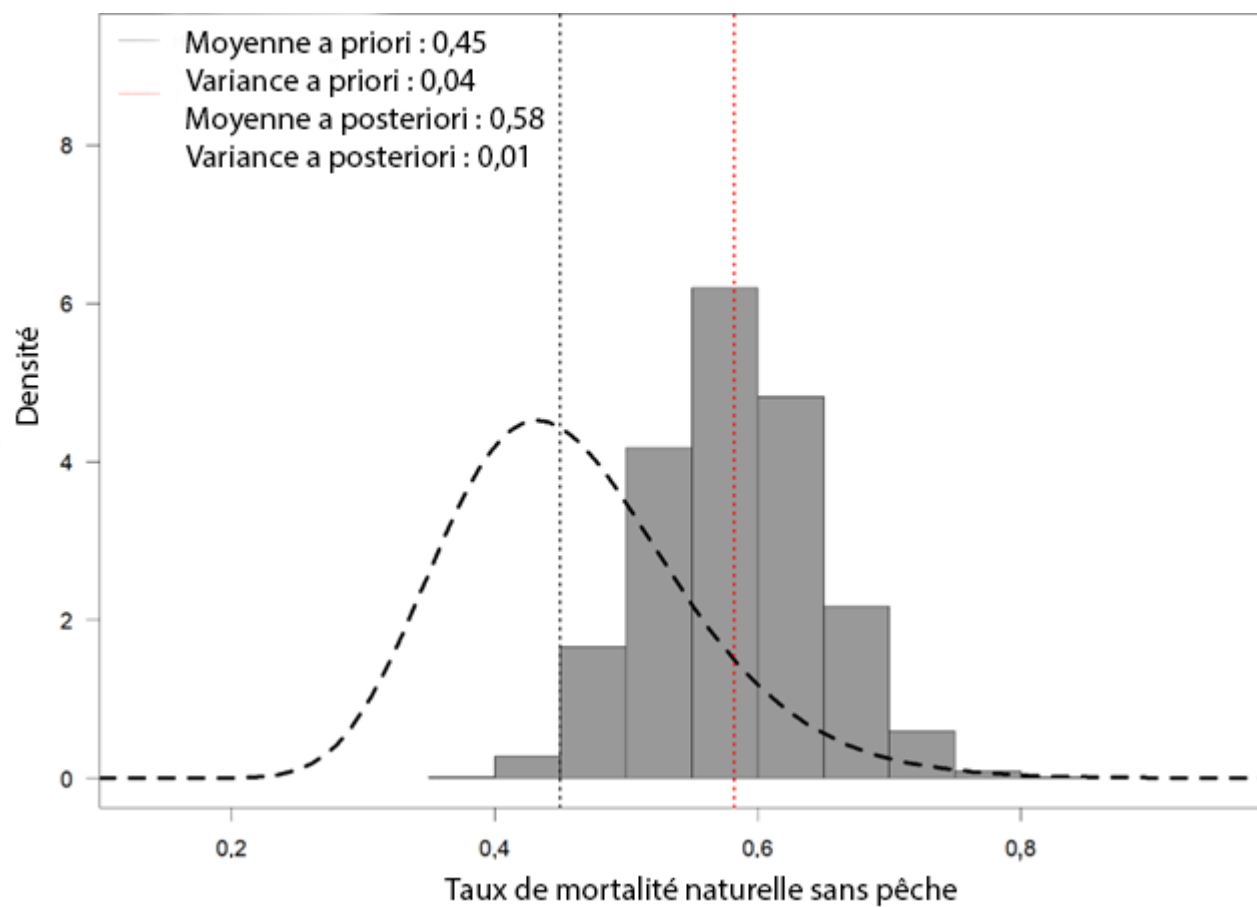


Figure D.11. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour Haïda Gwaii pour le taux de mortalité naturelle sans pêche M_0 .

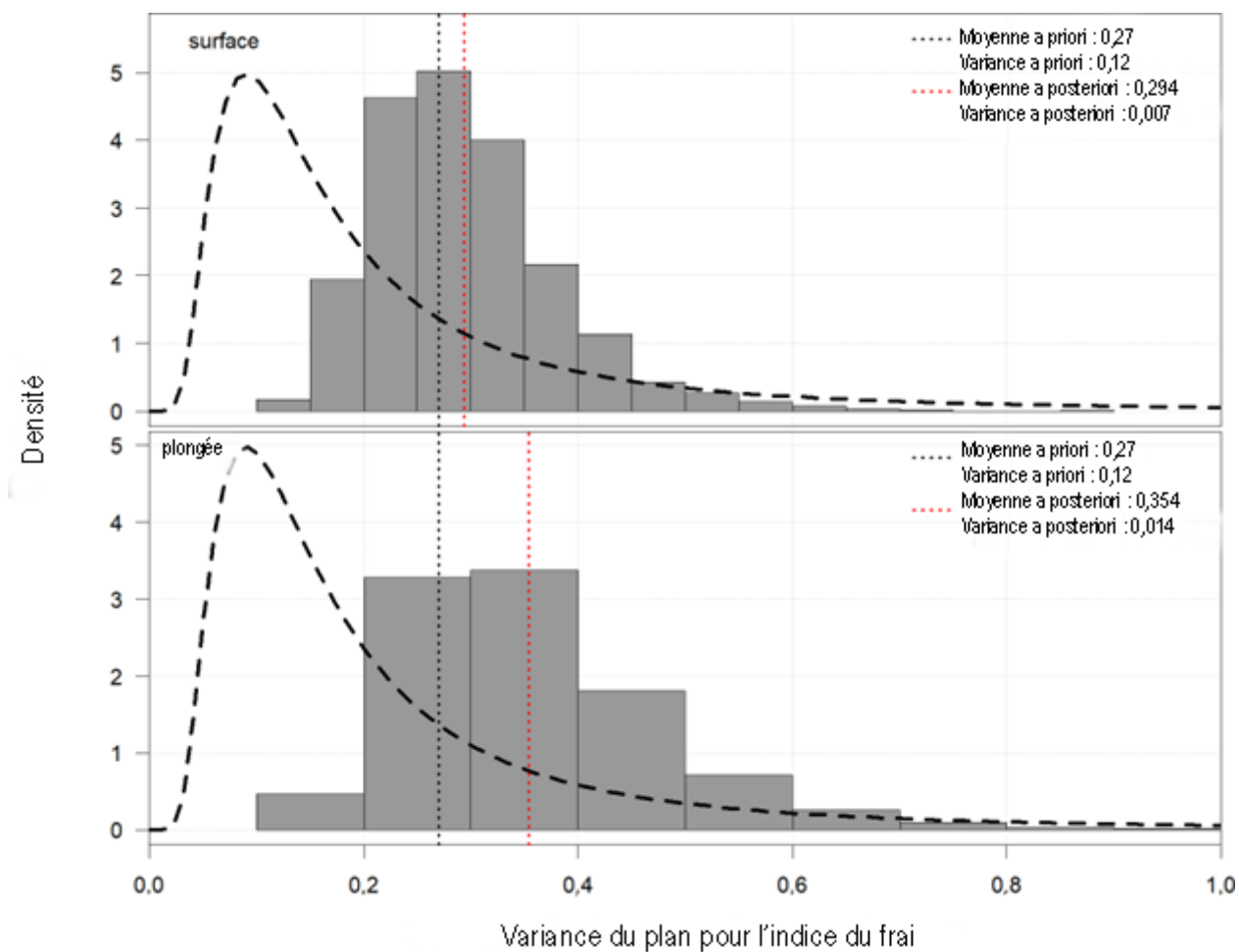


Figure D.12. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour Haïda Gwaii pour les composantes de l'erreur type des résidus d'observation de l'indice du frai du plan des relevés en plongée (en haut) et en surface (en bas).

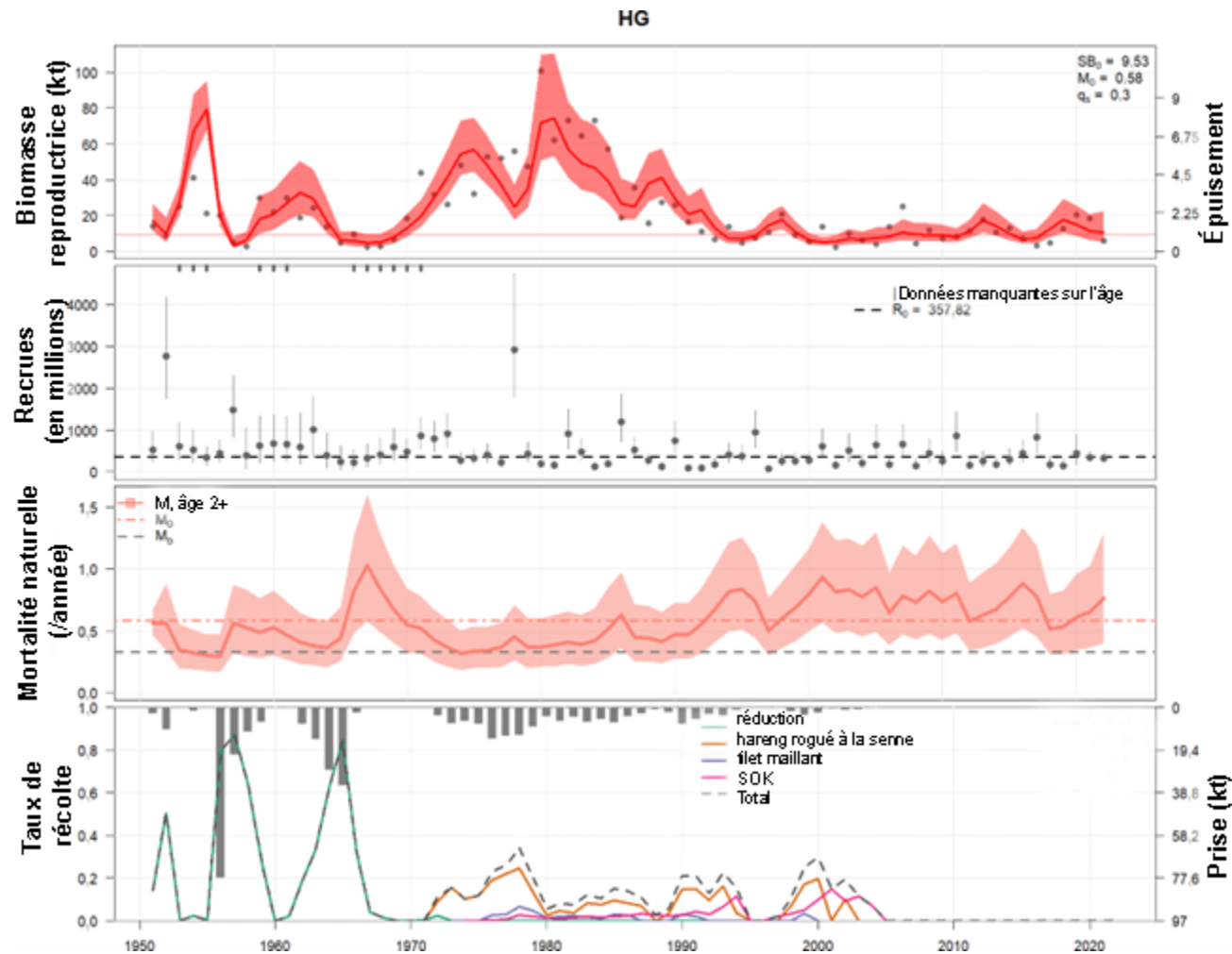


Figure D.13. Série chronologique de la biomasse reproductrice du hareng de Haïda Gwaii avec les indices du frai à l'échelle (en haut), les recrutements (deuxième rangée), la mortalité naturelle (troisième rangée) et les taux de récolte (dernière rangée). SB_0 , M_0 et R_0 sont respectivement la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche, la mortalité naturelle et le recrutement. q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface. SOK = récolte d'œufs sur varech. Dans le panneau du recrutement, les années pour lesquelles il manque des données sur l'âge sont indiquées par une coche le long de l'axe supérieure, dénotée par une 'I' dans la légende de la figure.

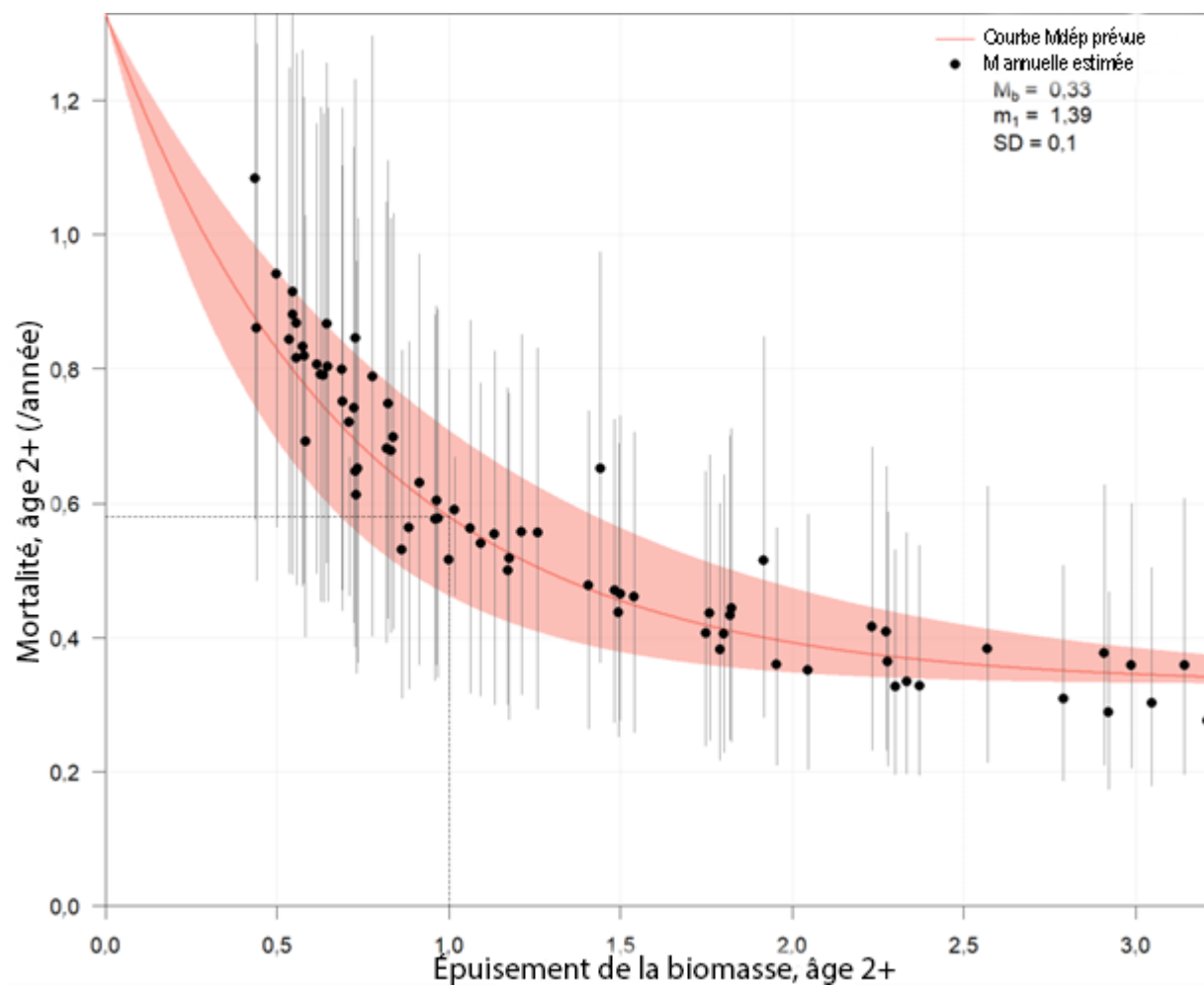


Figure D.14. Estimation par le modèle MSSIPHA pour Haïda Gwaii des valeurs a posteriori de la relation densité-dépendance entre la biomasse à l'âge 2+ et la mortalité naturelle à l'âge 2+. La relation médiane est illustrée par une ligne épaisse, avec une plage de crédibilité a posteriori de 95 % indiquée par la région ombrée. Les points individuels montrent les estimations annuelles de la mortalité naturelle médiane a posteriori. Les paramètres affichés sont les suivants : m_1 = taux d'anticompensation et M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité dépendante de la densité.

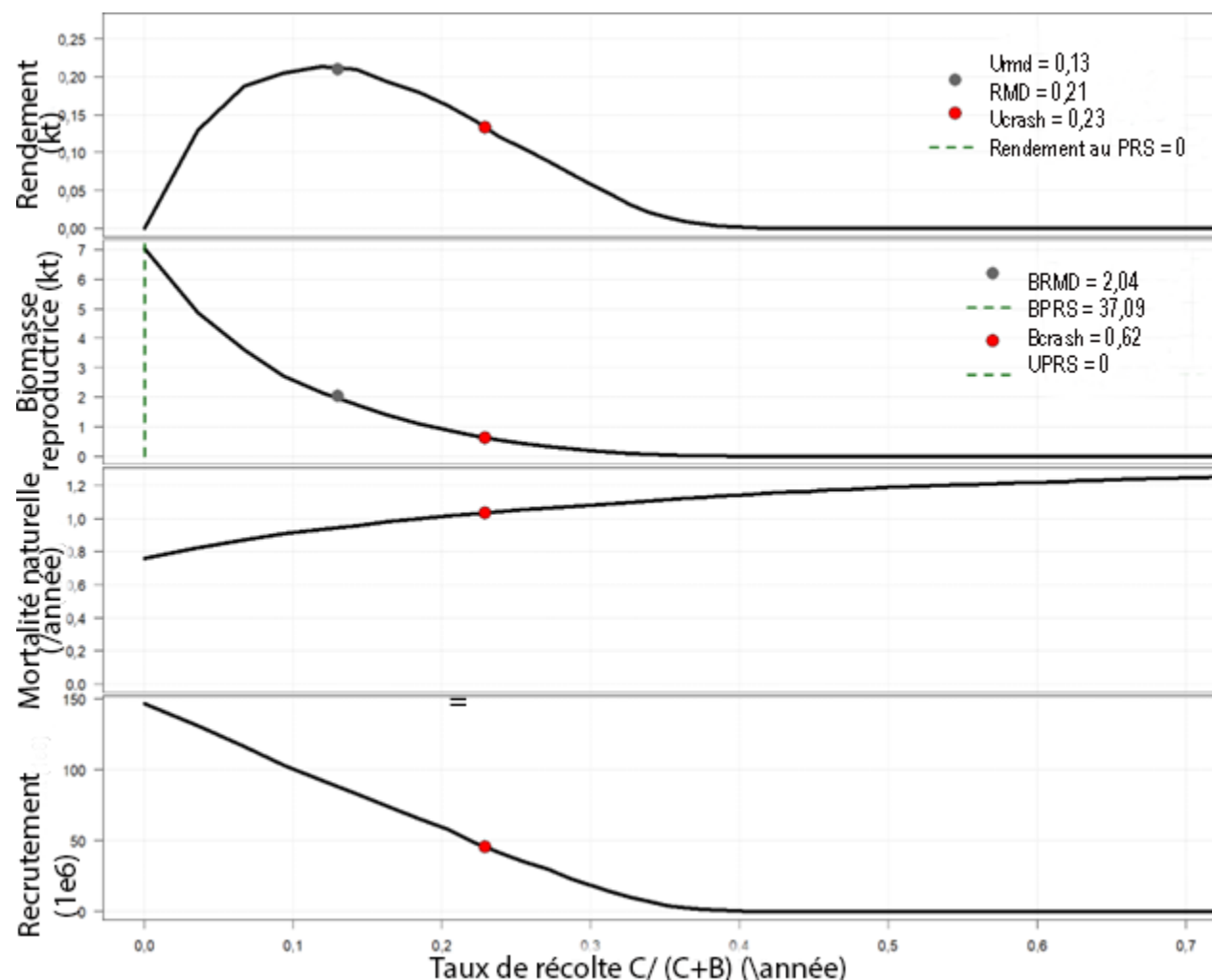


Figure D.15. Points de référence pour Haïda Gwaii tirés de la médiane des équilibres modélisés des simulations de la mortalité par pêche sur 200 ans, à l'aide du MSSIPHA, avec des panneaux pour le rendement, la biomasse reproductrice, la mortalité naturelle et le recrutement. Les points gris indiquent les valeurs associées au rendement maximal durable (RMD). Les points rouges montrent les valeurs associées à la plus forte baisse du rendement. Les lignes vertes pointillées indiquent les valeurs associées au point de référence supérieur du stock (PRS). Les taux de récolte sont calculés en divisant les prises par les prises et la biomasse reproductrice.

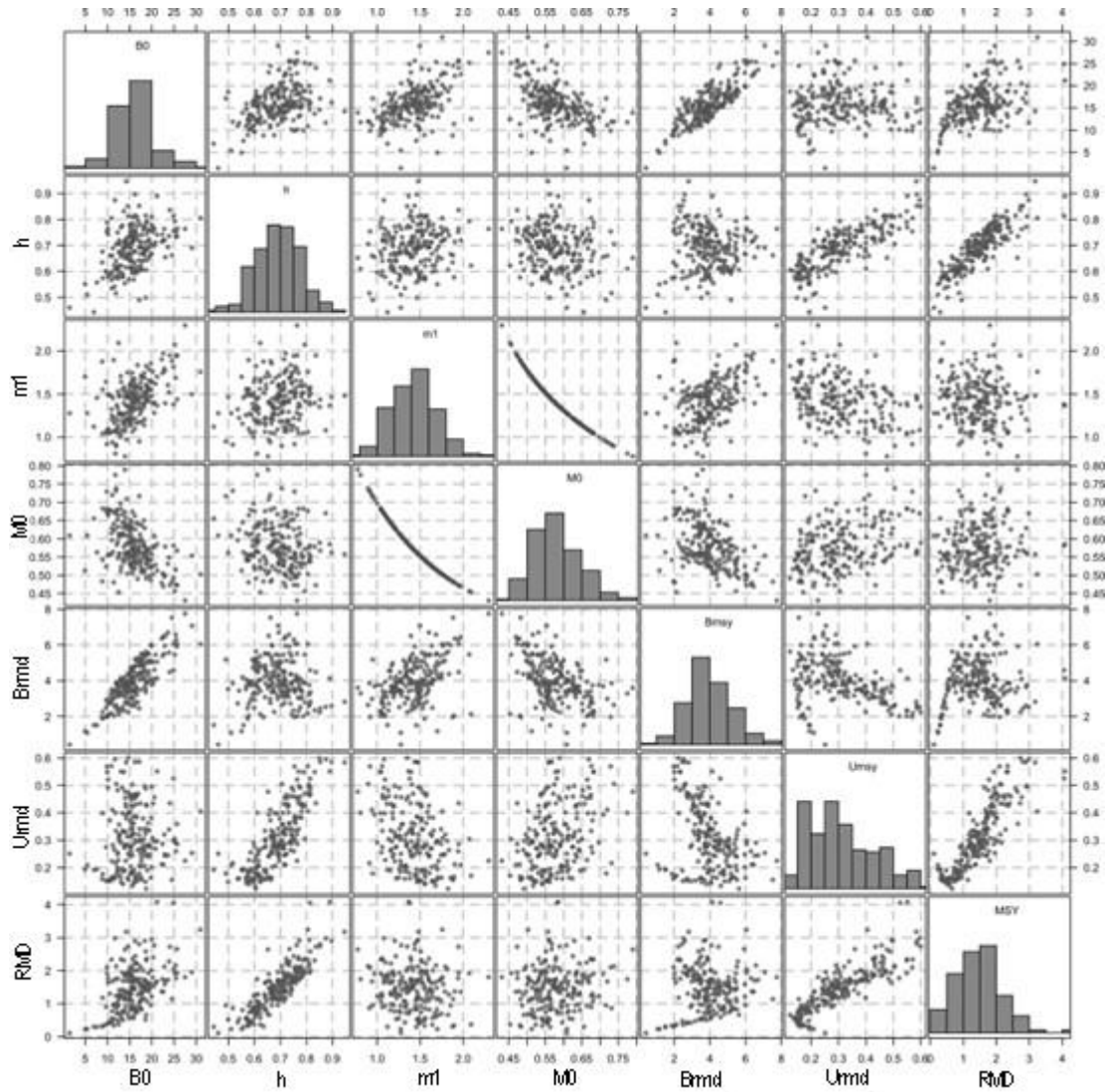


Figure D.16. Haïda Gwaii : 500 tirages aléatoires des distributions a posteriori marginales conjointes de certaines quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques déterministes : SB_0 = biomasse reproductrice déterministe à l'équilibre sans pêche, h = taux de variation stock-recrutement, m_1 = anticomensation dans la mortalité dépendante de la densité (si estimée), M_0 = taux de mortalité déterministe à l'équilibre sans pêche, B_{RMD} = biomasse optimale déterministe, U_{RMD} = taux de récolte optimal déterministe, RMD = rendement maximal durable déterministe.

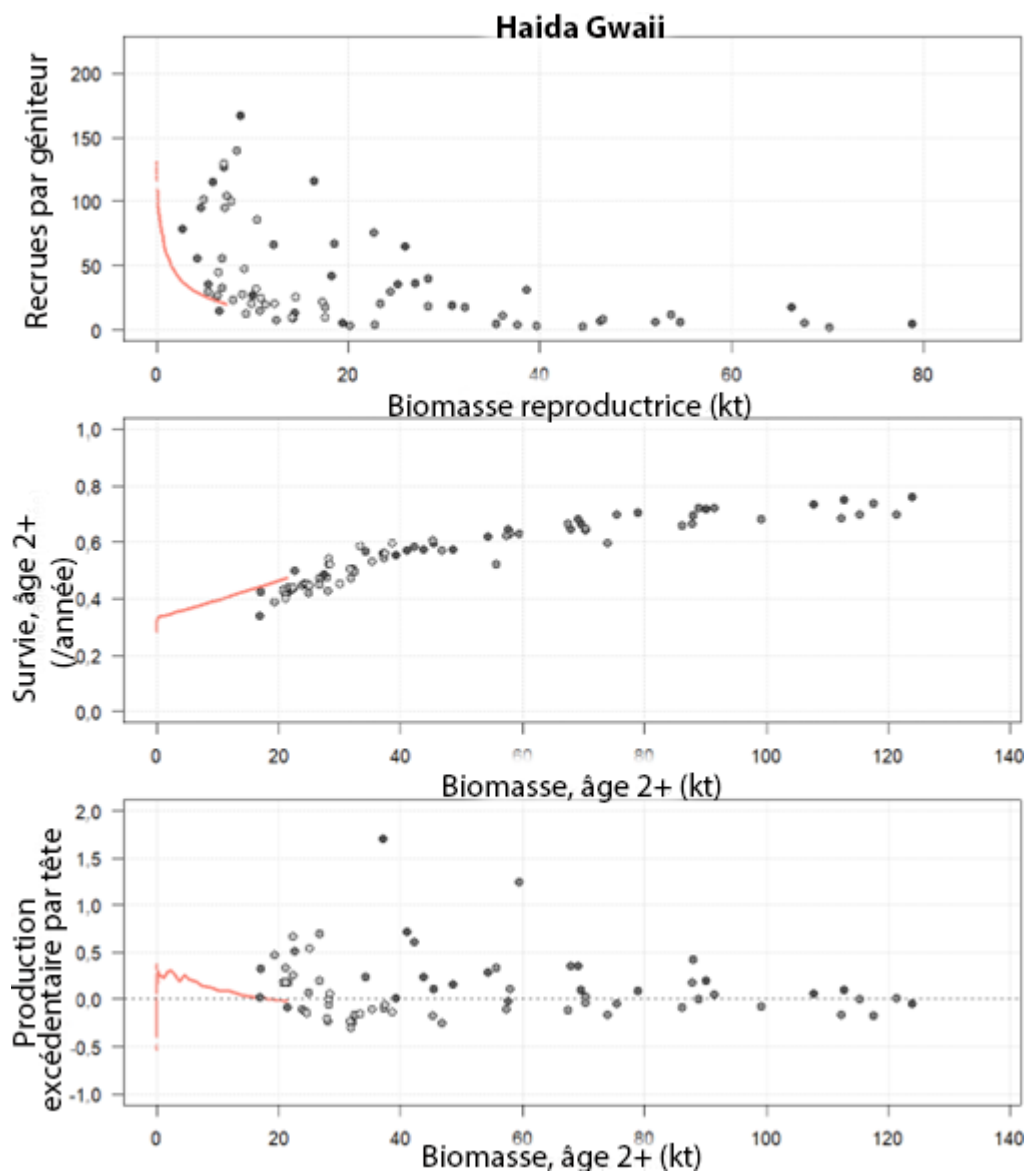


Figure D.17. Estimations (points) et équilibres déterministes (lignes) par le MSSIPHA pour Haïda Gwaii des recrues par géniteur par rapport à la biomasse reproductrice (en haut), à la mortalité dépendante de la densité chez les poissons d'âge 2+ en fonction de la biomasse d'âge 2+ (au milieu) et à la production excédentaire par tête en fonction de la biomasse d'âge 2+ (en bas). Les points sont colorés pour montrer la phase, les points clairs indiquant les années ultérieures.

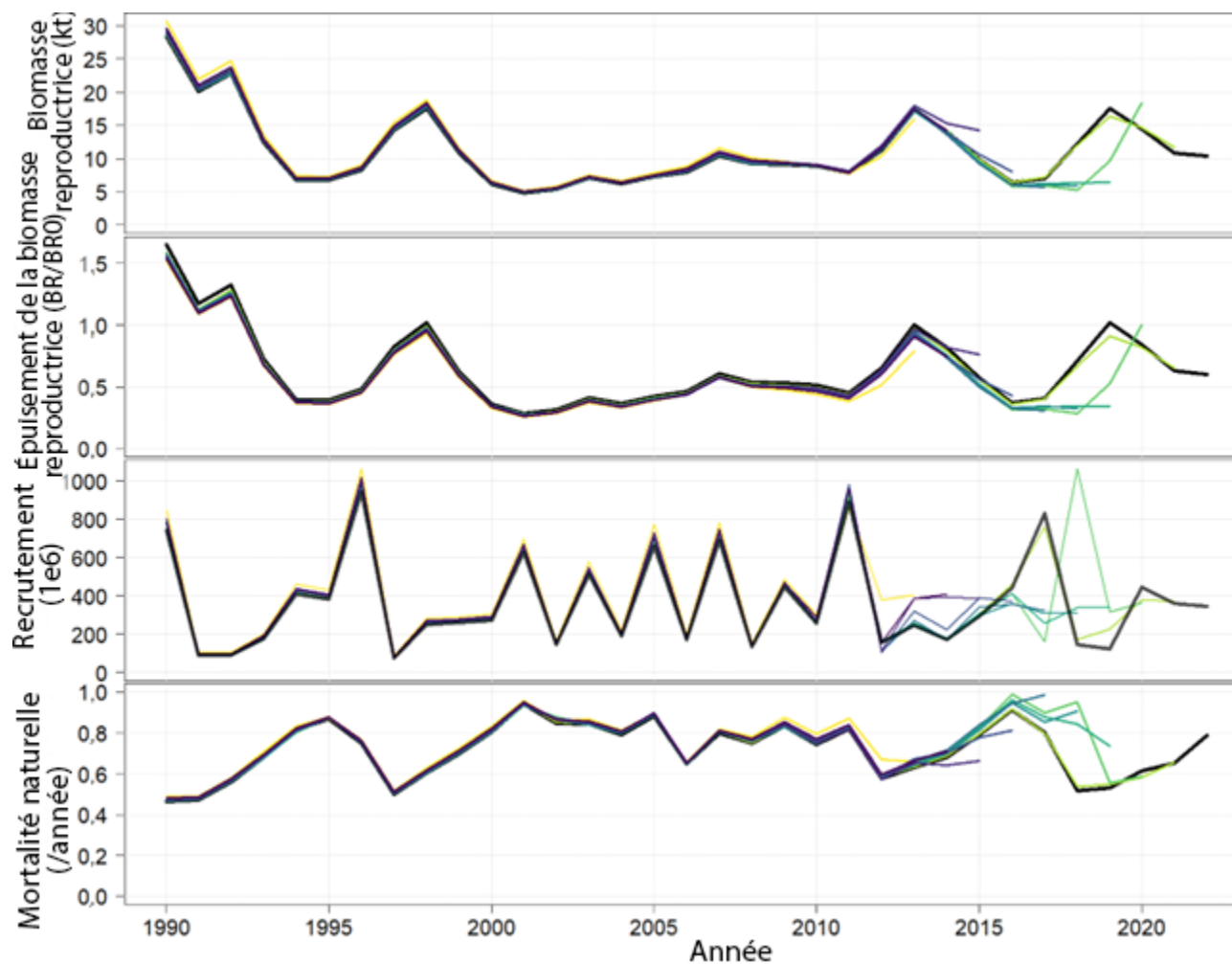


Figure D.18. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour Haïda Gwaii de la biomasse reproductrice (en haut) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice (deuxième rangée), du recrutement à l'âge 1 (troisième rangée) et de la mortalité naturelle (dernière rangée), montrant les ajustements du MSSIPHA aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022. Le modèle de référence est le plus grand ensemble de données de la couche de 2022, indiqué en noir.

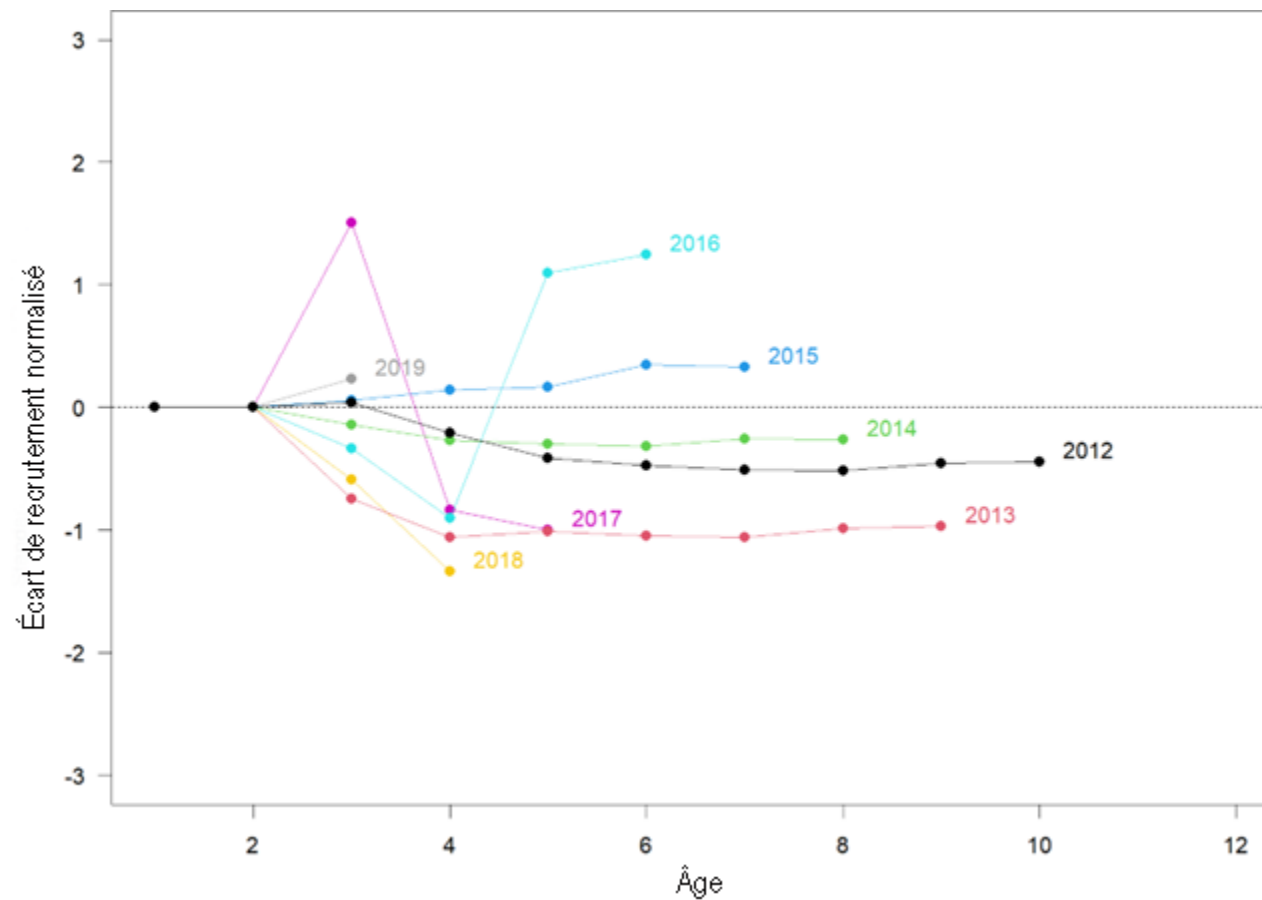


Figure D.19. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour Haïda Gwaii des résidus du recrutement normalisés, représentant la force des classes d'âge par rapport à la relation stock-recrutement déterministe pour les ajustements du modèle aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022.

D.2. DISTRICT DE PRINCE-RUPERT

Le district de Prince Rupert (DPR) est la seule région d'évaluation des stocks de hareng pour laquelle un modèle de MDD n'a pas pu répondre aux critères de convergence pour la méthode MCH. Cette section décrit donc les résultats de l'ajustement du modèle de M en marche aléatoire (RWM) indépendante de la densité aux données sur le hareng dans le district de Prince Rupert.

D.2.1. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement du MSSIPHA aux données sur le hareng du district de Prince Rupert était acceptable. D'après les erreurs types du MSSIPHA (tableau D.5), les données des indices et les données sur la composition selon l'âge provenant de la pêche du hareng rogué à la senne et de la pêche au filet maillant concordent avec la dynamique estimée des populations, mais les données sur la composition selon l'âge dans la pêche de réduction ont été difficiles à ajuster. L'erreur type des résidus pour les différents plans des relevés du frai présentait de légères différences, les valeurs résiduelles des relevés en surface ($\tau_s = 0,485$) étant supérieures à l'écart type du plan des relevés en plongée ($\tau_d = 0,292$). Statistiquement, il n'y a pas d'indication importante de mauvais ajustements (figure D.21), avec pratiquement aucun biais (résidu moyen de 0,02 erreur type) et aucune tendance temporelle marquée (estimation du facteur d'autocorrélation à décalage 1 de 0,02 et tendance résiduelle non significative de $p = 0,87$). Cependant, on relève un profil de répétition sur dix ans environ des résidus de l'indice du frai, avec des séries de résidus présentant des valeurs surtout négatives dans les années 1970, des valeurs surtout positives (et en hausse) dans les années 1980, puis des valeurs surtout négatives de nouveau dans les années 1990. La raison de ces séries n'est pas tout à fait évidente, mais dans les années 1980 et 1990, elles sont probablement liées à la combinaison des deux plans des relevés et à certaines collectes de données non normalisées lorsque les deux relevés se chevauchaient. Quoi qu'il en soit, nous ne considérons pas ces séries de résidus comme un problème important, car les résidus absolus se situent à l'intérieur de deux écarts types et ne sont donc pas des valeurs aberrantes. De plus, malgré ces séries, l'autocorrélation est encore très faible et il n'y a pas de tendance résiduelle.

Les données sur la composition selon l'âge dans deux des trois pêches se sont très bien ajustées, mais elles sont d'une qualité marginale pour la troisième, la pêche de réduction et de consommation et appât. Les données sur la composition selon l'âge dans la pêche de réduction et de consommation et appât ont une erreur type beaucoup plus élevée, de 0,701, ce qui indique un ajustement marginalement acceptable. L'inspection visuelle des ajustements annuels aux données sur la composition selon l'âge pour la pêche de réduction montre que les résidus plus élevés viennent d'un petit nombre d'années (figures D.22). Il convient de noter l'important résidu positif pour les poissons d'âge 2 en 1953, qui compense en partie la grande classe d'âge 4 en 1955. Les autres années dignes de mention sont 1963, 1966 et 1979, où le MSSIPHA surestime une ou plusieurs classes d'âge. Pour 1963 et 1966, la raison n'est pas claire, mais en 1979, la classe d'âge 2 surévaluée semble prévoir un grand groupe d'âge 3 en 1980. Les erreurs types pour la pêche du hareng rogué à la senne et la pêche au filet maillant sont toutes deux inférieures à 0,5, un résultat considéré comme un bon ajustement aux données. Bien que les ajustements ne soient pas parfaits, le MSSIPHA est en mesure de suivre très fidèlement les signaux des cohortes dans les données des deux pêches du hareng rogué (figures D.23 et D.24).

La série chronologique des recrutements indique qu'il y a peut-être eu deux phases de recrutement dans le district de Prince Rupert (figure D.25), correspondant à peu près à

l'effondrement provoqué par la pêche de réduction. Jusqu'à 1962 inclusivement, les taux de recrutement étaient généralement très élevés, avec d'importants écarts positifs du recrutement. Ensuite, les recrutements diminuent régulièrement jusqu'en 1968 et après l'effondrement, la moyenne et la variation des recrutements sont beaucoup plus proches des fourchettes actuelles. Avant l'effondrement, le recrutement semble beaucoup plus élevé, la médiane a posteriori du recrutement à l'âge 1 dépassant régulièrement l'estimation du recrutement sans pêche de $R_0 = 269,9$ milliards, avec des écarts du recrutement presque exclusivement positifs jusqu'en 1962, puis exclusivement négatifs de 1963 à 1967. En dehors de la phase de recrutement avant l'effondrement qui semble avoir une dynamique différente de celle des années postérieures à l'effondrement, il n'y a pas de longues séries d'écarts du recrutement positifs ou négatifs et l'autocorrélation est faible.

La tendance résiduelle n'est pas significative ($p = 0,22$), bien que négative, ce qui concorde avec les recrutements importants du début. Enfin, rien n'indique de mauvais ajustements du modèle aux recrutements par rapport à la courbe de stock-recrutement (figure D.26).

D.2.2. Valeurs a posteriori de bayes

Les paramètres de la convergence a posteriori standard de Bayes indiquent qu'il est possible de tirer des inférences raisonnables du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks du district de Prince Rupert. La taille effective des échantillons pour les sections de masse et de queue de toutes les distributions marginales est supérieure à 100 échantillons par chaîne, et tous les facteurs potentiels de réduction d'échelle de Gelman-Rubin $\hat{R}$ sont inférieurs ou égaux au seuil désigné de 1,01 pour tous les paramètres du modèle estimés et les effets aléatoires (figure D.27). Il n'y avait pas de transitions divergentes dans la procédure d'échantillonnage de Monte-Carlo hamiltonienne.

L'inspection visuelle des valeurs a posteriori marginales conjointes pour les paramètres principaux du cycle biologique et de la sélectivité indique que la géométrie a posteriori est peu préoccupante (figure D.28). Toutes les distributions sont très symétriques avec peu d'étalement et une faible corrélation. Compte tenu de la structure du modèle indépendant de la densité, il n'y a aucune indication de corrélation entre la biomasse sans pêche SB_0 et le taux de mortalité naturel initial M_{1951} .

Comme pour Haïda Gwaii, les distributions a priori et a posteriori présentent un niveau élevé de concordance pour le taux de variation stock-recrue, ce qui indique que les données contiennent probablement peu d'information pour le paramètre du taux de variation (figure D.29). Ce n'est pas surprenant, car il y a un nombre limité d'années où la biomasse reproductrice est très faible, ce qui limite la capacité du MSSIPHA à déterminer la forme de la courbe de stock-recrutement dans cette région.

Les valeurs a posteriori marginales du MSSIPHA pour l'erreur type des résidus des relevés du frai, pour les deux plans, sont similaires à celles de la région de Haïda Gwaii. Les données ont une influence évidente sur la valeur a priori (figure D.31), mais cette influence diffère entre les relevés. Pour les relevés en surface, la moyenne a posteriori de 0,279 est similaire à la moyenne a priori de 0,27, mais la variance a posteriori de 0,006 est beaucoup plus faible que l'estimation de la variance a priori, de 0,12 (estimée par échantillonnage aléatoire). Pour les relevés en plongée, la baisse de la variance a posteriori τ_d^2 de 0,12 à 0,001 est d'une ampleur similaire à celle des relevés en surface, mais la diminution de la moyenne a posteriori τ_d^2 , qui passe à 0,105, est plus importante par rapport à la moyenne a priori de 0,27.

D.2.3. Dynamique historique

Comme il a été mentionné précédemment, il semble y avoir deux phases dans la dynamique du hareng du district de Prince Rupert (figure D.32). La première phase commence en 1951 et va jusqu'à l'effondrement de la pêche de réduction au milieu ou à la fin des années 1960. Au cours de cette période, le stock du district de Prince Rupert a constamment produit de très grands épisodes de recrutement, entre 1 milliard et 3 milliards de recrues d'âge 1. Ces recrutements élevés, combinés à une mortalité naturelle constante et faible à la limite inférieure M_b , ont soutenu une biomasse supérieure aux niveaux sans pêche en moyenne et ont fourni des prises très élevées à la pêche de réduction. Le dernier grand épisode de recrutement de la première phase remonte à 1962, et a été suivi par une période prolongée d'épisodes de recrutement plus faibles jusqu'en 1967. Ces recrutements plus faibles n'ont pas permis de maintenir les prises élevées de la pêche de réduction, ce qui a fini par entraîner un effondrement de la biomasse reproductrice, mettant fin à la première phase.

La deuxième phase commence avec le rétablissement après l'effondrement provoqué par la pêche de réduction et se caractérise par des recrutements moyens plus faibles, variant essentiellement autour du niveau R_0 , avec des pics occasionnels proches d'un milliard.

Pour la région d'évaluation des stocks du district de Prince Rupert, la mortalité naturelle, estimée au moyen d'une marche aléatoire, affiche généralement un comportement relativement régulier tout au long de la série chronologique historique. De plus, la fourchette des valeurs du taux de mortalité est sensiblement inférieure celle des autres régions d'évaluation des stocks, avec une valeur médiane a posteriori maximale d'environ 0,4. La mortalité commence aux alentours de 0,2 en 1951 et reste à ce niveau pendant la plus grande partie de la phase préalable à l'effondrement, augmentant avec les taux de récolte d'environ 20 % à la fin des années 1950 à approximativement 60 % au milieu des années 1960. Après l'effondrement, la mortalité naturelle commence à diminuer lentement vers le niveau sans pêche M_0 (qui, pour les modèles de M en marche aléatoire, est l'estimation moyennée dans le temps de la mortalité chez les poissons d'âge 2+), s'arrêtant à environ 0,3 au milieu des années 1990 avant de poursuivre sa hausse jusqu'à des pics records aux alentours de 0,4 au milieu des années 2000. Ce taux de mortalité plus élevé s'est maintenu jusqu'à 2017 à peu près, après quoi la mortalité recommence à diminuer jusqu'au niveau récent d'environ 0,35.

La trajectoire de la biomasse reproductrice entre 1970 et 2022 dénote une dynamique très stable. Mis à part une brève hausse des taux de récolte à la fin des années 1970, la pression de la pêche est demeurée autour de 20 % pour le hareng du district de Prince Rupert du début des années 1980 jusqu'aux environs de 2017. Cette pression stable de la pêche, combinée à une mortalité naturelle relativement stable et faible, ainsi qu'à des recrutements raisonnablement bons, a créé des conditions généralement favorables dans la région. La biomasse reproductrice a culminé à peu près aux niveaux sans pêche au milieu des années 1980 et varie depuis entre les niveaux sans pêche et 50 % des niveaux sans pêche.

La trajectoire stable de M n'indique pratiquement pas de comportement dépendant de la densité. Le manque de dépendance à la densité dans la relation entre M et SB correspond à la difficulté d'ajuster un modèle de M dépendante de la densité pour le hareng du district de Prince Rupert. En effet, la relation générale avec la biomasse est plate (non illustrée), de sorte que, malgré la légère augmentation de la mortalité à des niveaux plus faibles d'épuisement de la biomasse, il n'y a pas de signal anticompensatoire fort.

D.2.4. Points de référence biologiques

Le MSSIPHA estime à environ 4,06 kt le rendement maximal durable (RMD), qui est atteint lorsque la biomasse reproductrice est d'environ 13,6 kt. Le taux de récolte optimal associé est calculé comme suit : $U_{RMD} = RMD / (SB_{RMD} + RMD) = 0,229$ (figure D.33). Comme pour Haïda Gwaii, les points de référence représentent environ 20 % du TAC attribué à la récolte d'œufs sur varech, de sorte que les taux de récolte sont beaucoup plus élevés que la mortalité totale par pêche. Pour le hareng du district de Prince Rupert, on estime U_{crash} comme étant le taux de récolte auquel la biomasse du stock reproducteur par recrue est égale à l'inverse de la pente de la courbe de stock-recrue à l'origine ou auquel les distributions a posteriori marginales conjointes pour les quantités du cycle biologique (SB_0 , h , M_0) et les points de référence fondés sur le RMD ne révèlent rien sortant de l'ordinaire (figure D.34). Les quantités de la biomasse comme SB_0 , B_{RMD} et le RMD présentent un degré élevé de corrélation positive, comme les paramètres de la productivité h et U_{RMD} . Il existe également une corrélation négative plus forte entre h et B_{RMD} , ce qui indique qu'à mesure que le taux de récolte optimal (c.-à-d. la productivité) augmente, la biomasse optimale du stock diminue.

D.2.5. Analyses rétrospectives

Selon l'analyse rétrospective des estimations par le MSSIPHA pour le hareng du district de Prince Rupert, le MSSIPHA est peu sensible à des années supplémentaires de données. Les séries chronologiques de la biomasse reproductrice, du recrutement et de la mortalité sont très stables sur les 10 années des couches rétrospectives (figure D.35), les grandes et les petites classes d'âge étant toutes attribuées aux mêmes cohortes par toutes les couches, bien que la force des classes d'âge ait été révisée dans les couches successives (p. ex. 2017). Au fil des couches successives, la biomasse sans pêche SB_0 baisse d'environ 10 % et la mortalité M_0 augmente en conséquence légèrement d'environ 5 %. Les paramètres du recrutement sont assez stables, le recrutement sans pêche R_0 et le recrutement initial R_{init} variant de moins de 2 %. La force des classes d'âge est également assez stable lorsqu'on ajoute des années supplémentaires de données. La plupart des classes d'âge semblent se résoudre en grande partie d'ici l'âge 4 et les variations après cette période sont relativement mineures. Deux classes d'âge semblent prendre plus que quatre ans pour se résoudre, celles de 2015 et 2016, qui sont toutes deux révisées à la hausse au fil du temps. La classe d'âge de 2016 est le dernier recrutement important de la série chronologique et semble avoir été révisée à la hausse à mesure que des données supplémentaires sur la détermination de l'âge sont devenues disponibles, ce qui n'est pas rare, mais l'échelle et la tendance sont assez sensibles. Les futures mises à jour du modèle devraient revoir cette classe d'âge pour vérifier qu'elle est entièrement résolue dans les prochaines années. La révision de la classe d'âge de 2015 est moins importante par rapport à 2016 et semble simplement retirer le recrutement de l'âge 1 en 2016 de la courbe de stock-recrue déterministe; elle est révisée à la hausse pour correspondre à la classe d'âge modale de l'âge 3 en 2018 qui n'était pas visible dans les données de 2017.

D.2.6. Analyses de sensibilité

Les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng du district de Prince Rupert étaient relativement insensibles à certains choix de valeurs a priori (tableau D.7). Les valeurs a priori les plus influentes sur la biomasse sans pêche étaient la valeur a priori de Jeffreys qui avait imposé une pénalité sur l'ampleur de SB_0 , R_0 et R_{init} . Ces trois paramètres augmentaient lorsque la pondération de la valeur a priori de Jeffreys était réduite, comme prévu; l'augmentation la plus sensible était celle du paramètre du recrutement initial, qui est passé de 105 millions (base) à 275 millions de poissons d'âge 1 (jeffLo).

L'ajustement à la baisse de la moyenne a priori du taux de variation (*steepMeanLo*) a fait diminuer la valeur du taux de variation de 0,539 et augmenter de façon similaire la biomasse reproductrice sans pêche comme avec la sensibilité *jeffWtLo*.

Comme dans le cas de Haïda Gwaii, les ajustements de la valeur a priori de M ont eu un effet notable. Bien que la valeur a priori soit appliquée à la mortalité initiale plutôt qu'à la mortalité sans pêche, un changement de la moyenne ou de l'écart type de la valeur a priori avait un effet semblable sur la valeur de M_0 et, par le fait même, sur les autres paramètres du cycle biologique modélisés. Par exemple, une valeur plus élevée de la moyenne a priori de M_{1951} (*meanMHi*) ou un écart type a priori plus bas (*sdMLow*) fait augmenter la valeur de M_0 , provoquant une diminution de SB_0 et une augmentation correspondante des valeurs de R_0 et de R_{init} .

Sur les sept configurations d'état initial du MSSIPHA testées pour la région d'évaluation des stocks du district de Prince Rupert, quatre ont convergé. Comme pour Haïda Gwaii, l'impact principal de l'ajustement des paramètres d'initialisation de la pêche a été observé dans le recrutement des poissons d'âge 1 la première année, par R_0 ou R_{init} , et dans la biomasse sans pêche SB_0 (voir le tableau D.4). Les effets sur M_0 , compte tenu de sa corrélation avec SB_0 , et sur le taux de variation stock-recrutement h étaient relativement moins marqués.

Comme prévu et comme on l'a vu dans le corps du document, l'inclusion de F_{init} dans les calculs de la survie initiale pourrait gonfler considérablement le paramètre du recrutement initial. Plus précisément, lorsque F_{init} a été incluse dans les états initiaux, R_{init} a presque doublé et R_0 a augmenté d'environ 26 %. Les effets sur la biomasse sans pêche étaient moins prononcés, SB_0 oscillant autour de 40 kt pour trois des quatre configurations et augmentant d'environ 15 % jusqu'à environ 46 kt dans le modèle restant.

Malgré ces variations, les estimations de la biomasse et du recrutement sont demeurées très stables chaque année après la fin des années 1950 (non présentées). Avant 1960, les changements dans la biomasse résultaient de variations des états initiaux, contribuant en partie aux changements dans la capturabilité des relevés en surface q_s . Après 1960, d'autres paramètres du modèle, notamment les erreurs de processus du recrutement et de la mortalité, se sont avérés capables de compenser les variations découlant des états initiaux du modèle.

D.2.7. Tableaux

Tableau D.5. Estimations des erreurs types des résidus et des corrélations des résidus à décalage 1 pour les données sur le hareng du district de Prince Rupert. Les six premières colonnes présentent les erreurs types de l'échantillonnage des données sur l'âge τ_g^{age} et les coefficients de corrélation ρ_g de la fonction de vraisemblance de la composition selon l'âge LN1 pour les pêches de réduction et de consommation et appât ($g = 1$), du hareng rogué à la senne ($g = 2$) et au filet maillant ($g = 3$), et les deux dernières colonnes indiquent les écarts types de l'indice des relevés du frai pour les relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

Région d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
DPR	0,695	0,752	0,436	0,213	0,394	0,254	0,475	0,292

Tableau D.6. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA de certaines quantités principales et quantités calculées du cycle biologique sur les couches de données de 2012 à 2022 pour le district de Prince Rupert. Les quantités sélectionnées sont SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (en kt), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche (1e6), R_{init} = estimation du recrutement initial (1e6), m_1 = taux de d'anticompensation (sans unité), M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ (années), M_0 = mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ à l'équilibre sans pêche (années), q_s = capturabilité des relevés en surface (sans unité).

Couche	B_0	R_0	R_{init}	M_0	h	q_s
2013	49,144	260,366	103,793	0,312	0,694	0,583
2014	48,450	253,642	102,255	0,310	0,692	0,589
2015	47,674	254,882	103,339	0,313	0,692	0,588
2016	46,657	257,549	104,516	0,317	0,692	0,585
2017	46,082	255,029	103,938	0,317	0,690	0,587
2018	45,060	257,155	105,924	0,322	0,689	0,585
2019	45,009	262,433	107,595	0,325	0,690	0,580
2020	44,970	258,238	105,500	0,322	0,687	0,600
2021	44,762	258,470	105,812	0,322	0,684	0,596
2022	44,685	258,806	105,919	0,322	0,685	0,594

Tableau D.7. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité pour le district de Prince Rupert.

Sensibilité	SB_0	R_0	R_{init}	M_0	h	q_s
base	44,685	258,806	105,920	0,322	0,685	0,594
jeffHi	48,570	328,148	221,155	0,348	0,651	0,545
jeffLo	49,982	354,546	275,209	0,356	0,638	0,530
meanMHi	42,377	276,774	138,548	0,342	0,674	0,560
meanMLow	44,158	262,781	111,761	0,327	0,682	0,586
qSurfSDHi	44,650	259,309	106,212	0,323	0,684	0,591
qSurfSDLo	44,824	256,910	104,813	0,321	0,685	0,605
sdMHi	44,685	258,806	105,920	0,322	0,685	0,594
sdMLow	41,943	280,264	147,295	0,346	0,671	0,554
sigmaMhi	43,932	251,264	104,201	0,320	0,697	0,633
sigmaMlo	44,685	258,806	105,920	0,322	0,685	0,594
steepMeanHi	41,255	238,999	105,368	0,322	0,886	0,593
steepMeanLo	48,453	286,832	108,912	0,326	0,539	0,585
steepSDHi	44,452	257,289	105,813	0,322	0,696	0,594
steepSDLo	44,828	259,747	105,989	0,322	0,678	0,594

Tableau D.8. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité des états initiaux pour le district de Prince Rupert.

États initiaux			SB_0	R_0	R_{init}	F_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s
initR	initF	initDevs									
R_0	VRAI	FAUX	46,146	388,657	-	0,390	3	0,413	0,387	0,586	0,462
R_0	FAUX	VRAI	40,980	309,203	-	0,000	3	0,307	0,367	0,656	0,518
R_{init}	FAUX	FAUX	40,599	295,024	670,292	0,000	3	0,294	0,361	0,658	0,529
R_{init}	VRAI	FAUX	39,474	287,198	1 198,744	0,367	3	0,377	0,361	0,643	0,509

D.2.8. Figures

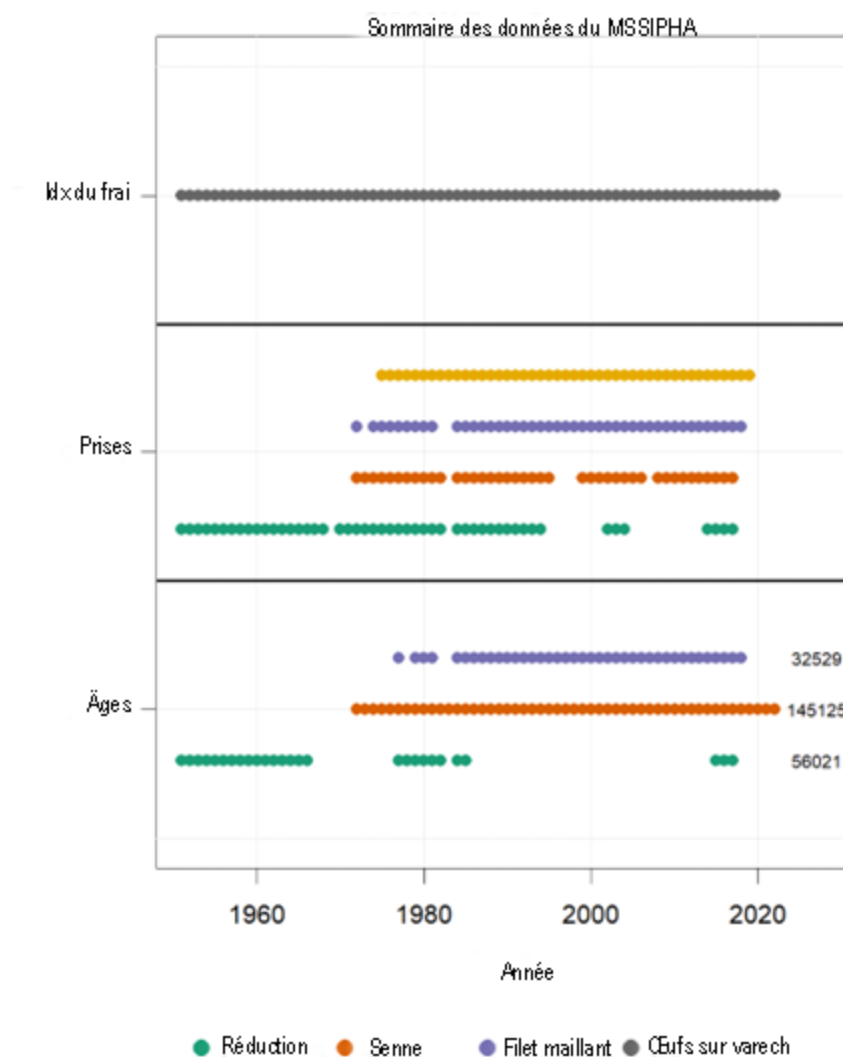


Figure D.20. Séries chronologiques des données d'évaluation du stock de hareng du district de Prince Rupert. Chaque point montre l'existence de données et les données sur l'âge indiquent le nombre total d'échantillons pour toutes les années à l'extrémité à droite.

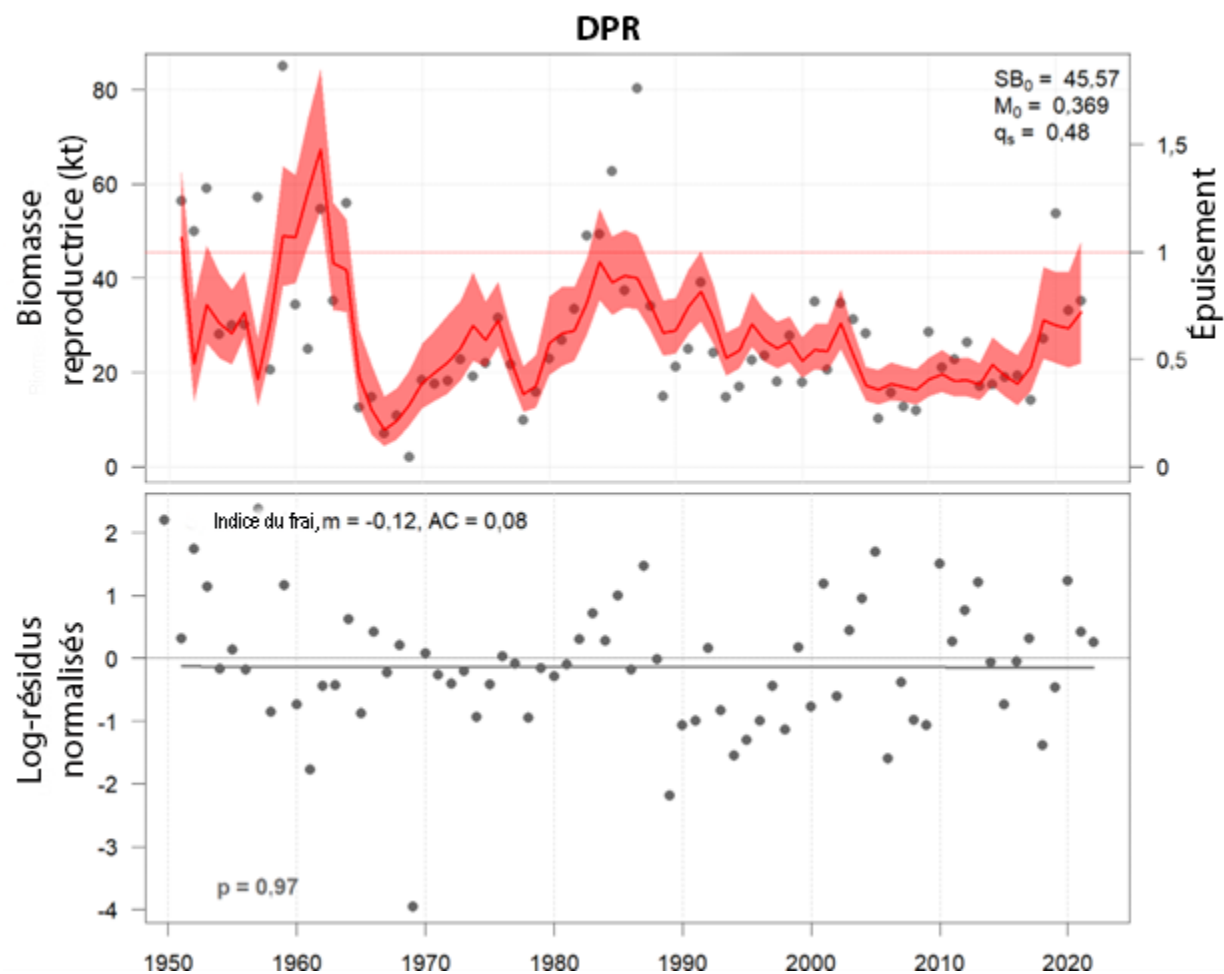


Figure D.21. Indice combiné du frai et estimations par le MSSIPHA de la biomasse reproductrice (en haut) et résidus d'observation normalisés (en bas) pour le district de Prince Rupert. SB_0 et M_0 sont la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche et la mortalité naturelle, respectivement, q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface, m est le log-résidu moyen de l'indice du frai et AC est l'autocorrélation.

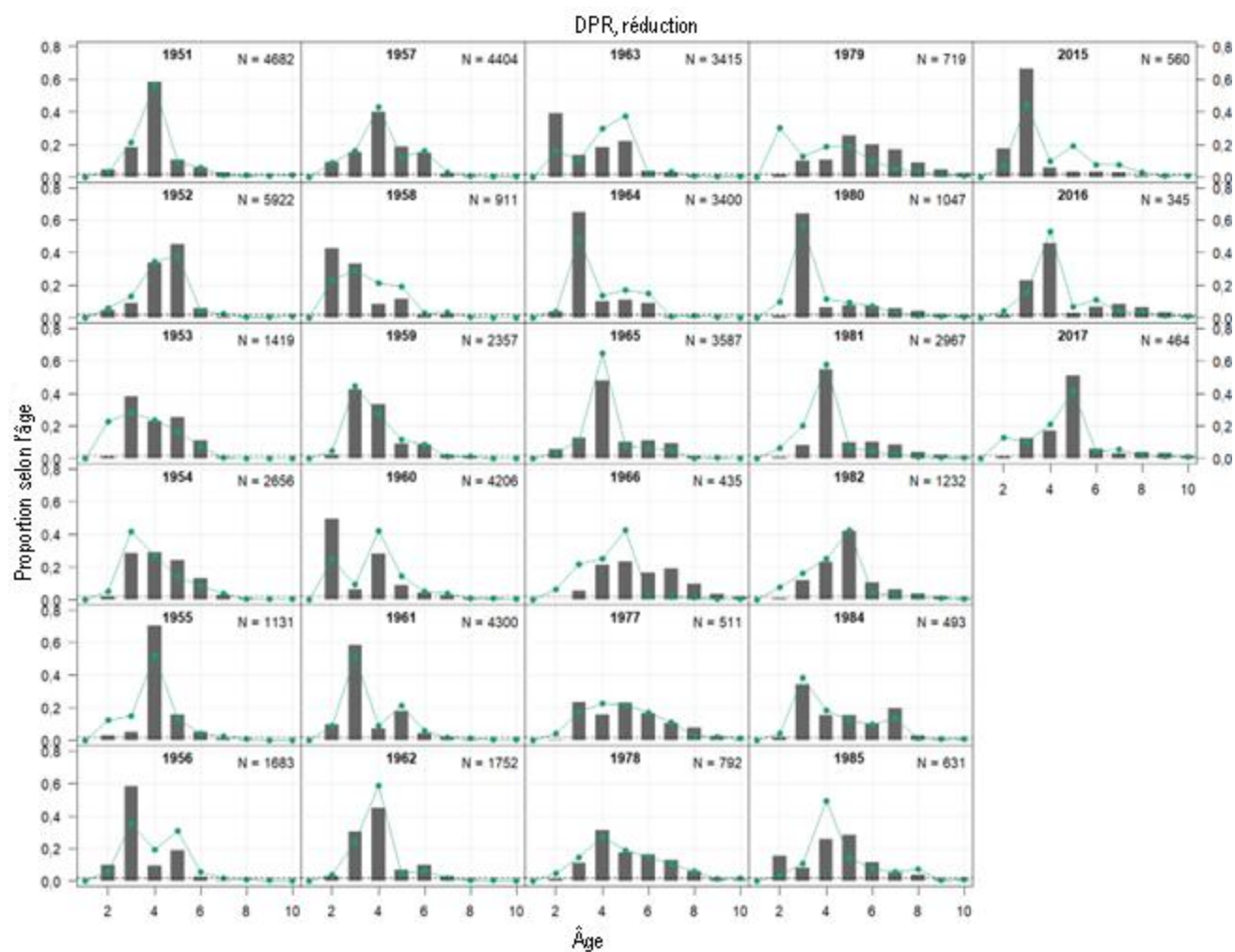


Figure D.22. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche de réduction recueillies dans la région du district de Prince Rupert. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

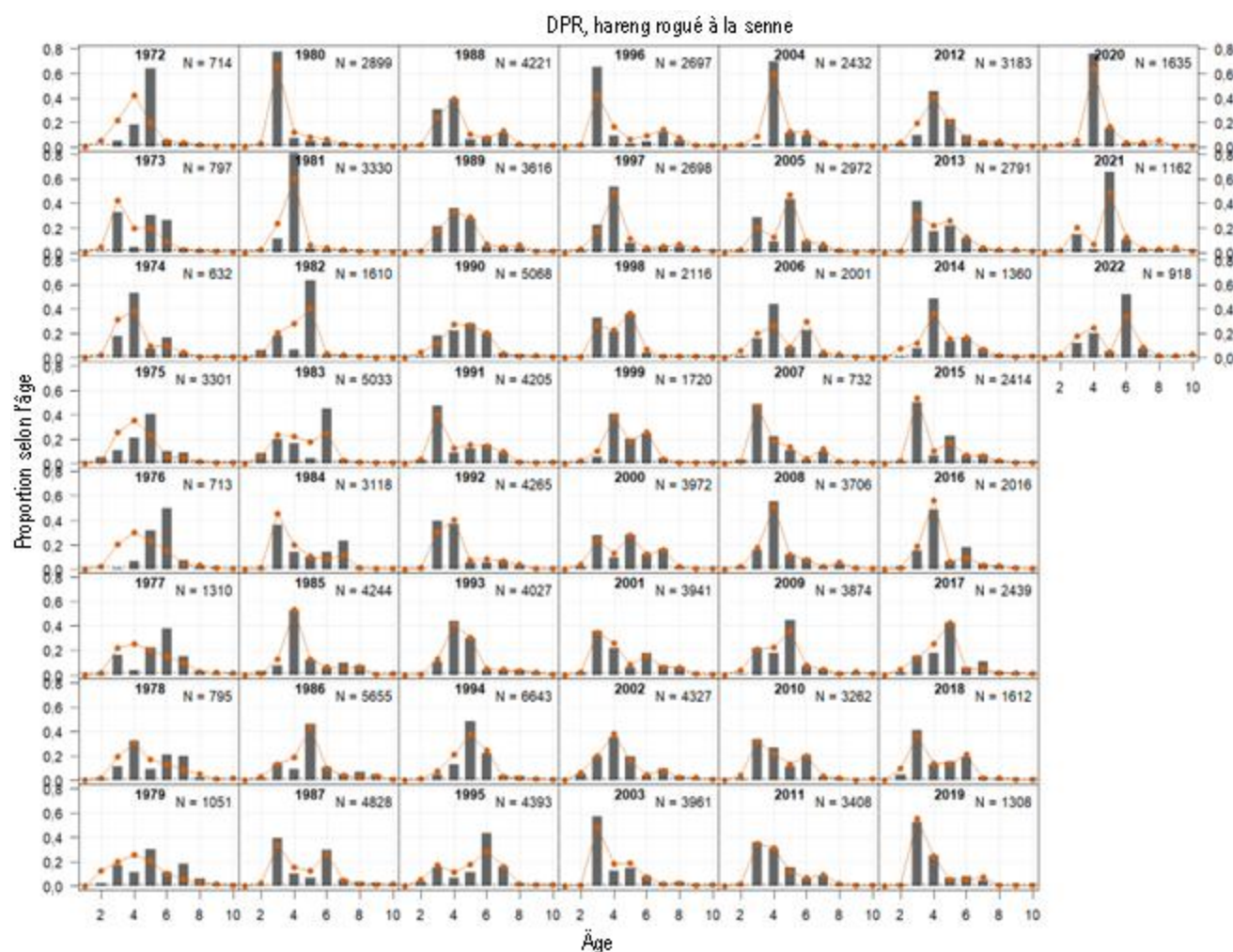


Figure D.23. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche du hareng rogué à la senne recueillies dans la région du district de Prince Rupert. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

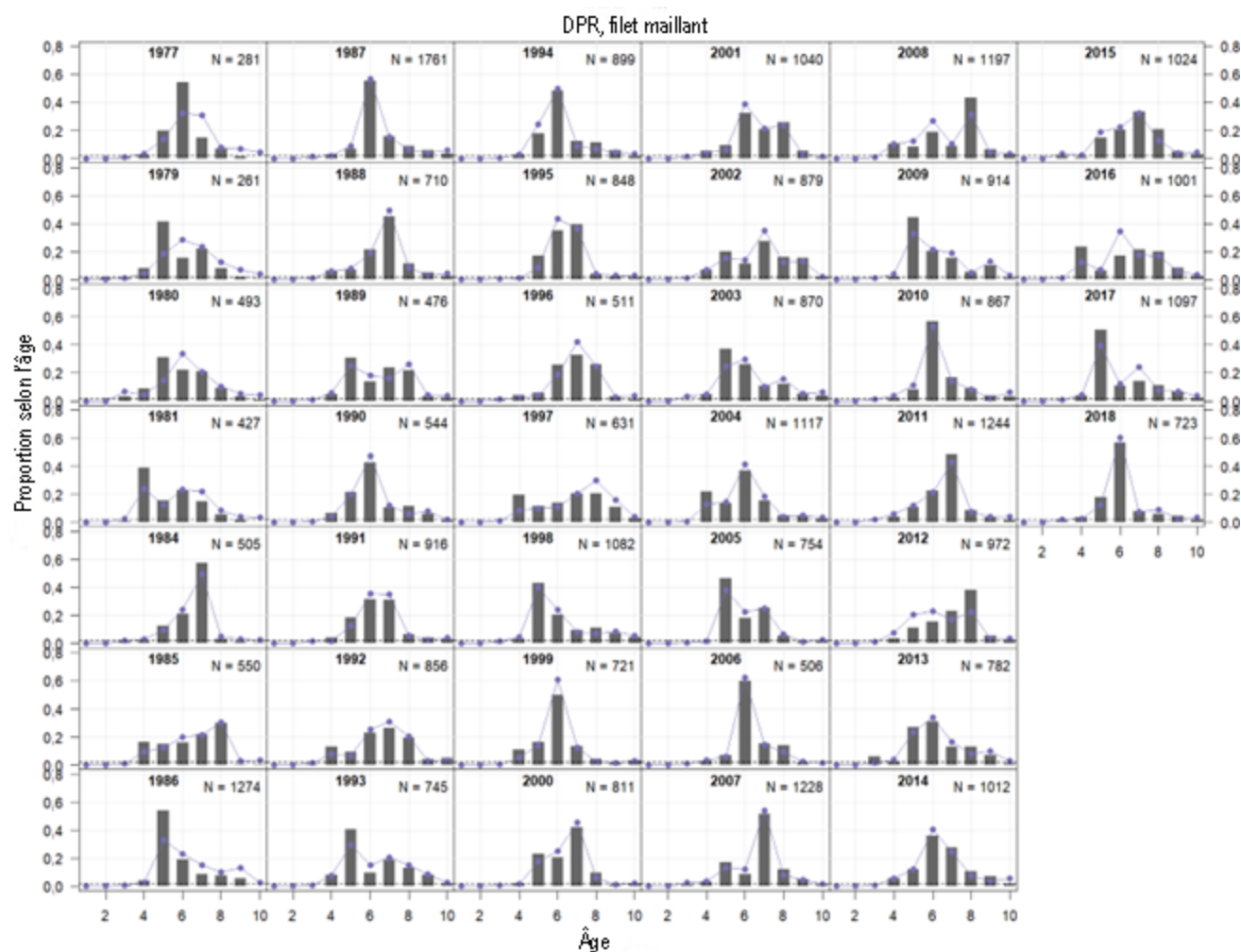


Figure D.24. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche au filet maillant recueillies dans la région du district de Prince Rupert. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

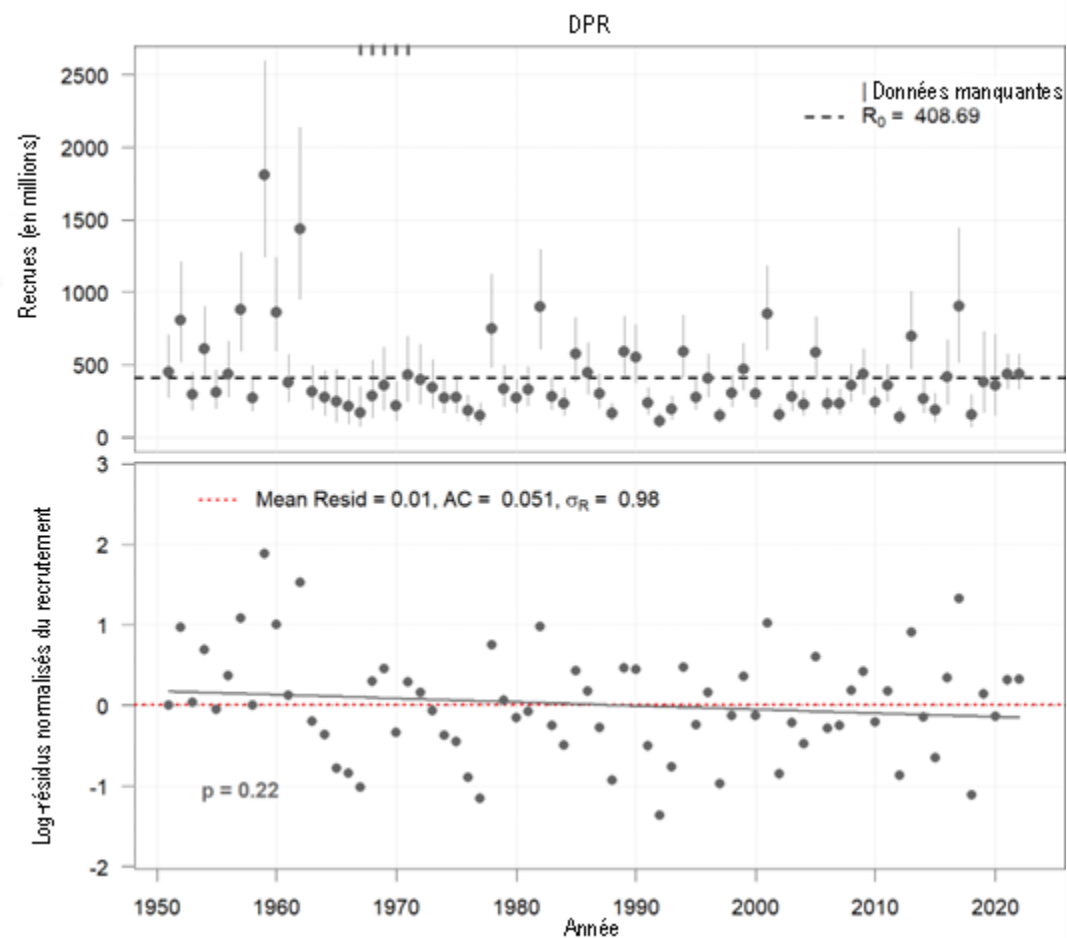


Figure D.25. Recrutement des poissons d'âge 1 (en haut) et erreurs de processus du recrutement normalisé (en bas) pour le district de Prince Rupert. Le recrutement sans pêche à l'équilibre R_0 est représenté par la ligne horizontale pointillée dans le panneau du haut et l'erreur moyenne du processus (Mean Resid) par la ligne rouge horizontale pointillée dans le panneau du bas. AC est l'autocorrélation et σ_R est l'erreur type dans les log-résidus.

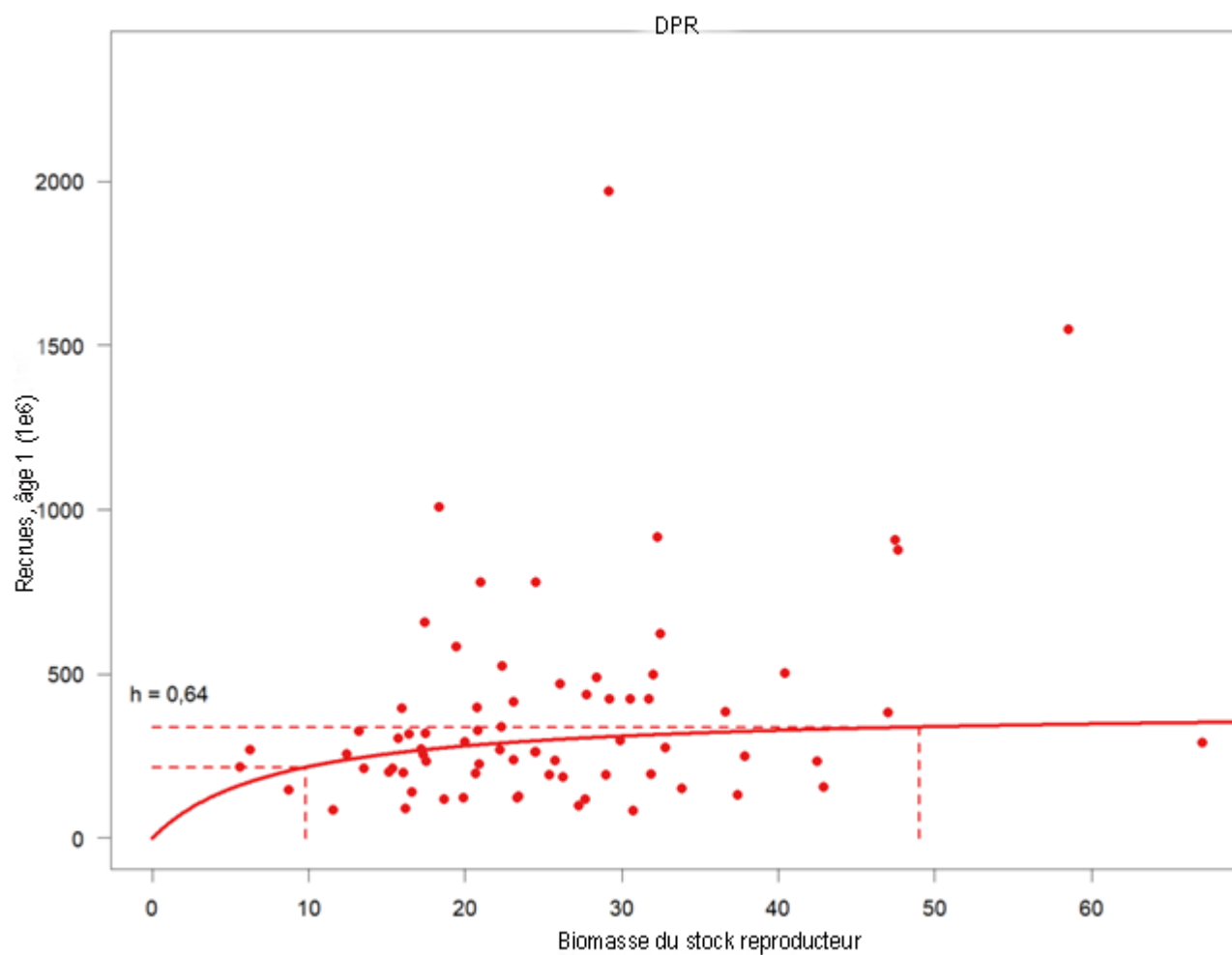


Figure D.26. Courbes de stock-recrutement (lignes continues) et estimations des recrutements des poissons d'âge 1 (points) pour le district de Prince Rupert, avec des lignes pointillées indiquant la biomasse sans pêche et 20 % de la biomasse sans pêche et le recrutement. h représente le taux de variation stock-recrue estimé.

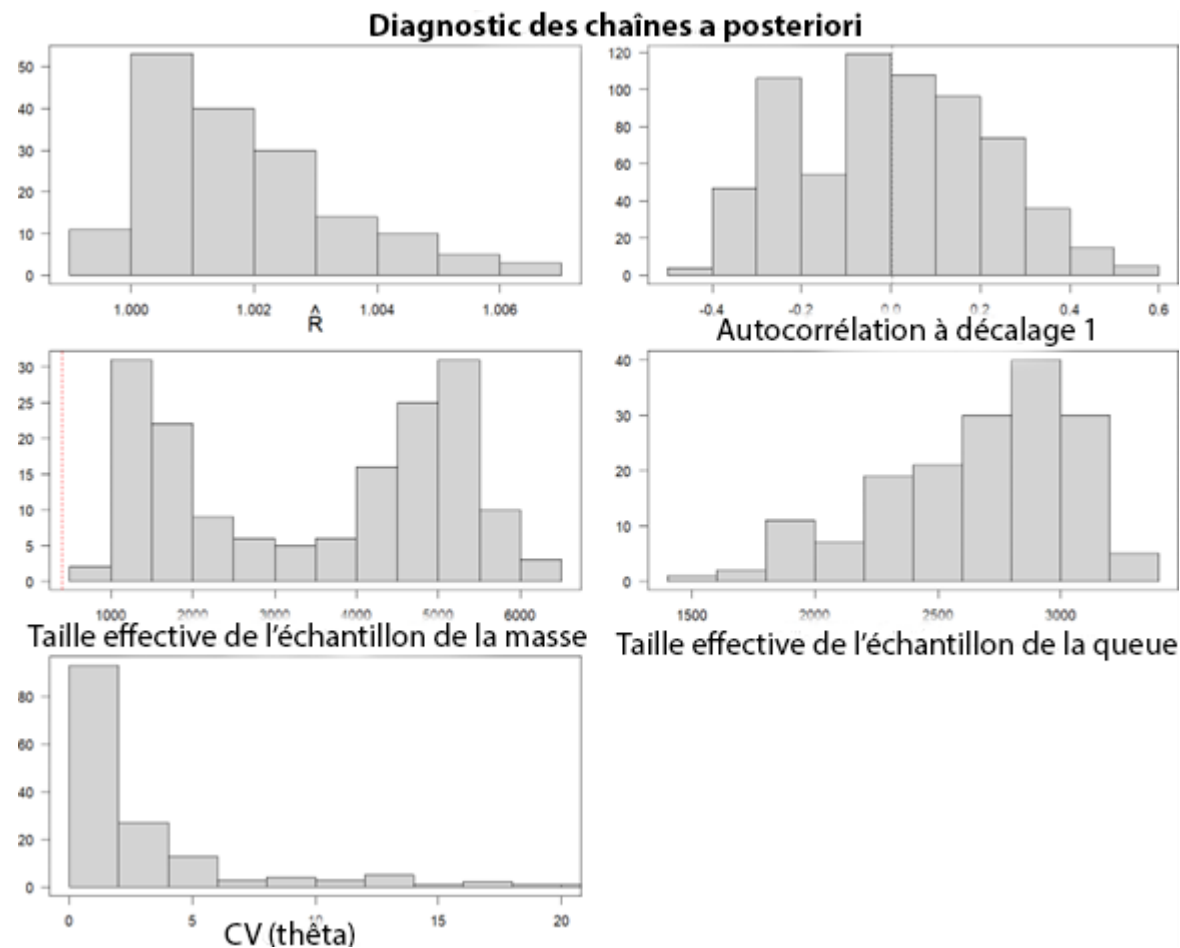


Figure D.27. Histogrammes des diagnostics de la convergence a posteriori de Bayes dans le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert pour chaque paramètre principal du modèle, illustrant la distribution des valeurs de chaque paramètre entre tous les paramètres. De gauche à droite, à partir de la rangée du haut, les paramètres sont les facteurs de réduction d'échelle de Gelman-Rubin ($\hat{R}$), les facteurs d'autocorrélation à décalage 1, la taille effective de l'échantillon (masse) des tirages dans les quantiles centraux, la taille effective de l'échantillon (queue) dans les quantiles externes et le coefficient de variation (CV) de chaque paramètre. Les lignes rouges verticales pointillées indiquent les seuils de convergence, et la ligne grise pointillée verticale indique la médiane de l'autocorrélation à décalage 1.

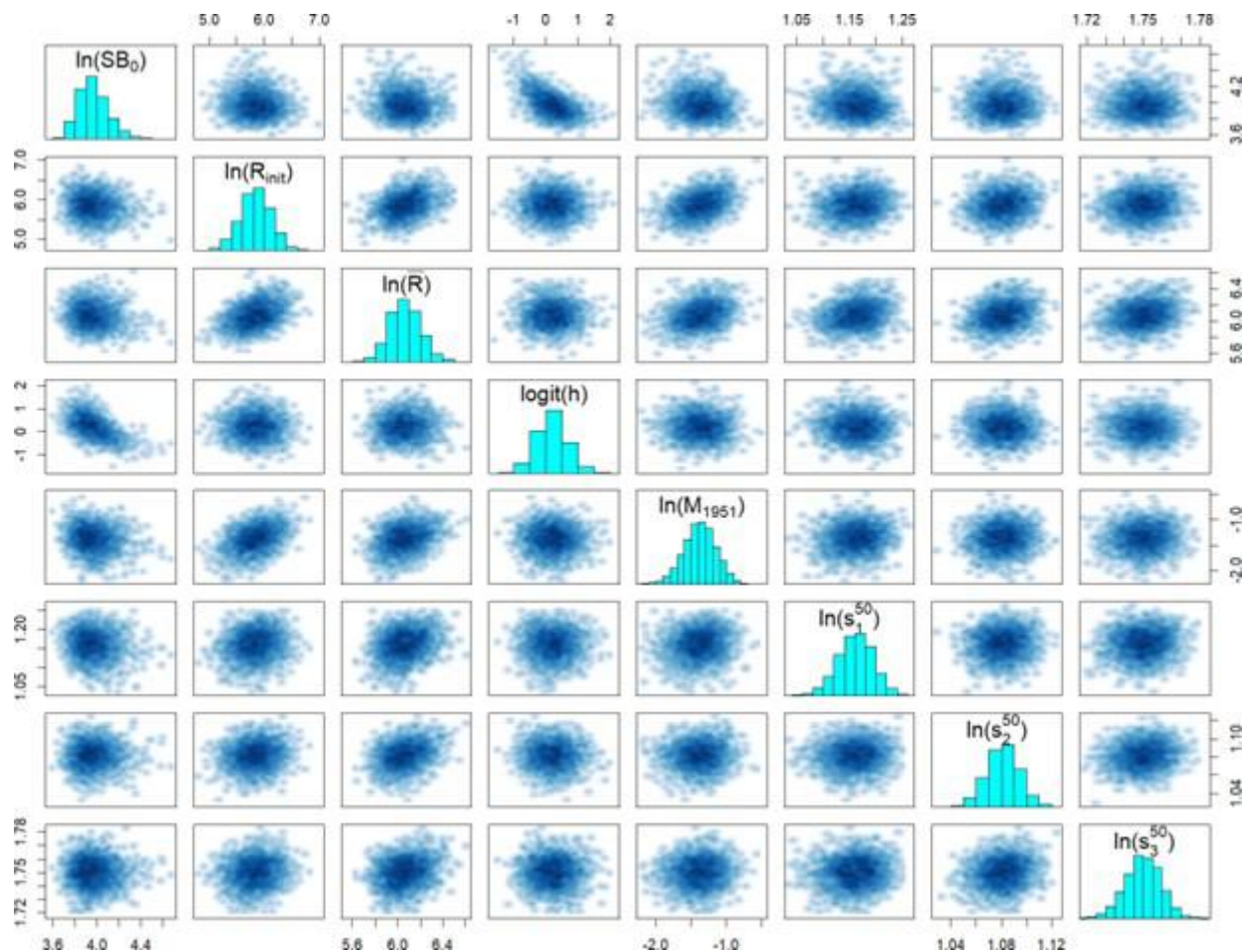


Figure D.28. Valeurs a posteriori de Bayes marginales (diagonale principale) et paires de valeurs a posteriori de Bayes marginales conjointes (hors diagonale) pour certains paramètres du cycle biologique et de la sélectivité dans le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert. Les points rouges indiquent les échantillons associés à des transitions divergentes.

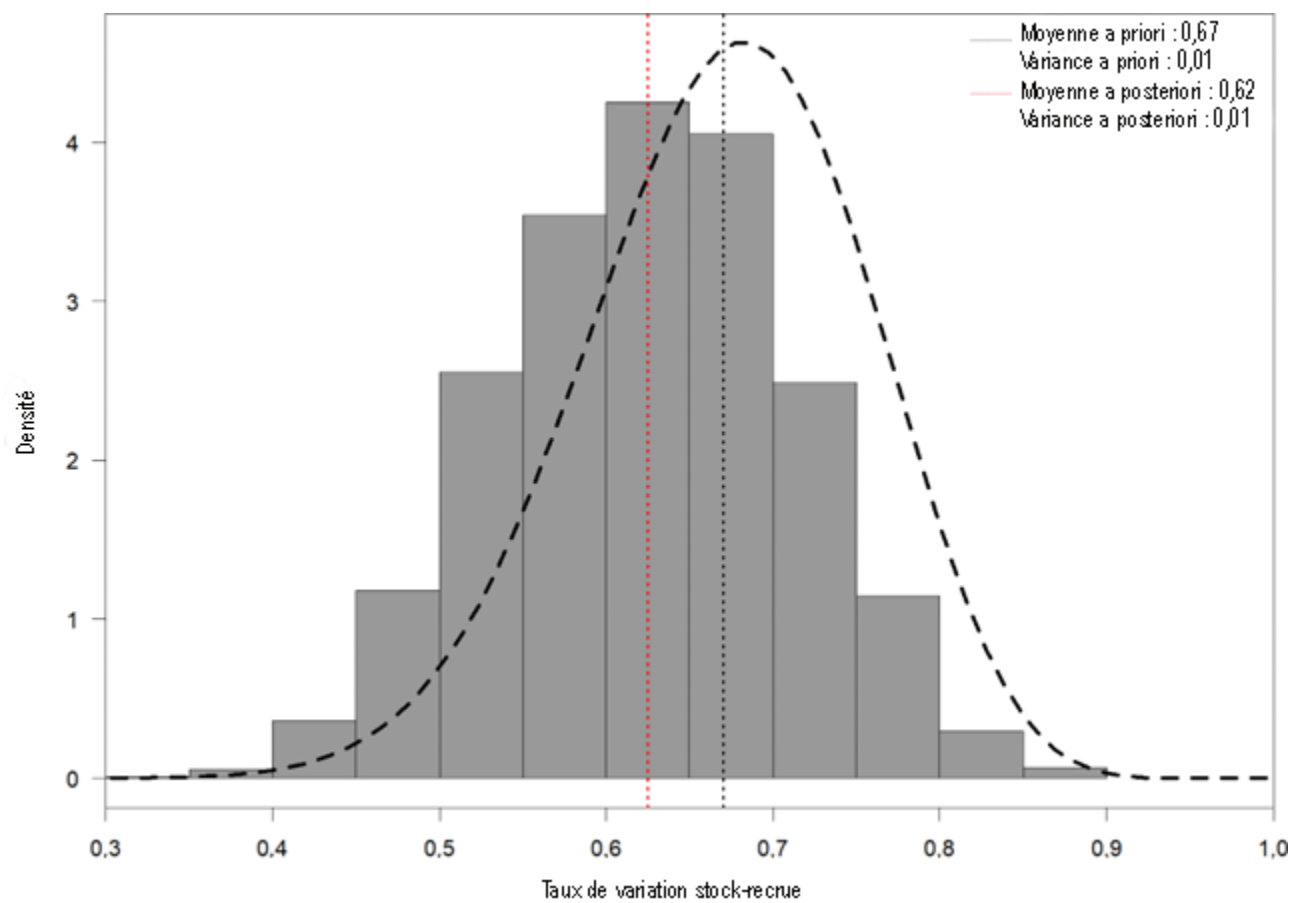


Figure D.29. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert pour le taux de variation stock-recrutement.

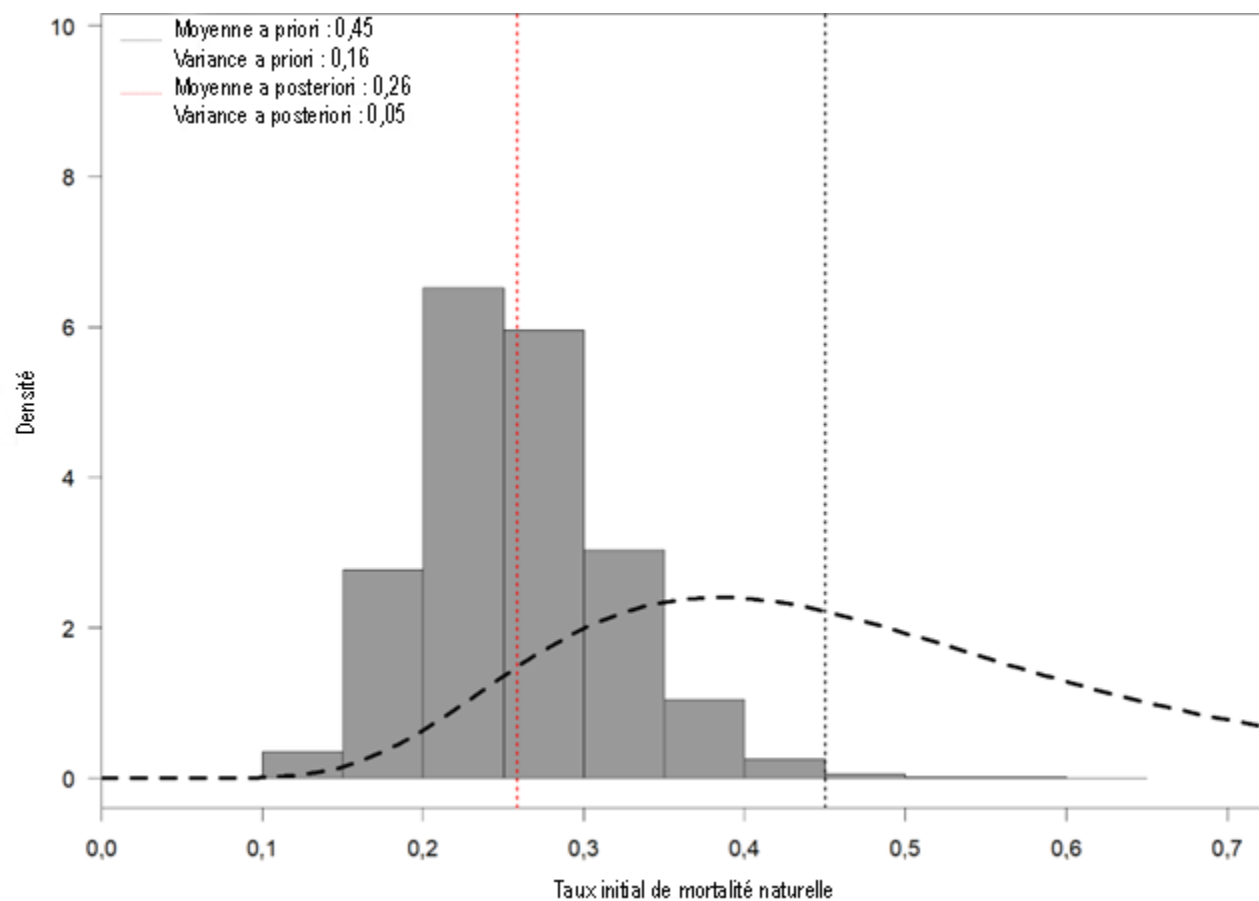


Figure D.30. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert pour le taux de mortalité naturelle sans pêche M_{1951} .

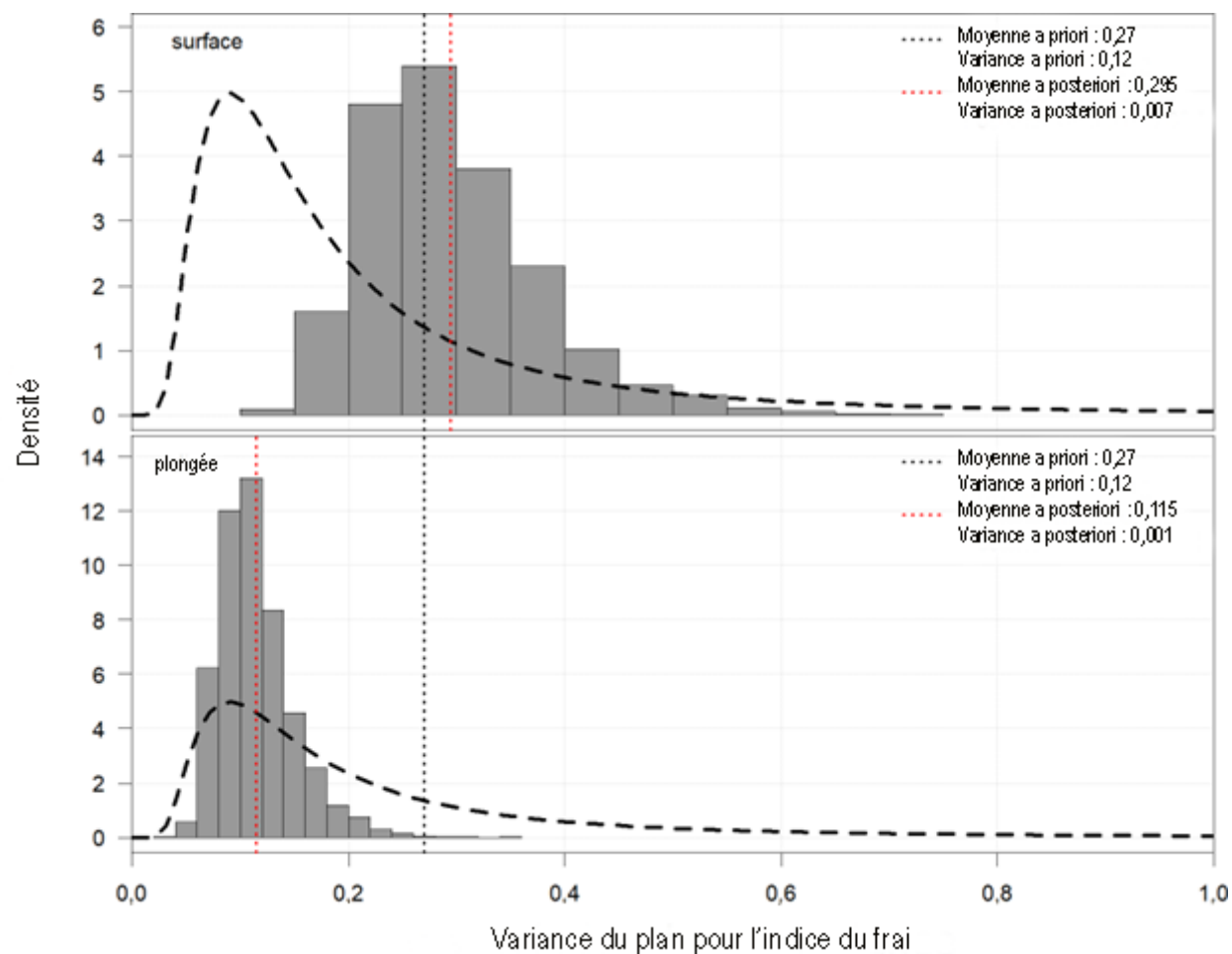


Figure D.31. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert pour les composantes de l'erreur type des résidus d'observation de l'indice du frai du plan des relevés en plongée (en haut) et en surface (en bas).

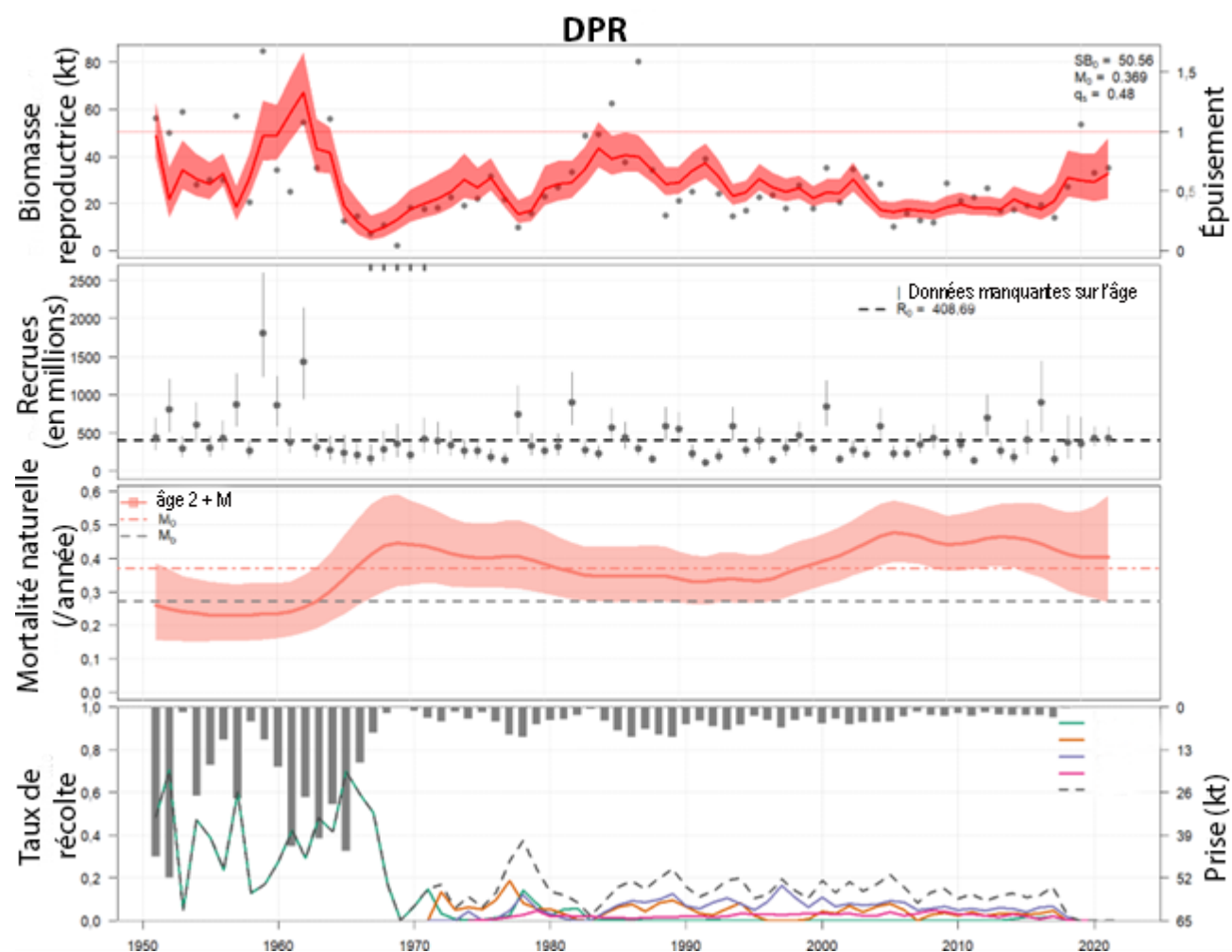


Figure D.32. Série chronologique de la biomasse reproductrice du hareng du district de Prince Rupert avec les indices du frai à l'échelle (en haut), les recrutements (deuxième rangée), la mortalité naturelle (troisième rangée) et les taux de récolte (dernière rangée). SB_0 , M_0 et R_0 sont respectivement la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche, la mortalité naturelle et le recrutement. q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface. SOK = récolte d'œufs sur varech. Dans le panneau du recrutement, les années pour lesquelles il manque des données sur l'âge sont indiquées par une coche le long de l'axe supérieur, dénotée par une 'I' dans la légende de la figure.

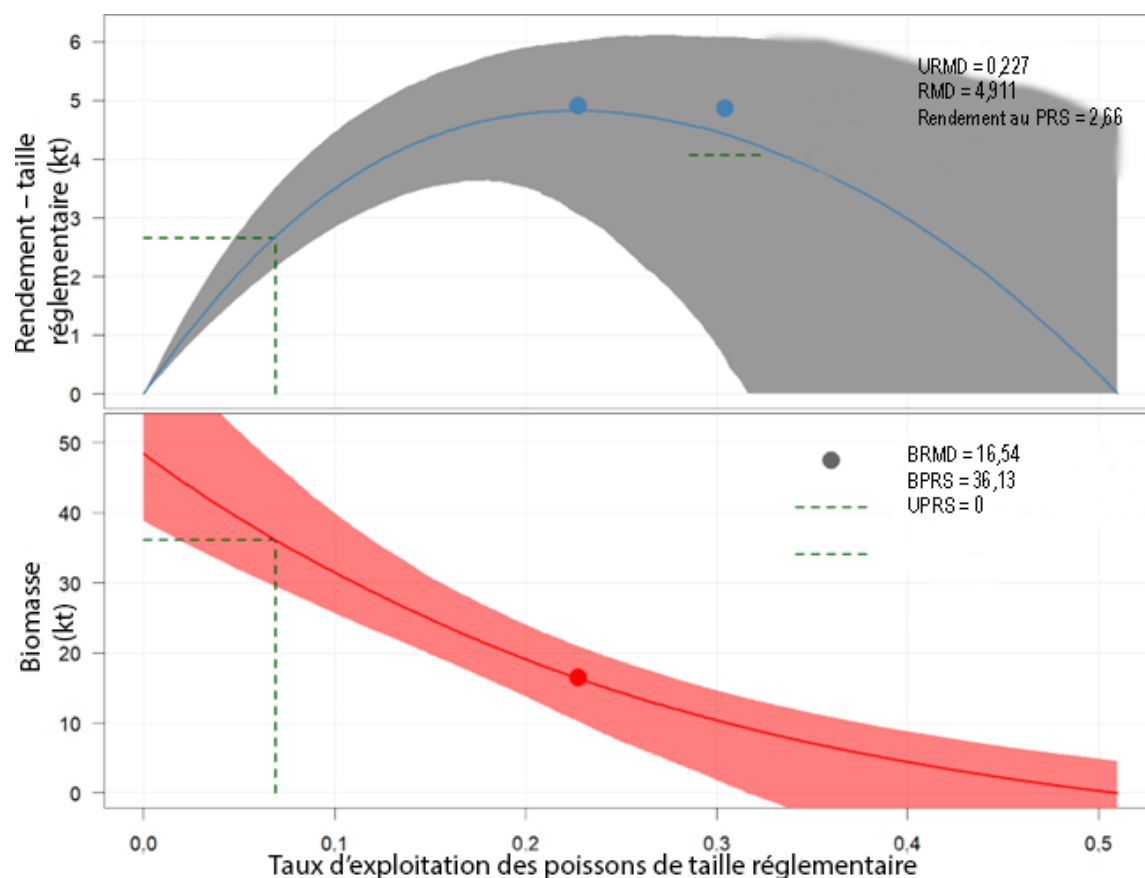


Figure D.33. Points de référence biologiques fondés sur le RMD pour le hareng du district de Prince Rupert, montrant l'effet de l'incertitude des paramètres lorsqu'ils sont intégrés dans les valeurs a posteriori du MSSIPHA. Le panneau du haut montre le rendement à l'équilibre, avec le RMD de pointe à U_{RMD} (point bleu foncé), qui est le taux de récolte associé à la production du RMD, et les segments de ligne en pointillés représentant le rendement à l'équilibre et le taux de récolte associés au point de référence supérieur du stock (PRS). Le deuxième panneau montre la biomasse reproductrice à l'équilibre, avec un point à la biomasse associée au RMD (B_{RMD}), ainsi que des segments de ligne pointillés représentant le point de référence supérieur du stock B_{PRS} . Le taux de récolte est calculé en divisant les prises par les prises et la biomasse reproductrice.

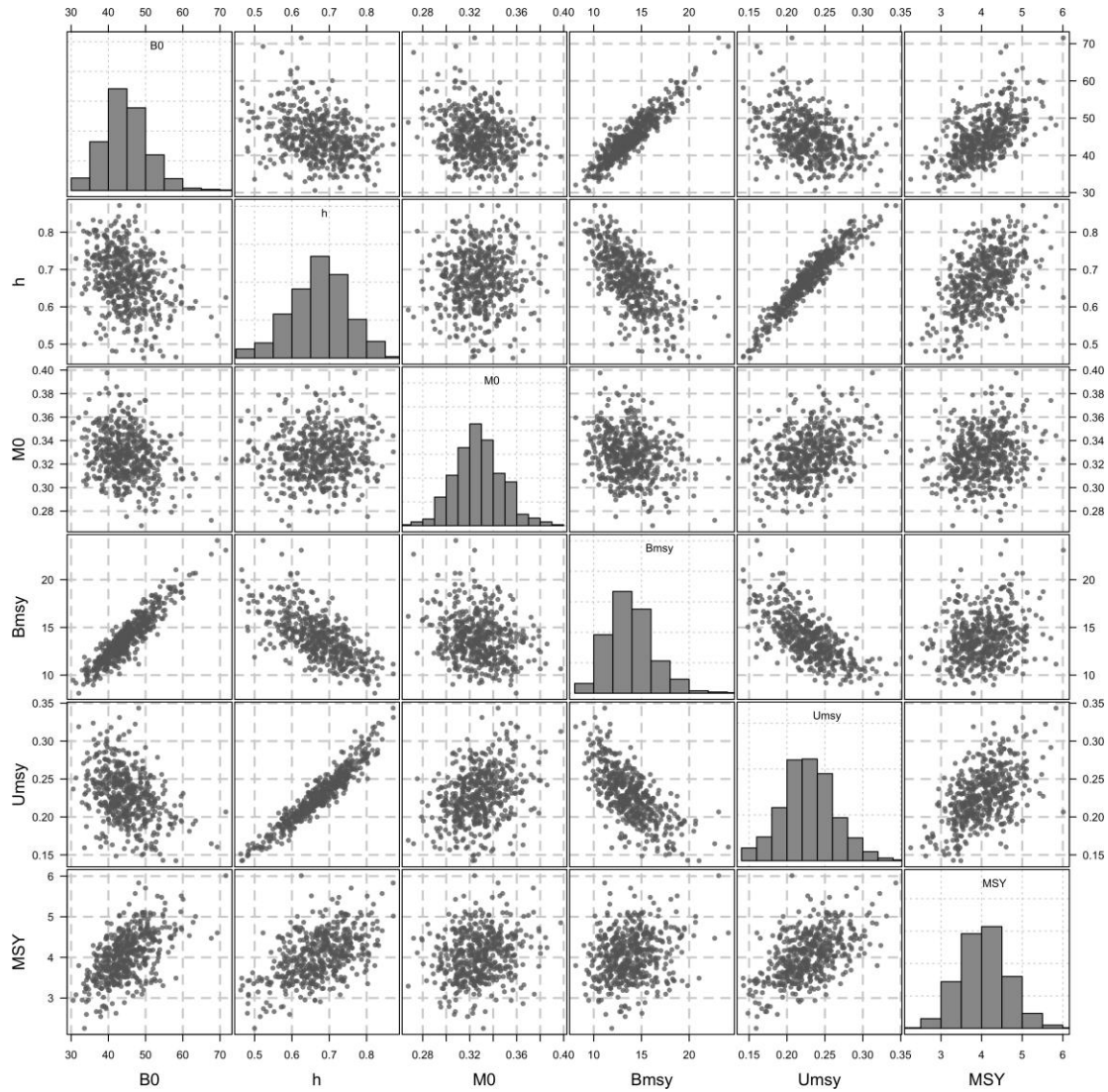


Figure D.34. District de Prince Rupert : 500 tirages aléatoires des distributions a posteriori marginales conjointes de certaines quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques déterministes : SB_0 = biomasse reproductrice déterministe à l'équilibre sans pêche, h = taux de variation stock-recrutement, m_1 = anticompensation dans la mortalité dépendante de la densité (si estimée), M_0 = taux de mortalité déterministe à l'équilibre sans pêche, B_{RMD} = biomasse optimale déterministe, U_{RMD} = taux de récolte optimal déterministe, RMD = rendement maximal durable déterministe.

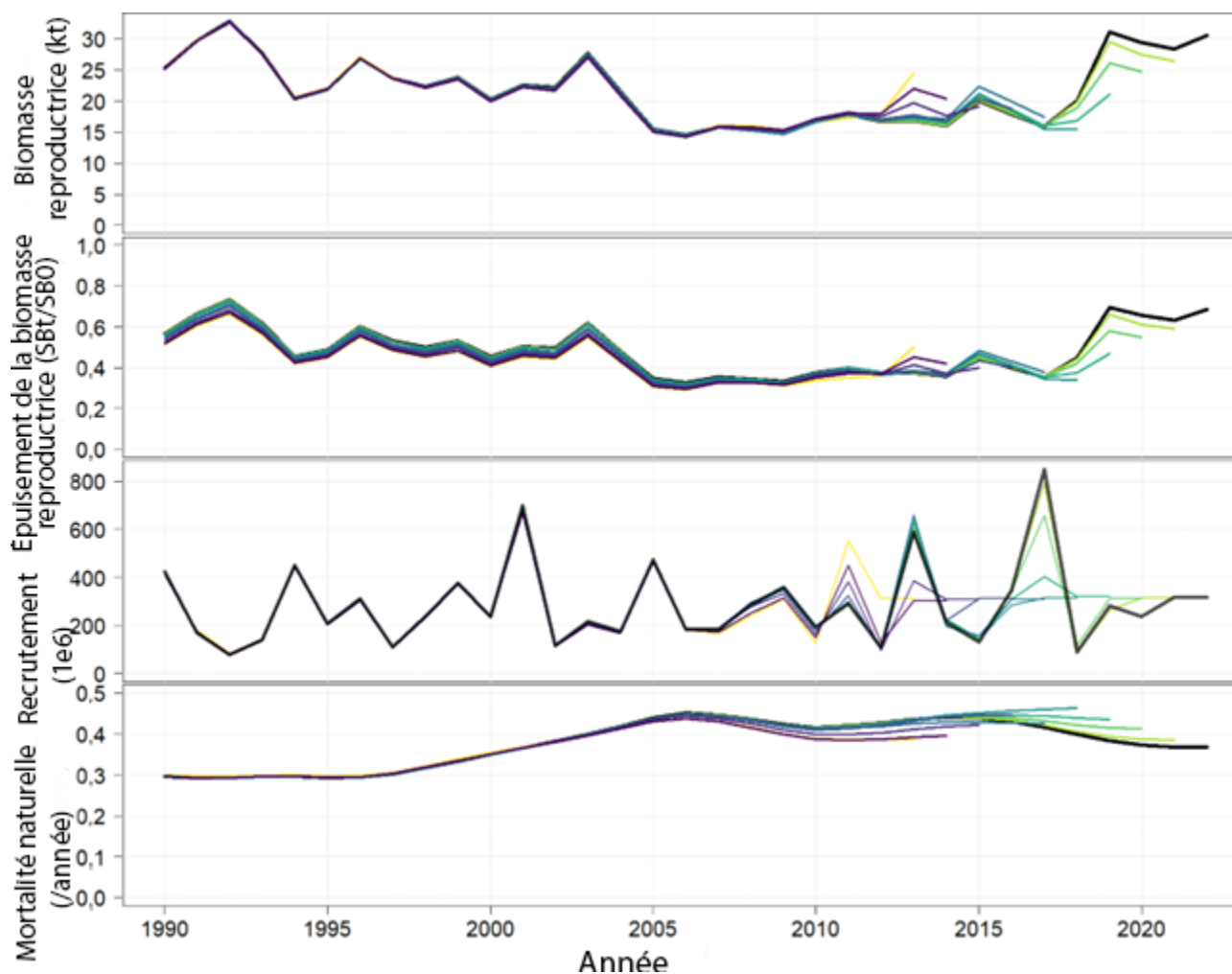


Figure D.35. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert de la biomasse reproductrice (en haut) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice (deuxième rangée), du recrutement à l'âge 1 (troisième rangée) et de la mortalité naturelle (dernière rangée), montrant les ajustements du MSSIPHA aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022. Le modèle de référence est le plus grand ensemble de données de la couche de 2022, indiqué en noir.

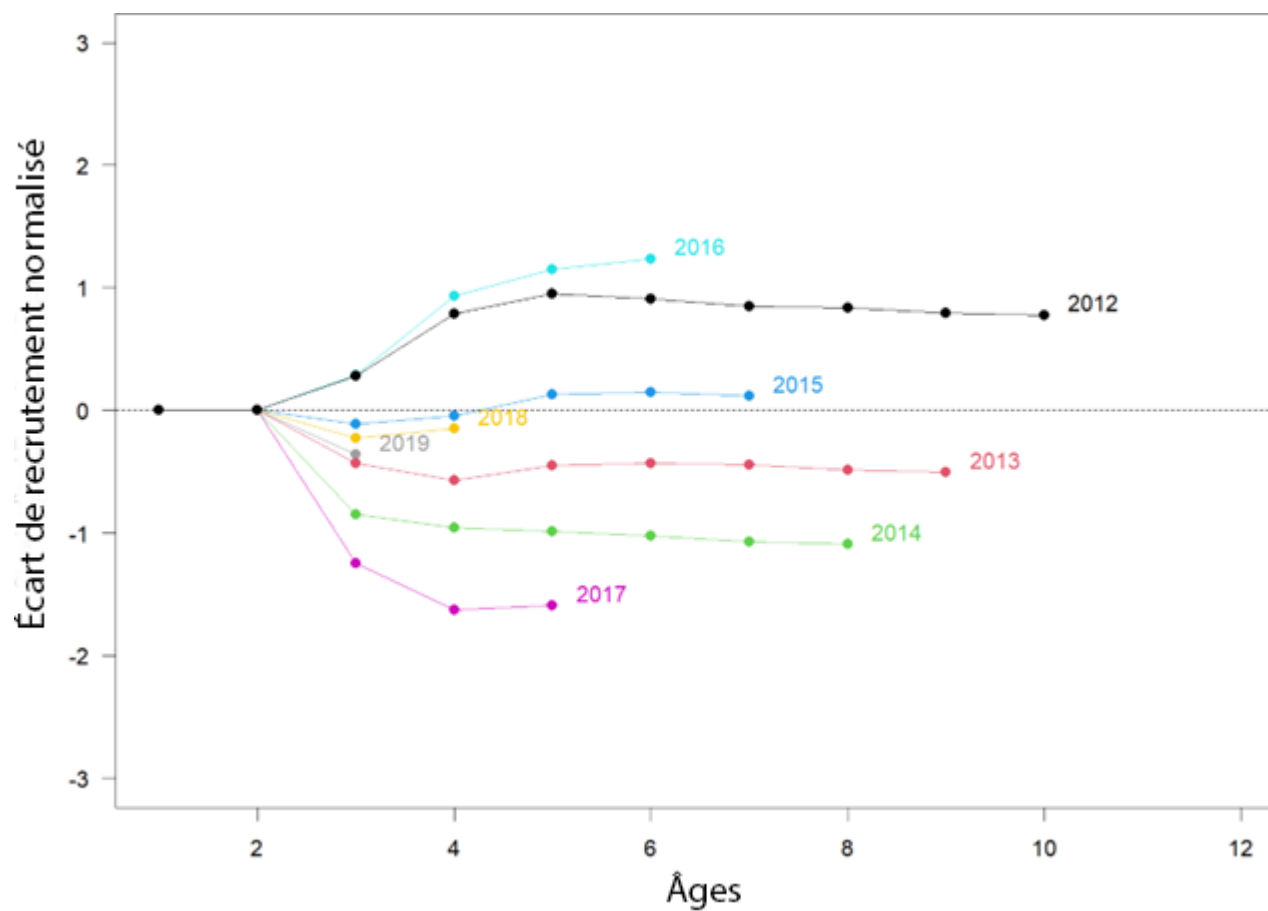


Figure D.36. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour le district de Prince Rupert des résidus du recrutement normalisés, représentant la force des classes d'âge par rapport à la relation stock-recrutement déterministe pour les ajustements du modèle aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022.

D.3. CÔTE CENTRALE

D.3.1. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement du MSSIPHA aux données sur le hareng de la côte centrale se situait largement dans les limites acceptables. D'après les erreurs types du modèle (tableau D.9), toutes les séries de données correspondent à la dynamique estimée des populations. Les erreurs types des données sur la composition selon l'âge étaient toutes inférieures à 0,5, ce qui est généralement considéré comme un bon ajustement aux données et correspond au modèle précédent d'évaluation des stocks de hareng. Contrairement au modèle précédent, les deux erreurs types estimées pour les différents plans de relevés du frai présentaient des différences plus importantes dans le MSSIPHA, les résidus du plan des relevés en surface étant environ 1,5 fois plus variables que ceux du plan des relevés en plongée.

Les résidus d'observation de l'indice du frai dans le temps n'ont montré aucune indication de mauvais ajustement (figure D.38). En plus des erreurs types raisonnables, la série chronologique des résidus de l'indice combiné du frai n'avait pas de biais réel, avec un résidu moyen de -0,13 erreur-type, une estimation du coefficient d'autocorrélation à décalage-1 de -0,02 et aucune tendance résiduelle importante sur la série chronologique.

Les estimations de la composition selon l'âge reflètent les erreurs types relativement faibles de chaque flottille. La principale source d'erreur du modèle réside dans les échantillons de la pêche de réduction (figure D.39), où la classe d'âge modale est omise dans la plupart des 12 premières années de la série chronologique (de 1951 à 1963). Il s'agissait d'une période où la récolte était élevée, la biomasse reproductrice était très variable et où la force d'une classe d'âge ne se poursuit pas nécessairement les années suivantes. Une fois que la force des classes d'âge semble suivre des tendances plus prévisibles, le MSSIPHA s'ajuste bien aux compositions selon l'âge, sauf en 1971, où il surajuste la classe d'âge de l'âge 2 en raison de la force de cette classe d'âge les années suivantes, ce qui est prévisible. Les ajustements à la composition selon l'âge pour la pêche du hareng rogué à la senne (figure D.40) et la pêche au filet maillant (figure D.41) sont bons. Le seul problème est l'existence de quelques résidus plus grands lorsque les proportions selon l'âge dans les données sont importantes, dont une partie peut être attribuée à la compression de la queue. Malgré ces résidus plus importants, le MSSIPHA n'a aucune difficulté à faire correspondre la forme des compositions selon l'âge pour les pêches au filet maillant avec les classes d'âge modales identifiées la plupart des années.

Comme pour les résidus de l'indice du frai, la série chronologique des erreurs de processus du recrutement indique peu de mauvais ajustements du modèle (figure D.42). De même que pour le hareng de Haïda Gwaii, il y a une tendance résiduelle négative importante ($p = 0,01$) entre la première période de recrutements plus importants avant 1970 et la période plus récente de force moyenne plus faible des cohortes. Cependant, malgré une tendance résiduelle, il y a peu de biais résiduel, avec un écart moyen du recrutement de 0,1 erreur type. De même, il n'y a pas de longues séries d'écarts positifs ou négatifs du recrutement et l'autocorrélation à décalage 1 est faible à -0,042. Enfin, rien n'indique de mauvais ajustements du modèle lorsque l'on examine les recrutements par rapport à la biomasse autour de la courbe de stock-recrutement (figure D.43).

D.3.2. Valeurs a posteriori de bayes

Les paramètres de la convergence a posteriori standard de Bayes indiquent qu'il est possible de tirer des inférences des données a posteriori de Bayes du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks de la côte centrale. La taille effective des échantillons pour les sections

de masse et de queue de toutes les distributions marginales est supérieure à 100 échantillons par chaîne, et tous les facteurs potentiels de réduction d'échelle de Gelman-Rubin $\hat{R}$ sont inférieurs au seuil désigné de 1,01 pour tous les paramètres (figure D.44). Les points a posteriori échantillonnés comprenaient 64 transitions divergentes sur un total de 6 000 échantillons, soit environ 1 % de tous les échantillons.

L'inspection visuelle des valeurs a posteriori marginales conjointes pour les paramètres principaux du cycle biologique et de la sélectivité indique que la géométrie a posteriori est peu préoccupante (figure D.45). Comme dans le cas de Haïda Gwaii, il existe une corrélation entre SB_0 et m_1 , mais les autres distributions marginales conjointes sont très symétriques, avec peu d'étalement et une faible corrélation.

Les comparaisons a priori et a posteriori donnent des résultats semblables à ceux des autres régions d'évaluation des stocks. Comme pour Haïda Gwaii, les données permettant d'estimer le paramètre du taux de variation stock-recrue contiennent des informations limitées. Les moyennes a priori et a posteriori sont très proches et les paramètres de variance sont également très similaires (figures D.46). En revanche, il y a une bonne indication d'information dans la valeur a posteriori de M_0 , avec une légère baisse des valeurs moyennes, mais une baisse plus importante de la variance (figure D.47); cependant, la variance peut être artificiellement limitée compte tenu de la limite inférieure de M_0 induite par la structure du modèle, qui est atteinte lorsque la procédure MCH échantillonne des valeurs supérieures de m_1 . Enfin, les erreurs types résiduelles des relevés du frai sont bien informées par la date. Pour les deux plans, la moyenne a posteriori est inférieure à la moyenne a priori, et la variance chute d'une quantité semblable de 0,12 à 0,002 - 0,003 (figure D.48).

D.3.3. Dynamique historique

La dynamique du hareng de la côte centrale se caractérise par un cycle en dents de scie d'expansion et de ralentissement de la biomasse reproductrice et des prises. La biomasse reproductrice commence au-dessus des niveaux sans pêche en 1951, avant de s'effondrer en raison de la surpêche à la fin des années 1960 (tableau D.49). Les niveaux de prises sont ramenés à zéro après l'effondrement avec l'interdiction de la pêche de réduction, ce qui permet à la biomasse du stock reproducteur de se rétablir en présence d'un recrutement assez proche de la moyenne (c.-à-d. proche des valeurs déterministes de la courbe de stock-recrue), s'approchant des niveaux sans pêche au milieu des années 1970. Une courte série d'écarts négatifs du recrutement entraîne une forte diminution de la biomasse vers la fin des années 1970.

De 1980 à 1995, la biomasse reproductrice suit un profil persistant en dents de scie, fluctuant autour de SB_0 , après quoi elle décline vers un état faible qui persiste de 2006 à 2012. Le profil en dents de scie de la biomasse reproductrice est beaucoup plus variable que la mortalité naturelle, les taux de récolte ou les prises, et s'explique plutôt par le MSSIPHA, avec une longue série de recrutements proches de la moyenne ou inférieurs à celle-ci ponctués par de grandes classes d'âge en 1978, 1986, 1990 et deux recrutements importants consécutifs en 1995 et 1996. Ces cinq recrutements importants ont soutenu les prises dans les pêches, qui ont augmenté (pour la plupart) d'environ 2 kt en 1981 à approximativement 11 kt au milieu des années 1990; toutefois, sur une période semblable, la taille absolue des recrutements importants sporadiques a diminué, passant de 2,5 milliards de harengs d'âge 1 en 1978 à environ 1 milliard en 1996. Ainsi, les grandes classes d'âge ne pouvaient plus soutenir les prises et la biomasse reproductrice a chuté à un creux historique sous la barre des 10 kt de 2006 à 2008, inférieur à celui de la fin des années 1960.

L'augmentation de la biomasse de hareng sur la côte centrale, qui est passée de l'état de faible biomasse persistante de 2006 au niveau actuel, a pris environ deux fois plus longtemps que le rétablissement jusqu'au même point en 1966. Si le rétablissement a été plus lent cette fois-ci, c'est en partie parce que la chute de la biomasse a généré une augmentation historique de la mortalité naturelle dans le modèle de mortalité dépendante de la densité, atteignant environ 1,0/an (moyenne a posteriori). Ce pic plus récent est environ 1,5 fois plus élevé que le maximum précédent de 1967, de 0,6/an à peu près, ce qui a réduit la survie et le recrutement des classes d'âge supérieures à la moyenne depuis 2006. L'état de faible biomasse et de mortalité naturelle élevée du hareng de la côte centrale a persisté, malgré la fermeture de la zone de 2008 à 2013 et les faibles prises depuis 2014. En fait, la majorité des prises des 10 dernières années provenaient de la récolte d'œufs sur varech, avec une biomasse de hareng mise en bassin de moins de 1 kt.

Même si cela a pris beaucoup de temps, la biomasse de hareng dans la région de la côte centrale semble s'être rétablie. On estime que la biomasse reproductrice en 2022 sera supérieure à 50 % de la biomasse sans pêche et la mortalité naturelle est revenue vers le niveau à l'équilibre sans pêche. Le rétablissement a été stimulé par une série de classes d'âge supérieures à la moyenne en 2011, 2013 et 2017, dont la taille est passée de 900 millions de harengs à 1,5 milliard environ. L'augmentation des recrutements produit une biomasse d'âge 2+ plus élevée, inversant l'anticompensation causée par les taux de la mortalité naturelle dépendante de la densité (figure D.50), ce qui donne à ces poissons et aux futures classes d'âge un taux de survie plus élevé. Cela crée une boucle de rétroaction qui renforce le rétablissement des stocks, car une survie plus élevée signifie une augmentation du nombre de poissons qui grandissent et contribuent à la biomasse de frai, ce qui réduit davantage la mortalité (figure D.49).

D.3.4. Points de référence biologiques

Les équilibres du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks de la côte centrale indiquent un rendement maximal durable (RMD) d'approximativement 4,63 kt atteint à une biomasse reproductrice d'environ 21 kt, produit à une récolte de $U_{RMD} = RMD / (B_{RMD} + RMD) = 0,24$. Comme précédemment, cela représente une allocation d'environ 33 % du TAC à la récolte d'œufs sur varech. Le point d'effondrement pour le hareng de la côte centrale se situe à un taux de récolte d'environ 36 %, associé à la plus forte baisse de la biomasse et du recrutement (figure D.51).

Les valeurs a posteriori marginales conjointes des quantités du cycle biologique et des points de référence fondés sur le RMD montrent un peu plus de dépendance entre le paramètre m_1 du modèle de MDD et les équilibres du modèle (figure D.52). Comme prévu, les quantités fondées sur la biomasse sont corrélées avec les valeurs de m_1 puisque le modèle de MDD relie la mortalité et la biomasse sans pêche en raison de sa dépendance à l'épuisement de la biomasse. Contrairement à Haïda Gwaii, la corrélation entre m_1 et U_{RMD} est nettement positive et la dispersion est moindre autour de l'axe central de la distribution.

Les taux démographiques par tête informent davantage les propriétés à l'équilibre du MSSIPHA à de très faibles niveaux de la biomasse (figure D.53). Comme dans d'autres régions, ces changements soudains des états du modèle à l'équilibre sont dictés par des variations des taux démographiques par tête (figure D.53). Comme à Haïda Gwaii, la production excédentaire par tête de la côte centrale devient négative à mesure que la biomasse diminue, cette fois à environ 20 kt de biomasse d'âge 2+.

D.3.5. Analyses rétrospectives

Les résultats de l'analyse rétrospective donnent à penser que les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de la côte centrale sont peu sensibles à des années supplémentaires de données. La biomasse reproductrice (tant absolue qu'épuisée) est très constante sur les dix années de couches rétrospectives (figure D.54). De même, les estimations de la mortalité naturelle des poissons d'âge 2+ et les séries chronologiques du recrutement sont très cohérentes (figure D.54).

Les changements des tendances dans les dernières années de chaque couche sont souvent omis pour la biomasse reproductrice et la mortalité naturelle, mais ce comportement est courant pour les modèles d'évaluation des stocks structurés selon l'âge, et l'ampleur de la surestimation et de la sous-estimation est faible. Habituellement, il n'y a pas d'erreur de processus du recrutement estimée pour les dernières années de l'évaluation, comme l'indique la série plate du recrutement dans les graphiques rétrospectifs du recrutement (figure D.54). De plus toutes les tendances signalées par un petit nombre de nouveaux points de données à la fin d'une série chronologique ne peuvent pas être distinguées du bruit, de sorte que les modèles ont tendance à les ignorer jusqu'à ce qu'un profil suffisamment long ait émergé dans les données. Dans ce cas, l'absence d'erreur de processus force le MSSIPHA à utiliser des estimations déterministes du recrutement qui, selon le recrutement réel, peuvent être une surestimation ou une sous-estimation. Ensuite, après un an ou deux de données sur la composition selon l'âge et les indices et après que les paramètres de l'erreur de processus sont débloqués pour permettre des estimations non terminologiques du recrutement, les estimations du MSSIPHA s'harmonisent avec l'historique.

Les quantités à l'équilibre sans pêche sont également peu variables sur les couches rétrospectives (tableau D.10). La biomasse sans pêche SB_0 change d'environ 2 % sur les dix ans et le recrutement sans pêche R_0 est inférieur à 1 %. De même, le taux d'anticompensation m_1 et le taux de variation sont également assez stables sur toutes les couches rétrospectives.

Bien que l'erreur de processus du recrutement varie légèrement au fil du temps, il semble que la force de chaque classe d'âge se résolve rapidement et demeure stable (figure D.55). La plupart des classes d'âge sont résolues d'ici l'âge 4; cependant, on relève en 2015 un rajustement vers la courbe de recrutement du stock sur la durée de l'analyse rétrospective.

D.3.6. Analyses de sensibilité

Les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de la côte centrale étaient relativement insensibles à certains choix de valeurs a priori (tableau D.11). Comme dans les autres régions d'évaluation des stocks, c'est la valeur a priori du taux de variation qui avait le plus d'influence sur l'estimation du taux de variation et la moyenne a priori de la mortalité sans pêche M_0 qui en avait plus sur la biomasse sans pêche SB_0 . Contrairement à Haïda Gwaii et au district de Prince Rupert, la valeur de la variation de l'erreur de processus de la mortalité σ_M avait une certaine influence sur les estimations de la biomasse sans pêche SB_0 et de m_1 car la variation de la variabilité a forcé la courbe de MDD à changer de forme pour produire les taux de mortalité requis pour ajuster les données.

Sur les sept configurations d'état initial du MSSIPHA testées pour la région d'évaluation des stocks de la côte centrale, six ont convergé. Comme dans les scénarios précédents, l'impact principal de l'ajustement des paramètres d'initialisation de la pêche a été observé dans le recrutement des poissons d'âge 1 la première année, par R_0 ou R_{init} , et dans la biomasse sans

pêche SB_0 (voir le tableau D.12). Les effets sur M_0 , compte tenu de sa corrélation avec SB_0 , et sur le taux de variation stock-recrutement h étaient relativement moins marqués.

De plus, l'inclusion de F_{init} dans les calculs de la survie initiale a gonflé le paramètre du recrutement initial. Plus précisément, lorsque les stocks ont été initialisés à un équilibre déterministe (sans écart du recrutement initial), R_{init} a augmenté d'environ 20 %. Dans des conditions de départ non à l'équilibre (lorsque les écarts du recrutement initial ont été estimés), R_{init} a augmenté d'environ 63 %. L'incidence sur la biomasse sans pêche était plus variable que dans les cas précédents, SB_0 fluctuant de 47 kt à 57 kt dans les six configurations.

Encore une fois, les estimations de la biomasse et du recrutement sont demeurées relativement stables chaque année, avec seulement de légères différences entre les modèles de 1951 à 1955. Après 1955, il semble que d'autres paramètres du modèle, comme les erreurs de processus du recrutement et de la mortalité, aient pu compenser les variations découlant des états initiaux du modèle.

D.3.7. Tableaux

Tableau D.9. Estimations des erreurs types des résidus et des corrélations des résidus à décalage 1 pour les données sur le hareng de la côte centrale. Les six premières colonnes présentent les erreurs types de l'échantillonnage des données sur l'âge τ_g^{age} et les coefficients de corrélation ρ_g de la fonction de vraisemblance de la composition selon l'âge LN1 pour les pêches de réduction et de consommation et appât ($g = 1$), du hareng rogué à la senne ($g = 2$) et au filet maillant ($g = 3$), et les deux dernières colonnes indiquent les écarts types de l'indice des relevés du frai pour les relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

Région d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
CC	0,468	0,094	0,357	0,211	0,43	0,261	0,395	0,284

Tableau D.10. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA de certaines quantités principales et quantités calculées du cycle biologique sur les couches de données de 2012 à 2022 pour la côte centrale. Les quantités sélectionnées sont SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (en kt), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche (1e6), R_{init} = estimation du recrutement initial (1e6), m_1 = taux de d'anticompensation (sans unité), M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ (années), M_0 = mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ à l'équilibre sans pêche (années), q_s = capturabilité des relevés en surface (sans unité).

Couche	B_0	R_0	m_1	M_0	h	q_s
2013	49,531	529,719	3,133	0,438	0,710	0,233
2014	49,866	522,061	3,250	0,433	0,712	0,235
2015	51,322	522,468	3,421	0,427	0,721	0,236
2016	52,053	513,307	3,645	0,420	0,721	0,238
2017	50,541	503,894	3,581	0,422	0,716	0,239
2018	49,161	511,619	3,335	0,430	0,715	0,237
2019	51,077	519,891	3,484	0,425	0,719	0,236
2020	50,677	516,468	3,491	0,424	0,717	0,236
2021	48,554	510,910	3,323	0,430	0,711	0,236
2022	48,000	523,920	3,150	0,437	0,709	0,233

Tableau D.11. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité pour la côte centrale.

Sensibilité	SB_0	R_0	m_1	M_0	h	q_s
base	48,192	525,218	3,157	0,437	0,710	0,233
jeffHi	42,167	513,342	2,738	0,459	0,706	0,234
jeffLo	48,192	525,218	3,157	0,437	0,710	0,233
meanMHi	39,124	529,028	2,450	0,480	0,698	0,231
meanMLow	53,457	531,626	3,699	0,419	0,708	0,235
qSurfSDHi	48,292	527,527	3,146	0,437	0,709	0,231
qSurfSDLo	47,810	516,613	3,197	0,435	0,712	0,243
sdMHi	48,748	525,564	3,208	0,434	0,710	0,234
sdMLow	46,869	524,682	3,039	0,442	0,709	0,233
sigmaMlo	52,922	545,304	3,455	0,426	0,720	0,229
steepMeanHi	46,136	510,225	3,091	0,439	0,889	0,237
steepSDHi	48,123	523,407	3,166	0,436	0,734	0,234

Tableau D.12. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité des états initiaux pour la côte centrale.

États initiaux			SB_0	R_0	R_{init}	F_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s
initR	initF	initDevs									
R_0	VRAI	FAUX	57,634	557,235	-	0,223	3,946	0,394	0,413	0,706	0,232
R_0	FAUX	VRAI	48,192	525,218	-	0,000	3,157	0,394	0,437	0,710	0,233
R_{init}	FAUX	FAUX	49,401	523,746	914,349	0,000	3,293	0,394	0,431	0,712	0,233
R_{init}	VRAI	FAUX	55,777	543,347	1 171,325	0,229	3,874	0,394	0,415	0,709	0,233
R_{init}	VRAI	VRAI	54,078	535,094	844,516	0,324	3,739	0,394	0,418	0,709	0,237
R_{init}	FAUX	VRAI	47,592	519,267	518,241	0,000	3,151	0,394	0,437	0,710	0,234

D.3.8. Figures

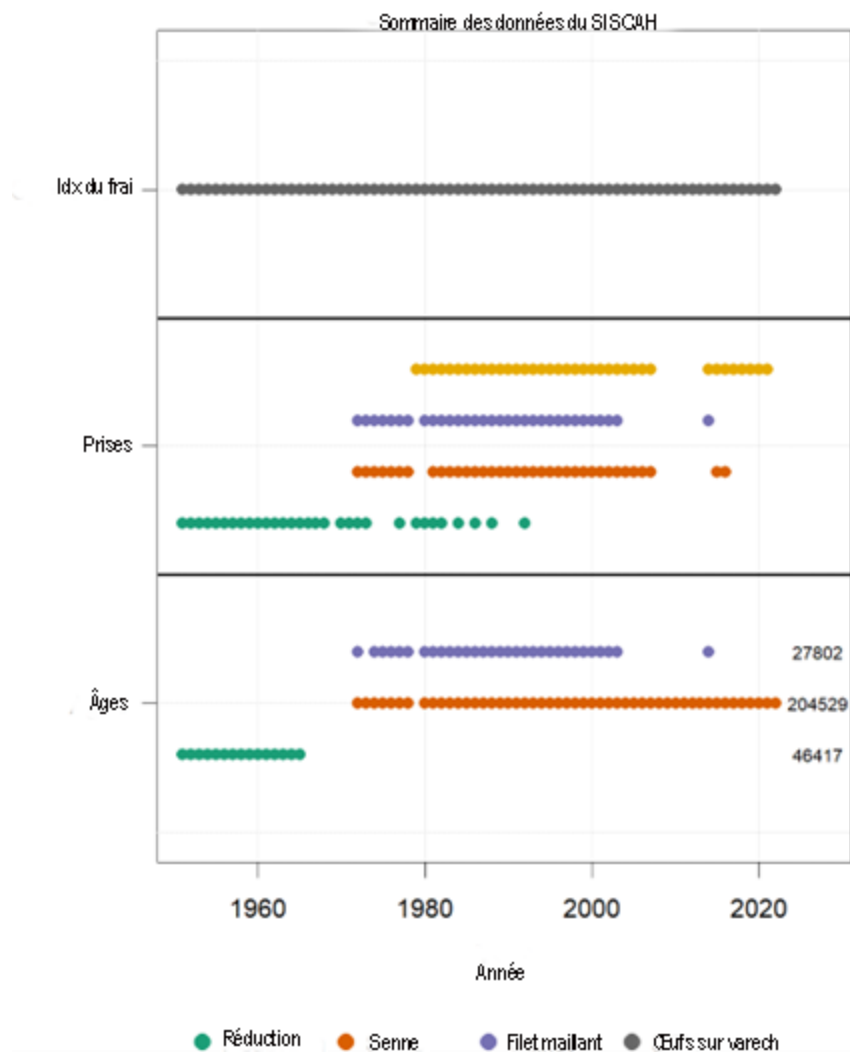


Figure D.37. Séries chronologiques des données d'évaluation du stock de hareng de la côte centrale. Chaque point montre l'existence de données et les données sur l'âge indiquent le nombre total d'échantillons pour toutes les années à l'extrémité à droite.

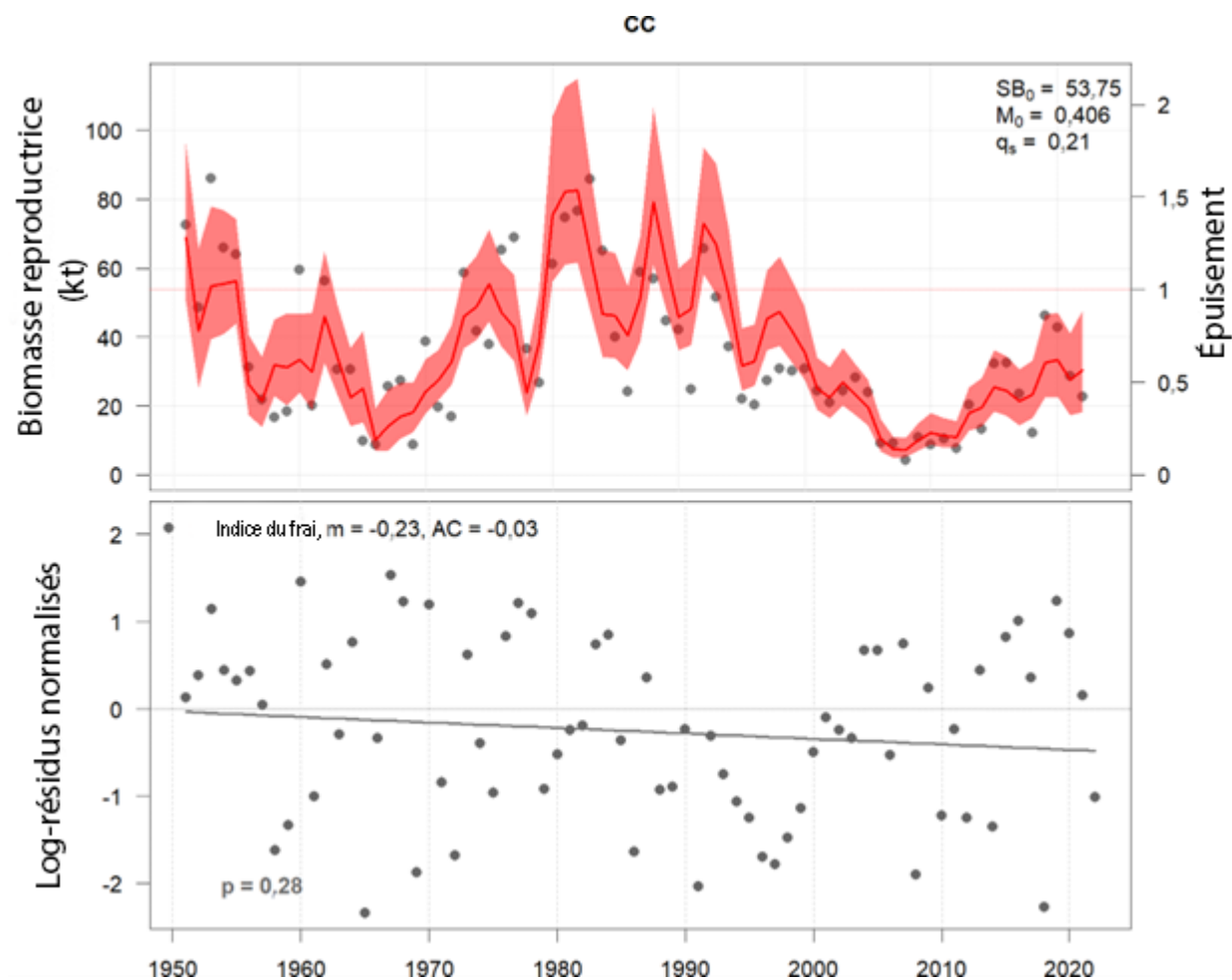


Figure D.38. Indice combiné du frai et estimations par le MSSIPHA de la biomasse reproductrice (en haut) et résidus d'observation normalisés (en bas) pour la côte centrale. SB_0 et M_0 sont la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche et la mortalité naturelle, respectivement, q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface, m est le log-résidu moyen de l'indice du frai et AC est l'autocorrélation.

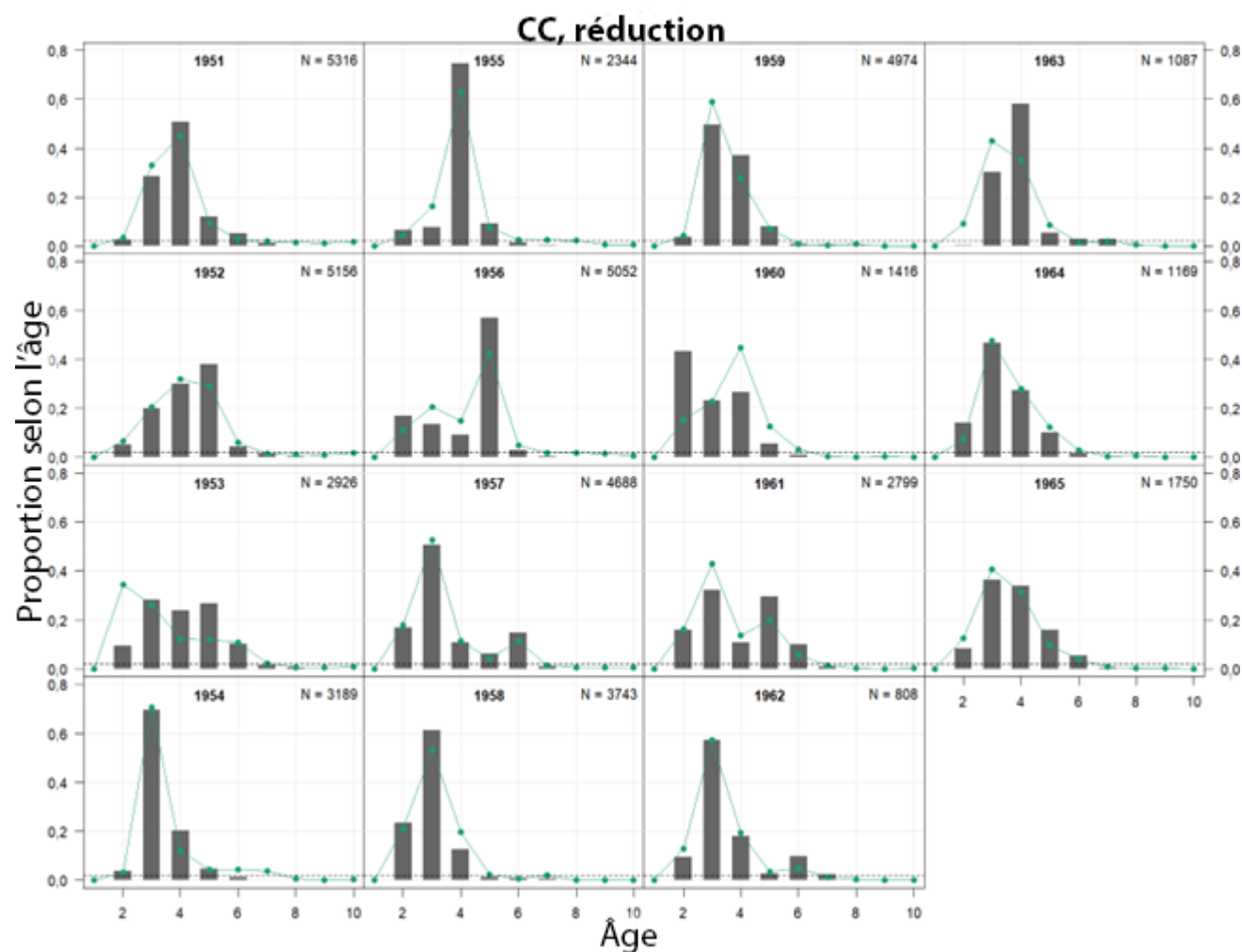


Figure D.39. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche de réduction recueillies dans la région de la côte centrale. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

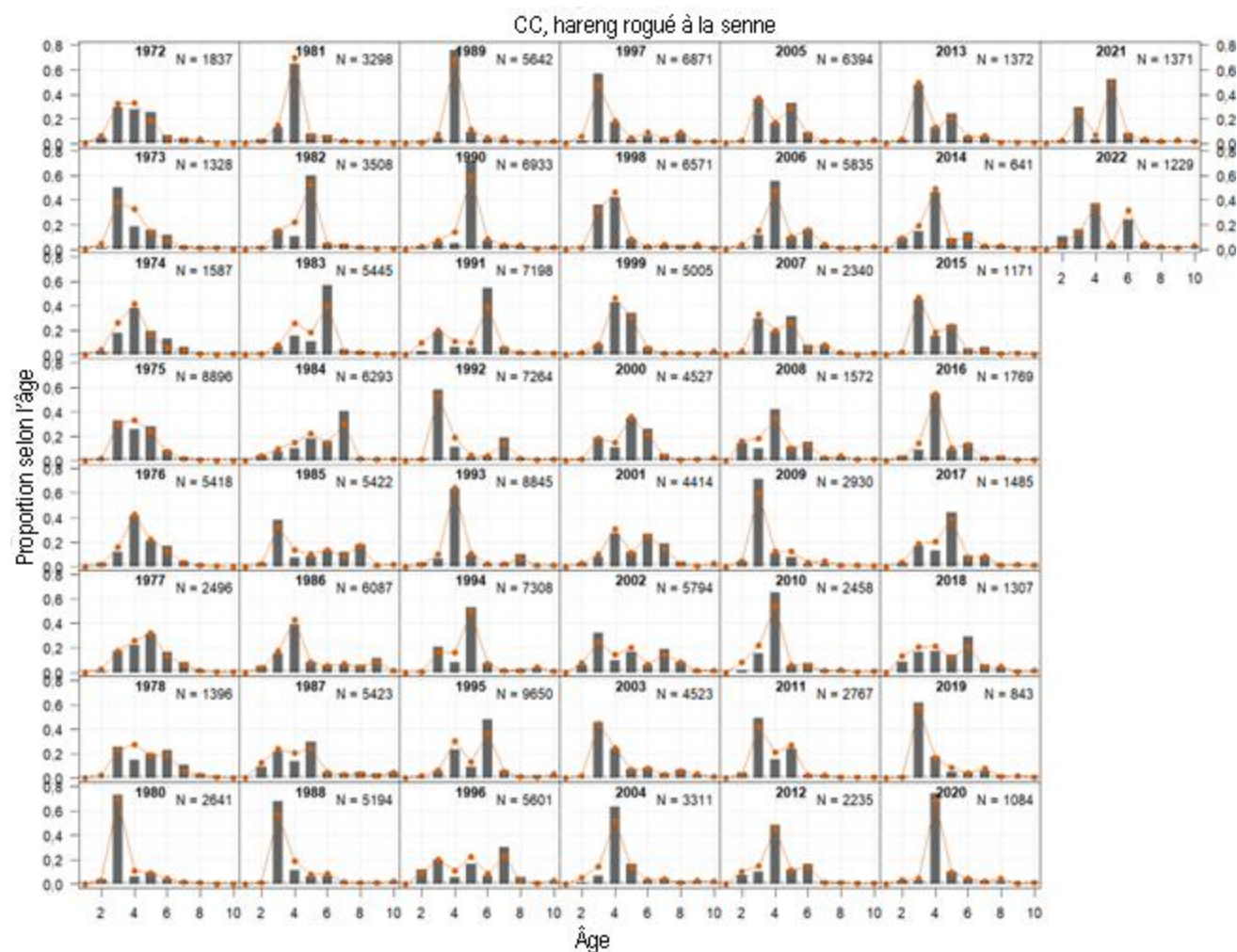


Figure D.40. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche du hareng rogué à la senne recueillies dans la région de la côte centrale. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

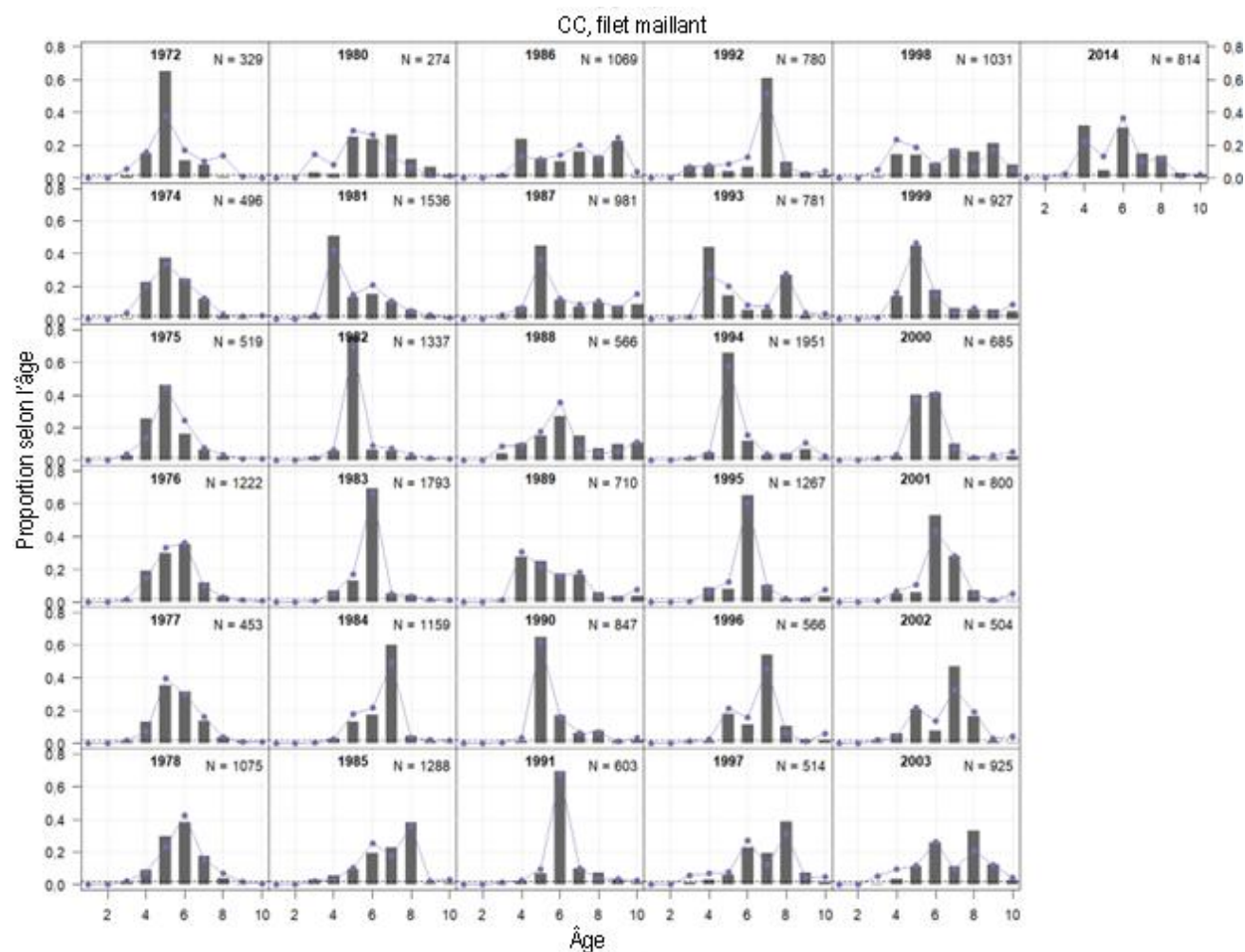


Figure D.41. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche au filet maillant recueillies dans la région de la côte centrale. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

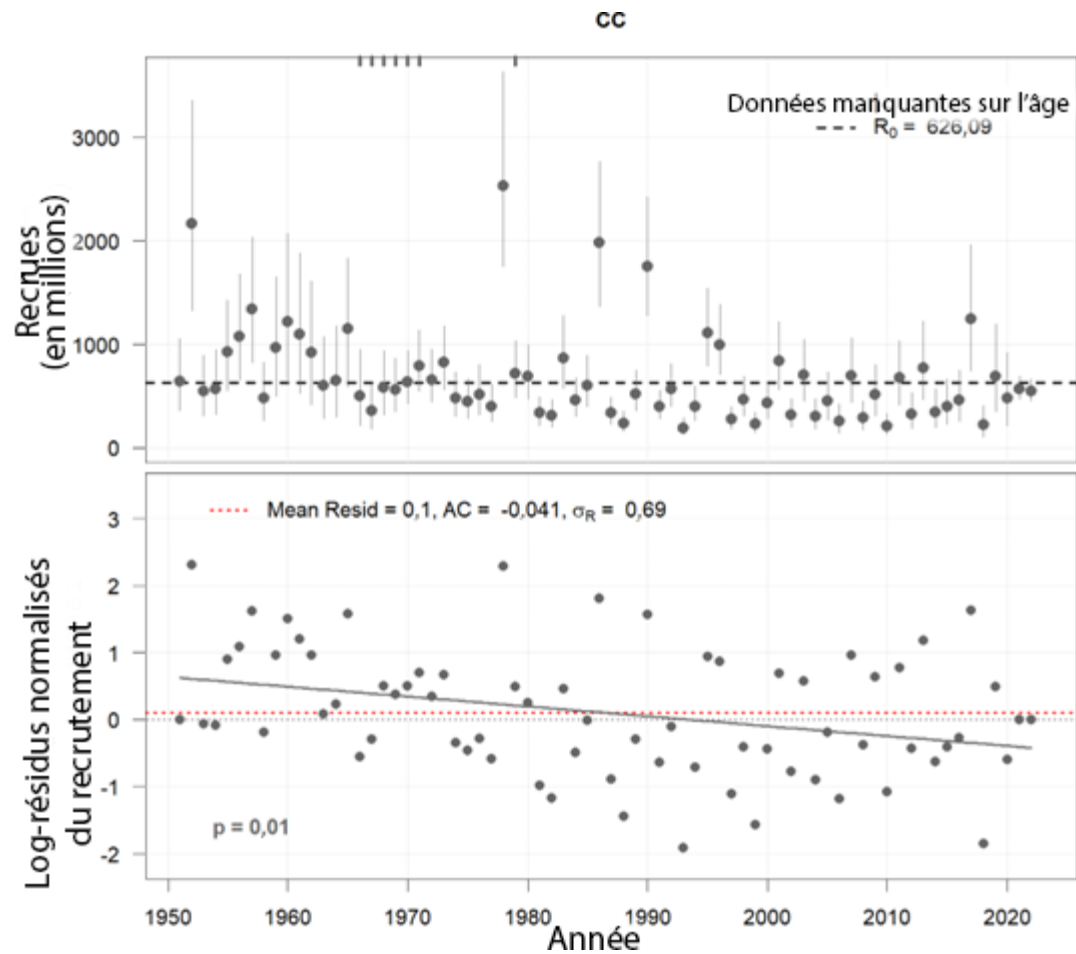


Figure D.42. Recrutement des poissons d'âge 1 (en haut) et erreurs de processus du recrutement normalisé (en bas) pour la côte centrale. Le recrutement sans pêche à l'équilibre R_0 est représenté par la ligne horizontale pointillée dans le panneau du haut et l'erreur moyenne du processus (Mean Resid) par la ligne rouge horizontale pointillée dans le panneau du bas. AC est l'autocorrélation et σ_R est l'erreur type dans les log-résidus.

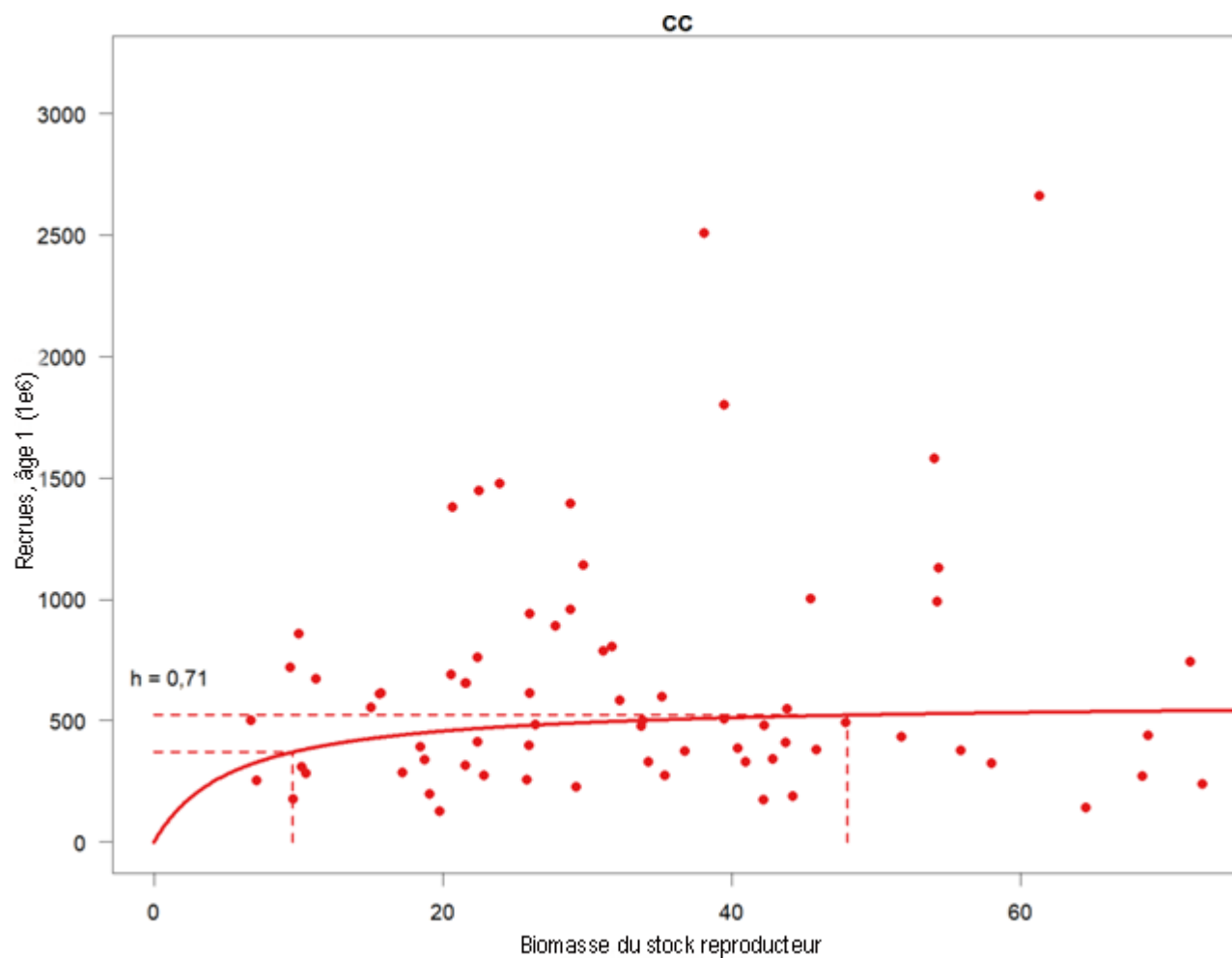


Figure D.43. Courbes de stock-recrutement (lignes continues) et estimations des recrutements des poissons d'âge 1 (points) pour la côte centrale, avec des lignes pointillées indiquant la biomasse sans pêche et 20 % de la biomasse sans pêche et le recrutement. h représente le taux de variation stock-recrue estimé.

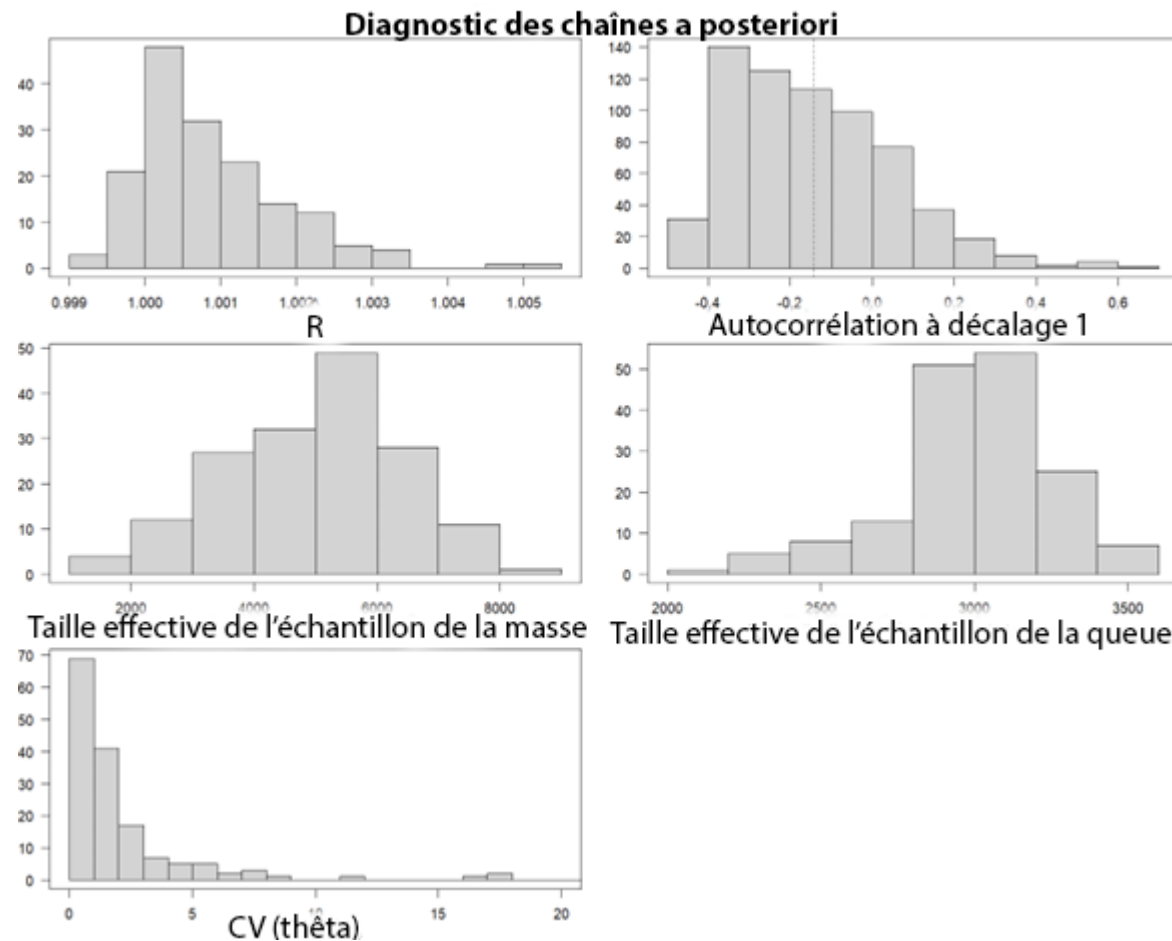


Figure D.44. Histogrammes des diagnostics de la convergence a posteriori de Bayes dans le MSSIPHA pour la côte centrale pour chaque paramètre principal du modèle, illustrant la distribution des valeurs de chaque paramètre entre tous les paramètres. De gauche à droite, à partir de la rangée du haut, les paramètres sont les facteurs de réduction d'échelle de Gelman-Rubin ($\hat{R}$), les facteurs d'autocorrélation à décalage 1, la taille effective de l'échantillon (masse) des tirages dans les quantiles centraux, la taille effective de l'échantillon (queue) dans les quantiles externes et le coefficient de variation (CV) de chaque paramètre. Les lignes rouges verticales pointillées indiquent les seuils de convergence, et la ligne grise pointillée verticale indique la médiane de l'autocorrélation à décalage 1.

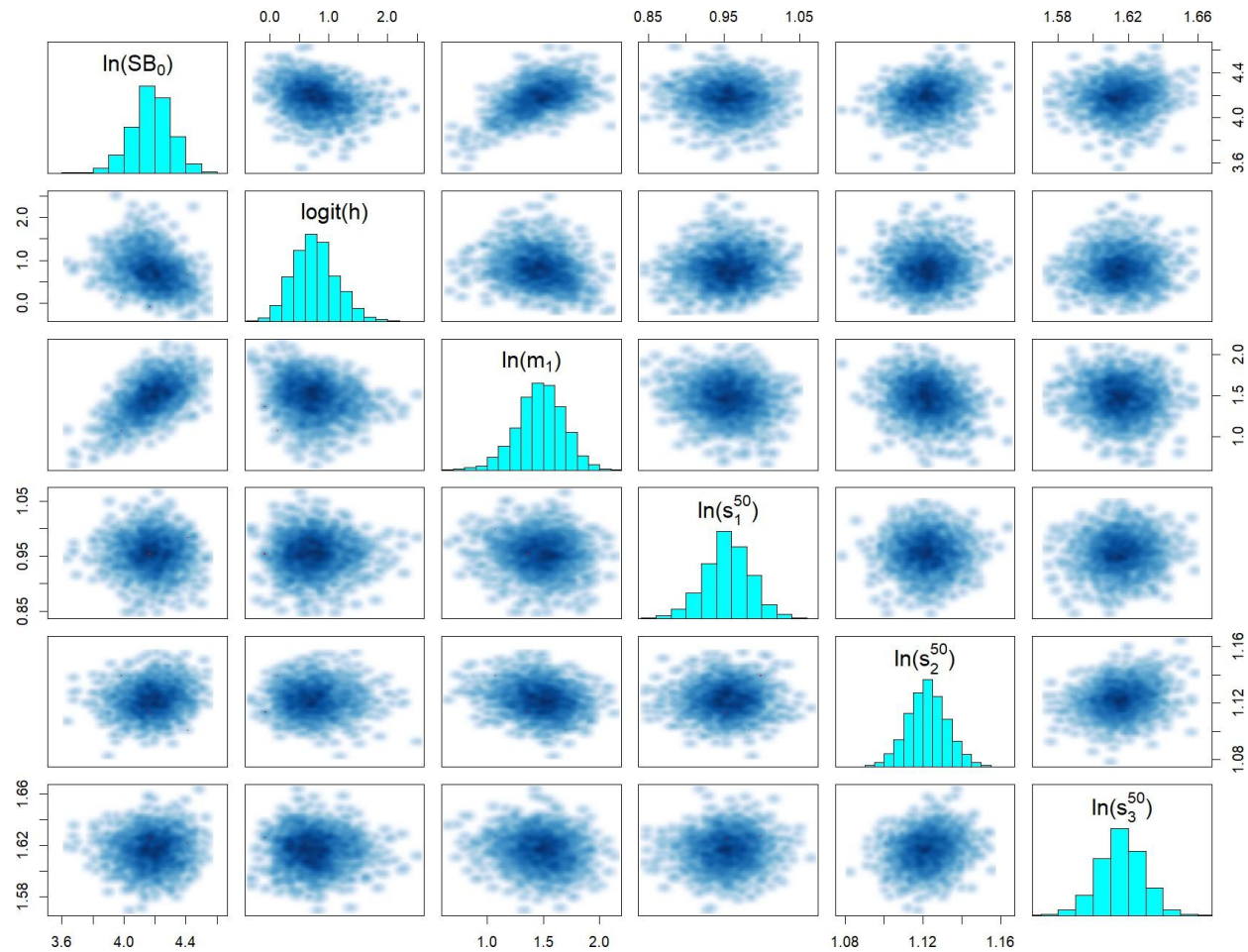


Figure D.45. Valeurs a posteriori de Bayes marginales (diagonale principale) et paires de valeurs a posteriori de Bayes marginales conjointes (hors diagonale) pour certains paramètres du cycle biologique et de la sélectivité dans le MSSIPHA pour la côte centrale. Les points rouges indiquent les échantillons associés à des transitions divergentes.

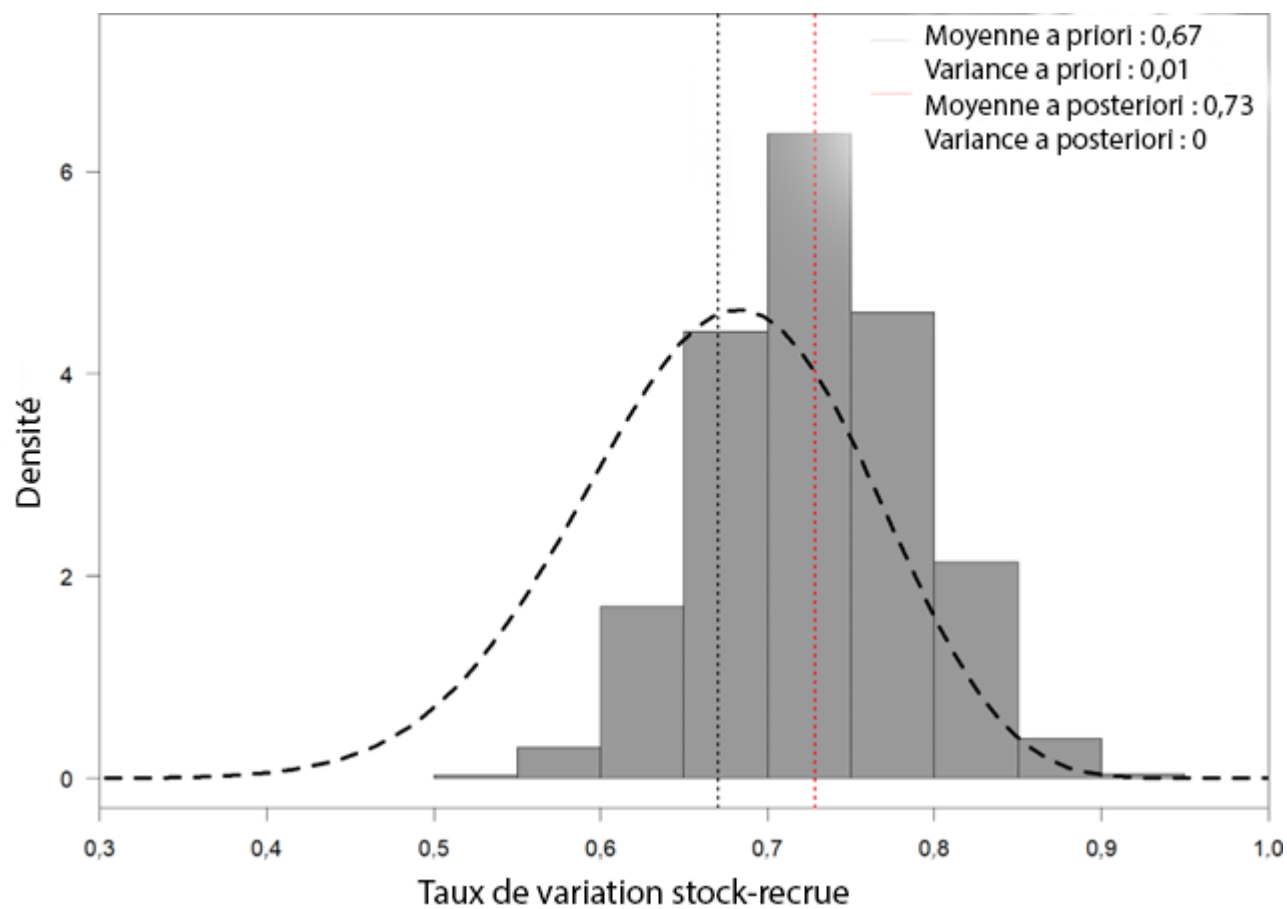


Figure D.46. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte centrale pour le taux de variation stock-recrutement.

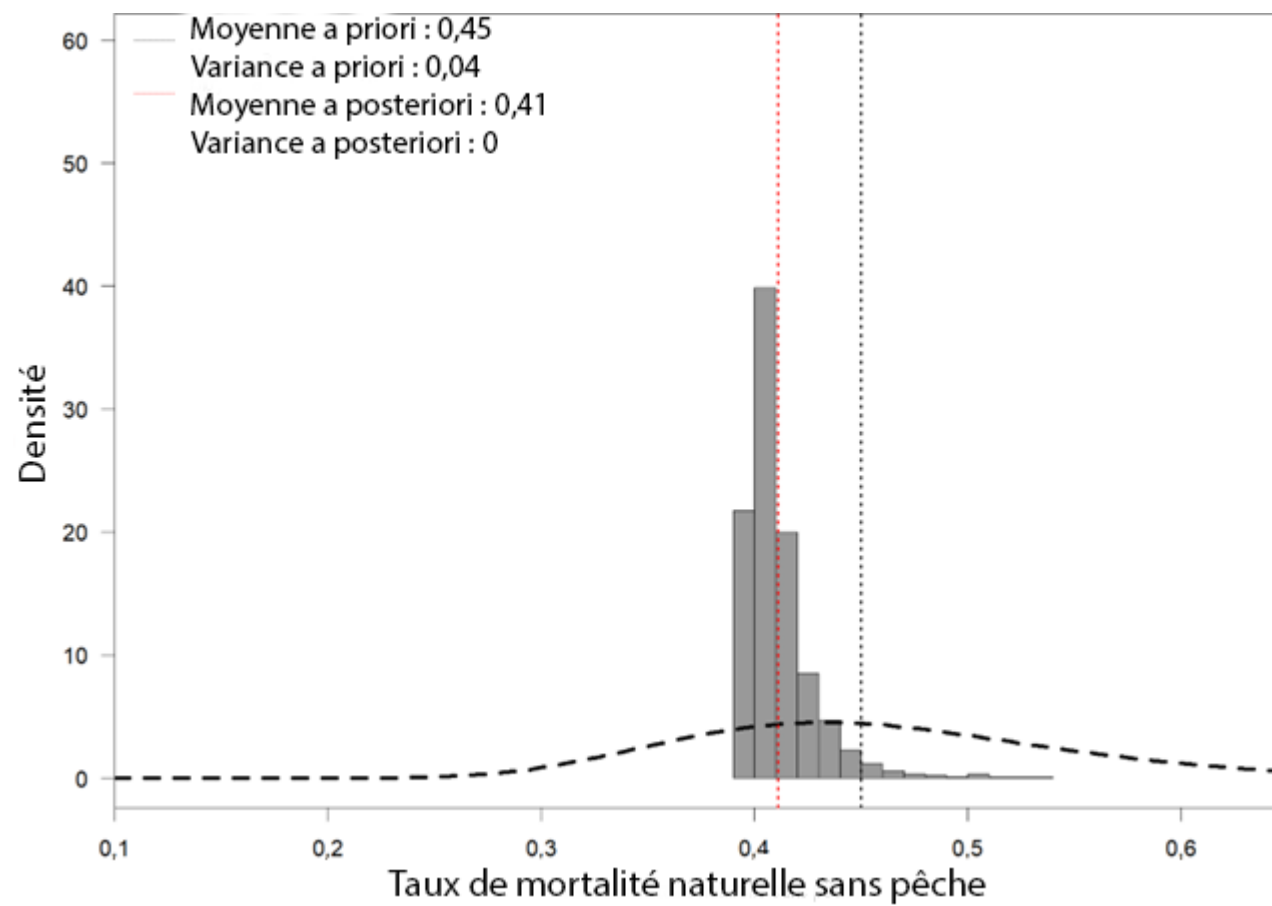


Figure D.47. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte centrale pour le taux de mortalité naturelle sans pêche M_0 .

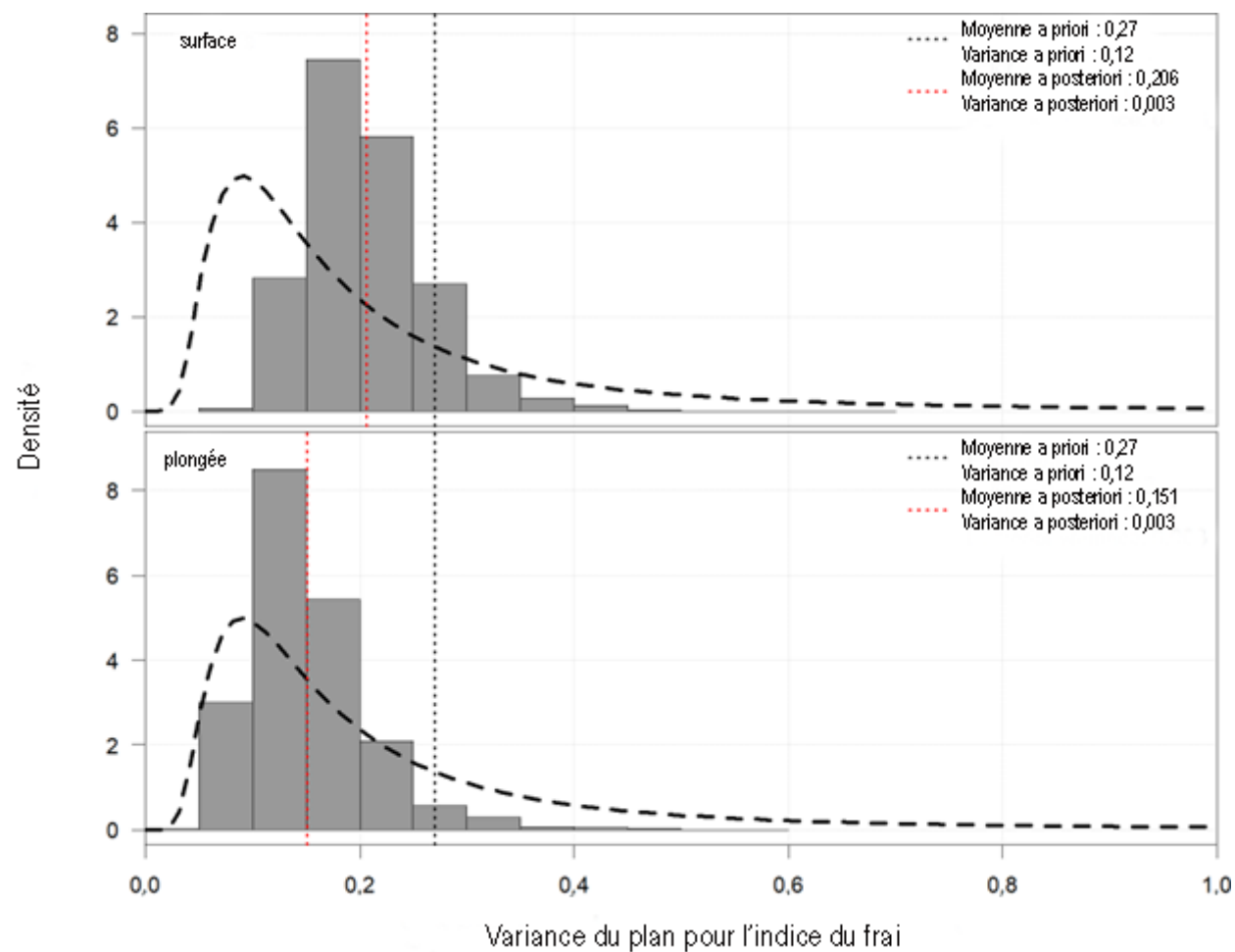


Figure D.48. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte centrale pour les composantes de l'erreur type des résidus d'observation de l'indice du frai du plan des relevés en plongée (en haut) et en surface (en bas).

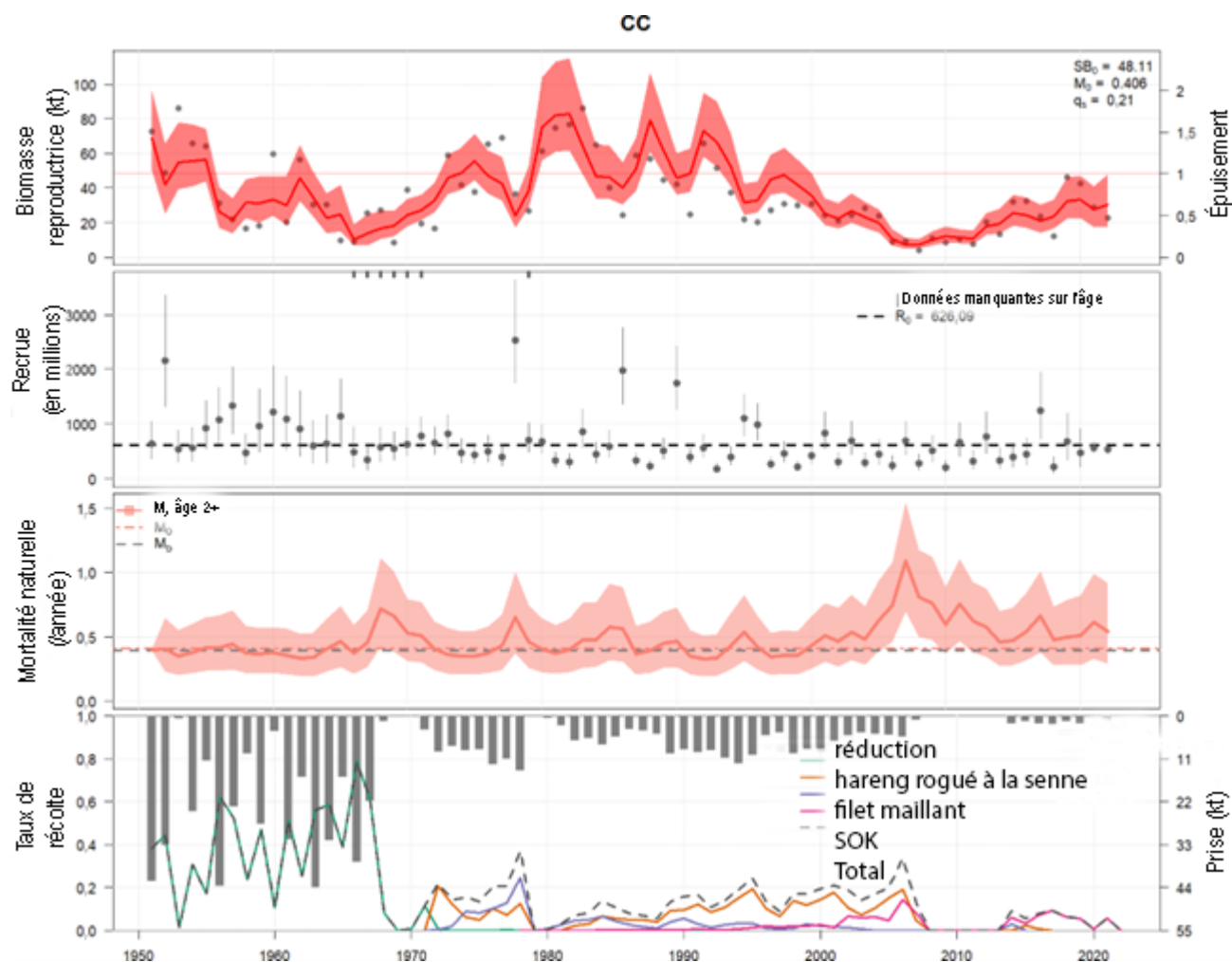


Figure D.49. Série chronologique de la biomasse reproductrice du hareng de la côte centrale avec les indices du frai à l'échelle (en haut), les recrutements (deuxième rangée), la mortalité naturelle (troisième rangée) et les taux de récolte (dernière rangée). SB_0 , M_0 et R_0 sont respectivement la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche, la mortalité naturelle et le recrutement. q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface. SOK = récolte d'œufs sur varech. Dans le panneau du recrutement, les années pour lesquelles il manque des données sur l'âge sont indiquées par une coche le long de l'axe supérieur, dénotée par une 'I' dans la légende de la figure.

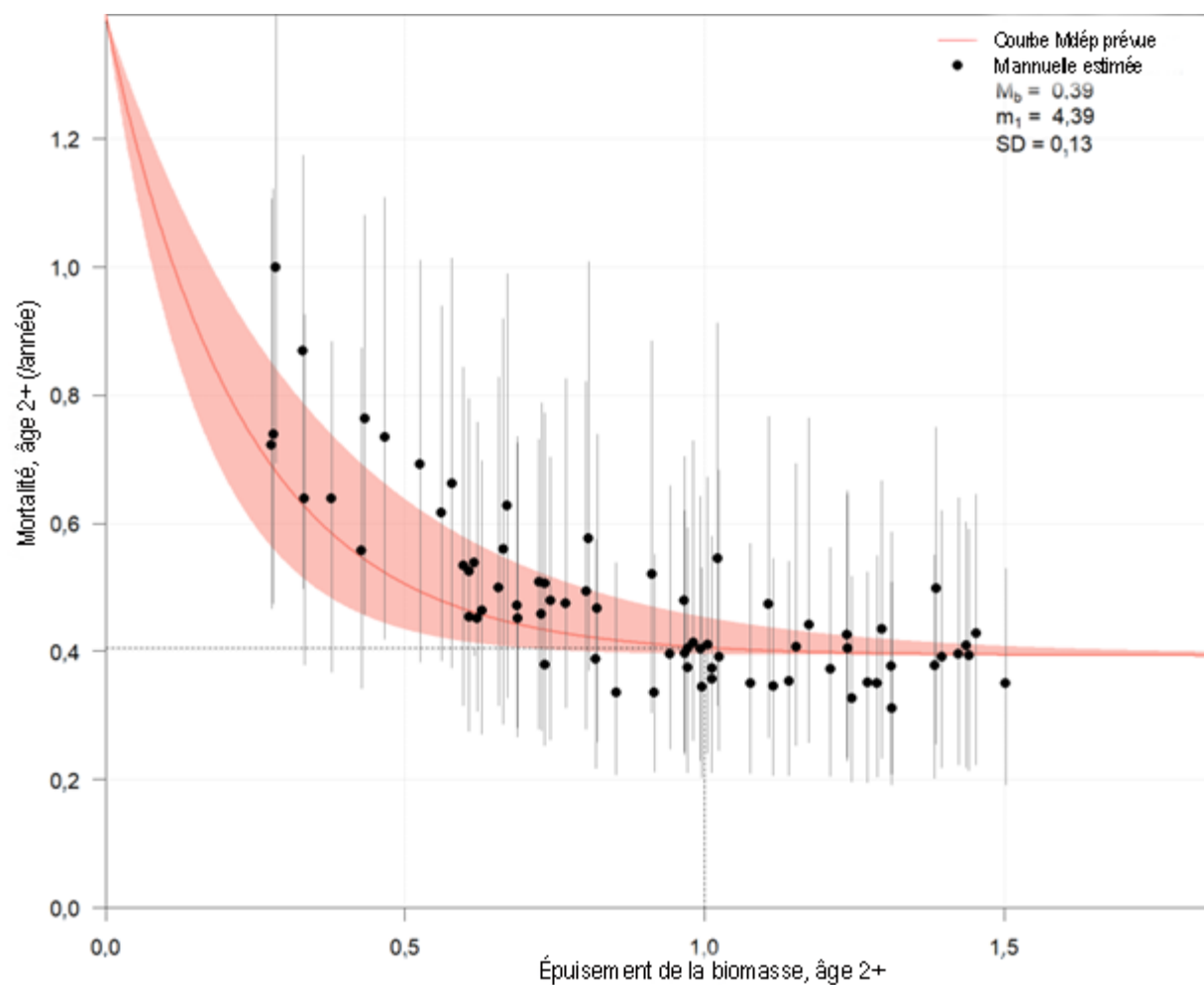


Figure D.50. Estimation par le modèle MSSIPHA pour la côte centrale des valeurs a posteriori de la relation densité-dépendance entre la biomasse à l'âge 2+ et la mortalité naturelle à l'âge 2+. La relation médiane est illustrée par une ligne épaisse, avec une plage de crédibilité a posteriori de 95 % indiquée par la région ombrée. Les points individuels montrent les estimations annuelles de la mortalité naturelle médiane a posteriori. Les paramètres affichés sont les suivants : m_1 = taux d'anticompensation et M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité dépendante de la densité.

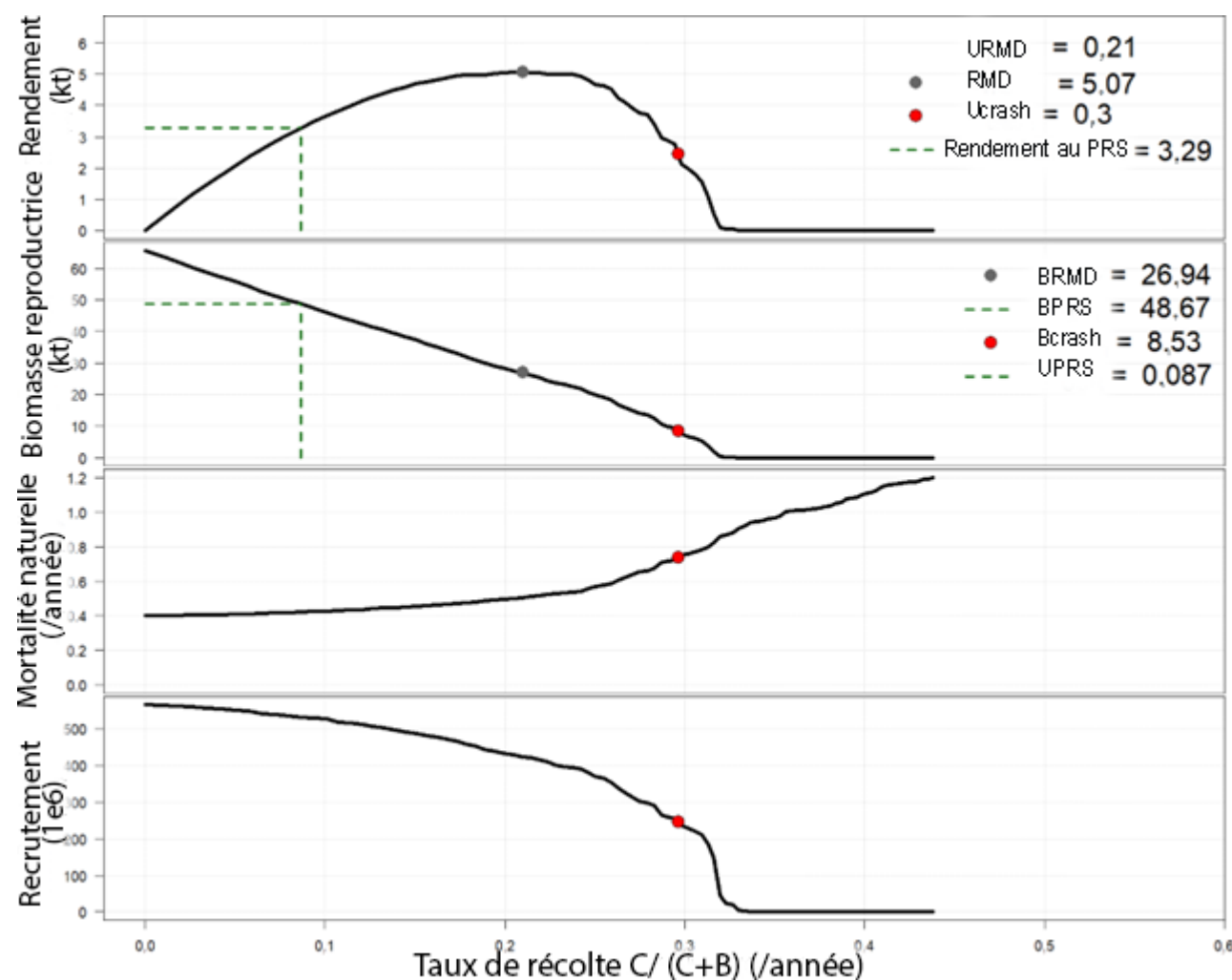


Figure D.51. Points de référence pour la côte centrale tirés de la médiane des équilibres modélisés des simulations de la mortalité par pêche sur 200 ans, à l'aide du MSSIPHA, avec des panneaux pour le rendement, la biomasse reproductrice, la mortalité naturelle et le recrutement. Les points gris indiquent les valeurs associées au rendement maximal durable (RMD). Les points rouges montrent les valeurs associées à la plus forte baisse du rendement. Les lignes vertes pointillées indiquent les valeurs associées au point de référence supérieur du stock (PRS). Les taux de récolte sont calculés en divisant les prises par les prises et la biomasse reproductrice.

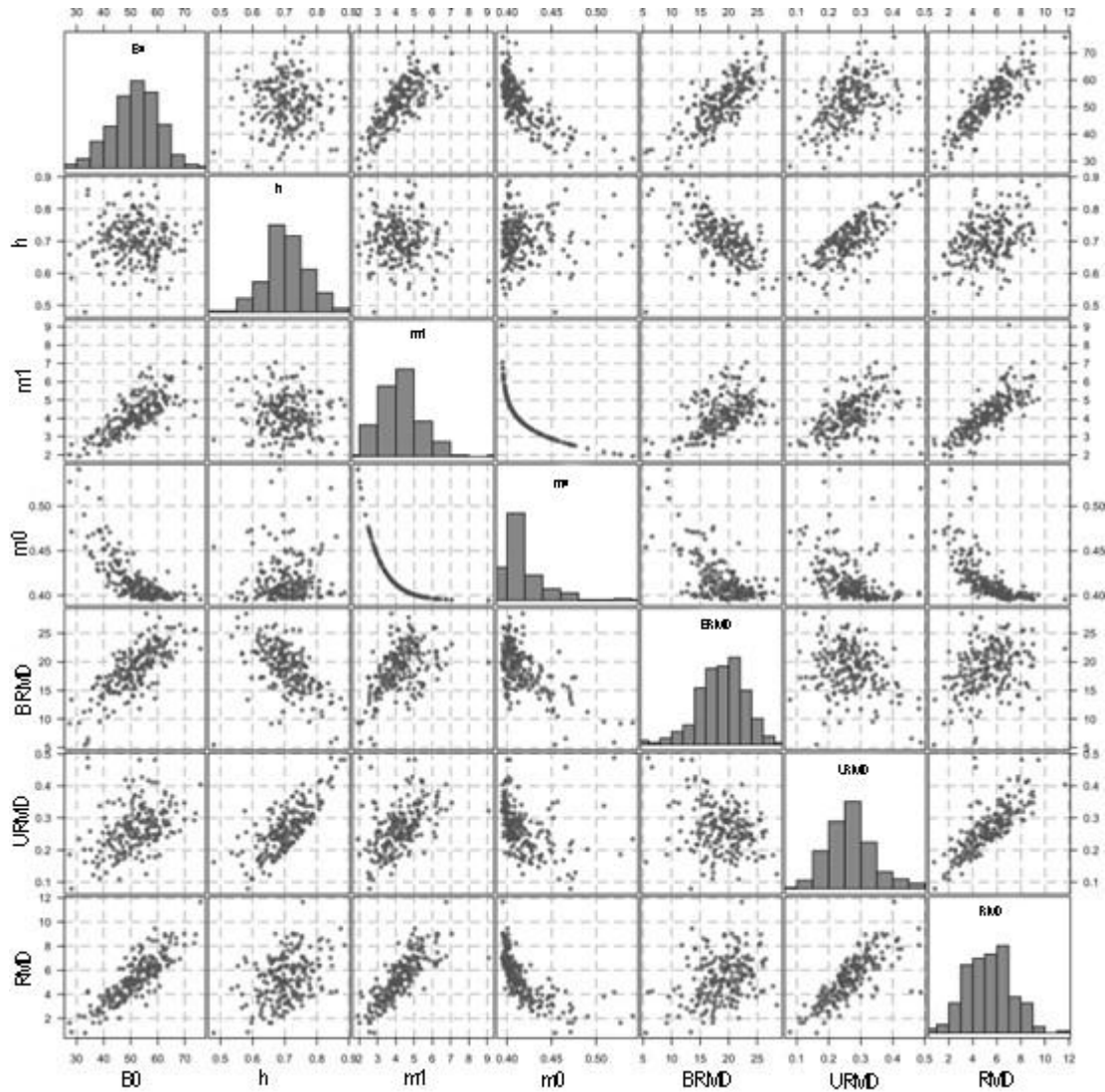


Figure D.52. Côte centrale : 500 tirages aléatoires des distributions *a posteriori* marginales conjointes de certaines quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques déterministes : SB_0 = biomasse reproductrice déterministe à l'équilibre sans pêche, h = taux de variation stock-recrutement, m_1 = anticomensation dans la mortalité dépendante de la densité (si estimée), m_0 = taux de mortalité déterministe à l'équilibre sans pêche, $BRMD$ = biomasse optimale déterministe, $URMD$ = taux de récolte optimal déterministe, RMD = rendement maximal durable déterministe.

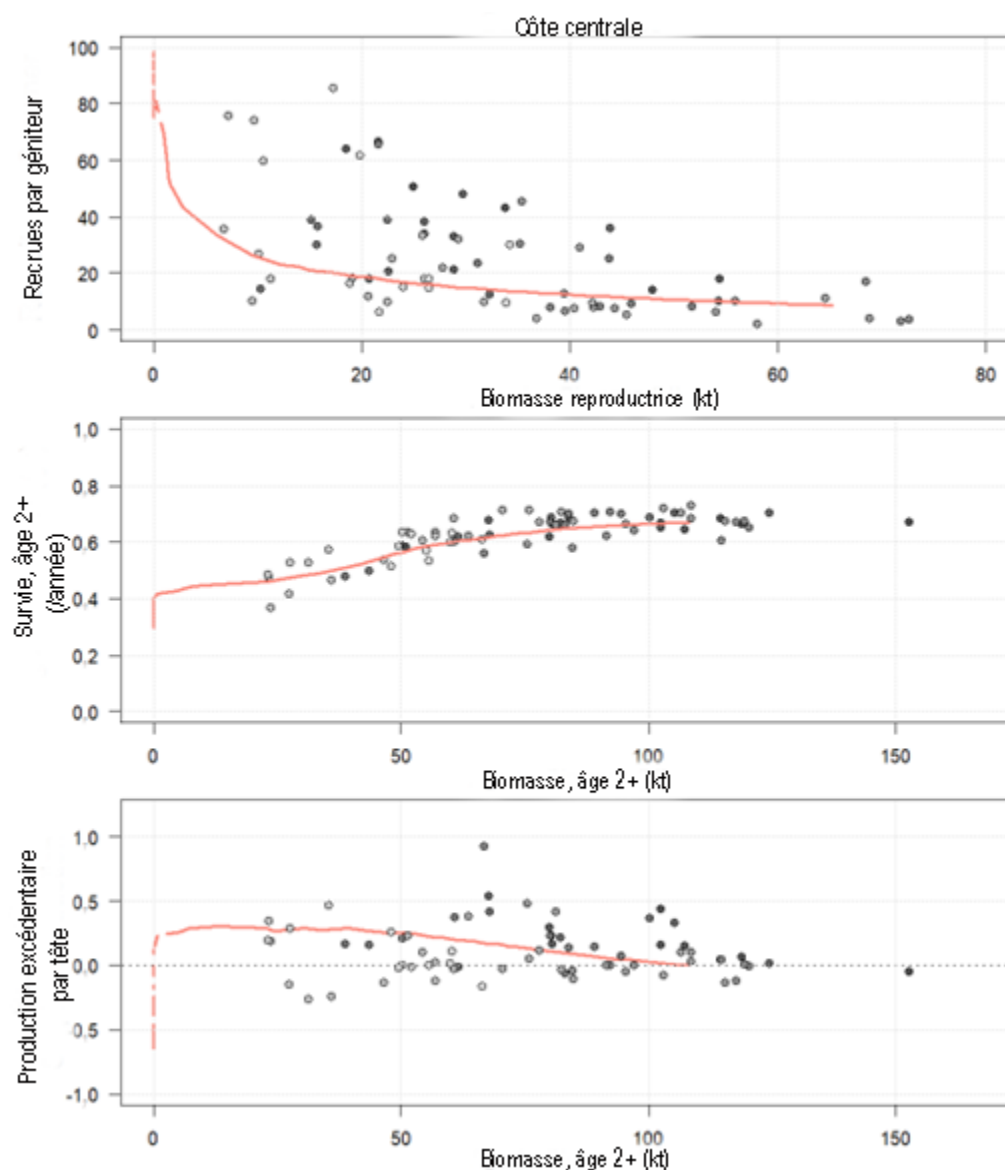


Figure D.53. Estimations (points) et équilibres déterministes (lignes) par le MSSIPHA pour la côte centrale des recrues par géniteur par rapport à la biomasse reproductrice (en haut), à la mortalité dépendante de la densité chez les poissons d'âge 2+ en fonction de la biomasse d'âge 2+ (au milieu) et à la production excédentaire par tête en fonction de la biomasse d'âge 2+ (en bas). Les points sont colorés pour montrer la phase, les points clairs indiquant les années ultérieures.

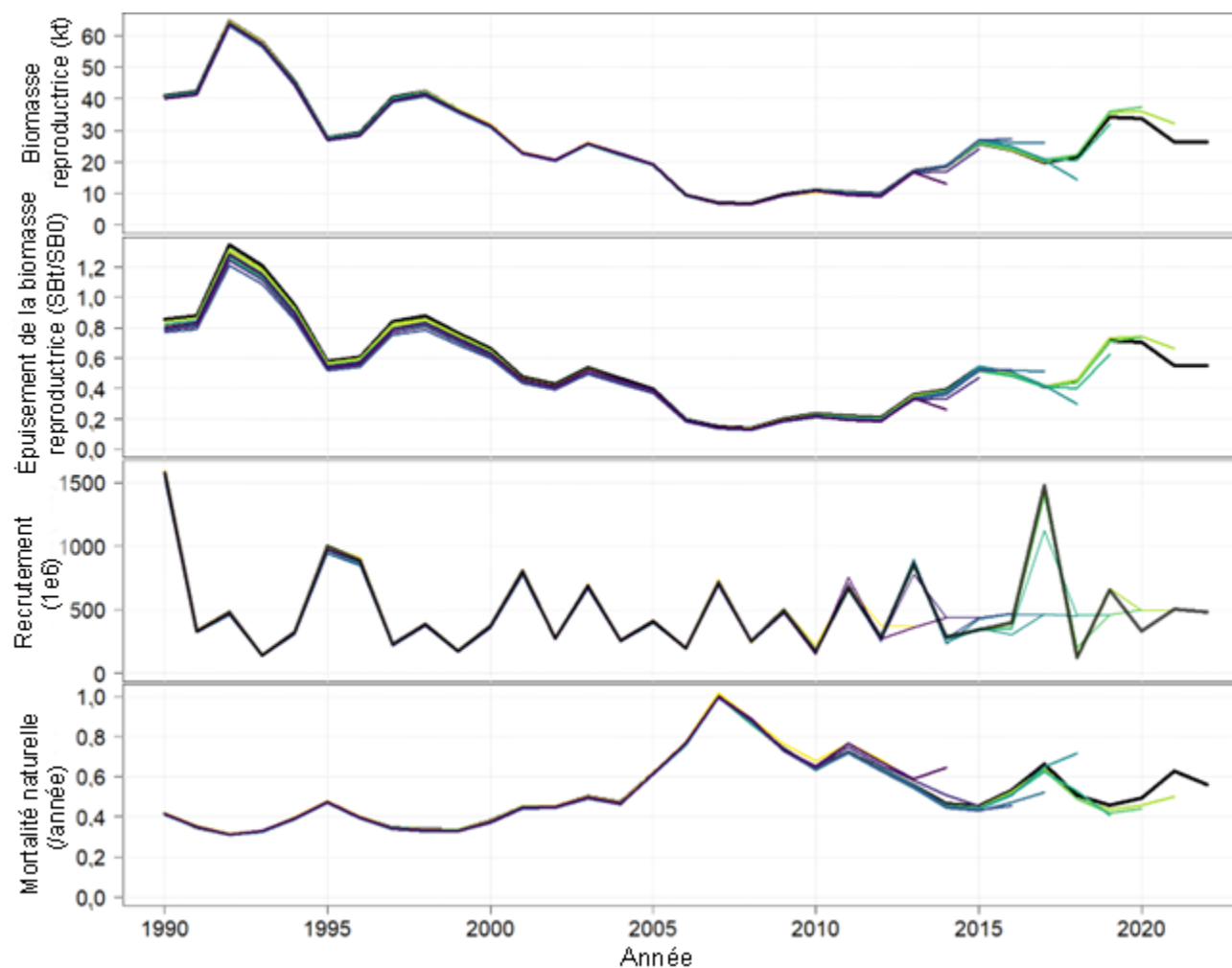


Figure D.54. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour la côte centrale de la biomasse reproductrice (en haut) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice (deuxième rangée), du recrutement à l'âge 1 (troisième rangée) et de la mortalité naturelle (dernière rangée), montrant les ajustements du MSSIPHA aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022. Le modèle de référence est le plus grand ensemble de données de la couche de 2022, indiqué en noir.

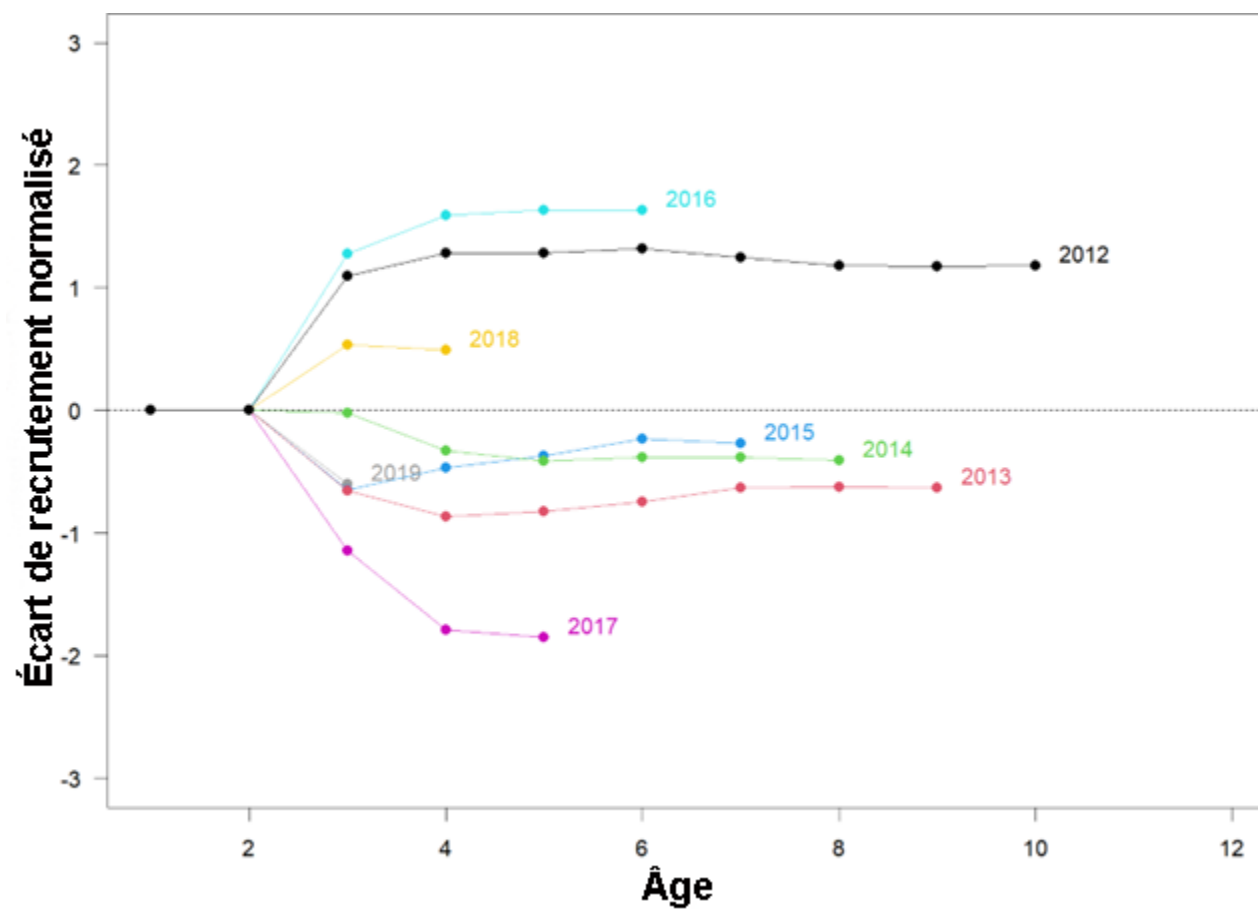


Figure D.55. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour la côte centrale des résidus du recrutement normalisés, représentant la force des classes d'âge par rapport à la relation stock-recrutement déterministe pour les ajustements du modèle aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022.

D.4. DÉTROIT DE GEORGIA

D.4.1. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement du MSSIPHA aux données sur le hareng du détroit de Georgia était acceptable. D'après les erreurs types du MSSIPHA (tableau D.13), toutes les données sur les indices et la composition selon l'âge correspondent à la dynamique estimée des populations. L'erreur type des résidus pour les différents plans des relevés du frai présentait de légères différences, les valeurs résiduelles des relevés en surface ($\tau_s = 0,379$) étant supérieures d'environ 32 % à l'écart type du plan des relevés en plongée ($\tau_d = 0,286$). Compte tenu des faibles erreurs types, les résidus d'observation de l'indice combiné du frai dans le MSSIPHA dans le temps n'ont montré aucune indication significative de mauvais ajustement (figure D.57). La série chronologique des résidus présente un faible biais, avec un résidu moyen de $-0,18$ erreur type. Contrairement aux autres régions, il y avait des indications d'une faible dépendance temporelle des résidus, avec un facteur d'autocorrélation de $0,19$; malgré cette autocorrélation, il n'y avait pas de tendance temporelle significative dans l'ensemble ($p = 0,94$).

Les données sur la composition selon l'âge dans les trois pêches sont raisonnablement bien ajustées. Les résidus du MSSIPHA pour toutes les pêches présentent des erreurs types inférieures à $0,7$, ce qui indique un ajustement acceptable (tableau D.13). À titre de référence, une erreur type des résidus de la composition selon l'âge comprise entre $0,8$ et $1,0$ est marginalement acceptable, tandis qu'une valeur supérieure à $1,0$ est un mauvais ajustement et peut dénoter un mauvais plan d'échantillonnage ou une mauvaise spécification du modèle. L'erreur type d'échantillonnage de la composition selon l'âge est la plus faible dans la pêche du hareng rogué à la senne, à $0,316$, et la plus élevée, à $0,654$, dans la pêche de réduction, comme dans la plupart des régions. Les estimations de la composition selon l'âge montrent que le MSSIPHA reflète généralement les tendances des classes d'âge dans le temps. Certaines années, le MSSIPHA surestime les proportions d'âge 2 pour la pêche du hareng rogué à la senne (p. ex. en 2008 ou en 2010), afin d'estimer correctement la classe d'âge modale l'année suivante. De tels résidus importants associés aux prévisions modélisées d'une classe d'âge plus importante peuvent indiquer que la sélectivité estimée est trop élevée pour ces âges. Les proportions d'âge 2 sont sous-estimées en 2022 pour les pêches de consommation et appât et du hareng rogué à la senne (figure D.58), et la classe d'âge modale n'est pas correctement déterminée. Cependant, en général, le MSSIPHA est en mesure de suivre les signaux des cohortes.

Les estimations des erreurs de processus du recrutement ne montrent aucune indication de biais du modèle ou de mauvaise spécification du modèle (figure D.61). Plus précisément, l'écart moyen de l'erreur de processus du recrutement est de $0,14$ erreur type, et il n'y a aucune indication d'une tendance temporelle ($p = 0,98$) ou d'une autocorrélation significative dans les écarts. Rien n'indique non plus de mauvais ajustements du modèle lorsque l'on examine les recrutements par rapport à la biomasse autour de la courbe de stock-recrutement (figure D.62).

D.4.2. Valeurs a posteriori de bayes

Les paramètres de la convergence a posteriori standard de Bayes indiquent qu'il est possible de tirer des inférences des données a posteriori de Bayes du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks du détroit de Georgia. La taille effective des échantillons pour les sections de masse et de queue de toutes les distributions marginales est supérieure à 100 échantillons par chaîne, et tous les facteurs potentiels de réduction d'échelle de Gelman-

Rubin $\hat{R}$ sont inférieurs au seuil désigné de 1,01 pour tous les paramètres (figure D.63). Les points a posteriori échantillonnés comprenaient 35 transitions divergentes sur un total de 4 000 échantillons, soit environ 0,8% de tous les points échantillonnés.

L'inspection visuelle des valeurs a posteriori marginales conjointes pour les paramètres principaux du cycle biologique et de la sélectivité indique que la géométrie a posteriori est peu préoccupante (figure D.64). Comme dans les autres régions d'évaluation des stocks avec un modèle de MDD, il existe une corrélation positive entre le paramètre m_1 et le paramètre SB_0 , mais toutes les autres distributions représentées sont proches de la symétrie avec peu d'étalement et une faible corrélation. Les autres valeurs a posteriori marginales conjointes des termes d'erreur de processus et des paramètres de nuisance étaient similaires, malgré un faible niveau d'autocorrélation à décalage 1 entre les erreurs successives de processus du recrutement (c.-à-d. une certaine corrélation de la force de la classe d'âge par rapport à la courbe de stock-recrue).

Les comparaisons a priori et a posteriori donnent des résultats semblables à ceux des autres régions d'évaluation des stocks. Comme pour Haïda Gwaii, les données permettant d'estimer le paramètre du taux de variation stock-recrue contiennent des informations limitées. Les moyennes a priori et a posteriori sont très proches et les paramètres de variance sont également très similaires (figures D.65). En revanche, il y a une bonne indication d'information dans la valeur a posteriori de M_0 , avec une légère baisse des valeurs moyennes, mais une baisse plus importante de la variance (figure D.66); cependant, la variance peut être artificiellement limitée compte tenu de la limite inférieure de M_0 induite par la structure du modèle, qui est atteinte lorsque la procédure MCH échantillonne des valeurs supérieures de m_1 . Enfin, les erreurs types résiduelles des relevés du frai sont bien informées par la date. Pour les deux plans, la moyenne a posteriori est inférieure à la moyenne a priori, et la variance chute d'une quantité semblable de 0,12 à 0,002 - 0,003 (figure D.67).

D.4.3. Dynamique historique

Bien que la biomasse de hareng du détroit de Georgia soit de loin la plus importante en Colombie-Britannique, la dynamique au cours de la période historique présente de nombreuses similitudes avec les autres principales régions d'évaluation des stocks. La première période est similaire, caractérisée par des recrutements moyens plus élevés jusqu'à l'effondrement vers la fin des années 1960. La période postérieure à l'effondrement couvre un large éventail de niveaux de biomasse, mais aucun aussi bas que l'effondrement (figure D.68). La principale différence avec les autres régions est que les pics médians de la biomasse dans la série chronologique ne dépassent pas le niveau sans pêche et que les périodes de faible biomasse ne diminuent pas souvent en deçà de 50 % des niveaux sans pêche, malgré des pêches continues et parfois croissantes au fil des ans depuis 1970.

La santé relativement stable du hareng du détroit de Georgia s'explique principalement par la taille globale du stock et la valeur plus élevée de m_1 (figure D.69). Le grand stock signifie que même les recrutements qui se rapprochent de la « moyenne » (c.-à-d. qui se rapprochent de la courbe de stock-recrue de Beverton-Holt) sont beaucoup plus élevés que dans les autres régions, c'est-à-dire que le stock soutient des niveaux de prélèvements plus élevés au sens absolu. De plus, la série chronologique des taux de mortalité naturelle est très proche d'être stationnaire, en raison de la valeur plus élevée de m_1 ($m_1 = 4,49$, tableau 11). Ainsi, dans le détroit de Georgia, lorsque la mortalité augmente, le rétablissement peut être beaucoup plus rapide après une série de recrutements plus élevés, puisque la mortalité peut rapidement revenir au niveau de la mortalité sans pêche M_0 .

En termes relatifs, les taux d'exploitation après 1968 ont été maintenus bien en deçà des estimations par le MSSIPHA de U_{RMD} (figure D.70; description plus loin). De ce fait, les prises ont en grande partie prélevé la production excédentaire, augmentant la productivité du stock. Par conséquent, les diminutions estimées de la biomasse de hareng du détroit de Georgia depuis les années 1970 sont en grande partie attribuables à de faibles recrutements plutôt qu'à des prélèvements plus importants. La principale exception réside dans les deux années où les taux de récolte étaient supérieurs à 20 %, juste avant la baisse à environ 45 kt au milieu des années 1980; cependant, ce déclin avait déjà commencé en raison d'une série précédente de recrutements plus faibles, et la pêche a été réduite ou arrêtée lorsque le déclin est devenu évident (figure D.68).

D.4.4. Points de référence biologiques

Les équilibres ou points de référence biologiques (PRB) du MSSIPHA estiment à environ 22,7 kt le rendement maximal durable (RMD), qui est atteint lorsque la biomasse reproductrice est d'environ 41,8 kt. Il équivaut à un taux de récolte optimal d'environ $U_{RMD} = RMD / (B_{RMD} + RMD) = 0,36$. Contrairement aux autres régions d'évaluation des stocks, ce taux de récolte n'intègre pas la récolte d'œufs sur varech, de sorte que tous les prélèvements sont associés à la mortalité. Comme dans d'autres régions, il y a un point d'effondrement où le rendement chute le plus rapidement, avec un taux d'exploitation d'environ 53 % pour le détroit de Georgia, après quoi la biomasse à l'équilibre, le rendement et le recrutement diminuent à zéro (figure D.70).

Les valeurs a posteriori marginales conjointes des quantités du cycle biologique et des points de référence fondés sur le RMD montrent un peu plus de dépendance entre le paramètre m_1 du modèle de MDD et les équilibres du modèle (figure D.71). Comme prévu, les quantités fondées sur la biomasse sont corrélées avec les valeurs de m_1 puisque le modèle de MDD relie la mortalité et la biomasse sans pêche en raison de sa dépendance à l'épuisement de la biomasse. Comme pour Haïda Gwaii, et contrairement à la région d'évaluation des stocks de la côte centrale, la corrélation entre m_1 et U_{RMD} est légèrement positive.

Les taux démographiques par tête permettent de mieux comprendre les propriétés d'équilibre du MSSIPHA à de faibles niveaux de la biomasse (figure D.72). Les changements soudains des états du modèle à l'équilibre sont dictés par des variations des taux démographiques par tête (figure D.72). Contrairement aux autres régions, la dynamique du détroit de Georgia ne présente pas de production excédentaire négative par tête; cependant, il y a des preuves que l'instabilité commence aux alentours de 50 kt de la biomasse d'âge 2+, en dessous de laquelle la courbe de production excédentaire par tête se rapproche de l'axe vertical.

D.4.5. Analyses rétrospectives

Les résultats de l'analyse rétrospective donnent à penser que les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng du détroit de Georgia sont quelque peu sensibles à des années supplémentaires de données. La biomasse reproductrice (absolue et d'épuisement) pour les années précédant la première couche est très constante pour toutes les couches (figure D.73); cependant, le MSSIPHA a un peu tendance à régulièrement sous-estimer la biomasse pour les couches des deux dernières années (exception : couches de 2021 et de 2018). Les sous-estimations de la biomasse sont causées par l'hypothèse de recrutement déterministe dans le MSSIPHA pour les deux dernières années de chaque couche, qui, pour la région du détroit de Georgia, sont des sous-estimations des recrutements réels pour la période rétrospective. À mesure que l'analyse rétrospective avance d'une couche à l'autre dans le temps, les erreurs de processus du recrutement ne sont estimées que pour les cohortes à partir de l'âge 3. Étant donné que les récents recrutements

ont eu des résidus positifs (figure D.74), les cohortes déterministes d'âge 2 plus petites sont révisées en des cohortes plus grandes d'âge 3, ramenant la sous-estimation de la biomasse à la couche de référence de 2022 (figure D.73).

De même, les estimations de la mortalité naturelle des poissons d'âge 2+ et les séries chronologiques du recrutement sont très cohérentes avant 2010 (figure D.73). Cependant, les variations récentes de la biomasse reproductrice entre les couches ont tendance à créer des taux révisés de mortalité naturelle, car la force des classes d'âge est révisée entre l'âge 2 et l'âge 3, surtout pour les couches de 2016, 2017 et 2018.

Les quantités à l'équilibre sans pêche sont plus variables sur les couches rétrospectives (tableau D.14). La biomasse sans pêche SB_0 change d'environ 15 % sur les dix ans et le recrutement sans pêche R_0 est inférieur d'environ 14%. Malgré cette variabilité plus grande des paramètres du cycle biologique, les estimations de la biomasse entre les couches sont cohérentes (une fois que les erreurs de processus sont estimées). Comme précédemment, une telle stabilité dans les états du modèle comme les séries chronologiques de la biomasse, du recrutement et de la mortalité sont en partie le résultat d'erreurs de processus qui s'ajustent au fil du temps pour compenser la variabilité des quantités du cycle biologique (figure D.74), ce qui produit des recrutements relativement stables.

Bien que l'erreur de processus du recrutement varie légèrement au fil du temps, il semble que la force de chaque classe d'âge se résolve rapidement et demeure stable (figure D.74). La plupart des classes d'âge sont résolues d'ici l'âge 4. En particulier, la classe d'âge de 2012 se stabilise plus lentement, ne se stabilisant qu'aux alentours de l'âge 6 après une tendance constante à la hausse jusqu'à environ 1 écart-type en partant de près de zéro à l'âge 3. Comme on l'a déjà vu, la plupart des écarts de recrutement pour la période récente couverte par la période rétrospective sont positifs, dénotant une période récente relativement productive. Bien que la distribution des écarts récents du recrutement ne soit pas équilibrée par rapport à la courbe de stock-recrutement, il ne s'agit que d'une période relativement courte comparativement à l'ensemble de la série chronologique historique qui, comme il est décrit ci-avant, n'indique aucun déséquilibre (figure D.61).

D.4.6. Analyses de sensibilité

Les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng du détroit de Georgia étaient quelque peu sensibles à certains choix de valeurs a priori (tableau D.15). Comme précédemment, les valeurs a priori de la mortalité sans pêche M_0 avaient un effet plus important sur les niveaux de la biomasse sans pêche SB_0 et le taux d'anticompensation m_1 , et les valeurs a priori du taux de variation stock-recrue sur le paramètre du taux de variation. Comme pour la région d'évaluation des stocks de la côte centrale, l'écart type des erreurs de processus de la mortalité σ_M avait un effet sensible sur l'échelle de la biomasse sans pêche, les estimations les plus élevées et les plus faibles de SB_0 étant associées au lien entre les niveaux d'épuisement et la composante déterministe des taux de mortalité. Plus précisément, il faut décaler les valeurs de la biomasse sans pêche SB_0 et de m_1 pour pouvoir tenir compte des erreurs de processus de la mortalité plus ou moins variables tout en produisant une dynamique globale semblable des populations.

Sur les sept configurations d'état initial du MSSIPHA testées pour la région d'évaluation des stocks du détroit de Georgia, six ont convergé. Comme dans le cas précédent, l'impact principal de l'ajustement des paramètres d'initialisation de la pêche a été observé dans le recrutement des poissons d'âge 1 la première année, par R_0 ou R_{init} , et dans la biomasse sans pêche SB_0

(voir le tableau D.16). Cet ajustement avait des effets indirects sur M_0 en raison de sa corrélation avec SB_0 et le taux de variation stock-recrutement $\$h$.

Contrairement au scénario précédent, la relation entre F_{init} et la valeur du recrutement initial de l'âge 1 n'était pas aussi simple. Dans des conditions sans équilibre, avec des écarts du recrutement initial, l'inclusion de F_{init} a fait augmenter R_{init} . Par ailleurs, dans les cas où il n'y avait pas eu d'écart du recrutement initial et où la population initiale était à l'équilibre, l'ajout de F_{init} au modèle a fait baisser la valeur de R_{init} . La principale raison pour laquelle R_{init} était plus bas lorsque F_{init} était incluse dans l'initialisation de l'équilibre est la réduction de la mortalité naturelle sans pêche M_0 , indiquant une redistribution de la mortalité initiale entre la mortalité naturelle et la mortalité par pêche pour obtenir une structure initiale selon l'âge semblable dans des conditions déterministes. Dans les deux mêmes modèles, un effet secondaire du passage de la mortalité par pêche à la mortalité naturelle était une valeur plus basse de B_0 à 65 kt lorsque F_{init} a été exclue, soit environ la moitié des 130 kt estimés lorsqu'on a utilisé F_{init} dans les calculs de la survie initiale. Ce changement important dans SB_0 s'est accompagné de changements importants dans m_1 , h et M_0 .

Malgré ces fluctuations importantes de R_{init} , M_0 et SB_0 , les estimations de la biomasse et du recrutement étaient encore largement stables chaque année, avec seulement de légères différences entre les modèles de 1951 à 1953. Après 1953, la tendance de la biomasse est demeurée très semblable dans tous les modèles, avec une certaine divergence observée dans le modèle de R_{init} seulement, où la valeur de SB_0 était environ la moitié de celle des autres modèles. Comme dans le cas précédent, il semble que d'autres paramètres du modèle, comme les erreurs de processus du recrutement et de la mortalité, aient pu compenser les variations découlant des conditions initiales du modèle.

D.4.7. Tableaux

Tableau D.13. Estimations des erreurs types des résidus et des corrélations des résidus à décalage 1 pour les données sur le hareng du détroit de Georgia. Les six premières colonnes présentent les erreurs types de l'échantillonnage des données sur l'âge τ_g^{age} et les coefficients de corrélation ρ_g de la fonction de vraisemblance de la composition selon l'âge LN1 pour les pêches de réduction et de consommation et appât ($g = 1$), du hareng rogué à la senne ($g = 2$) et au filet maillant ($g = 3$), et les deux dernières colonnes indiquent les écarts types de l'indice des relevés du frai pour les relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

Région d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
DG	0,654	0,769	0,312	0,483	0,538	0,743	0,342	0,309

Tableau D.14. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA de certaines quantités principales et quantités calculées du cycle biologique sur les couches de données de 2012 à 2022 pour le détroit de Georgia. Les quantités sélectionnées sont SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (en kt), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche (1e6), R_{init} = estimation du recrutement initial (1e6), m_1 = taux de d'anticompensation (sans unité), M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ (années), M_0 = mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ à l'équilibre sans pêche (années), q_s = capturabilité des relevés en surface (sans unité).

Couche	B_0	R_0	m_1	M_0	h	q_s
2013	89,509	2 552,376	2,326	0,674	0,712	0,687
2014	88,691	2 448,128	2,420	0,665	0,715	0,698
2015	93,079	2 679,242	2,317	0,675	0,712	0,671
2016	98,919	2 955,908	2,231	0,683	0,710	0,642
2017	99,975	2 582,158	2,659	0,646	0,714	0,685
2018	98,200	2 487,213	2,739	0,641	0,714	0,698
2019	104,631	2 728,856	2,639	0,647	0,715	0,670
2020	103,482	2 581,168	2,817	0,636	0,717	0,689
2021	98,523	2 477,582	2,793	0,637	0,713	0,702
2022	102,034	2 524,819	2,873	0,633	0,709	0,699

Tableau D.15. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité pour le détroit de Georgia.

Sensibilité	SB_0	R_0	m_1	M_0	h	q_s
base	102,034	2 524,819	2,873	0,633	0,709	0,699
jeffHi	96,457	2 515,291	2,666	0,646	0,708	0,698
jeffLo	102,034	2 524,819	2,873	0,633	0,709	0,699
meanMHi	94,442	2 600,240	2,488	0,659	0,705	0,686
meanMLow	109,046	2 468,451	3,356	0,611	0,707	0,712
qSurfSDHi	102,021	2 528,777	2,865	0,633	0,709	0,697
qSurfSDLo	102,087	2 509,756	2,901	0,631	0,709	0,705
sdMHi	94,489	2 599,725	2,490	0,659	0,705	0,686
sdMLow	112,962	2 442,692	3,734	0,600	0,703	0,722
sigmaMhi	80,902	2 563,274	2,130	0,695	0,670	0,728
sigmaMlo	124,534	2 712,327	3,665	0,602	0,717	0,657
steepMeanHi	99,113	2 494,085	2,802	0,637	0,886	0,691
steepSDHi	101,897	2 518,781	2,877	0,632	0,731	0,698
steepSDLo	102,025	2 529,686	2,864	0,633	0,693	0,699

Tableau D.16. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité des états initiaux pour le détroit de Georgia.

États initiaux			SB_0	R_0	R_{init}	F_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s
initR	initF	initDevs									
R_0	VRAI	FAUX	130,970	2 686,873	-	0,800	4,475	0,576	0,587	0,675	0,726
R_0	FAUX	VRAI	102,034	2 524,819	-	0,000	2,873	0,576	0,633	0,709	0,699
R_{init}	FAUX	FAUX	65,450	2 870,010	4 167,281	0,000	1,583	0,576	0,781	0,645	0,656
R_{init}	VRAI	FAUX	130,274	2 670,421	3 531,207	0,795	4,492	0,576	0,587	0,676	0,729
R_{init}	VRAI	VRAI	129,829	2 657,185	3 306,592	0,786	4,525	0,576	0,587	0,677	0,732
R_{init}	FAUX	VRAI	124,835	2 613,120	1 466,947	0,000	4,125	0,576	0,592	0,687	0,732

D.4.8. Figures

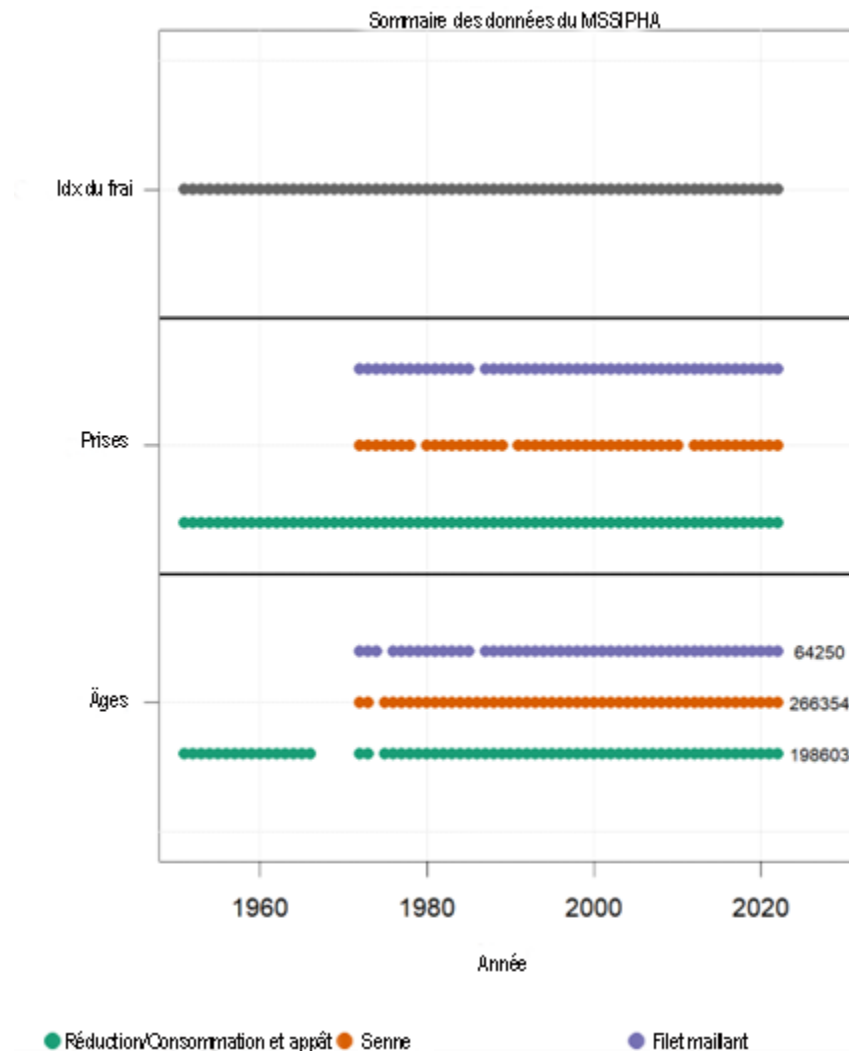


Figure D.56. Séries chronologiques des données d'évaluation du stock de hareng du détroit de Georgia. Chaque point montre l'existence de données et les données sur l'âge indiquent le nombre total d'échantillons pour toutes les années à l'extrémité à droite.

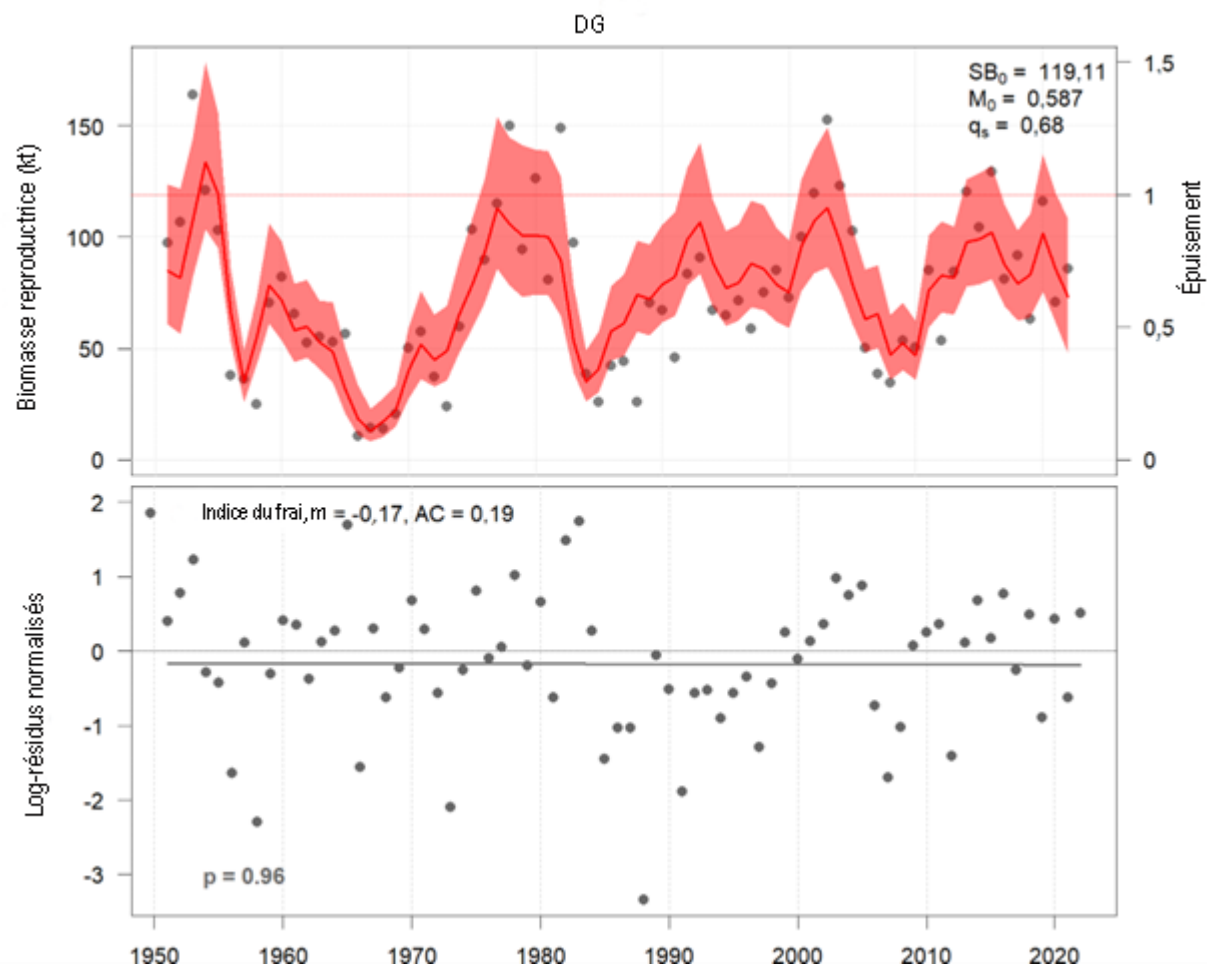


Figure D.57. Indice combiné du frai et estimations par le MSSIPHA de la biomasse reproductrice (en haut) et résidus d'observation normalisés (en bas) pour le détroit de Georgia. SB_0 et M_0 sont la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche et la mortalité naturelle, respectivement, q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface, m est le log-résidu moyen de l'indice du frai et AC est l'autocorrélation.

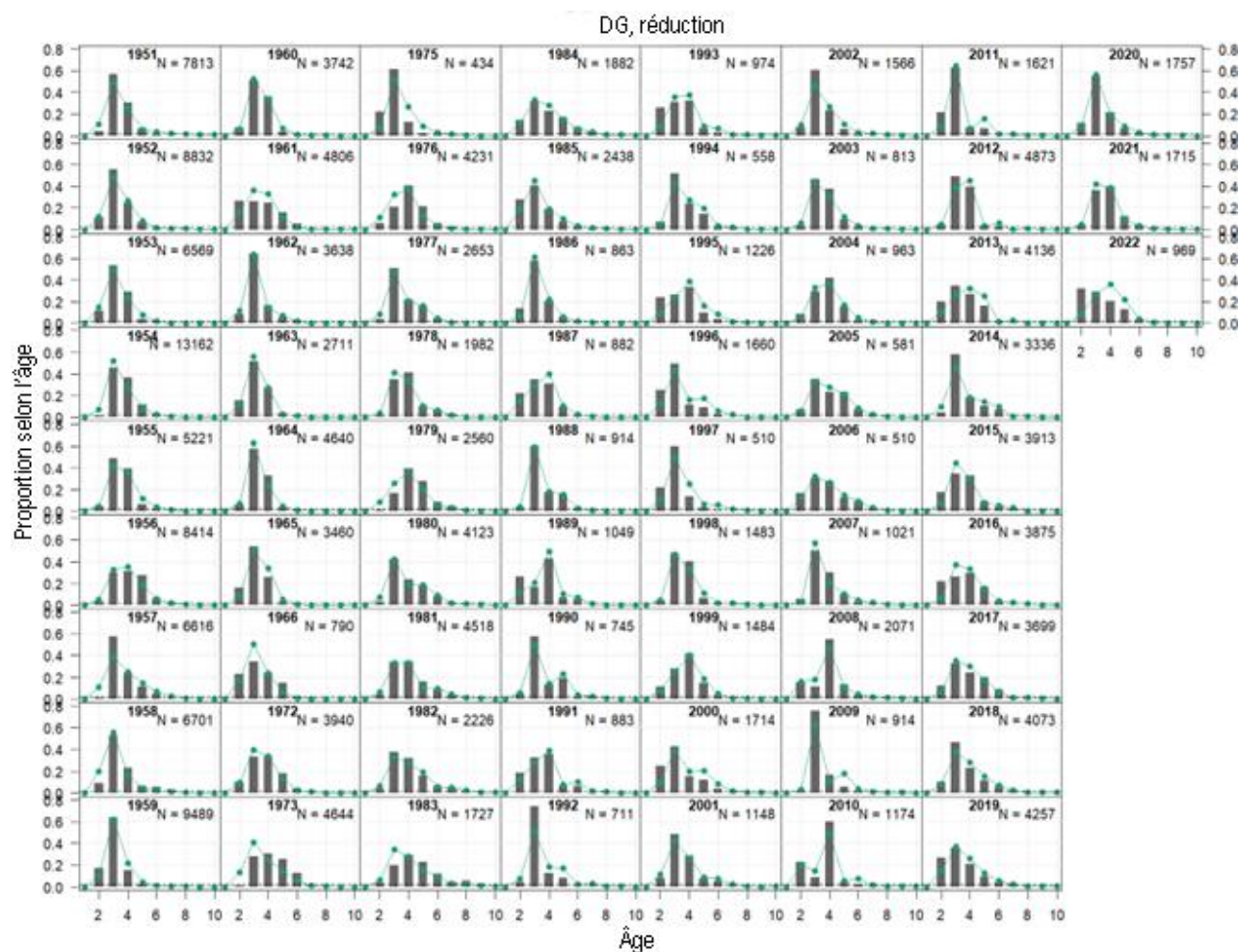


Figure D.58. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche de réduction recueillies dans la région du détroit de Georgia. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

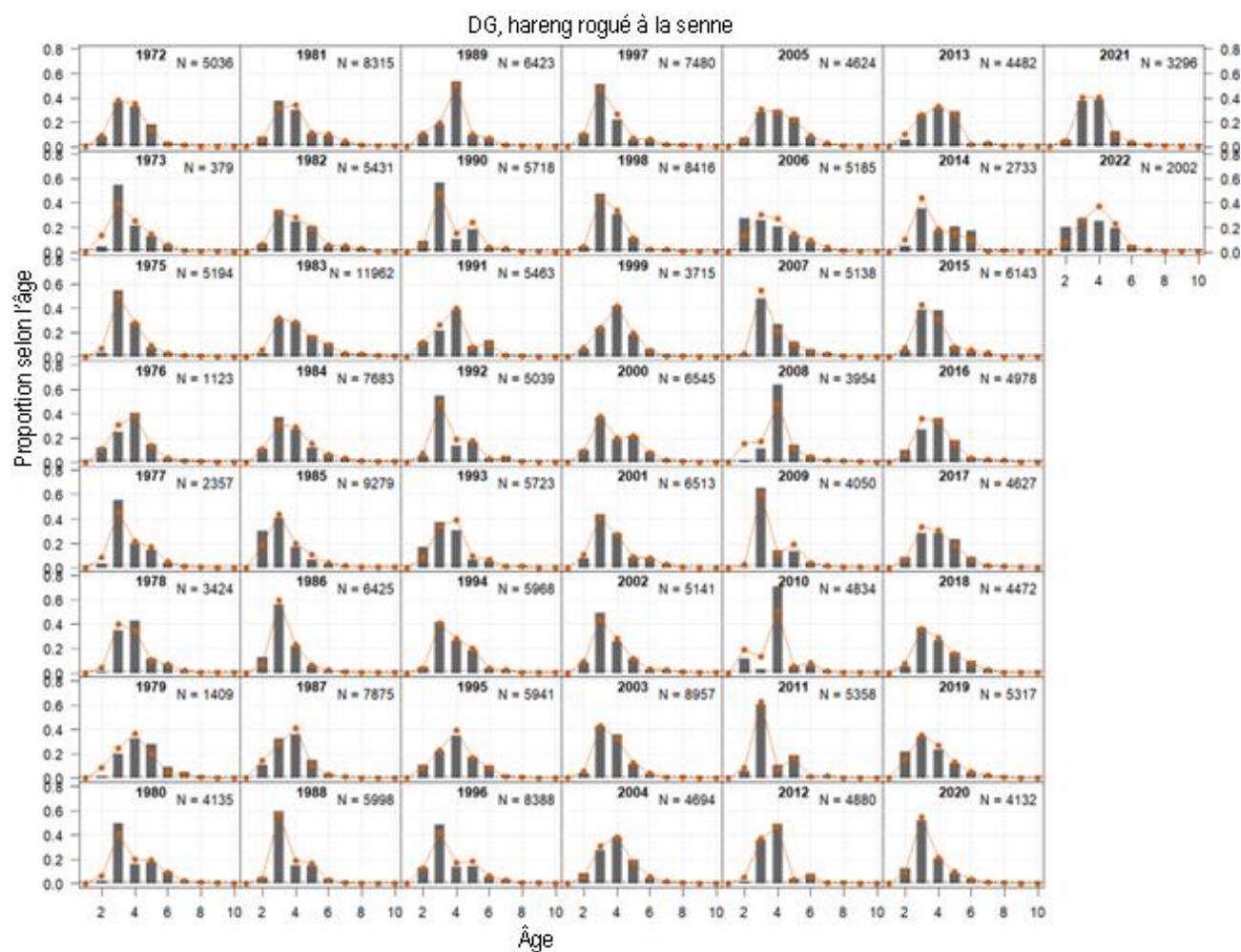


Figure D.59. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche du hareng rogué à la senne recueillies dans la région du détroit de Georgia. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

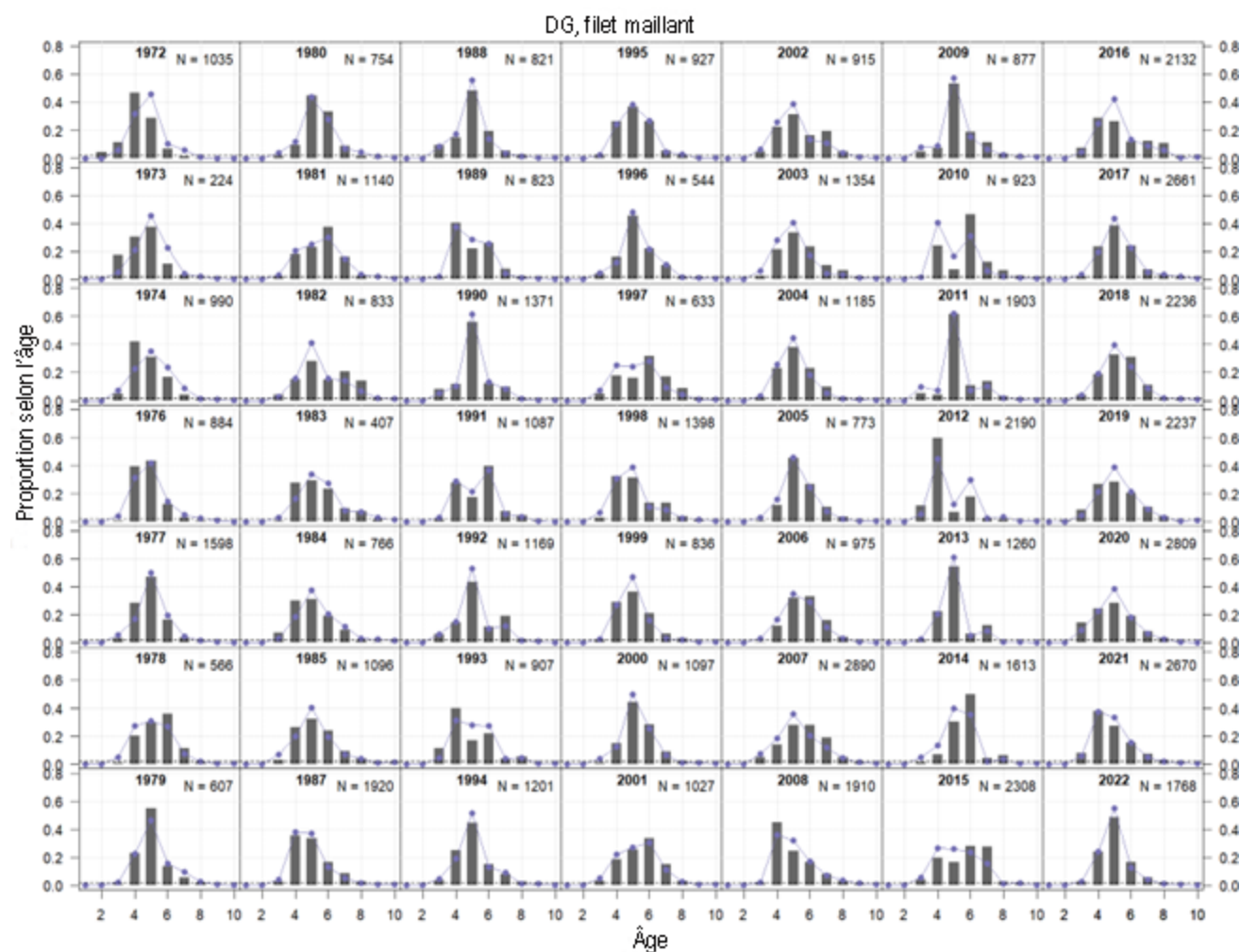


Figure D.60. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche au filet maillant recueillies dans la région du détroit de Georgia. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

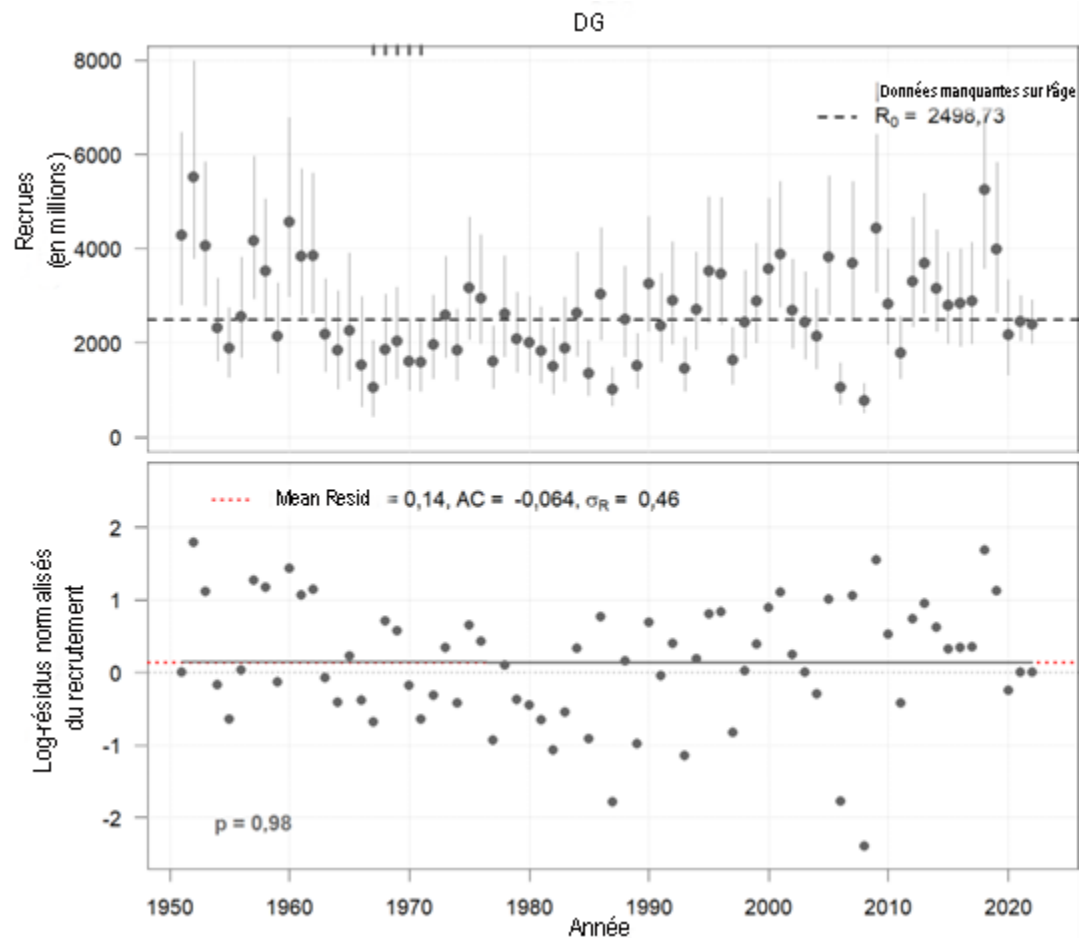


Figure D.61. Recrutement des poissons d'âge 1 (en haut) et erreurs de processus du recrutement normalisé (en bas) pour le détroit de Georgia. Le recrutement sans pêche à l'équilibre R_0 est représenté par la ligne horizontale pointillée dans le panneau du haut et l'erreur moyenne du processus (Mean Resid) par la ligne rouge horizontale pointillée dans le panneau du bas. AC est l'autocorrélation et σ_R est l'erreur type dans les log-résidus.

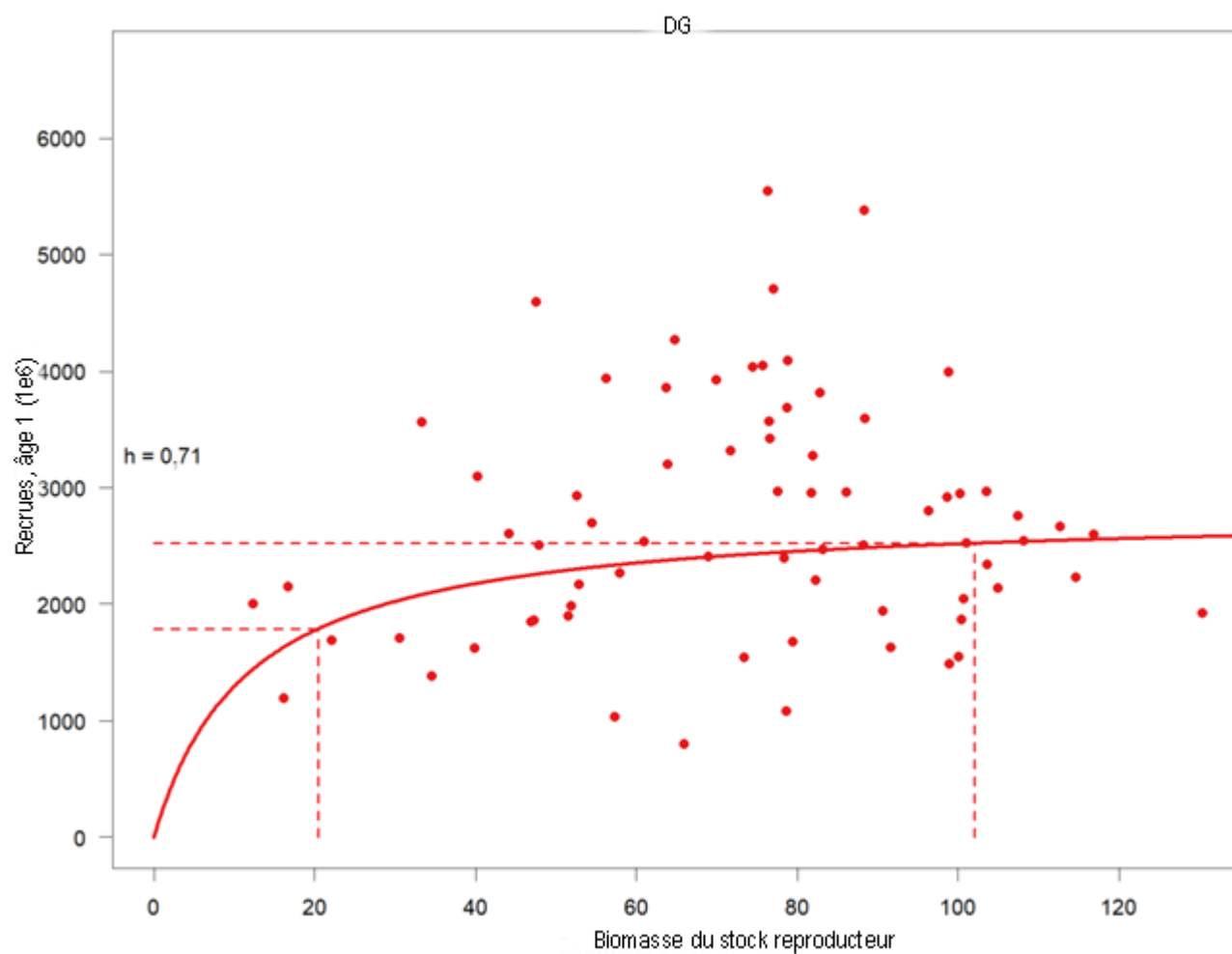


Figure D.62. Courbes de stock-recrutement (lignes continues) et estimations des recrutements des poissons d'âge 1 (points) pour le détroit de Georgia, avec des lignes pointillées indiquant la biomasse sans pêche et 20 % de la biomasse sans pêche et le recrutement. h représente le taux de variation stock-recrue estimé.

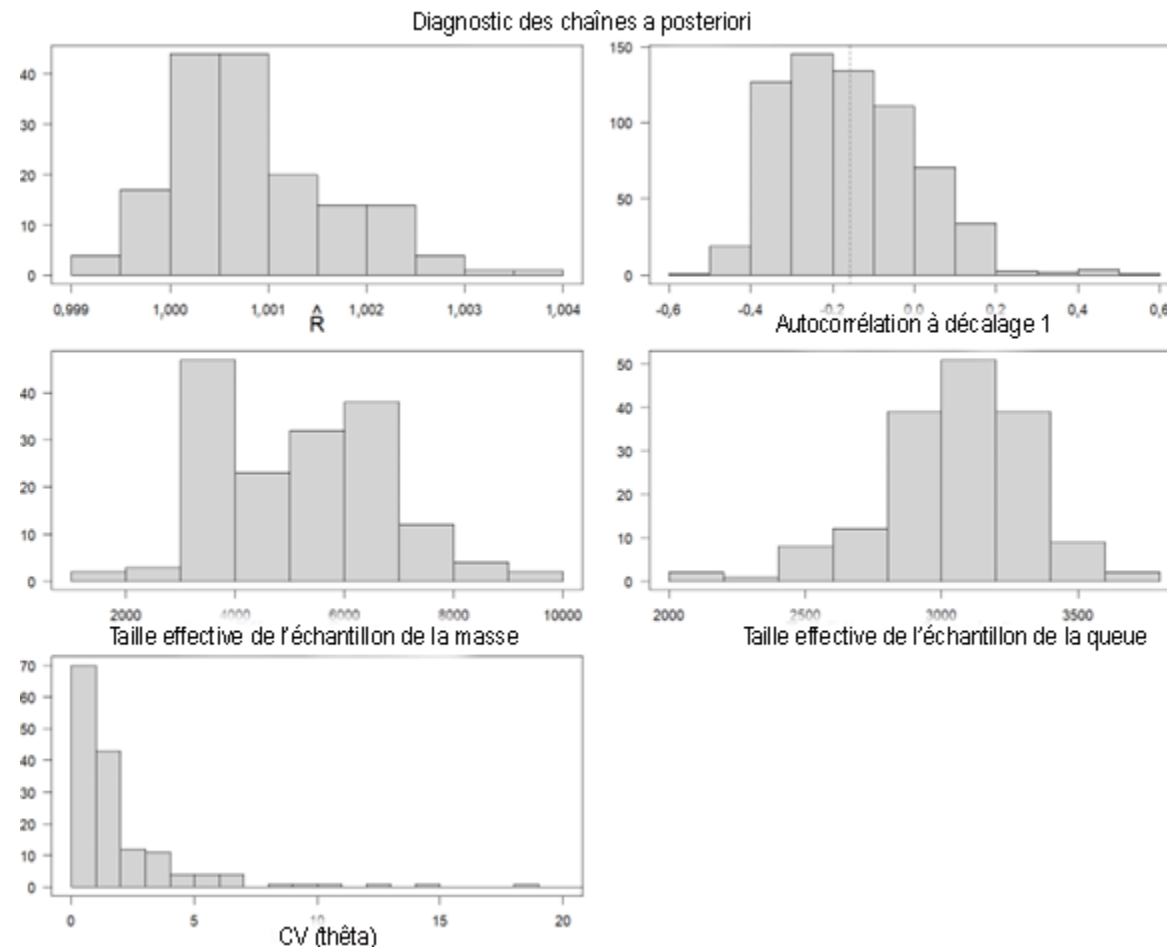


Figure D.63. Histogrammes des diagnostics de la convergence a posteriori de Bayes dans le MSSIPHA pour le détroit de Georgia pour chaque paramètre principal du modèle, illustrant la distribution des valeurs de chaque paramètre entre tous les paramètres. De gauche à droite, à partir de la rangée du haut, les paramètres sont les facteurs de réduction d'échelle de Gelman-Rubin ($\hat{R}$), les facteurs d'autocorrélation à décalage 1, la taille effective de l'échantillon (masse) des tirages dans les quantiles centraux, la taille effective de l'échantillon (queue) dans les quantiles externes et le coefficient de variation (CV) de chaque paramètre. Les lignes rouges verticales pointillées indiquent les seuils de convergence, et la ligne grise pointillée verticale indique la médiane de l'autocorrélation à décalage 1.

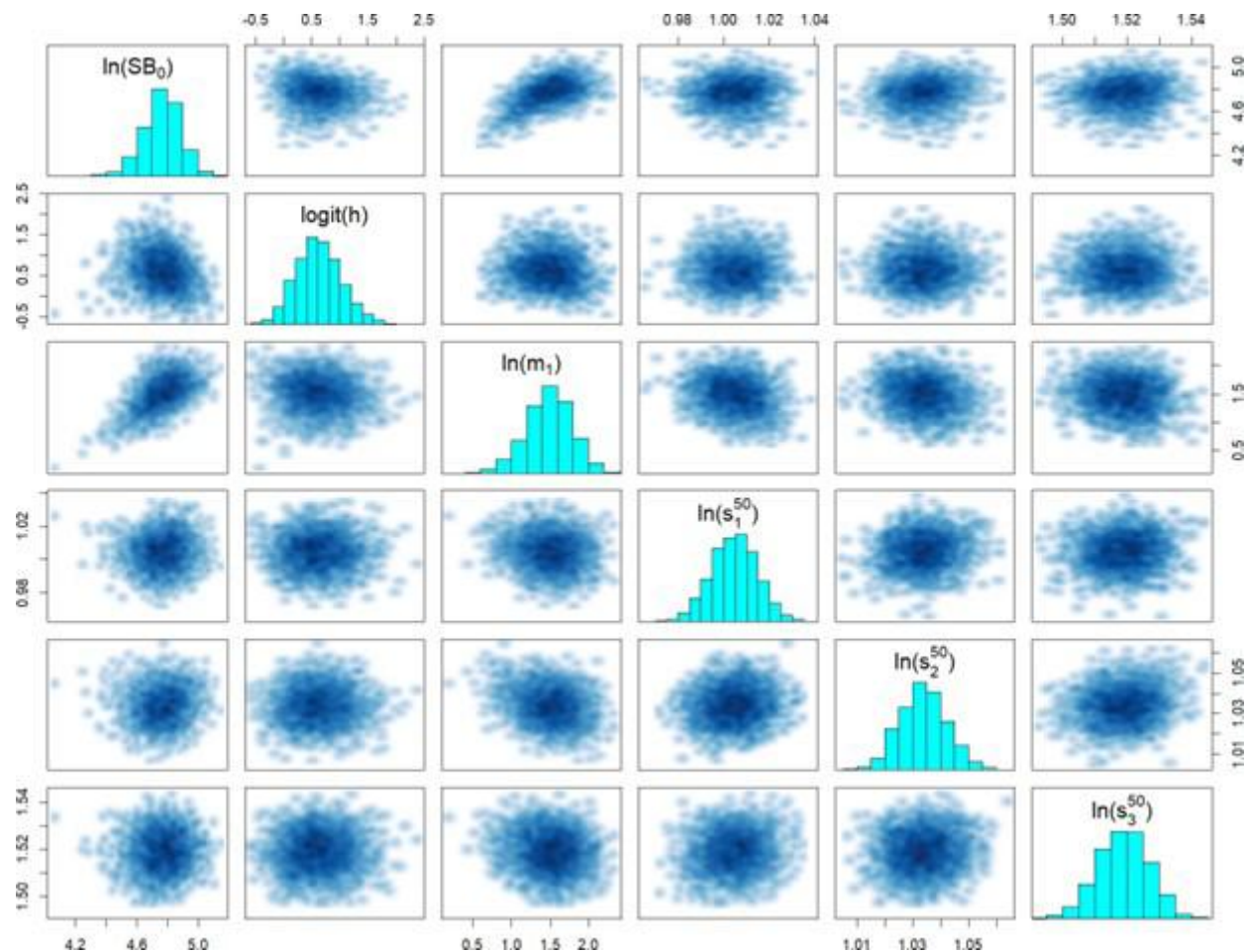


Figure D.64. Valeurs a posteriori de Bayes marginales (diagonale principale) et paires de valeurs a posteriori de Bayes marginales conjointes (hors diagonale) pour certains paramètres du cycle biologique et de la sélectivité dans le MSSIPHA pour le détroit de Georgia. Les points rouges indiquent les échantillons associés à des transitions divergentes.

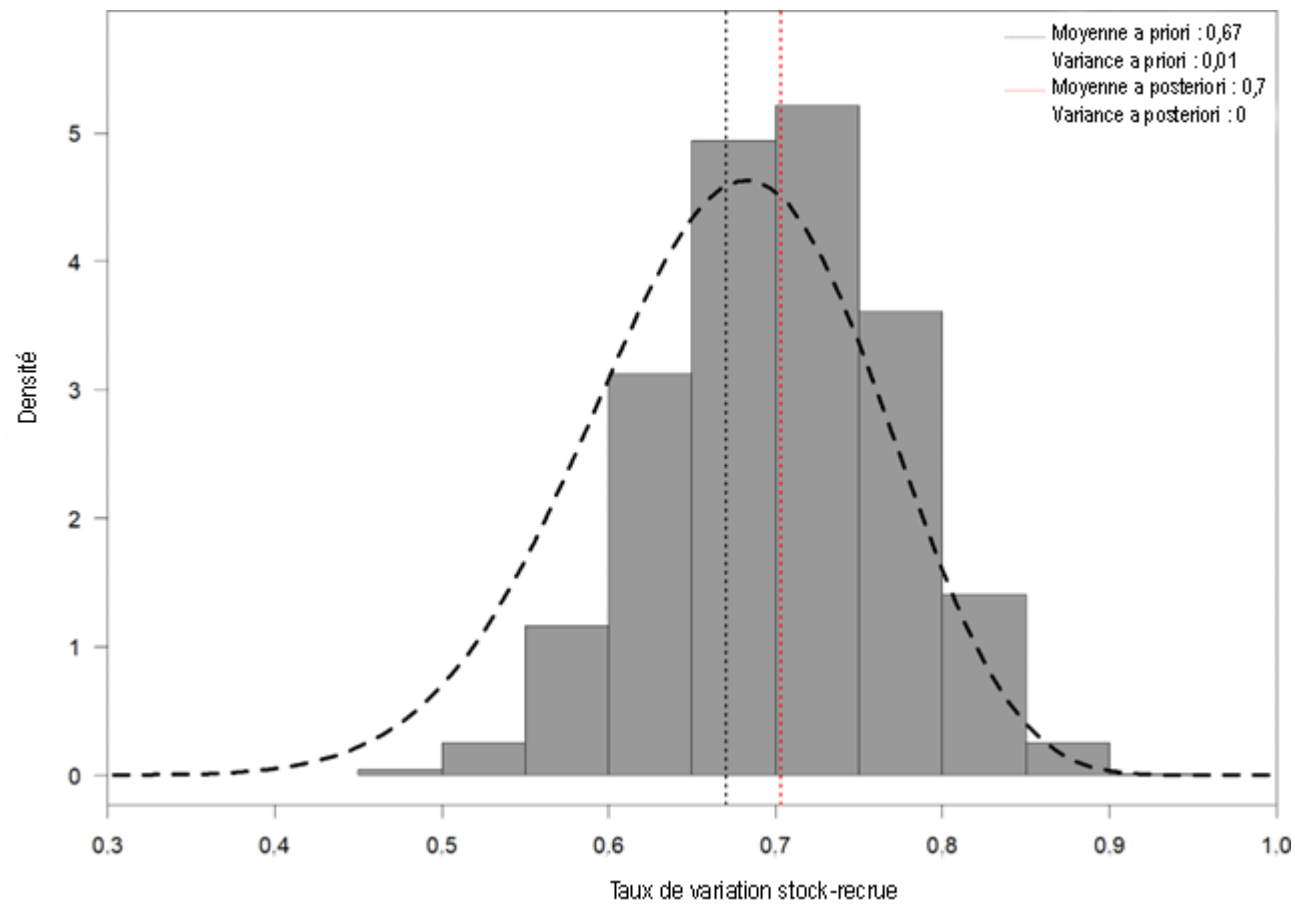


Figure D.65. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le détroit de Georgia pour le taux de variation stock-recrutement.

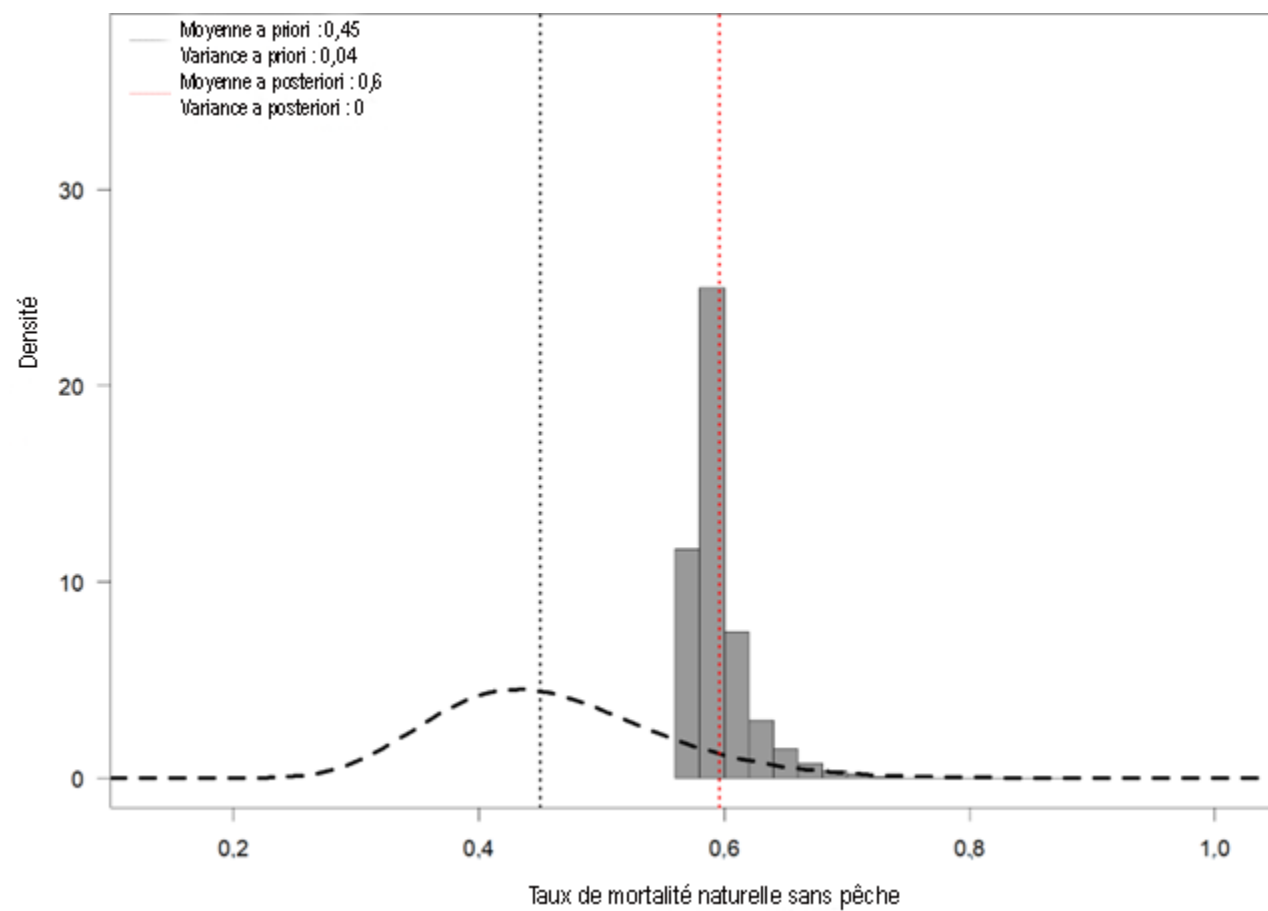


Figure D.66. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le détroit de Georgia pour le taux de mortalité naturelle sans pêche M_0 .

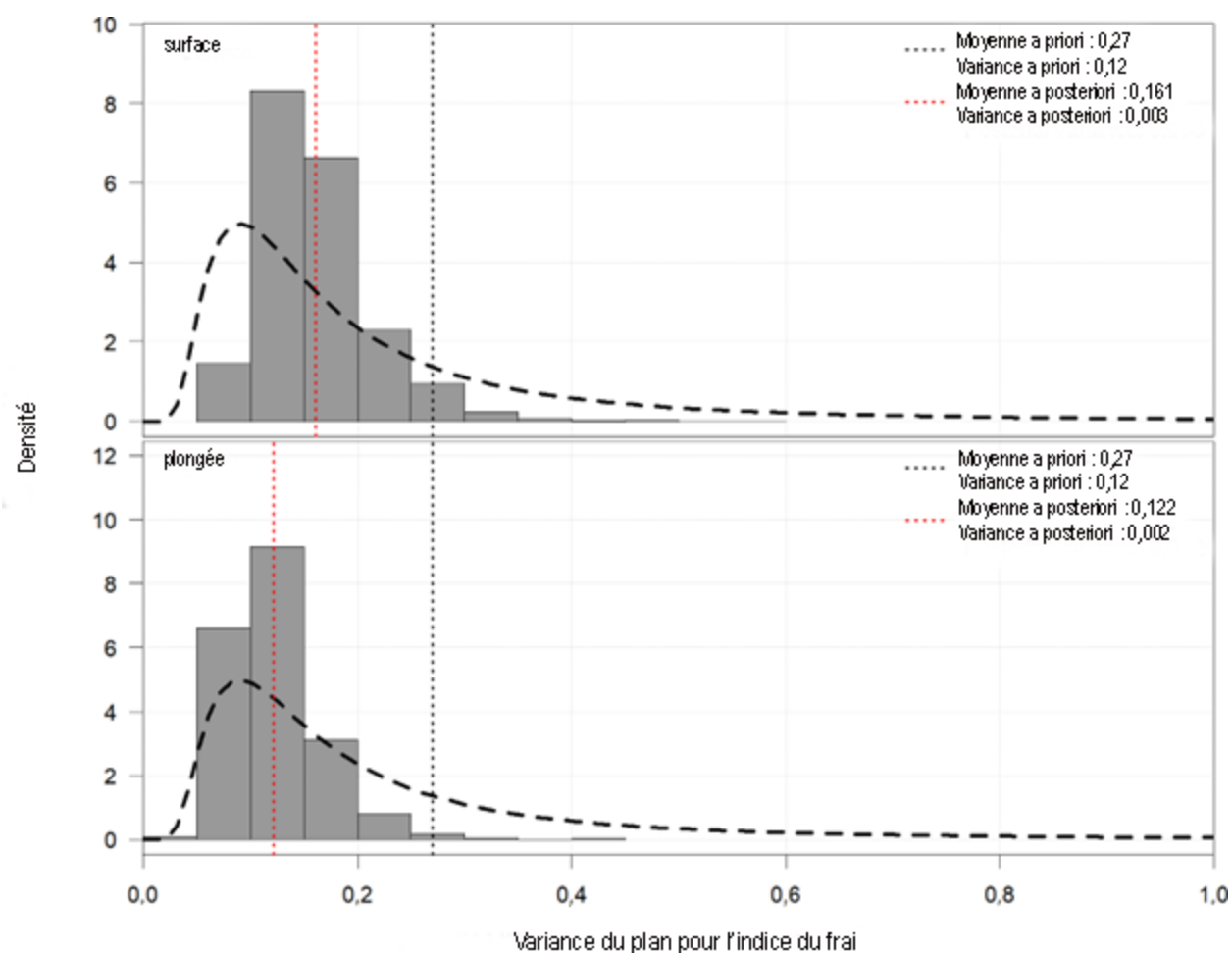


Figure D.67. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour le détroit de Georgia pour les composantes de l'erreur type des résidus d'observation de l'indice du frai du plan des relevés en plongée (en haut) et en surface (en bas).

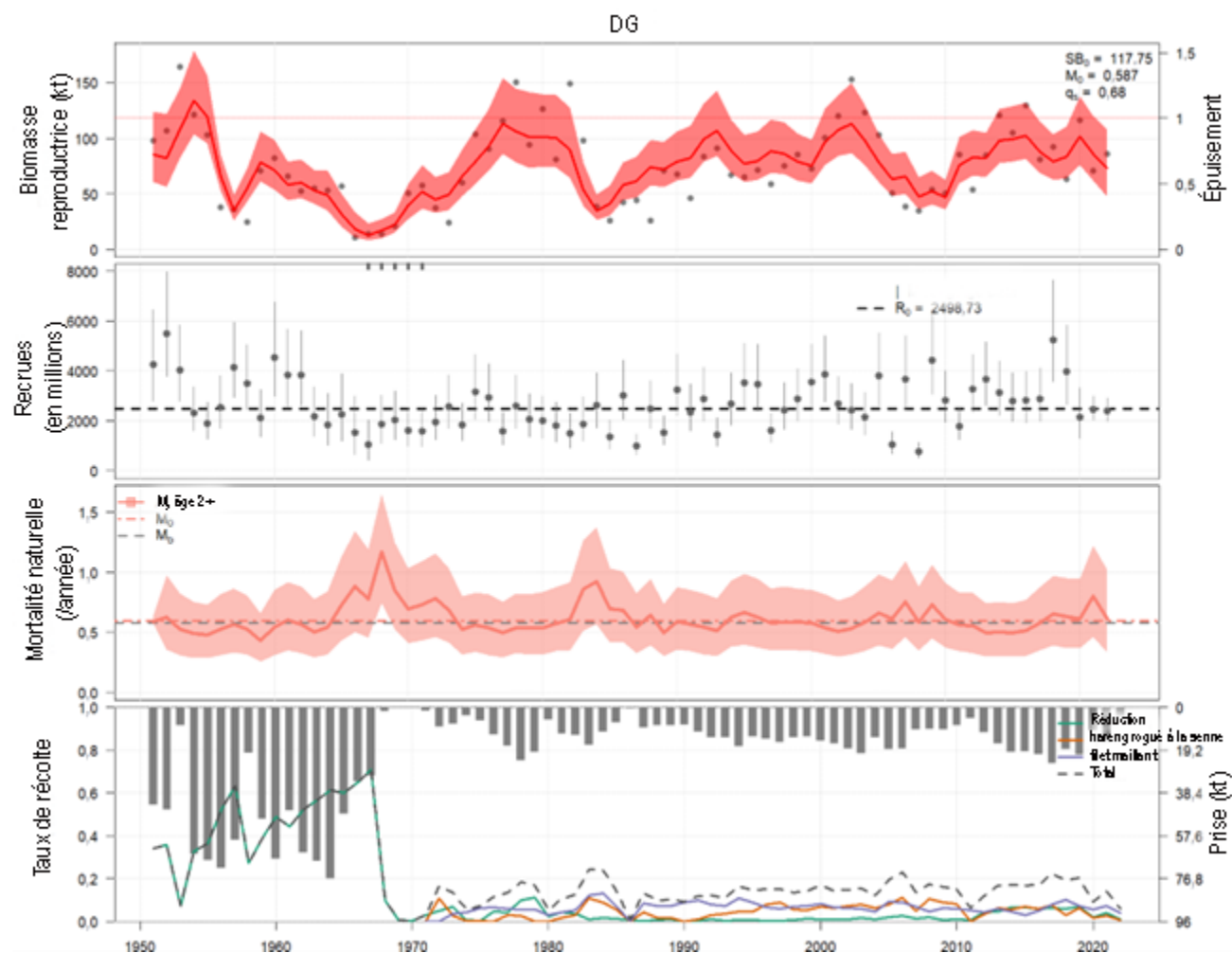


Figure D.68. Série chronologique de la biomasse reproductrice du hareng du détroit de Georgia avec les indices du frai à l'échelle (en haut), les recrutements (deuxième rangée), la mortalité naturelle (troisième rangée) et les taux de récolte (dernière rangée). SB_0 , M_0 et R_0 sont respectivement la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche, la mortalité naturelle et le recrutement. q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface. SOK = récolte d'œufs sur varech. Dans le panneau du recrutement, les années pour lesquelles il manque des données sur l'âge sont indiquées par une coche le long de l'axe supérieur, dénotée par une 'I' dans la légende de la figure.

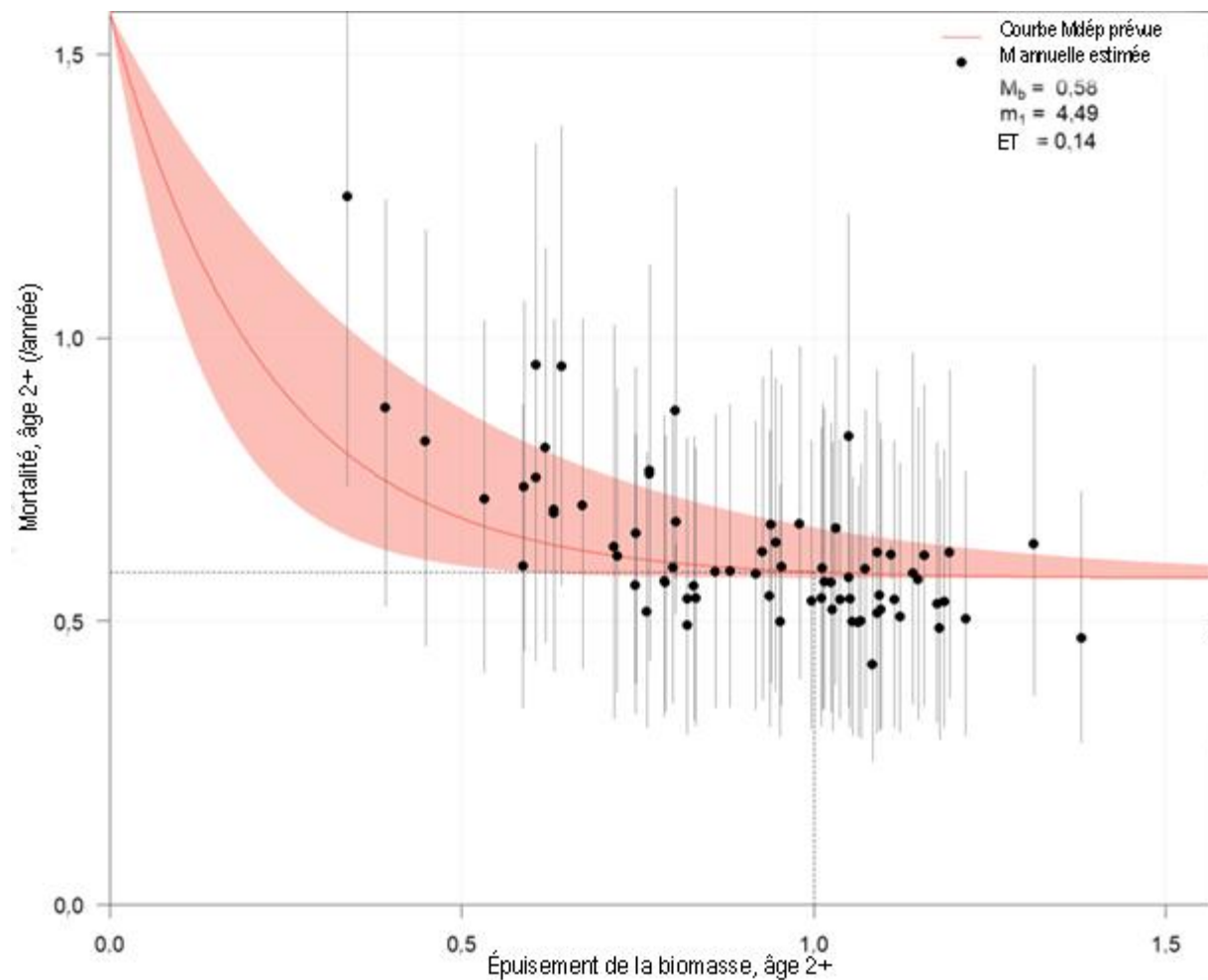


Figure D.69. Estimation par le modèle MSSIPHA pour le détroit de Georgia des valeurs a posteriori de la relation densité-dépendance entre la biomasse à l'âge 2+ et la mortalité naturelle à l'âge 2+. La relation médiane est illustrée par une ligne épaisse, avec une plage de crédibilité a posteriori de 95 % indiquée par la région ombrée. Les points individuels montrent les estimations annuelles de la mortalité naturelle médiane a posteriori. Les paramètres affichés sont les suivants : m_1 = taux d'anticompensation et M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité dépendante de la densité.

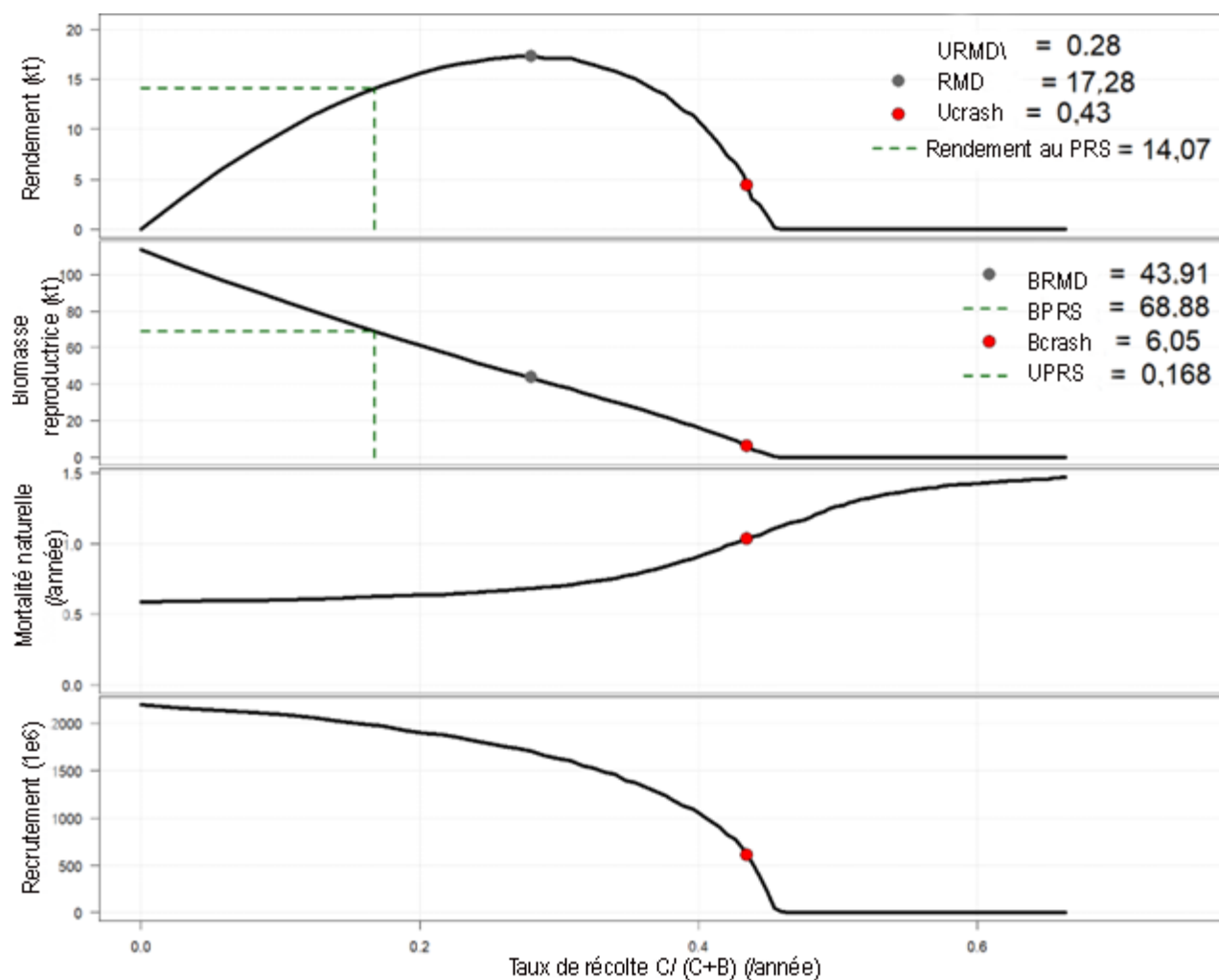


Figure D.70. Points de référence pour le détroit de Georgia tirés de la médiane des équilibres modélisés des simulations de la mortalité par pêche sur 200 ans, à l'aide du MSSIPHA, avec des panneaux pour le rendement, la biomasse reproductrice, la mortalité naturelle et le recrutement. Les points gris indiquent les valeurs associées au rendement maximal durable (RMD). Les points rouges montrent les valeurs associées à la plus forte baisse du rendement. Les lignes vertes pointillées indiquent les valeurs associées au point de référence supérieur du stock (PRS). Les taux de récolte sont calculés en divisant les prises par les prises et la biomasse reproductrice.

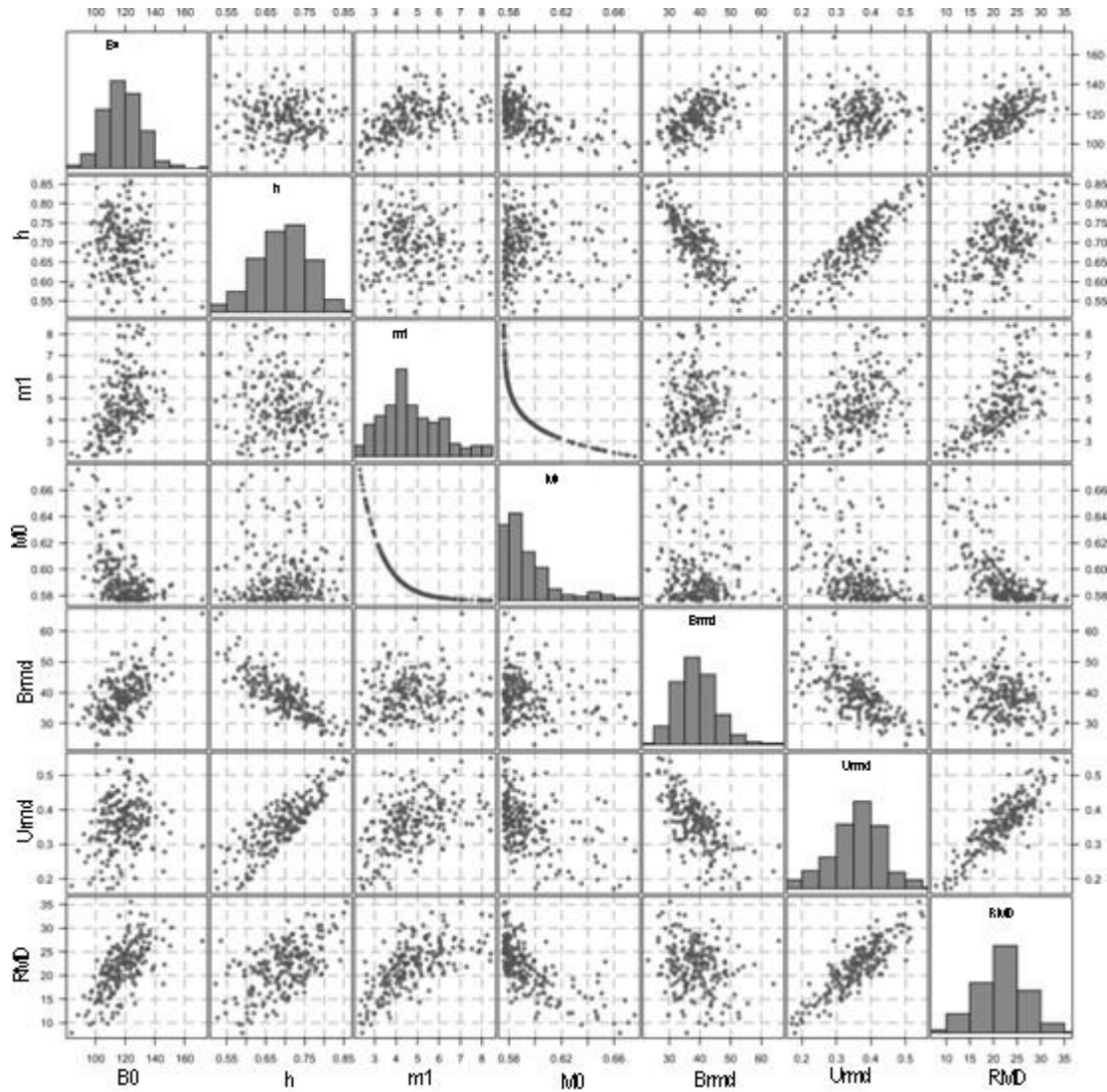


Figure D.71. Détroit de Georgia : 500 tirages aléatoires des distributions a posteriori marginales conjointes de certaines quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques déterministes : SB_0 = biomasse reproductrice déterministe à l'équilibre sans pêche, h = taux de variation stock-recrutement, m_1 = anticomensation dans la mortalité dépendante de la densité (si estimée), M_0 = taux de mortalité déterministe à l'équilibre sans pêche, B_{RMD} = biomasse optimale déterministe, U_{RMD} = taux de récolte optimal déterministe, RMD = rendement maximal durable déterministe.

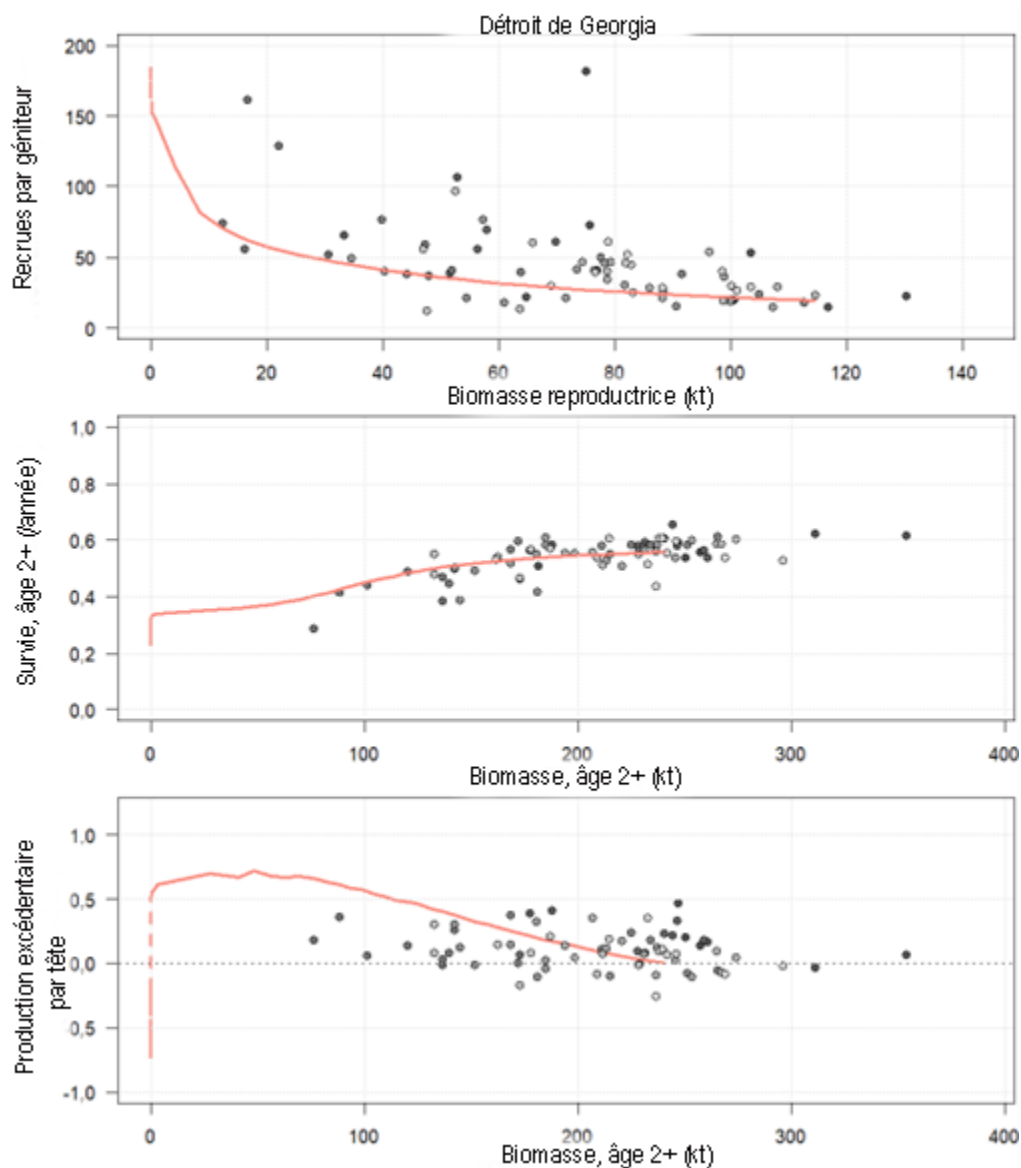


Figure D.72. Estimations (points) et équilibres déterministes (lignes) par le MSSIPHA pour le détroit de Georgia des recrues par géniteur par rapport à la biomasse reproductrice (en haut), à la mortalité dépendante de la densité chez les poissons d'âge 2+ en fonction de la biomasse d'âge 2+ (au milieu) et à la production excédentaire par tête en fonction de la biomasse d'âge 2+ (en bas). Les points sont colorés pour montrer la phase, les points clairs indiquant les années ultérieures.

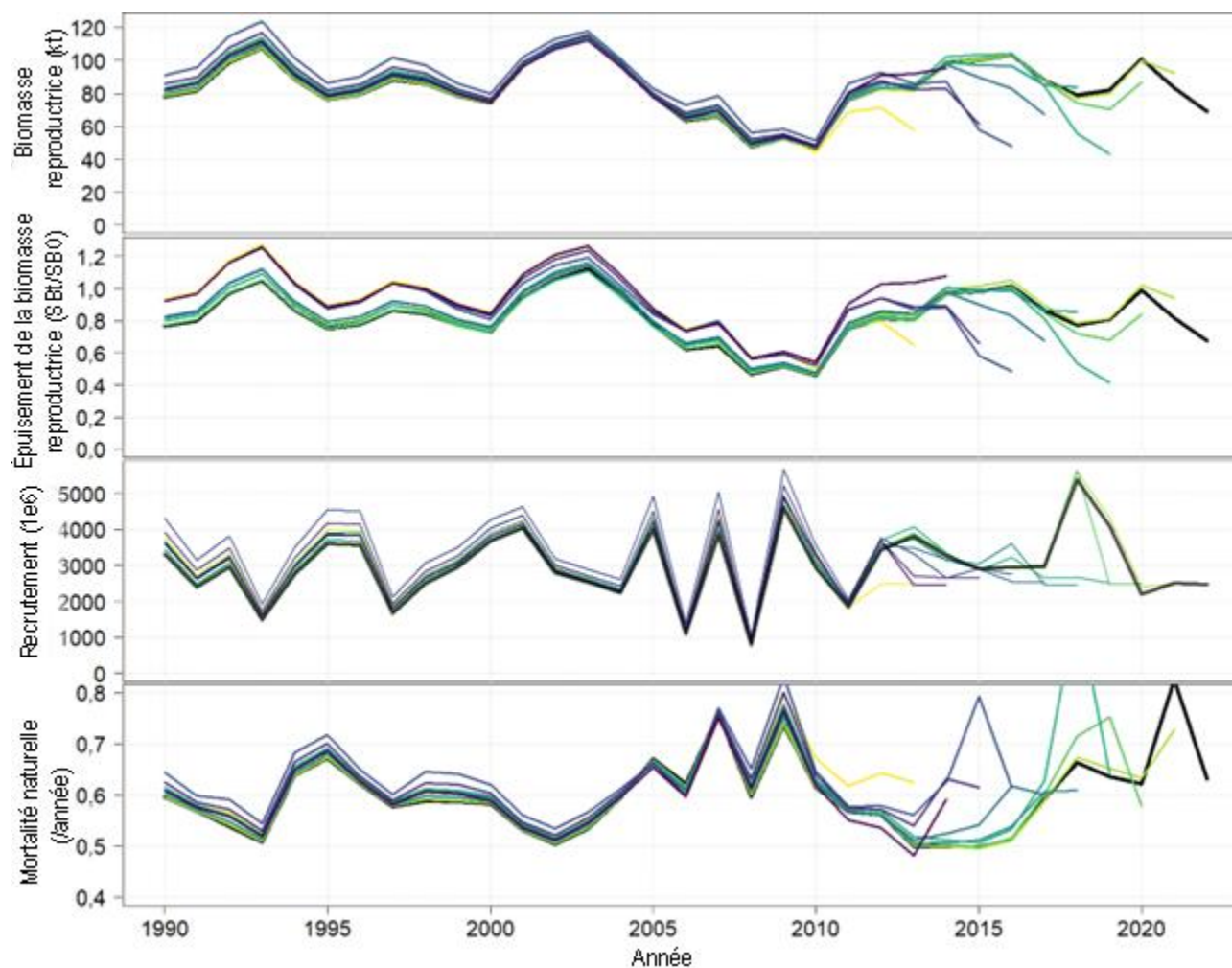


Figure D.73. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour le détroit de Georgia de la biomasse reproductrice (en haut) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice (deuxième rangée), du recrutement à l'âge 1 (troisième rangée) et de la mortalité naturelle (dernière rangée), montrant les ajustements du MSSIPHA aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022. Le modèle de référence est le plus grand ensemble de données de la couche de 2022, indiqué en noir.

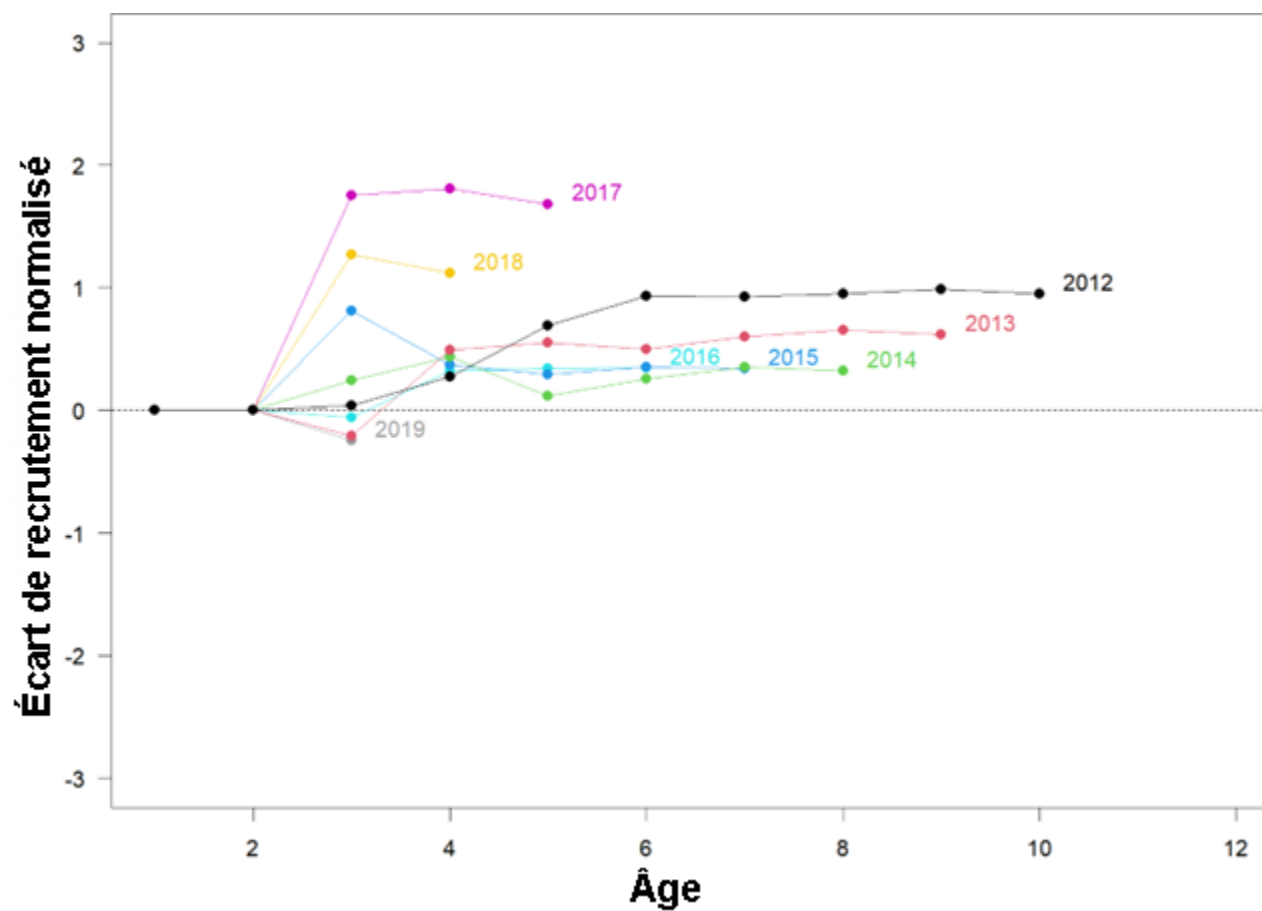


Figure D.74. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour le détroit de Georgia des résidus du recrutement normalisés, représentant la force des classes d'âge par rapport à la relation stock-recrutement déterministe pour les ajustements du modèle aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022.

D.5. CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

D.5.1. Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement du MSSIPHA pour les données sur le hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) est acceptable. D'après les erreurs types du modèle (tableau D.17), toutes les séries de données correspondent à la dynamique estimée des populations. L'erreur type des résidus pour les différents plans des relevés du frai présentait de légères différences, les valeurs résiduelles des relevés en surface ($\tau_s = 0,41$) étant supérieures d'environ 32 % à l'écart type du plan des relevés en plongée ($\tau_d = 0,271$). Cette différence est environ deux fois plus élevée que dans le MSIPA, qui suppose une augmentation de 16 % pour les années attribuées aux relevés en surface. Compte tenu d'une faible erreur type, les résidus d'observation de l'indice combiné du frai dans le MSSIPHA dans le temps n'ont montré aucune indication significative de mauvais ajustement (figure D.76). La série chronologique des résidus présentait un faible biais, avec un résidu moyen de $-0,07$ erreur type. La dépendance temporelle aux résidus est très faible, avec un facteur d'autocorrélation de 0,06 et aucune tendance temporelle significative dans l'ensemble ($p = 0,64$). Les données sur la composition selon l'âge dans les trois pêches sont raisonnablement bien ajustées. Les résidus du MSSIPHA pour toutes les pêches présentent des erreurs types de 0,61 au plus, ce qui indique un ajustement acceptable (tableau D.17). L'erreur type d'échantillonnage de la composition selon l'âge est la plus faible dans la pêche du hareng rogué à la senne, à 0,43, et la plus élevée, à 0,61, dans la pêche au filet maillant. L'inspection visuelle des ajustements annuels aux données sur la composition selon l'âge pour toutes les pêches montre que les résidus les plus élevés proviennent de certaines années où les classes d'âge ayant une faible sélectivité ont été sous-estimées, ou lorsque les âges plus élevés ont été surestimés pour compenser la sous-estimation de plus grandes classes d'âge modales (figures D.77 à D.79). Pour toutes les pêches, le MSSIPHA est en mesure de suivre les signaux des cohortes.

Les estimations des erreurs de processus du recrutement révèlent une petite quantité de biais résiduel et une tendance résiduelle négative (figure D.80), mais pas de problèmes importants. Comme à Haïda Gwaii et sur la côte centrale, la tendance résiduelle négative concorde avec les recrutements importants au début estimés pendant les années de la pêche de réduction, qui sont également plus incertains en raison de la mauvaise collecte de données. Malgré cette tendance, la moyenne résiduelle et l'autocorrélation sont faibles, à 0,11 écart type et 0,13 respectivement. De plus, la distribution des recrutements autour de la courbe de stock-recrutement est visuellement bien équilibrée (figure D.81).

D.5.2. Valeurs a posteriori de bayes

Les paramètres de la convergence a posteriori standard de Bayes indiquent qu'il est possible de tirer des inférences des données a posteriori de Bayes du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks de la côte ouest de l'île de Vancouver. La taille effective des échantillons pour les sections de masse et de queue de toutes les distributions marginales est supérieure à 100 échantillons par chaîne, et tous les facteurs potentiels de réduction d'échelle de Gelman-Rubin $\hat{R}$ sont inférieurs au seuil désigné de 1,01 pour tous les paramètres (figure D.82). Les points a posteriori échantillonnés comprenaient 91 transitions divergentes sur un total de 4 000 échantillons, soit 0,023 %.

L'inspection visuelle des valeurs a posteriori marginales conjointes pour les paramètres principaux du cycle biologique et de la sélectivité indique que la géométrie a posteriori est peu préoccupante (figure D.83). La plupart des distributions marginales conjointes ont un haut

niveau de symétrie et un faible étalement. Comme précédemment, il existe une corrélation entre les paramètres m_1 et SB_0 , mais aussi une certaine corrélation entre m_1 et h pour les valeurs de m_1 plus basses, m_1 et R_{init} . Comme auparavant, cela indique qu'il pourrait être utile de reparamétriser le MSSIPHA à l'avenir afin de réduire la corrélation entre ces paramètres dans la mesure du possible.

Les comparaisons a priori et a posteriori donnent des résultats semblables à ceux des autres régions d'évaluation des stocks. Comme pour Haïda Gwaii, les données permettant d'estimer le paramètre du taux de variation stock-recrue contiennent des informations limitées. Les moyennes a priori et a posteriori sont très proches et les paramètres de variance sont également très similaires (figures D.84).

En revanche, il y a une bonne indication d'information dans la valeur a posteriori de M_0 , avec une légère baisse des valeurs moyennes, mais une baisse plus importante de la variance (figure D.85); cependant, la variance peut être artificiellement limitée compte tenu de la limite inférieure de M_0 induite par la structure du modèle, qui est atteinte lorsque la procédure MCH échantillonne des valeurs supérieures de m_1 . Enfin, les erreurs types résiduelles des relevés du frai sont bien informées par la date. Pour les deux plans, la moyenne a posteriori est inférieure à la moyenne a priori, et la variance chute d'une quantité semblable de 0,12 à 0,002 - 0,004 (figure D.86).

D.5.3. Dynamique historique

La dynamique du stock de hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver pendant la période historique a beaucoup de points communs avec celle des principales régions d'évaluation des stocks de la côte centrale et de Haïda Gwaii. La première période avant l'effondrement est similaire, caractérisée par des recrutements moyens plus élevés jusqu'à l'effondrement vers la fin des années 1960 (figure D.87). Ici, comme à Haïda Gwaii et sur la côte centrale, la biomasse historique culmine au milieu des années 1970. Ce pic a résulté d'une série de recrutements importants combinée à quelques années sans pêche après 1968. Avec la réouverture de la pêche du hareng rogué à la senne et de la pêche au filet maillant, le pic de la biomasse a chuté sous les estimations modélisées de SB_0 sans pêche au début et au milieu des années 1980, puis a fluctué au-dessus et au-dessous du niveau sans pêche jusqu'au milieu des années 1990. De 1980 à 1995, la biomasse reproductrice et les pêches du hareng sur la COIV ont été soutenues par cinq importants recrutements, montant chacun à plus d'un milliard de harengs.

À la suite du dernier grand recrutement en 1995, la biomasse du hareng sur la COIV a culminé à nouveau autour des niveaux sans pêche en 1997, avant de diminuer lentement jusqu'à un creux historique en 2006. Le MSSIPHA explique ce lent déclin par une série de recrutements inférieurs à la moyenne qui n'étaient pas assez importants pour maintenir la biomasse compte tenu de la hausse des taux de mortalité naturelle et des prélèvements par les pêches annuelles. Les taux de récolte ont dépassé 20 % de 2003 à 2005. Depuis, aucune pêche n'a été pratiquée (figure D.87). Parallèlement à la chute de la biomasse à des creux historiques en 2006, le taux de mortalité naturelle a atteint un pic lui aussi historique, avec une mortalité médiane a posteriori autour de 1,2. Comme dans les autres régions où la valeur de m_1 est faible, cette combinaison de mortalité élevée et de faible biomasse crée un effet de rétroaction, où les recrutements doivent être beaucoup plus importants pour faire croître le stock en raison des taux de survie plus faibles. Ainsi, malgré certains recrutements plus forts que la moyenne depuis 2006, ces grandes classes d'âge ne produisent pas une biomasse reproductrice aussi importante que les recrutements passés de taille semblable en raison de l'espérance de vie plus courte due aux taux de mortalité élevés. Cette rétroaction est beaucoup plus prédominante

dans les régions où la valeur de m_1 est faible, car la forme de la courbe dépendante de la densité est beaucoup moins prononcée sur la plage des niveaux d'épuisement de la biomasse (figure D.88). Pour la COIV, une M anticompensatoire se produit jusqu'à des niveaux d'épuisement de la biomasse de $1,5 SB_0$.

D.5.4. Points de référence biologiques

Les équilibres, ou points de référence biologiques (PRB), du MSSIPHA pour la région d'évaluation des stocks de la côte ouest de l'île de Vancouver ont une forme semblable à celle de la région d'évaluation des stocks de Haïda Gwaii. Le MSSIPHA estime à environ 2,16 kt le rendement maximal durable (RMD), qui est atteint lorsque la biomasse reproductrice est d'environ 18,87 kt. En utilisant le calcul habituel des taux de récolte du hareng comme $U = C/(SB + C)$, le taux de récolte optimal est calculé comme $U_{RMD} = RMD/(B_{RMD} + RMD) = 0,11$. Ce taux inclut une allocation de 11 % du TAC à la récolte d'œufs sur varech en bassins fermés. Comme à Haïda Gwaii, la faible valeur de m_1 signifie que le rendement à l'équilibre et les courbes de la biomasse du MSSIPHA montrent une lente dynamique d'effondrement à des taux de récolte plus élevés. Le rendement chute plus rapidement lorsque les taux de récolte soutenus approchent de 28 %, un niveau similaire à celui de Haïda Gwaii, après quoi la biomasse à l'équilibre, le rendement et le recrutement tombent tous à zéro (figure D.89).

Les valeurs marginales conjointes des quantités du cycle biologique et des points de référence dressent un tableau semblable à celui des autres régions d'évaluation des stocks. Comme d'habitude, les quantités liées à la biomasse, comme SB_0 et SB_{RMD} , affichent une corrélation positive avec m_1 et U_{RMD} avec le taux de variation stock-recrue h . Ici, comme à Haïda Gwaii et dans le détroit de Georgia, il existe une faible corrélation entre m_1 et U_{RMD} ; en revanche, la faible corrélation entre m_1 et U_{RMD} semble négative, contrairement aux autres régions.

L'inspection des taux démographiques par tête montre que la courbe de la production excédentaire par tête s'étale beaucoup, aboutissant à un pic près d'une biomasse de zéro (figure D.91), mais il existe une variation considérable tout au long de la courbe d'équilibre, indiquant des effets plus importants des erreurs de processus que dans les autres régions, ce qui peut contribuer aux instabilités. L'étalement important de la production excédentaire semble compenser les prélèvements élevés, se traduisant par une valeur plus élevée de U_{crash} et une réduction progressive du rendement, de la biomasse et du recrutement vers zéro car la biomasse diminue légèrement plus rapidement que le rendement au-dessus de U_{crash} .

D.5.5. Analyses rétrospectives

Les résultats de l'analyse rétrospective donnent à penser que les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver sont peu sensibles à des années supplémentaires de données. La biomasse reproductrice (absolue et d'épuisement), le recrutement et la mortalité naturelle sont tous très uniformes entre toutes les années pour toutes les couches (figure D.92). Comme d'habitude, il y a quelques inégalités en grande partie liées aux recrutements déterministes des dernières années, mais l'effet est mineur et ne provoque pas de changement important dans les séries chronologiques.

La force des cohortes est très stable pour toutes les classes d'âge, sauf deux. La plupart des classes d'âge ont entièrement réglé la force relative de leur cohorte à l'âge 3 ou 4 (figure D.93). Les exceptions sont 2012 et 2013, qui vont jusqu'à environ l'âge 6. Il est intéressant de noter que la force des cohortes est révisée à la hausse pour les classes d'âge de 2012 et 2013 dans

chaque couche après l'âge 3 (la première année d'estimation). La classe d'âge de 2012 est passée d'un résidu négatif de 1 écart type à près de zéro (c.-à-d. près de la courbe de stock-recrutement), et celle de 2013 d'un résidu positif de 1 écart type à environ 1,5 écart type. On le voit dans la série chronologique rétrospective du recrutement pour le recrutement des poissons d'âge 1 en 2013 et 2014 (figure D.92), et cet effet est lié à la légère réduction des valeurs de R_0 par rapport aux couches rétrospectives et peut-être à la légère augmentation des valeurs du taux de variation h (tableau D.18).

Comme dans les autres régions d'évaluation des stocks, le MSSIPHA estime des baisses négligeables de SB_0 , R_0 et M_0 (jusqu'à 5 %) sur ces dix années (tableau D.18).

D.5.6. Analyses de sensibilité

Les estimations par le MSSIPHA de la biomasse et des paramètres du cycle biologique du hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver correspondaient aux changements constatés dans certaines valeurs a priori similaires, comme dans les autres régions d'évaluation des stocks. Les valeurs a priori de la mortalité avaient un effet plus important sur les estimations de la biomasse sans pêche et les valeurs a priori du taux de variation, un effet plus marqué sur les estimations du taux de variation. Comme dans le détroit de Georgia et sur la côte centrale, les variations de σ_M avaient un effet important sur les estimations de SB_0 et de m_1 .

Sur les sept configurations d'état initial du MSSIPHA testées pour la région d'évaluation des stocks de la côte ouest de l'île de Vancouver, seules deux ont convergé. Il est donc difficile de discerner les effets directs de chaque option de configuration. Les deux configurations qui ont convergé étaient les modèles de R_{init} , sauf F_{init} (tableau D.20), et elles différaient quant à savoir si la structure selon l'âge de départ était à l'équilibre déterministe (sans écart du recrutement initial) ou si elle avait une initialisation non à l'équilibre (avec des écarts du recrutement initial). Lorsque les écarts du recrutement initial ont été estimés, ils ont entraîné une diminution de M_0 , faisant augmenter SB_0 et baisser R_{init} .

D.5.7. Tableaux

Tableau D.17. Estimations des erreurs types des résidus et des corrélations des résidus à décalage 1 pour les données sur le hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les six premières colonnes présentent les erreurs types de l'échantillonnage des données sur l'âge τ_g^{age} et les coefficients de corrélation ρ_g de la fonction de vraisemblance de la composition selon l'âge LN1 pour les pêches de réduction et de consommation et appât ($g = 1$), du hareng rogué à la senne ($g = 2$) et au filet maillant ($g = 3$), et les deux dernières colonnes indiquent les écarts types de l'indice des relevés du frai pour les relevés en surface (τ_s) et en plongée (τ_d).

Région d'évaluation des stocks	τ_1^{age}	ρ_1	τ_2^{age}	ρ_2	τ_3^{age}	ρ_3	τ_s	τ_d
COIV	0,495	0,525	0,432	0,686	0,609	0,614	0,41	0,271

Tableau D.18. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA de certaines quantités principales et quantités calculées du cycle biologique sur les couches de données de 2012 à 2022 pour la côte ouest de l'île de Vancouver. Les quantités sélectionnées sont SB_0 = estimation de la biomasse reproductrice à l'équilibre sans pêche (en kt), R_0 = estimation du recrutement à l'équilibre sans pêche (1e6), R_{init} = estimation du recrutement initial (1e6), m_1 = taux de d'anticompensation (sans unité), M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ (années), M_0 = mortalité naturelle chez les poissons d'âge 2+ à l'équilibre sans pêche (années), q_s = capturabilité des relevés en surface (sans unité).

Couche	B_0	R_0	R_{init}	m_1	M_0	h	q_s
2013	48,057	880,173	703,785	1,840	0,579	0,690	0,605
2014	47,817	873,996	699,250	1,845	0,578	0,690	0,607
2015	47,780	879,895	702,818	1,838	0,579	0,694	0,607
2016	47,357	870,407	696,242	1,846	0,578	0,692	0,610
2017	46,771	860,977	692,740	1,846	0,578	0,689	0,613
2018	47,680	854,777	674,661	1,888	0,571	0,696	0,613
2019	45,804	841,184	683,547	1,854	0,577	0,686	0,617
2020	46,470	846,059	678,920	1,869	0,574	0,690	0,615
2021	47,301	855,307	675,670	1,883	0,572	0,695	0,614
2022	46,092	849,098	683,937	1,856	0,576	0,689	0,615

Tableau D.19. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité pour la côte ouest de l'île de Vancouver.

Sensibilité	SB_0	R_0	R_{init}	m_1	M_0	h	q_s
jeffHi	44,091	817,385	612,198	1,847	0,578	0,692	0,627
jeffLo	46,092	849,098	683,937	1,856	0,576	0,689	0,615
meanMHi	37,424	866,246	838,481	1,554	0,631	0,667	0,609
qSurfSDHi	46,144	851,056	685,695	1,854	0,577	0,689	0,612
qSurfSDLo	45,897	841,665	677,239	1,863	0,575	0,691	0,625
sdMHi	38,530	863,530	814,599	1,592	0,623	0,670	0,610
sigmaMlo	51,531	887,511	670,359	1,962	0,561	0,707	0,579
steepMeanHi	47,582	799,562	613,307	2,004	0,555	0,832	0,636
steepSDHi	46,569	846,508	675,005	1,877	0,573	0,698	0,616
steepSDLo	45,657	851,213	691,946	1,838	0,579	0,682	0,614

Tableau D.20. Estimations par le MSSIPHA des quantités du cycle biologique et du modèle d'observation dans les analyses de sensibilité des états initiaux pour la côte ouest de l'île de Vancouver.

États initiaux			SB_0	R_0	R_{init}	F_{init}	m_1	M_b	M_0	h	q_s
initR	initF	initDevs									
R_{init}	FAUX	FAUX	39,108	867,372	1 123,677	0	1,605	0,42	0,621	0,669	0,606
R_{init}	FAUX	VRAI	46,092	849,098	683,937	0	1,856	0,42	0,576	0,689	0,615

D.5.8. Figures

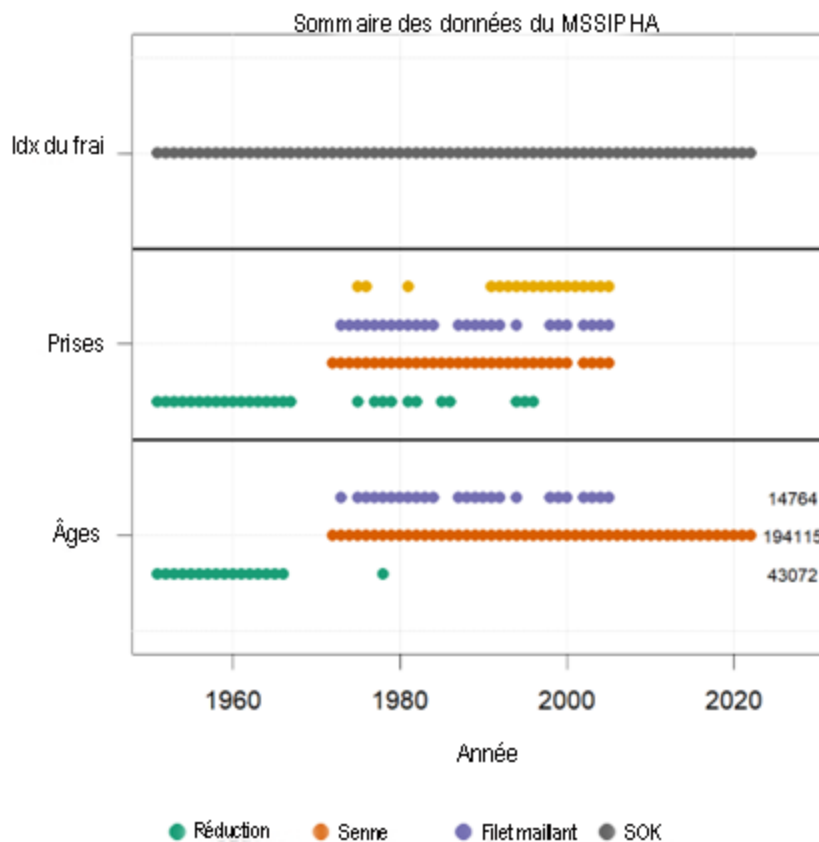


Figure D.75. Séries chronologiques des données d'évaluation du stock de hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver. Chaque point montre l'existence de données et les données sur l'âge indiquent le nombre total d'échantillons pour toutes les années à l'extrémité à droite.

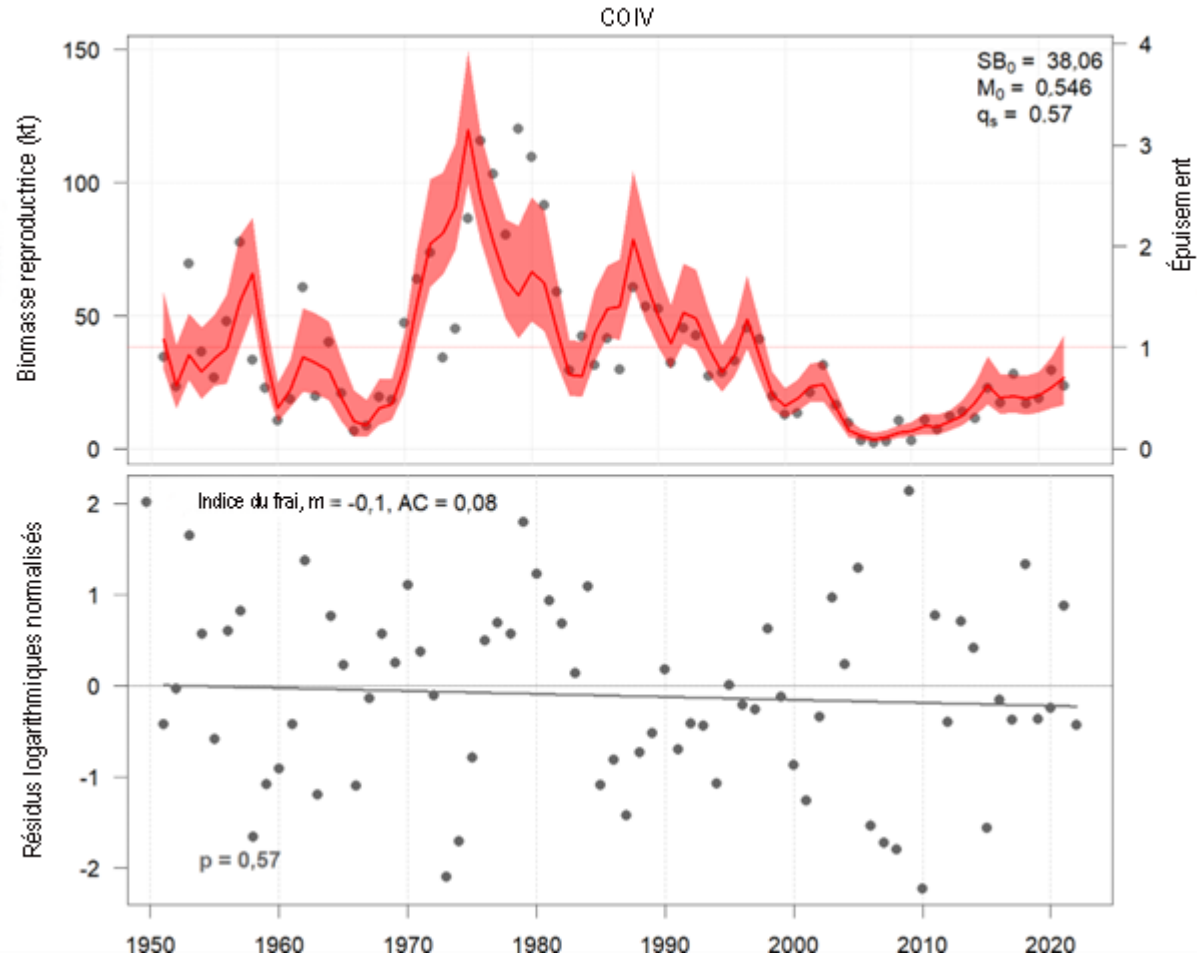


Figure D.76. Indice combiné du frai et estimations par le MSSIPHA de la biomasse reproductrice (en haut) et résidus d'observation normalisés (en bas) pour la côte ouest de l'île de Vancouver. SB_0 et M_0 sont la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche et la mortalité naturelle, respectivement, q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface, m est le log-résidu moyen de l'indice du frai et AC est l'autocorrélation.

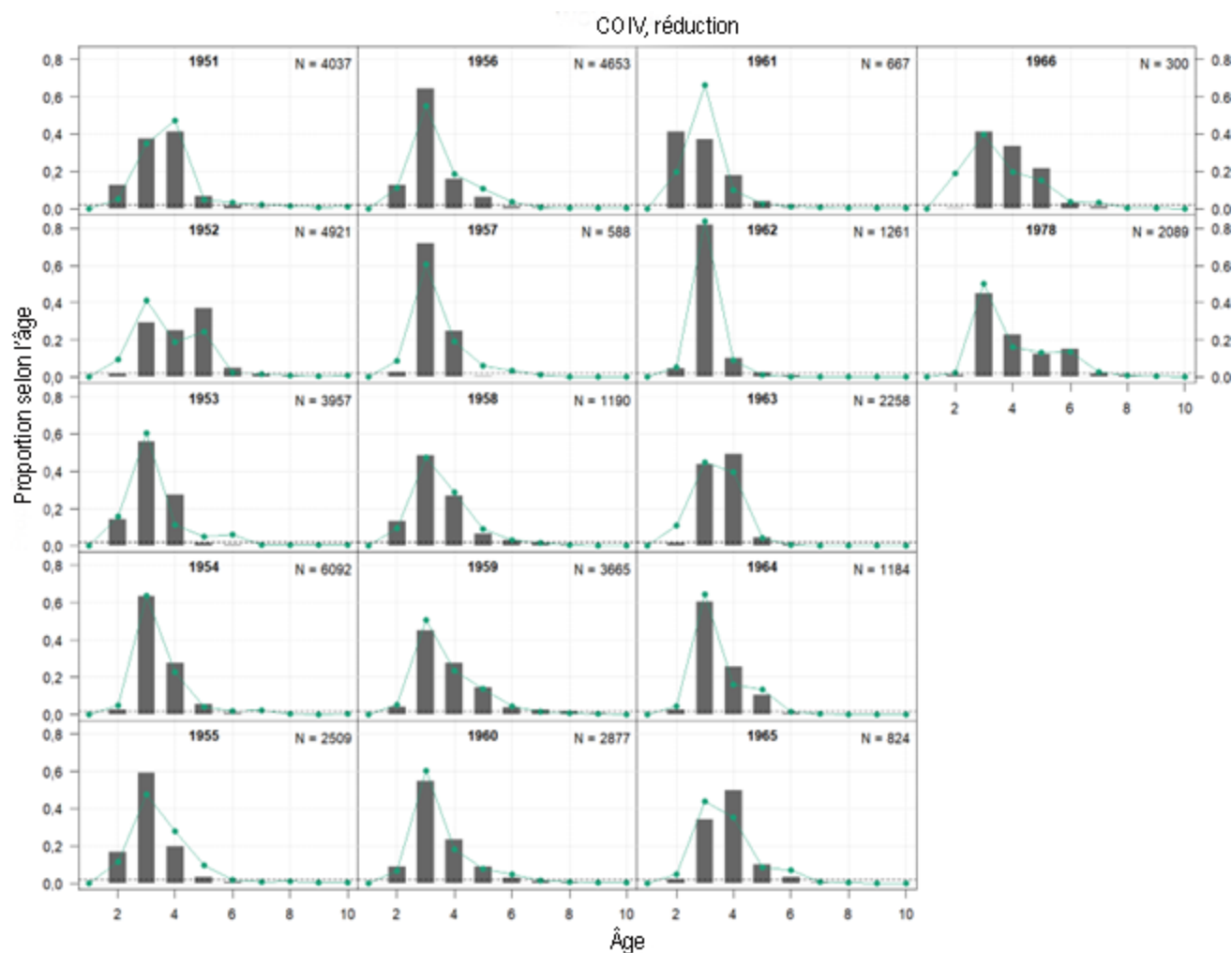


Figure D.77. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche de réduction recueillies dans la région de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

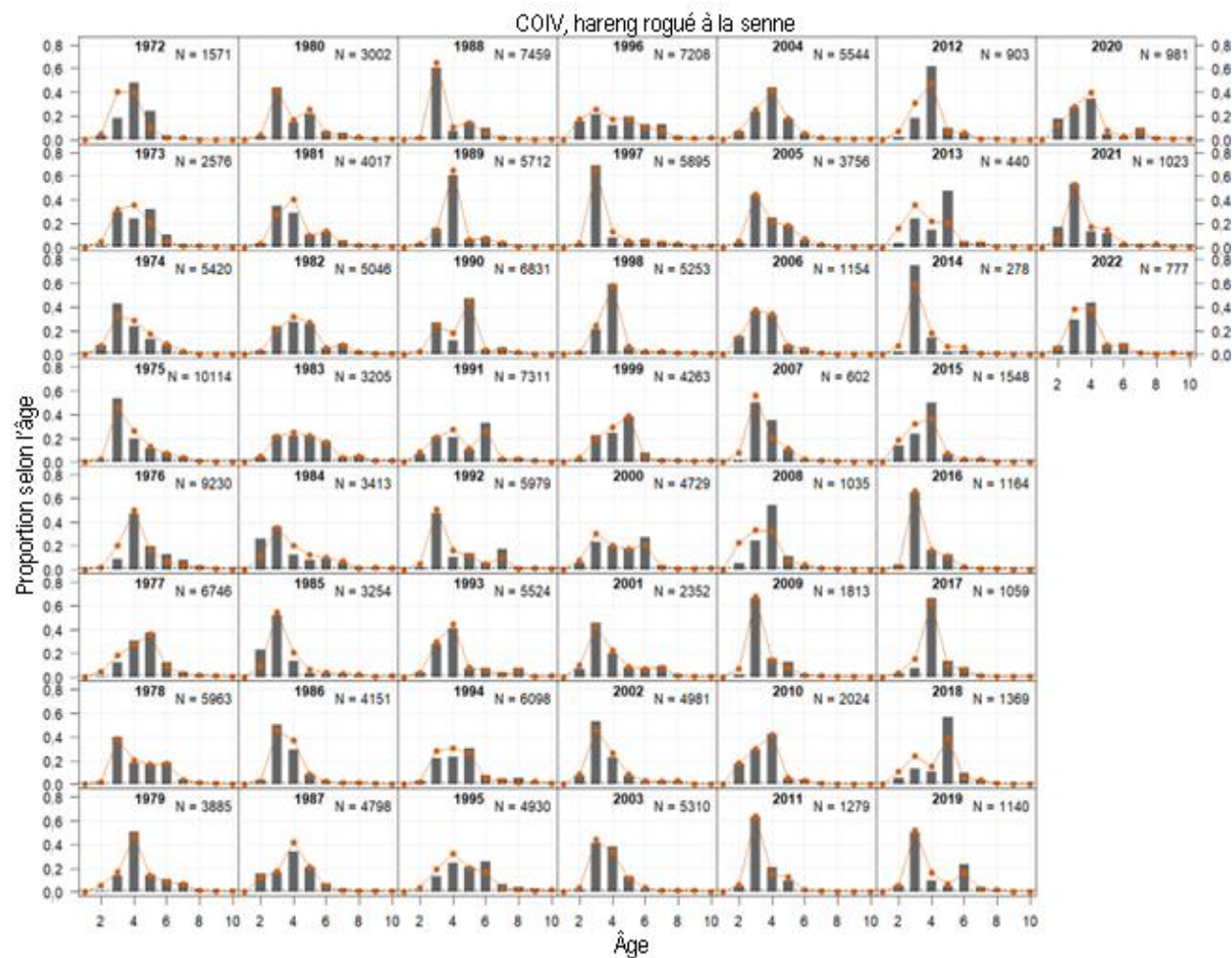


Figure D.78. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche du hareng rogué à la senne recueillies dans la région de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

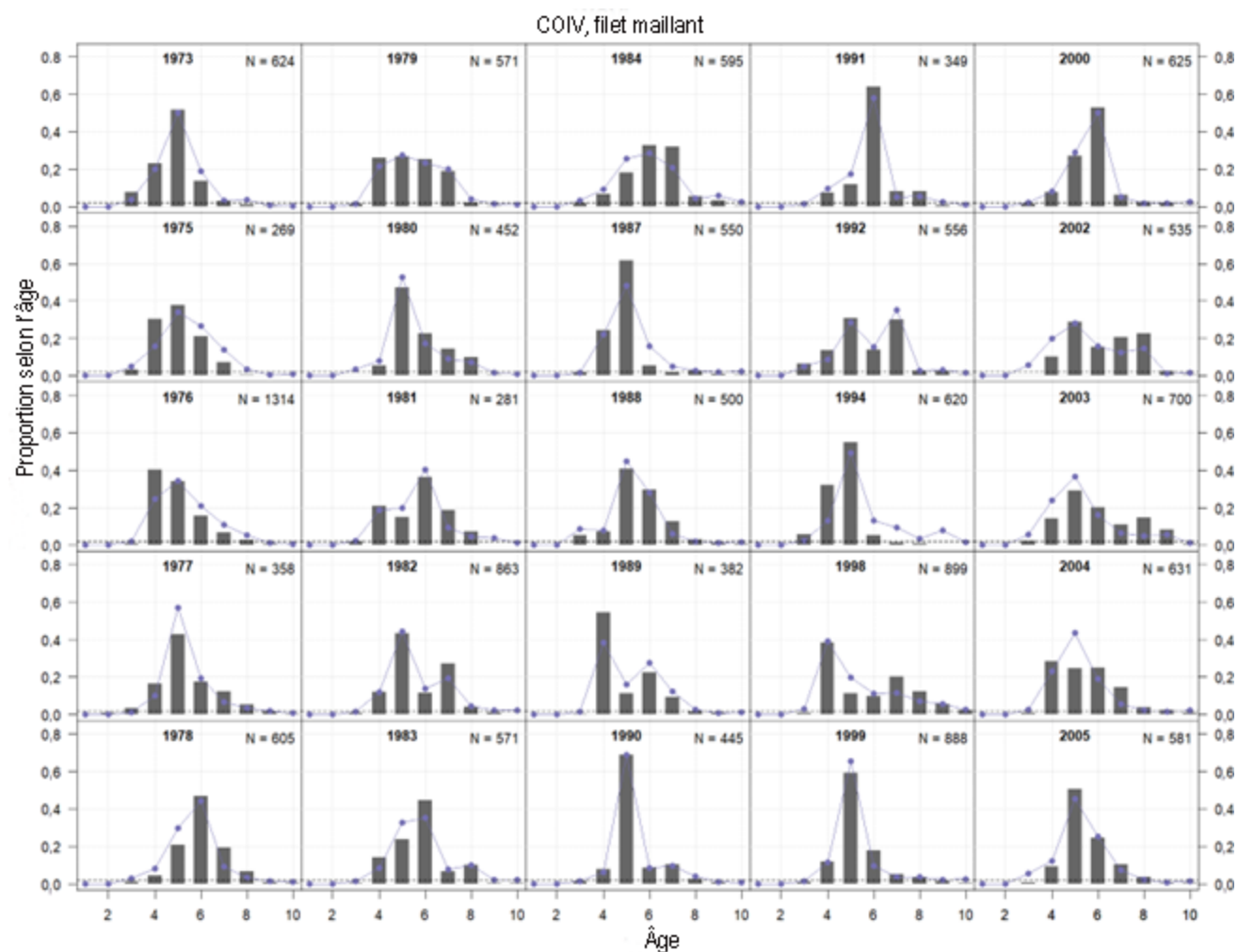


Figure D.79. Ajustements du MSSIPHA aux compositions selon l'âge dans la pêche au filet maillant recueillies dans la région de la côte ouest de l'île de Vancouver. Les données sont présentées sous forme de rectangles et les estimations sous forme de points reliés par une ligne. Les lignes horizontales pointillées indiquent la proportion minimale requise pour l'ajustement du modèle, les données tombant en dessous de ce seuil étant soumises à la compression de la queue. N est la taille de l'échantillon.

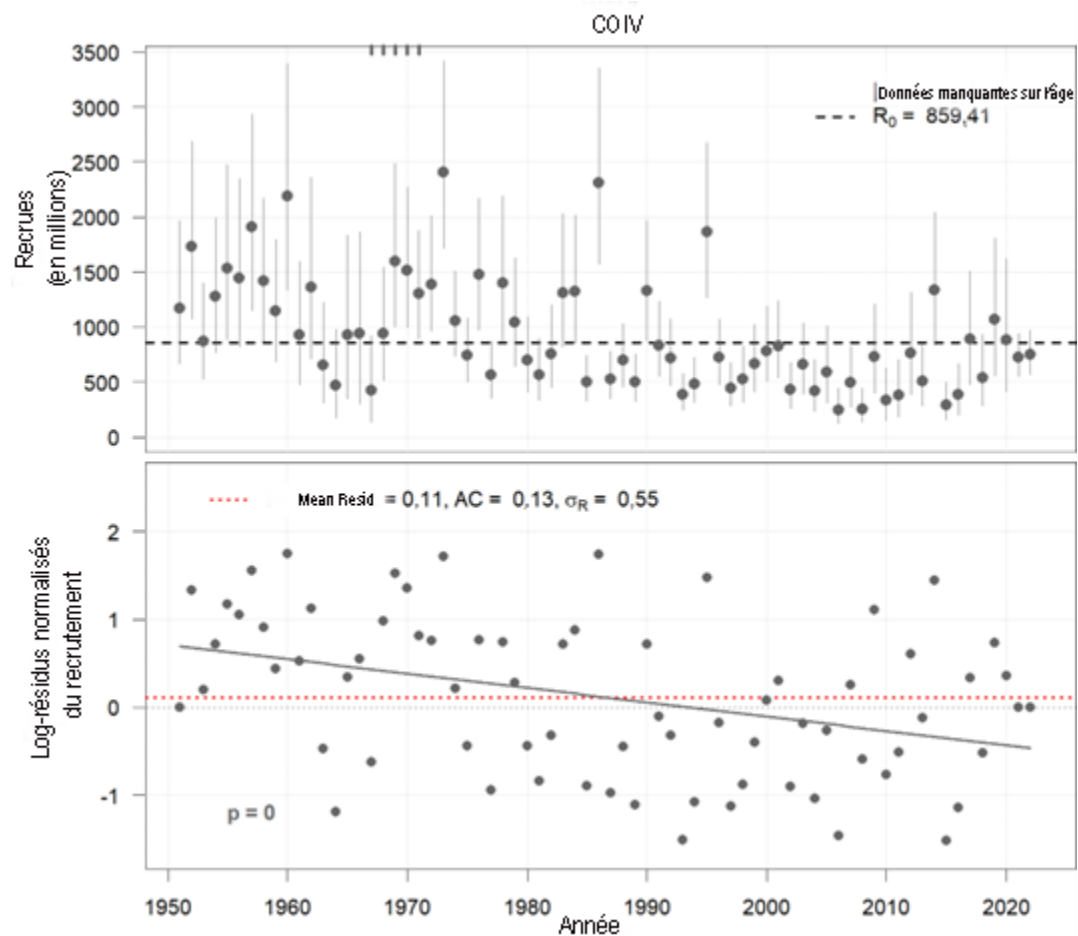


Figure D.80. Recrutement des poissons d'âge 1 (en haut) et erreurs de processus du recrutement normalisé (en bas) pour la côte ouest de l'île de Vancouver. Le recrutement sans pêche à l'équilibre R_0 est représenté par la ligne horizontale pointillée dans le panneau du haut et l'erreur moyenne du processus (Mean Resid) par la ligne rouge horizontale pointillée dans le panneau du bas. AC est l'autocorrélation et σ_R est l'erreur type dans les log-résidus.

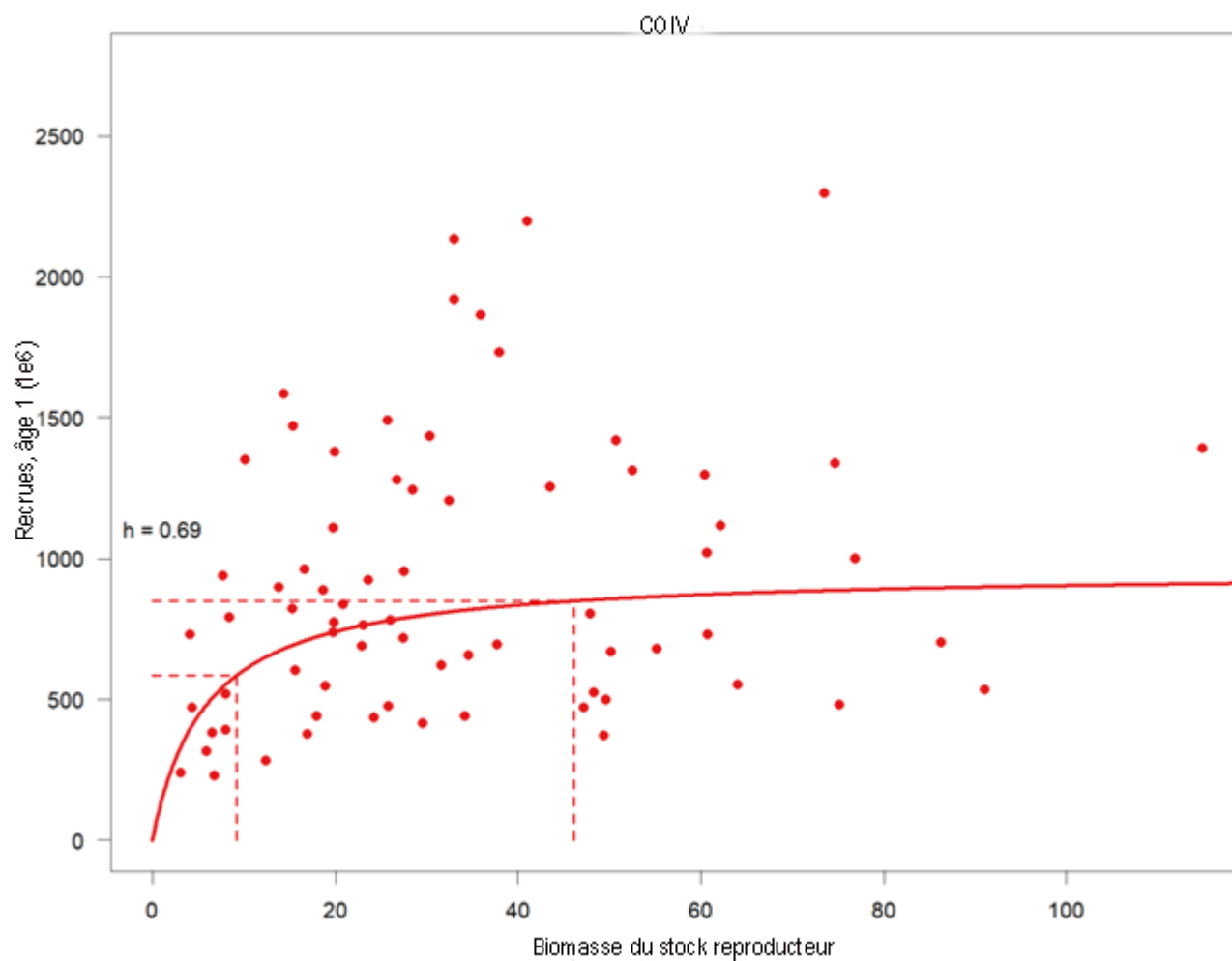


Figure D.81. Courbes de stock-recrutement (lignes continues) et estimations des recrutements des poissons d'âge 1 (points) pour la côte ouest de l'île de Vancouver, avec des lignes pointillées indiquant la biomasse sans pêche et 20 % de la biomasse sans pêche et le recrutement. h représente le taux de variation stock-recrue estimé.

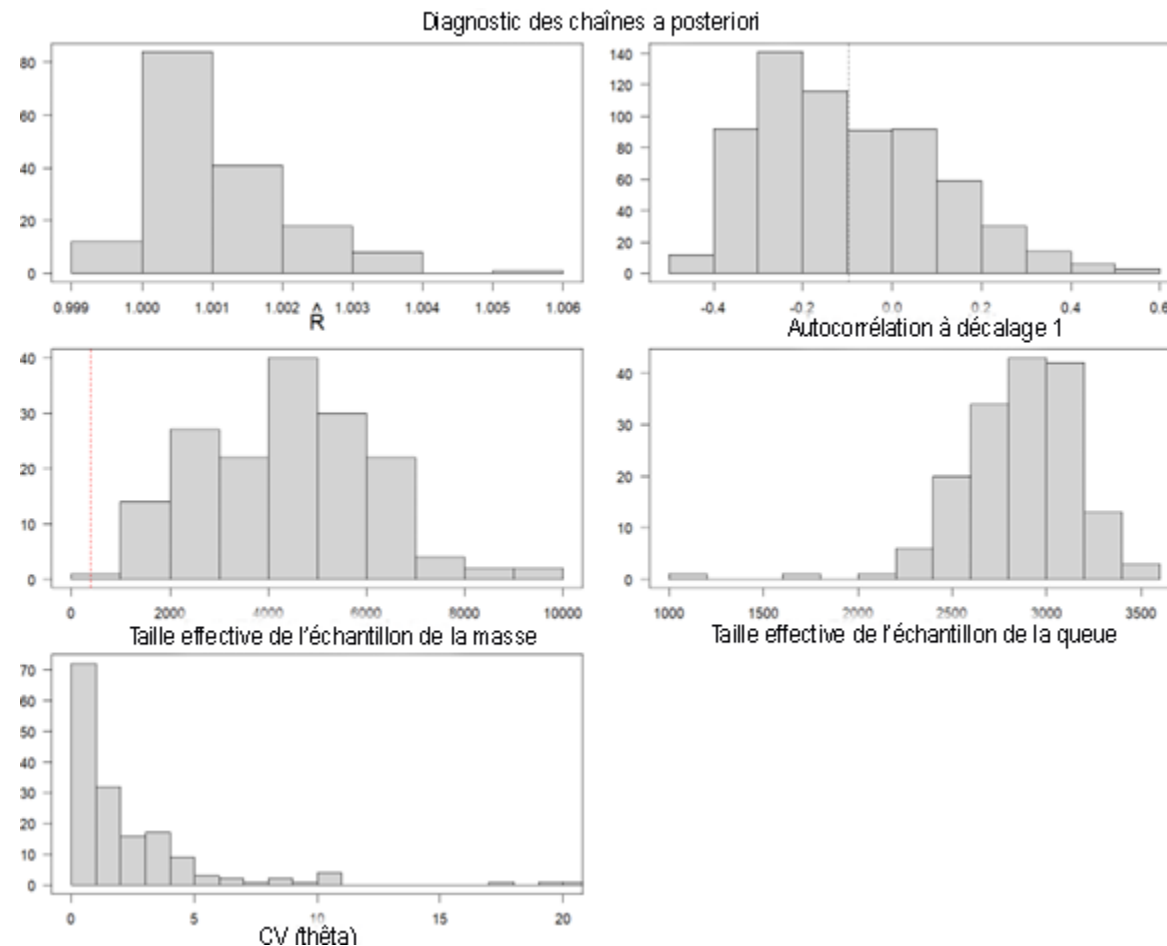


Figure D.82. Histogrammes des diagnostics de la convergence a posteriori de Bayes dans le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver pour chaque paramètre principal du modèle, illustrant la distribution des valeurs de chaque paramètre entre tous les paramètres. De gauche à droite, à partir de la rangée du haut, les paramètres sont les facteurs de réduction d'échelle de Gelman-Rubin ($\hat{R}$), les facteurs d'autocorrélation à décalage 1, la taille effective de l'échantillon (masse) des tirages dans les quantiles centraux, la taille effective de l'échantillon (queue) dans les quantiles externes et le coefficient de variation (CV) de chaque paramètre. Les lignes rouges verticales pointillées indiquent les seuils de convergence, et la ligne grise pointillée verticale indique la médiane de l'autocorrélation à décalage 1.

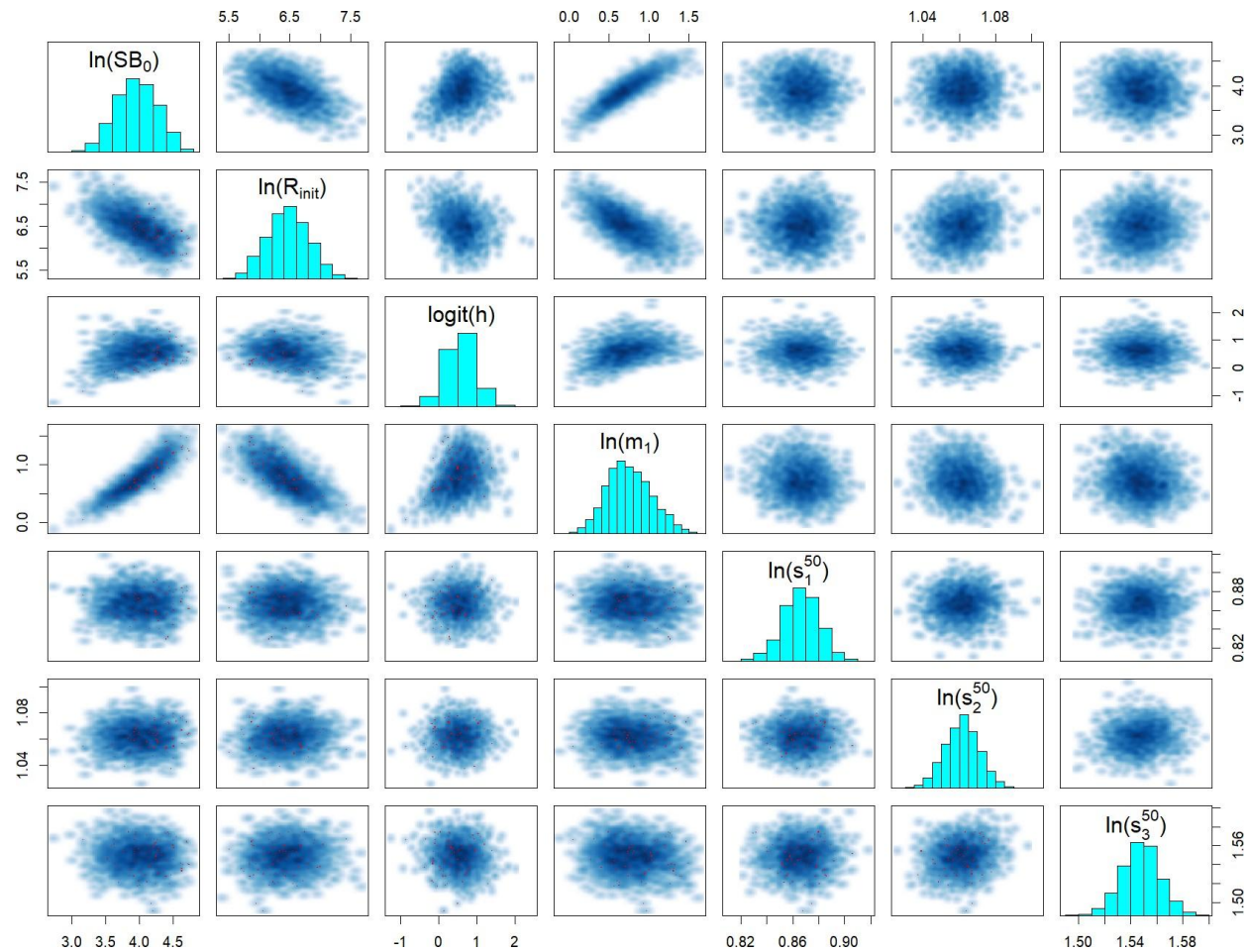


Figure D.83. Valeurs a posteriori de Bayes marginales (diagonale principale) et paires de valeurs a posteriori de Bayes marginales conjointes (hors diagonale) pour certains paramètres du cycle biologique et de la sélectivité dans le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver. Les points rouges indiquent les échantillons associés à des transitions divergentes.

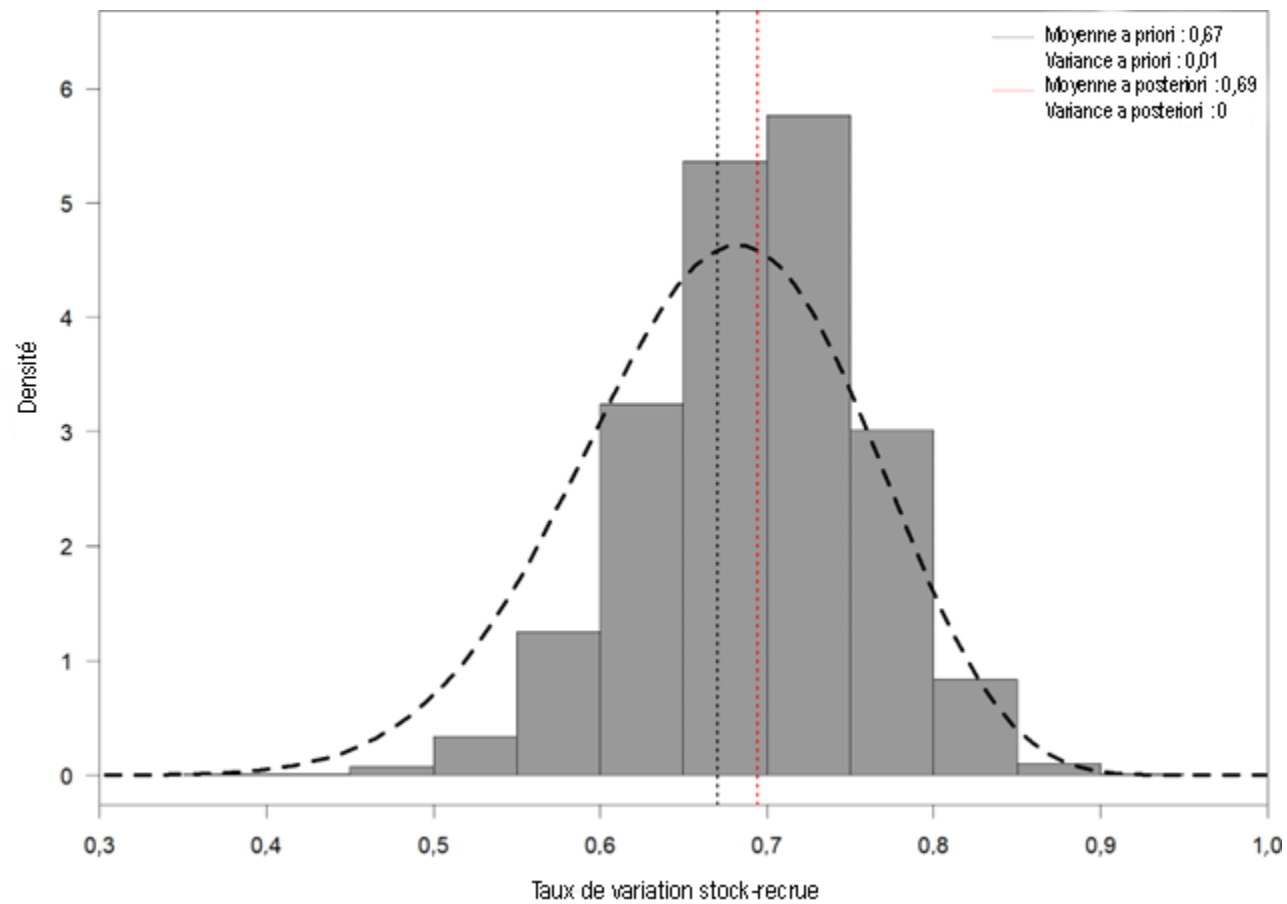


Figure D.84. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver pour le taux de variation stock-recrutement.

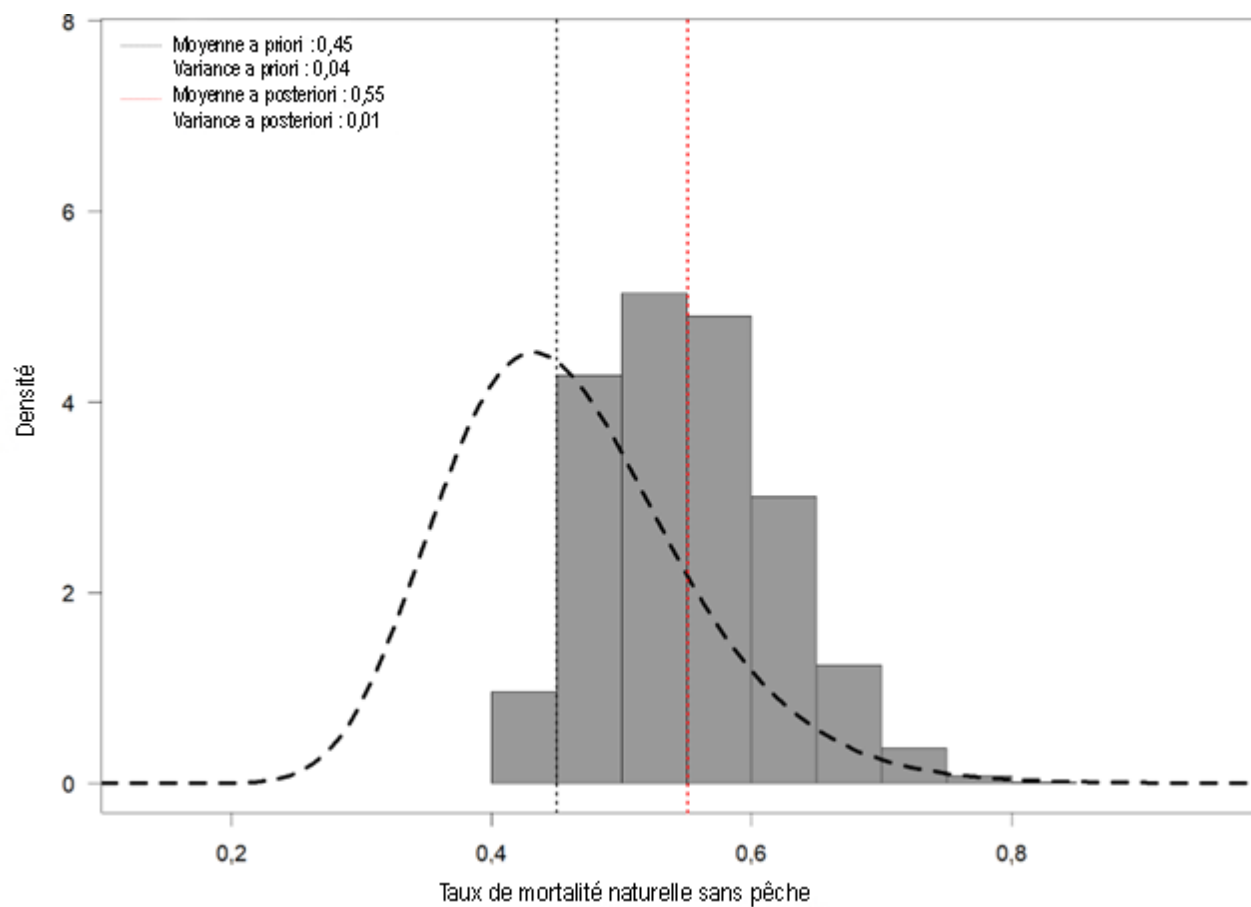


Figure D.85. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver pour le taux de mortalité naturelle sans pêche M_0 .

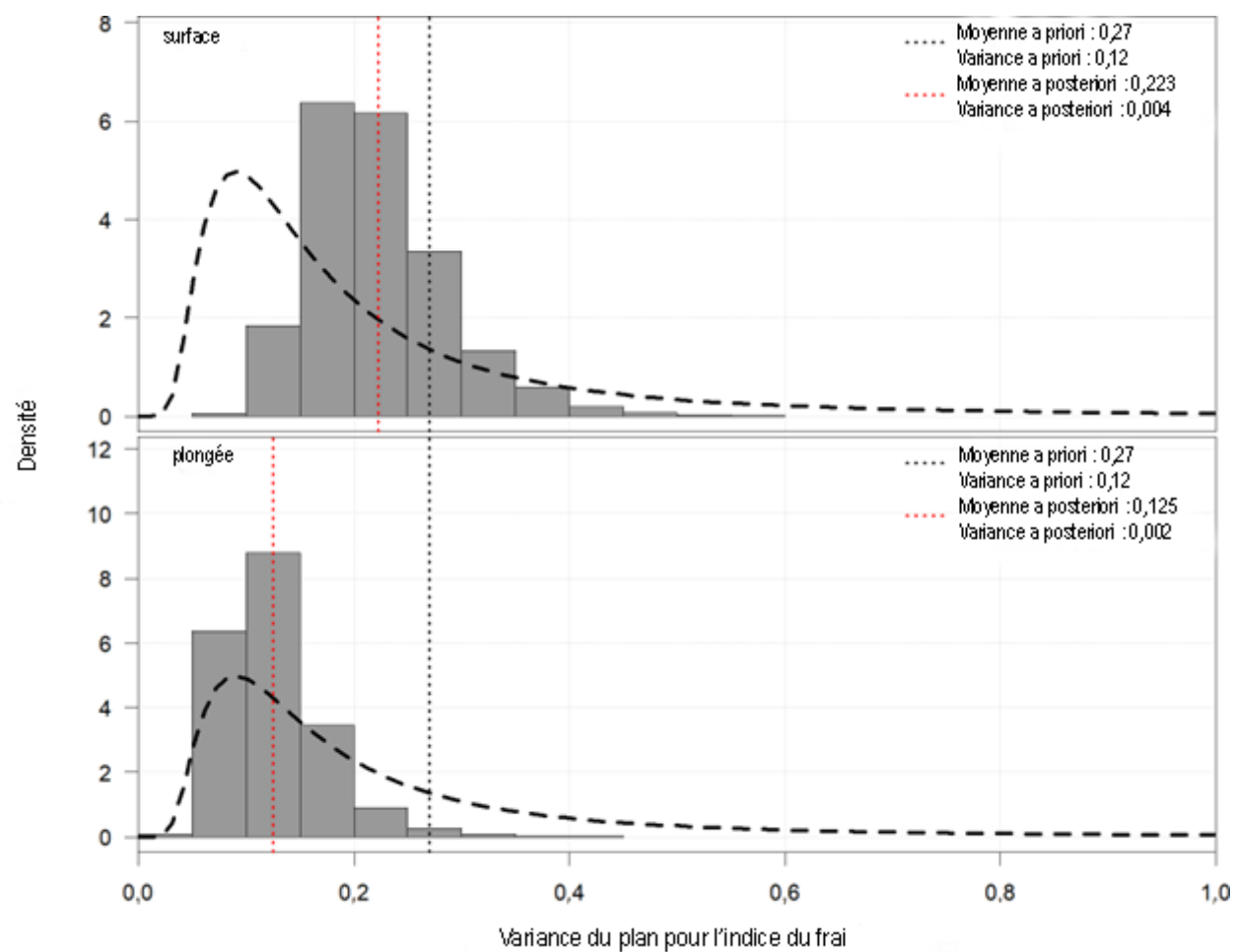


Figure D.86. Distributions des valeurs a posteriori de Bayes marginales (rectangles) et des valeurs a priori (lignes) dans le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver pour les composantes de l'erreur type des résidus d'observation de l'indice du frai du plan des relevés en plongée (en haut) et en surface (en bas).



Figure D.87. Série chronologique de la biomasse reproductrice du hareng de la côte ouest de l'île de Vancouver avec les indices du frai à l'échelle (en haut), les recrutements (deuxième rangée), la mortalité naturelle (troisième rangée) et les taux de récolte (dernière rangée). SB_0 , M_0 et R_0 sont respectivement la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre sans pêche, la mortalité naturelle et le recrutement. q_s est le coefficient de capturabilité pour les relevés en surface. SOK = récolte d'œufs sur varech. Dans le panneau du recrutement, les années pour lesquelles il manque des données sur l'âge sont indiquées par une coche le long de l'axe supérieur, dénotée par une 'I' dans la légende de la figure.

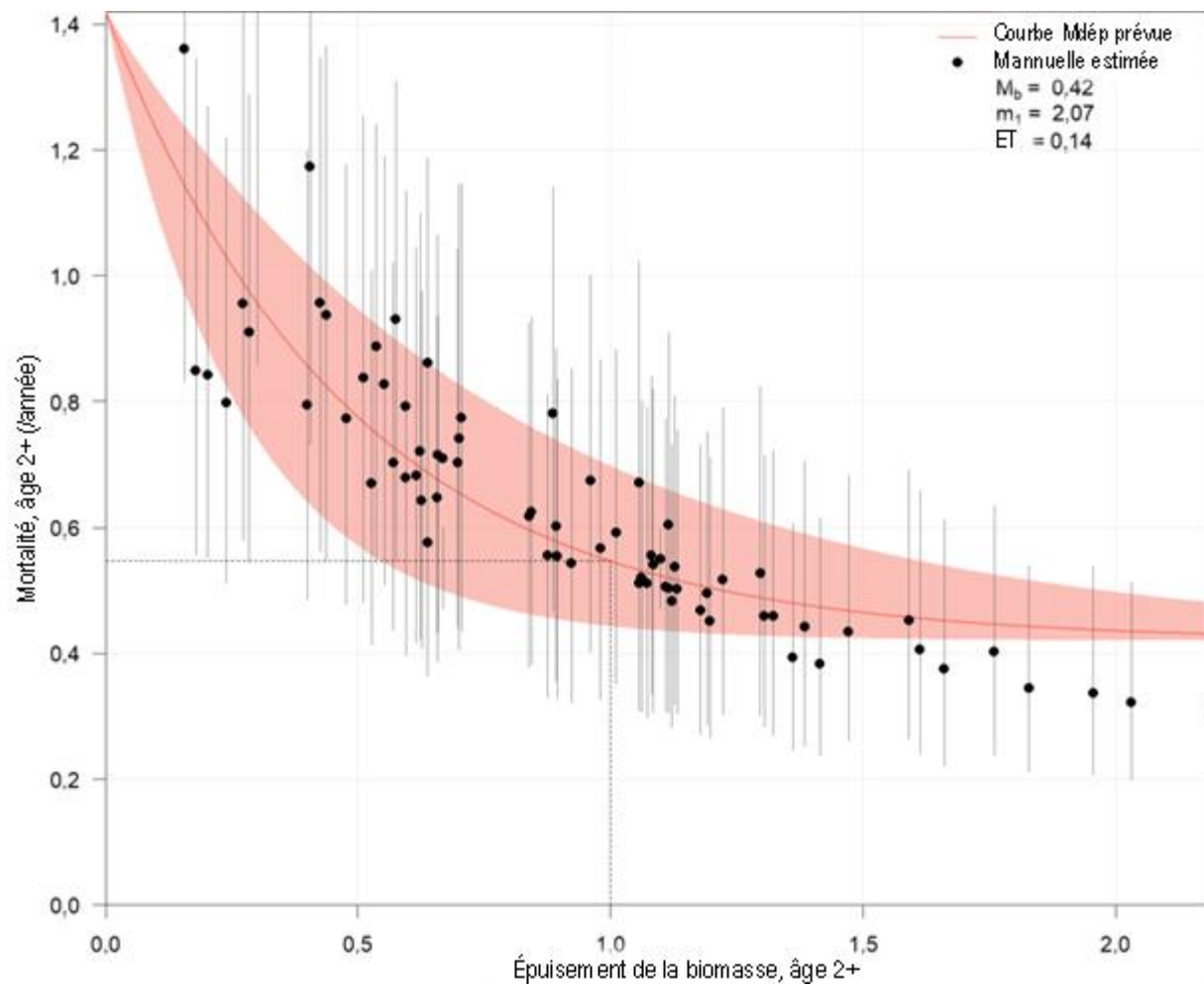


Figure D.88. Estimation par le modèle MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver des valeurs a posteriori de la relation densité-dépendance entre la biomasse à l'âge 2+ et la mortalité naturelle à l'âge 2+. La relation médiane est illustrée par une ligne épaisse, avec une plage de crédibilité a posteriori de 95 % indiquée par la région ombrée. Les points individuels montrent les estimations annuelles de la mortalité naturelle médiane a posteriori. Les paramètres affichés sont les suivants : m_1 = taux d'anticompensation et M_b = limite inférieure asymptotique de la mortalité dépendante de la densité.

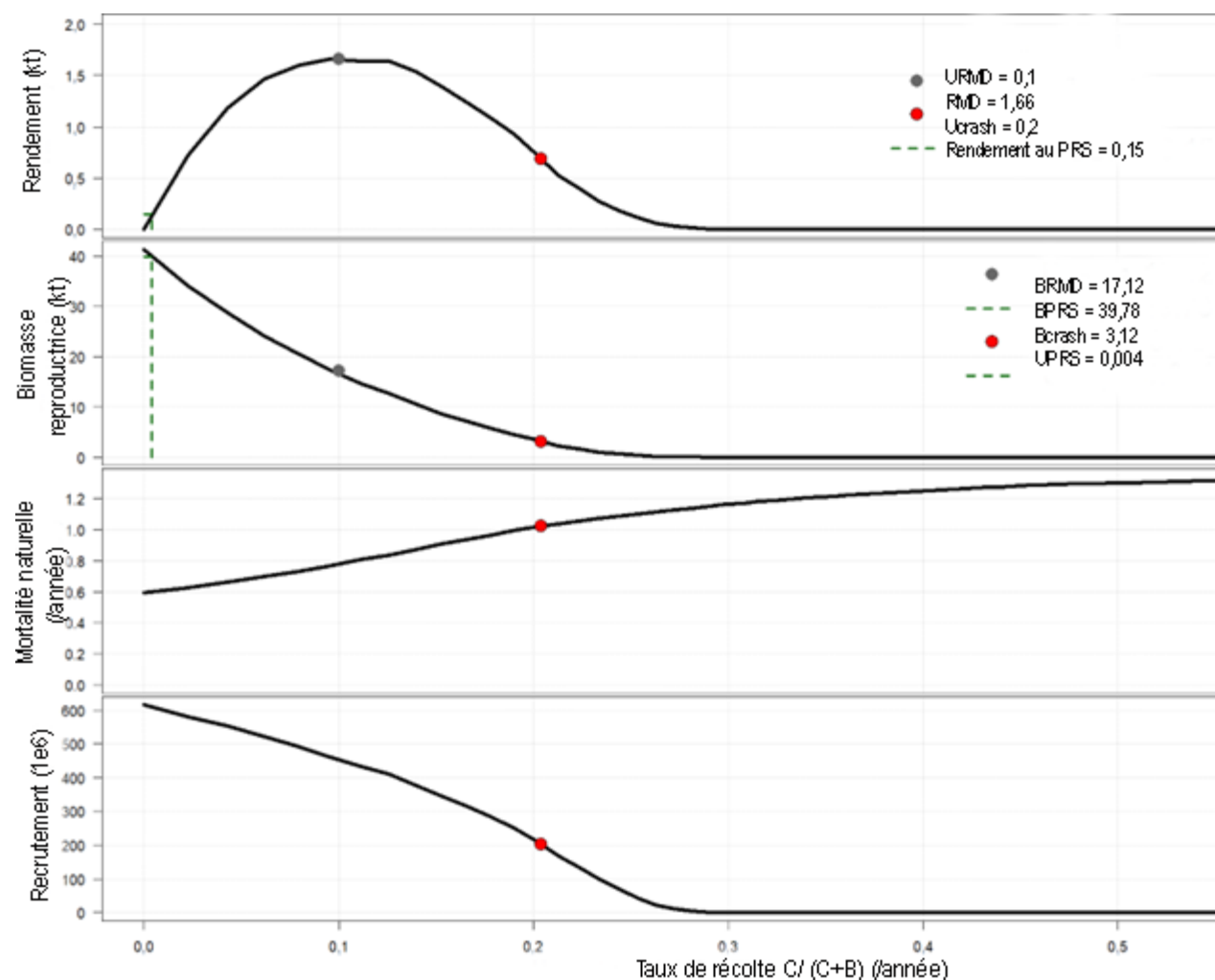


Figure D.89. Points de référence pour la côte ouest de l'île de Vancouver tirés de la médiane des équilibres modélisés des simulations de la mortalité par pêche sur 200 ans, à l'aide du MSSIPHA, avec des panneaux pour le rendement, la biomasse reproductrice, la mortalité naturelle et le recrutement. Les points gris indiquent les valeurs associées au rendement maximal durable (RMD). Les points rouges montrent les valeurs associées à la plus forte baisse du rendement. Les lignes vertes pointillées indiquent les valeurs associées au point de référence supérieur du stock (PRS). Les taux de récolte sont calculés en divisant les prises par les prises et la biomasse reproductrice.

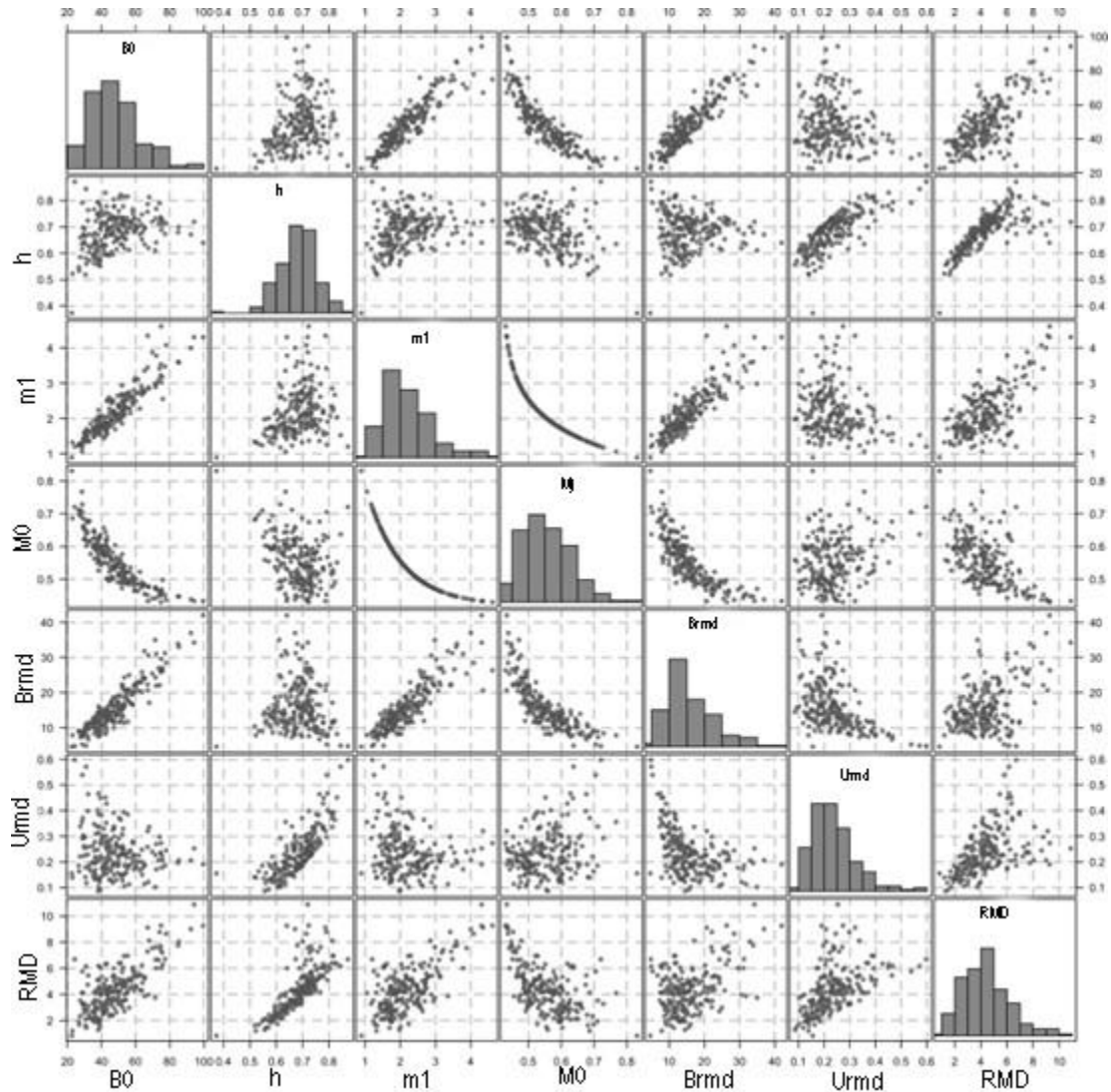


Figure D.90. Côte ouest de l'Île de Vancouver : 500 tirages aléatoires des distributions a posteriori marginales conjointes de certaines quantités du cycle biologique et des points de référence biologiques déterministes : SB_0 = biomasse reproductrice déterministe à l'équilibre sans pêche, h = taux de variation stock-recrutement, m_1 = anticompensation dans la mortalité dépendante de la densité (si estimée), M_0 = taux de mortalité déterministe à l'équilibre sans pêche, B_{RMD} = biomasse optimale déterministe, U_{RMD} = taux de récolte optimal déterministe, RMD = rendement maximal durable déterministe.

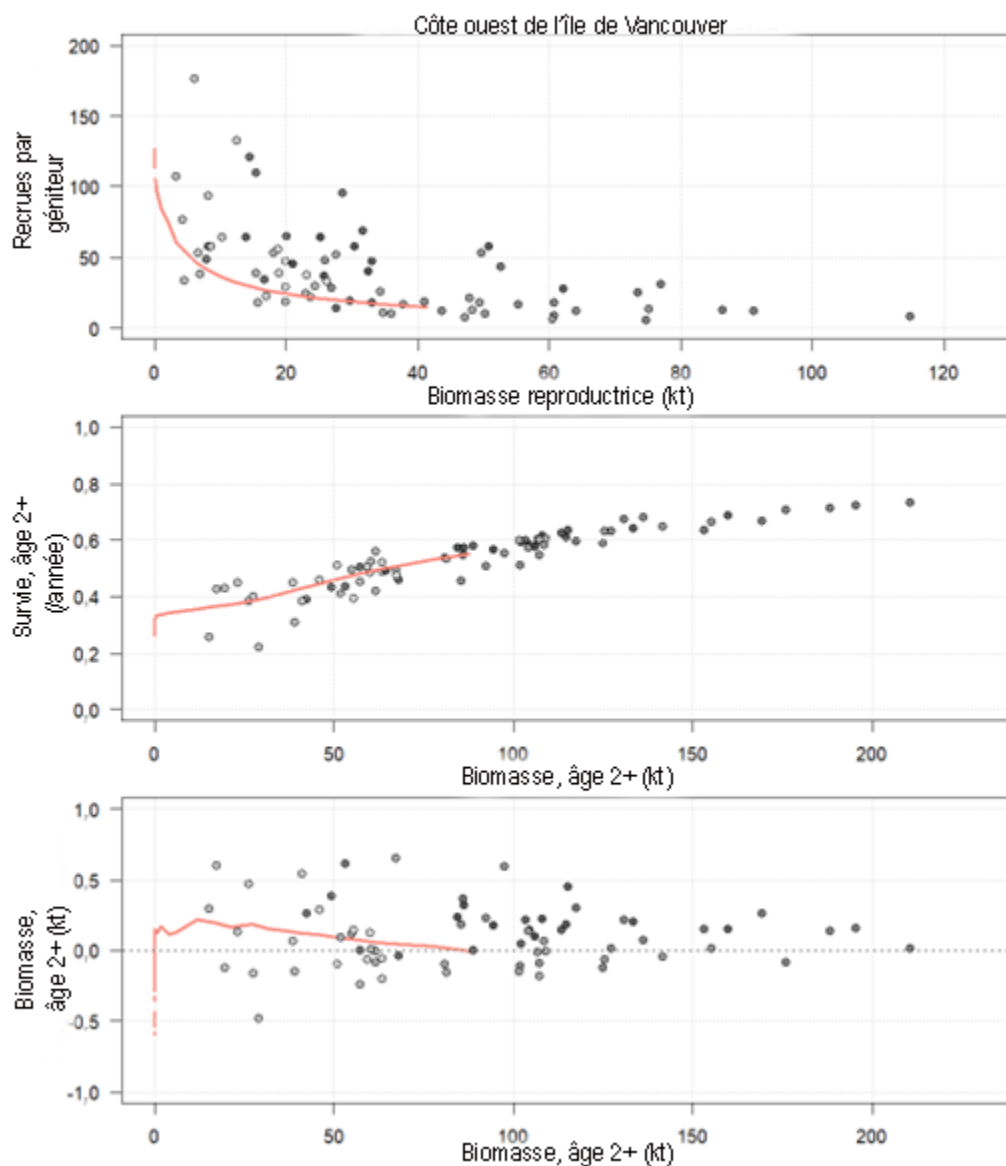


Figure D.91. Estimations (points) et équilibres déterministes (lignes) par le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver des recrues par géniteur par rapport à la biomasse reproductrice (en haut), à la mortalité dépendante de la densité chez les poissons d'âge 2+ en fonction de la biomasse d'âge 2+ (au milieu) et à la production excédentaire par tête en fonction de la biomasse d'âge 2+ (en bas). Les points sont colorés pour montrer la phase, les points clairs indiquant les années ultérieures.

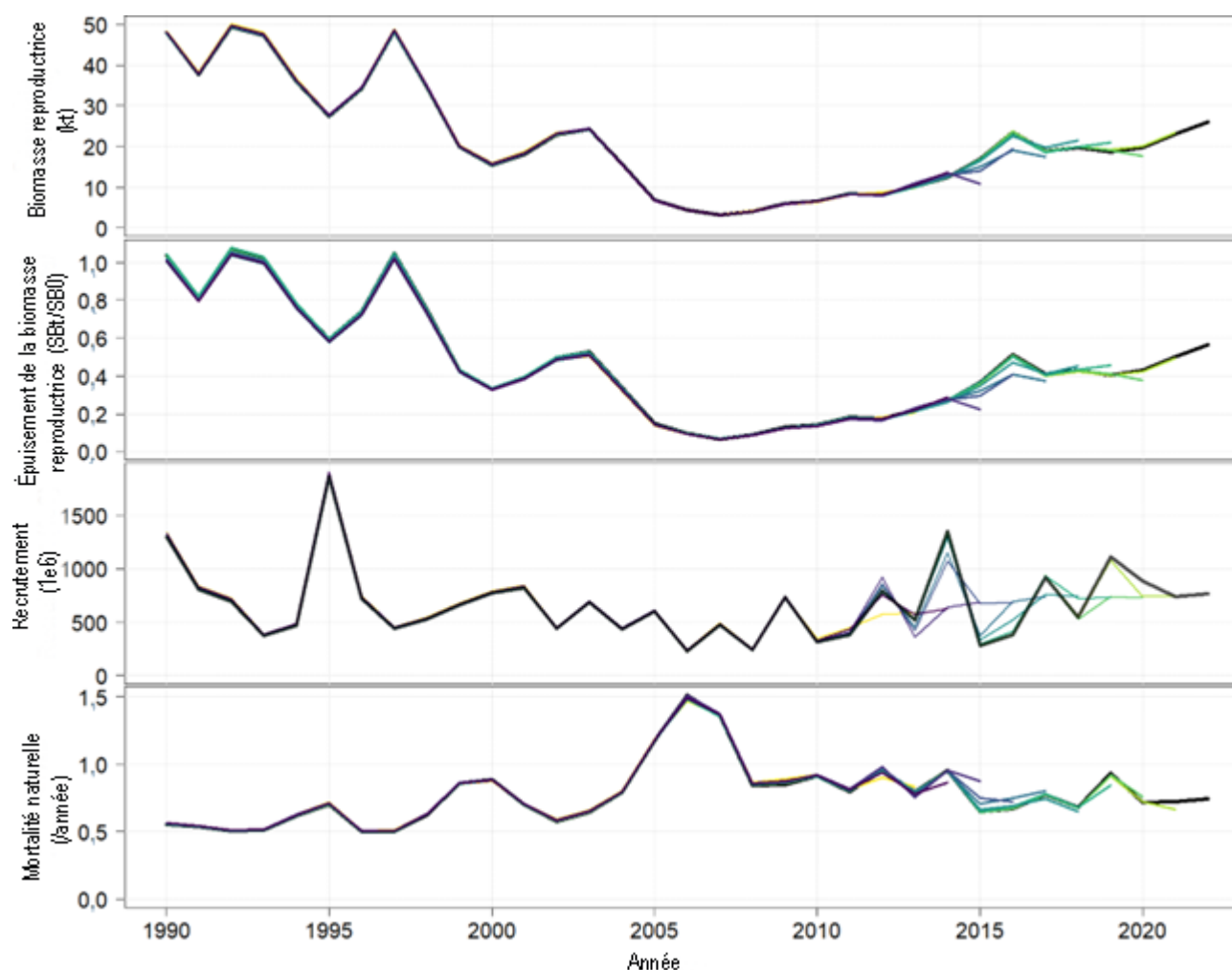


Figure D.92. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver de la biomasse reproductrice (en haut) et de l'épuisement de la biomasse reproductrice (deuxième rangée), du recrutement à l'âge 1 (troisième rangée) et de la mortalité naturelle (dernière rangée), montrant les ajustements du MSSIPHA aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022. Le modèle de référence est le plus grand ensemble de données de la couche de 2022, indiqué en noir.

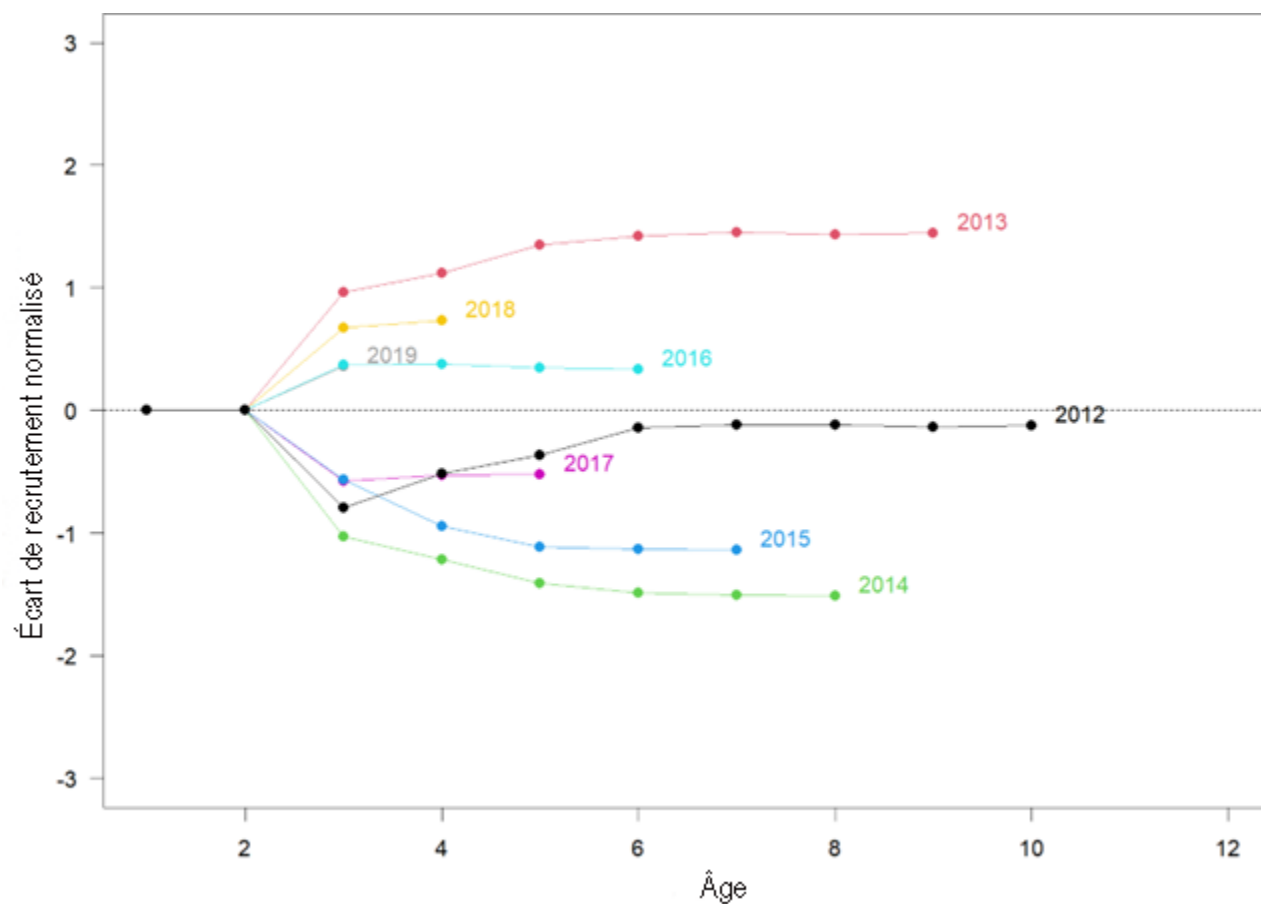


Figure D.93. Estimations rétrospectives par le MSSIPHA pour la côte ouest de l'île de Vancouver des résidus du recrutement normalisés, représentant la force des classes d'âge par rapport à la relation stock-recrutement déterministe pour les ajustements du modèle aux couches de données successives, qui sont des ensembles de données tronqués avec les années terminales de 2013 à 2022.

ANNEXE E. POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES POUR LA MORTALITÉ INDÉPENDANTE DE LA DENSITÉ

L'approche d'estimation des points de référence du hareng avec une formule de M indépendante de la densité, comme une marche aléatoire, repose sur une hypothèse simplificatrice pour tenir compte de la variation temporelle dans M . Pour les modèles de marche aléatoire (avec ou sans spline sous-jacente), il n'y a pas de mécanisme expliquant la variation dans M , donc les calculs du point de référence pour un modèle ajusté aux données de 1951 à 2022 supposent que le taux de mortalité naturelle « à l'équilibre » est la valeur moyennée dans le temps, c.-à-d.

$$M_0^{RW} = \frac{1}{T} \sum_{t=1951}^{2022} M_t, \quad (\text{E.1})$$

où $T = 2022 - 1951 + 1$ est la longueur de l'historique du modèle. On utilise ensuite le taux de mortalité M_0^{RW} pour calculer les niveaux des populations à l'équilibre pour toutes les classes d'âge et tous les niveaux de pression de la pêche. Toute dérivation du rendement à l'équilibre part de l'hypothèse qu'à l'équilibre, le recrutement équilibre la mortalité et mène au remplacement du stock reproducteur (Quinn et Deriso 1999). Dans un état sans pêche, l'hypothèse de remplacement donne

$$SB_0 = R_0 \sum_{a=1}^{A-1} e^{-(a-1)M_0^{RW}} \cdot w_a \cdot m_a + R_0 \frac{e^{-(A-1)M_0^{RW}}}{1 - e^{-M_0^{RW}}} \cdot w_A \cdot m_A$$

où w_a est le poids moyen selon l'âge de 1951 à 2022, m_a est la proportion de femelles matures à l'âge a , SB_0 est la biomasse reproductrice sans pêche et R_0 est le recrutement sans pêche. La biomasse du stock reproducteur par recrue sans pêche est

$$\phi_0 = \frac{SB_0}{R_0}.$$

La biomasse du stock reproducteur par recrue à l'équilibre peut être prolongée en présumant un remplacement pour une certaine pression de la pêche f , ce qui donne $\phi(f)$. Pour une pêche multisectorielle, comme le hareng de la Colombie-Britannique, la variable $f \in [0, \infty)$ paramètre une trajectoire dans l'espace des taux de mortalité de la pêche propres à la flottille comme $F_g = r_g \cdot f$, où r_g est un scalaire de la mortalité par pêche relative dérivé de l'allocation moyenne des prises entre les flottilles au cours des 20 dernières années où la pêche a été pratiquée. On utilise les taux de mortalité par pêche relative r_g pour trouver des rendements durables et, de ce fait, des valeurs du RMD qui correspondent aux allocations récentes entre les secteurs pour chaque région d'évaluation des stocks lorsque $f = M_0$ (tableau 7). Pour les flottilles de la pêche du hareng rogué à la senne, de la pêche au filet maillant et des pêches de réduction/consommation et appât, le rendement est mesuré comme les prises en unités de biomasse, mais en produit d'œufs sur varech débarqué pour la récolte d'œufs sur varech. L'allocation pour toutes les pêches est fondée sur la biomasse, les œufs sur varech débarqués étant convertis en équivalent de la biomasse mise en bassin au moyen du modèle de conversion des œufs sur varech. Les points de référence sont sensibles au choix des scalaires r_g .

Il y a un continuum des équilibres des populations stables associé à une vaste fourchette de taux de récolte constants (c.-à-d. taux de mortalité par pêche ou taux de récolte) dans des

conditions de recrutement déterministes, de sorte que les rendements à l'équilibre connexes le long de la courbe du rendement sont également stables. Ainsi, tout rendement à l'équilibre est par définition durable dans ces mêmes conditions. La définition traditionnelle du *RMD*, dans un système à secteur unique, est le point stationnaire (c.-à-d. Optimal) sur la courbe du rendement à l'équilibre sur l'espace décisionnel unidimensionnel des taux de mortalité par pêche. Pour la généralisation à des systèmes plus complexes avec plusieurs flottilles, le rendement à l'équilibre forme une surface sur cet espace décisionnel. Cette surface a un maximum global, qui peut correspondre aux objectifs de pêche en ce qui concerne l'allocation, mais pas toujours, et d'autres considérations, comme la politique, peuvent définir des contraintes. Dans ces cas, le rendement maximum durable est le rendement optimal sur le nouvel espace décisionnel contraint, défini ici par le paramétrage de r_g , plutôt que par l'optimum global.

Pour calculer $\phi(f)$, il est algébriquement plus simple de définir la survie à l'âge pour un paramètre de mortalité par pêche f donné comme suit

$$S_{a,f} = \begin{cases} e^{-\sum_{a'=1}^a Z_{a'}} & a < A_s \\ \frac{e^{-\sum_{a'=1}^a Z_{a'}}}{1 - e^{-\sum_{a'=1}^{A_s} Z_{a'}}} & a = A_s, \end{cases}$$

où $Z_a = M_0^{RW} + \sum_g s_{a,g} F_g$ est la mortalité totale pour la classe d'âge a , $s_{a,g}$ est la sélectivité dans la pêche à l'âge pour l'engin g et $r_g F$ est la mortalité par pêche paramétrée. Ensuite, on obtient la biomasse du stock reproducteur à l'équilibre avec pêche avec l'équation

$$\phi(f) = \frac{B_f}{R_f} = \sum_{a=1}^A S_{a,f} w_a \cdot m_a.$$

De même, le rendement à l'équilibre par recrue à la valeur du paramètre de recherche de la grille f est calculé à partir de la mortalité totale à l'aide de l'équation de Baranov

$$YPR(f) = \sum_{a=1}^A S_{a,f} \cdot w_a \cdot (1 - e^{-Z_a}) \cdot \frac{s_a F_g}{Z_a}.$$

Pour dériver la biomasse reproductrice à l'équilibre et le rendement à partir de $\phi(f)$ et $YPR(f)$, et ainsi établir le *RMD* et B_{RMD} , il faut connaître le recrutement à l'équilibre R_f , qui jusqu'alors n'était pas nécessaire. Pour une fonction de stock-recrutement de Beverton-Holt paramétrée par le taux de variation stock-recrue h et SB_0 , le recrutement à l'équilibre est donné par la formule

$$R_f = \frac{R_0 \cdot 4h \cdot SB_f}{SB_0 \cdot (1 - h) + (5h - 1) \cdot SB_f},$$

dans laquelle on peut remplacer la biomasse reproductrice par $SB_f = R_f \phi(f)$, ce qui donne

$$R_f = \frac{R_0 4h \phi(f) - SB_0 (1 - h)}{5h - 1}.$$

Pour un paramètre de mortalité par pêche f donné, le rendement à l'équilibre et la biomasse reproductrice sont ensuite calculés comme suit :

$$Y(f) = R_f \cdot YPR(f), \tag{E.2}$$

$$SB_f = R_f \cdot phi_f. \quad (E.3)$$

Les points de référence normalisés fondés sur le *RMD* pour les pêches multisectorielles sont maintenant facilement dérivés des équations E.2 et E.3 ci-dessus. Tout d'abord, le rendement maximal durable est

$$RMD = \max_f Y(f). \quad (E.4)$$

Ensuite, le taux optimal de mortalité par pêche associé qui produit le *RMD* est défini comme suit :

$$F_{RMD} = \arg \max_f Y(f), \quad (E.5)$$

et la biomasse optimale qui produit le *RMD* est

$$SB_{RMD} = R_{f=F_{RMD}} \cdot \phi(f = F_{RMD}). \quad (E.6)$$

Enfin, pour le hareng, le taux de récolte atteignant le *RMD* est défini comme suit :

$$U_{RMD} = \frac{RMD}{RMD + SB_{RMD}}. \quad (E.7)$$