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 2026/068

Région du Pacifique

Évaluation de la plie de Californie en Colombie-Britannique en 2024

Mackenzie Mazur, Kendra Holt, Nick Fisch et Philina English

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

Octobre 2026

Canada

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



© 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 978-1-100-00476-1 N° cat. Fs70-5/2025-068F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Mazur, M., Holt, K., Fisch, N. et English, P. 2026. Évaluation de la plie de Californie en Colombie-Britannique en 2024. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2026/068. vi + 198 p.

Also available in English :

Mazur, M., Holt, K., Fisch, N., and English, P. 2026. Assessment of Petrale Sole in British Columbia in 2024. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2026/068. vi + 180 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ vi
1. INTRODUCTION 1
1.1. OBJECTIFS POUR L'ÉVALUATION DU STOCK EN 2024 2
1.2. STRUCTURE DU STOCK 3
2. MÉTHODES 6
2.1. DONNÉES D'ENTRÉE 6
2.1.1. Prises dans la pêche 8
2.1.2. Indices de l'abondance 9
2.1.3. Composition selon l'âge et la longueur 9
2.2. PARAMÈTRES BIOLOGIQUES 10
2.3. MODÈLE D'ÉVALUATION DU STOCK 11
2.3.1. Modèle d'ensemble de référence 14
2.3.2. Analyse de sensibilité 14
2.4. POINTS DE RÉFÉRENCE 16
2.5. PROJECTIONS POUR LES AVIS SUR LES PRISES 18
2.6. CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET BIOLOGIE DE L'ESPÈCE 18
2.6.1. Régressions bayésiennes dans les séries chronologiques 18
2.6.2. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur le recrutement 19
2.6.3. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur l'état corporel des juvéniles et des adultes démersaux 20
3. RÉSULTATS 20
3.1. DIAGNOSTICS DES MODÈLES 20
3.1.1. Ajustements des indices 20
3.1.2. Ajustements de la composition 23
3.1.3. Analyse rétrospective 37
3.2. RÉSULTATS DU MODÈLE D'ENSEMBLE DE RÉFÉRENCE 42
3.2.1. Paramètres estimés 42
3.2.2. Justification des points de référence fondés sur le RMD 48
3.2.3. État du stock 49
3.2.4. Tableaux de décision 55
3.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ 58
3.4. CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET BIOLOGIE DE L'ESPÈCE 64
3.4.1. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur le recrutement 64
3.4.2. Indices de l'état corporel 65
3.4.3. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur l'état corporel 67
4. DISCUSSION 68
4.1. PORTRAIT GLOBAL 68
4.2. MISES À JOUR DE L'ÉVALUATION DE 2006 68

4.3. COMPARAISON AVEC LA PLIE DE CALIFORNIE SUR LA CÔTE OUEST DES ÉTATS-UNIS....69
4.4. INCERTITUDE DANS LES DONNÉES SUR LA COMPOSITION SELON L'ÂGE....69
4.5. INCERTITUDE CONCERNANT LES PRISES HISTORIQUES....71
4.6. INCERTITUDE DANS LA DÉLIMITATION DES STOCKS....72
4.7. PRODUCTIVITÉ ET RÉPERCUSSIONS ENVIRONNEMENTALES....72
4.8. CALENDRIER D'ÉVALUATION....73
4.9. RECOMMANDATIONS....74
REMERCIEMENTS....75
RÉFÉRENCES CITÉES....75
ANNEXE A. HISTORIQUE DE LA PÊCHE ET DES PRISES....80
A.1. HISTORIQUE DE LA PÊCHE....80
A.1.1. Des années 1930 aux années 1960....80
A.1.2. Des années 1960 à 1995....81
A.1.3. De 1996 à aujourd'hui....81
A.2. DONNÉES SUR LES PRISES....83
A.2.1. Prises conservées....83
A.2.2. Prises rejetées....85
RÉFÉRENCES CITÉES....89
ANNEXE B. ANALYSES BIOLOGIQUES....90
B.1. MODÈLE DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY....90
B.2. MODÈLE POIDS-LONGUEUR....92
B.3. MATURITÉ....94
B.4. COMPOSITION SELON L'ÂGE ET LA LONGUEUR....96
B.4.1. Expansion de la composition selon l'âge et la longueur....96
B.5. ERREUR DANS LA DÉTERMINATION DE L'ÂGE....113
RÉFÉRENCES CITÉES....116
ANNEXE C. STANDARDISATION DES CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE....118
C.1. DÉFINITION DE LA FLOTTE....118
C.1.1. Flotte historique : De 1954 à 1995....118
C.1.2. Flotte moderne : De 1996 à 2023....118
C.2. PRÉDICTEURS DE LA STANDARDISATION....119
C.3. RÉSULTATS....120
C.3.1. CPUE de la période historique (de 1954 à 1995)....120
C.3.2. CPUE de la période moderne (de 1996 à 2023)....128
RÉFÉRENCES CITÉES....135
ANNEXE D. INDICES DES RELEVÉS....137
D.1. RELEVÉS SYNOPTIQUES AU CHALUT DU MPO : MODÉLISATION GÉOSTATISTIQUE....137
D.1.1. Méthodes....137

D.1.2. Résultats....140
D.2. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DE LA NOAA....146
RÉFÉRENCES CITÉES....147
ANNEXE E. STRUCTURE DU MODÈLE STOCK SYNTHESIS....148
RÉFÉRENCES CITÉES....154
ANNEXE F. DIAGNOSTICS DE MCCM....155
ANNEXE G. ANALYSE DE SENSIBILITÉ AVEC LES RÉSULTATS DE L'EMV....164
ANNEXE H. AJUSTEMENTS AUX COMPOSITIONS DU MODÈLE DE LONGUEUR ET D'ÂGE CONDITIONNEL SELON LA LONGUEUR....170
ANNEXE I. RÉGRESSIONS DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES ENTRE LES CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET LA BIOLOGIE DE L'ESPÈCE....173
I.1. SOURCES DE DONNÉES ENVIRONNEMENTALES ET REGROUPEMENT SPATIOTEMPOREL....173
I.2. VARIABLES DE RÉPONSE BIOLOGIQUE AVEC INCERTITUDE....177
I.3. RÉGRESSION DANS SÉRIES CHRONOLOGIQUES....178
RÉFÉRENCES CITÉES....184
ANNEXE J. INDICES DE L'ÉTAT CORPOREL PROPRES AU SEXE ET À LA MATURITÉ....185
J.1. DIVISION DES SPÉCIMENS ET PRISES TOTALES SELON LE SEXE ET LA MATURITÉ....185
J.2. ESTIMATIONS SPATIO-TEMPORELLES DE LA DENSITÉ DE LA BIOMASSE....186
J.3. INDICES DE L'ÉTAT CORPOREL DE LE CREN....192
RÉFÉRENCES CITÉES....197

RÉSUMÉ

Le présent document présente un nouveau cadre d'évaluation du stock et rend compte de l'état de la plie de Californie (*Eopsetta jordani*) au large de la côte de la Colombie-Britannique à l'aide des données allant jusqu'en 2023 dans les eaux extracôtières (toutes les zones, à l'exception de la zone 4B). La dernière évaluation du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique a été fondée sur des données allant jusqu'en 2006. Cette évaluation du stock a porté sur une seule population à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique. Il n'y a actuellement aucune preuve indiquant qu'il existe des stocks biologiques distincts de plie de Californie au large de la côte de la Colombie-Britannique. On a estimé l'état du stock de plie de Californie au moyen d'un modèle statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes, développé à l'aide de la plateforme Stock Synthesis. Le modèle a été adapté aux données sur les prises (de 1938 à 2023), à trois indices de relevé (de 2003 à 2023) et aux données sur la composition selon l'âge de la pêche et des relevés (de 2004 à 2019). On a pris en compte l'hétérogénéité spatiale d'une population à l'échelle en estimant des sélectivités distinctes pour les trois relevés. Il a fallu fixer la mortalité naturelle (*M*) à une valeur présumée pour obtenir un ajustement raisonnable aux données, mais le paramètre de taux de variation de la fonction stock-recrutement a été estimé à l'aide d'une distribution a priori informative. Un cadre bayésien a été utilisé pour l'ajustement du modèle avec la procédure d'échantillonnage « sans retour » de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov [MCCM]). La valeur présumée de *M* a été définie comme une incertitude importante dans cette évaluation du stock, ce qui a mené à l'élaboration d'un modèle d'ensemble fondé sur trois modèles distincts de *M*. Cette approche a permis d'intégrer l'incertitude découlant du choix de *M* dans l'état du stock et l'avis sur les prises. Des points de référence fondés sur le rendement maximal durable (RMD) sont recommandés pour caractériser l'état du stock et éclairer les décisions sur les prises. L'état du stock en 2024 a été estimé comme étant dans la zone saine, la biomasse du stock reproducteur (BSR) femelle en 2024 (B_{2024}) étant bien supérieure à la B_{RMD} dans le modèle d'ensemble ainsi que dans chacun des trois modèles individuels de *M*. Dans tous les cas, la probabilité que B_{2024} soit supérieure au PRL était de 100 %. La pression de la pêche a également été estimée comme étant relativement faible à l'heure actuelle par rapport à F_{RMD}, avec une valeur de *F* en 2023 estimée à 24 % (intervalle de crédibilité à 95 % = 10-46 %) de F_{RMD}. Les projections prédisent que le stock se situera dans la zone saine selon divers niveaux de prises, la probabilité que *F* soit inférieure à F_{RMD} diminuant lorsque les niveaux de prises sont supérieurs au RMD. Les analyses de sensibilité montrent que la plupart des incertitudes ont eu une incidence relativement faible sur l'extrant, mais différentes hypothèses de *M* ont donné lieu à de grandes différences, ce qui justifie le choix d'un modèle d'ensemble de référence. Les conditions environnementales n'ont pas été intégrées à l'évaluation du stock, mais les relations entre les conditions environnementales et la dynamique de la plie de Californie ont été explorées, ce qui pourrait éclairer l'utilisation des variables environnementales dans les évaluations futures.

1. INTRODUCTION

La plie de Californie (*Eopsetta jordani*) est un poisson plat dextre, c'est-à-dire qu'il porte les yeux sur le côté droit. Cette espèce, de la famille Pleuronectidae, habite le nord-est de l'océan Pacifique, et son aire de répartition s'étend de la Basse-Californie aux îles Aléoutiennes en Alaska (Love 2011). On trouve habituellement la plie de Californie sur des substrats à fond mou à des profondeurs allant de 0 à 500 m, selon la période de l'année. La répartition de la plie de Californie est fortement saisonnière. Pendant les mois d'hiver, la plie de Californie a tendance à se rassembler dans des lieux de fraie bien définis en eau profonde, tandis qu'en été, l'espèce est plus uniformément dispersée à des profondeurs moins profondes le long du plateau continental (Pedersen 1975; Powell *et al*. 2022). La plie de Californie se nourrit principalement de poissons et d'invertébrés pélagiques ou semi-pélagiques, les euphausiacés étant ses proies dominantes, suivis du hareng (*Clupea pallasii*), du lançon (*Ammodytes hexapterus*) et des crevettes (pandalidés) par ordre de fréquence décroissant (Ketchen et Forrester 1966). La plie de Californie se nourrit également de crabes, de pieuvres, de calmars, d'anchois, de merluches et d'autres sébastes et poissons plats plus petits (Kravitz *et al*. 1977; Birtwell *et al.* 1984; Reilly *et al.* 1994; Love 1996; Pearsall et Fargo 2007). La plie de Californie est davantage piscivore lorsqu'elle est de grande taille (Allen *et al* 2006).

En Colombie-Britannique, la plie de Californie est principalement récoltée dans le cadre de la pêche plurispécifique au chalut du poisson de fond. La pêche de la plie de Californie en Colombie-Britannique s'est développée rapidement entre les années 1930 et 1950 en raison de la forte demande de plie de Californie comme poisson consommé à des fins alimentaires. Une grande partie des prises des premières années ont été effectuées par des navires américains qui pêchaient dans les eaux canadiennes (Ketchen et Forrester 1966). La pêche a atteint un sommet en 1948, avec 6 193 tonnes de prises enregistrées dans les eaux de la Colombie-Britannique. La découverte de regroupements de reproducteurs en eau profonde de plie de Californie au large de l'île de Vancouver en 1953 a aidé à maintenir des niveaux de prises annuels relativement stables malgré la diminution des prises dans les localités côtières de pêche estivale. À la fin des années 1950 et 1960, l'abondance de plie de Californie en Colombie-Britannique était considérée comme en déclin en raison de la surexploitation. Des restrictions de gestion ont été mises en place en vue de protéger les bancs de reproducteurs et limiter les pêches dirigées. Durant cette période, la plie de Californie est devenue une espèce d'importance secondaire pour la pêche au chalut. Les limites de sorties saisonnières et les restrictions sur la pêche dirigée sont demeurées en place jusqu'au passage à la gestion par quotas individuels transférables (QIT) pour la pêche intégrée des poissons de fond à compter de 1996-1997, date à laquelle un total admissible des captures (TAC) a été mis en place à l'échelle de la côte. À l'heure actuelle, en vertu du Plan de gestion intégrée des pêches au poisson de fond du Pacifique (MPO 2024a), le TAC pour la plie de Californie est fixé à 900 t à l'échelle de la côte. Les niveaux des prises, y compris les rejets, de 2019 à 2023, s'élevaient en moyenne à 630 t par an, dans une fourchette de 485 à 769 t (figure 1). Les rejets de plie de Californie sont relativement faibles. De plus amples détails sur la pêche sont disponibles à l'annexe A.

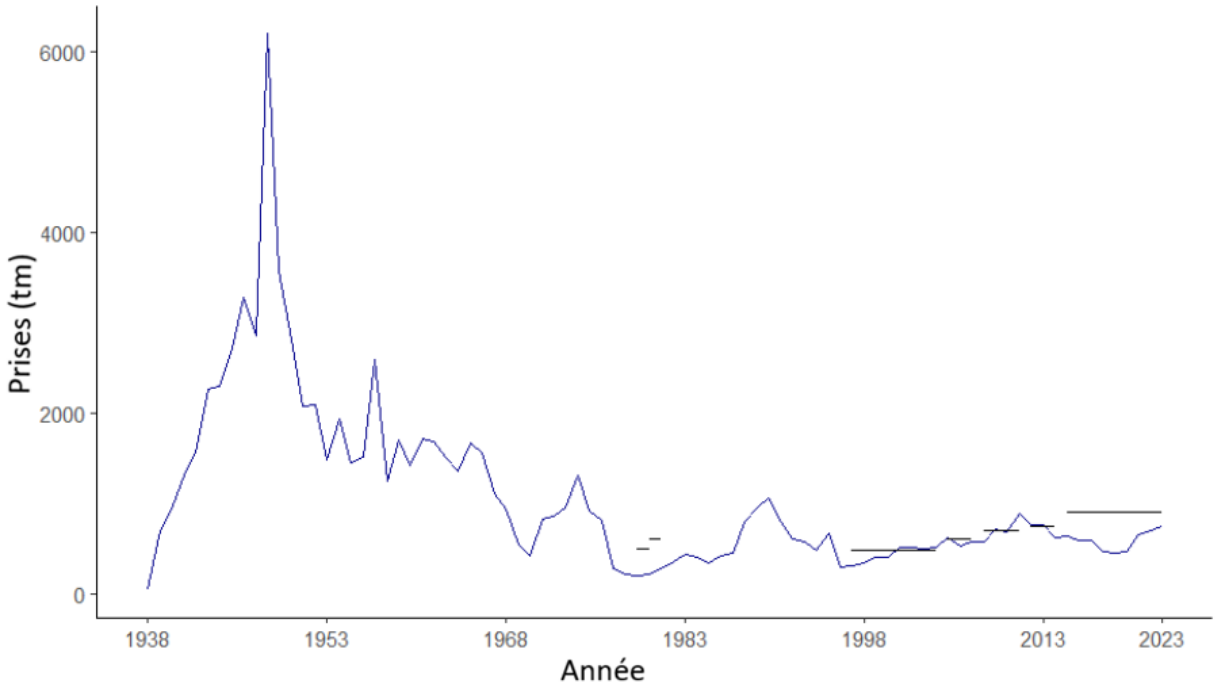


Figure 1. Prises de plie de Californie (lignes bleu foncé) et total autorisé des captures (lignes noires horizontales).

1.1. OBJECTIFS POUR L'ÉVALUATION DU STOCK EN 2024

L'Unité de gestion des poissons de fond de Pêches et Océans Canada (MPO) a demandé une évaluation de la plie de Californie (*Eopsetta jordani*) en Colombie-Britannique (C.-B.) par rapport aux points de référence qui sont conformes à l'approche de précaution du MPO (MPO 2009). La dernière évaluation du stock a été effectuée en 2006 à l'aide d'un modèle à différences retardées (Starr 2009). L'avis qui en a résulté présentait une grande incertitude, comme en témoignent la forte sensibilité à la mortalité naturelle présumée (*M*) et les règles de sélection des données utilisées aux fins de la création des indices d'abondance des captures par unité d'effort (CPUE) dépendants de la pêche. Avant l'évaluation du stock en 2006, des évaluations du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique avaient été réalisées en 2003 (Starr et Fargo 2004) et en 1998 (Fargo 1999). Les modèles d'évaluation du stock antérieurs pour la plie de Californie n'intégraient pas de données sur la composition par âge ou par longueur, en raison de la disponibilité limitée des données à ce moment-là. L'évaluation actuelle utilise un modèle statistique des prises selon l'âge plus intensif en données, compte tenu de 17 années supplémentaires de données depuis 2006, ainsi que de l'élaboration des relevés synoptiques plurispécifiques au chalut de fond des poissons de fond au début des années 2000.

Les objectifs de l'évaluation actuelle du stock pour 2024 sont les suivants :

1. Évaluer la pertinence d'un nouveau cadre de modélisation de l'évaluation pour la plie de Californie en Colombie-Britannique mis en œuvre par l'entremise du programme Stock Synthesis (Methot *et al*. 2020). Divers ensembles de données et structures de modèles, notamment des modèles d'évaluation selon l'âge et la taille, seront envisagés et examinés.
2. Discuter d'un point de référence limite (PRL) pour la plie de Californie au Canada et formuler des recommandations connexes, ce qui comprend les considérations biologiques et la justification employées pour déterminer un tel point de référence, ainsi qu'un point de

référence supérieur (PRS) potentiel, un taux d'exploitation de référence (TER) potentiel et des points de référence cibles (PRC) potentiels. Fournir une justification si le PRL, le PRS potentiel et le TER potentiel diffèrent des points de référence par défaut établis selon la politique sur approche de précaution (AP; 0,4 B_{RMD}, 0,8 B_{RMD} et F_{RMD}, respectivement).

3. Décrire les sources d'incertitude relatives aux données d'entrée et aux hypothèses du modèle, et étudier la façon dont cette incertitude influe sur les prévisions du modèle en ce qui a trait à la productivité, aux points de référence et aux tendances de biomasse et de recrutement.
4. Déterminer l'approche privilégiée au moyen d'un modèle de référence, ou d'un ensemble de modèles de référence à combiner à l'aide d'une approche d'ensemble, qui peut être utilisé pour caractériser l'état du stock de plies de Californie en Colombie-Britannique. Évaluer l'état actuel de la plie de Californie dans les eaux de la Colombie-Britannique par rapport aux points de référence recommandés.
5. Au moyen de tableaux de décision probabilistes, évaluer les conséquences de diverses politiques en matière de pêche sur la biomasse projetée (et le taux d'exploitation) par rapport aux points de référence pendant une période de dix ans.
6. Si les estimations indiquent que la biomasse du stock est inférieure au PRL, fournir des directives qui correspondent à l'élaboration de plans de rétablissement au titre du cadre de l'AP pour la plie de Californie en vue de respecter la récente mesure législative (*Loi sur les pêches*).
7. Examiner comment les conditions environnementales et des aspects de la biologie de l'espèce peuvent influer sur le stock, comme il est décrit dans les « Lignes directrices pour la mise en œuvre des dispositions relatives aux stocks de poissons de la *Loi sur les pêches* »
8. Recommander un intervalle approprié entre les évaluations du stock officielles présentées lors d'une réunion régionale d'examen par les pairs, des indicateurs servant à caractériser l'état du stock durant les années intermédiaires, et/ou les déclencheurs qui mèneraient à la réalisation d'une évaluation plus tôt que prévu (MPO 2016). Fournir une justification si les indicateurs et les déclencheurs ne peuvent pas être déterminés.

1.2. STRUCTURE DU STOCK

Aux fins de la présente évaluation des stocks, nous présumons qu'il n'y a qu'un seul stock de la Colombie-Britannique couvrant toutes les zones de gestion extracôtière (zones principales 3CD et 5ABCDE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique; Figure 2). La plie de Californie est également présente dans les eaux côtières du détroit de Georgia (zone 4B); toutefois, les prises ont toujours été faibles (annexe A) et la plie de Californie est rarement observée dans le cadre des relevés scientifiques menés dans cette région. Par conséquent, nous suivons l'approche adoptée dans les évaluations précédentes du stock de la Colombie-Britannique, qui consiste à exclure cette région du stock extracôtier modélisé.

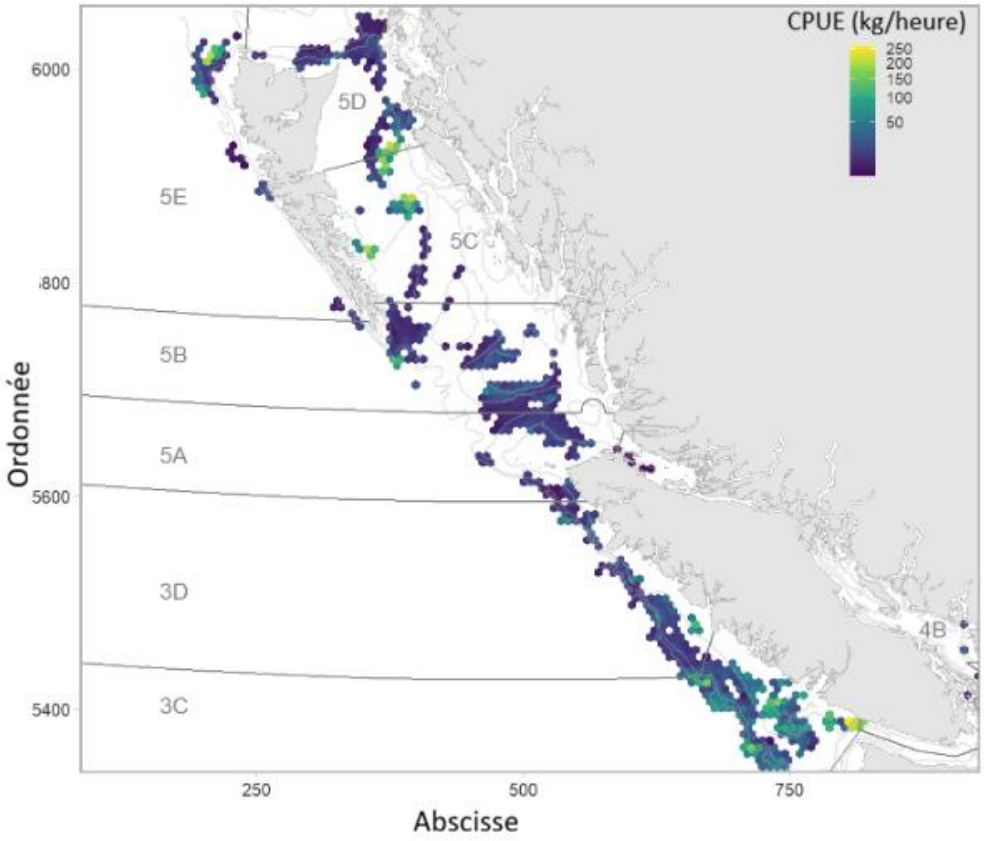


Figure 2. Captures moyennes par unité d'effort (CPUE) pour la plie de Californie au large de la côte de la Colombie-Britannique de 1996 à 2023, indiquées avec les principales zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), qui sont semblables, mais non identiques, aux zones de gestion du poisson de fond du MPO. La présente évaluation porte sur le stock à l'échelle de la côte : les zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP. Le détroit de Georgia (zone 4B de la CPMP) n'est pas inclus dans le stock à l'échelle de la côte. Les zones 3A-B de la CPMP se trouvent aux États-Unis.

La structure du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique n'est pas bien comprise. De nombreuses études de marquage ont été entreprises dans les eaux américaines et canadiennes entre les années 1930 et le début des années 1970 en vue d'améliorer la compréhension des déplacements de la plie de Californie (Alverson et Chatwin 1957; Ketchen et Forrester 1966; Pederson 1975). Il a été démontré que la plie de Californie frayait dans des sites distincts en eau profonde l'hiver et qu'elle migre vers le littoral, vers le nord, jusqu'aux aires d'alimentation estivales chaque année (Alverson et Chatwin 1957; Ketchen et Forrester 1966; Pedersen 1975). Les adultes ont présenté un fort comportement de retour aux mêmes regroupements de reproducteurs en eau profonde chaque année (Pedersen 1975).

La tendance de la migration vers le nord après la fraie entraîne des déplacements transfrontaliers importants d'adultes entre les frayères hivernales dans l'État de Washington et les aires d'alimentation estivales sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Des poissons marqués dans les frayères de l'État de Washington ont été récupérés dans des habitats d'alimentation estivaux s'étendant du détroit d'Hécate au centre de l'Oregon, bien que la provenance de la principale série d'étiquettes récupérées s'étendait de l'État de Washington au milieu de l'île de Vancouver (Ketchen et Forrester 1966; Pederson 1975). Les profils de migration vers le nord après la fraie mènent également à des déplacements entre les zones de gestion en Colombie-Britannique. La plupart des récupérations estivales de poissons marqués dans les

regroupements de reproducteurs d'hiver au large d'Estavan, dans la zone 3D, provenaient des zones 3D, 5A et 5B, mais certains se trouvaient aussi loin au nord que les zones 5C et 5D (Alverson et Chatwin 1957).

Le passage de poissons qui sont au stade pélagique par la frontière dans les eaux entre l'État de Washington et la Colombie-Britannique a également été proposé avec un modèle biophysique fondé sur les individus (MFI), que l'on a récemment utilisé pour montrer les mécanismes de connectivité transfrontalière entre les frayères de l'État de Washington et les zones d'établissement à l'intérieur du plateau en Colombie-Britannique. (Santa Cruz *et al*. 2023). Le MFI a prédit que la forte influence du déplacement vers le nord et le long des côtes entraînait de 33 à 70 % de juvéniles qui réussissaient annuellement à quitter les frayères américaines pour s'établir dans les eaux canadiennes, depuis l'île de Vancouver jusqu'à la pointe sud de l'île Moresby (zones 5C et 5E).

Aux fins de la présente évaluation du stock, un seul stock de la Colombie-Britannique couvrant toutes les zones de gestion extracôtière (3CD, 5ABCDE) a été présumé pour plusieurs raisons. Premièrement, il n'y a pas de point de rupture unique et clairement défini entre les régions du nord et du sud le long de la côte de la Colombie-Britannique, étant donné le chevauchement dans les aires d'alimentation estivales des poissons marqués dans différents regroupements de reproducteurs plus au sud. Bien qu'il existe un lien étroit entre les regroupements de reproducteurs des États-Unis et les habitats d'alimentation estivaux dans la zone 3C, certains reproducteurs américains migrent également plus au nord, dans la zone 3D, où ils se mélangent aux autres poissons qui fraient dans la zone 3D. Deuxièmement, les observations selon lesquelles un petit sous-ensemble d'individus de plie de Californie ont effectué des migrations à grande distance le long de la côte (p. ex. dans le nord de la Californie jusqu'au banc La Pérouse; Ketchen et Forrester 1966), combinées à d'importants déplacements possibles vers le nord de poissons qui sont au stade pélagique le long de la côte de la Colombie-Britannique (Santa Cruz *et al*. 2023), indiquent qu'un mélange génétique pourrait se produire entre les regroupements de reproducteurs. Enfin, il n'y a aucune différence apparente dans les paramètres de croissance estimés entre les zones de gestion (3CD, 5AB et 5 CD; annexe B).

L'hypothèse d'un stock unique sur l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique est conforme aux deux dernières évaluations du stock de plie de la Californie en Colombie-Britannique, qui supposaient qu'un seul stock couvrait les zones de poissons de fond 3CD et 5ABCD (Starr et Fargo 2004; Starr 2009). Des données sur la côte ouest de Haida Gwaii (zone 5E) n'avaient pas été incluses dans le stock modélisé dans aucune de ces évaluations, parce qu'il y en avait peu et que les niveaux de prises étaient faibles. Avant 2004, les évaluations du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique supposaient deux stocks distincts sur la base des données historiques de marquage, dont un au large de la côte sud-ouest de l'île de Vancouver (zone 3C), et l'autre s'étendant du nord-ouest de l'île de Vancouver jusqu'au détroit de la Reine-Charlotte et au détroit d'Hécate (zones 3D, 5ABCD; Fargo 1999). Les évaluations américaines récentes de la plie de Californie ont également délaissé l'analyse séparée des stocks du sud et du nord, et supposent maintenant un seul stock de la Californie à l'État de Washington pour des raisons semblables à celles relevées ici pour la Colombie-Britannique (Wetzel 2019, Taylor *et al*. 2023).

2. MÉTHODES

2.1. DONNÉES D'ENTRÉE

L'abondance et la composition de la population du stock de plie de Californie sont surveillées au moyen d'indices tirés des relevés au chalut, de données sur la composition selon l'âge et la longueur ainsi que de données sur la composition selon l'âge et la longueur dépendantes de la pêche (tableau 1). Toutes les sources de données considérées ont des données sur les CPUE, la composition selon l'âge et la composition selon la longueur qui leur sont associées, à l'exception du relevé triennal de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), pour lequel il n'y a pas de données sur la composition selon l'âge. De plus, les données historiques sur la pêche de 1938 à 1953 ne comprennent que les données sur les prises. La plie de Californie est également observée dans le cadre des relevés à la palangre sur fond dur ciblant les poissons de fond et dans le relevé à la ligne fixe indépendant de la pêche de la Commission internationale du flétan du Pacifique (CIFP); cependant, nous n'avons pas tenu compte de ces relevés ici parce que les prises de plie de Californie sont généralement faibles et variables dans ces relevés.

Toutes les données, à l'exception des données du relevé triennal de la NOAA et des données historiques sur les prises dans les pêches, ont été extraites à l'aide du paquet gfdata du progiciel R, qui a été développé comme un outil reproductible permettant de soutenir le rapport de synthèse des données sur le poisson de fond (Anderson et al. 2019), il convient cependant de noter que seuls les utilisateurs ayant accès au réseau de la station biologique du Pacifique et disposant des autorisations nécessaires pour accéder aux bases de données sur le poisson de fond peuvent extraire des données. L'indice du relevé triennal de la NOAA a été fourni par P. Starr, car les données disponibles pour ce relevé dans les bases de données sur le poisson de fond ne comprenaient pas la zone balayée, qui est nécessaire au calcul des CPUE. Le même indice a été utilisé dans l'évaluation précédente de la plie de Californie (Starr 2009). Les données historiques sur les prises proviennent de Ketchen et Forrester (1966).

Tableau 1. Données disponibles pour la plie de Californie en Colombie-Britannique.

Source	Années	CPUE	Composition selon l'âge	Composition selon la longueur
Pêche historique	1938 à 1953	-	-	-
Pêche	1954 à 2022	X	X	X
Relevé plurispécifique au chalut de fond à petites mailles sur la côte ouest de l'île de Vancouver	1975 à 2023	X	X	X
Relevé au chalut de fond de l'assemblage de plusieurs espèces dans le détroit d'Hécate	1984 à 2003	X	X	X
Relevé synoptique au chalut de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte	2003 à 2021	X	X	X

Source	Années	CPUE	Composition selon l'âge	Composition selon la longueur
Relevé synoptique au chalut de fond dans le détroit d'Hécate	2005 à 2021	X	X	X
Relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver	2004 à 2022	X	X	X
Relevé synoptique au chalut de fond sur la côte ouest de Haida Gwaii	2006 à 2022	X	X	X
Relevé triennal (eaux canadiennes seulement)	1980 à 2001	X	-	X

Un aperçu des séries chronologiques des données sélectionnées pour paramétrer les trois modèles d'évaluation utilisés aux fins de l'élaboration de l'état du stock et de l'avis sur les prises (qui sont combinés et appelés le modèle d'ensemble de référence) est présenté à la figure 3. Dans le modèle d'ensemble de référence, les données sur la composition selon l'âge provenant de la pêche et des relevés synoptiques du bassin de la Reine-Charlotte (BRC), du détroit d'Hécate (DH) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) ont été utilisées. Les CPUE standardisées provenant des relevés synoptiques et des prises de la pêche de 1938 à 2023 ont également été utilisées.

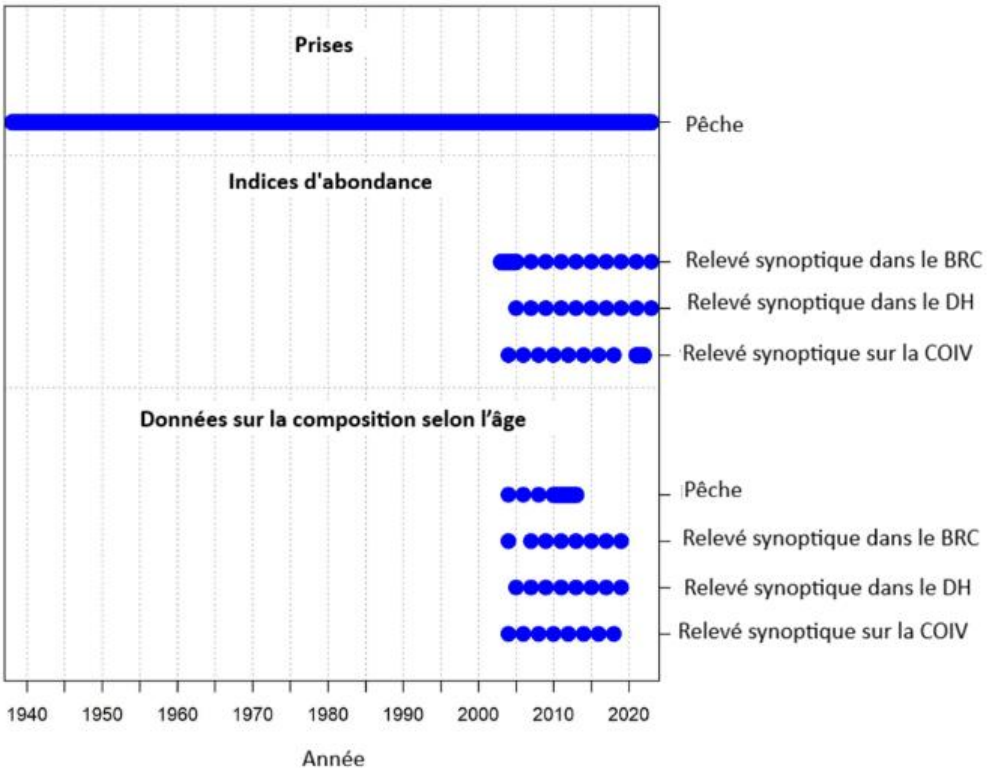


Figure 3. Données utilisées dans le modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2023. BRC : bassin de la Reine-Charlotte; DH : détroit d'Hécate; COIV : côte ouest de l'île de Vancouver. Figure créée avec le paquet r4ss.

Les CPUE de la pêche n'ont pas été utilisées comme indice d'abondance dans le modèle de référence en raison de préoccupations concernant la fiabilité. La relation entre les CPUE de la pêche et l'abondance est souvent non stationnaire en raison des changements dans l'efficacité de la flotte, du comportement de ciblage de la pêche, de la répartition spatiale de la population (y compris la sélection de l'habitat dépendante de la densité) et des variations saisonnières de l'effort de pêche (Hillborn et Walters 1992; Maunder *et al*. 2006). Des analyses de standardisation des CPUE ont été entreprises pour aider à tenir compte de certains de ces changements (annexe C). Cependant, le comportement de la flotte consistant à cibler les regroupements de reproducteurs de certaines années a tout de même suscité des préoccupations concernant l'hyperstabilité potentielle dans la série, qui se produit lorsque les CPUE restent élevées malgré une abondance en déclin. Les indices d'abondance indépendants de la pêche provenant des relevés ont été jugés plus fiables.

Les données des relevés plurispécifiques au chalut de fond à petites mailles sur la côte ouest de l'île de Vancouver et des relevés au chalut de fond de l'assemblage de plusieurs espèces dans le détroit d'Hécate n'ont pas été utilisées dans le modèle de référence, car les indices standardisés étaient incertains, les CV se situant autour de 1,25 et 0,29, respectivement. Les données du relevé synoptique au chalut de fond sur la côte ouest de Haida Gwaii n'ont pas été utilisées, car les données sur les prises et la composition des prises de plie de Californie varient dans le cadre de ce relevé. Les données du relevé triennal n'ont pas été utilisées, car le relevé triennal n'a pas recueilli de données sur l'âge et il faudrait appliquer une hypothèse considérable concernant la sélectivité du relevé triennal. De plus, les données sur la composition selon la longueur provenant de la pêche et des trois relevés synoptiques inclus dans le modèle de référence n'ont pas été utilisées en raison d'un mauvais ajustement aux compositions selon la longueur lorsqu'on a tenté d'utiliser un modèle ajusté aux données sur la longueur et aux données sur l'âge conditionnel selon la longueur. Cependant, l'utilisation des données qui ont été exclues du modèle de référence a été explorée dans les analyses de sensibilité. De brefs résumés de chaque type de données utilisé pour la présente évaluation sont fournis aux sections 2.1.1 à 2.1.4 ci-dessous, tandis que des descriptions plus détaillées sont fournies aux annexes A à D. Le code utilisé pour extraire et regrouper les données est disponible sur demande.

2.1.1. Prises dans la pêche

Les prises dans les eaux canadiennes avant 1954 ne sont disponibles que par année d'après Ketchen et Forrester (1966). Des navires américains pêchaient dans les eaux canadiennes avant l'établissement de la zone d'exclusion économique (ZEE) en 1977. Les chalutiers américains ont commencé à cibler la plie de Californie au large de la côte ouest de l'île de Vancouver et dans le détroit de Georgia dans les années 1930, et certains navires se sont rendus dans le bassin de la Reine-Charlotte à la fin des années 1940 (Ketchen et Forrester 1966). De 1953 à 1957, les navires américains ont fortement ciblé les regroupements de reproducteurs de plie de Californie en eaux profondes au large de la COIV. Ce ciblage a pris fin en raison d'un moratoire international sur la pêche de la plie de Californie en eau profonde en 1957 (Ketchen et Forrester 1966).

Les données sur les prises canadiennes de 1954 à 2023 ont été extraites à l'aide du paquet gfdata du progiciel R. Les prises dans la pêche et la composition selon l'âge dans la zone 4B ont été retirées, car la zone 4B n'a pas été incluse dans cette évaluation. Les données sur les prises débarquées étaient disponibles de 1954 à 2023, et celles sur les rejets de 1996 à 2023. Les rejets étaient relativement faibles. De 1996 à 2023, on a ajouté les rejets aux données sur les prises débarquées pour produire les prises totales. Avant 1996, on a multiplié un ratio moyen entre les rejets et les débarquements de 1996 à 2023 avec les débarquements pour

calculer les rejets, qu'on a ensuite ajouté aux débarquements pour produire les prises totales. De plus amples détails sur les prises dans la pêche sont fournis à l'annexe A.

2.1.2. Indices de l'abondance

Les indices des relevés synoptiques au chalut de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte, le détroit d'Hécate et la côte ouest de l'île de Vancouver ont été utilisés dans le modèle d'évaluation du stock. Ces relevés font partie des relevés synoptiques au chalut de fond sur les poissons de fond du MPO, qui sont menés au large de la côte ouest du Canada depuis 2003 à 2005. Il s'agit de relevés au chalut à stratification aléatoire ciblant un large éventail d'espèces de poissons. Ces relevés fonctionnent comme trois relevés distincts dans différentes parties de la côte (COIV, BRC et DH) et sont généralement réalisés tous les deux ans, avec différentes zones de relevé pêchées en alternance. Le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte fournit des données de 2003 à 2023; le relevé synoptique du détroit d'Hécate fournit des données de 2005 à 2023; et le relevé synoptique de la COIV fournit des données de 2004 à 2022.

Les ensembles de données des relevés pour chacun des trois relevés synoptiques au chalut ont été extraits des bases de données du MPO à l'aide du paquet gfdata du progiciel R. Les densités de la biomasse prévues dans le relevé spatial au chalut ont été modélisées à l'aide de MLGM spatiotemporelles géostatistiques (modèles linéaires généralisés à effets mixtes; (Anderson *et al*. 2024) appliqués indépendamment aux données de chacun des trois relevés synoptiques au chalut. Pour chaque relevé synoptique au chalut, les modèles spatiotemporels ont été ajustés avec et sans covariable de profondeur et avec les familles de Tweedie, de delta-lognormal et de delta-gamma. Le meilleur modèle pour chaque relevé synoptique au chalut a été choisi avec le critère d'information d'Akaike (CIA) et utilisé aux fins de la modélisation de l'indice du relevé. Les trois indices de relevé standardisés montrent des tendances à la hausse. De plus amples renseignements sur la standardisation des indices de relevé sont disponibles à l'annexe D.

2.1.3. Composition selon l'âge et la longueur

Les données sur la composition selon l'âge étaient disponibles pour la pêche commerciale au chalut de fond ainsi que pour les trois relevés de recherche de 2004 à 2019. Les données sur la composition selon l'âge étaient disponibles à partir des relevés synoptiques jusqu'en 2018 ou 2019, selon le relevé, où les données sur l'âge de la dernière année de la pêche commerciale étaient celles de 2013. On a élargi les données sur la composition selon l'âge (des échantillons bruts selon l'âge à un relevé à l'échelle du stock et aux proportions des prises commerciales capturées selon l'âge) en utilisant la même méthode que l'évaluation du sébaste à raire rouge (Starr et Haigh 2021; annexe B).

Les sources d'échantillons utilisées pour recueillir des données sur la composition selon l'âge et la longueur provenant des pêches ont changé au fil du temps en Colombie-Britannique. Entre les années 1990 et 2000, la plupart des échantillons ont été triés, ce qui signifie qu'ils étaient divisés en prises débarquées ou rejetées avant la sélection de l'échantillon. La majorité des échantillons de pêche ont été prélevés sur les prises débarquées (aussi appelées « prises conservées »), bien qu'une petite partie d'entre eux provenaient de « rejets ». À partir de la fin des années 2000 et jusqu'à la fin de notre série chronologique d'échantillons de pêche, on a commencé à utiliser les échantillons non triés, ce qui signifie que ceux-ci comprenaient à la fois les « prises conservées » et les « rejets ». Les données non triées ont été recueillies dans le cadre du programme des observateurs. Pour les premières années (des années 1950 aux années 1960), il y avait des données non triées qui n'étaient probablement pas non triées, mais il n'y avait pas de codes de conservation dans les données originales. Ces données ont

converties en prises conservées. Seules les données sur la composition selon l'âge de la pêche non triée ont été utilisées dans le modèle d'évaluation afin que les compositions selon l'âge soient représentatives des séries chronologiques des prises utilisées aux fins de cette évaluation, qui comprend les prises débarquées et rejetées. Les données sur la composition selon l'âge triées n'ont pas été prises en compte, car il existe des poissons plus âgés dans les données triées que dans les données non triées pour une année donnée, et la fourchette d'âges devrait être plus large dans les données non triées que dans les données triées. Un échantillon d'âge de la pêche commerciale d'une longueur inférieure à 10 cm a été retiré, car l'âge associé à ce petit poisson était irréaliste. De plus, si dans une année donnée, il y a eu moins de trois sorties de pêche dans le cadre desquelles on a déterminé le sexe des poissons selon l'âge, les compositions selon l'âge de la pêche pour cette année n'ont pas été utilisées dans le modèle d'évaluation du stock. Les compositions annuelles selon l'âge pour lesquelles on a déterminé le sexe des poissons établies pour moins de trois sorties de pêche n'étaient probablement pas représentatives de la composition selon l'âge des prises dans la pêche. Les données sur la composition selon l'âge de la pêche non triée étaient beaucoup moins abondantes que celles tirées des relevés.

Les données sur la composition selon la longueur, qui ont été utilisées dans une analyse de sensibilité, étaient disponibles pour plus d'années que les données sur la composition selon l'âge (Figure B - 11), bien que 2013 constitue la dernière année disponible pour les compositions selon la longueur dans la pêche commerciale. Des données plus récentes sur la composition selon la longueur par rapport aux données sur la composition selon l'âge étaient disponibles dans les relevés (2022 et 2023 comparativement à 2019 d'après la composition selon l'âge, Figure B - 12-Figure B - 14). Ces données ont été regroupées à une résolution de 4 cm. Les données sur la composition selon la longueur ont été élargies à l'aide des mêmes méthodes que pour les compositions selon l'âge (annexe B). Les compositions selon l'âge dans les tranches de longueur ont été utilisées comme âges conditionnels dans une analyse de sensibilité et n'ont pas été étendues (traitées comme des échantillons aléatoires dans chaque tranche de longueur).

On a utilisé la méthode de bootstrap, semblable à celle élaborée par Stewart et Hamel (2014), pour déterminer la taille des échantillons d'entrée comme mesure de la variance d'échantillonnage pour les compositions selon l'âge, les compositions selon la longueur et les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur qui correspondent aux modèles d'évaluation. Cette méthode de bootstrap est décrite plus en détail à l'annexe B.

2.2. PARAMÈTRES BIOLOGIQUES

Les données utilisées pour déterminer les relations entre la longueur et l'âge et entre la longueur et le poids comprenaient des données jumelées sur la taille selon la longueur et selon le poids provenant de tous les relevés. Les données commerciales n'ont pas été utilisées dans les relations de croissance en raison du biais potentiel à l'égard des poissons plus grands à un âge ou à une longueur donnés. Une fonction du modèle de croissance de von Bertalanffy a été utilisée pour la relation entre la longueur et l'âge et une régression linéaire a été utilisée pour la modélisation de la relation logarithmique entre le poids et la longueur. On a utilisé une fonction logistique pour établir une relation entre la maturité et l'âge, en combinant les données de la pêche commerciale et de relevé. Les données commerciales ont été incluses dans cette relation, car elles couvrent une plus grande partie de la période de fraie (hiver) pour la plie de Californie que les données du relevé, qui a lieu au printemps et en été. On a supposé que toutes les relations de croissance et de maturité étaient constantes dans le temps. De plus amples détails sur les paramètres de croissance et de maturité se trouvent à l'annexe B.

La mortalité naturelle est souvent un paramètre incertain et difficile à estimer dans les évaluations du stock; cette variable peut avoir une grande influence, car elle est liée à la productivité et aux points de référence et, par conséquent, aux avis de gestion (Maunder *et al*. 2023). Par exemple, le biais de *M* dans la modélisation de l'évaluation du stock peut conduire à des taux d'exploitation estimés biaisés (Clark 1999), car il peut en découler un biais dans la biomasse estimée (Punt *et al*. 2021). Il est difficile d'estimer *M* parce qu'elle est confondue avec d'autres estimations des paramètres du modèle (c.-à-d. le taux de variation, la capturabilité, la sélectivité, etc.; Magnusson et Hilborn 2007). Les tentatives d'estimation de *M* dans le cadre de l'évaluation de la plie de Californie ont donné un modèle qui ne converge pas; l'estimation de *M* n'a donc pas été réalisée ni estimée à l'aide d'une routine bayésienne. Pour cette raison, la valeur de *M* pour les deux sexes chez la plie de Californie a été fixée à 0,154, selon la méthode de Hamel et Cope (2022) qui permet de déterminer la valeur de *M* en fonction de l'âge maximal. Hamel (2015) a peaufiné et publié une méthode de combinaison des approches méta-analytiques reliant *M* à d'autres paramètres du cycle biologique. Hamel et Cope (2022) ont mis à jour la relation entre l'âge maximal et *M*, établie à l'origine par Hamel (2015) avec une application corrigée d'une base de données mise à jour de Then *et al.* (2015). La valeur de 0,154 est fondée sur un âge maximal de 35 ans pour la plie de Californie pour chaque sexe (après avoir supprimé les valeurs aberrantes d'âge avec ≤1 observation) :

$$M = \frac{5{,}4}{A_{MAX}} = \frac{5{,}4}{35} 0{,}154$$

Eq. 1

Plusieurs âges élevés (>26) ont été observés pour les femelles et les mâles, ce qui semble indiquer que la valeur de *M* n'est pas vraiment différente entre les deux sexes. L'évaluation de la plie de Californie aux États-Unis a permis d'estimer une valeur de *M* de 0,142 pour les femelles et de 0,155 pour les mâles (Taylor *et al*. 2023), ce qui est semblable à l'estimation de 0,154 de Hamel et Cope (2022) [avec un âge maximal de 35 ans].

Les analyses de sensibilité (voir ci-dessous) ont montré une incidence importante sur le résultat du modèle en ce qui concerne la valeur fixe présumée pour *M*. Afin d'intégrer l'incertitude en *M* dans le modèle et l'avis de gestion, on a combiné dans un ensemble les résultats du modèle des évaluations en présumant une valeur fixe de *M* à 0,124 et 0,18, et ce, bien que l'estimation fixe de 0,154 ait été considérée comme la valeur la plus plausible pour *M* (voir 2.3.1). Pour refléter ce que nous considérons être l'hypothèse de *M* la plus plausible compte tenu des données, c'est-à-dire que *M*=0,154 pour chaque sexe, nous avons pondéré l'ensemble comme comprenant 50 % des résultats du modèle d'évaluation avec *M*=0,154 et 50 % des résultats des modèles d'évaluation avec *M*=0,124 et *M*=0,184 (25 % chacun). Nous nous référons au modèle d'évaluation individuel avec une valeur fixe de *M* de 0,154 comme modèle de *M* moyenne (et à celui avec *M*=0,124 et *M*=0,184 comme modèles de *M* faible et de *M* élevée, respectivement). Une fourchette plus grande de *M* n'a pas été utilisée dans le modèle d'ensemble de référence, parce que les modèles avec une valeur de *M* fixe inférieure à 0,124 ont donné un modèle qui n'a pas convergé, et les modèles avec une valeur de *M* fixe supérieure à 0,184 n'ont pas été pris en compte, de sorte qu'il y avait une différence symétrique dans *M* pour les modèles de *M* faible et de *M* élevée.

2.3. MODÈLE D'ÉVALUATION DU STOCK

On a utilisé un modèle statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes mis en œuvre au moyen du modèle de Stock Synthesis (SS) Methot et Wetzel 2013; Methot *et al*. 2020) pour modéliser la dynamique de la population de plie de Californie dans les zones combinées des zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP. Le modèle SS a été utilisé pour de nombreuses autres

évaluations du stock dans la région (Edwards *et al*. 2022; Starr et Haigh 2023; MPO 2024b, pour n'en nommer que quelques-unes). Une approche de modélisation d'ensemble combinant trois ajustements différents du modèle d'évaluation du stock a été utilisée comme principale base pour la caractérisation de l'état du stock et les avis sur les prises, les résultats des ajustements supplémentaires du modèle étant présentés sous forme d'analyses de sensibilité.

Le modèle pour la plie de Californie était un modèle à deux sexes, qui présumait une flotte de pêche agrégée et qui utilisait des indices de relevé et des données sur la composition selon l'âge. Compte tenu de la disponibilité et de l'ampleur des données historiques sur les prises, la première année de l'évaluation était 1938, première année à laquelle on a enregistré les prises de plie de Californie (voir l'annexe A pour plus de détails sur les prises). Par conséquent, on a présumé que le stock était à l'état non exploité au début de 1938.

On a présumé un modèle de croissance de von Bertalanffy pour la longueur selon l'âge (annexe B.1), une régression linéaire pour la relation logarithmique entre le poids et la longueur (annexe B2), et on a modélisé la maturité selon l'âge comme étant logistique (annexe B3). On a supposé que la fécondité selon l'âge était proportionnelle au poids moyen selon l'âge et que la biomasse du stock reproducteur (*B*) était composée uniquement de femelles. Les paramètres de croissance et de maturité selon l'âge ont été fixes, constants dans le temps et déterminés par les méthodes décrites à l'annexe B. Le recrutement annuel a été traité comme stochastique et estimé comme des écarts log-normaux multiplicatifs annuels concernant le recrutement moyen. où le recrutement moyen a été déterminé à partir d'une courbe de recrutement du stock de Beverton-Holt (avec estimation du taux de variation et du recrutement en l'absence de pêche). L'écart-type (ET) du logarithme des écarts de recrutement a été fixé à 0,636, valeur qui a été obtenue à partir de l'ET du recrutement estimé pour les poissons plats dans la méta-analyse de Thorson *et al.* (2014).

On a estimé la sélectivité selon l'âge comme une fonction asymptotique (forcée à partir d'un paramétrage binormal) et celle-ci ne variait pas dans le temps pour la pêche et les relevés. Les paramètres de sélectivité des mâles ont été compensés par ceux des femelles compte tenu des différences dans la croissance, le comportement et l'habitat. On a pris en compte l'hétérogénéité spatiale d'une population à l'échelle en estimant des sélectivités distinctes pour les trois relevés. La sélectivité en forme de dôme n'a pas été présumée dans le modèle de référence, car il n'y avait aucune preuve que l'habitat étudié par chacun des relevés ne soutiendrait pas les poissons plus âgés. Des poissons moins âgés sont capturés dans le cadre du relevé synoptique de la COIV (annexe B), mais cette situation pourrait s'expliquer par l'échantillonnage limité des âges dans les relevés synoptiques ou par des taux d'exploitation plus élevés de la plie de Californie aux États-Unis ayant des répercussions sur la structure selon l'âge dans le sud de l'aire de répartition du stock de la plie de Californie en Colombie-Britannique, compte tenu de la présence potentielle d'un stock transfrontalier. Il est peu probable que l'habitat dans la COIV soit une aire de croissance qui ne soutiendrait pas les poissons plus âgés. On a tenté d'estimer la sélectivité en forme de dôme, mais le modèle n'a pas convergé. Les compositions selon l'âge ont été ajustées à une probabilité multinomiale avec la taille des échantillons d'entrée déterminée au moyen de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2). Une solution analytique a été utilisée pour la capturabilité de chaque relevé. Chacun des indices de relevé a été ajusté à l'aide d'une probabilité log-normale, avec un paramètre estimé pour chacun comme écart-type supplémentaire, que l'on a ajouté aux valeurs annuelles d'entrée de l'écart-type (obtenues au moyen de la standardisation, annexe D).

Afin de favoriser la stabilité du modèle, une valeur a priori informative a été appliquée au taux de variation et des valeurs a priori non informatives étendues ont été appliquées au logarithme du recrutement en l'absence de pêche (Ln(R0)) et aux paramètres de sélectivité. La valeur a priori du taux de variation était fondée sur une analyse documentaire des estimations du taux

de variation pour les poissons plats, qui avait été initialement élaborée pour les stocks de fausse limande du Pacifique (*Lepidopsetta* spp.) de la Colombie-Britannique (Holt *et al*. 2016), et supposait une distribution bêta avec une moyenne de 0,85 et un CV de 10 %. Le nombre total de paramètres estimés était de 99. Les paramètres pour R0, le taux de variation, les écarts-types supplémentaires pour les indices du relevé, la sélectivité et les écarts de recrutement ont été estimés dans chacun des modèles composant l'ensemble.

De plus amples détails sur la structure du modèle sont disponibles à l'annexe E. Le code utilisé pour préparer les fichiers du programme Stock Synthesis sera disponible sur demande.

Les trois modèles qui composaient l'ensemble ont été ajustés à l'aide d'une routine d'estimation bayésienne qui utilisait l'algorithme « d'échantillonnage sans retour » (No U-Turn Sampling) de simulations Monte-Carlo par chaînes de Markov (MCCM), mise en œuvre dans le paquet `adnuts` du progiciel R (Monnahan et Kristensen 2018; Monnahan 2018 pour le progiciel R Nous avons également utilisé les simulations MCCM pour un sous-ensemble d'analyses de sensibilité qui avaient des diagnostics de bon ajustement du modèle à partir de l'estimation du maximum de vraisemblance (explorée à l'aide du paquet r4SS du progiciel R; Taylor *et al*. 2021). Chaque procédure d'échantillonnage selon la méthode de MCCM a été exécutée pour 16 000 itérations réparties dans 8 chaînes (2 000 échantillons par chaîne), les 250 premiers échantillons de chaque chaîne ayant été éliminés aux fins de rodage. Les autres échantillons des huit chaînes ont ensuite été fusionnés, ce qui a créé un échantillon total de 14 000 itérations pour chaque modèle. Nous avons utilisé des diagnostics MCCM pour chercher des signes de non-convergence dans les échantillons MCCM, la faible convergence étant définie comme des paramètres avec un facteur de réduction d'échelle potentiel $\hat{R}$ supérieur à >1.01 ou une taille effective de l'échantillon < 400 (Vehtari *et al*. 2021, Monnahan 2024)

Nous avons utilisé diverses méthodes pour évaluer l'ajustement du modèle aux données. Pour les indices de relevé, nous avons examiné visuellement les ajustements du modèle aux données, en plus d'utiliser des écarts-types des résidus standardisés (ETRS) pour évaluer l'ajustement et exécuter des tests afin de déterminer si le signe des résidus était aléatoire en ce qui a trait au temps (Wald et Wolfowitz 1940; Carvalho *et al*. 2017). Pour les données sur la composition, nous avons examiné les résidus d'une étape à l'avance. Les résidus d'une étape à l'avance sont des résidus qui ont été décorrélés (ou corrigés pour tenir compte des corrélations) et convertis en une distribution normale standard dans le cadre d'un modèle correctement défini (Trijoulet *et al*. 2023). Ils sont conçus pour des observations qui ne sont pas normalement distribuées ou indépendantes. La décorrélation est nécessaire pour les observations sur la composition dans les évaluations du stock en raison du fait que les compositions doivent être égales à 1, de sorte que chaque observation est corrélée. Par conséquent, les résidus de Pearson pour les distributions multivariées, comme les compositions, sont inadéquats. Pour de plus amples renseignements sur la dérivation des résidus d'une étape à l'avance, veuillez consulter Trijoulet *et al*. (2023). En ce qui concerne les résultats des évaluations présentés dans le présent document, nous avons utilisé le paquet compResidual du progiciel R pour calculer les résidus d'une étape à l'avance. Enfin, nous avons effectué des analyses rétrospectives sur chaque modèle en supprimant successivement cinq années de données et en réajustant l'évaluation. Nous avons évalué les modèles rétrospectifs visuellement et en utilisant le rho de Mohn (Mohn 1999).

Nous présentons les tendances estimées de la biomasse en unités de la biomasse du stock reproducteur femelle, que nous désignons simplement par « *B* ». Les points de référence connexes fondés sur la biomasse sont également présentés sous forme de biomasse du stock reproducteur femelle, y compris la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (B_{RMD}) et la biomasse du stock reproducteur femelle non exploitée à l'équilibre (B_0). L'état du stock est caractérisé comme étant le ratio entre la biomasse du stock

reproducteur femelle au cours d'une année d'intérêt donnée (p. ex. B_{2024} ou années futures pour les projections des prélèvements) et les points de référence.

2.3.1. Modèle d'ensemble de référence

Compte tenu de l'incertitude de *M* et de la sensibilité des résultats du modèle à la définition de *M* (voir la section Résultats), le modèle de référence était un modèle d'ensemble avec une valeur fixe de *M* faible (0,124), moyenne (0,154) et élevée (0,184). La valeur moyenne de *M* (« *M* moyenne ») de 0,154 était fondée sur l'âge maximal de la relation méta-analytique élaborée par Hamel et Cope (2022) [en utilisant l'âge maximal pour chaque sexe de la plie de Californie dans la base de données]. Les hypothèses de *M* faible et élevée constituaient une différence arbitraire de ±0,03 par rapport à l'hypothèse fondée sur l'âge maximal. Pour créer le modèle d'ensemble, on a combiné les valeurs a posteriori des modèles individuels avec des valeurs de *M* différentes, en appliquant une pondération de 50 %/25 %/25 % pour les choix de *M* moyenne, faible et élevée, respectivement. Pour ce faire, on a combiné l'ensemble de la valeur a posteriori du modèle de *M* moyenne avec un échantillon aléatoire du modèle de *M* faible et un échantillon aléatoire du modèle de *M* élevée (où la taille des échantillons correspondait à 50 % de la taille de la valeur a posteriori complète). Nous avons choisi une pondération de 50 %/25 %/25 %, car nous considérions l'hypothèse de *M* moyenne comme la plus plausible compte tenu de son fondement dans la méta-analyse de Hamel et Cope (2022), tandis que les autres valeurs de *M* étaient inférieures et supérieures à la valeur moyenne d'une valeur arbitraire de 0,03. Les résultats des estimations de l'état du stock et les tableaux de décision sont présentés pour l'ensemble complet. Les résultats des analyses de sensibilité sont présentés séparément pour chaque niveau de *M*. Les diagnostics de MCCM sont présentés à l'annexe F.

2.3.2. Analyse de sensibilité

On a effectué diverses analyses de sensibilité pour étudier les incertitudes du modèle d'évaluation du stock. Les sensibilités qui ont utilisé l'échantillonnage selon la méthode de MCCM sont énumérées dans le tableau 2. Les hypothèses sur la mortalité naturelle ont été au centre de l'analyse de sensibilité en raison de l'incertitude dans *M*. Bien que les scénarios *M* faible, de *M* moyenne et de *M* élevée aient été combinés dans une approche d'ensemble en vue de déterminer l'état du stock, nous les présentons également sous forme d'analyses de sensibilité distinctes pour montrer l'effet de *M*.

De plus, les données sur l'âge constituent une incertitude importante dans cette évaluation en raison de leur couverture spatiale limitée et du manque de disponibilité après 2019 (voir l'annexe B). Cependant, les relevés synoptiques contiennent des données sur la longueur jusqu'à la fin de la série chronologique (2023). Au cours d'une année donnée, les données sur la longueur étaient beaucoup plus abondantes que les données sur l'âge. Une autre sensibilité (ci-après appelée « longueur + âge conditionnel selon la longueur ») a été explorée à l'aide des données sur la longueur, qui ont permis de combler les lacunes dans les données sur la composition selon l'âge, surtout ces dernières années. Ce modèle intègre les données sur la longueur en incluant les compositions de longueur et les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur dans le modèle d'évaluation du stock. La différence entre cette sensibilité et le modèle de référence était que les données sur la longueur étaient comprises, que les compositions selon l'âge dépendaient de la longueur et que les paramètres de von Bertalanffy étaient estimés dans le modèle d'évaluation. Les tranches de longueur étaient de 12 à 60 cm sur 4 cm.

Les données sur l'âge conditionnel selon la longueur sont des observations jumelées de l'âge selon la longueur traitées comme une mesure de la distribution selon l'âge pour une tranche de

longueur précise. Ces données fournissent plus de renseignements que les observations sur l'âge ou la longueur (Piner *et al*. 2016) et permettent d'éviter une double utilisation des données, car les âges dépendent des longueurs. Les données sur les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur peuvent fournir des renseignements sur la croissance et d'autres processus modélisés contrôlant la structure selon l'âge. Les données sur les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur sont couramment utilisées dans les modèles d'évaluation du stock, et la plateforme SS est un cadre d'évaluation qui permet l'utilisation de ces données. De nombreuses évaluations du poisson de fond sur la côte ouest des États-Unis tirent parti de cette caractéristique, y compris la plus récente évaluation du stock de plie de Californie aux États-Unis (Taylor *et al*. 2023). Lorsque les données sur les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur sont utilisées dans la plateforme SS, la distribution selon l'âge observée pour une catégorie de longueur donnée est comparée aux attentes du modèle concernant cette distribution, ce qui nécessite une estimation de la structure selon l'âge du stock. La plateforme Stock Synthesis que les données sur la longueur selon l'âge sont aléatoires en fonction de la taille (Methot *et al*. 2020). L'intégration des données sur les compositions de l'âge conditionnel selon la longueur dans une évaluation permet également d'améliorer la capacité à estimer la croissance dans le modèle d'évaluation du stock, ce qui peut réduire le biais dans l'estimation des paramètres de croissance découlant de la sélectivité (Francis 2016).

Le modèle d'ensemble de référence ajuste les données sur la composition en utilisant une probabilité multinomiale avec des tailles d'échantillons d'entrée déterminées au moyen de la méthode de bootstrap. Une probabilité multinomiale selon la méthode de Dirichlet a d'abord été prise en compte, mais elle s'est traduite par une pondération à la baisse négligeable des compositions selon l'âge et, par conséquent, on a amélioré la stabilité du modèle en utilisant le modèle multinomial avec des tailles d'échantillon d'entrée fixes. Cependant, nous présentons un modèle avec des compositions ajustées aux probabilités multinomiales de Drichlet comme modèle de sensibilité (ci-après appelé « Dirichlet »).

Nous avons également envisagé un modèle avec l'indice du relevé triennal (ci-après appelé « triennal »). Le modèle de référence ne comprend pas cet indice, car il n'y avait pas de données sur l'âge dans ce relevé et il faudrait donc supposer la sélectivité. Ce modèle suppose que la sélectivité du relevé triennal reflète celle du relevé synoptique de la COIV, car le relevé triennal était effectué au large de la COIV. L'indice du relevé triennal a été utilisé dans la dernière évaluation de la plie de Californie (Star 2009), qui n'intégrait pas les données sur l'âge; nous le considérons donc ici comme une sensibilité.

Un modèle sans rejets a également été inclus comme sensibilité (ci-après appelé « modèle sans rejets »). Il est peu probable que la plie de Californie soit rejetée à des taux élevés, et il est possible que certains rejets de plie à tête plate aient été confondus avec des rejets de plie de Californie par les observateurs (Brian Mose, Canadian Groundfish Research and Conservation Society; communication personnelle). Il est beaucoup plus probable que la plie à tête plate soit rejetée que la plie de Californie, puisqu'il n'existe pas de marché pour cette espèce.

Un modèle avec des prises réduites de 25 %, de 1938 à 1953, a également été envisagé (ci-après appelé modèle de « prises réduites »). Les prises historiques sont élevées et incertaines par rapport aux prises récentes. Les données sur les prises avant 1954 n'étaient pas disponibles dans les bases de données sur le poisson de fond et provenaient de rapports (Ketchen et Forrester 1966).

Certaines analyses de sensibilité n'ont pas donné lieu à des diagnostics acceptables d'EMV ou de MCCM (c.-à-d. estimation de *M*, avec les indices de CPUE de la pêche, sans écarts-types supplémentaires pour les indices de relevé, avec une variation plus faible et plus élevée du

recrutement, et avec la pondération tirée de la méthode Francis)., ils sont donc présentés à l'annexe G avec les extrants de l'évaluation du potentiel de rétablissement.

Tableau 2. Analyses de sensibilité dont les valeurs a posteriori selon la méthode MCCM ont été comparées.

Étiquette du scénario	**Description**
M moyenne	*M* supposée = 0,154
M faible	*M* supposée = 0,124
M élevée	*M* supposée = 0,184
longueur + âge conditionnel selon la longueur	Avec des données sur la longueur et sur l'âge conditionnel selon la longueur
Dirichlet	Avec la probabilité multinomiale de Dirichlet pour les compositions selon l'âge
Triennal	Avec l'indice du relevé triennal
Sans rejets	Aucun rejet
Prises réduites	Avec des prises de 1938 à 1953 réduites de 25 %

2.4. POINTS DE RÉFÉRENCE

Nous avons caractérisé l'état du stock et les avis sur les prises à l'aide de quatre points de référence différents fondés sur le Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution du MPO (MPO 2009). Les trois premiers sont fondés sur la biomasse, tandis que le quatrième est fondé sur un taux d'exploitation, généralement la mortalité par pêche ou le taux de prélèvement :

1. **Point de référence limite (PRL)** : représente l'état d'un stock en dessous duquel il risque de subir des dommages graves.
2. **Point de référence supérieur (PRS)** : constitue le seuil du niveau de stock au-dessous duquel il faut progressivement commencer à réduire les prélèvements pour éviter que le PRL ne soit atteint.
3. **Niveau de biomasse cible (B_{CIBLE})** : déterminé en fonction des objectifs de productivité établis pour le stock, de facteurs biologiques plus larges (p. ex. besoins des espèces proies) et d'objectifs socioéconomiques pour la pêche.
4. **Taux d'exploitation de référence maximal (TER maximal)** : leu taux d'exploitation maximal acceptable du stock.

Le PRL est le seul point de référence établi par le Secteur des sciences du MPO (Sciences). Tous les autres points de référence sont établis par la Gestion des pêches, qui utilise l'information fournie par le Secteur des sciences ainsi que d'autres considérations en matière de gestion (MPO 2009; Marentette *et al*. 2022).

Dans le cadre de la politique sur l'approche de précaution du MPO, des valeurs provisoires des points de référence sont proposées en fonction des quantités associées au rendement maximal durable (RMD). Le PRL et le PRS provisoires sont de 0,4 B_{RMD} (B_{RMD} = biomasse du stock reproducteur femelle au RMD) et de 0,8 B_{RMD}, respectivement, tandis que le TER maximal doit

être égal ou inférieur à la mortalité par pêche au rendement maximal durable (F_{RMD}), le F_{RMD} étant défini comme une valeur provisoire. Des valeurs de rechange à ces quantités provisoires peuvent être utilisées lorsqu'elles sont jugées plus appropriées en raison de considérations propres au stock, comme la disponibilité des données ou les considérations relatives aux espèces et aux écosystèmes (MPO 2009).

On a utilisé un éventail d'indicateurs pour définir les points de référence des pêches pour les stocks de poissons canadiens. Barrett et ses collaborateurs (2024) donnent un aperçu des méthodes qu'on a utilisées pour définir les PRL au Canada et dans d'autres territoires, ainsi que des considérations relatives à la sélection parmi les méthodes. Les valeurs de rechange aux indicateurs fondés sur le RMD peuvent comprendre l'établissement de points de référence en fonction des proportions de biomasse du stock de reproducteurs femelles non pêché (B_0), de points de référence basés sur la biomasse qui représentent la délimitation de l'état du stock dans différentes zones (p. ex. fixer le PRL au niveau le plus bas observé pour un indicateur de biomasse donné) et d'approximations historiques de B_{RMD} basées sur la valeur moyenne ou médiane d'un indicateur sur une période historique où l'indicateur est élevé et les prises sont importantes.

L'évaluation de la plie de Californie de 2009 a précédé l'élaboration de la politique sur l'approche de précaution du MPO. On a donc utilisé dans celle-ci des points de référence historiques fondés sur les trajectoires estimées de la biomasse de 1966 à 2006 en raison de préoccupations concernant la fiabilité des quantités estimées de B_{RMD} et de B_0 (Starr 2009). Ceux-ci comprenaient notamment un point de référence basé sur une biomasse plus faible (B_{REF} inférieure) fixée à la biomasse minimale pour la période entre 1966 et 2006, un point de référence basé sur la biomasse cible (B_{REF} cible) et d'un taux d'exploitation cible (U_{REF}) fixé au taux d'exploitation moyen de 1966 à 2006.

Pour la présente évaluation, nous avons fixé des points de référence aux valeurs provisoires fondées sur le RMD déterminées dans la politique de l'approche de précaution (tableau 3). Nous ne présentons pas le PRL ou le PRC utilisés pour la plie de Californie en 2006 (B_{REF} limite, B_{REF} cible) parce que ces points ne semblent plus pertinents d'après la série chronologique de la biomasse mise à jour. On a estimé F_{RMD} en effectuant une recherche sur une gamme de niveaux de mortalité par pêche, en calculant B à l'équilibre et les prises à ce niveau, en calculant un niveau optimal à l'aide de la méthode de Newton-Raphson et en s'assurant d'itérer pour atteindre la convergence à ce niveau. B_{RMD} était la *B* associée à F_{RMD}. Voir la section 3.1.2 pour en savoir plus sur notre justification de présenter l'état du stock et les avis sur les prises par rapport aux points de référence fondés sur le RMD.

Tableau 3. Points de référence indiqués dans la politique sur l'approche de précaution et recommandés pour la plie de Californie dans cette évaluation.

Point de référence	**Valeur**	**Justification**
Point de référence limite (PRL)	$0{,}4B_{RMD}$	– L'indicateur utilisé pour caractériser la biomasse et la B_{RMD} associée est la biomasse du stock reproducteur femelle, qui représente la capacité de reproduction du stock. – Désigné comme un PRL provisoire par la politique de l'approche de précaution du MPO (MPO 2009) – La B_{RMD} semble être estimée de façon fiable, l'incertitude des valeurs supposées de *M* étant prise

Point de référence	Valeur	Justification
		en compte par une approche de modèle d'ensemble sur trois valeurs différentes de *M*
Point de référence supérieur (PRS)	$0,8B_{RMD}$	– Désigné comme un PRS provisoire par la politique de l'approche de précaution du MPO (MPO 2009) – La BRMD semble être estimée de façon fiable, l'incertitude des valeurs supposées de M étant prise en compte par une approche de modèle d'ensemble sur trois valeurs différentes de M
Biomasse cible	B_{RMD}	– La cible doit être égale ou supérieure au PRS – BRMD est la cible implicite dérivée d'un taux d'exploitation de référence maximal de FRMD
Taux d'exploitation de référence maximal (TER maximal)	F_{RMD}	– Désigné comme un taux d'exploitation de référence maximal provisoire par la politique sur l'approche de précaution du MPO (MPO 2009) – La FRMD semble être estimée de manière fiable, l'incertitude des valeurs supposées de M étant prise en compte par une approche de modèle d'ensemble sur trois valeurs différentes de M

2.5. PROJECTIONS POUR LES AVIS SUR LES PRISES

Les tableaux de décision donnent l'état projeté du stock et le taux de mortalité par pêche par rapport aux points de référence selon différentes politiques de prises constantes pour le modèle d'ensemble de référence. On a explicitement abordé l'incertitude de *M* en effectuant des projections avec le modèle d'ensemble de référence, qui combinait les valeurs a posteriori des modèles avec trois hypothèses différentes de *M*. La population a été projetée sur dix ans avec des niveaux de prises variables. On a supposé que les prises en 2024 étaient équivalentes à celles de 2023 (769,31 t). Les niveaux de prises de 2025 à 2034 ont varié de 0 à 2 000 t par tranches de 250 t et ont été maintenus constants d'une année à l'autre tout au long des projections. Les hypothèses de sélectivité, de longueur selon l'âge, de longueur selon le poids et de maturité selon l'âge utilisées pendant la période de prévision étaient les mêmes que dans le modèle d'évaluation du stock de l'ensemble de référence. Le recrutement a été prédit à partir de la courbe géniteurs-recrues en fonction du recrutement moyen (R_0), ce qui correspond à l'approche utilisée pour les récentes projections concernant les sébastes de la Colombie-Britannique (Starr et Haigh 2022, 2023). Une moyenne des estimations récentes du recrutement n'a pas été utilisée comme recrutement dans les projections en raison de l'incertitude des estimations récentes du recrutement découlant d'un manque de données récentes sur l'âge.

2.6. CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET BIOLOGIE DE L'ESPÈCE

2.6.1. Régressions bayésiennes dans les séries chronologiques

Pour évaluer les effets possibles des conditions environnementales sur la plie de Californie, nous avons considéré à la fois le recrutement et l'état corporel comme des réponses biologiques. Pour le recrutement, nous avons utilisé 100 échantillons générés au moyen de la

méthode de MCCM des écarts du recrutement par rapport au modèle avec une hypothèse de *M* de 0,154 du modèle de référence d'ensemble. Nous avons limité cette analyse à la période allant de1995 à 2018 pour laquelle des données sur l'âge susceptibles d'éclairer les estimations du recrutement étaient disponibles. L'état corporel a été caractérisé à l'aide des écarts de Le Cren par rapport aux relations longueur-poids total estimées selon le sexe (Le Cren 1951). Nous avons d'abord séparé les individus et l'ensemble des prises du relevé en catégories de mâles immatures, de mâles matures et de femelles matures en utilisant une longueur estimée à 50 % de maturité reproductive. Pour chaque partie de la population (mâles immatures, mâles matures et femelles matures), nous avons ensuite estimé des distributions spatiotemporelles indépendantes de la biomasse, calculé les écarts relatifs de Le Cren par rapport à la relation longueur-poids observée, modélisé le changement spatio-temporel de ces écarts, et généré un indice annuel pondéré selon la densité de l'état moyen pour chaque catégorie. Pour propager l'incertitude au moyen d'analyses subséquentes, nous avons ensuite prélevé 100 échantillons de cet indice de condition global en le construisant avec 100 échantillons de la matrice de précision conjointe des paramètres.

Pour chaque échantillon de la série chronologique sur le recrutement et l'état corporel (100 paires par année), nous avons testé la corrélation entre ces réponses biologiques et un éventail d'indices environnementaux ou écosystémiques que l'on a jugé importants pour la plie de Californie en fonction des connaissances sur le cycle biologique et de la documentation existante (voir l'annexe I) et entre l'état corporel à maturité et une série chronologique jumelée pour le recrutement de l'année suivante. Les corrélations ont été testées à l'aide d'une application bayésienne d'une régression dans les séries chronologiques. On a d'abord effectué des tests sur les estimations médianes pour chaque combinaison de variables afin de confirmer la convergence, puis on les a répétés pour chaque échantillon (ou paire d'échantillons) à partir des modèles d'entrée. Nous avons ensuite combiné les a valeurs a posteriori de toutes les régressions entre les échantillons pour dériver les distributions a posteriori qui tiennent compte de l'incertitude à la fois dans les modèles initiaux et dans le modèle de régression. La division des prises du relevé en classes selon le sexe et la maturité et la production d'indices annuels de l'état corporel sont décrites à l'annexe J. Une description complète des régressions bayésiennes dans les séries chronologiques et les détails de toutes les sources de données suivantes sont fournis à l'annexe I. Le code sous-jacent aux annexes I et J est disponible sur simple demande.

2.6.2. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur le recrutement

Nous avons sélectionné un ensemble d'indices climatiques et biotiques que nous avons considéré comme potentiellement importants pour la survie des œufs et des larves pélagiques (voir l'annexe I.1). Ces indices comprennent des variables climatiques moyennes représentant la période de fraie (de janvier à mars environ) et les profondeurs (entre 300 et 450 m) au début de chaque année de recrutement (oscillation décennale du Pacifique [ODP], concentration moyenne d'oxygène dans le fond marin et température moyenne du fond marin) et d'autres conditions représentant les conditions de la surface de la mer pendant toute la période pélagique potentielle (de janvier à septembre pour la concentration en oxygène et la température pendant des périodes de trois mois — fraie, printemps et été). Étant donné que l'ODP et la température ont montré une corrélation relativement élevée (Figure I - 2), nous avons également considéré séparément l'ODP du printemps pour voir quel indice expliquait le plus de variation. Les variables biotiques comprenaient le nombre moyen de phytoplanctons en surface pendant toute la période pélagique (de janvier à septembre) et les indices de l'abondance totale des euphausiacés générés par les relevés estivaux réalisés dans les mêmes

zones générales que les relevés synoptiques de la COIV et du bassin de la Reine-Charlotte et plus loin au large.

2.6.3. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur l'état corporel des juvéniles et des adultes démersaux

Nous avons émis l'hypothèse qu'un ensemble plus limité d'indices climatiques et biotiques était susceptible d'influencer l'état corporel des juvéniles et des adultes démersaux. Ici, nous nous sommes concentrés sur la concentration moyenne d'oxygène dans le fond marin et la température moyenne du fond marin pour la période précédant immédiatement ou chevauchant la plupart des relevés synoptiques (d'avril à juin) et aux profondeurs où 95 % de la biomasse de cette espèce est capturée dans le cadre de ces relevés (de 50 à 200 m). Nous avons de nouveau vérifié les relations avec la biomasse totale des euphausiacés côtiers, la biomasse de l'espèce dominante, *Euphausia Pacifica*, et la production primaire intégrée en profondeur. L'ODP et l'oscillation du tourbillon du Pacifique Nord (OTPN) au cours de cette période printanière ont également été incluses comme indicateurs potentiels des conditions océanographiques corrélées qui pourraient indiquer l'importance des variables non comprises dans notre analyse.

3. RÉSULTATS

3.1. DIAGNOSTICS DES MODÈLES

3.1.1. Ajustements des indices

Les ajustements aux indices des relevés pour chaque modèle étaient acceptables (Figure 4 - Figure 6). Les écarts-types des résidus standardisés (ETRS) étaient tous proches de 1, ce qui indique que les modèles ajustaient les indices du relevé aussi bien que prévu compte tenu de la variance supposée (et estimée). Les tests ont également indiqué que les signes des résiduels étaient généralement aléatoires par rapport au temps, la seule exception étant pour le modèle de *M* élevée ajusté à l'indice du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (dont la valeur de p était $< 0,05$).

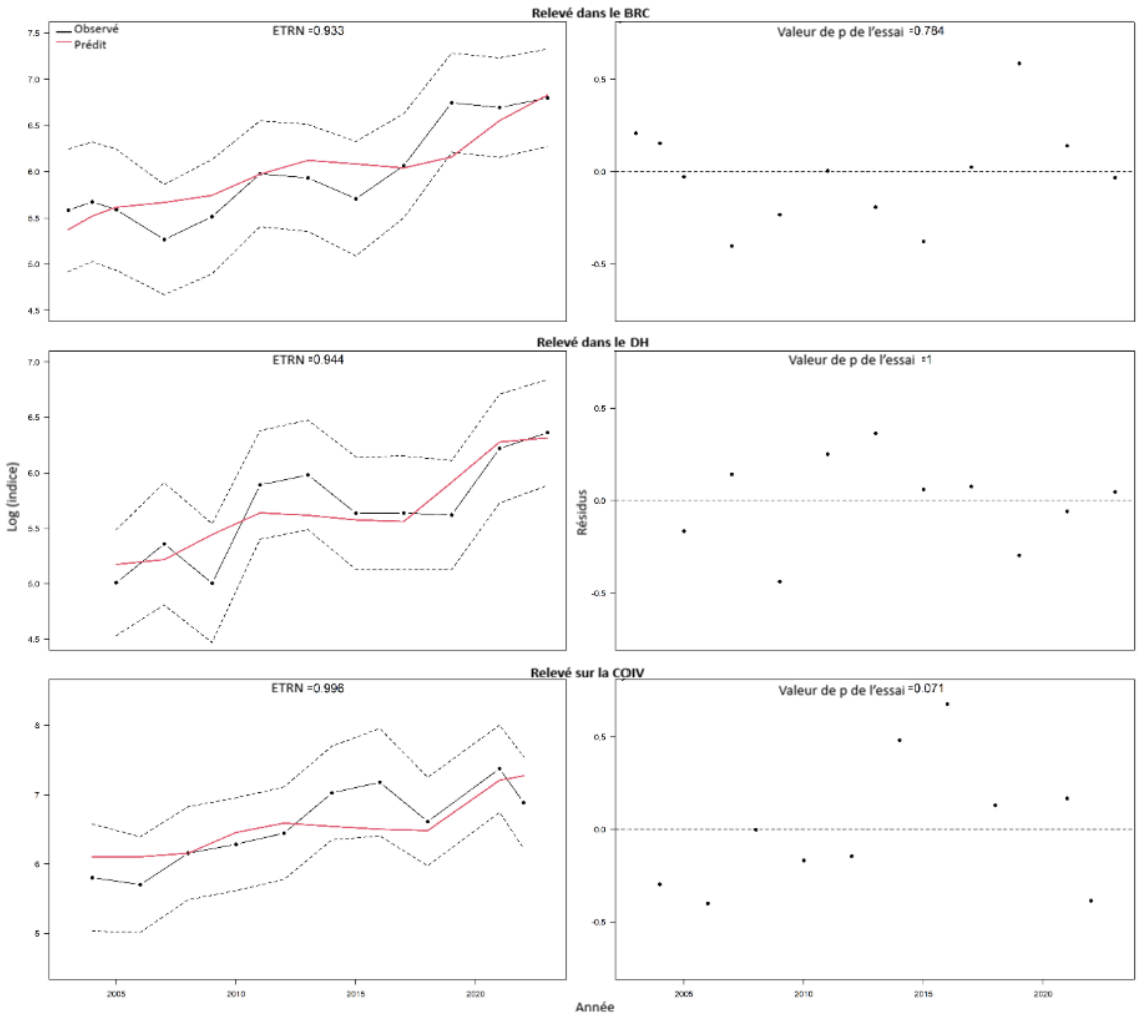


Figure 4. Ajustements aux indices du relevé pour le modèle d'évaluation de M moyenne, où M = 0,154. La ligne rouge représente l'indice médian prédit à partir du modèle d'évaluation de M moyenne, où M = 0,154. La ligne noire continue représente l'indice du relevé standardisé et la ligne pointillée représente l'intervalle de confiance à 95 % des données calculées à l'aide des ET provenant de la standardisation et d'un paramètre additif estimé dans le cadre de l'évaluation. L'étiquette « ETRN » fait référence à l'écart-type des résidus standardisés, et la valeur de p des exécutions fait référence à une valeur de p tirée d'un essai visant à évaluer si le signe des résiduels est aléatoire par rapport au temps.

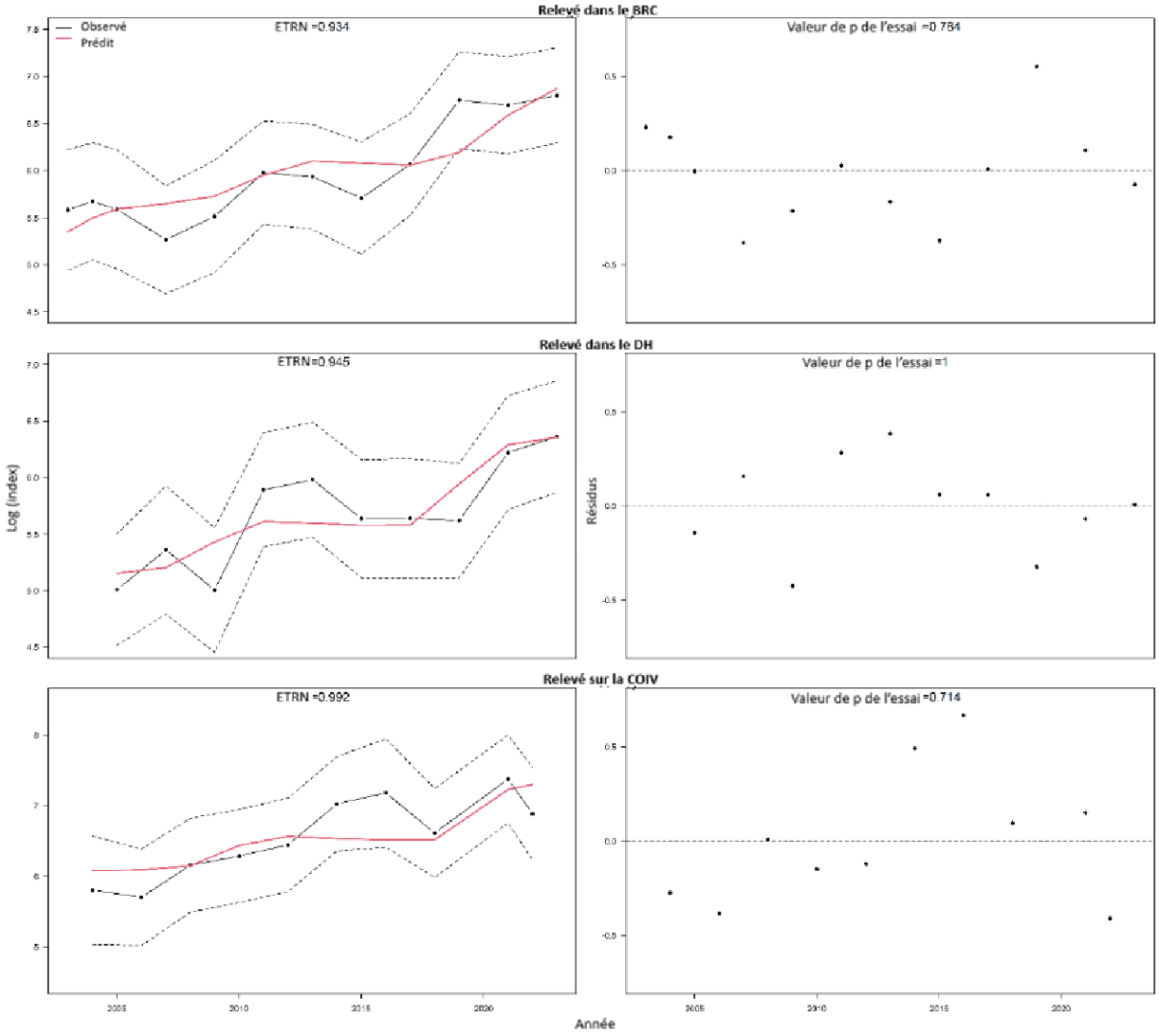


Figure 5. Ajustements aux indices du relevé pour le modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. La ligne rouge représente l'indice médian prédit à partir du modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. La ligne noire continue représente l'indice du relevé standardisé et la ligne pointillée représente l'intervalle de confiance à 95 % des données calculées à l'aide des ET provenant de la standardisation et d'un paramètre additif estimé dans le cadre de l'évaluation. L'étiquette « ETRN » fait référence à l'écart-type des résidus standardisés, et la valeur de p des exécutions fait référence à une valeur de p tirée d'un essai visant à évaluer si le signe des résiduels est aléatoire par rapport au temps.

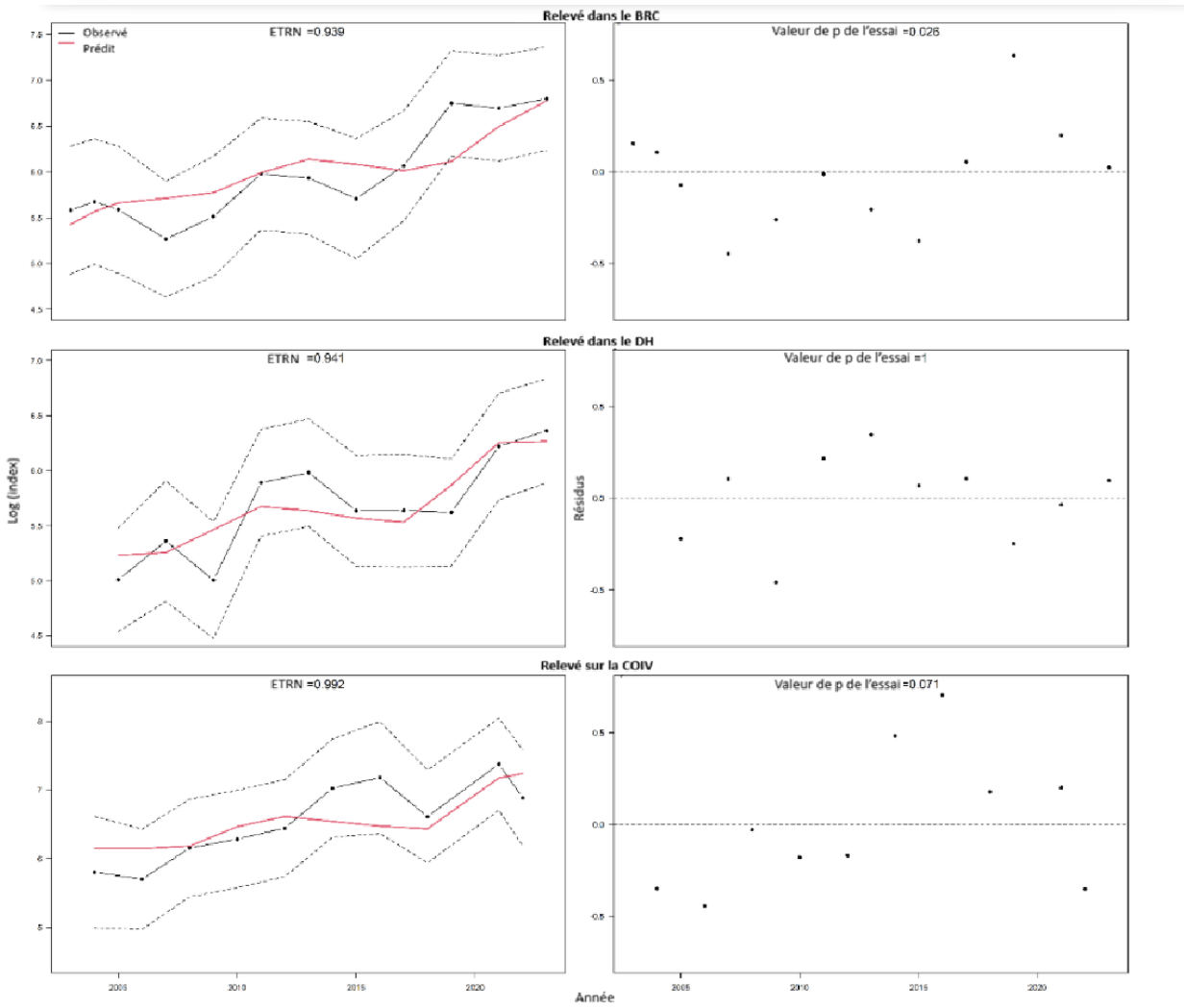


Figure 6. Ajustements aux indices du relevé pour le modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. La ligne rouge représente l'indice médian prédit à partir du modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. La ligne noire continue représente l'indice du relevé standardisé et la ligne pointillée représente l'intervalle de confiance à 95 % des données calculées à l'aide des ET provenant de la standardisation et d'un paramètre additif estimé dans le cadre de l'évaluation. L'étiquette « ETRN » fait référence à l'écart-type des résidus standardisés, et la valeur de p des exécutions fait référence à une valeur de p tirée d'un essai visant à évaluer si le signe des résiduels est aléatoire par rapport au temps.

3.1.2. Ajustements de la composition

Les ajustements de la composition pour chaque modèle ont été jugés acceptables pour la plupart, à l'exception des ajustements des compositions selon l'âge du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (Figure 7 - Figure 30). Bien que les ajustements pour le bassin de la Reine-Charlotte semblent visuellement acceptables (Figure 9, Figure 17, Figure 25), les résidus d'une étape à l'avance et les graphiques quantiles qui en résultent suggèrent un mauvais ajustement au relevé dans chacun des trois modèles individuels composant l'ensemble (Figure 10, Figure 1, Figure 26). Il s'agissait probablement d'une fonction d'un biais négatif constant dans l'âge moyen prévu de la composition pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte par rapport à celui observé, en grande partie attribuable à la sous-estimation de la composition du groupe plus.

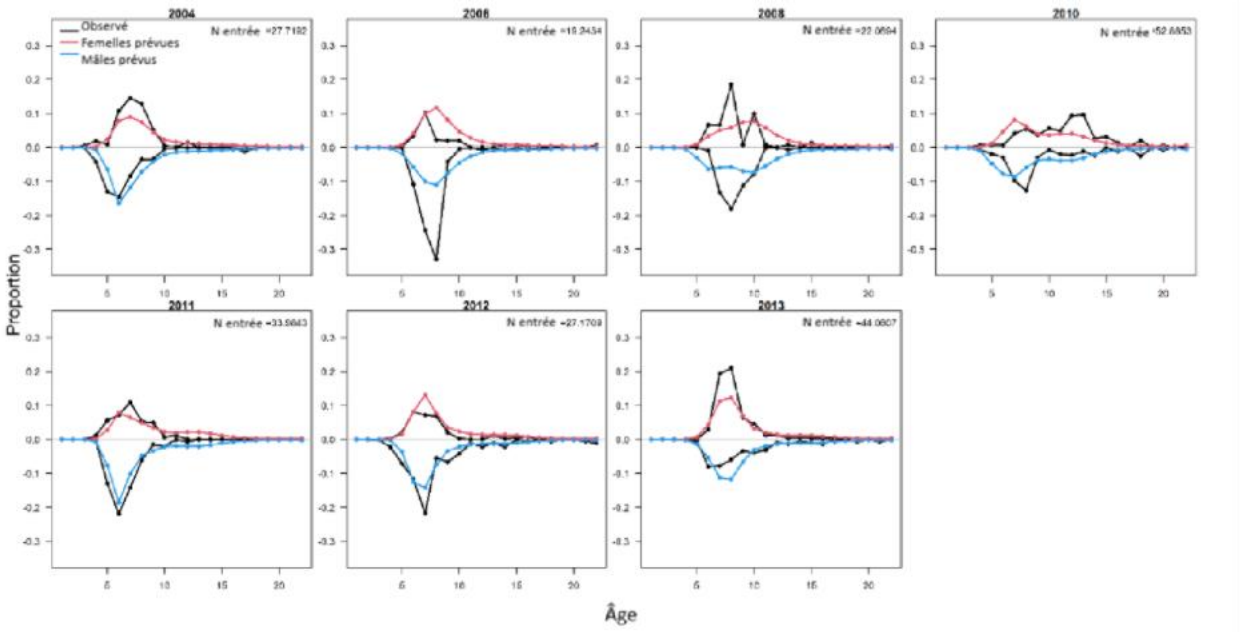


Figure 7. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation de M moyenne, où M = 0,154. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

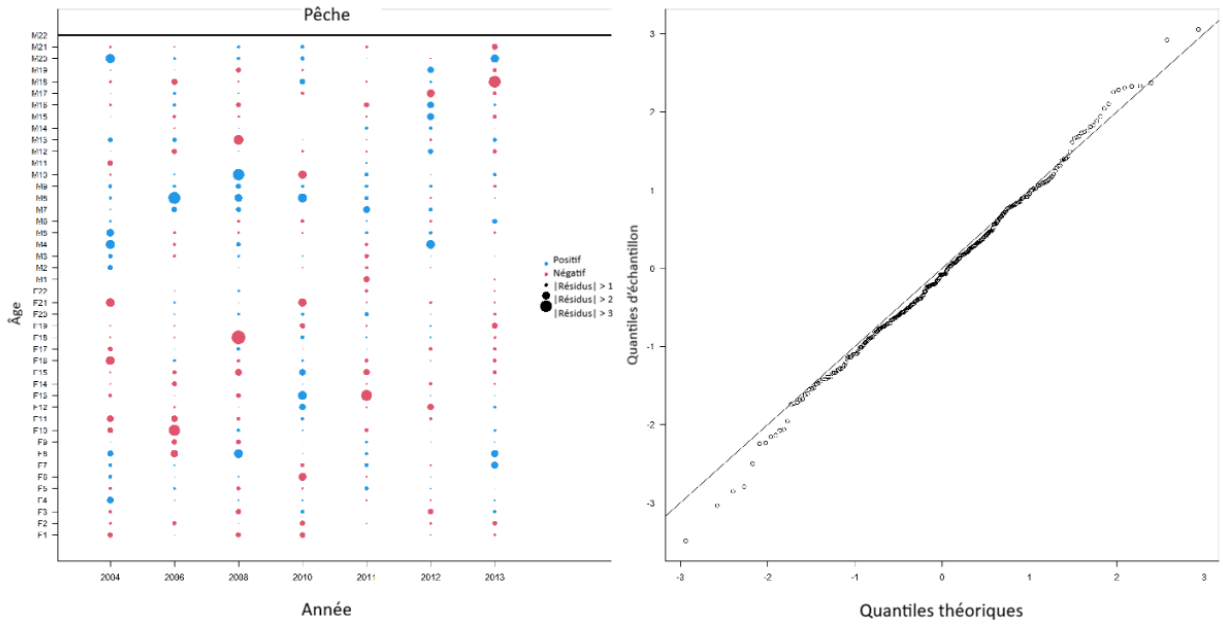


Figure 8. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation M moyenne, où M = 0,154. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas. Les résidus d'une étape à l'avance sont indépendants et identiquement distribués et auront une distribution normale standard, au cours des années et d'une année à l'autre, selon un modèle correctement défini et en supposant que la dernière tranche s'ajuste parfaitement. Lorsque les résidus absolus sont supérieurs à 3 ou qu'il existe des corrélations ou d'autres tendances claires entre les âges et les années, l'hypothèse est probablement enfreinte et interprétée comme un mauvais ajustement du modèle.

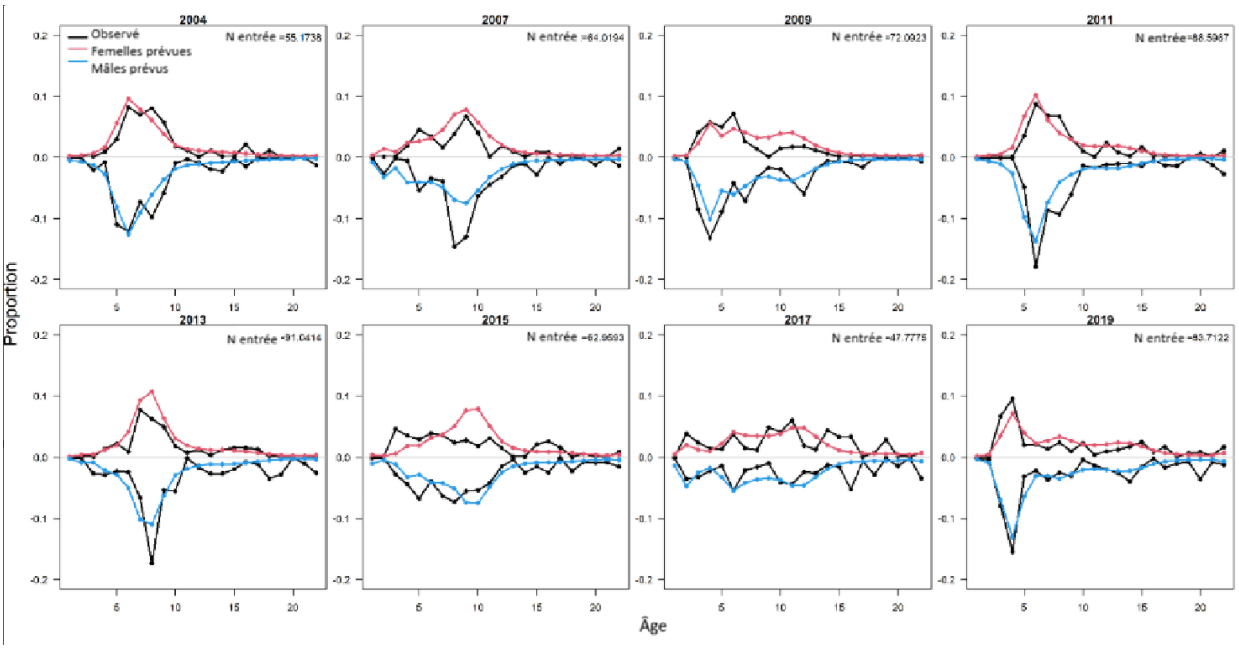


Figure 9. Ajustement aux données sur la composition selon l'âge pour les données du relevé effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation de M moyenne, où M = 0,154. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge provenant du relevé dans le bassin du détroit de la Reine-Charlotte sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

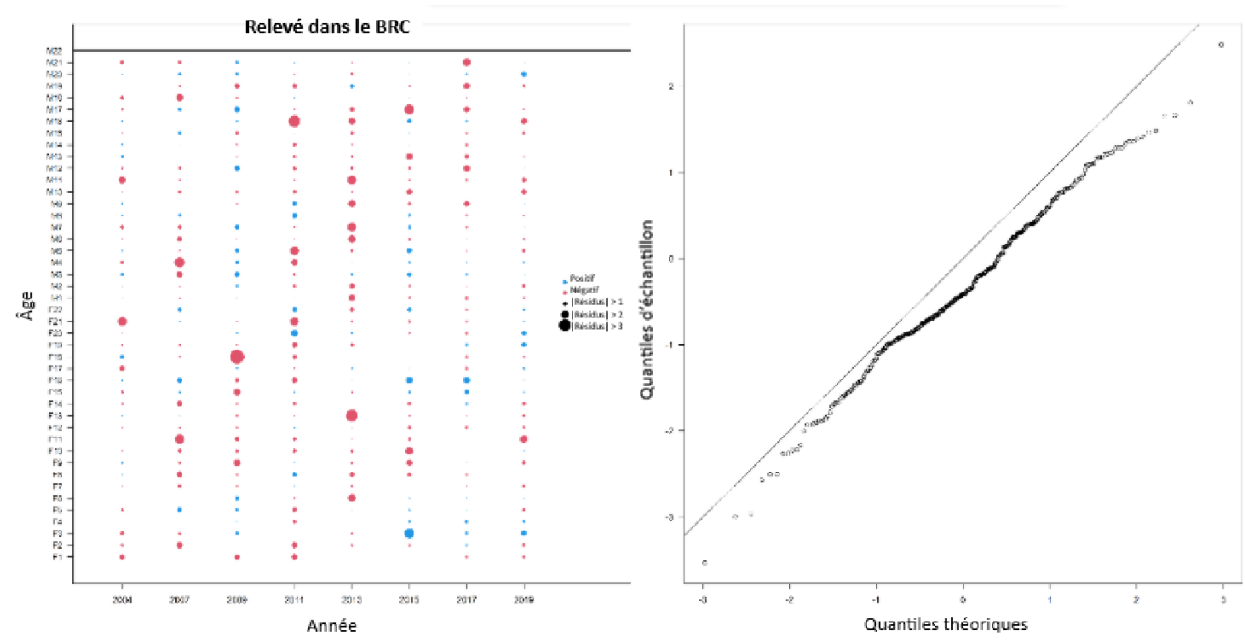


Figure 10. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge provenant du relevé dans le bassin du détroit de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation M moyenne, où M = 0,154. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles.

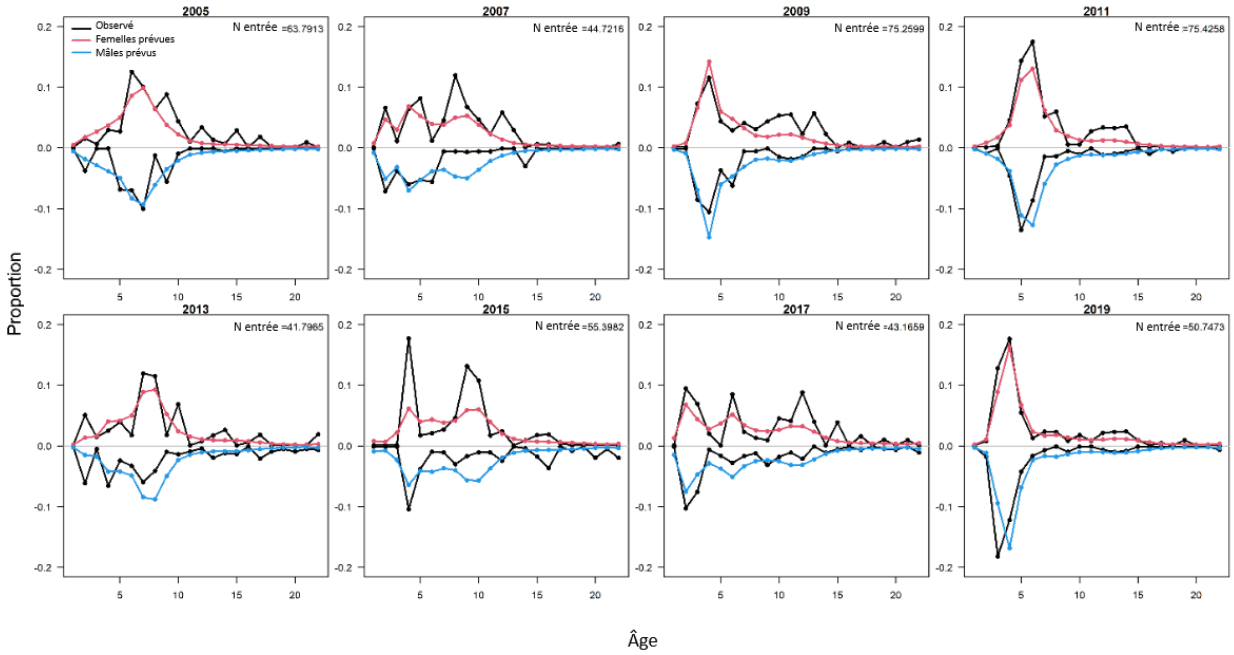


Figure 11. Ajustement aux données sur la composition selon l'âge pour les données provenant du relevé dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation M moyenne, où M = 0,154. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge provenant du relevé dans le détroit d'Hécate sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

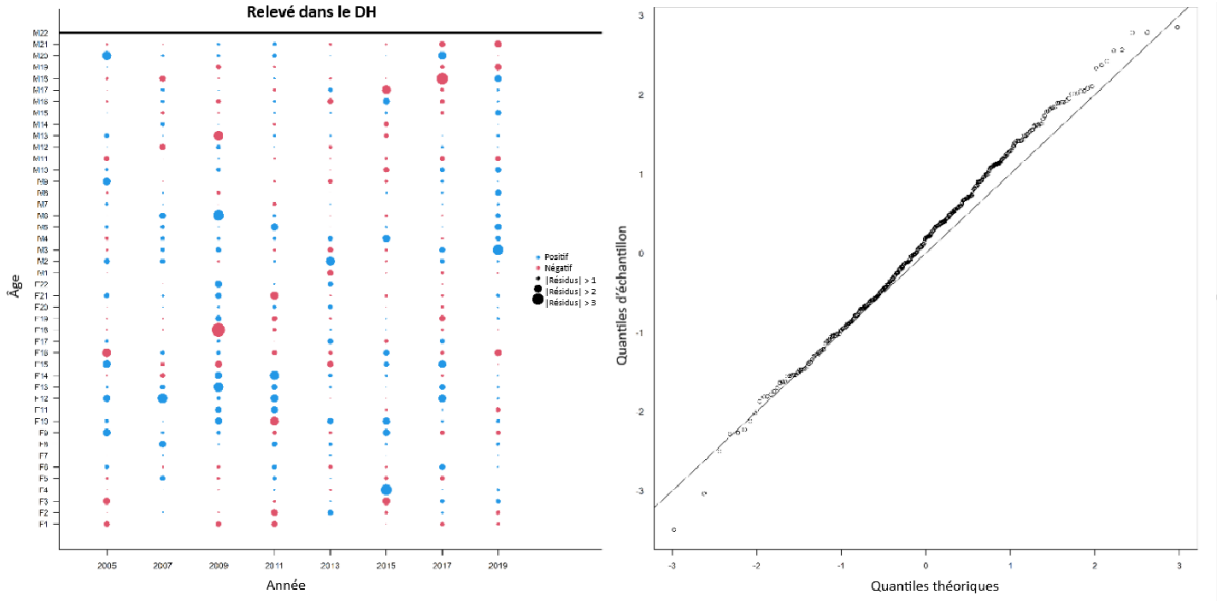


Figure 12. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge provenant du relevé dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation M moyenne, où M = 0,154. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

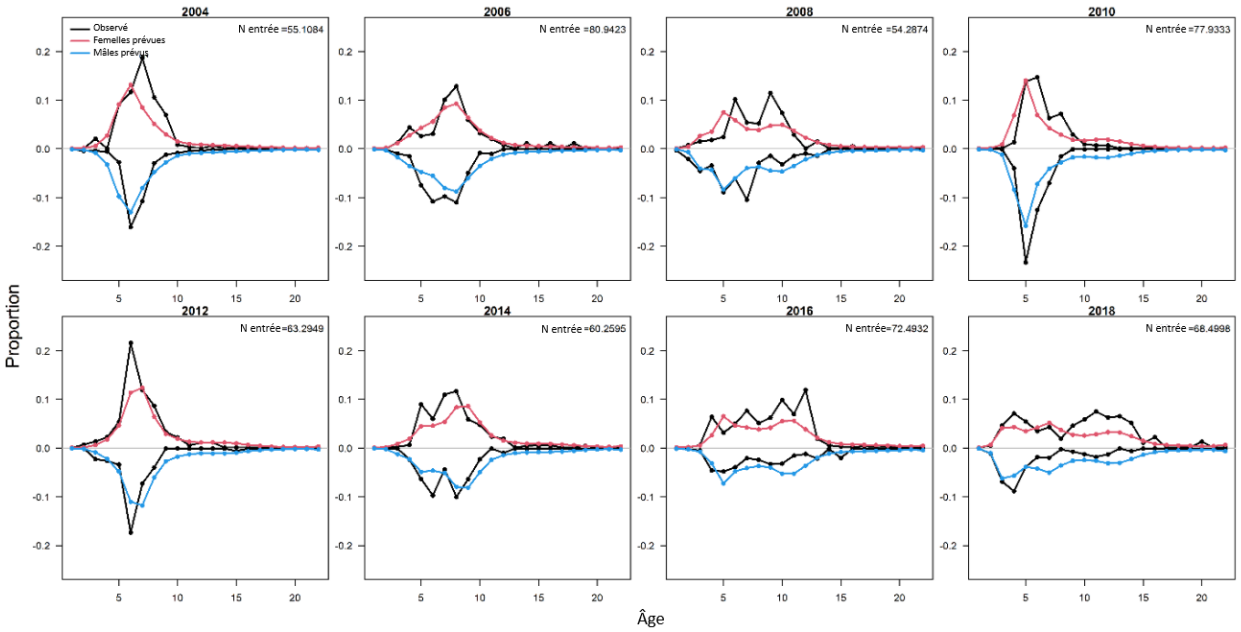


Figure 13. Ajustement aux données sur la composition selon l'âge pour les données du relevé effectué sur la côte ouest de l'île de Vancouver pour le modèle d'évaluation de M moyenne, où M = 0,154. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge provenant du relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

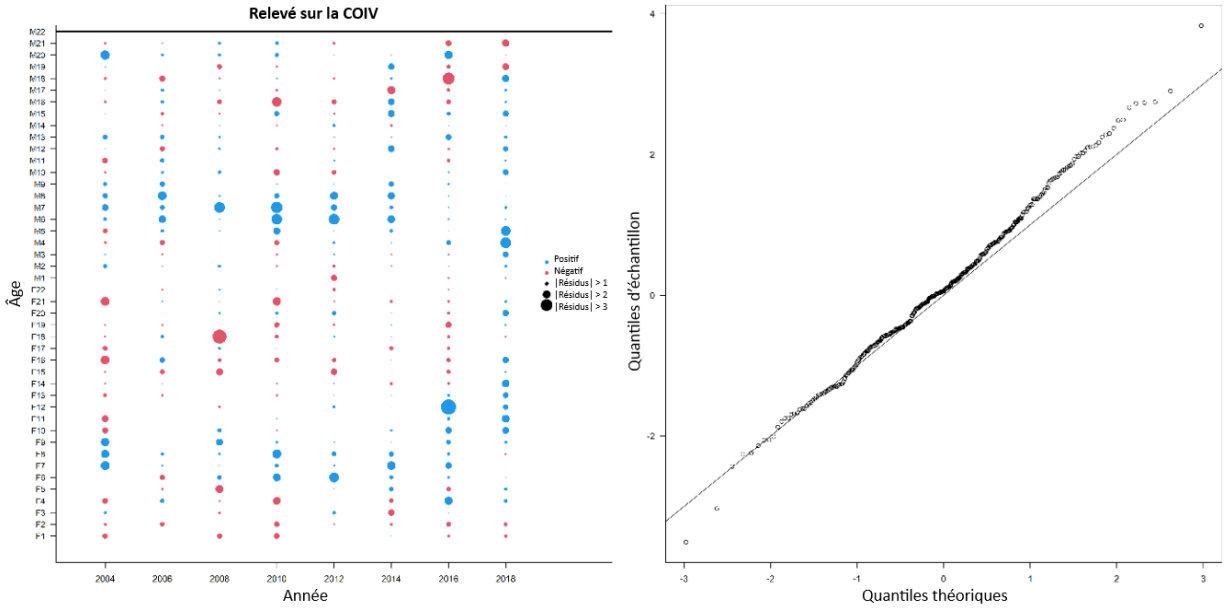


Figure 14. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectué sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus du SAOS sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus dans ce cas.

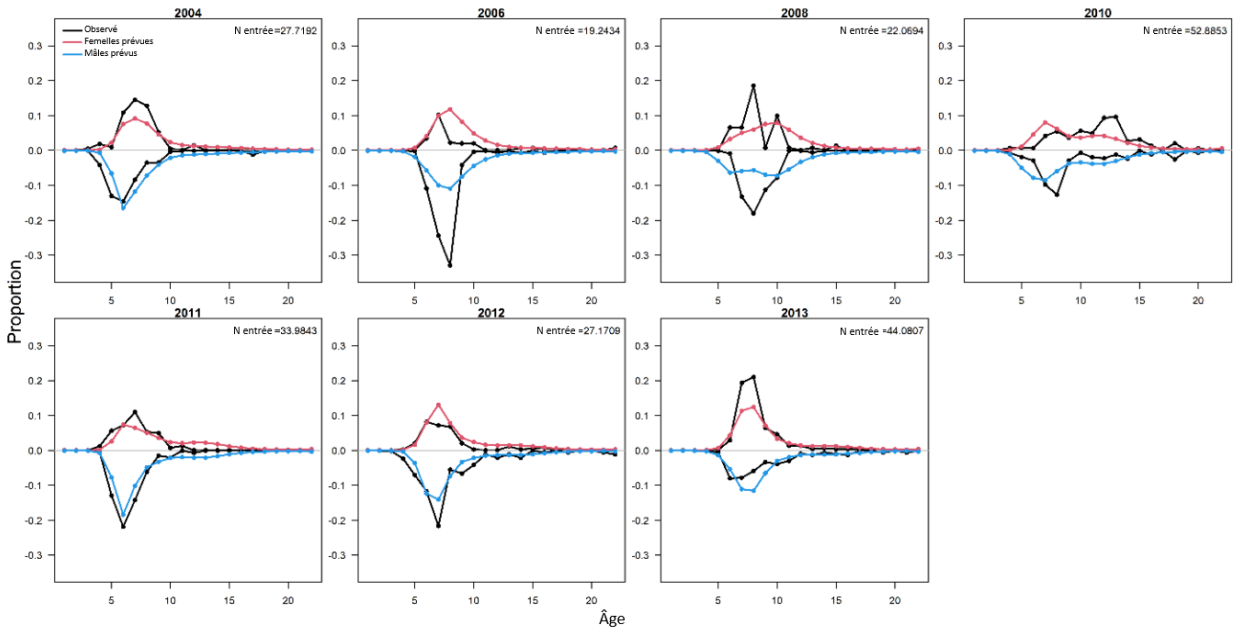


Figure 15. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

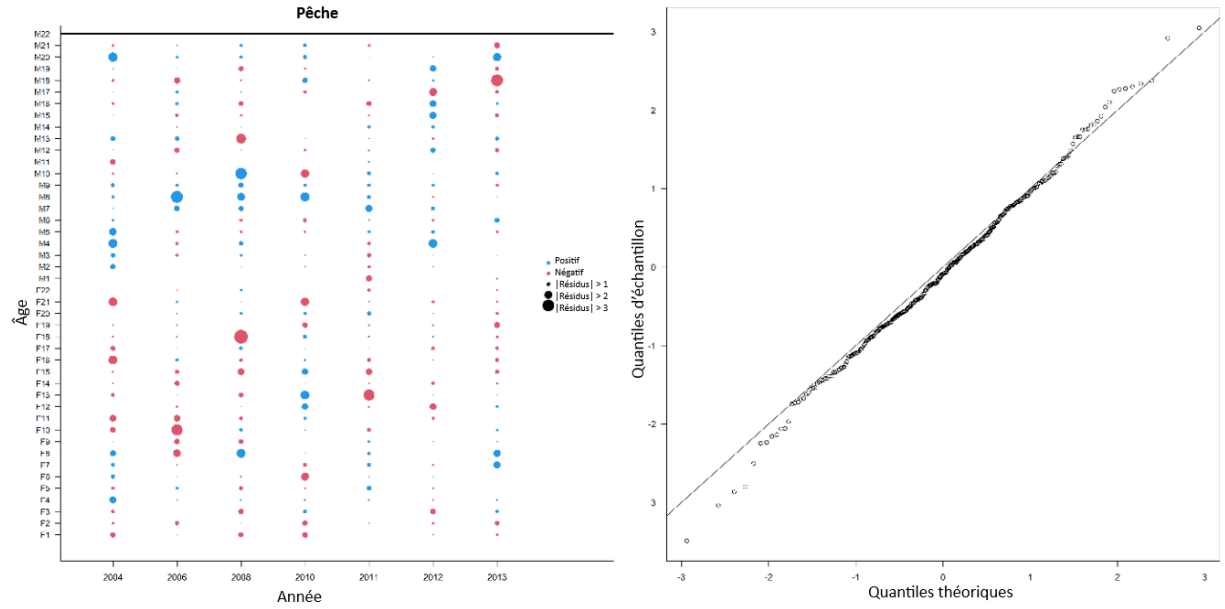


Figure 16. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation M faible, où M = 0,124. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

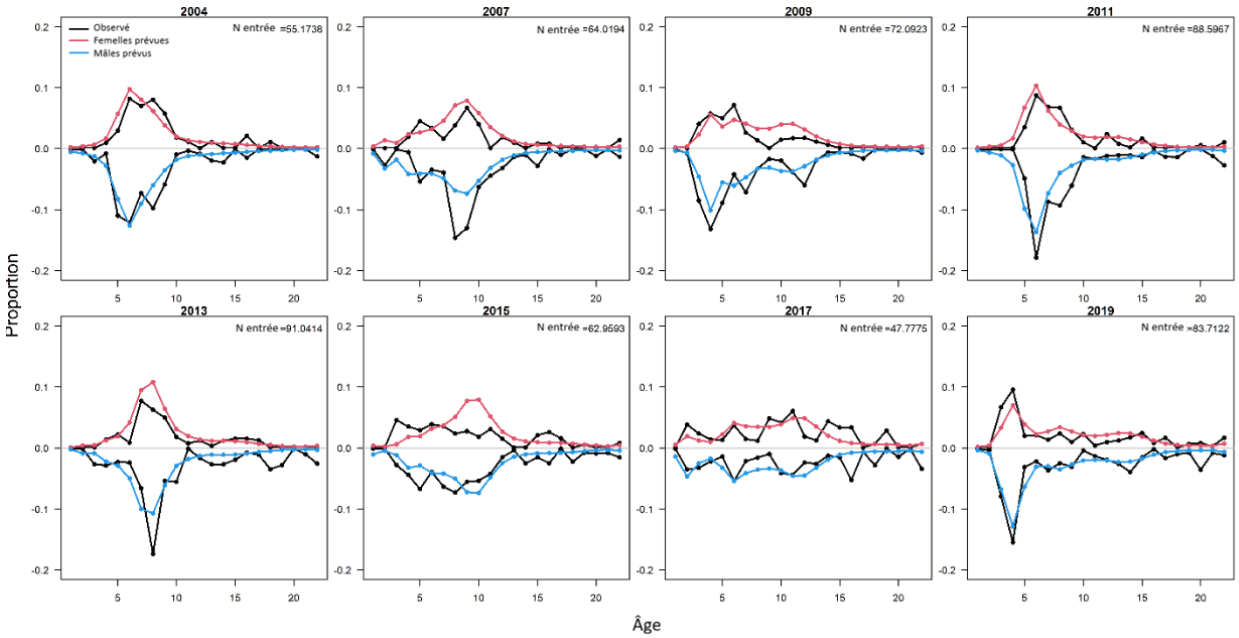


Figure 17. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

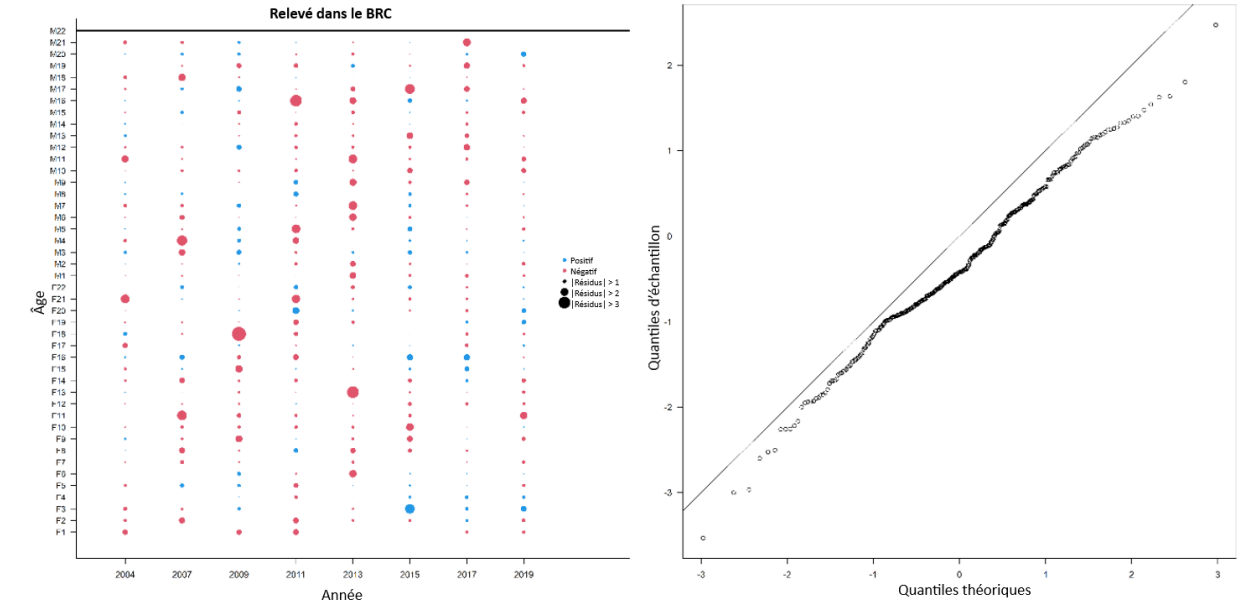


Figure 18. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge provenant du relevé effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation M faible, où M = 0,124. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

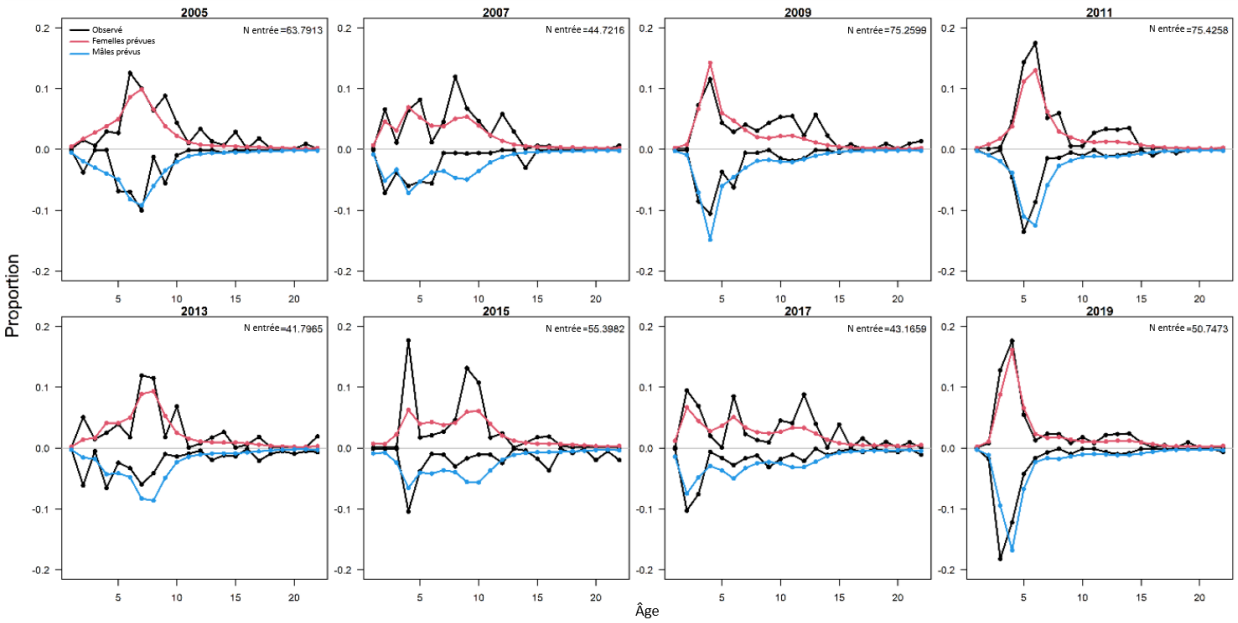


Figure 19. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectué dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

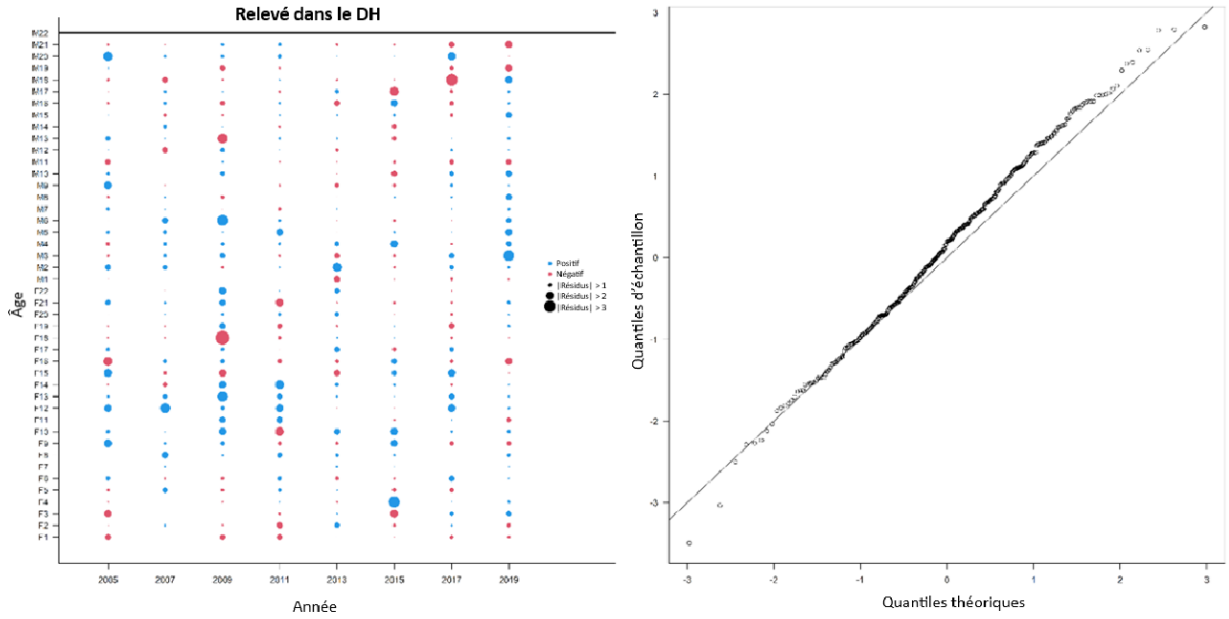


Figure 20. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectué dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation M faible, où M = 0,124. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

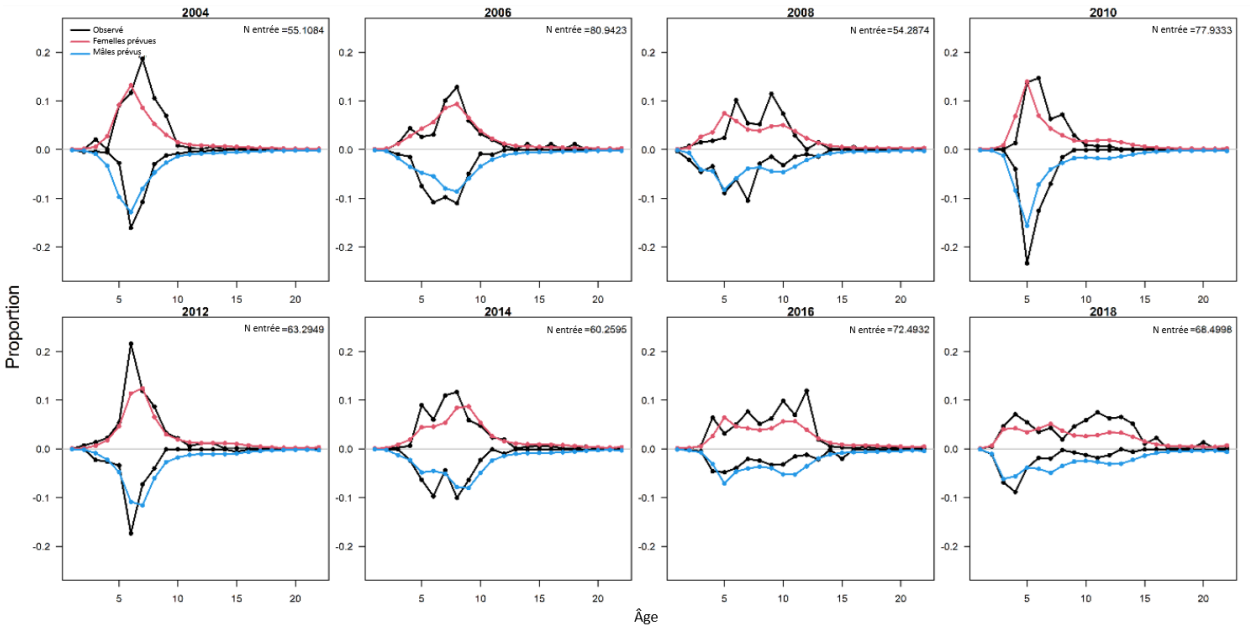


Figure 21. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé sur la COIV pour le modèle d'évaluation de M faible, où M = 0,124. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

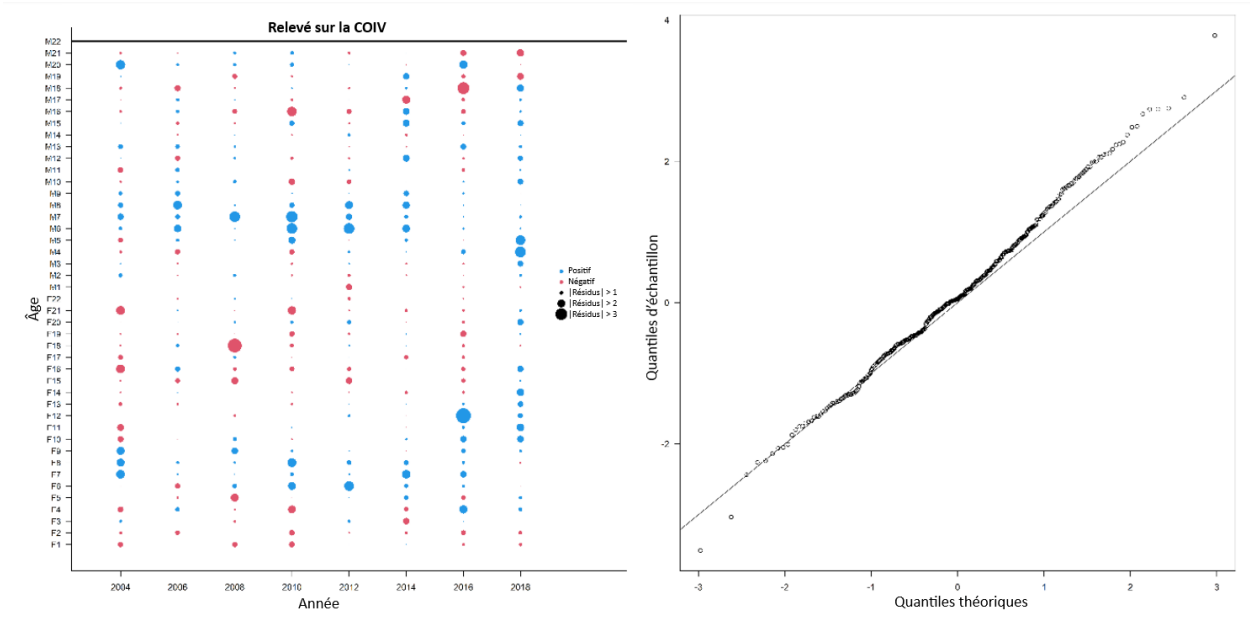


Figure 22. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la COIV pour le modèle d'évaluation M faible, où M = 0,124. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

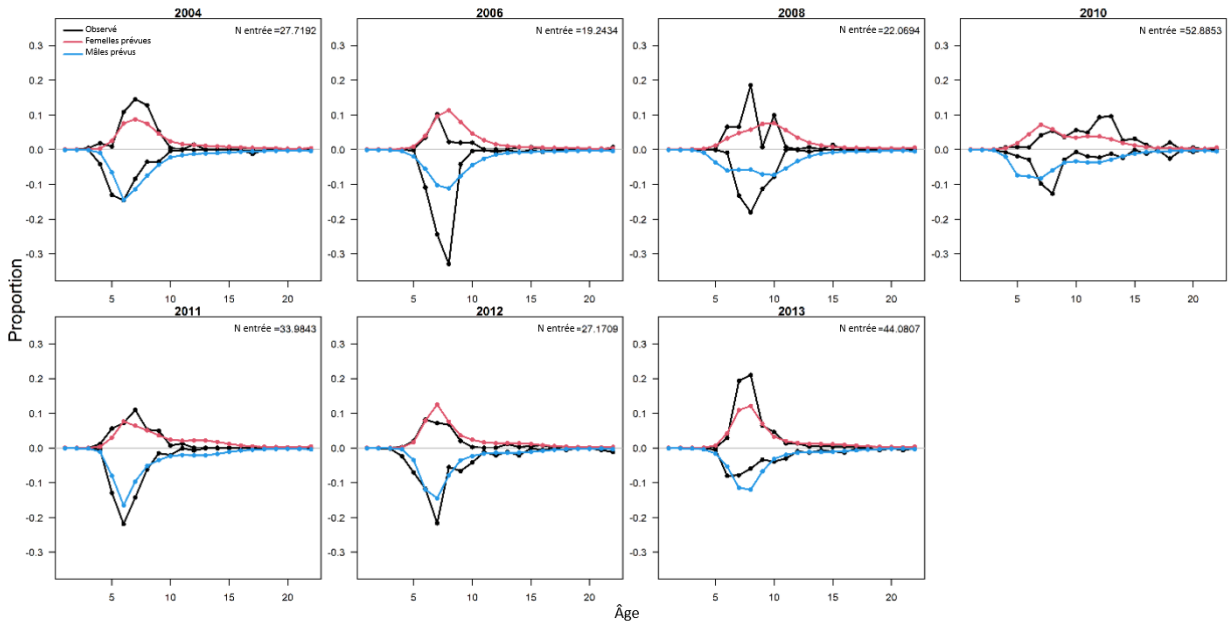


Figure 23. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

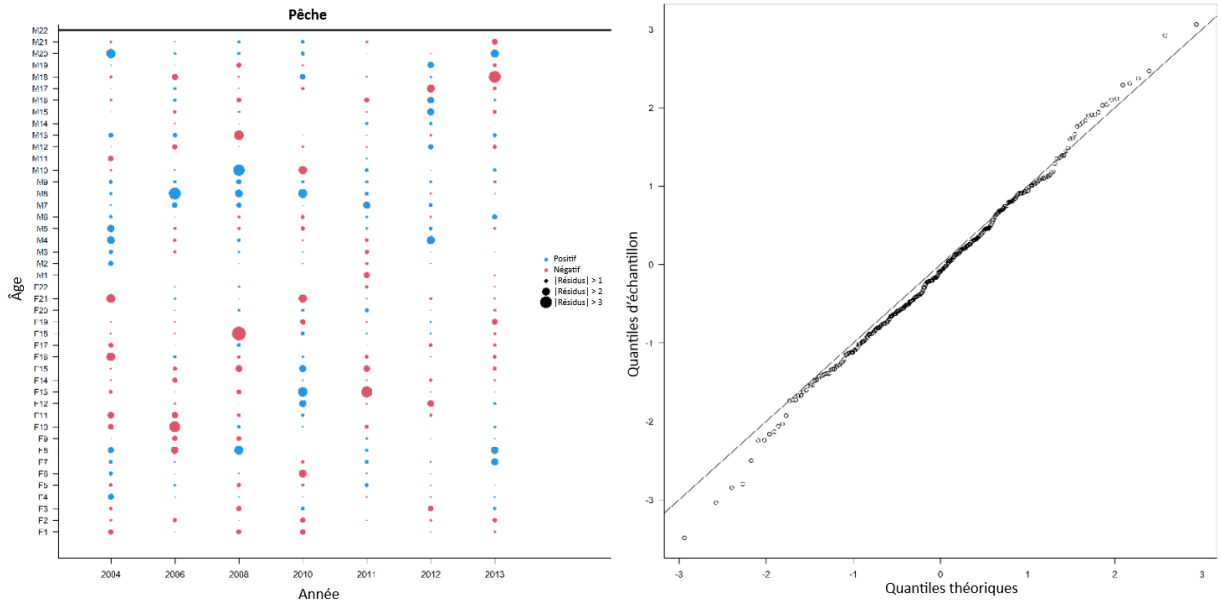


Figure 24. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge de la pêche pour le modèle d'évaluation M élevée, où M = 0,184. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

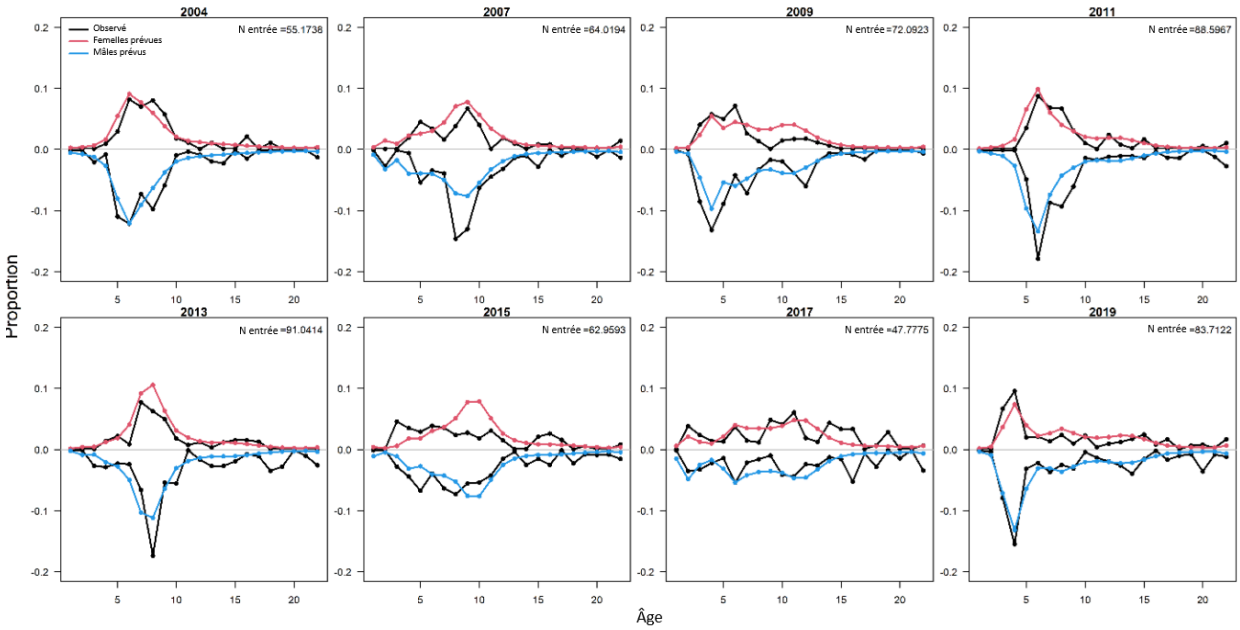


Figure 25. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

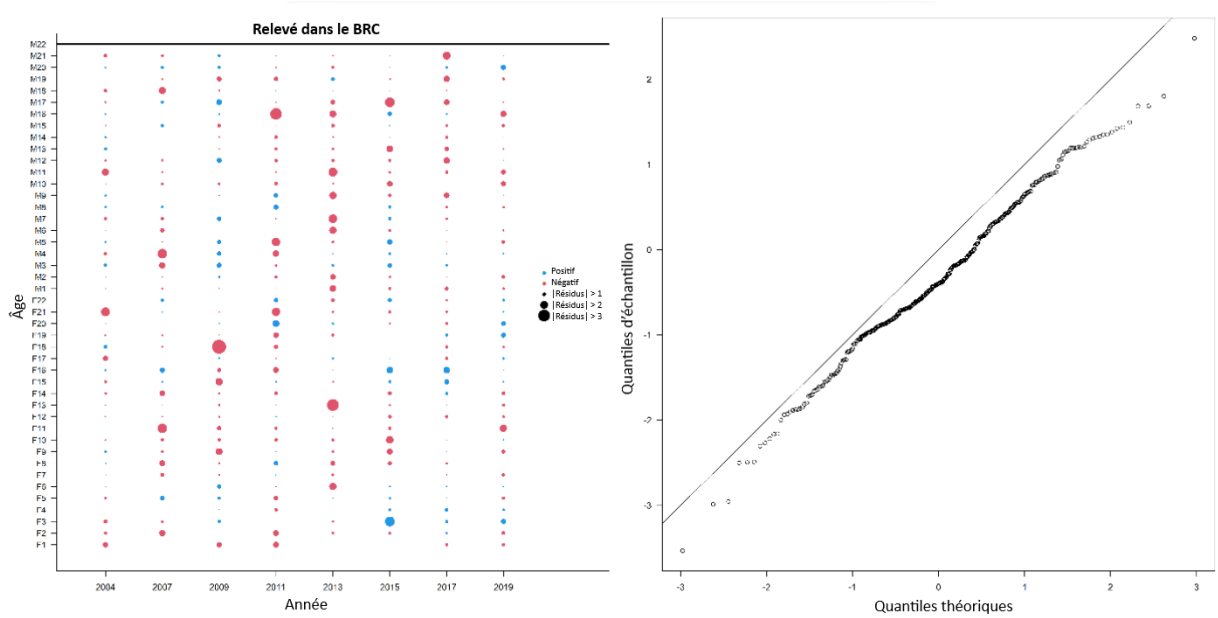


Figure 26. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge provenant du relevé effectué dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation M élevée, où M = 0,184. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

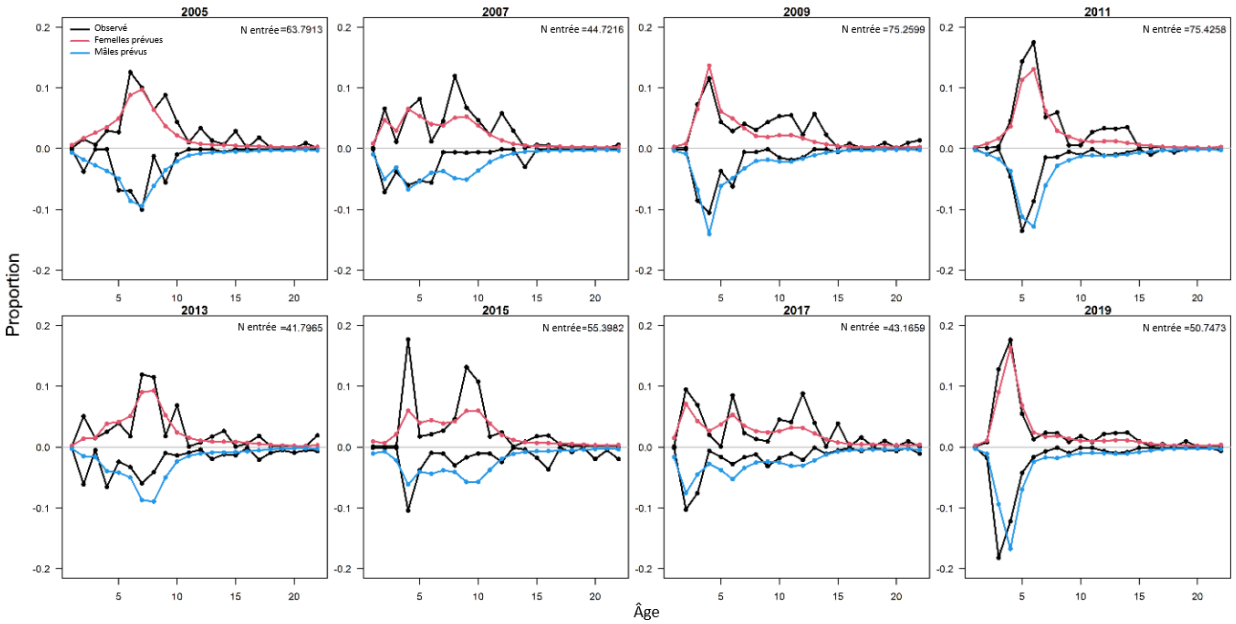


Figure 27. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectué dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

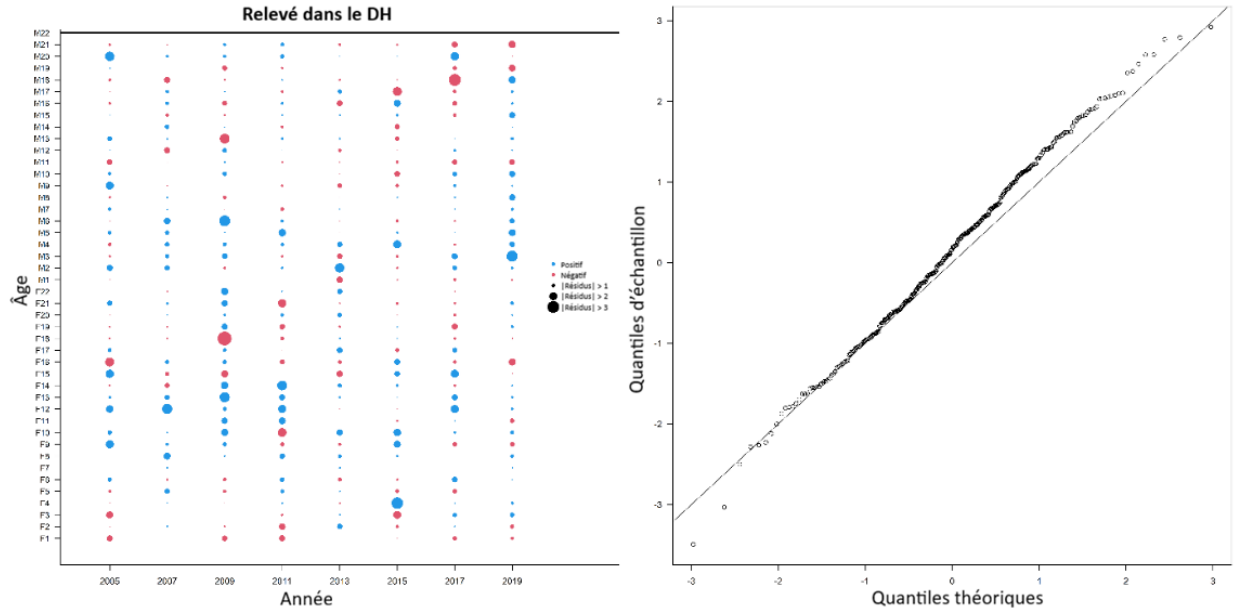


Figure 28. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectué dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation M élevée, où M = 0,184. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

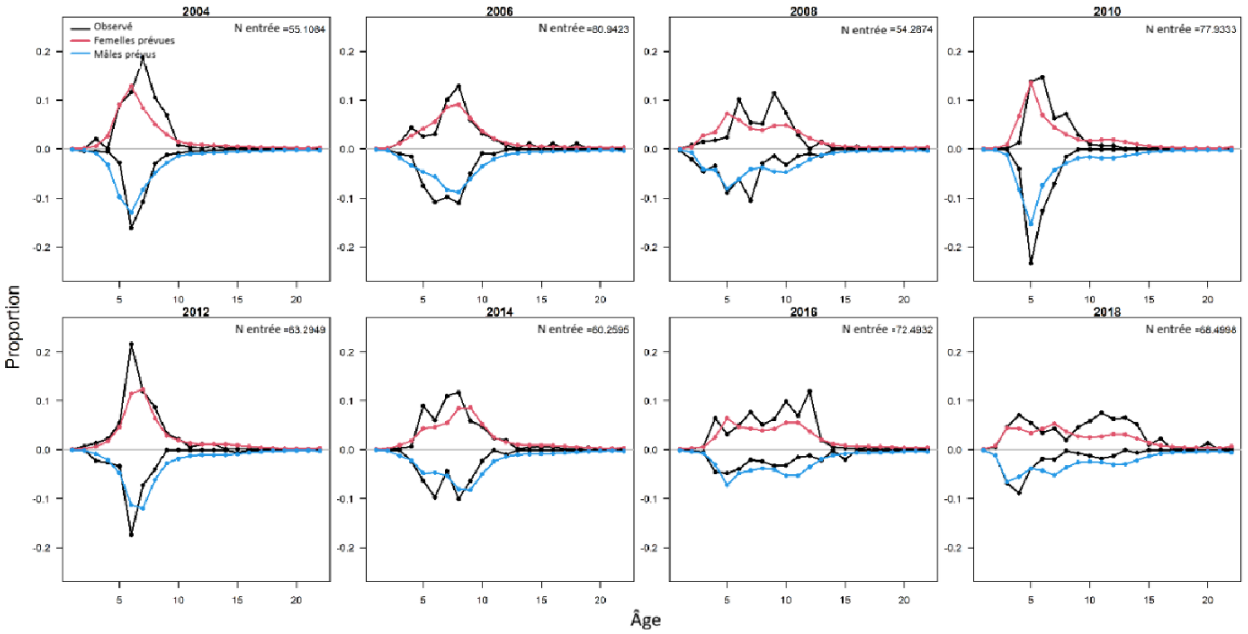


Figure 29. Ajustements aux données sur la composition selon l'âge du relevé effectuée sur la COIV pour le modèle d'évaluation de M élevée, où M = 0,184. Les médianes de la distribution a posteriori pour la composition selon l'âge prédite sont indiquées pour chaque année pour laquelle des données sur la composition selon l'âge dans la pêche sont disponibles. En rouge, on voit les compositions prédites pour les femelles et en bleu les compositions prédites pour les mâles. L'étiquette « N entrée » indique la taille des échantillons d'entrée déterminée selon la procédure de la méthode de bootstrap (annexe B.4.2).

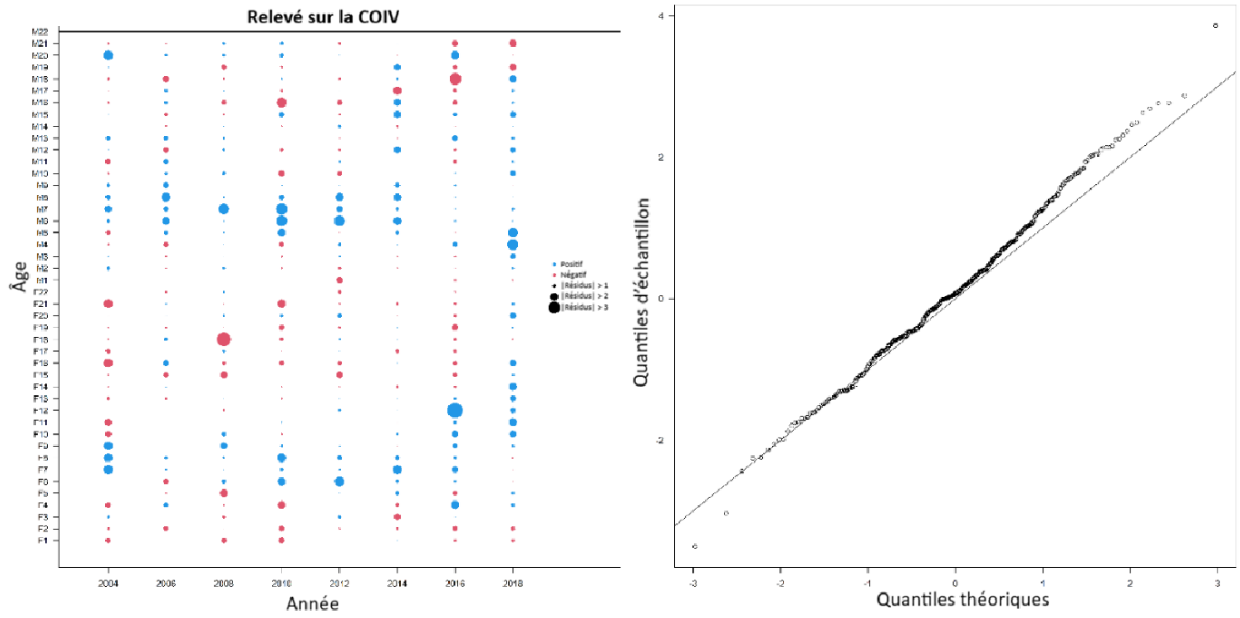


Figure 30. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux donées sur la composition selon l'âge du relevé effectué sur la COIV pour le modèle d'évaluation M élevée, où M = 0,184. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les âges sont étiquetés de F1 à F22 pour les femelles et de M1 à M22 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M22 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

3.1.3. Analyse rétrospective

Les tendances rétrospectives pour chaque modèle étaient minimes (figures 31 à 36). Le rho de Mohn était faible pour chaque quantité dérivée, bien à l'intérieur des limites jugées préoccupantes dans les analyses rétrospectives (Hurtado-ferro *et al*. 2015).

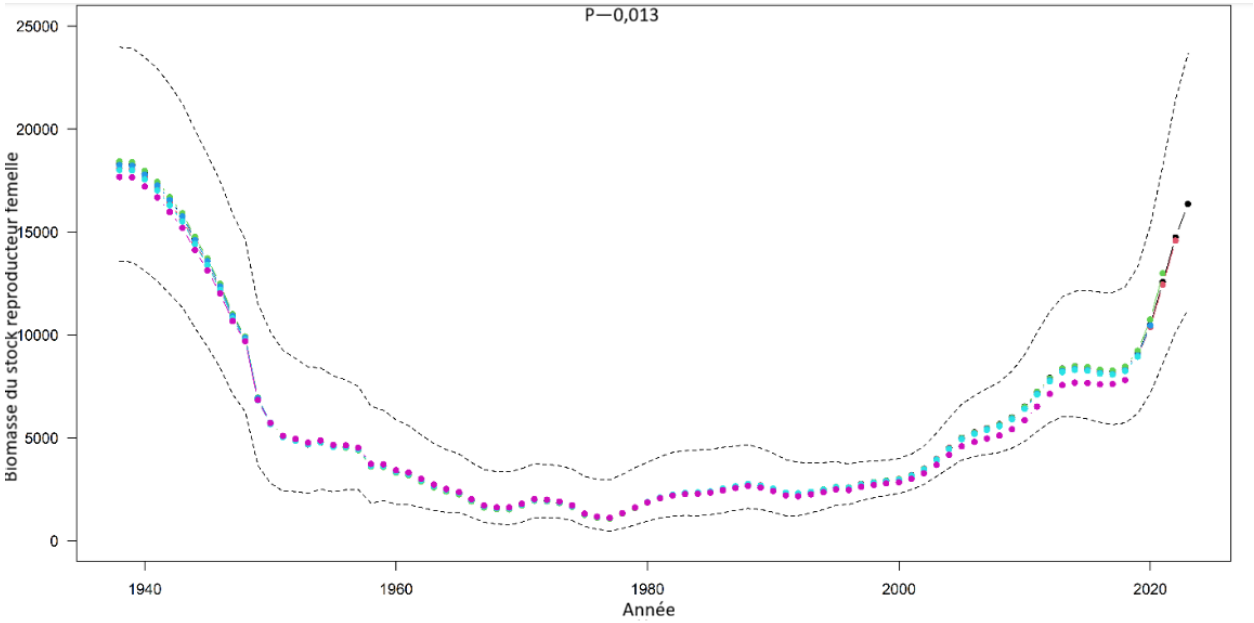


Figure 31. Analyse rétrospective illustrant la biomasse du stock reproducteur femelle d'après le modèle de complet de M moyenne (M = 0,154, ligne noire) et 5 extractions (lignes colorées). Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les points et les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M moyenne.

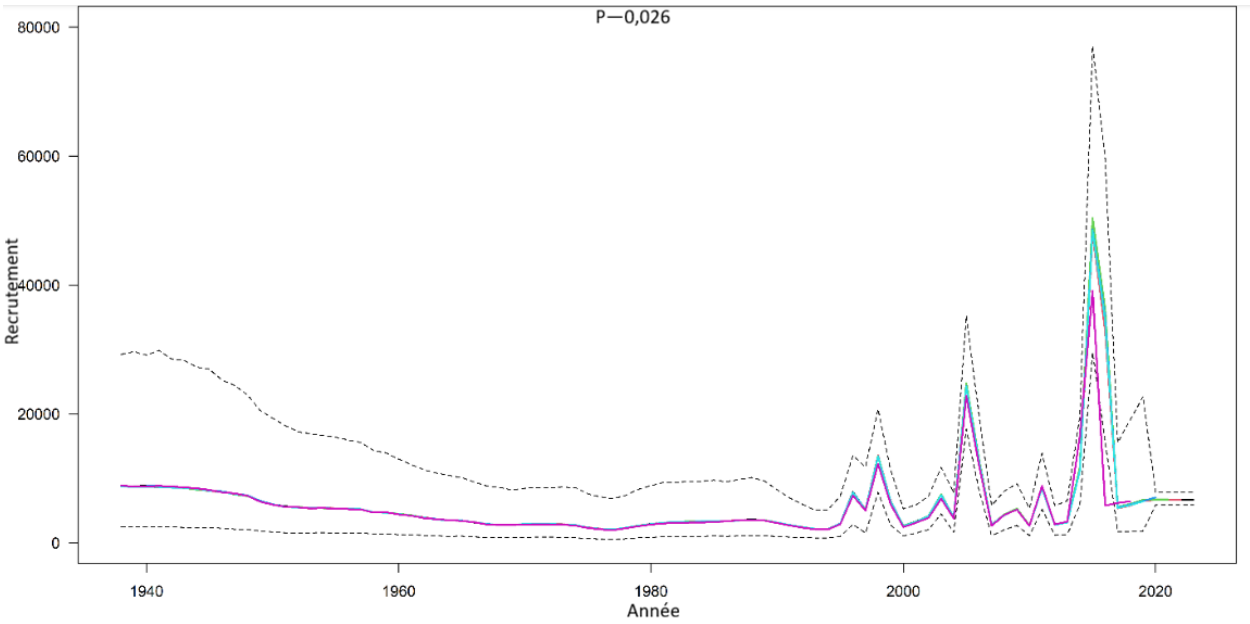


Figure 32. Analyse rétrospective illustrant le recrutement (en milliers) d'après le modèle complet de M moyenne (M = 0,154) et 5 extractions. Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M moyenne.

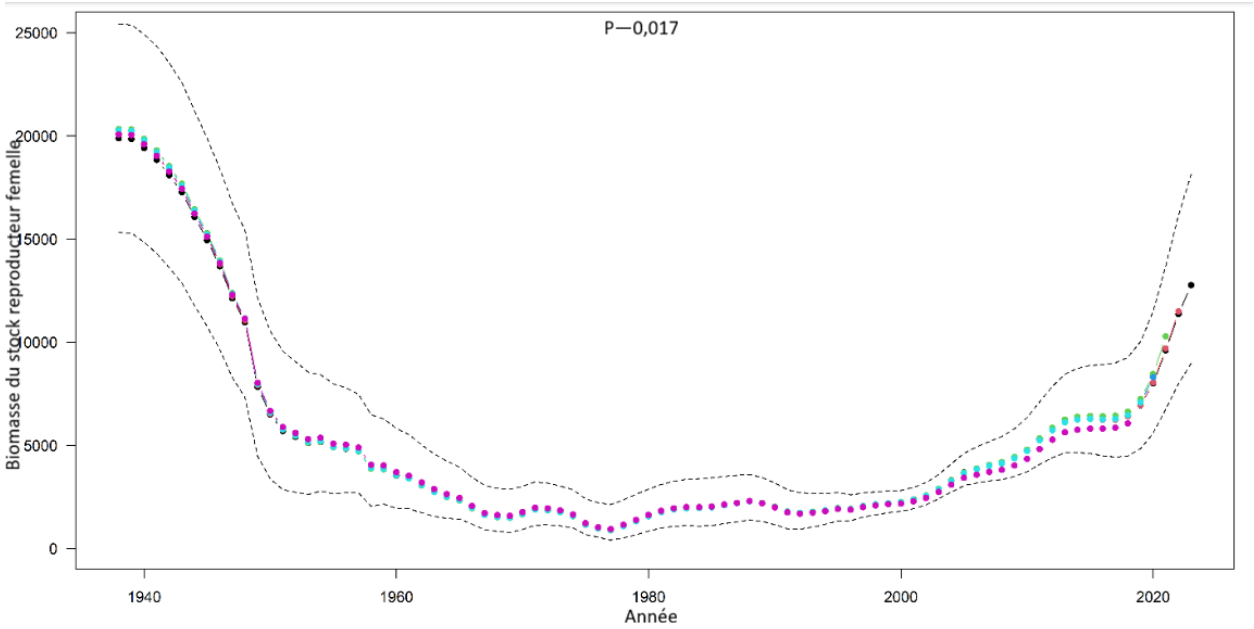


Figure 33. Analyse rétrospective illustrant la biomasse du stock reproducteur femelle d'après le modèle de complet de M faible (M = 0,124, ligne noire) et 5 extractions (lignes colorées). Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les points et les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M faible.

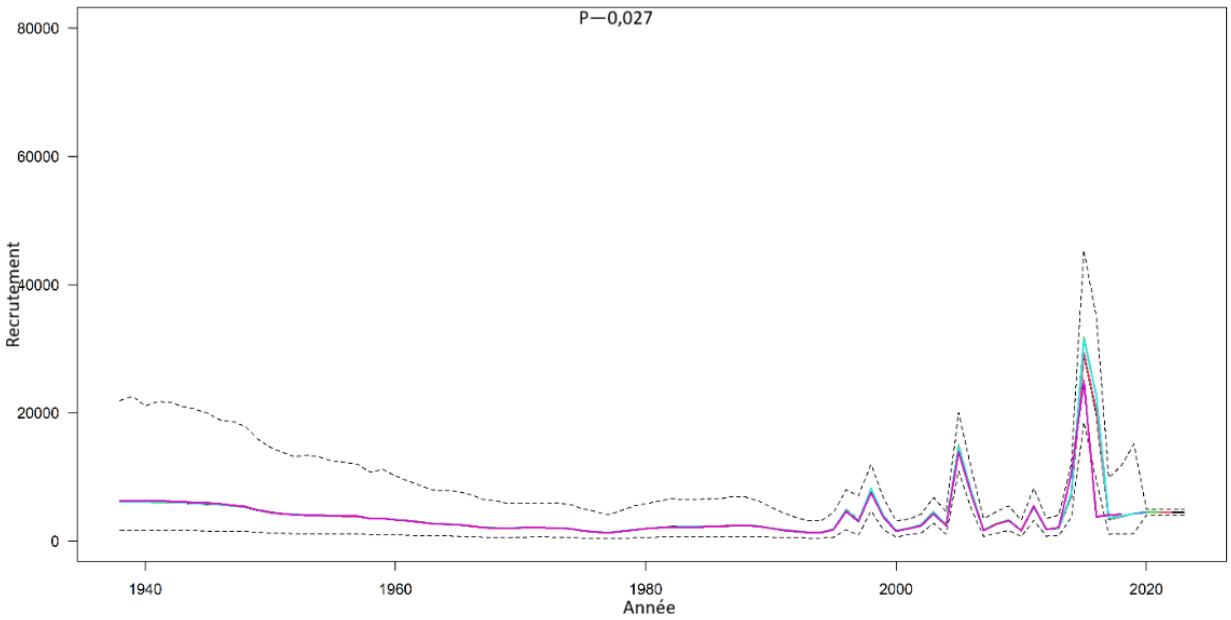


Figure 34. Analyse rétrospective illustrant le recrutement (en milliers) d'après le modèle complet de M faible (M = 0,124) et 5 extractions. Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M faible.

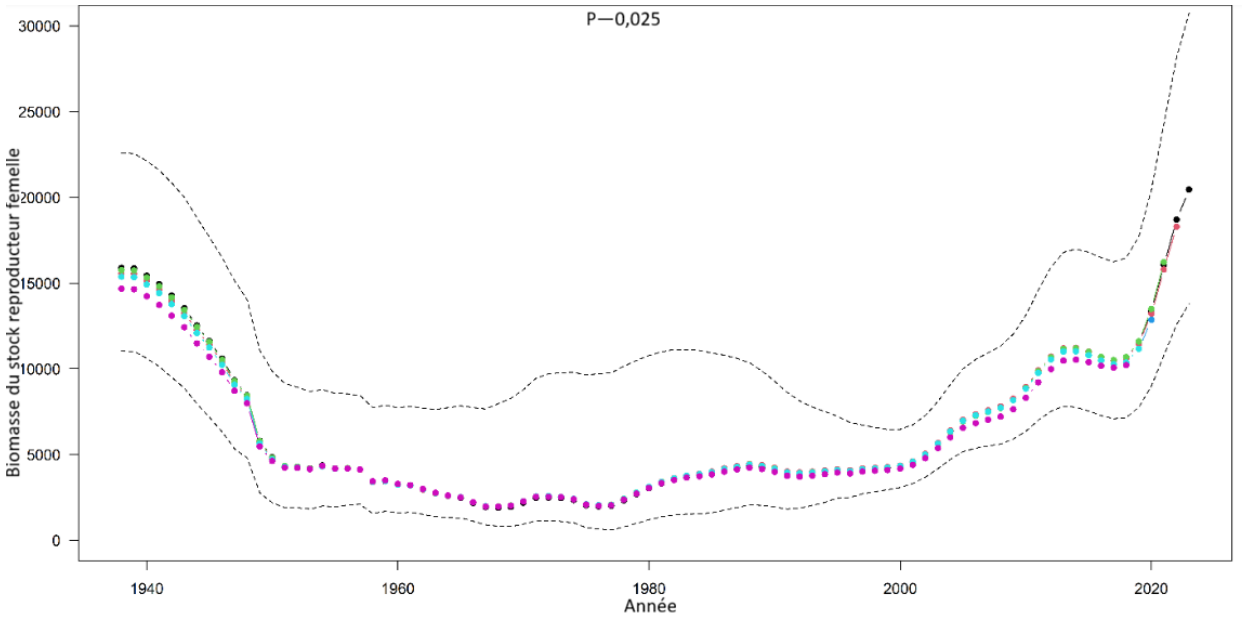


Figure 35. Analyse rétrospective illustrant la biomasse du stock reproducteur femelle d'après le modèle de complet de M élevée (M = 0,184, ligne noire) et 5 extractions (lignes colorées). Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les points et les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M élevée.

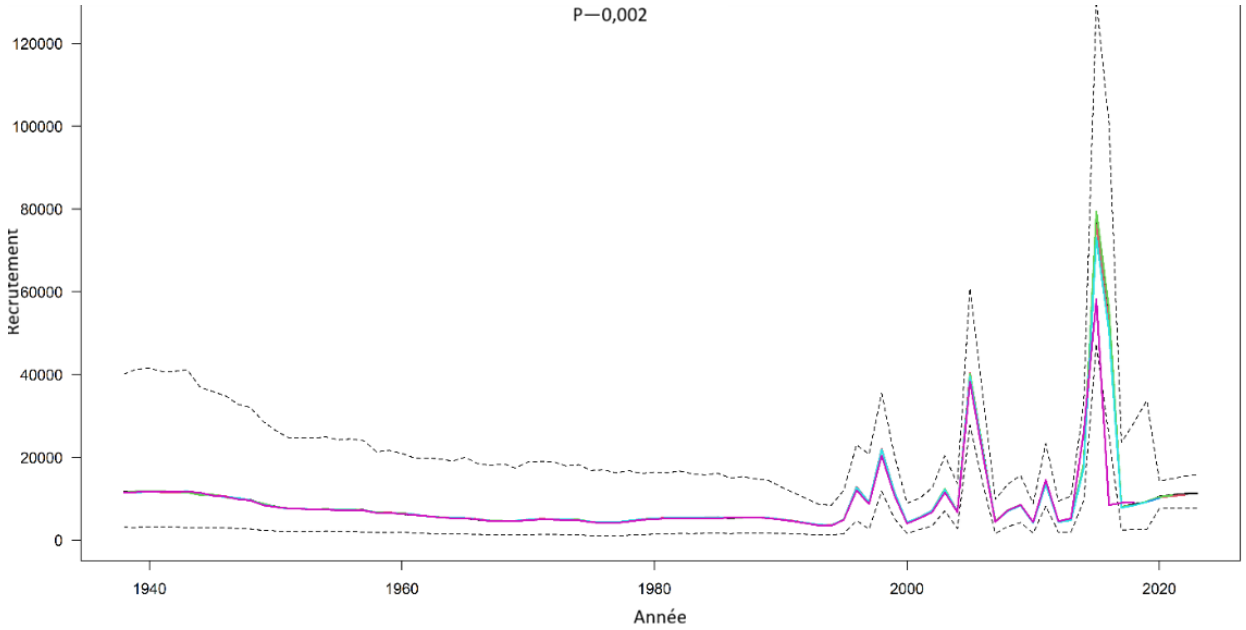


Figure 36. Analyse rétrospective illustrant le recrutement (en milliers) d'après le modèle complet de M élevée (M = 0,184) et 5 extractions. Le symbole ρ représente le rho de Mohn (Mohn 1999). Les lignes pleines représentent les médianes de la distribution a posteriori pour chaque modèle. La ligne pointillée représente les intervalles de crédibilité à extrémités égales à 95 % pour le modèle de complet de M élevée.

3.2. RÉSULTATS DU MODÈLE D'ENSEMBLE DE RÉFÉRENCE

3.2.1. Paramètres estimés

Dans le modèle d'ensemble de référence, le taux de variation médiane a été estimée à 0,6 et la médiane de ln(R0) à 9,24 (tableau 4; figures 37 et 38). Les écarts-types supplémentaires pour les médianes des indices du relevé variaient de 0,11 à 0,22, le relevé de la COIV ayant l'écart-type supplémentaire le plus important. Le bassin de la Reine-Charlotte a connu le pic de sélectivité le plus élevé, suivi par la pêche, puis par le relevé sur la COIV et ensuite par le relevé dans le détroit d'Hécate (tableau 4 et figure 39).

Les estimations des paramètres du modèle d'ensemble étaient souvent semblables à celles du modèle de M moyenne individuel, ce qui n'est pas surprenant puisque les scénarios de M faible et de M élevée supposaient des écarts symétriques dans la M moyenne dans chaque direction et que le modèle de M moyenne avait une pondération plus élevée dans le modèle d'ensemble (tableau 4, tableau 5). Le modèle d'ensemble a caractérisé une incertitude accrue par rapport au modèle de *M moyenne*, avec des intervalles de crédibilité à 95 % plus grands autour des estimations des paramètres (où l'intervalle de crédibilité à 95 % est caractérisé par les 2,5^{e} et 97,5e centiles des distributions a posteriori).

La valeur de Ln(R0) était la plus faible dans le scénario de *M* faible (tableau 5; figure 40). La médiane du taux de variation était la plus faible dans le scénario de *M* moyenne, bien que les valeurs du taux de variation soient assez similaires d'un scénario à l'autre (figure 41). Le scénario de *M* élevée présentait la plus grande incertitude en ce qui concerne l'estimation de Ln(R0) et du taux de variation. L'écart-type supplémentaire pour les indices du bassin de la Reine-Charlotte et de la côte ouest de l'île de Vancouver augmentait avec *M*, tandis que l'écart-type supplémentaire pour l'indice du détroit d'Hécate était similaire pour les trois niveaux de *M*.

Les paramètres de sélectivité variaient quelque peu selon le niveau présumé de *M*, mais ils étaient relativement similaires, à l'exception de la largeur ascendante de la pêche. Pour ce paramètre, le scénario de *M* élevée présentait une estimation positive de la largeur ascendante, tandis que les scénarios de *M* faible et de *M* moyenne, tous deux, présentaient des estimations négatives.

Les quantités de gestion variaient selon les scénarios de *M* (). La B_0 et la B_{RMD} diminuaient toutes deux avec l'augmentation de *M*, tandis que la biomasse estimée en 2024, B_{2024}, augmentait avec l'augmentation de M, ce qui montre que le scénario de *M* élevée caractérisait une population plus productive qui pourrait soutenir des impacts plus élevés de la pêche. L'état estimé des stocks par rapport aux points de référence variait également entre les trois scénarios de *M* (). C'est dans le scénario de *M* faible qu' été estimé le rapport B_{2024}/B_{RMD} le plus bas, tandis que c'est dans le scénario de *M* élevée qu'a été estimé le B_{2024}/B_{RMD} le plus élevé (). La tendance inverse a été observé pour les ratios F_{2023}/F_{RMD}, ce ratio augmentant avec la diminution de *M*.

Tableau 4. Paramètres estimés et quantités de gestion pour le modèle d'ensemble de référence (valeurs a posteriori combinées), indiqués comme les 2,5e, 50e et 97,5e centiles de la distribution a posteriori d'ensemble.

	Modèle de référence d'ensemble		
Paramètre	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**
Ln(R0)	8,71	**9,24**	9,74
Taux de variation	0,47	**0,60**	0,85
Écart-type supplémentaire pour l'indice du BRC	0,08	**0,18**	0,34
Écart-type supplémentaire pour l'indice du DH	0,02	**0,11**	0,29
Écart-type supplémentaire pour l'indice de la COIV	0,10	**0,22**	0,38
Pic de sélectivité de la pêche (âge de départ pour le plateau)	6,15	**6,79**	8,02
largeur ascendante de la pêche	-3,52	**-0,53**	1,08
Compensation pour les mâles dans la pêche	-1,09	**-0,65**	-0,22
Pic du BRC	7,63	**8,75**	10,02
Largeur ascendante du BRC	2,00	**2,41**	2,79
Compensation pour les mâles dans le BRC	-1,24	**-0,78**	-0,34
Pic du DH	4,56	**5,47**	6,48
Largeur ascendante du DH	1,03	**1,60**	2,10
Compensation pour les mâles dans le DH	-0,48	**-0,06**	0,35
Pic de la COIV	5,25	**5,93**	6,55
Largeur ascendante de la COIV	0,47	**1,04**	1,49
Compensation pour les mâles sur la COIV	-0,57	**-0,22**	0,13

	Modèle de référence d'ensemble		
Paramètre	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**
Quantités de gestion			
B_{2024}	10 830	**17 330**	27 977
B_{RMD}	2 793	**5 704**	8 323
B_{2024}/B_{RMD}	1,62	**3,01**	5,60
$0,4B_{RMD}$	1 117	**2 282**	3 329
$B_{2024}/0,4B_{RMD}$	4,05	**7,53**	14,01
$0,8B_{RMD}$	2 234	**4 563**	6 658
$B_{2024}/0,8B_{RMD}$	2,03	**3,76**	7,00
B_0	12 215	**18 102**	24 349
B_{2024}/B_0	0,55	**0,96**	1,63
F_{2023}	0,013	**0,022**	0,036
F_{RMD}	0,067	**0,092**	0,171
F_{2023}/F_{RMD}	0,1	**0,24**	0,47
RMD	1 052	**1 352**	1 866

Tableau 5. Paramètres estimés et quantités de gestion pour les trois modèles qui composent le modèle d'ensemble de référence : M moyenne (M=0,154), M faible (M=0,124) et M élevée (M=0,184). Les estimations des paramètres sont caractérisées comme étant les 2,5^e, 50^e et 97,5^e centiles des distributions a posteriori du modèle individuel.

	***M* moyenne**			***M* faible**			***M* élevée**		
Paramètre	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**
Ln(R0)	8,95	**9,25**	9,52	8,62	**8,88**	9,13	9,14	**9,51**	9,86
Taux de variation	0,47	**0,59**	0,72	0,53	**0,62**	0,74	0,45	**0,601**	0,94
Écart-type supplémentaire pour l'indice du BRC	0,080	**0,17**	0,34	0,072	**0,16**	0,33	0,09	**0,19**	0,35
Écart-type supplémentaire pour l'indice du DH	0,022	**0,11**	0,30	0,028	**0,12**	0,30	0,02	**0,11**	0,29
Écart-type supplémentaire pour l'indice de la COIV	0,10	**0,22**	0,38	0,093	**0,21**	0,38	0,11	**0,24**	0,38
Pic de sélectivité de la pêche (âge de départ pour le plateau)	6,12	**6,64**	7,76	6,17	**6,69**	7,82	6,56	**7,33**	8,25

	***M* moyenne**			***M* faible**			***M* élevée**		
Paramètre	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**	**2,5 %**	**50 %**	**97,5 %**
largeur ascendante de la pêche	-3,94	**-0,90**	0,81	-3,42	**-0,84**	0,86	-0,84	**0,40**	1,31
Compensation pour les mâles dans la pêche	-1,06	**-0,63**	-0,21	-1,12	**-0,68**	-0,25	-1,14	**-0,66**	-0,22
Pic du BRC	7,62	**8,70**	9,93	7,52	**8,64**	10,04	7,85	**8,93**	10,15
Largeur ascendante du BRC	1,99	**2,39**	2,77	1,97	**2,41**	2,82	2,05	**2,44**	2,80
Compensation pour les mâles dans le BRC	-1,23	**-0,78**	-0,34	-1,30	**-0,81**	-0,36	-1,17	**-0,74**	-0,32
Pic du DH	4,61	**5,44**	6,36	4,35	**5,24**	6,17	4,97	**5,74**	6,71
Largeur ascendante du DH	1,04	**1,58**	2,06	0,90	**1,52**	2,03	1,23	**1,71**	2,18
Compensation pour les mâles dans le DH	-0,47	**-0,07**	0,35	-0,51	**-0,08**	0,35	-0,44	**-0,04**	0,36
Pic de la COIV	5,24	**5,89**	6,50	5,17	**5,84**	6,45	5,51	**6,09**	6,67
Largeur ascendante de la COIV	0,44	**1,01**	1,46	0,42	**1,01**	1,47	0,68	**1,14**	1,53
Compensation pour les mâles sur la COIV	-0,57	**-0,22**	0,13	-0,60	**-0,23**	0,12	-0,54	**-0,21**	0,12
Quantités de gestion									
B_{2024}	11 788	**17 193**	24 891	9 543	**13 596**	19 344	14 228	**21 096**	31 714
B_{RMD}	3 790	**5 830**	8 370	4 225	**6 103**	8 418	2 355	**4 916**	8 007
B_{2024}/B_{RMD}	1,74	**2,99**	4,98	1,39	**2,33**	3,98	2,11	**3,64**	6,55
$0,4B_{RMD}$	1 516	**2 332**	3 348	1 690	**2 441**	3 367	942	**1 966**	3 203
$B_{2024}/0,4B_{RMD}$	4,34	**7,48**	12,45	3,48	**5,83**	9,96	5,27	**9,11**	16,37
$0,8B_{RMD}$	3 032	**4 664**	6 696	3 380	**4 882**	6 735	1 884	**3 932**	6 406
$B_{2024}/0,8B_{RMD}$	2,17	**3,74**	6,22	1,74	**2,91**	4,98	2,63	**4,56**	8,18
B_0	13 565	**18 282**	23 967	15 264	**19 904**	25 455	11 039	**15 878**	22 585
B_{2024}/B_0	0,61	**0,95**	1,40	0,47	**0,74**	1,16	0,71	**1,16**	1,91
F_{2023}	0,016	**0,022**	0,031	0,021	**0,029**	0,04	0,012	**0,017**	0,025
F_{RMD}	0,066	**0,091**	0,122	0,069	**0,089**	0,114	0,067	**0,102**	0,185
F_{2023}/F_{RMD}	0,15	**0,24**	0,42	0,2	**0,32**	0,53	0,08	**0,17**	0,31
RMD	1 057	**1 349**	1 697	1 015	**1 258**	1 544	1 134	**1 505**	2 151

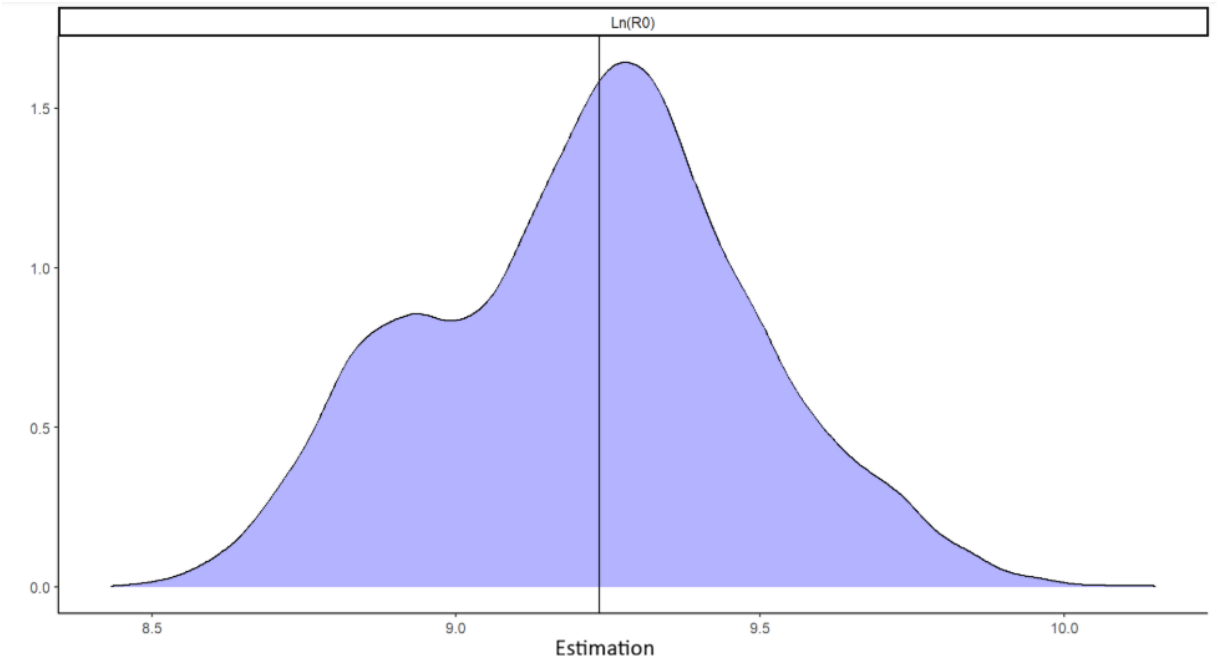


Figure 37. Distribution a posteriori de Ln(R0) à partir du modèle d'ensemble de référence. La verticale noire représente la médiane.

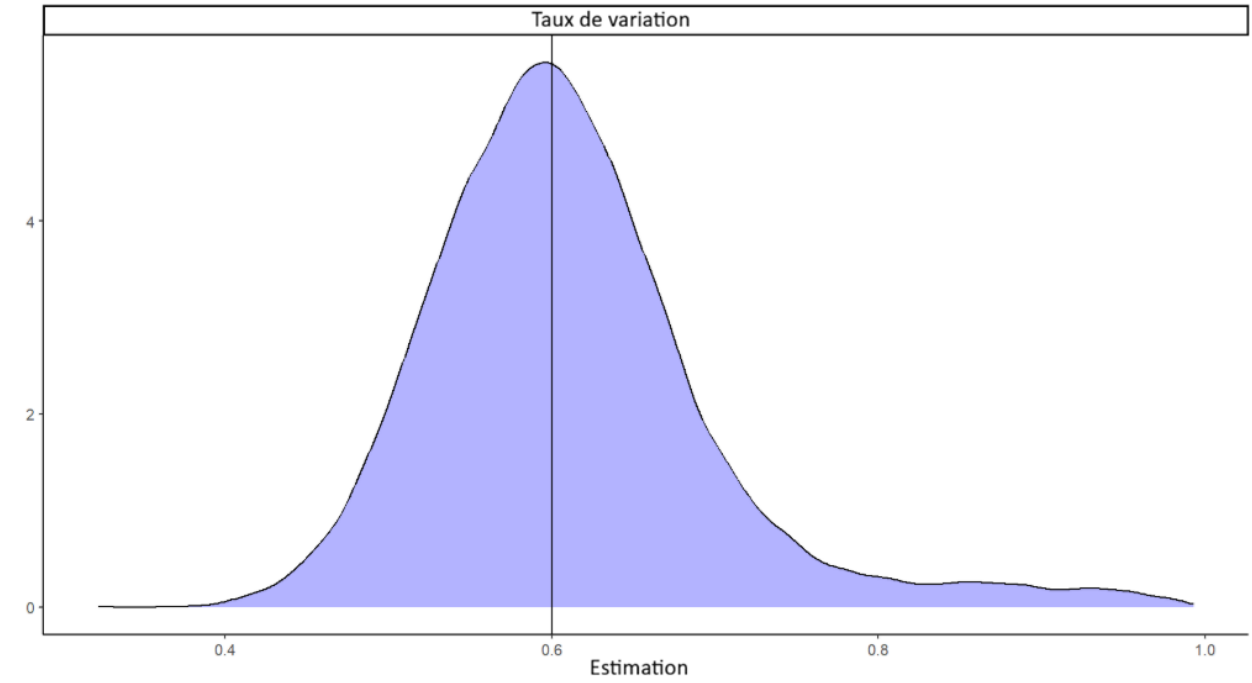


Figure 38. Distribution a posteriori du taux de variation à partir du modèle d'ensemble de référence. La verticale noire représente la médiane.

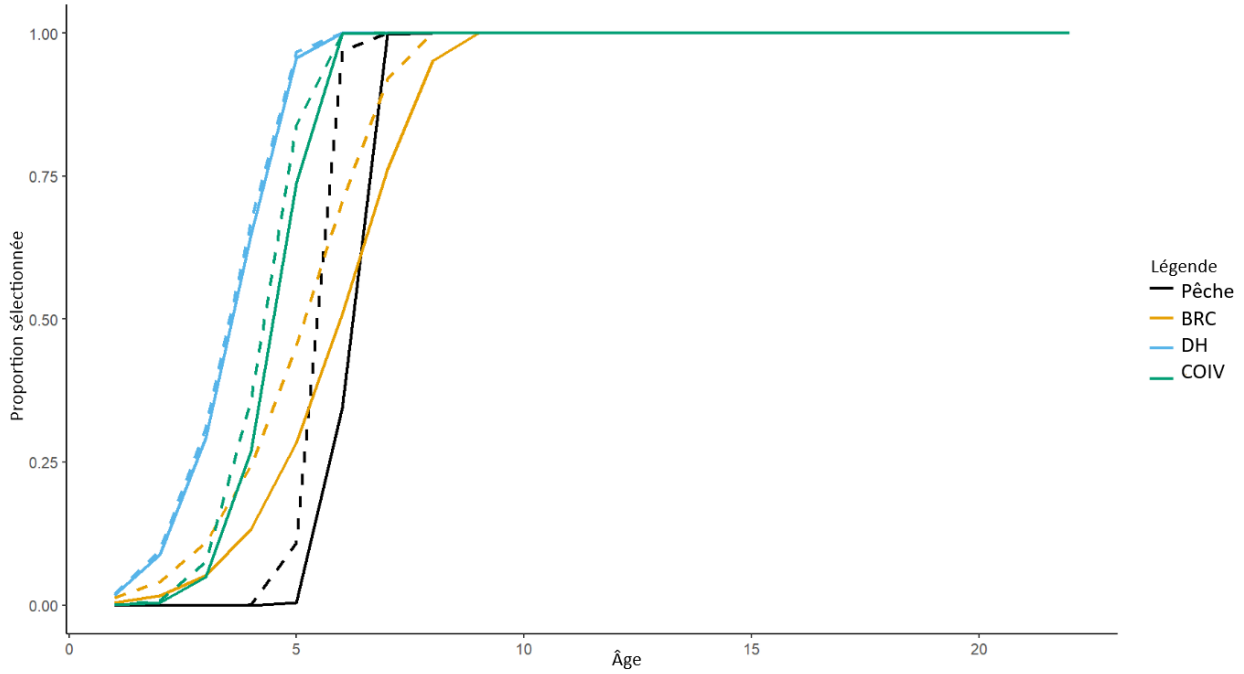


Figure 39. Courbes de sélectivité médiane estimée obtenues au moyen des valeurs a posteriori combinées du modèle d'ensemble de référence pour la pêche et les relevés. Les lignes pleines représentent les courbes de sélectivité des femelles, et les lignes pointillées représentent les courbes de sélectivité des mâles.

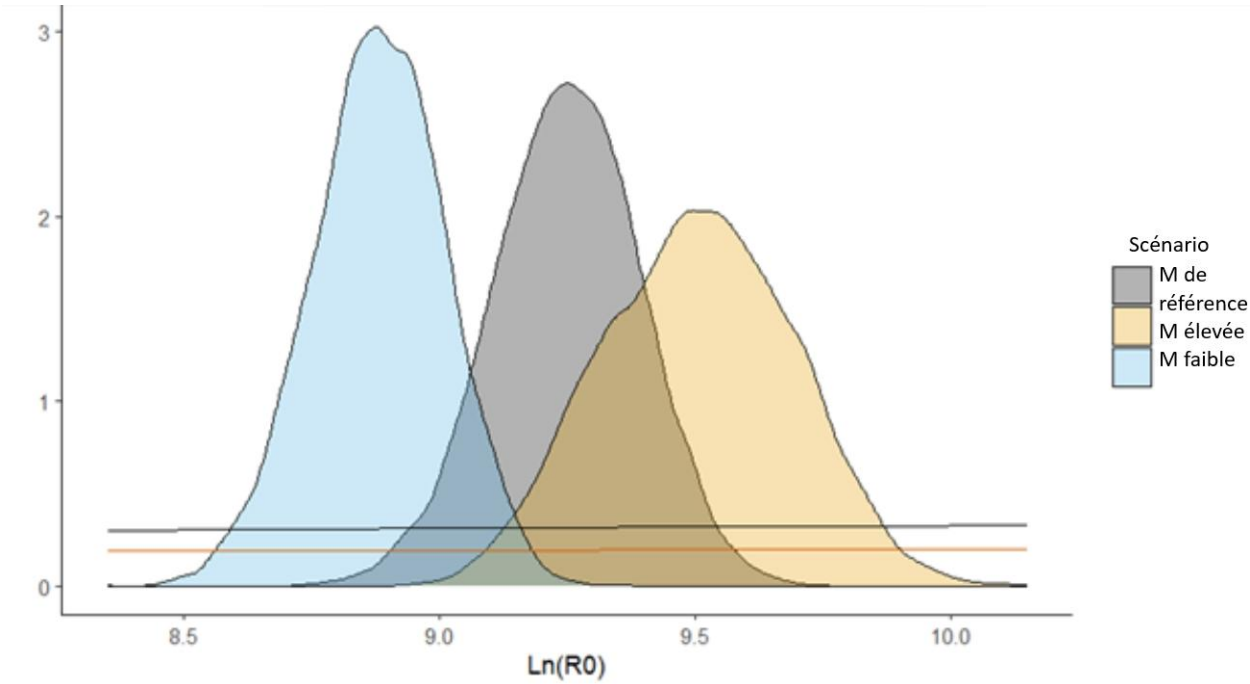


Figure 40. Distributions a priori et a posteriori de Ln(R0) pour les modèles de M moyenne (M=0,154), M élevée (M=0,184) et M faible (M=0,124). La ligne noire représente les valeurs a priori pour les modèles de M moyenne et de M faible, et la ligne orange représente les valeurs a priori pour le modèle de M élevée.

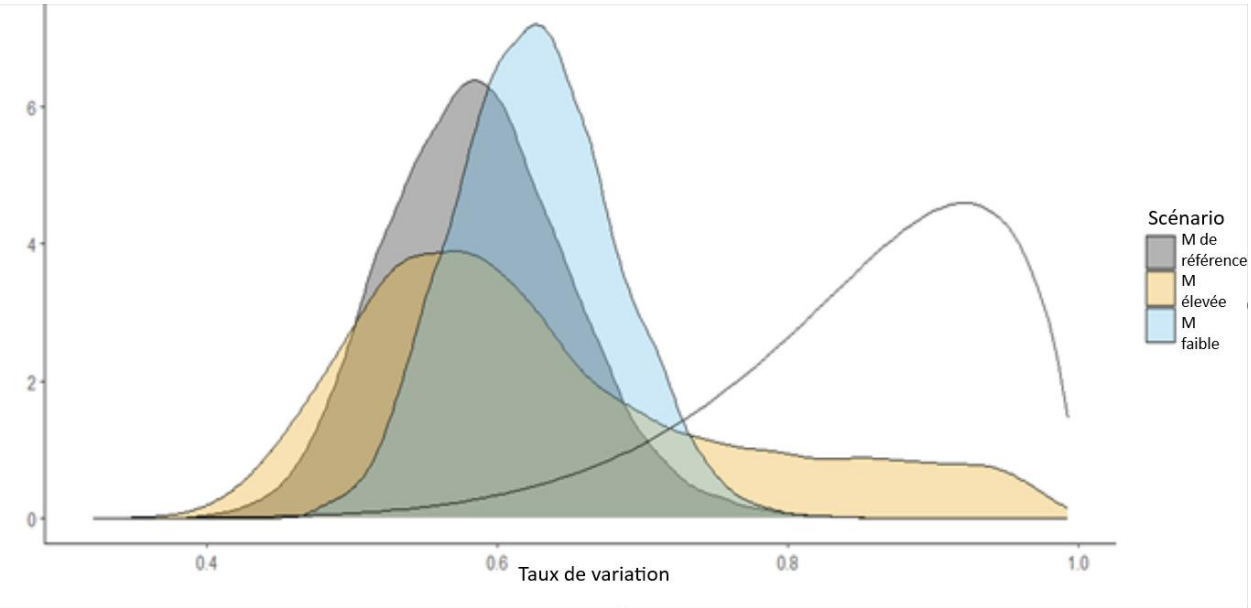


Figure 41. Distributions a priori et a posteriori du taux de variation pour les modèles de M moyenne (M=0,154), M élevée (M=0,184) et M faible (M=0,124). La ligne noire représente les valeur a priori du taux de variation.

3.2.2. Justification des points de référence fondés sur le RMD

Les résultats du modèle d'évaluation du stock nous ont menés à utiliser des points de référence fondés sur le RMD pour deux raisons. Premièrement, les points de référence historiques utilisés pour la plie de Californie en 2006 (Starr 2009) n'étaient pas appropriés pour la série chronologique de la biomasse mise à jour qui s'étend de 1938 à 2023. Comme il est décrit dans la section « Points de référence » ci-dessus, l'évaluation de 2006 a un point de référence basé sur une biomasse plus faible (B_{REF} inférieure) fixée à la biomasse minimale pour la période entre 1966 et 2006, un point de référence basé sur la biomasse cible (B_{REF} cible) et d'un taux d'exploitation cible (U_{REF}) fixé au taux d'exploitation moyen de 1966 à 2006. La biomasse minimale de 1938 à 2023 a été estimée à 0,06 B_0 en 1977, d'après la médiane a posteriori du modèle de *M* moyenne. Ce niveau est inférieur au ratio a posteriori estimé de 0,4 B_{RMD}/B_0 pour le modèle de *M* moyenne de 0,13 B_0 ainsi qu'au PRL de rechange de 0,2 B_0 utilisé pour plusieurs évaluations du poisson de fond du Pacifique (p. ex. Grandin *et al*. sous presse pour la plie à grande bouche). L'établissement du PRL à un ratio aussi faible de B_0 peut ne pas être approprié compte tenu des préoccupations concernant la non-stationnarité en réponse aux changements climatiques. Il n'est pas certain que le stock puisse à nouveau se rétablir de 0,06 B_0 si les conditions de productivité étaient plus défavorables qu'elles ne l'étaient à la fin des années 1970 et dans les années 1980. En outre, la biomasse cible de 2006 a été fixée à la biomasse moyenne observée entre 1977 et 1984, qui était considérée à l'époque comme une période de stabilité relative depuis laquelle le stock avait diminué, puis s'était rétabli. Après un examen de la série chronologique de la biomasse de 1938 à 2023, qui est plus longue, qui a été estimée à partir de cette évaluation et qui utilisait une période beaucoup plus longue et une structure de modèle différente, il a été déterminé que cette caractérisation précédente de la période de 1977 à 1984 n'est plus pertinente. On estime maintenant que le stock est au début de son rétablissement par rapport au creux historique de 1977 pendant cette période.

Deuxièmement, les estimations de B_{RMD} and F_{RMD}, ainsi que le ratio estimé de B_{RMD} / B_0, étaient relativement robustes en ce qui concerne la gamme des incertitudes relatives aux paramètres et à la structure que nous avons prises en compte dans les analyses de sensibilité (Figure 42).

Bien que des estimations non fiables de B_{RMD} puissent justifier la sélection d'approximations du RMD en fonction de B_0 ou d'indicateurs historiques (Barrett *et al*. 2024, Grandin *et al*., sous presse), il n'y avait aucune raison de rejeter les quantités fondées sur le RMD dans ce cas. Bien que la B_{RMD} et la F_{RMD} aient été quelque peu sensibles aux valeurs supposées de *M*, l'approche du modèle d'ensemble que nous avons utilisée avait pour but de saisir cette incertitude lors de la caractérisation de l'état du stock et des avis sur les prises sur la base de trois niveaux différents de *M*.

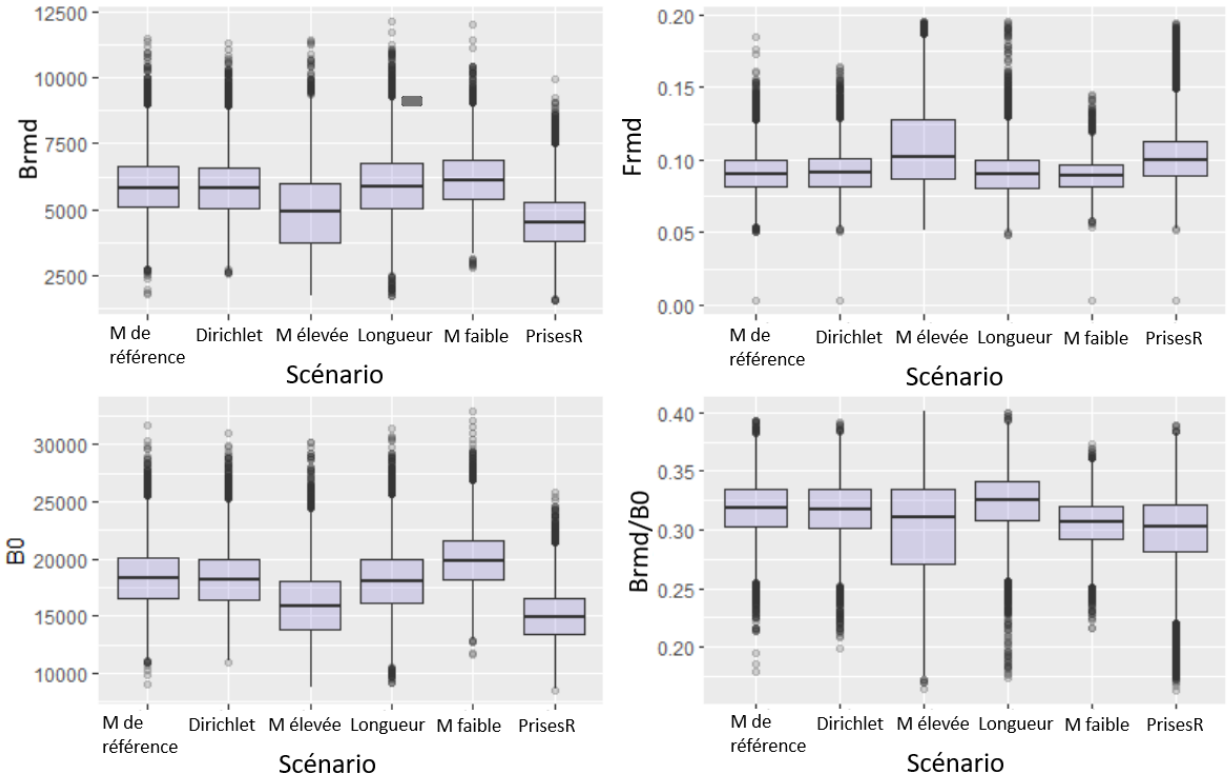


Figure 42. Distributions a posteriori des points de référence estimés sur une gamme de scénarios d'analyse de sensibilité, où les lignes horizontales montrent la médiane a posteriori, la case montre les 25e et 75e intervalles et les moustaches montrent les intervalles de confiance à 95 % autour de la médiane.

3.2.3. État du stock

D'après les résultats du modèle d'ensemble de base, le stock de plie de Californie a été évalué comme se situant au-dessus du PRL et du PRS potentiel au début de 2024, et la mortalité par pêche en 2023 était inférieure au TER potentiel (figure 45 and figure 47). Une grande partie de l'incertitude dans l'estimation de la biomasse provient du modèle de *M* élevée dans le modèle d'ensemble de référence (figure 44). Étant donné que le modèle d'évaluation du stock a commencé à l'état non exploité, la B_t des années précédentes était proche de la *B* non exploitée (figure 46). La médiane estimée de B_t a rapidement diminué au cours des premières années et est tombée sous le PRS potentiel pour la première fois en 1955 (figure 43). Le stock a continué de diminuer et est tombé sous le PRL pour la première fois en 1966. La médiane estimée de B_t a atteint son plus bas niveau en 1977, soit à 0,20 B_{RMD}. Le stock a ensuite augmenté au-dessus du PRL en 1983. Depuis les années 1970, la B_t estimée a augmenté, avec une période stable de 2013 à 2018 et une augmentation rapide de 2019 à 2023. À la fin de la série chronologique, B_t était proche des niveaux non exploités. La valeur médiane estimée de B_t est supérieure à 0,8 B_{RMD} depuis 2005. La médiane estimée pour B_{2024} était de 3,00 B_{RMD}.

Toutefois, l'incertitude était grande, avec un intervalle de crédibilité a posteriori à 95 % de 1,55 B_{RMD} à 7,95 B_{RMD}. Les grands événements de recrutement en 2015 et 2016 ont contribué à l'augmentation rapide de la B_t (figures 48, 49 et 51). Des événements de recrutement élevé ont également été estimés en 1998, 2005 et 2006, bien que ces événements n'aient pas été aussi élevés qu'en 2015 et 2016. Avant 1996, il y avait peu ou pas de données sur l'âge pour étayer les événements de recrutement élevé.

La mortalité par pêche médiane estimée a rapidement augmenté au cours des premières années, puis a dépassé F_{RMD} pour la première fois en 1945 et est restée inférieure à F_{RMD} depuis 1996 (figure 50). La mortalité par pêche a atteint un sommet en 1948 et des niveaux similaires en 1974. Les niveaux actuels de mortalité par pêche ont été estimés à environ le niveau de la fin des années 1930. On a estimé que la mortalité par pêche a été très variable jusqu'en 1996.

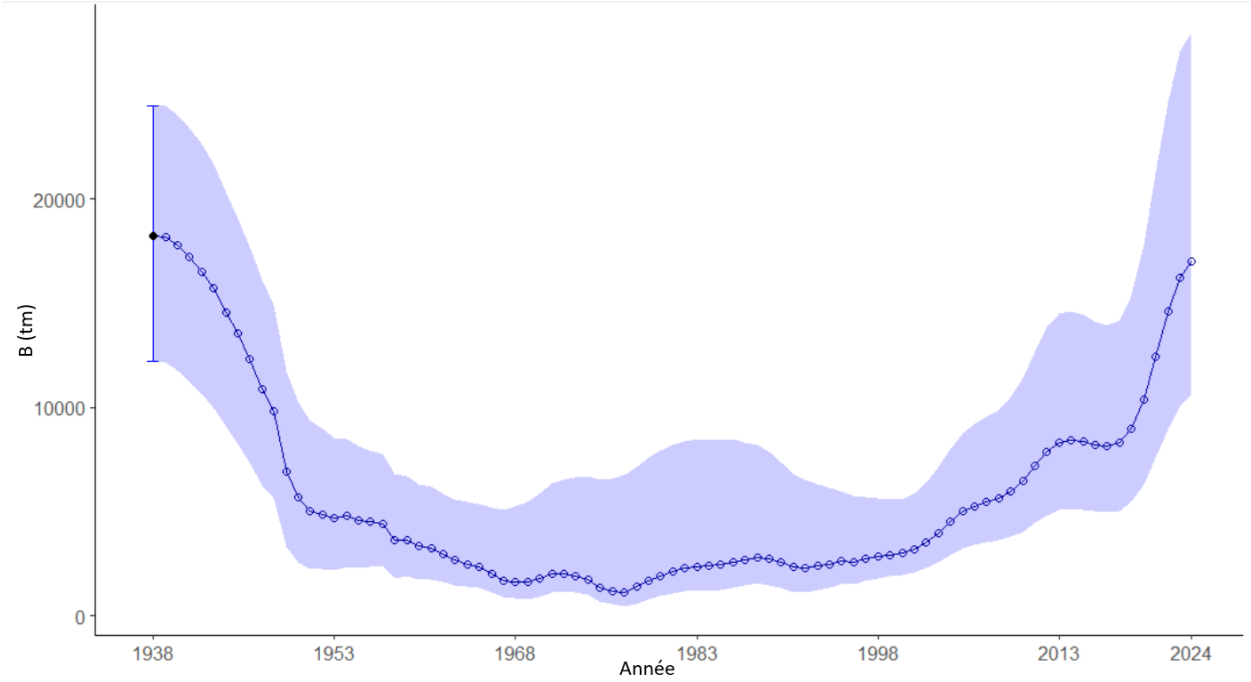


Figure 43. Biomasse médiane du stock reproducteur femelle (tonnes, points et lignes) estimée à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2024 avec des intervalles de crédibilité à 95 % (zone ombrée). La barre d'erreur représente la biomasse initiale non exploitée du stock reproducteur femelle estimée à partir du modèle d'ensemble de référence avec une médiane (le point central) et des intervalles de crédibilité à 95 %.

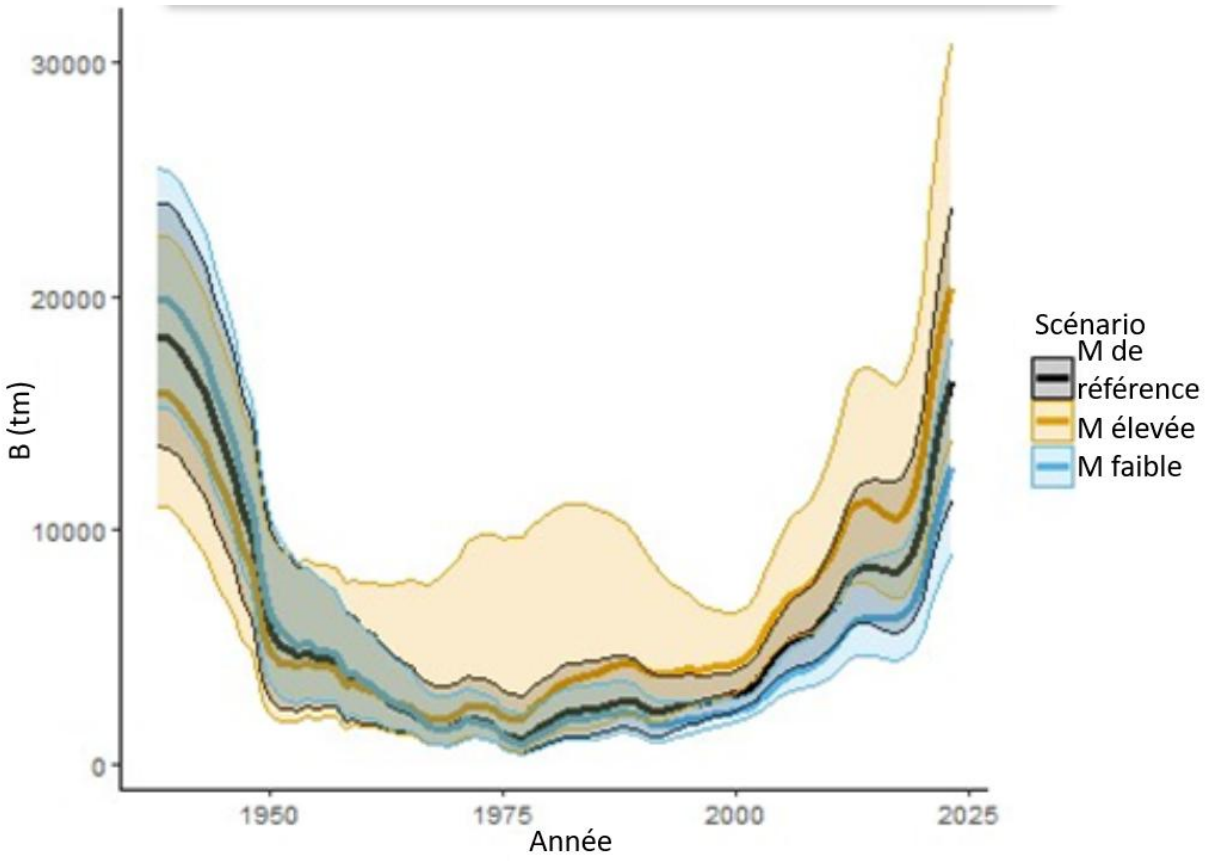


Figure 44. Biomasse médiane du stock reproducteur femelle (tonnes, points et lignes) estimée à partir des modèles de M moyenne (M = 0,154), M élevée (M = 0,184) et M faible (M = 0,124) de 1938 à 2023 avec intervalles crédibles à 95 % (zone ombrée).

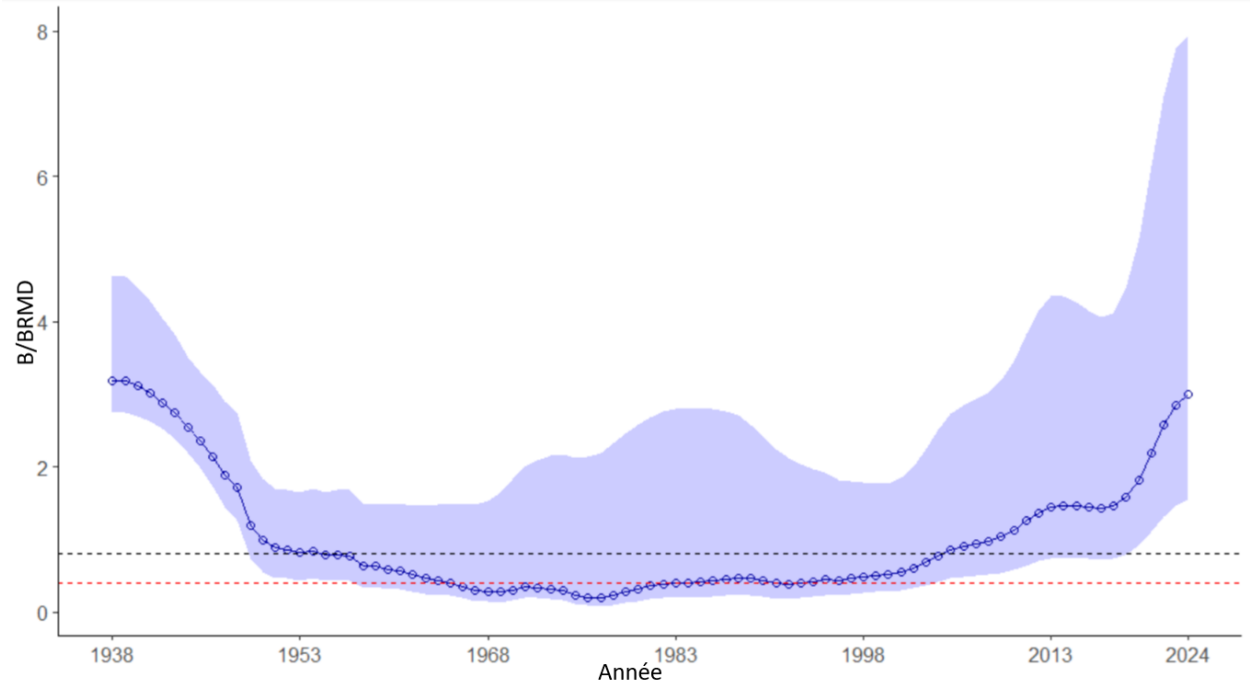


Figure 45. Estimation de la biomasse médiane du stock reproducteur femelle (B) par rapport à l'estimation de la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (BRMD) à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2024 avec des intervalles crédibles à 95 % (zone ombrée). La ligne horizontale tiretée rouge représente le point de référence limite recommandé à 0,4B_{RMD}, et la ligne horizontale tiretée noire représente le point de référence supérieur du stock recommandé à 0,8B_{RMD}.

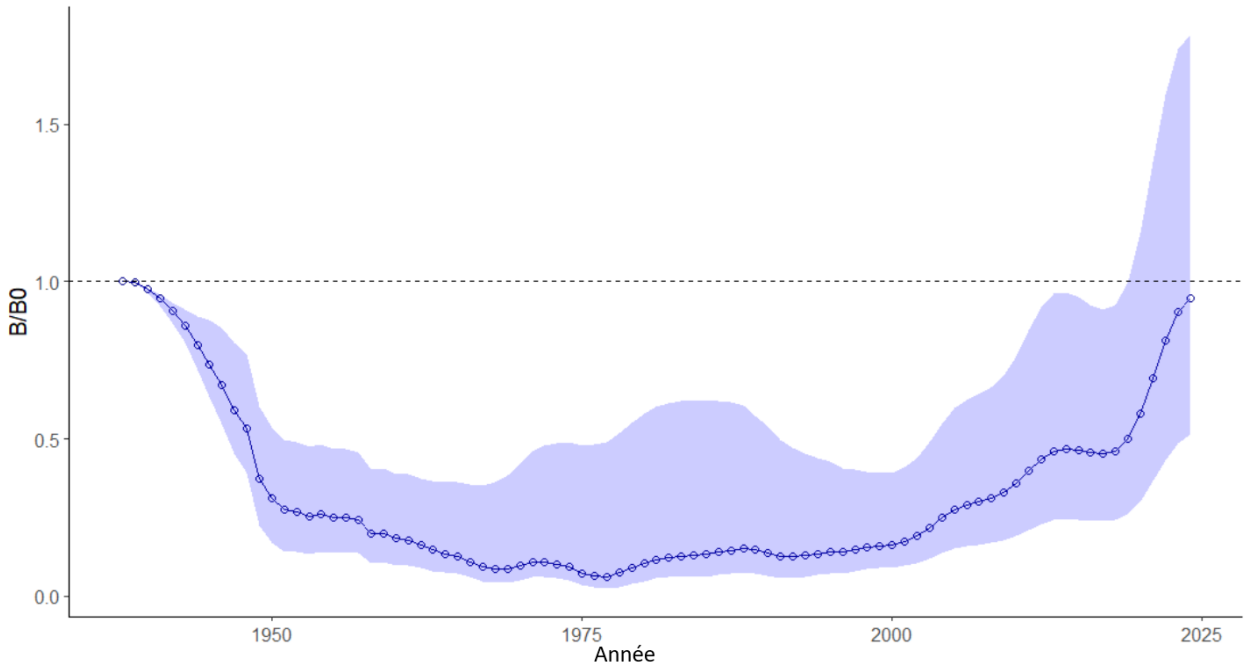


Figure 46. Ratio médian entre la biomasse du stock reproducteur femelle (B) et la B non exploitée (B0) estimé à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2024 avec des intervalles de crédibilité à 95 % (zone ombrée). La ligne tiretée horizontale représente B_0.

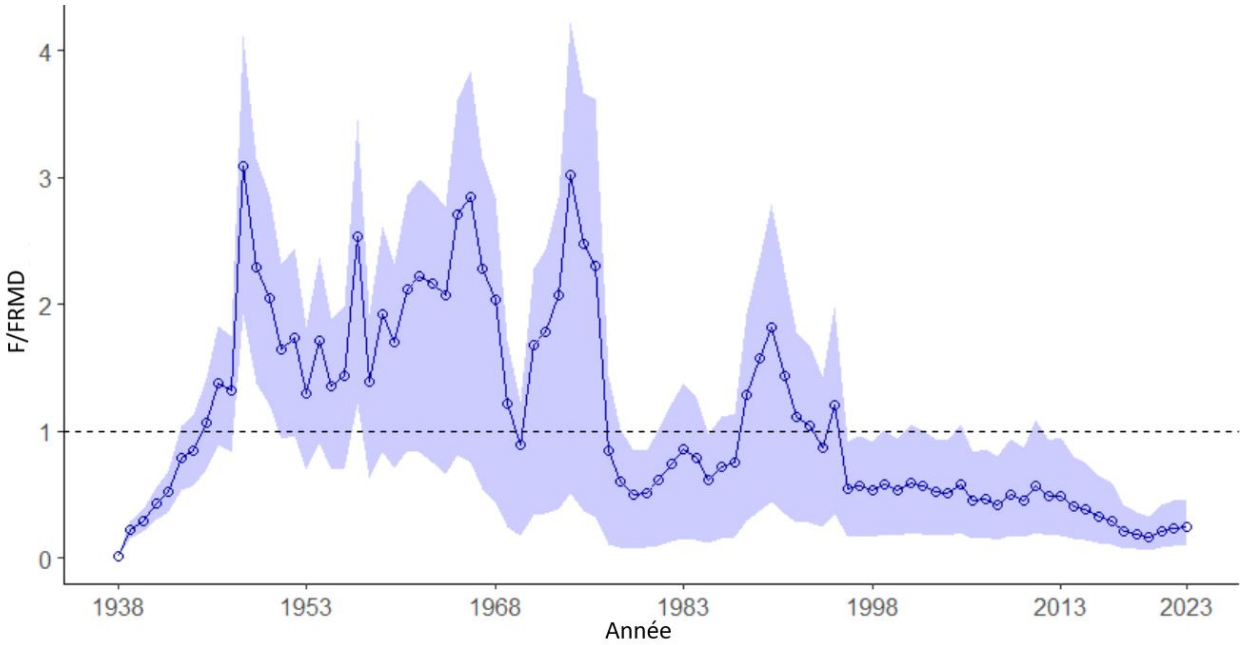


Figure 47. Estimation de la mortalité par pêche médiane (F) par rapport à l'estimation de la mortalité par pêche au rendement maximal durable (FRMD), estimé à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2023 avec des intervalles crédibles à 95 % (zone ombrée). La ligne horizontale tiretée noire représente le taux d'exploitation de référence (F_{RMD}) potentiel.

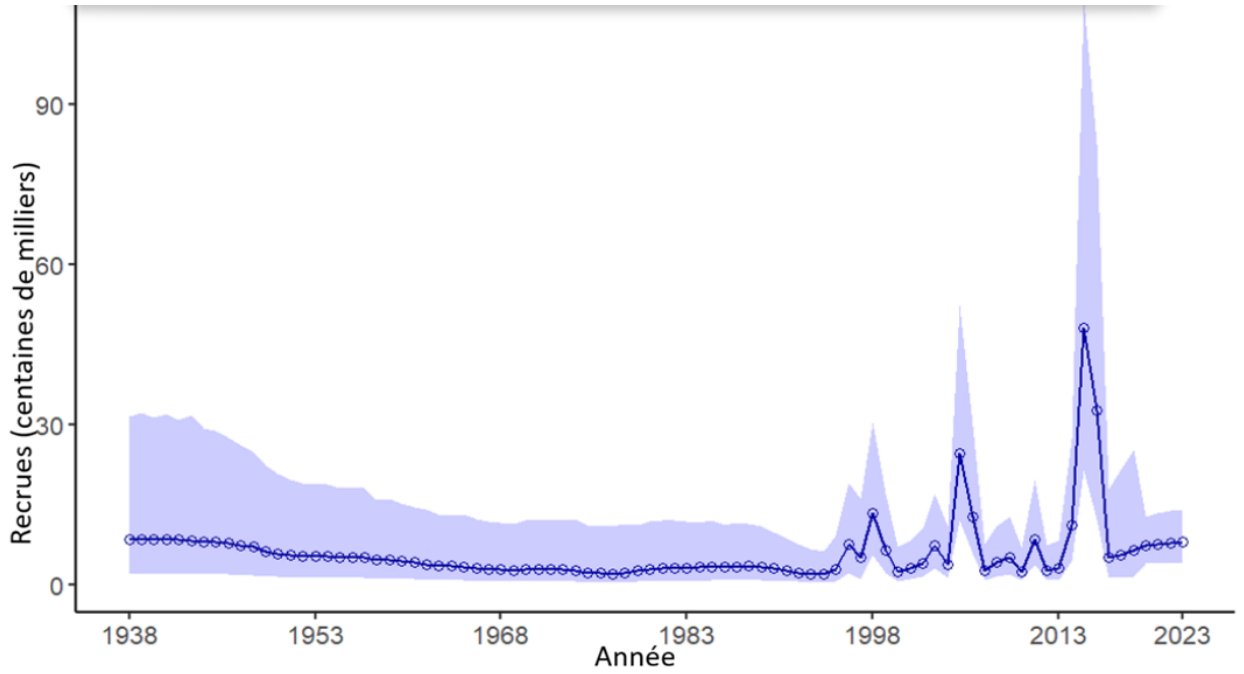


Figure 48. Median estimated age-0 recruits (number of males and females combined, points and solid lines) estimated from the base ensemble model from 1938 to 2023 with 95% credible intervals (shaded areas).

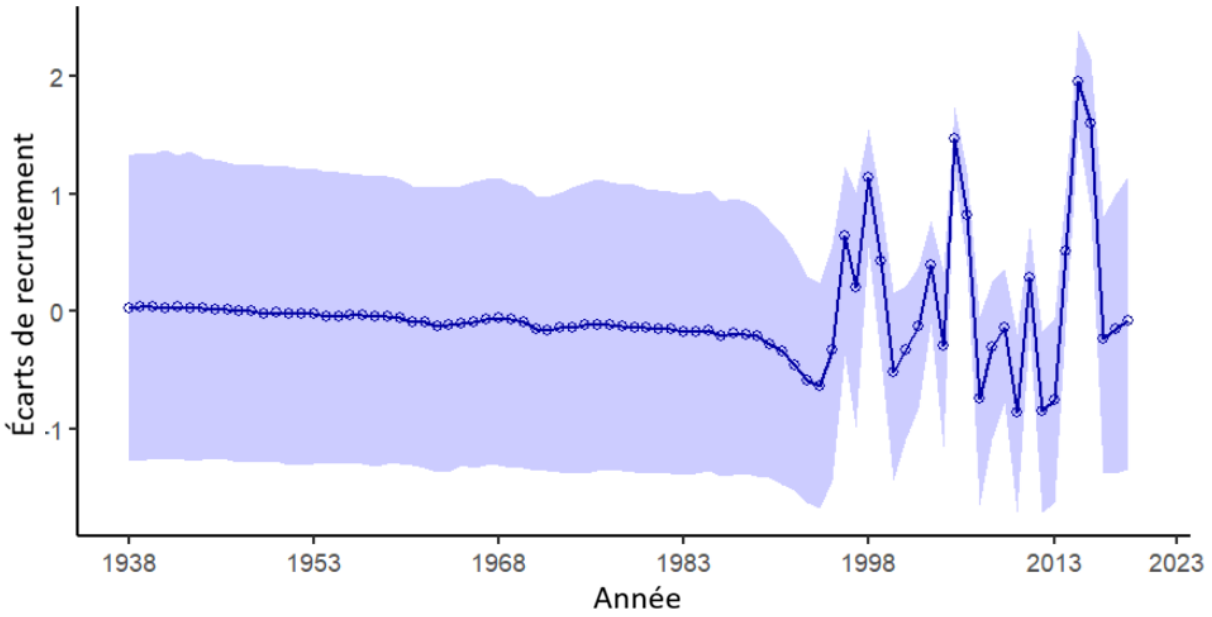


Figure 49. Écarts médians du logarithme du recrutement (points et lignes pleines) estimés à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2019 avec des intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombrées).

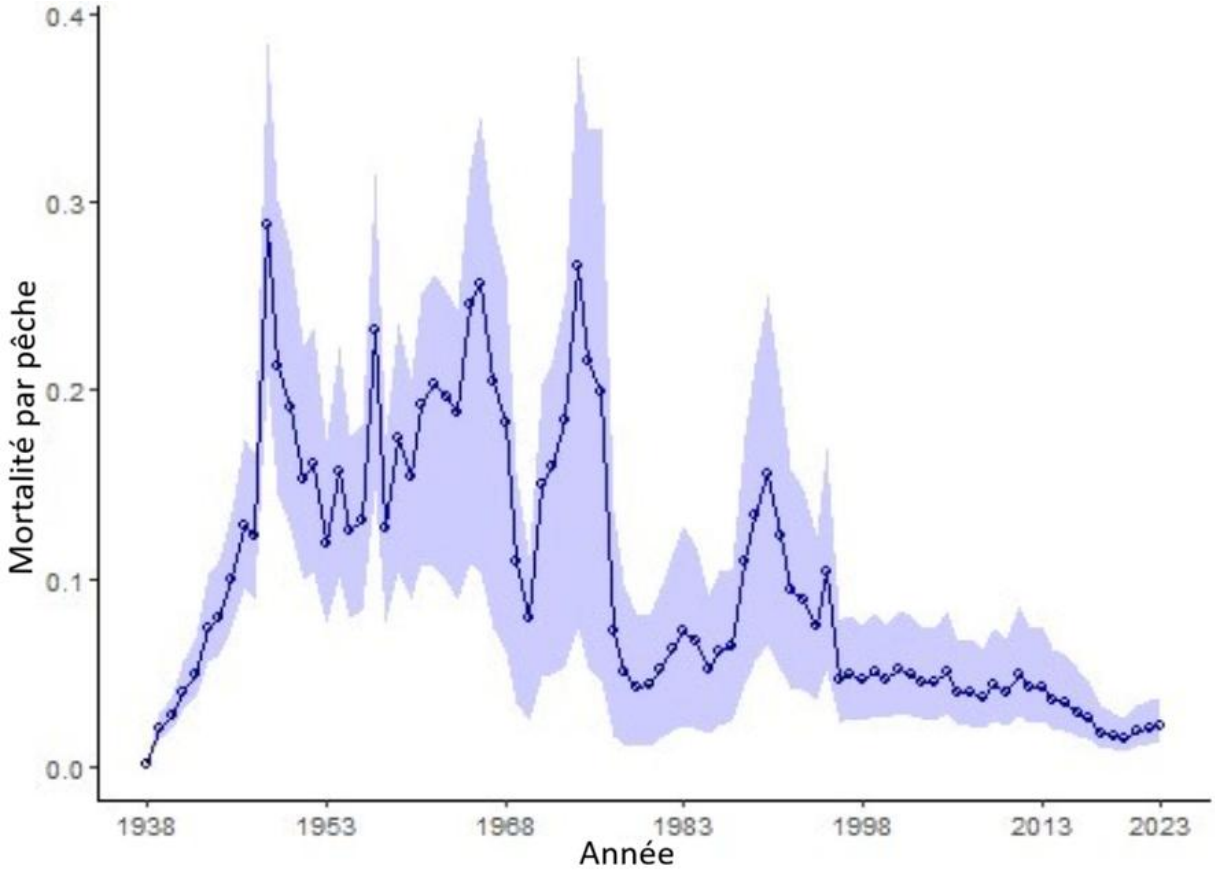


Figure 50. Mortalité médiane par pêche estimée à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2023 avec des intervalles de crédibilité à 95 % (zone ombrée).

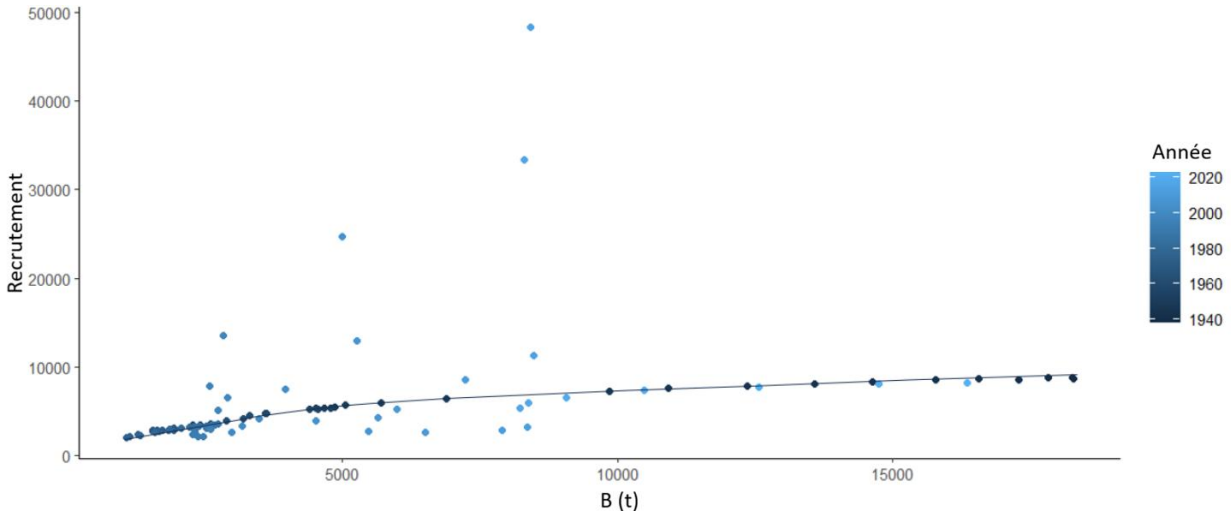


Figure 51. Recrutement médian (en milliers) par rapport à la biomasse médiane du stock reproducteur (B), estimé à partir du modèle d'ensemble de référence de 1938 à 2023. La ligne pleine représente la courbe stock-recrutement prédite par Beverton-Holt.

3.2.4. Tableaux de décision

Les projections pour dix ans, de 2025 à 2034, sous divers niveaux de prises, ont montré que l'état du stock avait une forte probabilité de rester au-dessus du PRL et du PRS potentiel relativement à toutes les politiques de prises constantes considérées (tableaux 6-8 et Figure 52). La probabilité que B_t dépasse $0{,}4B_{RMD}$ était supérieure à 99 % pour les prises annuelles de 0 à 2 000 t pendant les dix années de la période de projection (tableau 6). La probabilité que B_t dépasse $0{,}8\ B_{RMD}$ était supérieure à 99 % pour les prises de 0 à 1 500 t au cours de la période de dix ans (tableau 7). Des niveaux de prises de 1 750 à 2 000 t ont donné lieu à des probabilités légèrement inférieures à 99 % vers la fin de la décennie, le niveau le plus bas étant de 95 % en 2034 pour 2000 t. À mesure que le niveau de prises constant augmentait, *B* diminuait plus rapidement (figures 52 et 54). Au cours de la période de projection, le modèle de *M* élevée commence au-dessus de B_0, de sorte que la valeur projetée de *B* à partir du modèle de *M* élevée diminue sans prise, ce qui explique pourquoi la valeur projetée de *B* à partir du modèle d'ensemble diminue. La probabilité que F_t soit inférieur à F_{RMD} au cours de la période de projection était supérieure à 99 % pour 0 à 1 000 t de prises sur dix ans (tableau 8 et figure 53). Les probabilités que F_t soit inférieur à F_{RMD} étaient encore élevées pour 1 250 à 1 500 t de prises (entre 85 % et plus de 99 %). Les probabilités sont devenues plus faibles avec des prises de 1 750 à 2 000 t, la plus faible étant de 30 % pour 2 000 t/an à la fin de la période de projection en 2034.

Tableau 6. Probabilité que la biomasse du stock reproducteur femelle dans la projection dépasse le point de référence limite ($0{,}4B_{RMD}$) avec des niveaux de prises variables en tonnes pour le modèle d'ensemble.

Prises (t/année)	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
0	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
750	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1 000	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99

Prises (t/année)	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1 250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1750	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
2000	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99

Tableau 7. Probabilité que la biomasse du stock reproducteur femelle dans la projection dépasse le point de référence limite ($0,8B_{RMD}$) avec des niveaux de prises variables en tonnes pour le modèle d'ensemble.

Prises (t/année)	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
0	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
750	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1 000	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1 250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1750	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,98
2000	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,97	0,95

Tableau 8. Probabilité que la mortalité par pêche dans la projection soit inférieure au taux d'exploitation de référence maximal (F_{RMD}) avec des niveaux de prises variables en tonnes pour le modèle d'ensemble.

Prises (t/année)	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
0	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
750	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1 000	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99
1 250	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,98	0,98
1500	> 0,99	> 0,99	> 0,99	0,98	0,97	0,95	0,93	0,91	0,89	0,85
1750	0,97	0,96	0,94	0,91	0,88	0,84	0,78	0,72	0,66	0,58
2000	0,92	0,89	0,85	0,79	0,72	0,64	0,55	0,47	0,38	0,3

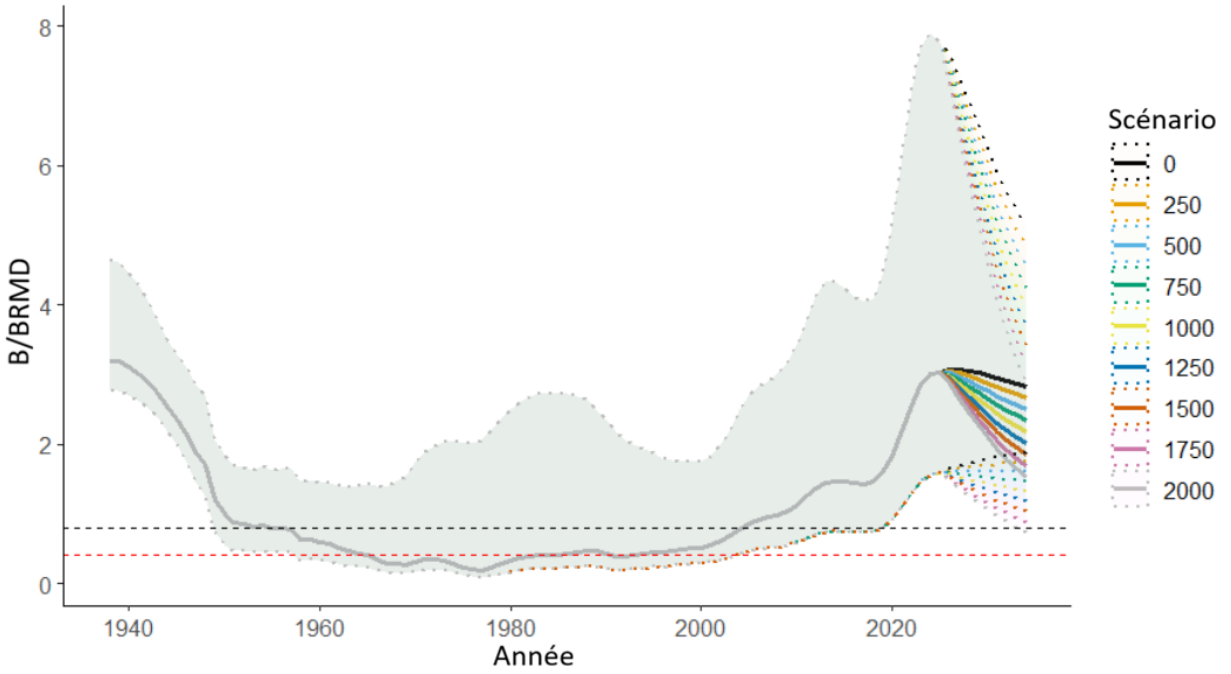


Figure 52. Ratio médian (lignes pleines) entre la biomasse du stock reproducteur femelle et la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (B/BRMD), avec des intervalles de crédibilité à 95 % (lignes pointillées) prévus pour chacun des niveaux de prises (scénarios colorés). La ligne horizontale tiretée rouge représente le point de référence limite à 0,4B_{RMD}, et la ligne horizontale tiretée noire représente le point de référence supérieur du stock potentiel à 0,8B_{RMD}.

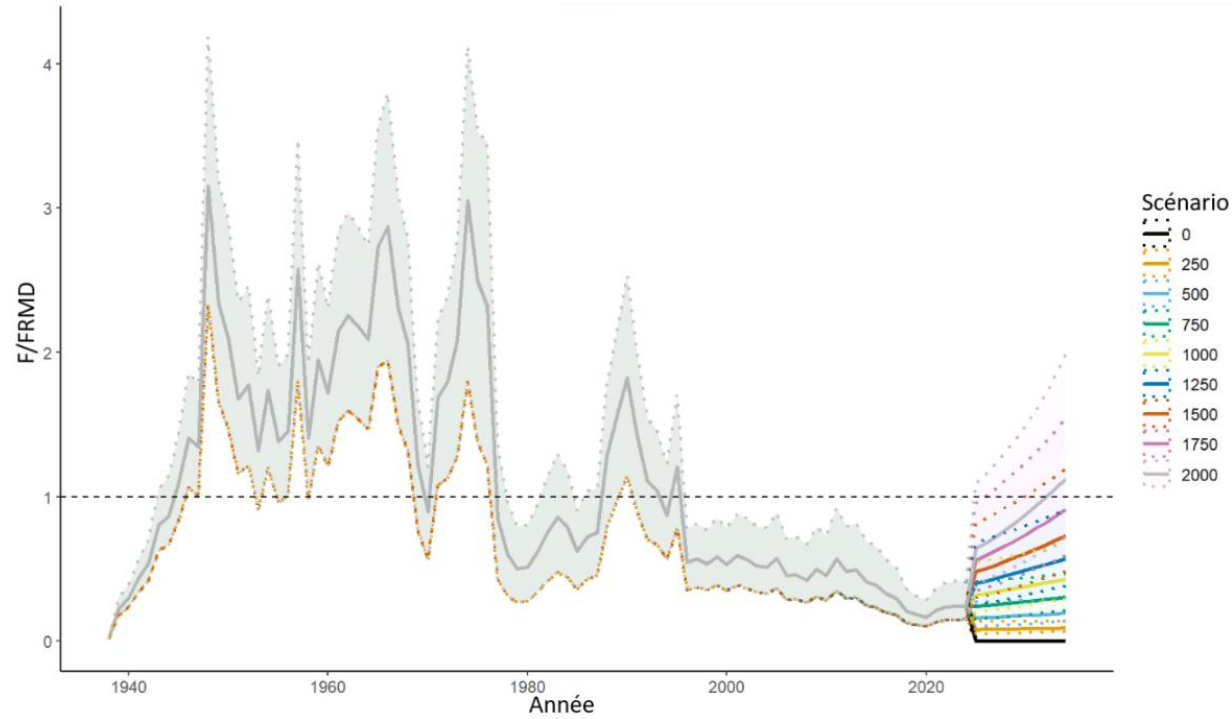


Figure 53. Ratio médian entre la mortalité par pêche (F) et la mortalité par pêche au rendement maximal durable (FRMD) prédit pour chacun des niveaux de prises. La ligne horizontale en pointillés représente le taux d'exploitation de référence potentiel.

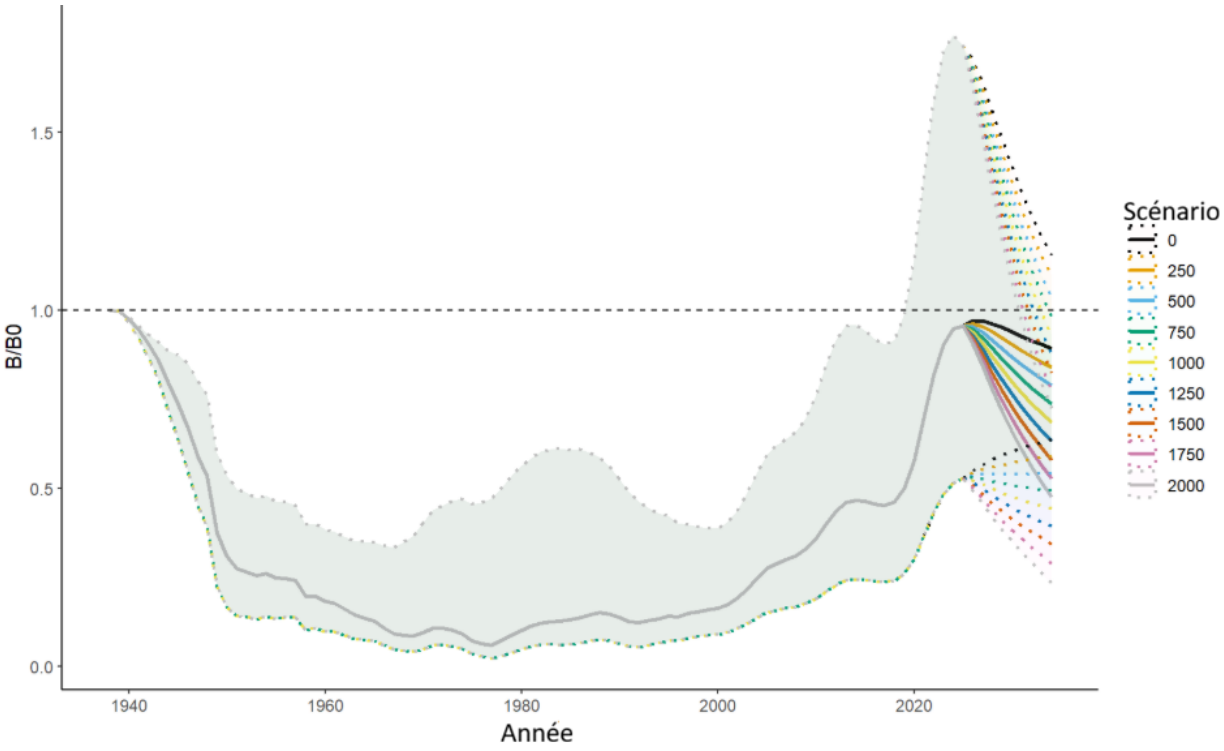


Figure 54. Ratio médian (lignes pleines) entre la biomasse du stock reproducteur femelle et la biomasse du stock reproducteur femelle non exploitée (B/B0), avec des intervalles de crédibilité à 95 % (lignes pointillées) prévus pour chacun des niveaux de prises (scénarios colorés). La ligne tiretée noire horizontale représente B_0.

3.3. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Parmi l'ensemble des analyses de sensibilité pour lesquelles les analyses selon la méthode MCCM ont été effectuées en fonction de diagnostics acceptables d'EMV, c'est l'hypothèse de *M* qui a eu la plus grande répercussion sur les tendances estimées du stock, et ce, tout en incluant l'indice triennal et en utilisant la probabilité multinomiale de Dirichlet (figures 55 à 59). Les scénarios de *M* faible et de *M* élevée présentaient certains des niveaux de biomasse les plus extrêmes, le scénario de *M* faible ayant l'estimation la plus élevée de B_0 en 1938 et l'une des estimations les plus faibles de B_{2024} parmi les scénarios, alors que le scénario de *M* élevée a une estimation relativement faible de B_0 et l'estimation la plus élevée de B_{2024} parmi les scénarios. Ces différences entre les scénarios « élevé » et « faible » semblent découler du scénario « élevé », qui caractérise un stock plus productif ayant une valeur R_0 plus élevée.

La réduction des prises historiques et l'utilisation de données sur la longueur et sur l'âge conditionnel selon la longueur dans le modèle d'évaluation ont également eu une incidence sur les paramètres estimés, mais pas aussi forte que l'hypothèse de *M*. Les modèles avec la probabilité multinomiale de Dirichlet (Dirichlet) et l'indice triennal (Triennal) ont donné des résultats presque identiques à ceux du modèle de référence avec *M* = 0,154 (*M* moyenne). Le modèle sans rejets et le modèle de prises réduites de 1938 à 1953 présentaient également similaires aux résultats du modèle de *M* moyenne, mais ont présenté une valeur de *B* légèrement inférieure. Le modèle de prises réduites a également donné un ratio B/B_{RMD} plus élevé que le modèle de *M* moyenne. Le modèle avec les données sur la longueur et l'âge conditionnel à la longueur (longueur + âge conditionnel selon la longueur) a entraîné un événement de recrutement plus élevé dans les années ultérieures que les autres modèles avec

les données sur l'âge seulement n'ont pas estimé (figure 56). Le modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur a également estimé des événements de recrutement élevé plus petits au cours des années précédentes que le modèle de *M* moyenne, ce qui a entraîné une valeur de *B* inférieure et une mortalité par pêche plus élevée vers la fin de la série chronologique (figure 57). Toutes les sensibilités ont donné une estimation de *B* qui était bien supérieure à B_{RMD} à la fin de la série chronologique, le scénario de *M* élevée ayant le rapport B/B_{RMD} le plus élevé et le scénario de *M* faible ayant le rapport B/B_{RMD} le plus bas. Toutes les sensibilités ont entraîné une mortalité par pêche estimée bien inférieure à F_{RMD} à la fin de la série chronologique, le scénario de *M* faible ayant le ratio F/F_{RMD} le plus élevé et le scénario de *M* élevée ayant le ratio F/F_{RMD} le plus bas. Le taux de variation médian variait entre 0,58 et 0,63 parmi les sensibilités, le modèle de longueur + âge conditionnel selon la longueur et le modèle triennal ayant le taux de variation médian le plus faible et le modèle de prises réduites ayant le taux de variation le plus élevé (tableau 9). Le modèle de prises réduites a présenté la B_{RMD} la plus faible (4 534 t) et le modèle de *M* faible, la plus élevée (6 103 t; tableau 10). Les paramètres de croissance estimés à partir du modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur étaient similaires aux paramètres de croissance fixes des autres modèles (tableau 12).

Plusieurs scénarios de sensibilité supplémentaires qui ont été initialement sélectionnés pour être pris en considération n'ont pas convergé lorsqu'on a utilisé l'EMV, y compris des scénarios qui incluaient la CPUE de la pêche comme indice d'abondance, supposaient une variation plus élevée ou plus faible du recrutement, utilisaient différents scénarios de pondération (p. Ex. la méthode de Francis), et n'ont pas inclus les écarts-types supplémentaires pour les indices de relevé (annexe G).

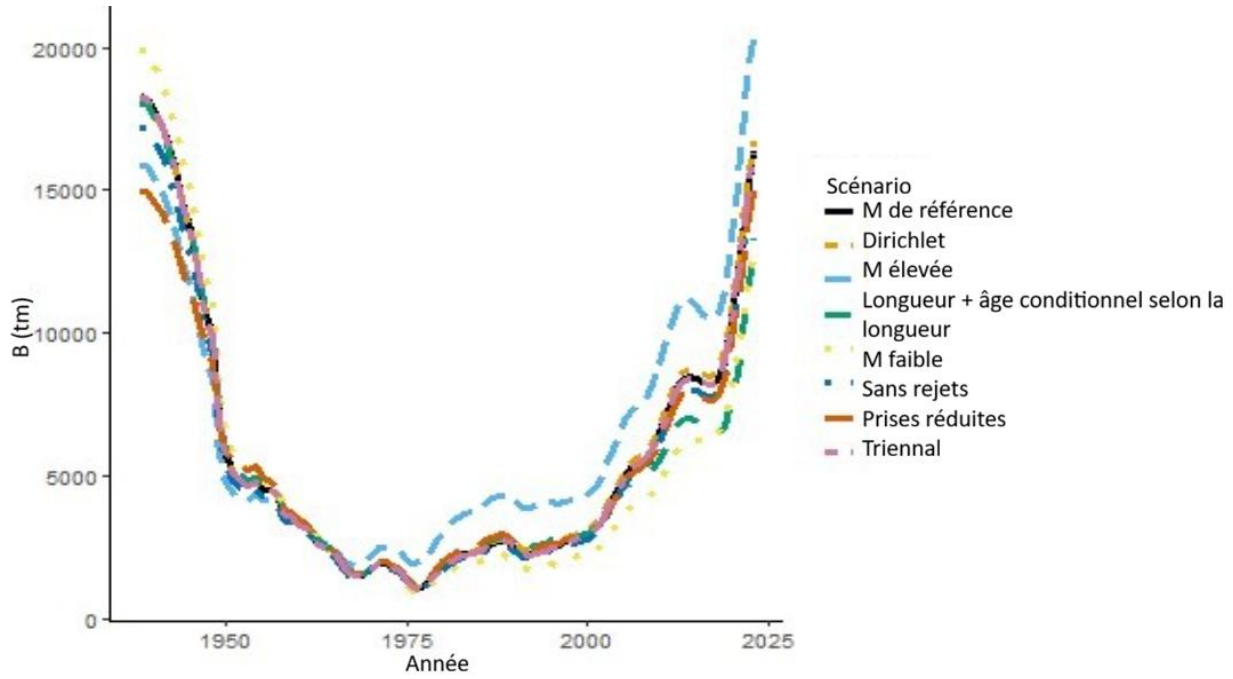


Figure 55. Médiane estimée de la biomasse du stock reproducteur femelle (B) à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

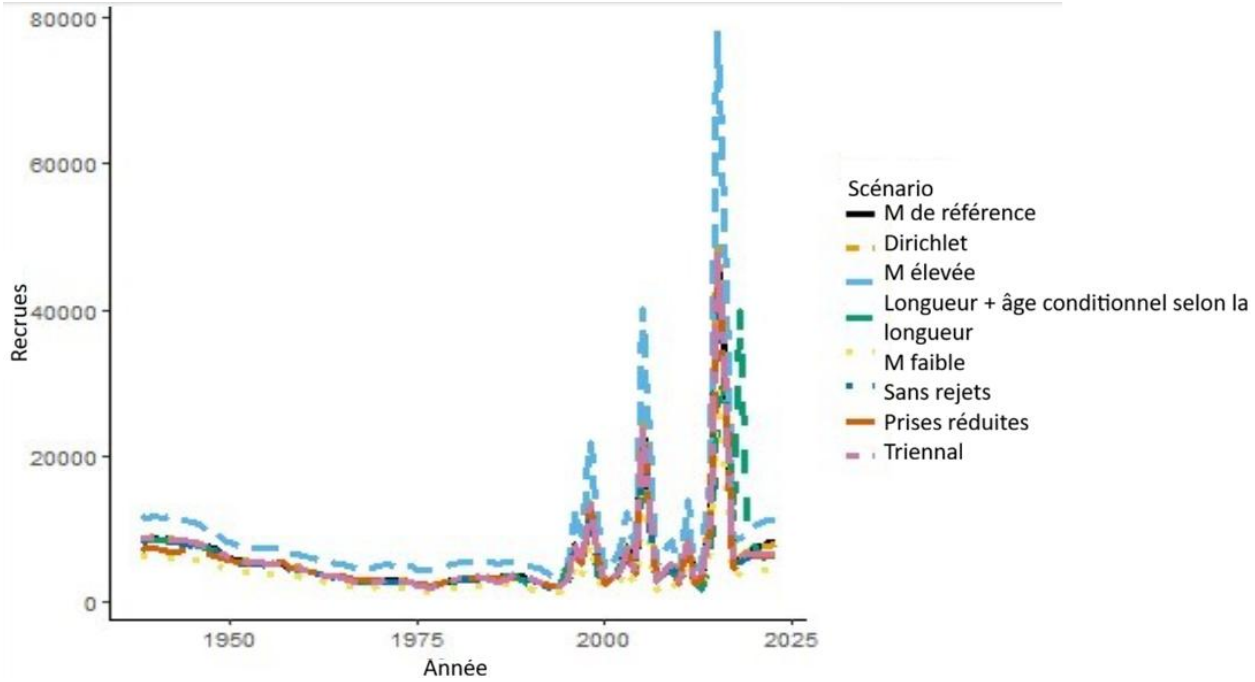


Figure 56. Médiane estimée du recrutement (en milliers) à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

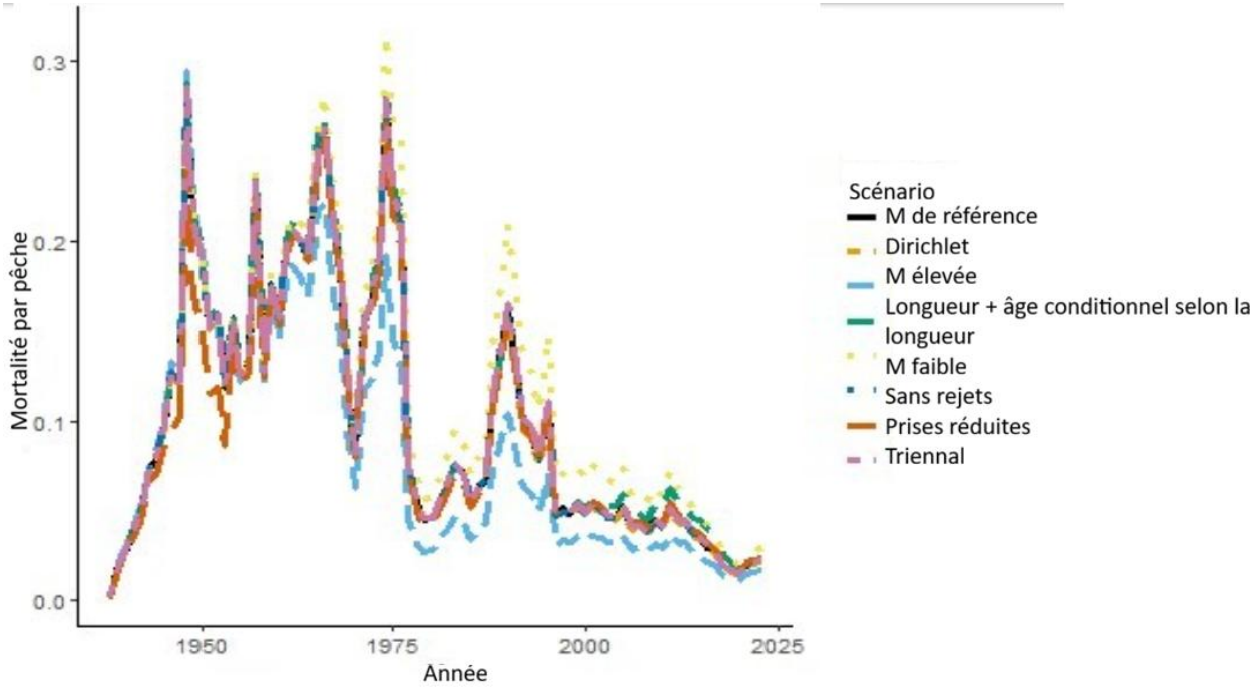


Figure 57. Mortalité par pêche médiane estimée à partir du modèle d'ensemble de base, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

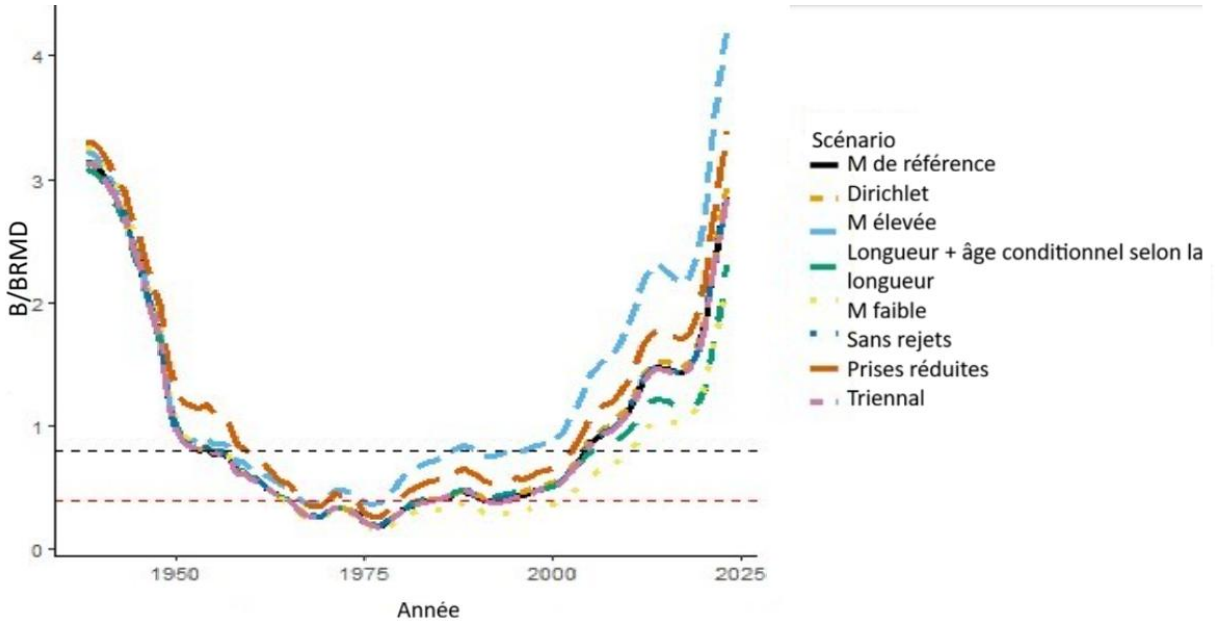


Figure 58. Ratio entre la médiane estimée de la biomasse du stock reproducteur femelle (B) et la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (BRMD) à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124). La ligne rouge tiretée représente 0,4B_{RMD} et la ligne noire tiretée représente 0,8B_{RMD}.

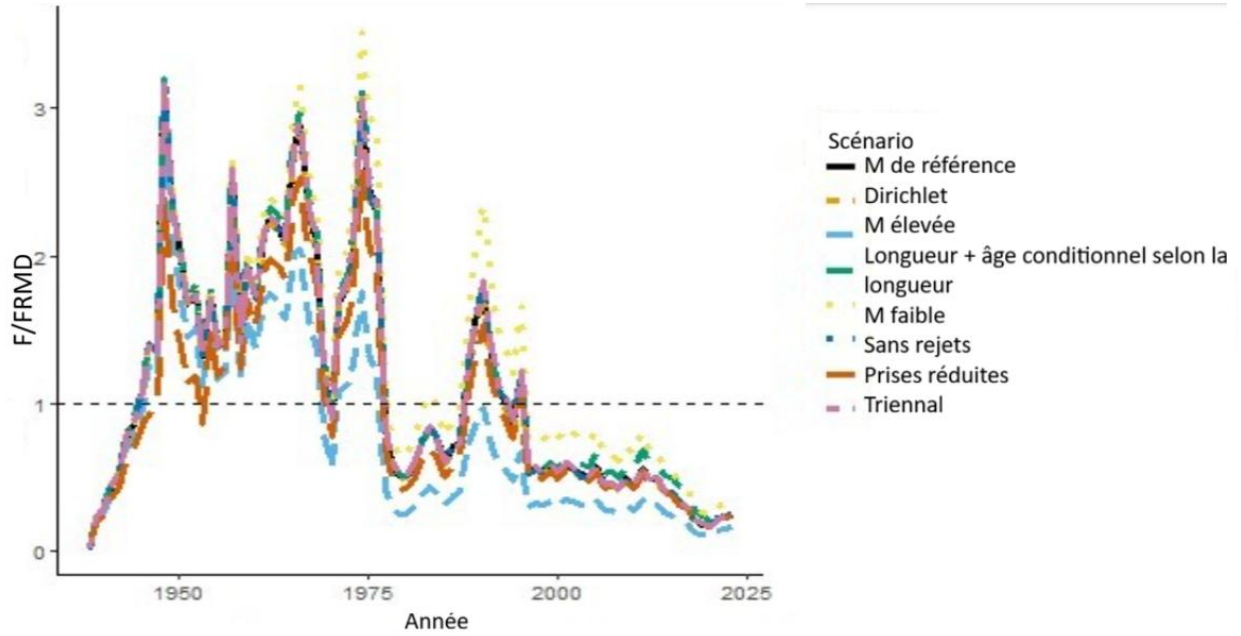


Figure 59. Ratio entre la médiane estimée de la mortalité par pêche (F) à la mortalité par pêche au rendement maximal durable (FRMD) à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124). La ligne tiretée noire représente F_{RMD}.

Tableau 9. Logarithme médian estimé du recrutement vierge (Ln(R0)) et paramètres du taux de variation à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

Paramètre	*M* moyenne	Dirichlet	*M* élevée	longueur + âge conditionnel selon la longueur	*M* faible	Sans rejets	Prises réduites	Triennal
Ln(R0)	9,25	9,25	9,51	9,20	8,88	9,19	9,05	9,25
Taux de variation	0,59	0,59	0,60	0,58	0,62	0,59	0,63	0,58

Tableau 10. Médiane estimée de B_{RMD} et F_{RMD} à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

Paramètre	*M* moyenne	Dirichlet	*M* élevée	longueur + âge conditionnel selon la longueur	*M* faible	Sans rejets	Prises réduites	Triennal
B_{RMD}	5 830	5 780	4 916	5 852	6 103	5 465	4 534	5 825
F_{RMD}	0,09	0,09	0,10	0,09	0,09	0,09	0,10	0,09

Tableau 11. Probabilités logarithmiques négatives médianes à partir du modèle d'ensemble de référence, où M=0,154, et de certaines sensibilités données, qui supposent également que M= 0,154, à l'exception des scénarios de M élevée (0,184) et de M faible (0,124).

Probabilité	*M* moyenne	Dirichlet	*M* élevée	longueur + âge conditionnel selon la longueur	*M* faible	Sans rejets	Prises réduites	Triennal
Total	432,95	1 373,83	445,56	435,67	433,84	435,93	436,44	431,17
Prises	1,17E-05	7,79E-06	2,51E-05	1,17E-05	8,33E-06	1,05E-05	4,59E-06	1,46E-05
Relevé dans le BRC	-9,05	-9,06	-8,30	-9,05	-9,50	-9,00	-8,87	-9,03
Relevé dans le DH	-9,05	-9,11	-9,15	-9,05	-8,77	-9,08	-8,9428	-9,07
Relevé sur la COIV	-5,64	-5,64	-5,16	-5,64	-5,77	-5,64	-5,44	-5,65
Compositions selon l'âge de la pêche	65,03	205,43	66,88	65,03	65,25	65,03	65,01	65,11

Probabilité	*M* moyenne	Dirichlet	*M* élevée	longueur + âge conditionnel selon la longueur	*M* faible	Sans rejets	Prises réduites	Triennal
Compositions selon l'âge dans le BRC	134,74	434,04	134,42	134,74	136,16	134,51	134,94	134,97
Compositions selon l'âge dans le DH	123,13	370,17	124,64	123,13	121,75	123,11	123,02	123,21
Compositions selon l'âge sur la COIV	119,52	358,84	119,23	119,52	118,80	119,62	119,00	119,11
Recrutement	7,85	12,90	10,34	10,57	10,41	10,99	11,85	10,56

Tableau 12. Médiane des paramètres de croissance estimés à partir du modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur par rapport aux paramètres de croissance fixes des autres modèles.

Paramètre	Estimation médiane de la longueur + âge conditionnel selon la longueur	Valeur fixe d'autres modèles
Longueur des femelles à l'âge minimum	16,13	16,43
Longueur asymptotique des femelles dans l'équation de croissance de von Bertalanffy (cm)	55,76	55,16
Coefficient de croissance des femelles (K) dans l'équation de croissance de von Bertalanffy	0,15	0,16
Variabilité de la taille des femelles à l'âge 1	0,16	0,19
Variabilité de la taille des femelles aux âges 22+	0,05	0,08
Longueur des mâles à l'âge minimum	17,03	16,45
Longueur asymptotique des mâles dans l'équation de croissance de von Bertalanffy (cm)	44,96	43,47
Coefficient de croissance des mâles (K) dans l'équation de croissance de von Bertalanffy	0,20	0,23
Variabilité de la taille des mâles à l'âge 1	0,13	0,14
Variabilité de la taille des mâles à l'âge 22+	0,04	0,05

3.4. CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET BIOLOGIE DE L'ESPÈCE

3.4.1. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur le recrutement

On a constaté que les écarts dans le recrutement de la plie de Californie étaient fortement corrélés positivement avec l'ODP de la saison de fraie et la température de la surface de la mer (TSM), suivis de près par la TSM du printemps et l'indice de biomasse totale des euphausiacés pour le bassin de la Reine-Charlotte (figure 60). Toutes ces relations étaient au moins légèrement quadratiques, avec des effets plus forts à des valeurs plus élevées (figure 61A,C-E). Les observations de la température de la surface de la mer en été, en revanche, ont montré des preuves faibles d'une relation concave vers le bas avec les températures moyennes de la surface en été supérieures à 14 °C, ce qui marque le commencement d'une prédiction d'un déclin dans le recrutement (figure 61F). La seule relation négative marquée était avec l'OTPN, qui semblait essentiellement linéaire (figure 61B).

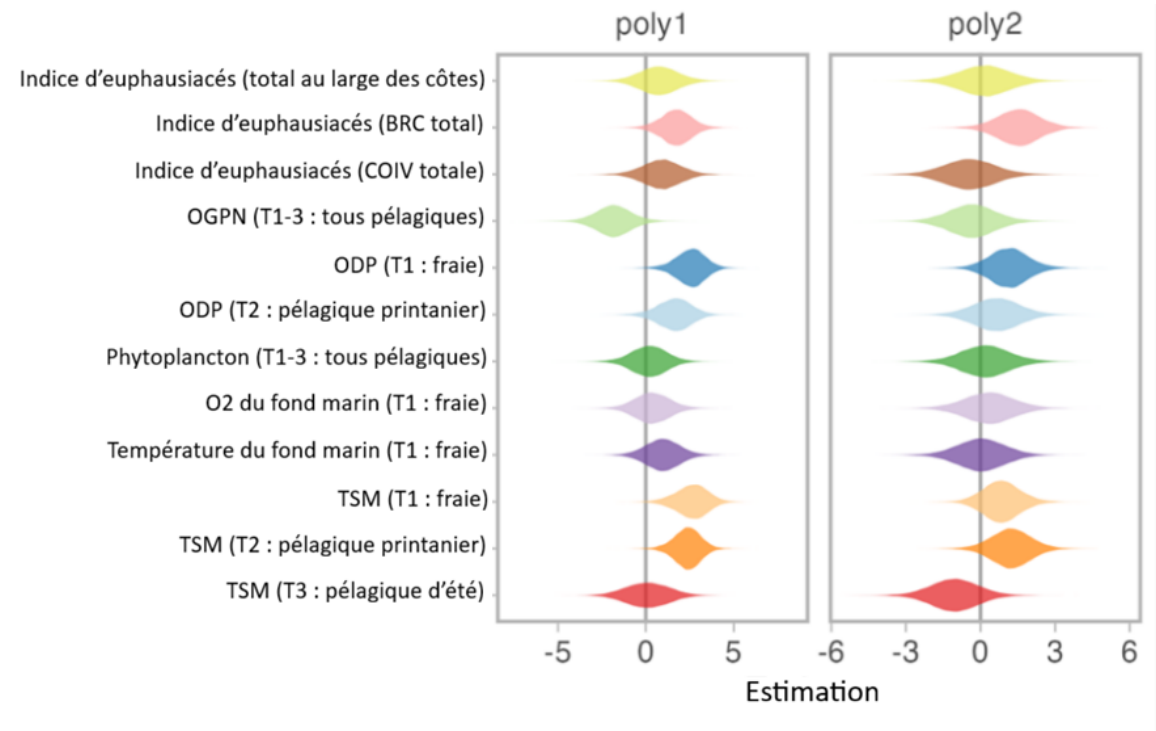


Figure 60. Diagrammes en violon de la densité pour les valeurs a posteriori des coefficients polynomiaux orthogonaux de premier (poly1 : composante linéaire) et de deuxième (poly2 : composante courbée) ordre à partir des régressions de séries chronologiques sur 100 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM des écarts de recrutement entre 1995 et 2018 par rapport au modèle de référence. Chaque violon contient 25 000 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM.

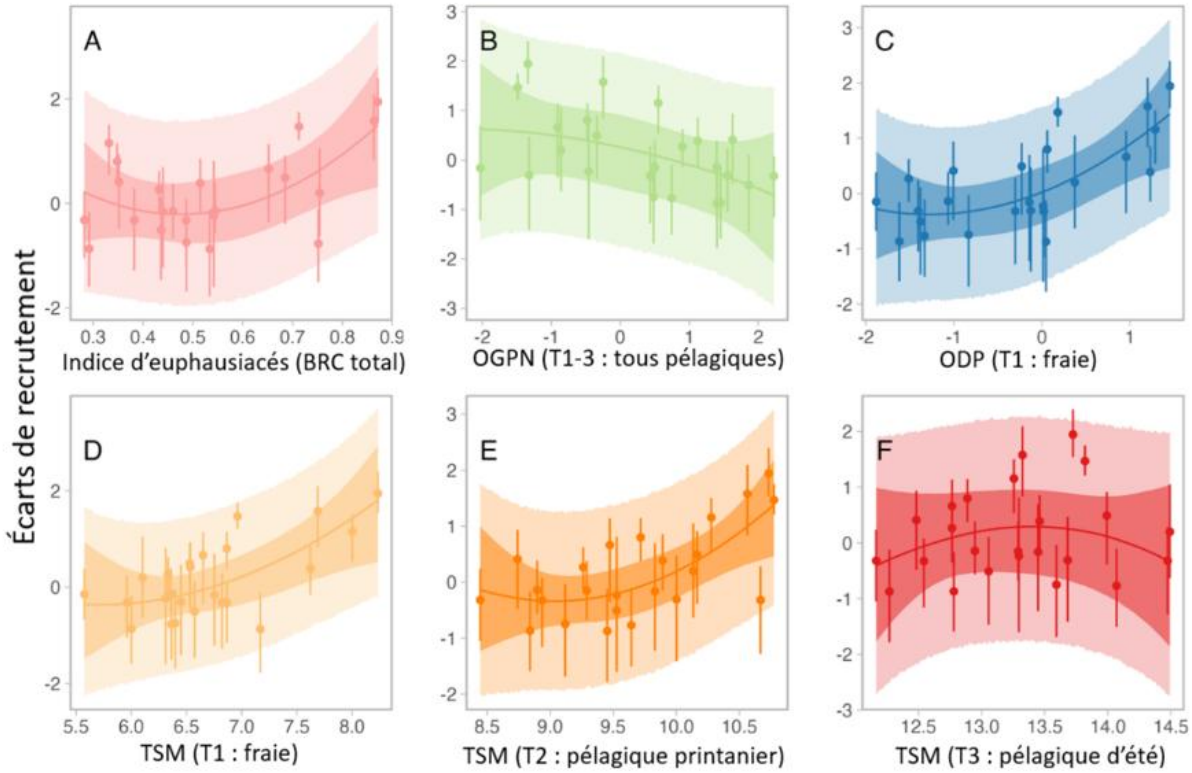


Figure 61. Les cinq relations polynomiales prédites les plus fortes entre les conditions environnementales et les écarts de recrutement par rapport au modèle de référence, de 1995 à 2018, pour les composantes linéaires (A-E) et les composantes courbée (A,C-F) des polynômes. L'ombrage plus foncé représente l'intervalle de confiance à 95 % dans la relation polynomiale orthogonale de deuxième ordre prédite sur la base des valeurs a posteriori combinées de 100 régressions de séries chronologiques, une pour chaque échantillon généré au moyen de la méthode de MCCM. Un ombrage plus clair indique un intervalle de crédibilité à 95 % par rapport à la prédiction complète des valeurs posteriori (c.-à-d. en incluant l'incertitude sur les nouvelles « observations » des écarts dans le recrutement). Les lignes de points verticales représentent l'écart médian dans le recrutement et les quantiles à 95 % des valeurs observées dans les 100 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM.

3.4.2. Indices de l'état corporel

Les indices de l'état corporel moyen des individus immatures, des mâles matures et des femelles matures ont tous suivi une trajectoire générale similaire au cours de la majorité des 25 dernières années (figure 62). De 2007 à 2009 constitue la seule période où l'état corporel moyen estimé est descendu bien en dessous de la relation longueur-poids moyenne observée. Après cette période, l'état corporel des individus immatures a augmenté régulièrement jusqu'à son pic le plus élevé en 2012. Tous les groupes ont connu une diminution à nouveau en 2013, mais ils se sont rétablis en 2014. Depuis 2019, les femelles matures avaient tendance à obtenir des notes plus élevées que les autres groupes.

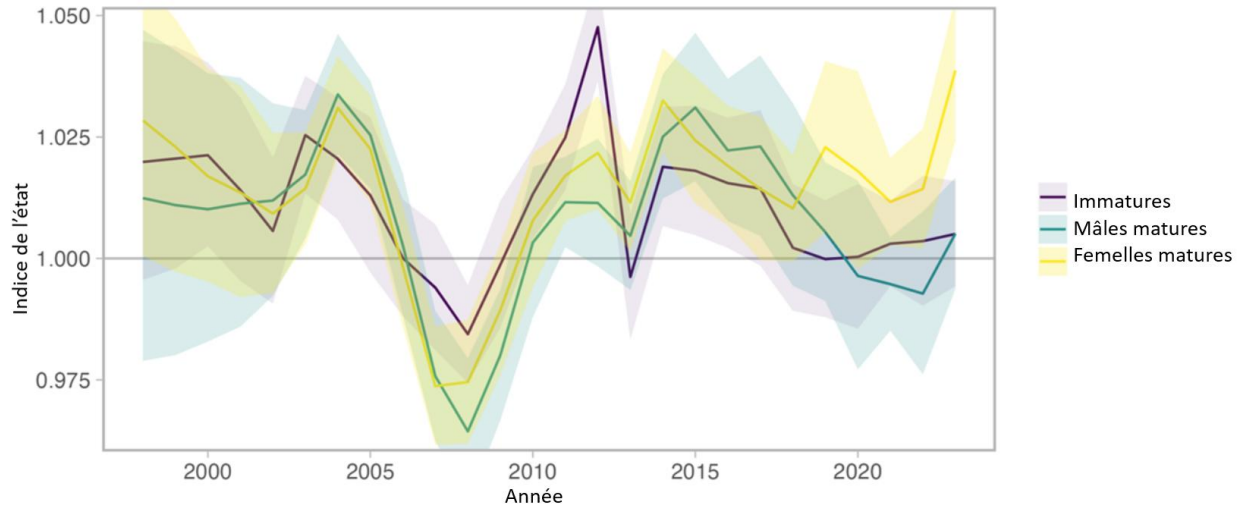


Figure 62. Moyenne annuelle des écarts de l'état corporel pour les individus immatures (violet), les mâles matures (turquoise) et les femelles matures (jaune) estimée pour le solstice d'été dans toutes les zones échantillonnées par les relevés synoptiques au chalut à l'aide d'un modèle spatio-temporel. On a également inclus des échantillons et des prises provenant de relevés plurispécifiques au chalut de fond à petites mailles et de relevés au chalut de fond de l'assemblage de plusieurs espèces dans ces modèles afin d'améliorer la représentativité spatio-temporelle des données d'entrée.

Si l'on ajuste les écarts dans l'état corporel des individus matures au recrutement de l'année suivante, la relation est faiblement positive tant pour les mâles que pour les femelles (figure 63). Comme prévu, les femelles présentent une relation légèrement plus faible, potentiellement parce que leur poids est plus susceptible d'être influencé par des différences dans l'état de reproduction au moment de l'échantillonnage.

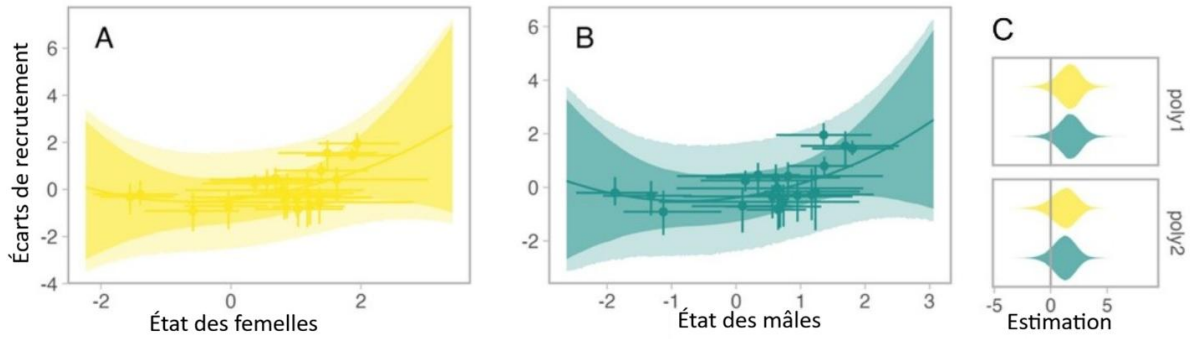


Figure 63. Relations prédites entre l'état corporel dans les écarts-types à partir de la moyenne de chaque série chronologique pour les femelles matures (A, jaune) et les mâles matures (B, turquoise) et les écarts dans le recrutement par rapport au modèle avec une valeur de M de 0,154 à partir du modèle de référence d'ensemble de 1998 à 2018. L'ombrage plus foncé représente l'incertitude de la relation prévue basée sur les valeurs a posteriori combinées de 100 régressions de séries chronologiques, une pour chaque paire d'échantillons de recrutement et d'état corporel. Un ombrage plus clair indique un intervalle de crédibilité à 95 % par rapport à la prédiction complète des valeurs posteriori (c.-à-d. en incluant l'incertitude sur les nouvelles « observations » des écarts dans le recrutement). Les lignes de points verticales représentent l'écart médian dans le recrutement et les quantiles à 95 % des valeurs observées dans les 100 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM. Les lignes de points horizontales représentent les écarts médians de l'état corporel et la gamme complète des valeurs observées dans les 100 échantillons. Les diagrammes en violon de la densité pour l'estimation des valeurs a posteriori de la pente (C) sont fondés sur 25 000 échantillons.

3.4.3. Conditions environnementales pouvant avoir une incidence sur l'état corporel

Le seul effet constant pour tous les groupes établis selon le sexe et la maturité était une forte corrélation positive entre l'état corporel moyen et la température moyenne du fond marin (figure 64). L'état corporel des individus immatures a également été fortement corrélé positivement avec la concentration d'oxygène dans les fonds marins et l'OTPN. L'ODP était positivement liée à tous les groupes, mais on a observé une forte corrélation uniquement en ce qui concerne les mâles matures. La production primaire était négativement associée à l'état corporel pour tous les groupes, mais fortement associée uniquement avec les individus immatures.

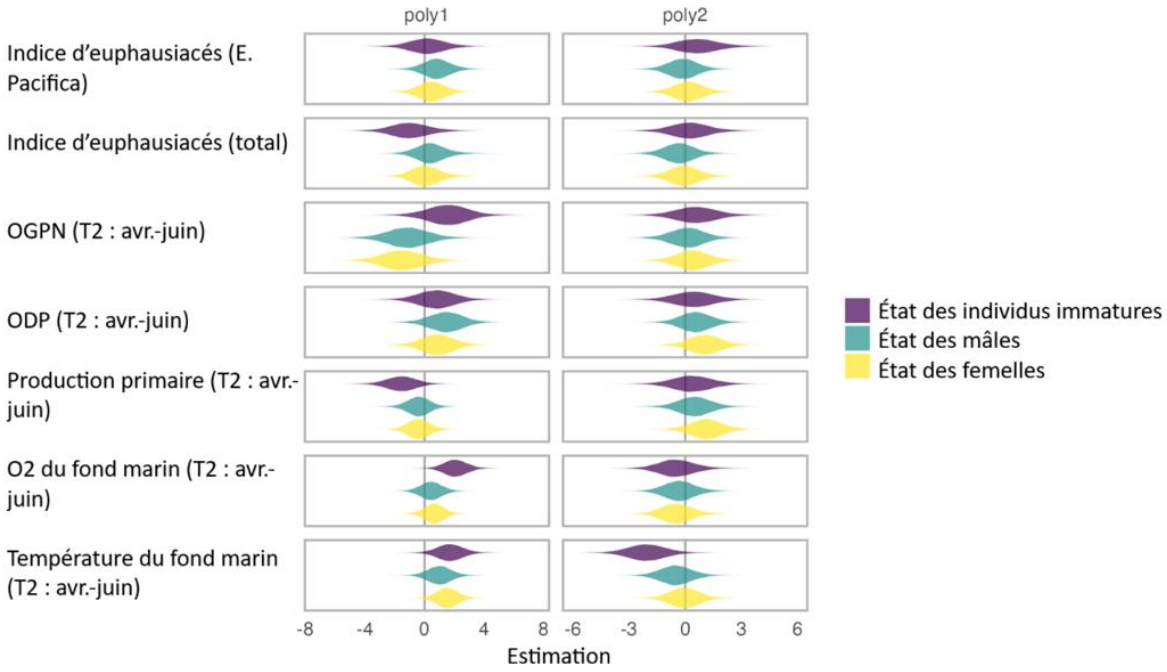


Figure 64. Diagrammes en violon de la densité pour les valeurs a posteriori des coefficients polynomiaux orthogonaux de premier (poly1 : composante linéaire) et de deuxième (poly2 : composante courbée) ordre à partir des régressions de séries chronologiques sur 100échantillons des indices annuels de l'état corporel propres au sexe et à la maturité pour toutes les années disponibles (de 1998 à 2023). L'ODP et l'OTPN utilisent l'ensemble de cette série chronologique, tandis que toutes les autres covariables environnementales n'étaient disponibles que jusqu'en 2019. Chaque violon contient 25 000 échantillons de la distribution des paramètres.

4. DISCUSSION

4.1. PORTRAIT GLOBAL

On a utilisé le programme Stock Synthesis pour ajuster un modèle d'évaluation du stock de plie de Californie aux données sur les prises, à trois indices de relevé et aux données sur la composition selon l'âge des pêches et des relevés. Comme pour de nombreuses autres évaluations du stock, *M* constitue une incertitude pour la plie de Californie et n'a pas fait l'objet d'une estimation dans l'évaluation du stock. Les analyses de sensibilité montrent également que *M* a la plus grande incidence sur les résultats du modèle. Par conséquent, on a utilisé un modèle d'ensemble de référence avec trois niveaux de *M* différents (0,154, 0,124 et 0,184) estimer l'état du stock. Des points de référence fondés sur le RMD ont été recommandés, car les points de référence historiques de la dernière évaluation de la plie de Californie n'étaient plus appropriés, et les points de référence fondés sur le RMD étaient robustes pour toutes les sensibilités. Nous discutons des mises à jour de l'évaluation de 2006, d'une comparaison avec l'évaluation de la plie de Californie aux États-Unis, des incertitudes, des recherches futures et du calendrier d'évaluation ci-dessous.

4.2. MISES À JOUR DE L'ÉVALUATION DE 2006

L'approche de modélisation et les séries de données disponibles ont été considérablement modifiées pour cette évaluation par rapport à la précédente, ce qui limite notre capacité à effectuer une comparaison directe des résultats. Dans le cadre de la dernière évaluation de

l'espèce en Colombie-Britannique, on a utilisé un modèle à différences retardées pour estimer la dynamique des populations entre 1966 et 2006 (Starr 2009). Les principales sources de données pour l'évaluation de 2006 comprenaient les prises, les CPUE de la pêche au chalut de 1966 à 2005 et les données de trois relevés indépendants de la pêche. Les séries de relevés disponibles à l'époque étaient relativement courtes (allant de 3 à 11 ans de données chacune) et les données sur la composition selon l'âge ont été considérées comme insuffisantes pour éclairer un modèle statistique des prises selon l'âge. Par conséquent, l'évaluation a nécessité plusieurs hypothèses, notamment la sélectivité en lame de couteau à un âge fixe et une valeur fixe pour le taux de variation. L'ajustement du modèle s'appuyait également fortement sur les CPUE dépendantes de la pêche au chalut. Compte tenu des changements importants dans le comportement de la pêche au fil du temps en réponse aux règlements de gestion, on a envisagé plusieurs options pour l'élaboration d'indices standardisés des CPUE, l'inclusion de deux règles différentes de sélection des données qui tentaient de corriger les changements saisonniers dans la pêche dirigée de la plie de Californie et la division de la série des CPUE en deux indices qui couvraient différents régimes de gestion (c.-à-d. avant et après l'introduction des QIT). Les résultats du modèle en 2006 étaient très sensibles à bon nombre de ces hypothèses, ce qui a entraîné une incertitude considérable dans l'échelle de la biomasse de la population et les tendances de la biomasse entre 1996 et 2006.

4.3. COMPARAISON AVEC LA PLIE DE CALIFORNIE SUR LA CÔTE OUEST DES ÉTATS-UNIS

Compte tenu des déplacements apparents de l'espèce entre les eaux de la Colombie-Britannique et de l'État de Washington, ainsi que de l'historique de pêche partagé avant 1977 avec les navires américains pêchant dans les eaux canadiennes, certaines similitudes dans les tendances reconstituées de la biomasse ne sont pas surprenantes. La plus récente évaluation du stock de plie de Californie le long de la côte ouest des États-Unis (de l'État de Washington à la Californie; Taylor *et al*. 2023) a montré des tendances de la biomasse quelque peu semblables à celles de notre évaluation avant les années 1980. Dans les deux cas, on estime que *B* a diminué de façon constante entre les années 1940 et 1970. Bien que l'on estime que *B* a augmenté pour les deux stocks au cours des années suivantes, le moment et l'ampleur de la croissance diffèrent. Aux États-Unis, on estime que la biomasse est demeurée à des niveaux relativement bas jusqu'aux années 2000 avant d'augmenter à environ 50 % de B_0 en 2017, tandis qu'au Canada, elle a commencé à augmenter dans les années 1980 avec une croissance continue jusqu'à 93 % de B_0 en date d'aujourd'hui. Ces différences découlent probablement de différences dans les tendances des prises et de la mortalité par pêche tout au long de cette période. La pêche canadienne a connu d'importantes réductions des prises dans les années 1960 et 1970, les prises demeurant relativement faibles depuis, tandis que les prises américaines ont été plus stables. On estime également que le stock canadien a connu d'importants événements de recrutement en 2015-2016, ceux-ci étaient plus importants que ceux prévus précédemment pour la plie de Californie en Colombie-Britannique. Ces événements n'étaient pas apparents pour le stock américain. Les grands événements de recrutement autour de 2015-2016 ont été estimés pour d'autres espèces de poissons de fond en Colombie-Britannique, y compris le sébaste bocace en 2016 (Starr et Haigh 2022) et la morue charbonnière en 2015-2017 (Johnson *et al*. 2025). À peu près au même moment, de 2014 à 2016, le nord-est du Pacifique a connu une vague de chaleur marine connue sous le nom de « blob », qui a eu des répercussions importantes sur l'écosystème (Boldt *et al*. 2023).

4.4. INCERTITUDE DANS LES DONNÉES SUR LA COMPOSITION SELON L'ÂGE

Les données sur la composition selon l'âge de la plie de Californie ne couvrent qu'une petite partie de la période reconstituée, les données allant de 2004 à 2019. Le manque d'échantillons

non triés de la pêche commerciale au début de la période a limité notre capacité à représenter les changements dans la sélectivité de la pêche qui devraient s'être produits en raison d'importants changements dans les règlements de gestion et le comportement de la flotte au fil du temps (annexe B). Par conséquent, l'évaluation a supposé une courbe de sélectivité à pêche unique dans le temps et sur l'ensemble de la côte, ce qui constitue une hypothèse incertaine compte tenu des changements importants apportés aux règlements de gestion et au comportement de la flotte. Le manque de données récentes (subséquentes à 2019) sur la composition selon l'âge a également entraîné une incertitude dans les estimations récentes du recrutement. Nous avons limité nos données sur la composition selon l'âge et la longueur à des échantillons triés pour nous assurer que les données étaient représentatives de la série de prises totales utilisée dans cette évaluation, qui combinait les prises débarquées et les rejets. Toutefois, étant donné que seule une petite partie des prises de plie de Californie est rejetée (5,5 %), le processus de tri peut avoir un faible effet sur les données sur la composition. Les évaluations futures du stock de plie de Californie devraient revoir cette décision. L'inclusion d'échantillons triés aurait permis d'ajouter neuf années supplémentaires d'échantillons de la pêche commerciale couvrant les années de 1990 à 2001.

Bien que les limites des données sur l'âge pour les pêches historiques constituent un défi commun en matière d'évaluation du stock, le manque croissant de données sur la composition selon l'âge provenant de la pêche au cours des dernières années est moins courant et entraînera des défis dans l'évaluation du stock à l'avenir. La dernière année pour laquelle les estimations de détermination de l'âge de la plie de Californie proviennent des pêches en Colombie-Britannique était 2013. Bien que les otolithes aient été recueillis en nombre réduit (moins de 100 par année) jusqu'en 2018, la collecte d'échantillons a depuis cessé en raison du recours à la surveillance électronique à compter de 2020. Sans les données actualisées sur la composition de la pêche, les approches de modélisation qui ont été élaborées ici ne pourront pas améliorer l'estimation de la sélectivité de la pêche à l'avenir, ni déterminer les changements dans la sélectivité au fil du temps. Un programme d'échantillonnage des prises au chalut pour le poisson de fond de la Colombie-Britannique est en cours d'élaboration; cependant, les travaux d'élaboration de méthodes pour les espèces de poissons plats n'ont pas encore commencé. L'augmentation de la taille des échantillons pour les données sur la composition selon l'âge de la pêche permettrait aux futures évaluations du stock de représenter plusieurs zones ou saisons de pêche, ce qui correspondrait mieux aux différences spatiales et saisonnières observées dans les CPUE de la pêche et fournirait un mécanisme de modélisation des prises spatiales selon l'âge dans un modèle d'évaluation. L'utilisation d'une formulation d'un modèle où la zone est définie selon la flotte dans les futures évaluations du stock pourrait également permettre de mieux tenir compte des différences spatiales dans la structure d'abondance et d'âge de la plie de Californie en Colombie-Britannique (Waterhouse *et al*. 2014). L'échantillonnage continu de la composition selon l'âge est disponible grâce aux relevés synoptiques au chalut du MPO; cependant, les ressources limitées pour la détermination de l'âge des poissons de fond en Colombie-Britannique signifient que seule une partie des otolithes recueillis est lue chaque année. Notre examen de la répartition spatiale des échantillons d'âge de la plie de Californie a montré que l'échantillonnage était généralement limité à seulement quelques emplacements chaque année. Bien que cela ne soit pas décrit dans le présent document, nous avons tenté d'aborder cet enjeu en normalisant les compositions selon l'âge et la longueur avec un modèle spatio-temporel, mais il n'y avait pas suffisamment de données pour obtenir des résultats fiables. Peut-être en raison des données limitées sur l'âge, les tendances résiduelles étaient apparentes dans les ajustements de la composition selon l'âge du modèle d'évaluation du stock, et les tentatives d'estimation de la sélectivité en forme de dôme n'ont pas permis de résoudre ces tendances résiduelles.

Un manque de données dans l'évaluation du stock de poissons peut conduire à des estimations biaisées de l'état du stock et à une incertitude accrue (Chen *et al*. 2002). Yin et Sampson (2004) ont constaté que l'augmentation de l'échantillonnage de la composition selon l'âge influait davantage sur la précision des estimations de l'évaluation du stock que l'amélioration des indices des relevés. Le problème posé par les données limitées sur la composition selon l'âge n'est pas propre à la plie de Californie en Colombie-Britannique, car il s'agit là d'une des nombreuses espèces qui bénéficieraient grandement d'un effort accru en matière de détermination de l'âge. Les compromis dans la répartition des efforts de détermination de l'âge entre les espèces et un examen plurispécifique plus étendu de la priorisation de l'échantillonnage et de la lecture aux fins de la détermination de l'âge devraient être pris en compte.

Le manque de données sur la composition selon l'âge peut avoir contribué à une mauvaise convergence de l'EMV pour plusieurs des scénarios de sensibilité considérés (annexe G). D'autres évaluations ont révélé qu'une faible convergence peut être liée à la présence de tranches de composition selon l'âge avec des observations nulles (Cox *et al*. 2023). Bien qu'une petite constante ait été ajoutée à toutes les tranches d'âge dans la formulation du modèle SS pour empêcher les observations nulles, des recherches futures devraient explorer la sensibilité du modèle à la constante additive supposée aux tranches d'âge lorsque la proportion selon l'âge est nulle.

Le modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur est un modèle qui tente de combler le manque de données sur l'âge en utilisant les données sur la longueur, qui sont beaucoup plus abondantes que les données sur l'âge pour la plie de Californie. Le modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur a estimé un événement de recrutement élevé dans les années ultérieures, que les données sur la composition selon l'âge n'ont pas repris, et a estimé des événements de recrutement élevé légèrement plus faibles en 2015 et 2016 que le modèle de *M* moyenne. En raison des mauvais ajustements de la composition selon la longueur, nous avons choisi de ne pas présenter le modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur comme modèle de référence (annexe H). Toutefois, si les données sur la composition selon l'âge ne sont pas disponibles dans les dernières années aux fins des évaluations futures, nous recommandons d'envisager un modèle de longueur et d'âge conditionnel selon la longueur. La variation des profils de croissance entre les poissons d'une même cohorte (c.-à-d. les poissons à croissance rapide et lente), en plus de la modélisation des nombres dynamiques en fonction de la longueur selon l'âge (pour tenir compte de la mortalité fondée sur la taille) peut être mise en œuvre dans la plateforme Stock Synthesis à l'aide de la caractéristique du peloton (McGarvey *et al*. 2024), ce qui devrait également être exploré dans les évaluations futures.

4.5. INCERTITUDE CONCERNANT LES PRISES HISTORIQUES

Les prises historiques tirées de Ketchen et Forrester (1966) sont assez élevées par rapport aux prises récentes, ce qui a entraîné une mortalité par pêche élevée au cours des premières années, en plus de constituer la raison pour laquelle on a créé le modèle de sensibilité de prises réduites, qui a eu une incidence plus important que certaines autres sensibilités. Le modèle a tenté de recréer les prises historiques en épuisant le stock. Il n'est pas surprenant que l'ampleur supposée des prises historiques ait un effet important sur l'échelle estimée et la productivité du stock, car les prises sont les seules données utilisées dans le modèle avant 2003, année à laquelle le relevé synoptique au chalut du MPO a été mis en place. Par conséquent, toutes les dynamiques reconstituées au début de la période étaient fondées sur les prises historiques. Dans le cadre des évaluations antérieures du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique, on a choisi de ne pas utiliser les données historiques sur les prises d'avant 1954 pour des raisons de fiabilité; toutefois, les premières tentatives pour commencer

notre évaluation actuelle à l'état exploité en 1954 ont montré une grande sensibilité aux hypothèses de départ. Par conséquent, nous avons décidé qu'il était préférable d'utiliser les données historiques (bien documentées dans Ketchen et Forrester 1966) compte tenu de la valeur des renseignements sur cette période précoce de prises élevées. Les sensibilités avec les CPUE de la pêche ont également été prises en compte, mais elles ne sont présentées que sous forme d'extrants de l'EMV, car les modèles n'ont pas convergé. Les mauvais diagnostics avec les CPUE de la pêche sont compréhensibles, étant donné l'incertitude liée à l'utilisation des CPUE de la pêche comme mesure de l'abondance, même après la standardisation.

4.6. INCERTITUDE DANS LA DÉLIMITATION DES STOCKS

Une autre hypothèse incertaine était la délimitation des stocks. Nous avons présumé qu'il s'agissait d'une population fermée, mais on sait que la plie de Californie migre entre les États-Unis et le Canada à la fois comme adulte et comme larve pélagique (Pedersen 1975, Santa Cruz *et al*. 2023). L'évaluation des stocks de plie de Californie aux États-Unis reconnaît également ce problème (Taylor *et al*. 2023). Les estimations semblables des tendances des stocks (surtout au cours des premières années) dans l'évaluation américaine et la présente évaluation confirment que la plie de Californie pourrait être un stock transfrontalier. Les évaluations futures pourraient envisager de tester l'effet de l'hypothèse d'un seul stock fermé en Colombie-Britannique à la lumière des déplacements documentés de la plie de Californie entre la cette province et l'État de Washington. D'autres études sur les déplacements de la plie de Californie seraient bénéfiques aux fins d'un tel effort.

4.7. PRODUCTIVITÉ ET RÉPERCUSSIONS ENVIRONNEMENTALES

Il existe de nombreux projets de recherche qui pourraient améliorer les futures évaluations des stocks de plie de Californie, y compris en assurant une meilleure compréhension de la productivité, des répercussions climatiques et de la disponibilité des proies. On a estimé que le taux de variation était d'environ 0,6, ce qui correspond à l'extrémité inférieure de ce à quoi on peut s'attendre pour un poisson plat (Myers *et al*. 1999) et à la queue de notre distribution antérieure. Nous avons envisagé de fixer le taux de variation, mais le fait de fixer le taux de variation et *M* entraînerait la fixation des points de référence (Mangel *et al*. 2013). Cependant, comme la plie de Californie se trouve à l'extrémité nord de l'aire de répartition de l'espèce en Colombie-Britannique, un taux de variation de 0,6 pourrait être réaliste. Le taux de variation est influencé par les caractéristiques du cycle biologique, comme la maturité et la masse selon l'âge, et ces paramètres peuvent changer au fil du temps (Miller et Brooks 2021). Ainsi, le taux de variation pourrait avoir changé entre 1938 et 2024 avec l'évolution des conditions environnementales, mais on ne sait pas exactement quand et comment. Dans la présente évaluation, nous n'avons pas tenu compte de l'a non-stationnarité, mais les recherches futures peuvent orienter les hypothèses non stationnaires des évaluations de la plie de Californie.

Les analyses environnementales de cette évaluation mettent à l'essai diverses hypothèses sur la façon dont la productivité pourrait avoir changé, hypothèses qui pourraient être explorées dans les évaluations et les recherches futures. Plus précisément, des corrélations positives entre les écarts de recrutement et la température de la surface de la mer plus chaude en hiver et au printemps ont été trouvées, ainsi qu'entre la température du fond marin et les indices de l'état corporel de tous les groupes établis selon le sexe et la maturité. De plus, il y avait une faible relation positive entre l'indice de l'état corporel des individus matures et le recrutement l'année suivante. Dans l'ensemble, ces données peuvent indiquer que le taux de variation augmenter dans des conditions plus chaudes. La relation entre le recrutement et la température était conforme aux résultats publiés dans la littérature, mais cette relation pourrait être liée à la

direction du vent facilitant l'advection côtière des œufs et des larves plutôt qu'à la température directement (Ketchen et Forrester 1966, Castillo *et al*. 1994).

Il est également important de noter que cette situation a été vraie pour l'ensemble des conditions présentes entre 1995 et 2018, et qu'un réchauffement supplémentaire pourrait devenir nuisible. Conformément à cette possibilité, la relation entre le recrutement et la température de la surface de la mer en été devient légèrement en forme de dôme, ce qui indique que les effets sur le recrutement pourraient commencer à devenir négatifs à une température de la surface de la mer supérieure à 14 °C.

L'abondance des euphausiacés présentait également une corrélation positive avec le recrutement et l'état corporel des mâles matures (en particulier la biomasse d'*E. Pacifica*). L'état corporel des individus immatures présentait des relations négatives avec la production primaire et le nombre total d'euphausiacés, et des relations positives avec la concentration d'oxygène dans le fond marin et l'OTPN, ce qui pourrait indiquer un certain effet négatif des conditions de remontée des eaux, potentiellement en raison des répercussions sur les concentrations d'oxygène.

Nous ne disposions pas d'indices de hareng et de lançon à des échelles spatiales et temporelles appropriées à inclure dans cette analyse, mais ceux-ci pourraient être inclus dans les études futures. Il serait également utile de savoir si la composition du régime alimentaire a changé au fil du temps et si ces espèces demeurent les proies dominantes de la plie de Californie.

En général, nos résultats appuient les conclusions de Haltuch *et al*. (2020) selon lesquelles la force de recrutement de la plie de Californie est le produit de multiples mécanismes agissant à différents stades précoces du cycle biologique. Haltuch et ses collaborateurs (2020) se sont concentrés spécifiquement sur le stock américain dans l'écosystème du courant de la Californie, pour lequel ils ont montré que la température et les déplacements entre les plateaux à diverses saisons pouvaient être combinés pour représenter 73 % de la variabilité des écarts dans le recrutement. Il est intéressant de noter que les auteurs ont également trouvé un lien entre la période de préconditionnement de la fraie (de mai à octobre) et le succès du recrutement subséquent qui correspond à notre conclusion selon laquelle l'état corporel d'une année donnée était faiblement corrélé avec le succès de la fraie des années suivantes.

4.8. CALENDRIER D'ÉVALUATION

Un avis a été demandé concernant un intervalle approprié entre les évaluations du stock officielles présentées lors d'une réunion régionale d'examen par les pairs, des indicateurs servant à caractériser l'état du stock durant les années intermédiaires, et/ou les déclencheurs qui mèneraient à la réalisation d'une évaluation plus tôt que prévu (MPO 2016). Le stock de plie de Californie est actuellement bien au-dessus du PRS par défaut de $0{,}8B_{RMD}$ du MPO et l'exploitation est inférieure à F_{RMD}; toutefois, le manque de données récentes sur l'âge a entraîné une incertitude dans les estimations récentes du recrutement pour 2015-2016. Il est recommandé d'effectuer des évaluations officielles du stock tous les cinq ans, mais celles-ci pourraient être retardées jusqu'à dix ans étant donné les valeurs élevées de l'état estimé du stock en 2024. Entre-temps, les tendances en matière d'abondance ont pu être suivies à l'aide des indices des relevés synoptiques et du rapport de synthèse sur le poisson de fond (Anderson *et al*. 2019; Anderson *et al.* 2020; Anderson *et al.* 2024), qui est mis à jour régulièrement. Le stock a été estimé sous le PRS potentiel en 2003, de sorte qu'un indice fondé sur un modèle pour l'ensemble de la côte, estimé à l'aide d'un modèle géostatistique, qui tombe en dessous de la valeur moyenne de l'indice de 2003 peut signifier que le stock devrait faire

l'objet d'une nouvelle évaluation. Les indices individuels des relevés synoptiques pourraient être utilisés comme sources secondaires d'information pour prioriser la nouvelle évaluation.

4.9. RECOMMANDATIONS

Nous recommandons les priorités suivantes pour les collectes de données et les recherche futures à l'appui de l'évaluation du stock de plie de Californie en Colombie-Britannique :

1. Prioriser la collecte de données sur la composition selon l'âge et la longueur dans les pêches au chalut. La dernière année pour laquelle des otolithes de plie de Californie sont disponibles dans le cadre de la pêche commerciale au chalut est 2017, bien que les taux d'échantillonnage aient été inférieurs à 100 poissons par an à partir de 2013. Sans les données actualisées sur la composition de la pêche, les approches de modélisation qui ont été élaborées ici ne pourront pas améliorer l'estimation de la sélectivité de la pêche à l'avenir, ni déterminer les changements dans la sélectivité au fil du temps.
2. Accroître l'effort de détermination de l'âge et examiner les méthodes utilisées pour sélectionner les otolithes pour la lecture de l'âge à partir des relevés synoptiques au chalut du MPO. Pour chaque série de relevés, la couverture spatiale des otolithes dont l'âge a été déterminé au cours d'une année donnée était concentrée à quelques endroits, ce qui rend difficile de déterminer dans quelle mesure les compositions selon l'âge échantillonnées étaient représentatives du stock plus vaste. Ce problème n'est pas propre à la plie de Californie, car il s'agit d'une des nombreuses espèces qui bénéficieraient grandement d'un niveau plus élevé d'échantillonnage biologique provenant de la pêche et de la détermination de l'âge des otolithes découlant des relevés. Les compromis dans la répartition des ressources de détermination de l'âge entre les espèces et un examen plurispécifique plus étendu de la priorisation de l'échantillonnage et de la lecture aux fins de la détermination de l'âge devraient être pris en compte.
3. Les travaux futurs visant à élaborer des modèles de longueur et d'âge conditionnel selon la longueur pour la plie de Californie (ou d'autres espèces de poissons de fond) afin de compenser les données limitées sur l'âge devraient explorer des méthodes qui permettent de représenter la variation des tendances de croissance entre les poissons d'une même cohorte. En outre, la recherche pourrait comprendre des analyses de simulation examinant l'effet de du manque de données sur l'âge, y compris l'incidence d'une constante additive pour les tranches d'âge, sur le rendement des modèles de longueur et d'âge conditionnel selon la longueur, ou une analyse documentaire équivalente des études de simulation actuelles sur le sujet.
4. Les évaluations futures pourraient envisager de tester l'effet de l'hypothèse d'un seul stock fermé en Colombie-Britannique à la lumière des déplacements documentés de la plie de Californie entre la cette province et l'État de Washington. D'autres études sur les déplacements de la plie de Californie et la délimitation des stocks génétiques seraient également bénéfiques aux fins d'un tel effort.
5. Poursuivre les travaux sur les effets des facteurs environnementaux sur la productivité de la plie de Californie et examiner si la modélisation de l'évaluation du stock de la dynamique du recrutement ou du taux de variation pourrait être améliorée par l'intégration des variables environnementales dans le modèle d'évaluation du stock. Ces efforts seraient mieux appuyés par l'obtention de renseignements sur les régimes alimentaires contemporains et la disponibilité des proies.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier les membres du groupe de travail technique sur l'évaluation des stocks de plie de Californie (Sean Anderson, Dana Haggarty, Rowan Haigh, Brian Mose, Lindsay Richardson-Deranger, Rachel Rickaby, Paul Starr, Bruce Turris et Penny White) pour leurs commentaires utiles tout au long des réunions du groupe de travail et en dehors de celles-ci. Merci aux membres du Comité directeur d'évaluation des stocks de plie de Californie (Erika Anderson, Dana Haggarty, Lindsay Richardson-Deranger, Rachel Rickaby et Penny White) d'avoir appuyé ce processus. Nous tenons également à remercier Rick Methot, Vlladena Gertseva et Tom Carruthers d'avoir répondu à nos questions sur la plateforme Stock Synthesis. Nous tenons à remercier Chris Grandin de nous avoir aidés à faire fonctionner les analyses selon la méthode MCCM sur une machine plus rapide. Nous avons également tiré parti des travaux effectués par Rob Kronlund pendant qu'il était au MPO pour compiler l'historique de gestion de la plie de Californie en Colombie-Britannique (annexe A, tableau A-1). Enfin, nous tenons à remercier nos examinateurs : Ian Taylor et Paul Regular.

RÉFÉRENCES CITÉES

Allen, L.G., Pondella, D.J., and Horn, M.H. 2006. The ecology of marine fishes: California and adjacent waters. University of California Press, Los Angeles.

Alverson, D.L. and Chatwin, B.M. 1957. Results from tagging experiments on a spawning stock of petrale sole, *Eopsetta jordani* (Lockington). J. Fish. Board Can. 14(6), 953-974.

Anderson, S.C., Dunic, J.C., Keppel, E.A., and Edwards, A.M. 2024. A data synopsis for British Columbia groundfish: 2022 data update. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3624: viii + 267 p.

Anderson, S.C., Keppel, E.A., et Edwards, A.M. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

Anderson, S. C., Keppel, E. A., and Edwards, A. M. 2020. Reproducible visualization of raw fisheries data for 113 species improves transparency, assessment efficiency, and monitoring. Fisheries. 45(10), 535-543.

Barrett, T.J., Marentette, J.R., Forrest, R.E., Anderson, S.C., Holt, C.A., Ings, D.W., et Thiess, M.E. 2024. Considérations techniques relatives à l'état des stocks et aux points de référence limites dans le cadre des dispositions relatives aux stocks de poissons. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc de rech. 2024/029. v + 66 p.

Birtwell, I.K., Wood, M., and Gordon, D.K. 1984. Fish diets and benthic invertebrates in the estuary of the Somass River, Port Alberni, British Columbia. Can. Manuscript Rep. Fish. Aquat. Sci. 1799.

Boldt, J.L., Joyce, E., Tucker, S., and Gauthier, S. (Eds.). 2023. State of the physical, biological and selected fishery resources of Pacific Canadian marine ecosystems in 2022. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3542: viii + 312 p.

Carvalho, F., Punt, A.E., Chang, Y.J., Maunder, M.N., and Piner, K.R., 2017. Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments?. Fisheries Research, 192, 28-40.

Castillo, G.C., Li, H.W., and Golden, J. T. 1994. Environmentally induced recruitment variation in petrale sole, *Eopsetta jordani*. Fishery Bulletin, 92(3), 481-493.

Chen, Y., Chen, L., and Stergiou, K.I. 2002. Impacts of data quantity on fisheries stock assessment. Aquatic Sciences, 65, 92-98.

Clark, W. G. 1999. Effects of an erroneous natural mortality rate on a simple age-structured stock assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 56(10), 1721-1731.

Cox, S.P., Kronlund, A.R., Lacko, L., et Jones, M. 2023. Un modèle opérationnel révisé pour la morue charbonnière en Colombie Britannique, Canada en 2016. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/023. viii + 141 p.

Edwards, A.M., Berger, A.M., Grandin, C.J. and Johnson, K.F. 2022. Status of the Pacifc Hake (whiting) stock in U.S. and Canadian waters in 2022. Prepared by the Joint Technical Committee of the U.S. and Canada Pacifc Hake/Whiting Agreement, National Marine Fisheries Service and Fisheries and Oceans Canada. 238 p.

Fargo, J. 1999. Flatfish Stock Assessments for the west coast of Canada for 1998 and Recommended Yield Options for 1999. DFO. Can. Stock. Assess. Sec. Res. Doc. 1999/17.

Francis, R.C. 2016. Growth in age-structured stock assessment models. Fisheries Research, 180, 77-86.

Haltuch, M.A., Tolimieri, N., Lee, Q., and Jacox, M.G. 2020. Oceanographic drivers of petrale sole recruitment in the California Current Ecosystem. Fisheries Oceanography, 29, 122–136.

Hamel, O.S. 2015. A method for calculating a meta-analytical prior for the natural mortality rate using multiple life history correlates. ICES Journal of Marine Science, 72(1), 62-69.

Hamel, O.S., and Cope, J.M. 2022. Development and considerations for application of a longevity-based prior for the natural mortality rate. Fisheries Research, 256, 106477.

Hilborn, R., and Walters, C. J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman and Hall, New York. 570 pp

Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R., and Krishka, B. 2016. Stock Assessment and Harvest Advice for Rock Sole (*Lepidopsetta* spp.) in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/009. ix + 256 p.

Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., and Ono, K. 2015. Looking in the rear-view mirror: bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. ICES Journal of Marine Science, 72(1), 99-110.

Johnson, S.D.N., Cox, S.P., Holt, K.R., Lacko, L.C., Kronlund, A.R. et Rooper, C.N. 2025. État du stock et rendement de la procédure de gestion pour la pêche de la morue charbonnière (*Anoplopoma fimbria*) en Colombie Britannique en 2022 2023. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/072. vi + 144 p.

Kravitz, M.J., Pearcy, W.G., and Guin, M.P. 1977. Food of five species of co-occurring flatfishes on Oregon's continental shelf. Fishery Bulletin, 74(4), 984–990.

Ketchen, K. S., and Forrester, C. R. 1966. Population dynamics of the Petrale Sole, *Eopsetta jordani*, in waters off western Canada (No. 153). Fisheries Research Board of Canada.

Love, M. 1996. Probably more than you want to know about the fishes of the Pacific Coast. Really Big Press, Santa Barbara, California.

Love, M.S., 2011. Certainly more than you want to know about the fishes of the Pacific Coast: a postmodern experience. Really Big Press, Santa Barbara, California.

Magnusson, A., and Hilborn, R. 2007. What makes fisheries data informative?. Fish and Fisheries, 8(4), 337-358.

Marentette, J.M., Barrett, T.J., Ings, D.W., Thiess, M.E., and Olmstead M. 2022. Proceedings of the Limit Reference Points and the Fish Stocks Provisions: Joint Technical Expertise in Stock Assessment (TESA) / National Operational Guidelines (NOG) Task Force Virtual Workshop, November 29-December 3, 2021. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3515: vii + 66 p.

Maunder, M. N., Sibert, J. R. Fonteneau, A., Hampton, J., Kleiber, P., and Harley, S. J. 2006. Interpreting catch per unit effort data to assess the status of individual stocks and communities. ICES Journal of Marine Science, 63, 1373e1385.

Maunder, M. N., Hamel, O. S., Lee, H. H., Piner, K. R., Cope, J. M., Punt, A. E., Ianelli, J.N., Castillo-Jordán, C., Kapur, M.S., and Methot, R. D. 2023. A review of estimation methods for natural mortality and their performance in the context of fishery stock assessment. Fisheries Research, 257, 106489.

McGarvey, R., Methot, R.D., Punt, A.E., Matthews, J.M., Taylor, I.G., Feenstra, J.E., and Doering, K. 2024. Performance gains from incorporating dynamic numbers by length-within-age in fishery assessment models. Fisheries Research, 276, 107039.

Methot Jr, R. D., and Wetzel, C. R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.

Methot, R. D., Wetzel, C. R., Taylor, I. G., and Doering, K. 2020. Stock synthesis user manual: version 3.30. 15.

Miller, T. J., and Brooks, E. N. 2021. Steepness is a slippery slope. Fish and Fisheries, 22(3), 634-645.

Mohn, R., 1999. The retrospective problem in sequential population analysis: an investigation using cod fishery and simulated data. ICES Journal of Marine Science, 56(4), 473-488.

Monnahan, C.C. 2018. adnuts: No-U-Turn MCMC Sampling for 'ADMB' and 'TMB' Models. R package version 1.1.2.

Monnahan, C.C. 2024. Toward good practices for Bayesian data-rich fisheries stock assessments using a modern statistical workflow. Fisheries Research, 275.

Monnahan, C.C and Kristensen, K.. 2018. No-u-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the Adnuts and Tmbstan r Packages. PloS One, 13(5).

MPO. 2009. Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution. En ligne – date de la dernière modification : 2009-03-23.

MPO. 2016. Lignes directrices sur la prestation de mises à jour et d'avis scientifiques pour les évaluations pluriannuelles. Secr. can. des avis sci. du MPO, Avis sci. 2 2016/020.

MPO. 2024a. Groundfish Integrated Fisheries Management Plan 2024/25. 23-2317. 349 p.

MPO. 2024b. Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) de la Colombie-Britannique en 2023. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Avis sci. 2024/012.

Myers, R.A., Bowen, K.G., and Barrowman, N.J. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 56, 2404–2419.

Pearsall, I.A., and Fargo, J.J. 2007. Diet composition and habitat fidelity for groundfish in Hecete Strait, British Columbia. Canadian Technical Report of Fisheries Aquatic Sciences.

Pedersen, N.G. 1975. Recent investigations of Petrale Sole off Washington and British Columbia. Wash. Dept. Fish. Tech. Rept. 17372

Piner, K.R., Lee, H.H., and Maunder, M. N. 2016. Evaluation of using random-at-length observations and an equilibrium approximation of the population age structure in fitting the von Bertalanffy growth function. Fisheries Research, 180, 128-137.

Powell, A., Clarke, M. E., Haltuch, M. A., Fruh, E., Anderson, J., Whitmire, C. E., and Johnson, M.M. 2022. First autonomous underwater vehicle observations of a potential Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) spawning aggregation off the US West Coast. Frontiers in Marine Science, 9, 834839.

Punt, A.E., Castillo-Jordán, C., Hamel, O.S., Cope, J.M., Maunder, M.N., and Ianelli, J.N. 2021. Consequences of error in natural mortality and its estimation in stock assessment models. Fisheries Research, 233, 105759.

Reilly, P.N., Wilson-Vandenberg, D., Lea, R.N., Wilson, C., and Sullivan, M. 1994. Recreational angler's guide to the common nearshore fishes of Northern and Central California. California Department of Fish; Game.

Santa Cruz, F., Parada, C., Haltuch, M., Wallace, J., Cornejo-Guzman, S., and Curchitser, E. 2023. Petrale sole transboundary connectivity and settlement success: a biophysical approach. Frontiers in Marine Science, 10, 1155227.

Starr, P.J. 2009. Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) in British Columbia, Canada: Stock Assessment for 2006/07 and Advice to Managers for 2007/08. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/070. v + 134 p.

Starr, P.J. and Fargo, J. 2004. Petrale sole stock assessment for 2003 and recommendations for management in 2004. DFO. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/036. ii + 86 p.

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

Starr, P.J. et Haigh, R. 2022. Évaluation du stock de bocaccios (*Sebastes paucispinis*) de la Colombie-Britannique en 2019 et lignes directrices relatives à l'élaboration de plans de rétablissement. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/001. vii + 324 p.

Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. Évaluation du stock de sébaste canari (*Sebastes pinniger)* de la Colombie-Britannique en 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.

Stewart, I. J., and Hamel, O. S. 2014. Bootstrapping of sample sizes for length-or age-composition data used in stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 71(4), 581-588.

Taylor, I.G., Gertseva, V., and Tolimieri, N. 2023. Status of petrale sole (*Eopsetta jordani*) along the U.S. West Coast in 2023. Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon. 174 p.

Taylor, I.G., Doering, K.L., Johnson, K.F., Wetzel, C.R., Stewart, I.J. 2021. Beyond visualizing catch-at-age models: Lessons learned from the r4ss package about software to support stock assessments. Fisheries Research, 239, 103924.

Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G., and Hewitt, D.A. 2015. Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species. ICES Journal of Marine Science 72(1), 82–92.

Thorson, J.T., Jensen, O.P., and Zipkin, E.F. 2014. How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 71(7), 973-983.

Trijoulet, V., Albertsen, C.M., Kristensen, K., Legault, C.M., Miller, T.J. and Nielsen, A. 2023. Model validation for compositional data in stock assessment models: calculating residuals with correct properties. Fisheries Research, 257, 106487.

Vehtari, A., Gelman, A., Simpson, D., Carpenter, B. and Bürkner, P.C. 2021. Rank-normalization, folding, and localization: An improved Rˆfor assessing convergence of MCMC (with discussion). Bayesian analysis, 16(2), 667-718.

Wald, A. and Wolfowitz, J., 1940. On a test whether two samples are from the same population. The Annals of Mathematical Statistics, 11(2), 147-162.

Waterhouse, L., Sampson, D.B., Maunder, M., and Semmens, B.X. 2014. Using areas-as-fleets selectivity to model spatial fishing: Asymptotic curves are unlikely under equilibrium conditions. Fisheries Research. 158, 15-25.

Wetzel, C.R. 2019. Status of petrale sole (*Eopsetta jordani*) along the US west coast in 2019. Pacific Fishery Management Council, 7700.

Yin, Y. and Sampson, D.B. 2004. Bias and precision of estimates from an age-structured stock assessment program in relation to stock and data characteristics. North American Journal of Fisheries Management, 24(3), 865-879.

ANNEXE A. HISTORIQUE DE LA PÊCHE ET DES PRISES

A.1. HISTORIQUE DE LA PÊCHE

A.1.1. Des années 1930 aux années 1960

Ketchen et Forrester (1966) fournissent un historique détaillé des premières années de la pêche de la plie de Californie en Colombie-Britannique, que nous récapitulons dans cette section.

À partir des années 1930, les chalutiers américains et canadiens ont commencé à cibler la plie de Californie dans les eaux de la Colombie-Britannique. Au début des années 1930, la flotte canadienne est restée à proximité des ports du sud de la Colombie-Britannique dans le détroit de Georgia, tandis que la flotte américaine dans l'État de Washington est demeurée au sud de la frontière canado-américaine.

En 1938, les navires américains et canadiens avaient étendu leurs opérations à la côte ouest inférieure de l'île de Vancouver (zone 3C), le banc Swiftsure, l'entrée du détroit de Juan de Fuca et le banc La Pérouse étant les zones les plus exploitées. La pêche au chalut pendant cette période était axée sur les poissons de consommation, la plie de Californie étant l'espèce la plus couramment ciblée en raison de sa taille relativement grande et de son prix élevé par rapport à la plupart des autres espèces de poissons plats.

Entre 1938 et 1943, la pêche de la plie de Californie dans les parties sud de la zone 3C s'est intensifiée et les navires ont commencé à se déplacer vers le nord en remontant la côte de l'île de Vancouver. Cette pêche accrue est en grande partie attribuable à la flotte de chalutiers américains. Pendant que la flotte canadienne pêchait la plie de Californie dans ces zones, la majorité des prises de cette espèce au cours de cette période ont été capturées par la plus grande flotte américaine (figure A-1).

En 1944, la pêche s'était étendue à la zone 3D dans le nord de l'île de Vancouver. Au cours des années suivantes, les flottes canadienne et américaine ont continué à s'étendre vers le nord dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate, jusqu'à la frontière de l'Alaska. Les prises de plie de Californie ont atteint un sommet en 1948, avec des prises particulièrement élevées cette année-là en raison de la découverte d'une zone de pêche très productive dans la partie sud de la zone 5D.

Entre 1949 et 1953, on a observé une baisse des prises de plie de Californie pour les flottes canadiennes et américaines dans les eaux canadiennes, la baisse étant la plus marquée pour la flotte canadienne.

En mars 1953, des navires américains ont découvert des concentrations denses de regroupements de reproducteurs hivernaux de plie de Californie dans la zone 3D à des profondeurs de 170 à 250 mètres. Avant 1953, les activités de pêche de la plie de Californie étaient limitées aux zones relativement peu profondes (moins de 183 m) du printemps au début de l'automne, lorsque les poissons n'étaient pas en état de frayer. La flotte américaine a pêché intensivement ces concentrations en eaux profondes jusqu'à l'hiver 1957-1958, période à laquelle une entente internationale a été conclue entre le Canada et les États-Unis en vue de mettre fin à la pêche hivernale, en particulier celle de la plie de Californie. La flotte canadienne n'a pas participé à la pêche en eaux profondes de la plie de Californie pendant les années 1950. Au lieu de cela, elle a continué à pêcher dans des habitats moins profonds pendant les mois d'été.

En 1962, les prises de plie de Californie en Colombie-Britannique, ainsi que le long de la côte américaine au sud, avaient considérablement diminué par rapport aux années 1940, et la plie de Californie était moins souvent ciblée en raison des faibles taux de prises.

A.1.2. Des années 1960 à 1995

Tout au long des années 1960 et jusque dans les années 1970, l'abondance de la plie de Californie a continué d'être perçue comme étant faible par rapport aux années 1940 (Pedersen 1975), et les prises sont demeurées plus faibles qu'à la période précédente. En 1967, l'accord entre le Canada et les États-Unis interdisant la pêche hivernale a pris fin (Sampson et Lee 1999, cité dans Haltuch *et al*. 2013). Les navires américains ont continué à pêcher la plie de Californie dans les eaux canadiennes jusqu'en 1977, année à laquelle ils ont été exclus en raison de l'établissement de la zone d'exclusion économique (ZEE) canadienne de 200 milles marins le 1er janvier 1977.

Les débarquements de plie de Californie ont augmenté dans les années 1980 et au début des années 1990. Une augmentation des prises au cours de cette période a été observée pour plusieurs espèces de poissons de fond en prévision d'une gestion par quotas individuels transférables (QIT). L'attribution de quotas d'espèces aux titulaires de permis individuels était en partie fondée sur les débarquements au cours de la période de référence de 1988 à 1992.

Des restrictions saisonnières et des limites par sortie ont été utilisées en vue de réduire la pression de la pêche sur les regroupements de reproducteurs de plie de Californie tout au long des années 1980 et au début des années 1990 (tableau A.1). Seules les prises accidentelles de plie de Californie ont été autorisées entre le 1er janvier et le 31 mars, avec des limites par sortie pour les prises accidentelles pendant cette période. La pêche ciblée sans limite de sortie a été autorisée après le 31 mars. Les limites des sorties hivernales ont été considérablement réduites à partir de 1992. Entre 1982 et 1991, les limites par sortie variaient entre 15 t et 20 t. Elles ont été réduites à 4,5 t à compter de 1992.

Il est considéré que les limites par sortie à la fin des années 1980 et au début des années 1990 ont influencé le comportement des pêcheurs. Les pêcheurs au chalut ont jugé que les limites étaient trop restrictives en raison des forts taux de prises de la plie de Californie, ce qui a mené à ce qu'une partie des prises de celle-ci soient placées dans les bacs de limande-sole au moment des débarquements (Brian Mose, Canadian Groundfish Research and Conservation Society, comm. pers.). Cette erreur de déclaration aurait entraîné une sous-estimation des prises de plie de Californie à compter de la fin des années 1980 jusqu'à l'introduction d'observateurs en mer en 1996 (Brian Mose, comm. pers.).

A.1.3. De 1996 à aujourd'hui

Entre janvier 1996 et mars 1997, aucune pêche dirigée de la plie de Californie n'a été permise, peu importe le mois. Bien que les plans de gestion indiquent que des limites mensuelles de prises accessoires de plie de Californie seraient appliquées, la valeur de ces limites n'est pas documentée dans les plans de gestion.

L'introduction des QIT en 1996 a mené à l'établissement du premier total autorisé des captures (TAC) pour la plie de Californie sur l'ensemble de la côte (zones 3CD, 5A-E) pour l'année de pêche 1997-1998, qui a été fixé à 479 t. Une série d'augmentations du TAC a porté le TAC à 900 t à compter de l'année de pêche 2014-2015 (tableau A.1). Le TAC est demeuré à 900 t depuis.

Tableau A – 1. Résumé des limites de prises saisonnières, des limites par sortie ou des mesures de gestion du TAC appliquées à la plie de Californie.

Année	Type	Mesures de gestion	TAC
1957–1967 *Du 1er janv. au 1er déc.* *Année de pêche*	Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche	Aucun débarquement dirigé des regroupements hivernaux de plie de Californie du 20 déc. au 15 avr. Les prises accessoires de plie de Californie peuvent atteindre 1 360 kg (3 000 lb) par sortie, jusqu'à un maximum de deux sorties par mois pendant la période de fermeture.	-
1967–1979		Aucune information pour cette période.	-
1979–1980	TAC Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche	Limites par sortie de 1,4 t (3 100 lb) pour les prises accessoires entre le 1er janvier et le 15 avril. Pêche ciblée autorisée après le 15 avril jusqu'à un quota annuel maximal de 50 t pour les zones 3CD.	500 t
1981	TAC Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche	Maximum de 100 t du quota annuel autorisé dans les zones 3CD en tant que prises accessoires entre le 1er janvier et le 15 avril, avec une limite de sortie par navire de 6,8 t (15 000 lb). Par la suite, un quota de 500 t dans les zones 3CD a été autorisé comme pêche ciblée.	600 t
1982	Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche Sorties	Les prises accidentelles de plie de Californie ont été autorisées à l'échelle de la côte entre le 1er janvier et le 31 mars, avec une limite de 15 t (33 100 lb) de prises accidentelles par bateau, jusqu'à un maximum de deux sorties par mois pendant cette période. Pêche ciblée autorisée après le 31 mars.	-
1983–1986	Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche Sorties	Seules les prises accessoires de plie de Californie sont autorisées entre le 1er janvier et le 31 mars, avec une limite de 20 t (44 100 lb) de prises accessoires par navire, jusqu'à un maximum de deux sorties par mois pendant cette période. Pêche ciblée autorisée après le 31 mars.	-
1987–1991	Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche	Limite autorisée, par sortie, de prises de plie de Californie de 20 t (44 100 lb) par bateau entre le 1er janvier et le 31 mars. Pêche ciblée autorisée après le 31 mars.	-
1992–1995	Limite saisonnière Limites associées aux sorties de pêche Limite autorisée par permis	Limite autorisée, par sortie, de prises de plie de Californie de 4,5 t (10 000 lb) par navire entre le 1er janvier et le 31 mars. Pêche ciblée autorisée après le 31 mars.	-

Année	Type	Mesures de gestion	TAC
1996-1997 *De janv. 1996 à mars 1997* *Année de pêche*	Limite de pêche	Seules les prises accidentelles de plie de Californie sont autorisées. Le plan de gestion indiquait qu'une limite des prises accessoires par mois civil devait être déterminée pour la plie de Californie, mais que les valeurs réelles n'étaient pas indiquées dans le plan; les valeurs étaient possiblement précisées dans les conditions de permis.	-
De 1997-1998 à 2003-2004 *Du 1er avril au 31 mars* *Année de pêche*	TAC Limite de pêche	TAC pour les zones 3CD, 5A-E. Limite de 200 lb de plie de Californie par mois dans la zone 4B (détroit de Georgia).	479 t
2004-2005 à 2006–2007	TAC Limite de pêche	TAC pour les zones 3CD, 5A-E. Limite de 200 lb de plie de Californie par mois dans la zone 4B (détroit de Georgia).	600 t
2007–2008 à 2013–2014 *Remarque : 2008-2009 a été la première année de pêche allant du 21 fév. au 20 fév.*	TAC Limite de pêche	TAC pour les zones 3CD, 5A-E. Limite de 200 lb de plie de Californie par mois dans la zone 4B (détroit de Georgia).	700 t
2012-2013 à 2013–2014	TAC Limite de pêche	TAC pour les zones 3CD, 5A-E. Limite de 200 lb de plie de Californie par mois dans la zone 4B (détroit de Georgia).	750 t
2014–2015 à 2023–2024	TAC Limite de pêche	TAC pour les zones 3CD, 5A-E. Limite de 200 lb de plie de Californie par mois dans la zone 4B (détroit de Georgia).	900 t

A.2. DONNÉES SUR LES PRISES

La figure A -1 montre les séries chronologiques des prises utilisées dans la présente évaluation du stock, séparées par flotte de pêche (Canada et États-Unis). Les tendances propres à la zone et aux engins dans les prises canadiennes sont illustrées à la figure A-2, tandis que la répartition spatiale des captures par unité d'effort au cours des dernières années (après 1996) est illustrée à la figure A-3. Presque toutes les prises de plie de Californie sont réalisées dans le cadre des pêches au chalut de fond (figure A-2); cependant, une petite quantité est parfois pêchée au moyen d'autres types d'engins. Les prises dans la zone de gestion 4B du MPO (détroit de Georgia) ont toujours été faibles et sont concentrées à quelques endroits dans les parties les plus septentrionales et méridionales de la zone depuis 1996 (figures A-2 et A-3). Nous ne présentons pas de statistiques sur les prises pour la zone 4B au-delà de ces chiffres, mais il convient de noter que Starr (2009) a résumé les données disponibles jusqu'en 2006. Les prises ont été pour la plupart inférieures à 1 tonne par année dans cette zone depuis les années 1990.

A.2.1. Prises conservées

Les sources de données sur les prises conservées pour la plie de Californie varient au fil du temps et entre les flottes de pêche canadiennes et américaines. Certaines prises historiques utilisées dans la présente évaluation, y compris les prises antérieures à 1954 et celles des

navires américains pêchant dans les eaux canadiennes, ne sont pas archivées dans les bases de données du MPO. Dans ces cas, nous utilisons les valeurs des prises tirées de rapports publiés précédemment, qui sont toutes reproduites dans la présente annexe (p. ex. tableaux A-2 et A-3). Nous divisons la description des données sur les prises en trois périodes différentes ci-dessous en fonction des sources de données disponibles pour chaque période.

A.2.1.1. De 1938 à 1953

Les valeurs des prises conservées de 1938 à 1953 sont tirées de Ketchen et Forrester (1966). La collecte de statistiques sur les prises pour cette période date d'avant la création de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP) en 1956, date à laquelle un accord a été conclu entre le Canada et les États-Unis sur la définition des zones statistiques ainsi que sur les mécanismes de partage des données entre les pays. Par conséquent, Ketchen et Forrester (1966) se sont appuyés sur diverses sources d'information pour compiler les estimations des prises pour cette période, y compris des résumés des prises régionales, des communications personnelles, le remplissage visant à attribuer les prises à des zones statistiques en fonction de la répartition de l'effort, et/ou des reconstitutions des prises de plie de Californie fondées sur les registres des « débarquements de plies ». Bien que les méthodes utilisées dans chaque zone soient décrites dans Ketchen et Forrester (1966), la documentation insuffisant ne permet pas une reproduction. Par conséquent, les statistiques sur les prises de cette période sont considérées comme informatives des tendances temporelles générales, mais très incertaines.

D'après les tableaux des prises présentés dans Ketchen et Forrester (1966), nous avons compilé les estimations des prises conservées de plie de Californie dans les eaux canadiennes pour la période allant de 1938 à 1953 (tableau A-2). Bien que nous n'utilisions que les prises totales à l'échelle de la côte des flottes américaine et canadienne combinées pour ajuster le modèle actuel d'évaluation du stock, nous fournissons les prises par flotte et par zone statistique dans le tableau A-2.

A.2.1.2. De 1954 à 1995

Les prises conservées des pêches canadiennes pendant cette période sont archivées par l'Unité des données sur le poisson de fond (Pêches et Océans Canada, Direction des sciences, région du Pacifique) et stockées dans la base de données GFCatch (chalut et casiers) et la base de données PACHARVHL (lignes et hameçons). Nous avons utilisé le paquet gfdata du progiciel R pour extraire les prises de GFcatch. Le paquet gfdata, qui a été développé comme un outil reproductible permettant de soutenir le rapport de synthèse des données sur le poisson de fond (Anderson et al. 2019); il convient cependant de noter que seuls les utilisateurs ayant accès au réseau de la station biologique du Pacifique et disposant des autorisations nécessaires pour accéder aux bases de données sur le poisson de fond peuvent extraire des données. Des descriptions détaillées des requêtes de la base de données utilisées pour extraire les données sur les prises sont disponibles à l'annexe C d'Anderson *et al*. 2019.

Les prises conservées des pêches américaines entre 1954 et 1976 provenaient de Fargo (1999; tableau A-3). Fargo (1999) a fourni des tableaux de prises distincts pour la zone 3C et le reste de la côte de la Colombie-Britannique (zones 3D, 5A-D), d'après son hypothèse selon laquelle il y aurait deux populations distinctes de plie de Californie en Colombie-Britannique. Les prises ont été présentées en tant que prises totales (flottes américaine et canadienne combinées) et prises de la flotte canadienne uniquement, ce qui nous a permis de calculer les prises de la flotte américaine comme étant la différence entre les deux. Il s'agit de la même source qui a été utilisée dans l'évaluation précédente de la plie de Californie (Starr 2009). Bien que Fargo (1999) ait résumé les prises remontant jusqu'en 1944, nous nous sommes appuyés sur les estimations des prises américaines préalable à 1954 de Ketchen et Forrester (1966)

décrites ci-dessus, et n'avons utilisé que les prises américaines de Fargo à partir de 1954. Une comparaison des estimations des prises américaines de 1944 à 1953 tirées de Fargo (1999) et de Ketchen et Forrester (1966) a montré une forte concordance pour presque toutes les années.

Fargo (1999) a signalé des prises nulles dans les pêches américaines dans les eaux canadiennes à partir de 1977, ce qui coïncide avec la mise en œuvre de la ZEE de 200 milles marins du Canada en 1977 et la fin de la pêche américaine dans les eaux canadiennes.

A.2.1.3. De 1996 à 2023

Comme pour la période précédente, les estimations des prises conservées pour cette période sont archivées dans des bases de données relationnelles par l'Unité des données sur le poisson de fond. Les valeurs des prises conservées pour la période de 1996 à 2007 sont conservées dans la base de données PacHarvest (chalut), la base de données PACHARVSABLE (casiers et palangres) et la base de données PACHARVHL (lignes et hameçons). Les prises de tous les types d'engins pour la période 2007-2023 sont conservées dans la base de données GFFOS. On a également utilisé le paquet gfdata du progiciel R mentionné ci-dessus pour extraire les données sur les prises de 1966 à 2023, avec des descriptions détaillées des méthodes documentées à l'annexe C d'Anderson *et al*. 2019.

A.2.2. Prises rejetées

Les valeurs des prises rejetées de 1996 à 2023 ont été tirées de la base de données GFFOS à l'aide du paquet gfdata du logiciel R. Les poids des rejets déclarés sont considérés comme non fiables avant le début de la présence à 100 % des observateurs pour la pêche au chalut de fond en 1996. On a estimé les rejets avant 1996 en appliquant le ratio moyen des rejets (quantité de rejets divisée par la quantité débarquée) entre 1996 et 2023 aux valeurs des prises débarquées pour toutes les années précédentes. Le ratio moyen utilisé était de 5,5 %.

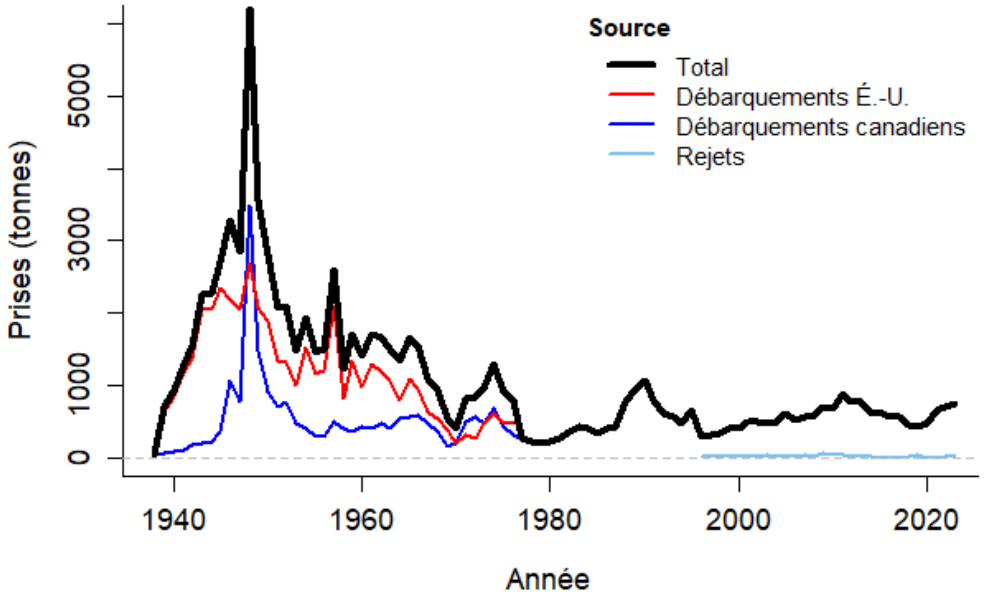


Figure A - 1. Prises de plie de Californie (en tonnes) de 1938 à 2023.

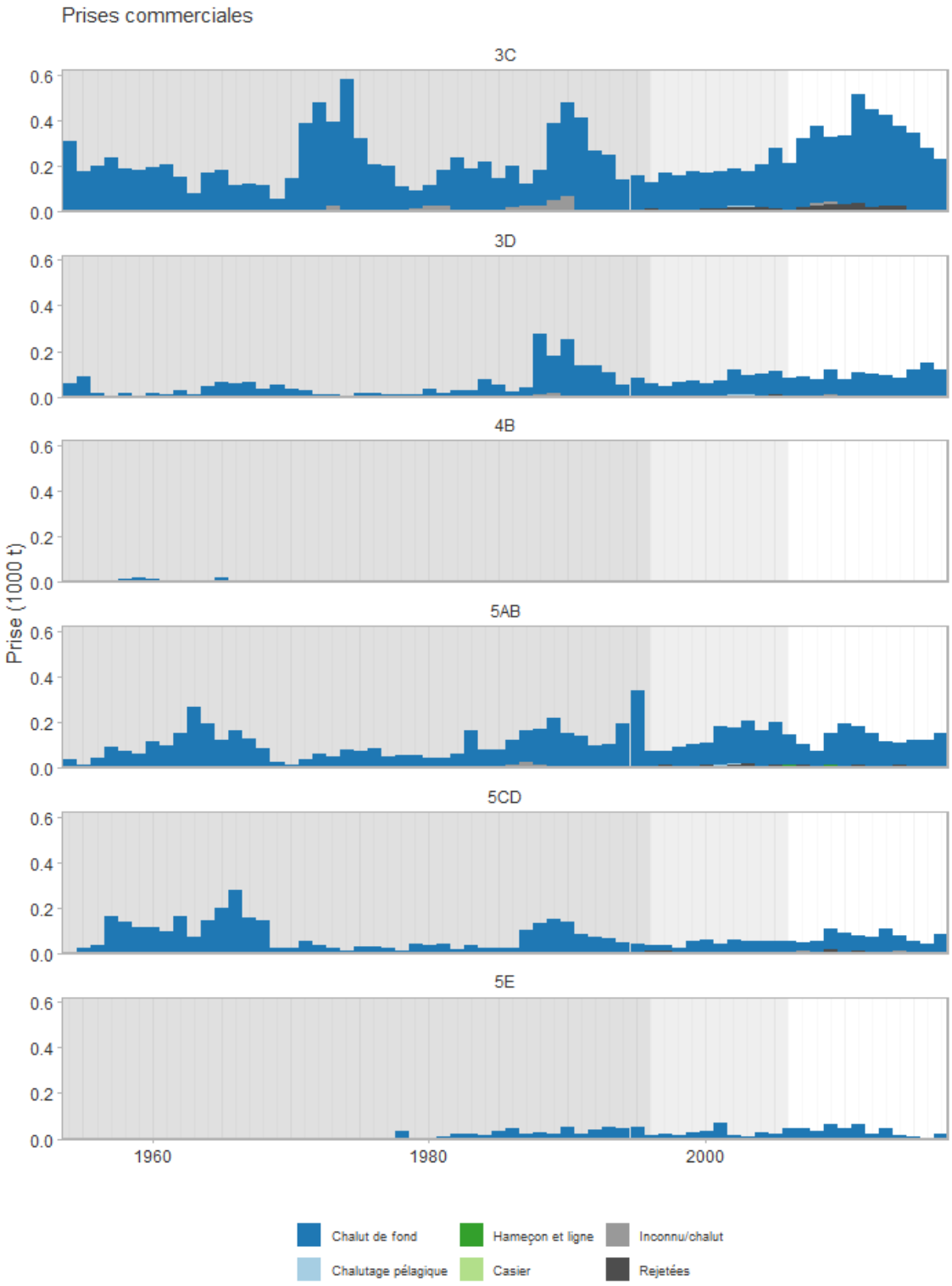


Figure A - 2. Prises de plie de Californie par zone et type d'engin, de 1954 à 2023.

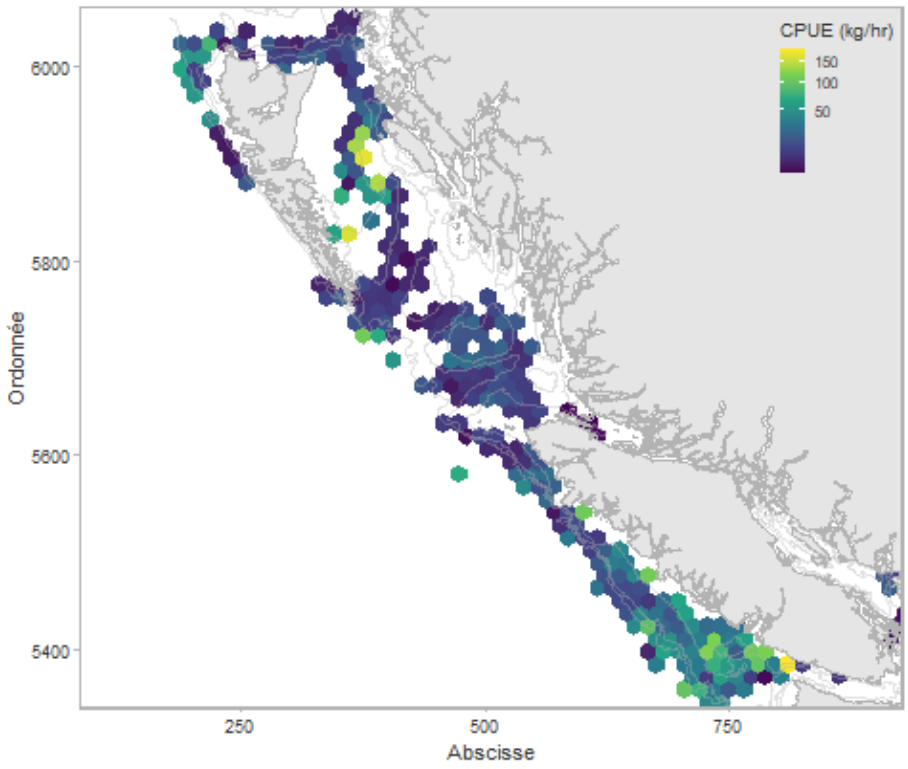


Figure A - 3. Moyenne des captures par unité d'effort (CPUE; kg/h) de plie de Californie dans l'espace de 1996 à 2023.

Tableau A - 2. Estimations des prises conservées pour les navires canadiens et américains pêchant dans les eaux canadiennes de 1938 à 1953. Tiré de Ketchen et Forrester (1966).

Année	Flotte canadienne de chalutiers					Flotte américaine de chalutiers					Total Canada + États-Unis
	3C	3D	5AB	5CD	Total	3C	3D	5AB	5CD	Total	
1938	45	0	0	0	45	0	0	0	0	0	45
1939	68	0	0	0	68	640	0	0	0	640	708
1940	91	0	0	0	91	844	0	0	0	844	934
1941	113	0	0	0	113	1 197	0	0	0	1 197	1 311
1942	181	0	0	0	181	1 379	0	0	0	1 379	1 560
1943	204	0	0	0	204	2 059	0	0	0	2 059	2 263
1944	181	45	0	0	227	1 307	454	303	0	2 063	2 290
1945	163	97	87	20	366	555	174	1 447	174	2 349	2 715
1946	366	183	341	194	1 084	540	440	916	299	2 195	3 279

Année	Flotte canadienne de chalutiers					Flotte américaine de chalutiers					Total Canada + États-Unis
	3C	3D	5AB	5CD	Total	3C	3D	5AB	5CD	Total	
1947	119	56	124	487	787	508	413	862	281	2 064	2 850
1948	627	71	312	2 483	3 493	693	872	608	527	2 700	6 193
1949	502	95	172	716	1 486	676	221	257	927	2 081	3 566
1950	492	147	130	157	926	362	546	439	542	1 890	2 816
1951	293	81	104	242	719	501	224	222	400	1 347	2 067
1952	528	87	80	82	777	419	178	225	492	1 315	2 092
1953	380	13	49	30	472	367	222	401	16	1 007	1 479

Tableau A - 3. Estimations des prises conservées pour les navires américains pêchant dans les eaux canadiennes de 1954 à 1976. Tiré de Fargo (1999). Il convient de noter que les prises sont déclarées pour la zone 3C nord dans Fargo (1999), qui correspond à la partie canadienne de la zone 3C de la CPMP avec le cap Flattery retiré.

Année	Flotte américaine de chalutiers		
	3C[1]	3D5ABCD	Total
1954	385	1 141	1 526
1955	273	890	1 163
1956	412	804	1 216
1957	429	1 671	2 100
1958	465	367	832
1959	913	428	1 341
1960	800	187	987
1961	953	358	1 311
1962	715	472	1 187
1963	592	492	1 084
1964	389	408	797
1965	540	557	1 097
1 066	422	528	950
1967	155	480	635
1968	123	439	562
1969	90	297	387
1970	56	149	205
1971	157	162	319
1972	135	135	270
1973	124	354	478
1974	218	408	626
1975	170	318	488
1976	281	197	478

RÉFÉRENCES CITÉES

Anderson, S.C., Keppel, E.A., et Edwards, A.M. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

Fargo, J. 1999. Flatfish Stock Assessments for the west coast of Canada for 1998 and Recommended Yield Options for 1999. DFO. Can. Stock. Assess. Sec. Res. Doc. 1999/17. 51 p.

Haltuch, M. A., Ono, K., and Valero, J. L. 2013. Status of the U.S. petrale sole resource in 2012. Portland, OR: Pacific Fishery Management Council.

Ketchen, K.S., and C.R. Forrester. 1966. Population dynamics of Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) in waters off western Canada. Fish. Res. Board. Can. Bull. 153: 95 p.

Pedersen, N.G. 1975. Recent investigations of Petrale Sole off Washington and British Columbia, Wash. Dept. Fish. Tech. Rept. 17372

Sampson, D., and Lee, Y. 1999. An assessment of the stocks of petrale sole off Washington, Oregon, and Northern California in 1998. Pacific Fishery Management Council, 7700 Ambassador Place NE, Suite 200, Portland, OR 97220.

Starr, P.J. 2009. Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) in British Columbia, Canada: Stock Assessment for 2006/07 and Advice to Managers for 2007/08. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/070. V + 134 p.

ANNEXE B. ANALYSES BIOLOGIQUES

B.1. MODÈLE DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY

Nous avons utilisé un modèle de croissance de von Bertalanffy pour caractériser la longueur moyenne selon l'âge :

$$\hat{L}_{s,a} = L_{\infty_s}\left(1 - E^{-k_s\left(At_{0_s}\right)}\right)$$

Eq. B-1

où A représente l'âge, s désigne le sexe, et L_{∞_s}, k_s, and t_{0_s} représentent les paramètres de croissance selon le sexe de von-Bertalanffy. Le modèle a également estimé un coefficient de variation de la longueur selon l'âge pour chaque sexe (CV_s). Le modèle a été ajusté aux données dans le progiciel Template Model Builder (TMB; Kristensen *et al*. 2016) au moyen d'une fonction de log-vraisemblance robuste qui supposait une densité de probabilité mixte de la distribution normale et de la distribution de t pour la longueur selon l'âge :

$$LL = \sum_i log\left(\frac{\left((1.)\phi\left(\frac{L_{s_i,A_i} - \hat{L}_{s_i,A_i}}{CV_{s_i}\hat{L}_{s_i,A_i}}\right) + p\psi\left(\frac{L_{s_i,A_i} - \hat{L}_{s_i,A_i}}{CV_{s_i}\hat{L}_{s_i,A_i}}\right)\right)}{CV_{s_i}\hat{L}_{s_i,A_i}}\right)$$

Eq. B-2

où i représente une observation individuelle du poisson, ϕ désigne la fonction de densité des probabilités (fdp) de la normale standard, ψ denotes the pdf of the t-distribution with 3 degrees of freedom, and p dénote la fdp de la distribution de t avec 3 degrés de liberté, et p désigne le mélange de la distribution de t à la distribution normale et a été fixé à 0,05. Afin d'éviter une sensibilité aux valeurs aberrantes dans les données sur la longueur et l'âge, une distribution robuste a été appliquée.

Toutes les paires disponibles d'observations de longueur et d'âge provenant des relevés ont été utilisées pour l'estimation des paramètres, sans distinction de l'année ou de la série de relevé. Les ajustements et les paramètres estimés du modèle pour le stock de plie de Californie sur l'ensemble de la côte (zones 3CD, 5ABCDE combinées), que nous avons utilisés pour l'évaluation du stock, sont indiqués dans la Figure B - 1 et le Tableau B - 1. On estime que les femelles atteignent une taille plus grande que les mâles.

En plus de l'ajustement du modèle à l'échelle de la côte, nous avons examiné la variation des estimations des paramètres entre les modèles et les unités spatiales plus petites (Figure B - 2; côte ouest de l'île de Vancouver = zones 3CD, bassin de la Reine-Charlotte = zones 5AB, détroit d'Hécate = zones 5CD). La taille des échantillons selon l'âge pour la côte ouest de Haida Gwaii (zone 5E) n'était pas assez grande pour que l'on puisse estime de manière fiable les relations entre la longueur et l'âge (N = 13 pour les femelles et 47 pour les mâles). Nous n'avons pas trouvé de différences constantes dans les paramètres de croissance entre les régions qui permettraient une délimitation des stocks à plus petite échelle.

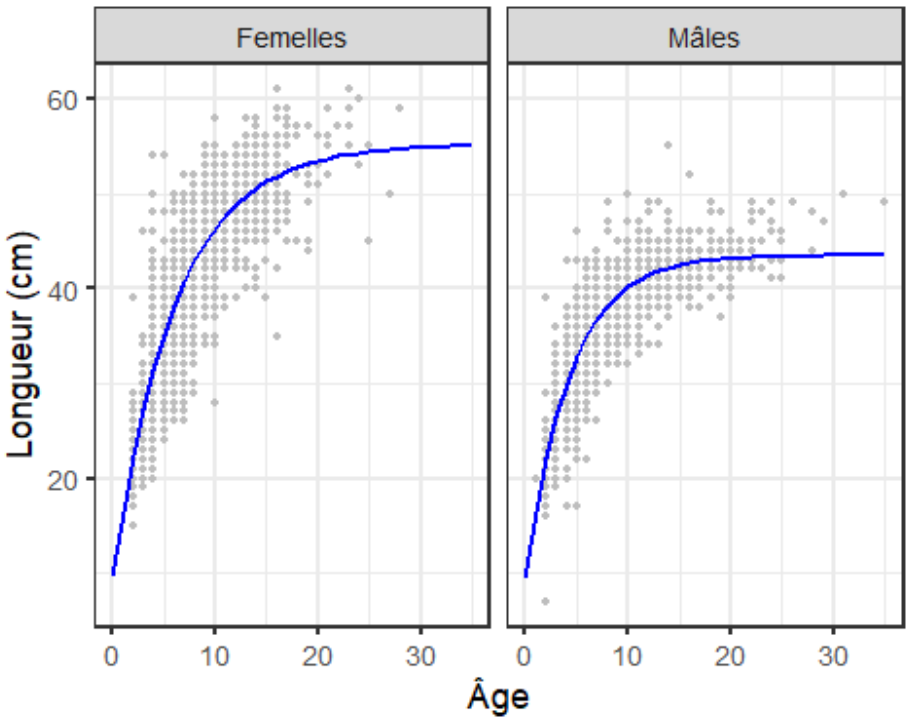


Figure B - 1. Longueur moyenne selon l'âge prévue pour les femelles et les mâles.

Tableau B - 1. Estimations des paramètres à l'échelle de la côte pour le modèle de croissance de von Bertalanffy, de même que la taille de l'échantillon et les erreurs-types connexes pour la plie de Californie.

Sexe	**N**	**L_∞**	**$ET_{L\infty}$**	**k**	**ET_k**	**t_0**	**ET_{t0}**	**CV**	**ET_{CV}**
Femelles	2 334	55,155	0,609	0,164	0,006	-1,158	0,100	0,104	0,002
Mâles	2 100	43,475	0,268	0,233	0,007	-1,038	0,099	0,089	0,002

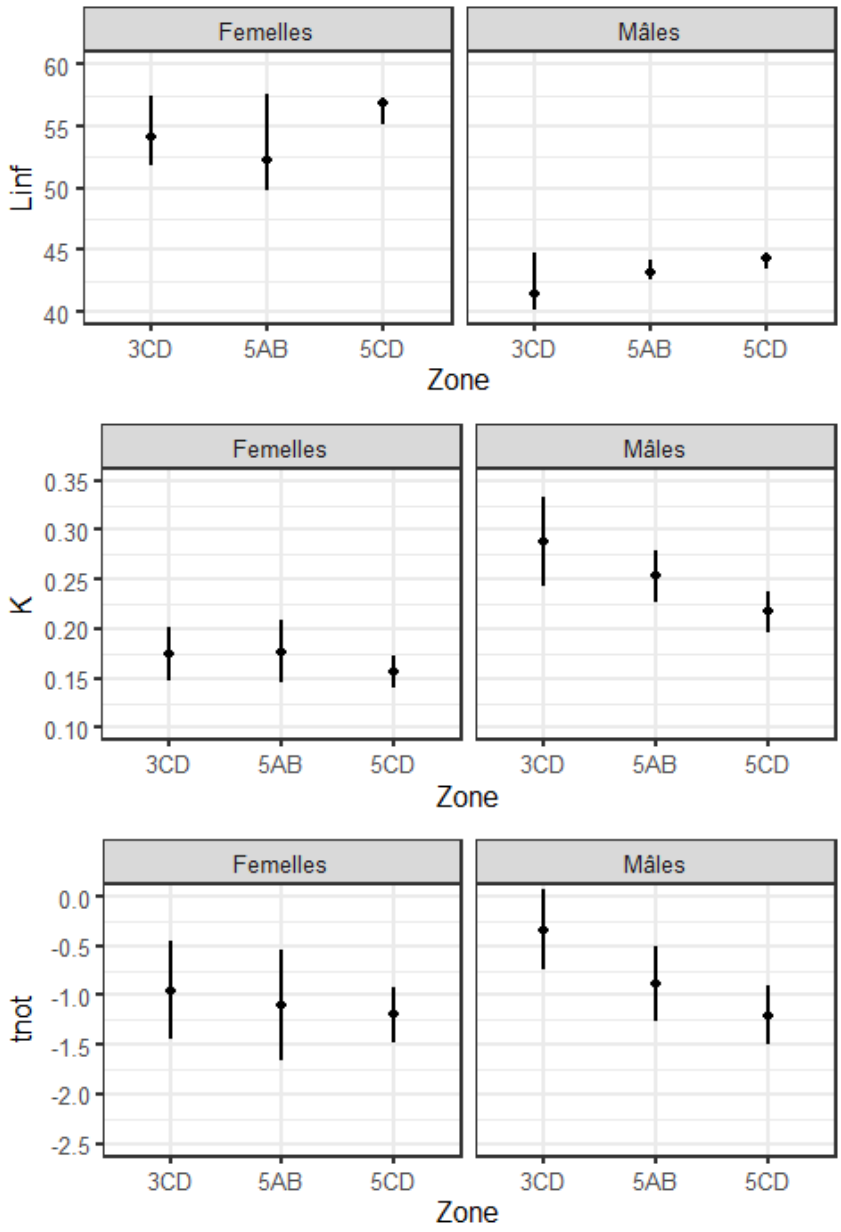


Figure B - 2. Paramètres de croissance estimés de von Bertalanffy, par groupe établis selon le sexe et la zone. Les barres d'erreur indiquent des écarts-tpes de +/- 1,96 autour des estimations des paramètres.

B.2. MODÈLE POIDS-LONGUEUR

Nous avons paramétré le poids moyen selon la longueur au moyen du modèle suivant :

$$log(\widehat{W}_s) = log(\alpha_s) + \beta_s log(L_s) \quad \text{Eq. B-3}$$

où L_s indique la longueur d'un poisson selon sexe s, et α_s et β_s sont des paramètres longueur-poids propres au sexe. Un paramètre de l'écart-type a également été estimé pour chaque sexe (σ_s). Le modèle a été ajusté comme une régression linéaire aux paires de longueur logarithmique et de poids logarithmique au moyen de toutes les observations disponibles provenant des relevés de recherche, sans distinction de l'année ou de la série de relevé. On a

utilisé le progiciel TMB pour ajuster les modèles poids-longueur aux données en utilisant la même vraisemblance logarithmique robuste utilisée dans le modèle de von Bertalanffy :

$$LL = \sum_i log\left(\frac{\left((1.)\phi\left(\frac{log(W_{s_i}) - log(\widehat{W}_{s_i})}{\sigma_{s_i}}\right) + p\psi\left(\frac{log(W_{s_i}) - log(\widehat{W}_{s_i})}{\sigma_{s_i}}\right)\right)}{\sigma_{s_i}}\right)$$

Eq. B-4

Les ajustements et les paramètres estimés du modèle pour le stock de plie de Californie sur l'ensemble de la côte (zones 3CD, 5ABCDE combinées), que nous avons utilisés dans le modèle d'évaluation du stock, sont indiqués dans la Figure B - 3 et le Tableau B - 2.

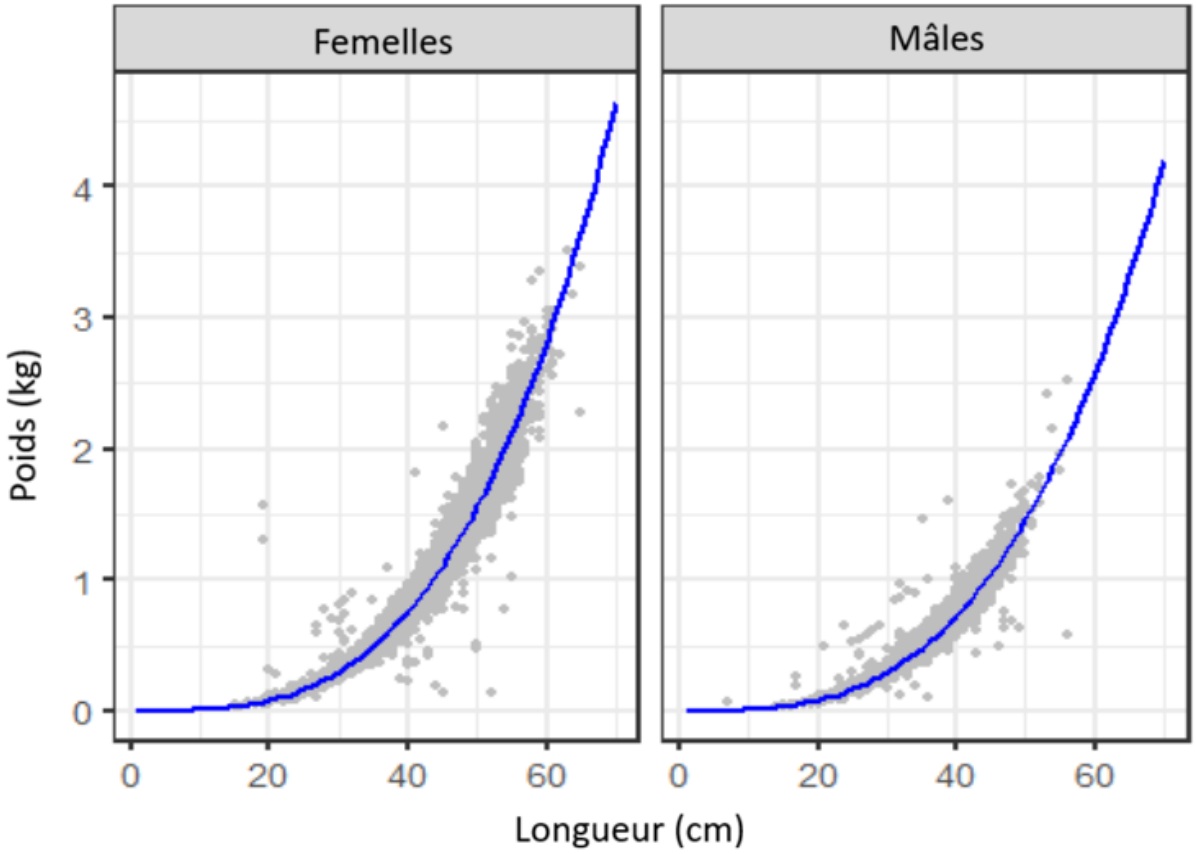


Figure B - 3. Analyses de régression montrant les modèles longueur-poids ajustés et les paires longueur-poids pour tous les spécimens de plie de Californie prélevés dans le cadre de relevés de recherche.

Tableau B - 2. Estimations des paramètres de longueur-poids à l'échelle de la côte, de même que la taille de l'échantillon et les erreurs-types connexes.

Sexe	N	α	$ET_{log(\alpha)}$	β	ET_{β}	σ_s	$SE\sigma_s$
Female	12 250	4,96E-06	6,95E-08	3,236	0,004	0,087	0,001
Mâles	10 576	6,94E-06	1,19E-07	3,134	0,005	0,085	0,001

Nous avons également ajusté le modèle longueur-poids à des unités spatiales plus petites pour trouver des preuves de la variation des tendances de croissance entre les régions. Les résultats ont montré que les paramètres alpha estimés avaient tendance à être plus importants dans les zones septentrionales (zones 5CD et 5E) que dans les zones plus méridionales (zones 3CD et 5AB), tandis que les paramètres bêta estimés avaient tendance à être plus petits dans les zones septentrionales que dans les zones méridionales. Cependant, ces différences étaient faibles et, dans l'ensemble, les relations poids-longueur étaient semblables d'une région à l'autre.

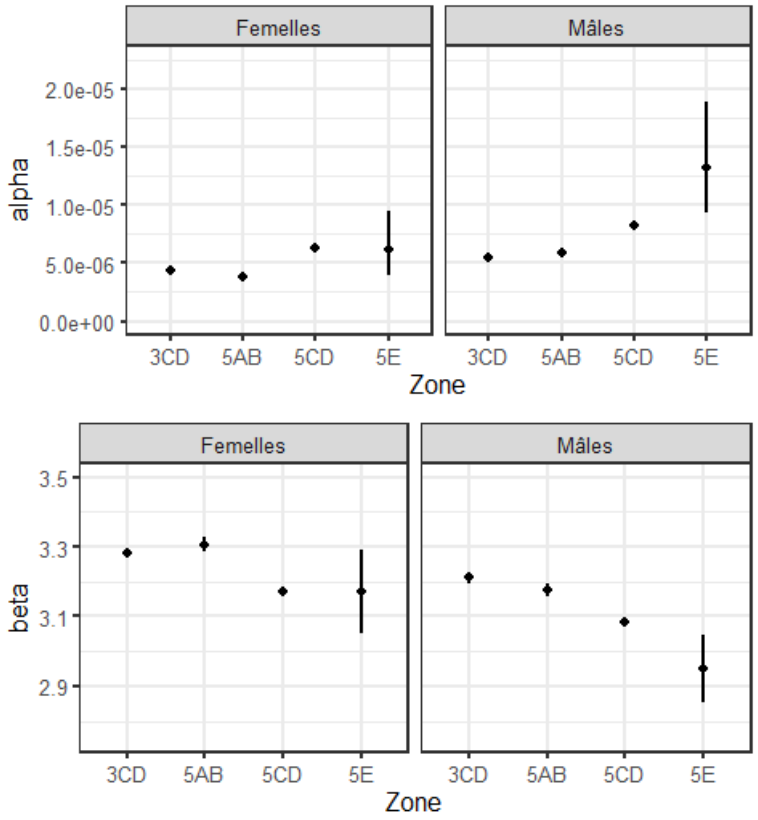


Figure B - 4. Paramètres de la relation poids-longueur, par groupe établis selon le sexe et la zone. Les barres d'erreur indiquent des écarts-types de +/- 1,96 autour des estimations des paramètres.

B.3. MATURITÉ

Les analyses de maturité ont utilisé tous les échantillons de pêche et de relevé disponibles avec le code de convention sur la maturité enregistré comme « poisson plat » ou « échantillons prélevés aux ports ». La maturité des poissons plats est attribuée selon une échelle de 1 à 7, les codes supérieurs à 2 étant considérés comme mature (Figure B - 5; Anderson *et al*. 2019). Les femelles matures et en fraie sont principalement observées pendant les mois d'hiver, de

décembre à avril. Au printemps et au début de l'été, la majorité des échantillons des deux sexes sont au stade de repos, et les gonades commencent à se développer pour la reproduction à la fin de l'été et tout au long de l'automne. Étant donné que les relevés couvrent rarement la période de fraie, des échantillons de pêche ont également été inclus dans cette analyse.

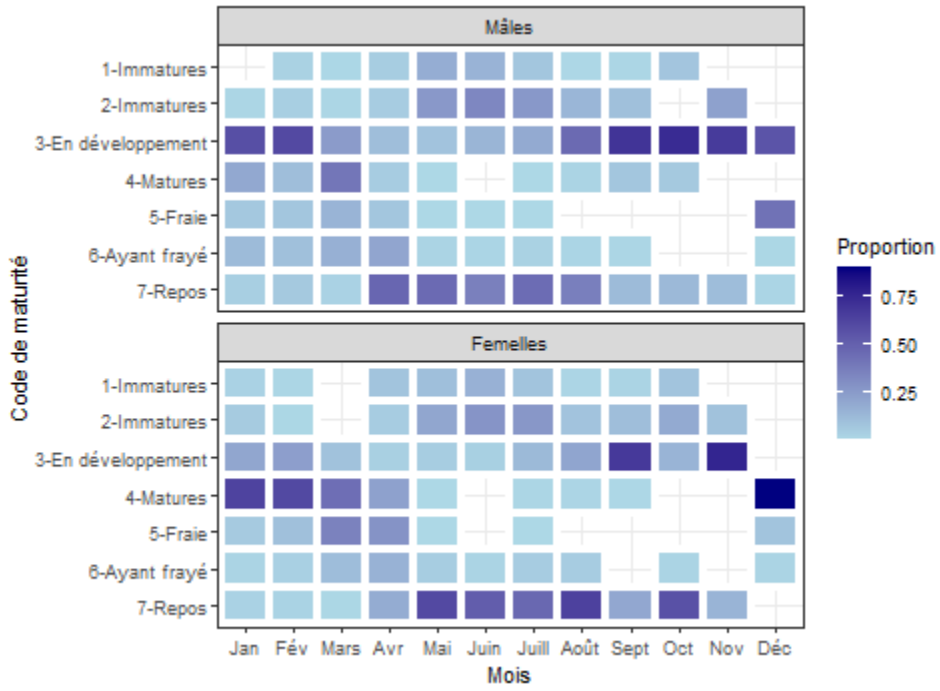


Figure B - 5. Proportion de chacun des sept codes de maturité attribuée pour chaque mois. Tous les spécimens de plie de Californie échantillonnés dans le cadre des pêches commerciales et des relevés de recherche ont été utilisés dans le calcul des proportions mensuelles.

Les ogives de maturité décrivant la proportion de poissons matures à un âge donné ont été ajustées en tant que régressions logistiques aux spécimens individuels échantillonnés catégorisés comme une variable de Bernoulli d'individus matures (y_i = 1) ou immatures ($y_i = 0$). Les spécimens ayant un code de maturité de 1 ou 2 ont été classés comme immatures, tandis que ceux ayant des codes de maturité de 3 à 7 ont été classés comme matures.

Nous utilisons la même approche de régression logistique que celle de Anderson ***et al***. 2019.

$$y_i = \text{Binomial}(\pi_i)$$

$$logit(\pi_i) = B_0 + B_1 X_i$$

Eq. B-5

où y_i est l'indicateur d'individus matures (1) ou immatures (0) pour le poisson i, π_i représente la probabilité prévue que le poisson i soit mature, B_0 and B_1 sont des paramètres de régression logistique estimés, etX_i représente l'âge du spécimen i. Les ogives de maturité pour les mâles et les femelles, ainsi que les estimations des paramètres connexes sont indiquées dans la Figure B - 6.

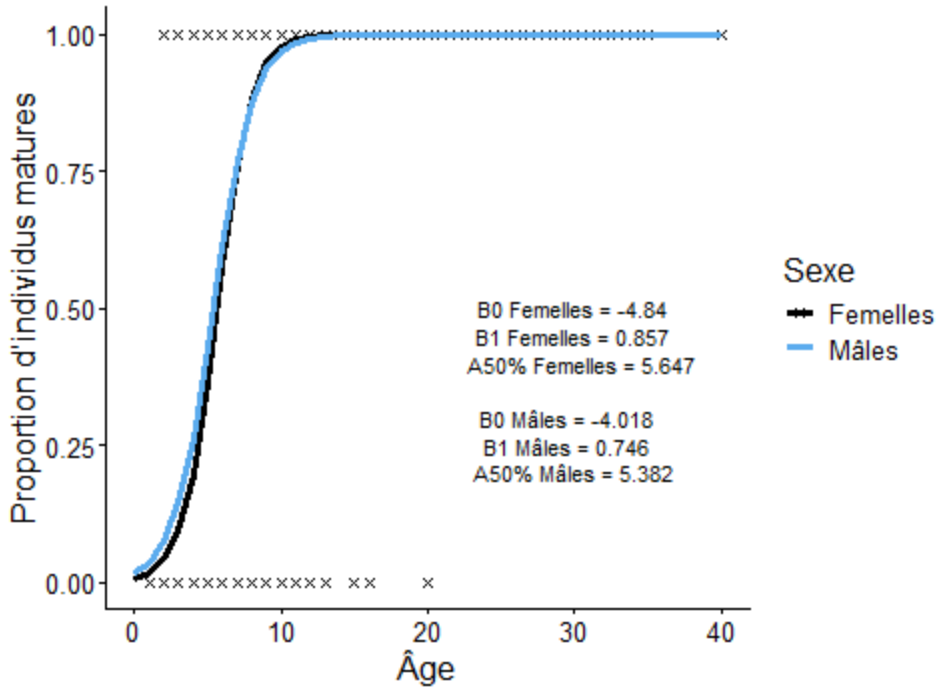


Figure B - 6. Estimation de la proportion d'individus matures selon le sexe et selon l'âge (lignes) avec des points de données utilisés pour ajuster le modèle de maturité.

B.4. COMPOSITION SELON L'ÂGE ET LA LONGUEUR

B.4.1. Expansion de la composition selon l'âge et la longueur

Les données sur la composition selon l'âge et la longueur ont été étendues des échantillons bruts à des proportions à l'échelle du stock des prises capturées selon l'âge ou la longueur. En ce qui concerne les données commerciales, à l'intérieur de chaque trimestre, les âges ou les longueurs des poissons capturés dans le cadre des pêches commerciales ont été pondérés par le poids des prises de plie de Californie dans les traits échantillonnés. Les âges ou longueurs des poissons tirés des prises commerciales trimestrielles ont ensuite été pondérés par le poids des prises commerciales de plie de Californie dans tous les traits de chaque trimestre. Pour les données du relevé, dans chaque strate de relevé, on a pondéré l'âge ou la longueur en fonction de la densité des prises (t/km^2) de plie de Californie dans les traits échantillonnés. On a ensuite pondéré les âges ou les longueurs des poissons dans les strates du relevé par les superficies des strates (km^2) dans le relevé. Les calculs mathématiques liés à cette procédure d'expansion ont été bien documentées dans d'autres évaluations, c'est pourquoi nous renvoyons les lecteurs à ces documents pour des méthodes et des équations détaillées (Holt *et al*. 2016; Starr et Haigh 2023). Le paquet gfplot du progiciel R (Anderson et al. 2024) a été utilisé pour les expansions. Les données sur la composition selon la longueur n'ont été utilisées que dans le modèle longueur + âge conditionnel selon la longueur.

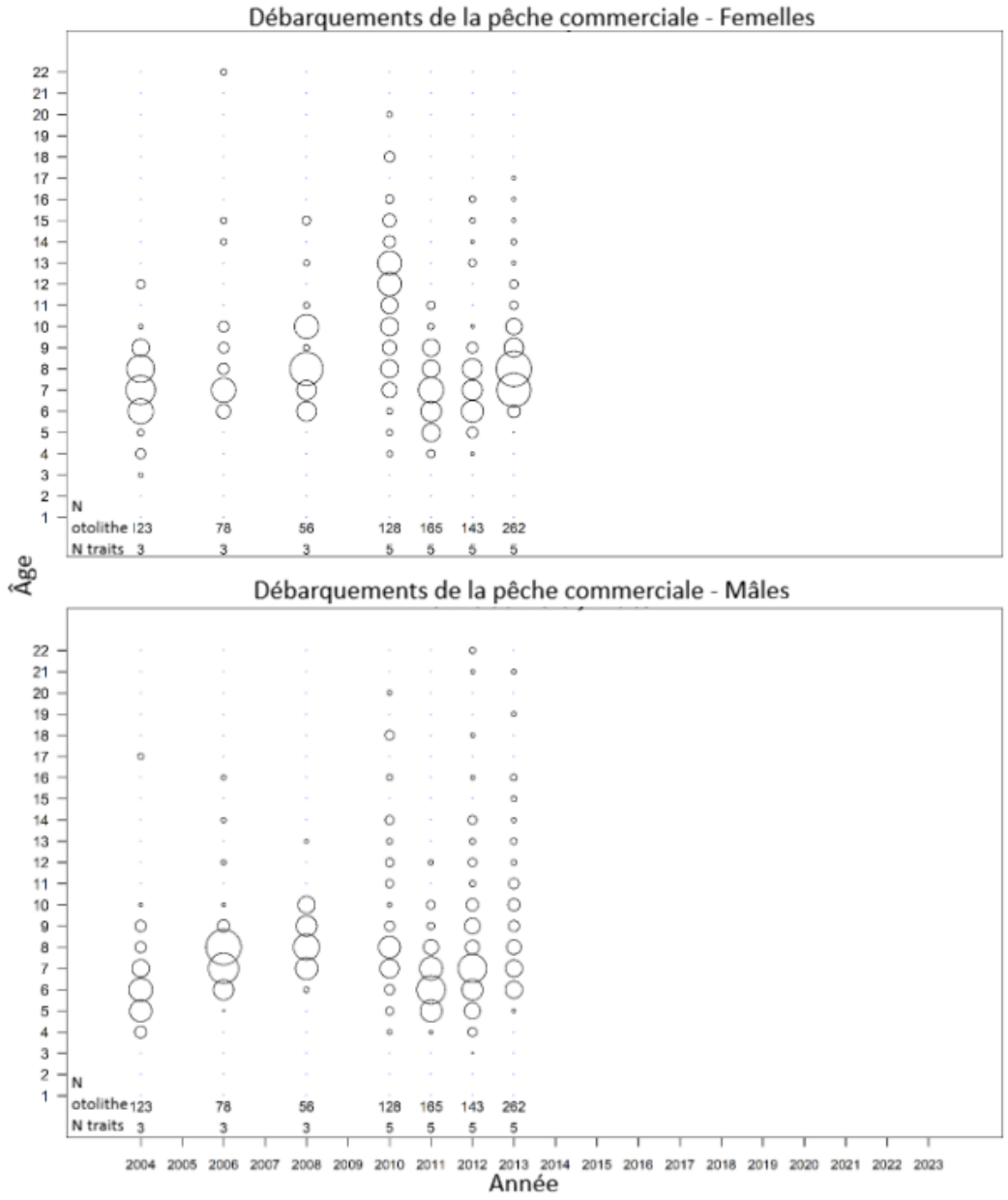


Figure B - 7. Les données élargies sur la composition selon l'âge de la pêche commerciale pour les années où il y a eu trois traits ou plus échantillonnés avec des otolithes dont l'âge a été déterminé. L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

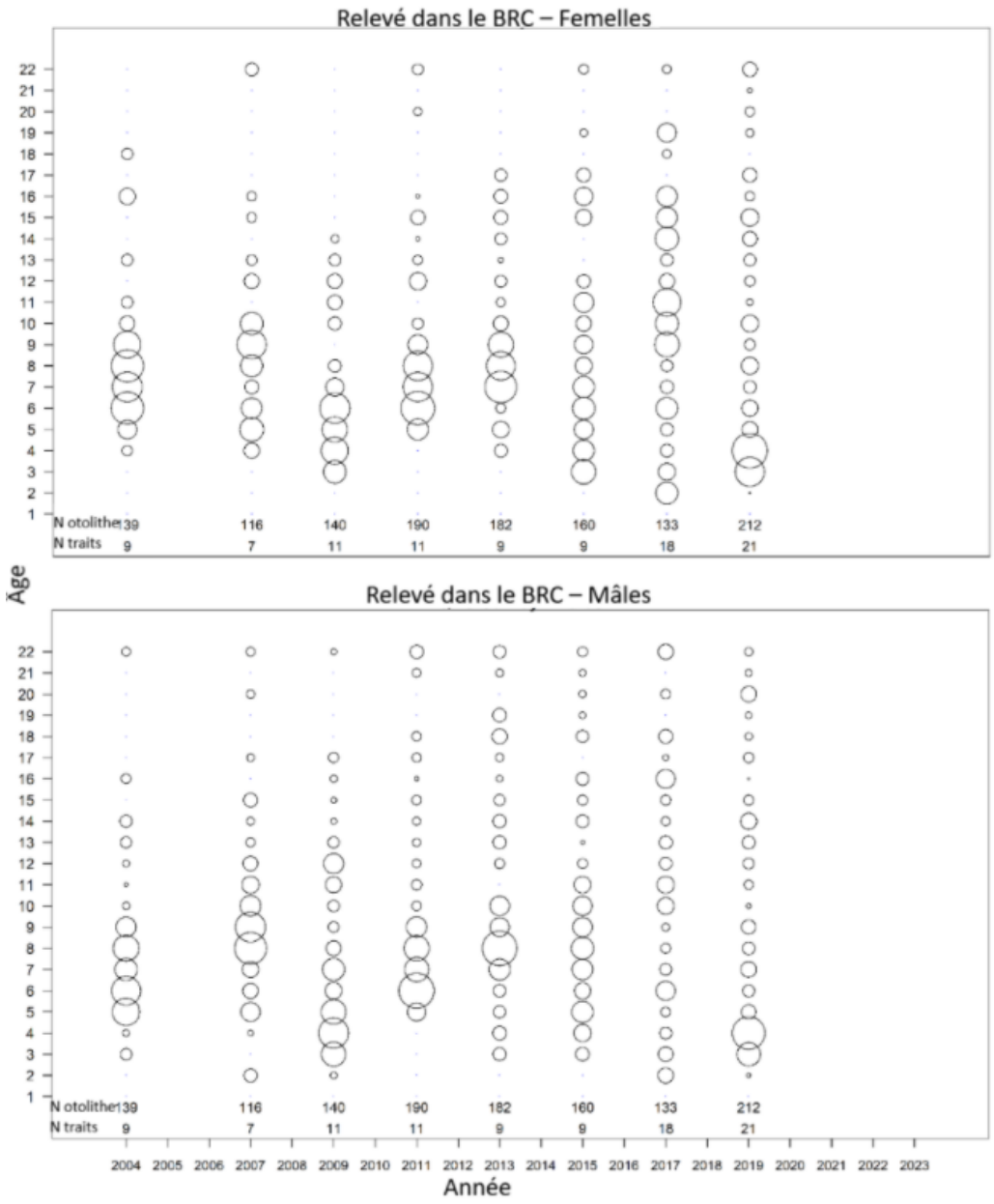


Figure B - 8. Les données élargies sur la composition selon l'âge pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC). L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

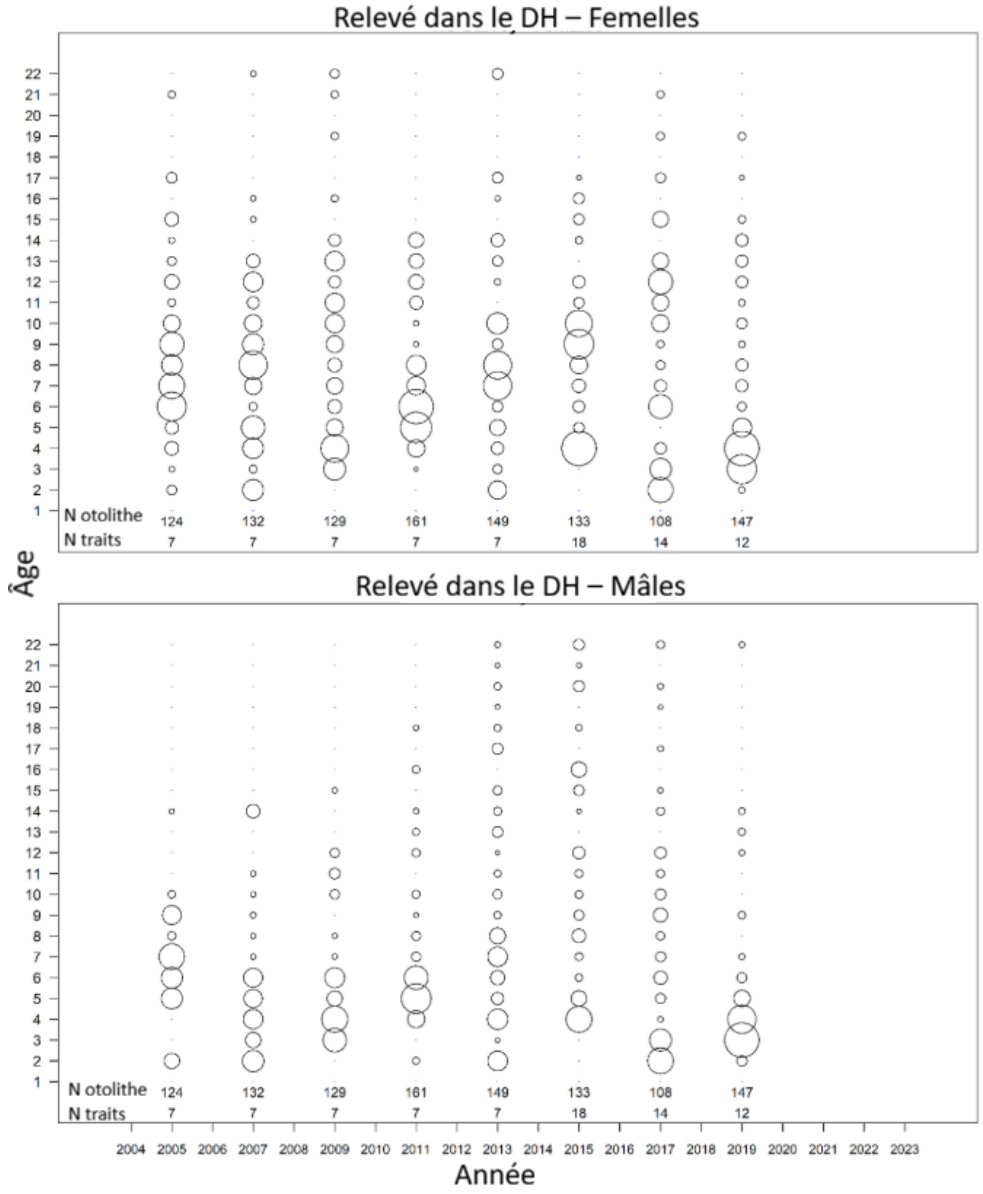


Figure B - 9. Les données élargies sur la composition selon l'âge pour le relevé du détroit d'Hécate (DH). L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

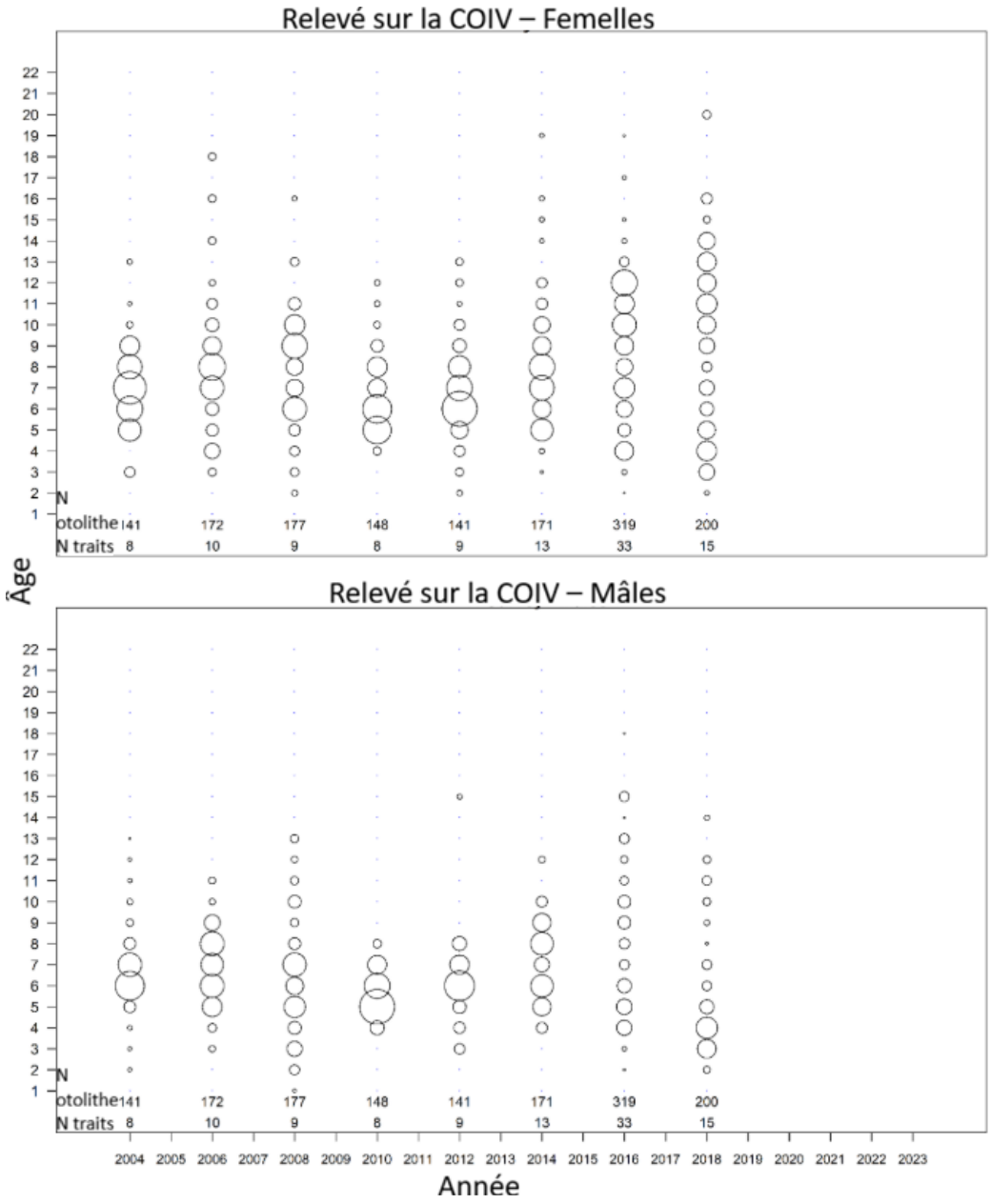


Figure B - 10. Les données élargies sur la composition selon l'âge pour le relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

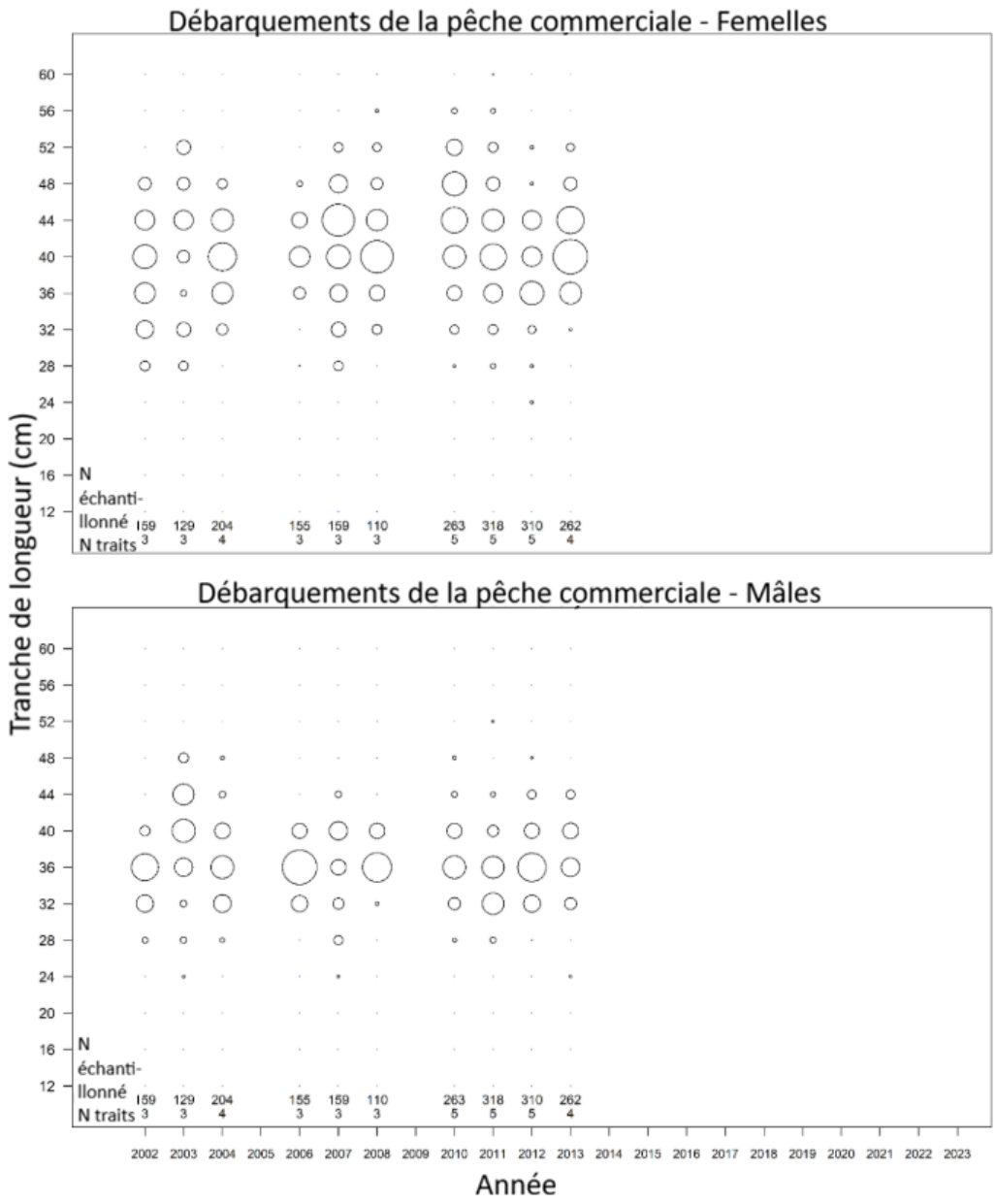


Figure B - 11. Les données élargies sur la composition selon la longueur de la pêche commerciale pour les années où il y a eu trois traits ou plus échantillonnés avec des longueurs. L'étiquette « N échantillonné » fait référence au nombre de poissons échantillonnés chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

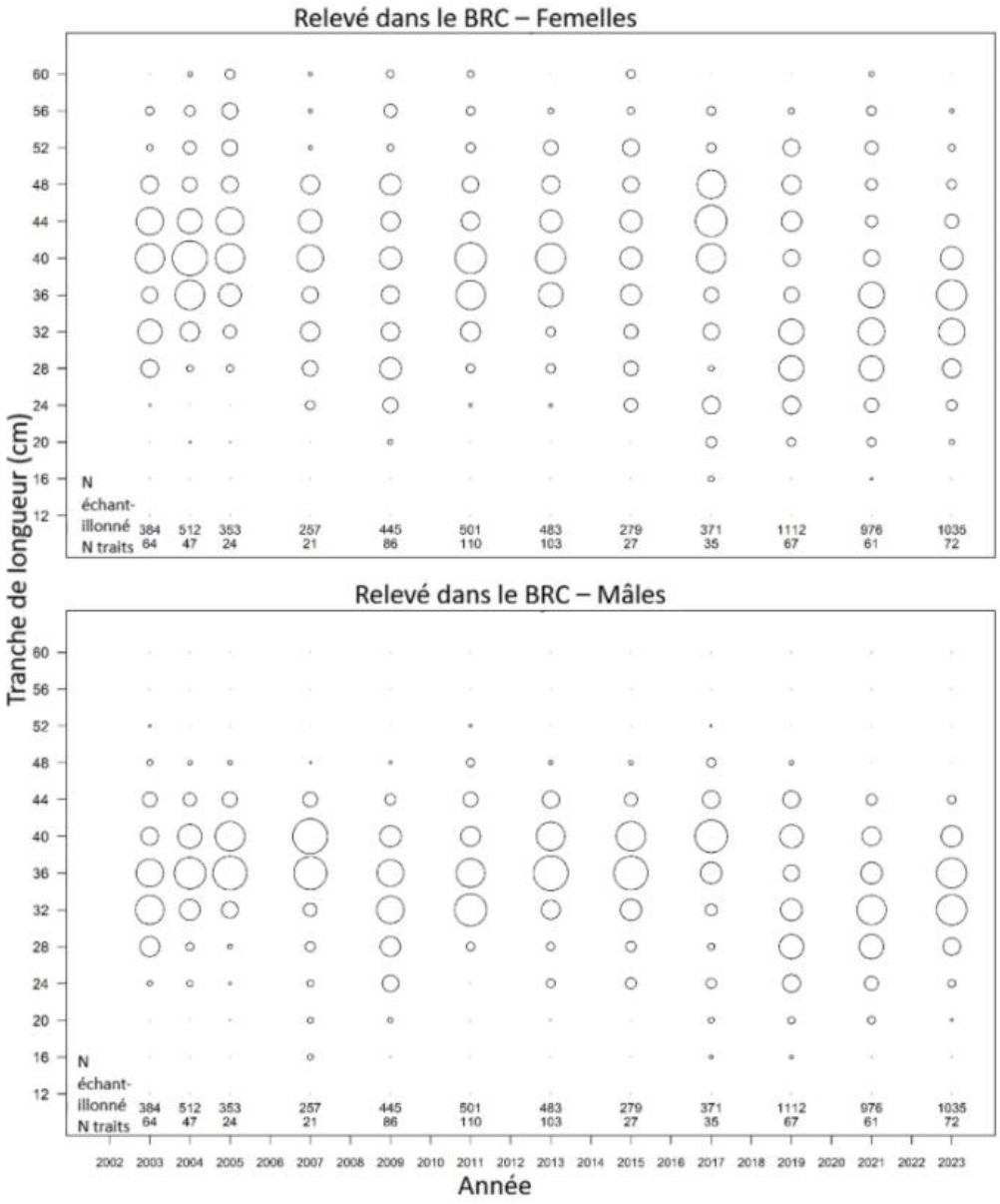


Figure B - 12. Les données élargies sur la composition selon la longueur pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte (BRC). L'étiquette « N échantillonné » fait référence au nombre de poissons échantillonnés chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

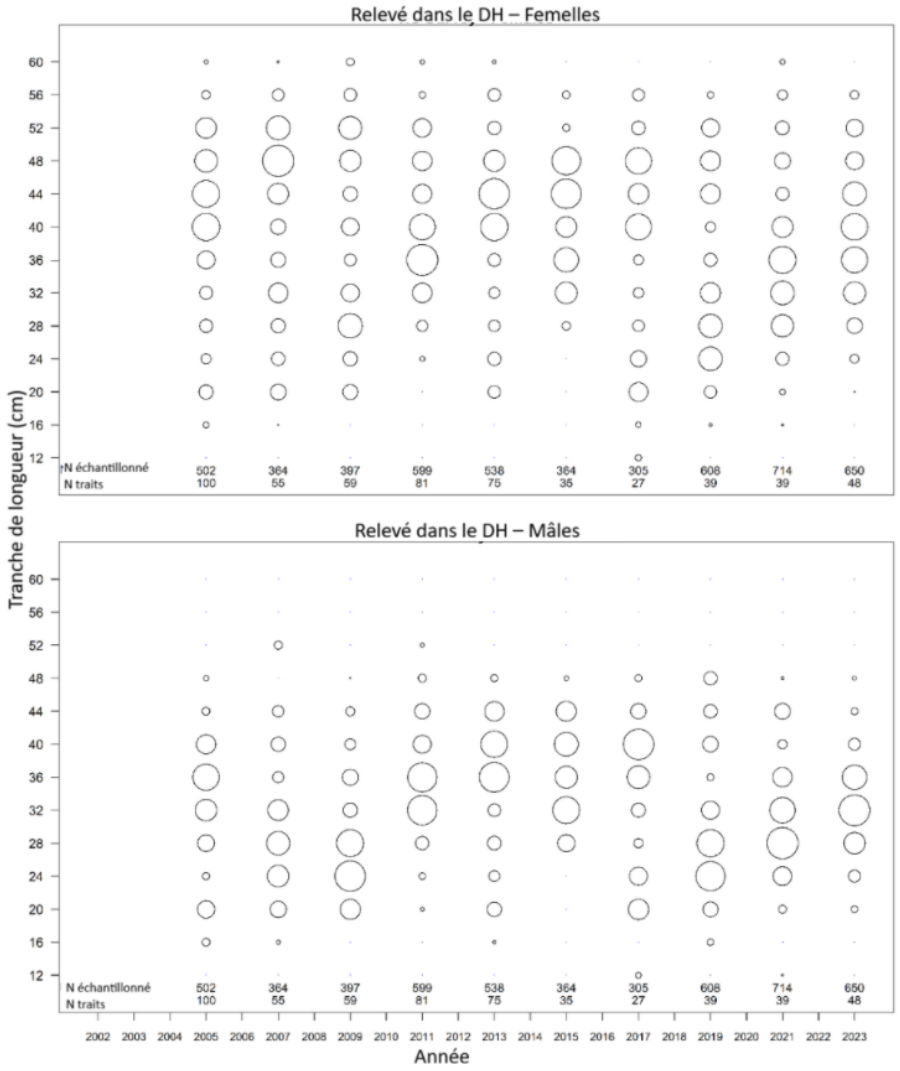


Figure B - 13. Les données élargies sur la composition selon la longueur pour le relevé du détroit d'Hécate (DH). L'étiquette « N échantillonné » fait référence au nombre de poissons échantillonnés chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

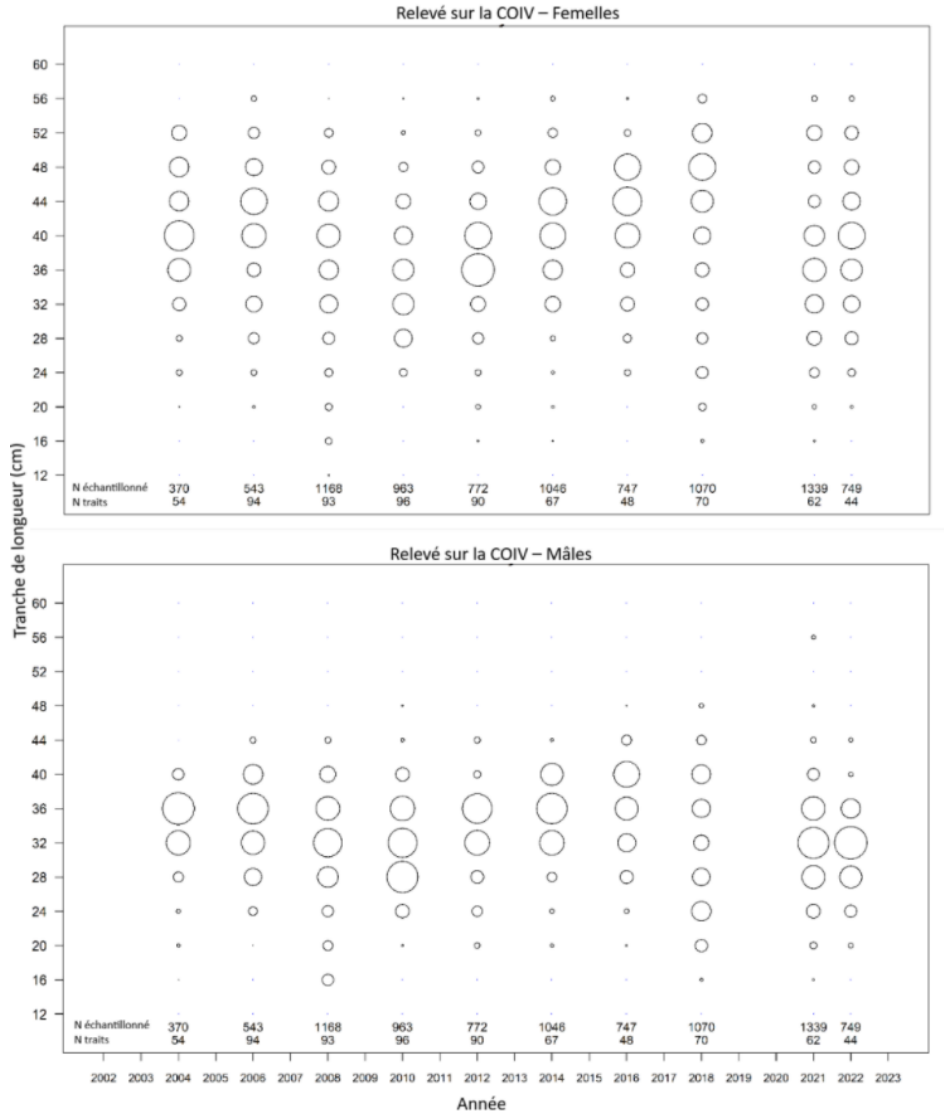


Figure B - 14. Les données élargies sur la composition selon la longueur pour le relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). L'étiquette « N échantillonné » fait référence au nombre de poissons échantillonnés chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

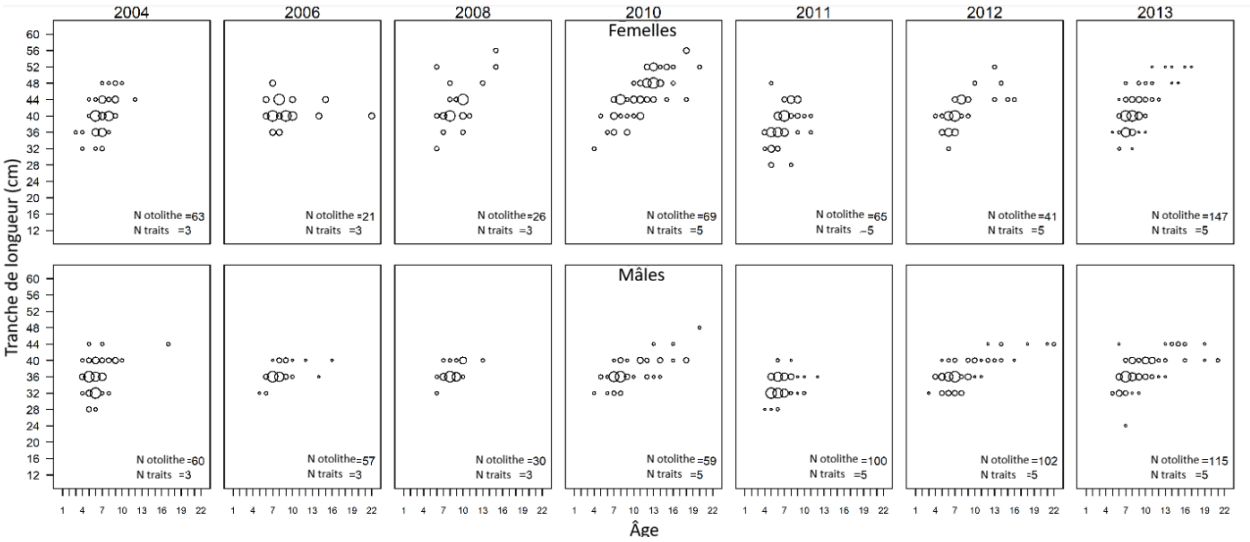


Figure B - 15. Les données sur la composition par âge conditionnel selon la longueur de la pêche commerciale pour les années au cours desquelles il y a eu trois traits ou plus échantillonnés avec des données sur l'âge. L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

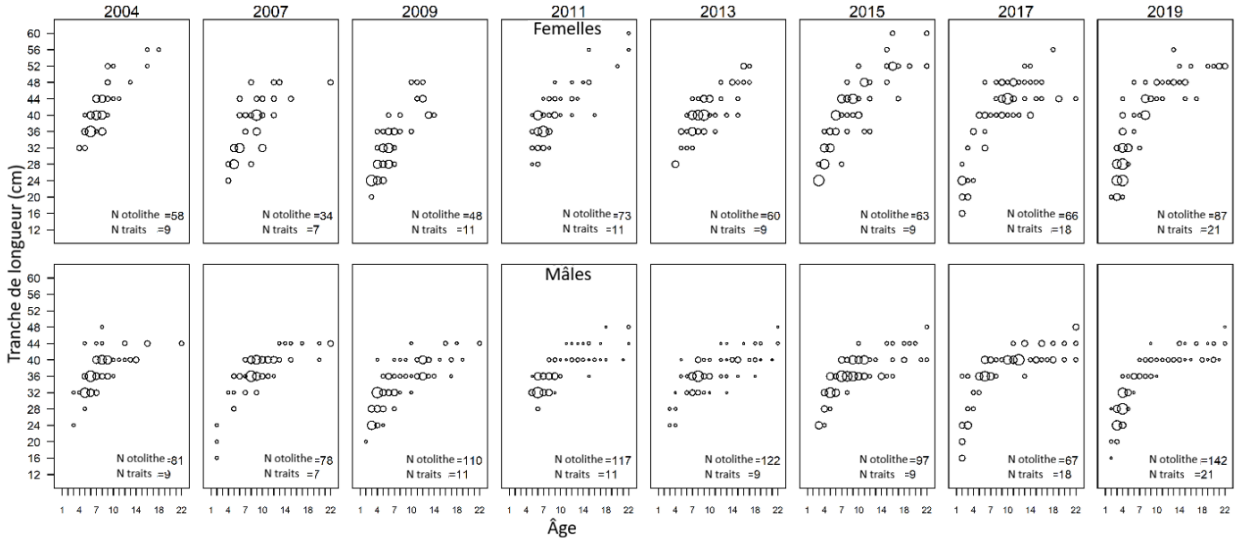


Figure B - 16. Les données sur la composition par âge conditionnel selon la longueur pour le relevé du bassin de la Reine-Charlotte. L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

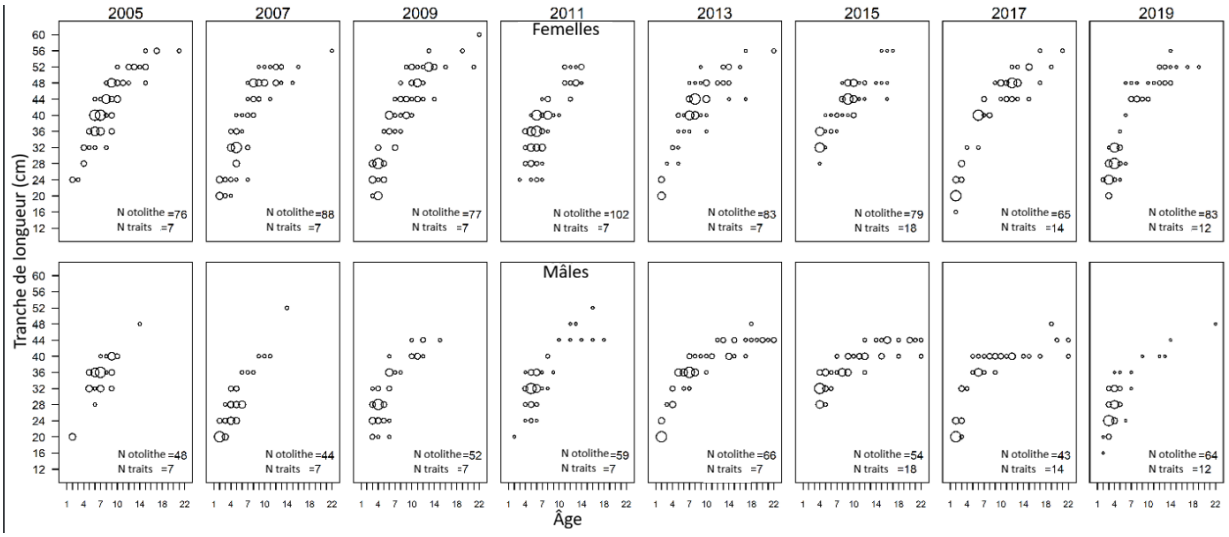


Figure B - 17. Les données sur la composition par âge conditionnel selon la longueur pour le relevé du détroit d'Hécate. L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

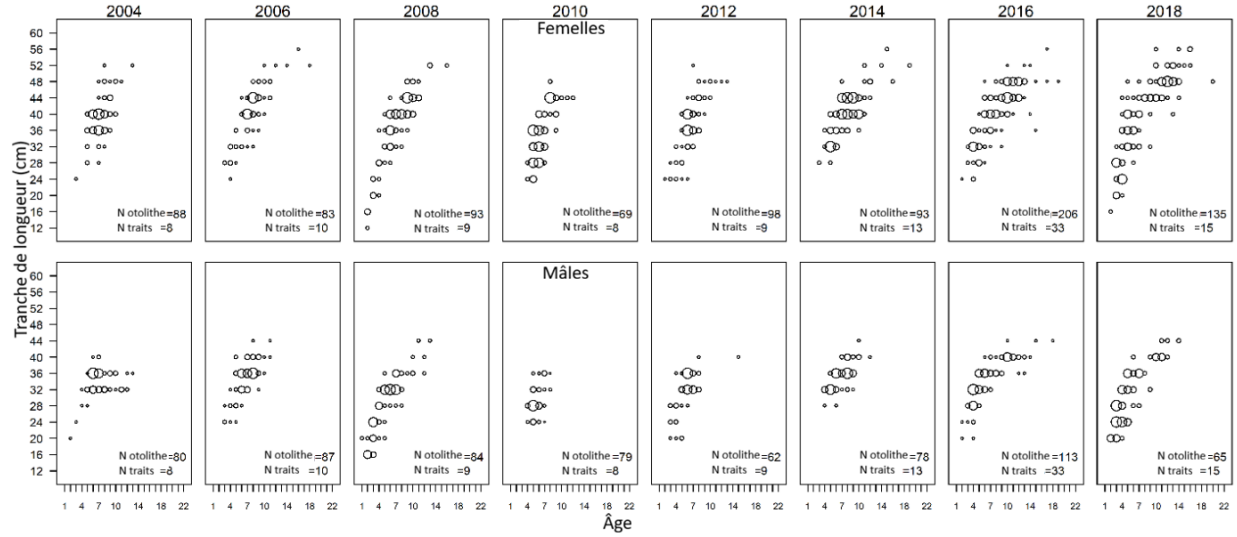


Figure B - 18. Les données sur la composition par âge conditionnel selon la longueur pour le relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver. L'étiquette « N otolithe » fait référence au nombre d'otolithes lus chaque année et « N traits » fait référence au nombre de traits échantillonnés.

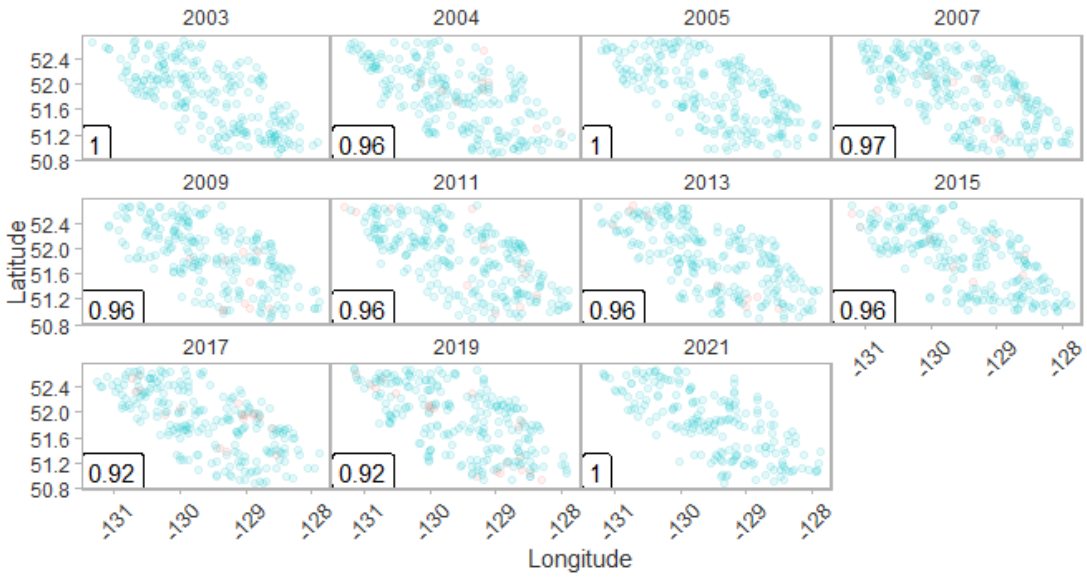


Figure B - 19. Échantillons du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2021 avec des données sur l'âge en rouge et des échantillons sans données sur l'âge en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur l'âge pour chaque année.

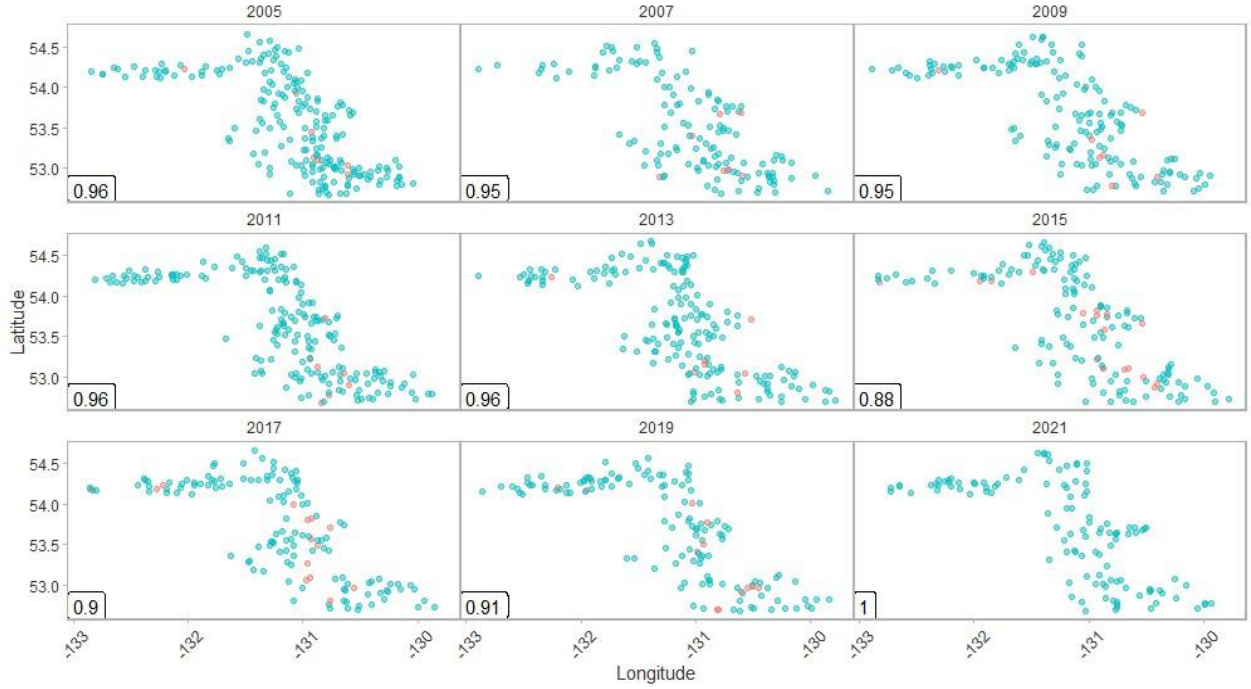


Figure B - 20. Échantillons du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2021 avec des données sur l'âge en rouge et des échantillons sans données sur l'âge en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur l'âge pour chaque année.

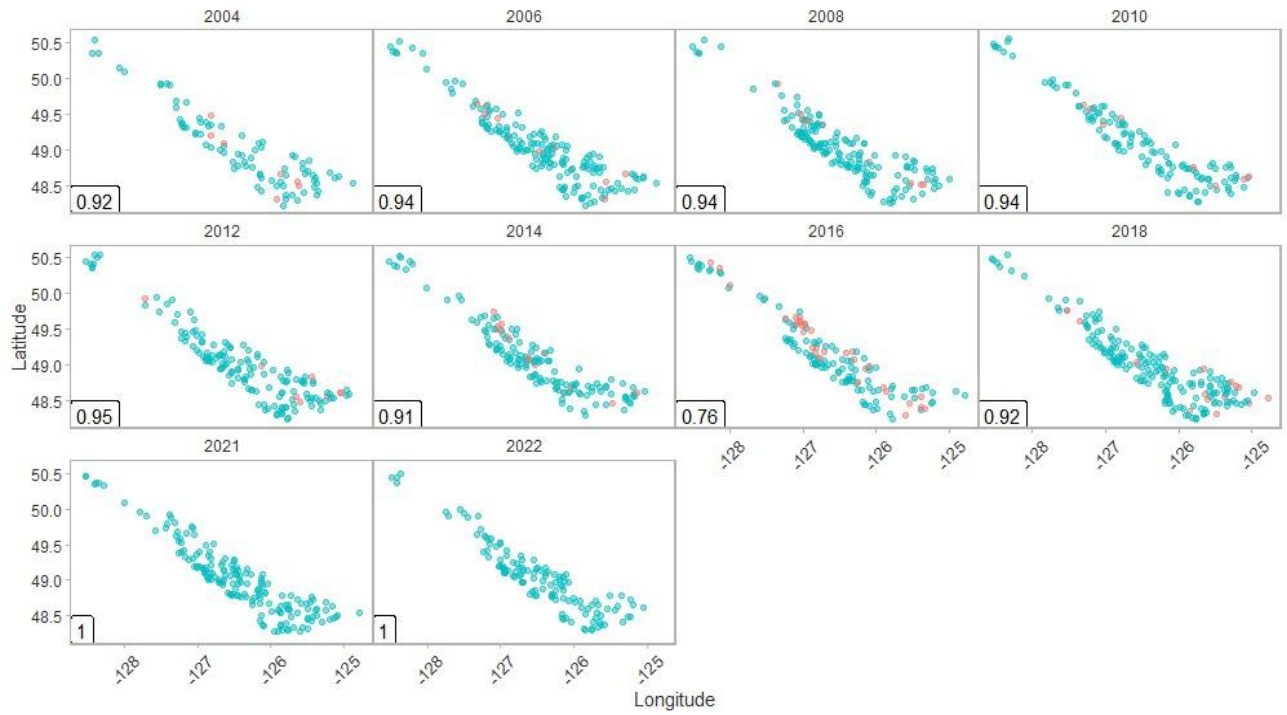


Figure B - 21. Échantillons du relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2022 avec des données sur l'âge en rouge et des échantillons sans données sur l'âge en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur l'âge pour chaque année.

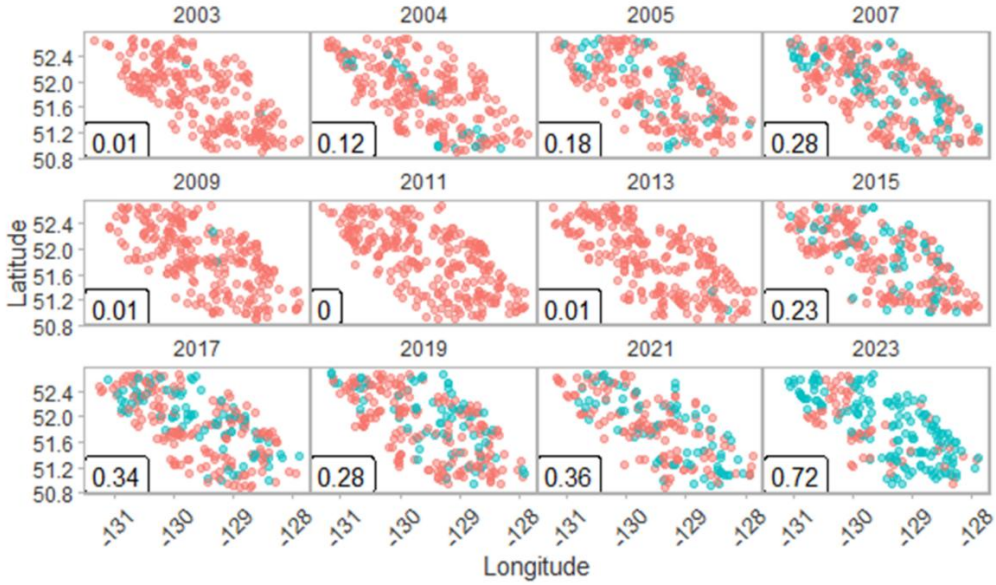


Figure B - 22. Échantillons du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte de 2003 à 2023 avec des données sur la longueur en rouge et des échantillons sans données sur la longueur en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur la longueur pour chaque année.

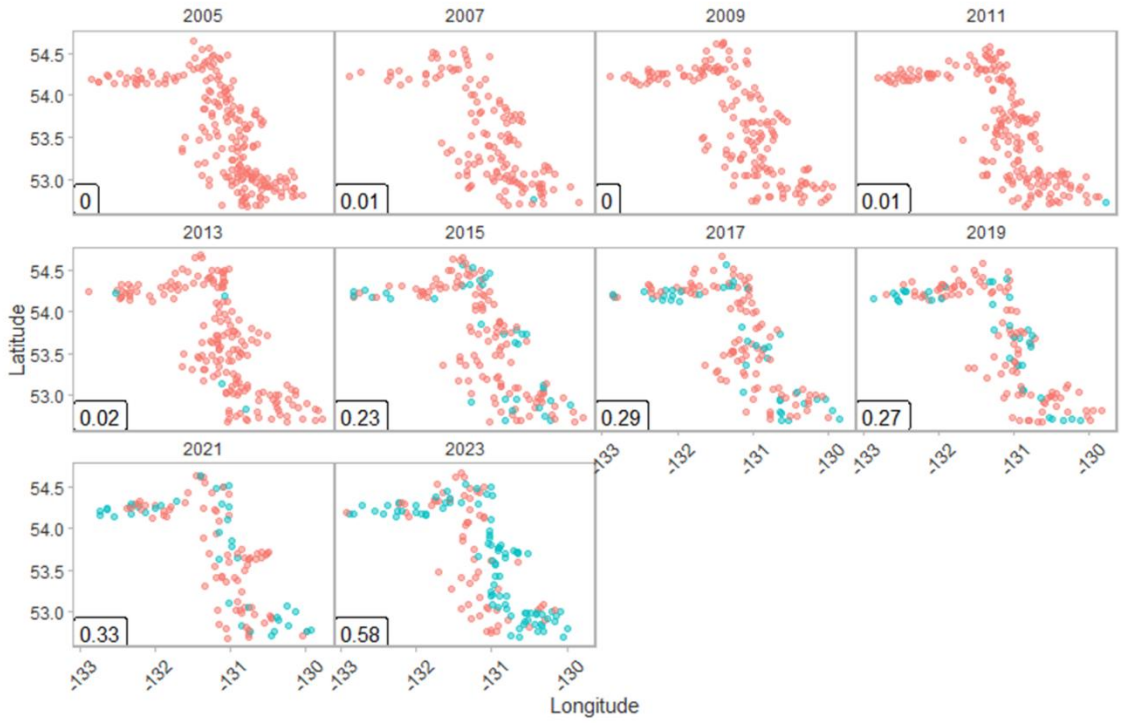


Figure B - 23. Échantillons du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2005 à 2023 avec des données sur la longueur en rouge et des échantillons sans données sur la longueur en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur la longueur pour chaque année.



Figure B - 24. Échantillons du relevé synoptique de la côte ouest de l'île de Vancouver de 2004 à 2022 avec des données sur la longueur en rouge et des échantillons sans données sur la longueur en bleu. Le nombre dans le coin gauche est la proportion d'échantillons sans données sur la longueur pour chaque année.

B.4.2. Méthode de bootstrap pour la taille des échantillons d'entrée

On a utilisé une procédure de bootstrap pour déterminer la taille des échantillons d'entrée comme mesure de la variance d'échantillonnage pour les ensembles de données sur la composition. Cette procédure suivait à peu près les méthodes de Stewart et Hamel (2014). Pour les données sur la composition selon l'âge de la pêche commerciale, la procédure était la suivante :

1. Au cours de chaque année, rééchantillonner, avec un remplacement, les traits contenant des échantillons de spécimens dont l'âge et le sexe ont été déterminés.
2. Dans chaque trait rééchantillonné, rééchantillonner avec remplacement les échantillons de spécimen dont l'âge et le sexe ont été déterminés.
3. Appliquer de nouveau une expansion (B.4.1) pour obtenir une estimation de la composition annuelle selon l'âge au moyen de la méthode de bootstrap.
4. Calculer la taille de l'échantillon réalisé (McAllister et Ianelli 1997) en utilisant

$$R = \frac{\sum_{b)} \left(P_{b)} \left(1 - P_{b)}\right)\right)}{\sum_{b)} \left(P_{b)} - B_{b)}\right)^2}$$

Eq. B-6

5. où *P* fait référence à la composition observée, *b* la tranche d'âge (ou de longueur) et *B* l'estimation obtenue au moyen de la méthode de bootstrap.
6. Répéter 10 000 fois les étapes 1 à 4 et calculer la moyenne harmonique de *R* chaque année (pour les 10 000 simulations).

La recommandation pour la moyenne harmonique provient de Stewart et Hamel (2014) qui ont testé une série d'estimateurs pour calculer la taille des échantillons d'entrée et déterminé le biais minimisé de la moyenne harmonique dans les essais de simulation. Pour les données de relevé, la procédure était presque identique, à l'exception du fait que pour l'étape 1, les traits ont été rééchantillonnés avec remplacement dans une strate au cours d'une année. Les traits commerciaux ont été rééchantillonnés à l'intérieur d'une année plutôt qu'à l'intérieur de chaque trimestre, compte tenu de la grande variabilité du nombre de traits échantillonnés chaque trimestre. Le rééchantillonnage des traits chaque année permet de saisir cette variabilité dans la procédure de la méthode de bootstrap.

Pour calculer la taille des échantillons d'entrée des compositions selon la longueur, on a suivi des procédures similaires et remplacé simplement l'âge par la longueur dans les étapes ci-dessus. Pour les données sur l'âge conditionnel selon la longueur, la procédure a simplement omis l'étape 3 concernant l'expansion, car les données ont été traitées comme des tirages aléatoires de l'âge selon la longueur (et non élargies).

Tableau B - 3. Estimations de la taille des échantillons d'entrée obtenues au moyen de la méthode de bootstrap pour les données sur la composition selon l'âge.

Année	Pêche commerciale	Relevé du bassin de la Reine-Charlotte	Relevé du détroit d'Hécate	Relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver
2004	27,72	55,17	-	55,11
2005	-	-	63,79	-
2006	19,25	-	-	80,94
2007	-	64,02	44,72	-
2008	22,07	-	-	54,29
2009	-	72,09	75,26	-
2010	52,89	-	-	77,93
2011	33,98	88,60	75,43	-
2012	27,17	-	-	63,30
2013	44,08	91,04	41,80	-
2014	-	-	-	60,26
2015	-	62,96	55,40	-
2016	-	-	-	72,49
2017	-	47,78	43,17	-
2018	-	-	-	68,50
2019	-	83,71	50,75	-

Tableau B - 4. Estimations de la taille des échantillons d'entrée obtenues au moyen de la méthode de bootstrap pour les données sur la composition selon la longueur.

Année	Pêche commerciale	Relevé du bassin de la Reine-Charlotte	Relevé du détroit d'Hécate	Relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver
2002	26,62	-	-	-
2003	17,38	107,49	-	-
2004	43,25	121,55	-	95,01
2005	-	107,15	131,71	-
2006	24,87	-	-	163,60
2007	41,07	71,57	97,59	-
2008	17,42	-	-	214,30
2009	-	133,08	71,45	-
2010	55,42	-	-	236,27
2011	36,64	125,79	195,78	-
2012	43,72	-	-	157,00
2013	34,14	141,94	123,80	-
2014	-	-	-	213,12
2015	-	68,01	130,17	-
2016	-	-	-	137,27
2017	-	107,63	86,46	-
2018	-	-	-	191,35
2019	-	258,61	100,51	-
2020	-	-	-	-
2021	-	214,09	169,09	191,51
2022	-	-	-	212,38
2023	-	196,76	170,42	-

Tableau B - 5. Estimations de la taille des échantillons d'entrée obtenues au moyen de la méthode de bootstrap pour les données sur la composition par âge conditionnel selon la longueur, séparées selon le sexe.

Pêche commerciale

		Tranche de longueur (cm)											
Année	Sexe	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60
2004	F	0	0	0	0	1,6	6	5	2,4	3,5	0	0	0
	M	0	0	0	0,99	8,2	8,9	8,2	1,5	0	0	0	0
2006	F	0	0	0	0	0	1,1	4,5	3,4	0	0	0	0
	M	0	0	0	0	1,1	15,8	7,5	0	0	0	0	0
2008	F	0	0	0	0	0	1,3	8,1	3,1	1,4	1,3	0	0
	M	0	0	0	0	0	18,3	4,6	0	0	0	0	0
2010	F	0	0	0	0	0	2,6	4,2	13,9	8,7	6,8	0	0
	M	0	0	0	0	3,6	16,6	8,9	1,3	0	0	0	0
2011	F	0	0	0	2	5,1	9,4	5,9	3,7	0	0	0	0
	M	0	0	0	2,1	19,4	13,5	2,1	0	0	0	0	0
2012	F	0	0	0	0	0	5,7	10,1	5	1,3	0	0	0
	M	0	0	0	0	12	18,7	8,6	8,2	0	0	0	0
2013	F	0	0	0	0	1,5	18,9	19,3	16,3	3,8	2,4	0	0
	M	0	0	0	0	6,1	15,6	10,5	4,5	0	0	0	0

Relevé du bassin de la Reine-Charlotte

		Tranche de longueur (cm)											
Année	Sexe	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60
2004	F	0	0	0	0	2	9,6	10,4	6,7	1,1	2,9	1,5	0
	M	0	0	0	0	10,5	14,5	16,5	5,7	0	0	0	0
2007	F	0	0	0	2,9	4	1	5,3	2,8	2,7	0	0	0
	M	0	0	0	0	3,4	15	15,6	4,3	0	0	0	0
2009	F	0	0	5,1	5,4	4,1	4,2	2,4	1,6	1,5	0	0	0
	M	0	0	7	8,2	13,5	15,9	11,1	4,1	0	0	0	0
2011	F	0	0	0	1	5	13,5	13,3	5,9	2,64	0	0,9	0
	M	0	0	0	0	25	19,8	11	4	1,3	0	0	0
2013	F	0	0	0	0	1,5	7,1	14,5	4,8	3,1	1,3	0	0
	M	0	0	2	1,6	11,2	39,8	14,7	3,9	0	0	0	0
2015	F	0	0	0	2,8	2,1	3,8	4,4	7,7	2,3	3,2	0	0,9
	M	0	0	3,5	2,3	8,3	17,6	14,3	3	0	0	0	0
2017	F	0	1,8	4,4	0	1,6	2	8,6	11,2	10	1	0	0
	M	0	0	3,1	1	1	8,9	19,6	4,1	0	0	0	0
2019	F	0	0	0	0	2	9,6	10,4	6,7	1,1	2,9	1,5	0
	M	0	0	0	0	10,5	14,5	16,5	5,7	0	0	0	0

Relevé du détroit d'Hécate

		Tranche de longueur (cm)											
Année	Sexe	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60
2005	F	0	0	1,3	0	2,5	6,1	7,5	7,2	5,9	3,6	2,2	0
	M	0	0	0	0	4,5	13,4	4,3	0	0	0	0	0
2007	F	0	3,4	5,2	0	3,9	3,4	2,7	3,4	12,6	5,5	0	0
	M	0	5,6	6,2	5,1	1,9	1,5	1,5	0	0	0	0	0
2009	F	0	2	2,5	12,8	1,9	2,6	4,4	6,5	5,8	9	1	0
	M	0	4,2	9,4	10,1	2,3	3,1	4,3	2,7	0	0	0	0
2011	F	0	0	2,6	3,8	11,7	12,2	10,8	2,7	4,3	3,1	0	0
	M	0	0	1,9	3,4	9,5	4,4	0	2,1	0,9	0	0	0
2013	F	0	0	0	0,9	1,3	1,9	7,7	11,2	7,7	3,2	1,5	0
	M	0	0	0	1,5	2	12,7	8,2	8,9	0	0	0	0
2015	F	0	0	0	0	8,8	4,4	5,1	12,8	10,7	0	1,7	0
	M	0	0	0	2,7	7	8,6	8,9	5,6	0	0	0	0
2017	F	0	0	2,2	0	1	0	4,5	5,4	12,1	3	1,3	0
	M	0	4,3	2,6	0	1,5	3,3	11,3	1,2	0	0	0	0
2019	F	0	0	1,3	0	2,5	6,1	7,5	7,2	5,9	3,6	2,2	0
	M	0	0	0	0	4,5	13,4	4,3	0	0	0	0	0

Relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver

		Tranche de longueur (cm)											
Année	Sexe	16	20	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60
2004	F	0	0	0	1,4	2,7	18,5	19,2	4,6	3,6	0,9	0	0
	M	0	0	0	1,1	34,3	26,3	1,4	0	0	0	0	0
2006	F	0	0	0	3,2	5,2	3,5	10,3	15,9	4,3	2	0	0
	M	0	0	1,9	3,4	9	21,1	8,5	0,9	0	0	0	0
2008	F	0	3,4	1,6	2,4	4,9	7,8	13,1	10,3	1,9	1,5	0	0
	M	9,8	4,3	2,2	4	25,7	6,6	1	1,5	0	0	0	0
2010	F	0	0	2,4	4,3	8,7	9	4	5,5	0	0	0	0
	M	0	0	9,2	16,1	7,6	8,3	0	0	0	0	0	0
2012	F	0	0	3,8	2,8	6,3	15,8	15,3	5,5	3,7	0	0	0
	M	0	4,1	1,9	3,2	18,8	10,8	1	0	0	0	0	0
2014	F	0	0	0	0,9	7,9	6,5	20,5	14,6	2,7	1,5	0	0
	M	0	0	0	1	12,9	17,2	5,4	0	0	0	0	0
2016	F	0	0	2	6,3	12,7	11,7	25,8	31,6	26,7	1,6	0	0
	M	0	1	1,6	10,2	18,2	20,9	16,4	1,6	0	0	0	0
2018	F	0	0	0	1,4	2,7	18,5	19,2	4,6	3,6	0,9	0	0
	M	0	0	0	1,1	34,3	26,3	1,4	0	0	0	0	0

B.5. ERREUR DANS LA DÉTERMINATION DE L'ÂGE

Nous avons utilisé des données de précision à double lecture recueillies par le laboratoire de sclérochronologie à la Station biologique du Pacifique du MPO pour estimer une matrice

d’erreur de détermination de l’âge pour la plie de Californie en Colombie-Britannique. Environ 25 % des otolithes de plie de Californie utilisés pour élaborer les données d’entrée sur la composition selon l’âge aux fins de la présente évaluation ont été lus par deux lecteurs d’âge indépendants : un lecteur primaire, puis un lecteur « de précision » secondaire (f). Sur les 1 121 otolithes à double lecture disponibles, les deux lecteurs ont obtenu le même résultat en ce qui concerne l’âge pour 41 % des otolithes et n’avaient qu’un an de différence pour 81 % des otolithes. Nous n’avons trouvé aucune preuve de tendances temporelles dans la distribution des différences entre les lecteurs pendant l’exploration des données.

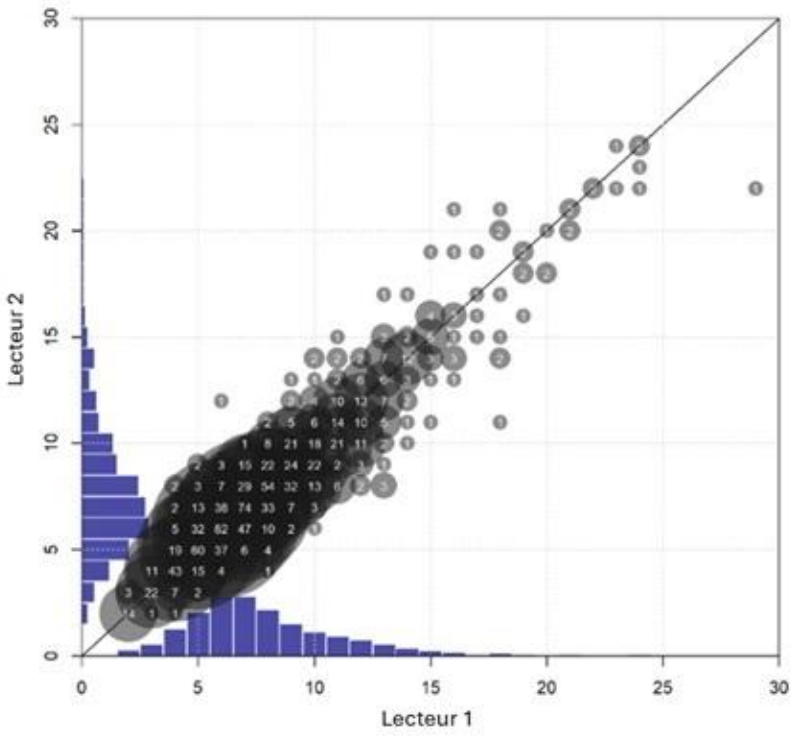


Figure B - 25. Estimations de l’âge provenant d’un lecteur primaire (lecteur 1) par rapport à un lecteur « de précision » secondaire (lecteur 2) pour la plie de Californie, où les tailles d’échantillon correspondant à chaque combinaison d’âges du lecteur 1 et du lecteur 2 sont indiquées numériquement et par la taille des points. Les histogrammes violets montrent le nombre relatif d’estimations à chaque âge pour chaque lecteur. Graphique créé à l’aide du paquet `nwfscAgeingError` *cité dans le texte.*

Nous avons estimé l’erreur de détermination de l’âge à l’aide du paquet '`nwfscAgeingError`' du progiciel R (version 1.3.2, Punt *et al*. 2008; Thorson *et al*. 2012), en modélisant l’écart-type de l’erreur de lecture de l’âge au moyen du même modèle non linéaire à trois paramètres que Richards *et al*. 1992. Le document de Punt *et al*. (2008) élargit la méthode développée par Richards *et al*. (1992) pour permettre la quantification du biais de l’âge et de l’imprécision de l’âge; cependant, nous n’avons pas d’échantillons d’âge connu de la plie de Californie en Colombie-Britannique. Par conséquent, on suppose que les deux lecteurs (le lecteur principal et le lecteur de précision) sont impartiaux. Nous supposons également que les deux lecteurs ont le même écart-type curvilinéaire et qu’ils n’estiment qu’un seul écart-type selon l’âge à représenter dans la matrice de l’erreur de détermination de l’âge.

Le paquet nwfscAgeingError modélise la probabilité que le lecteur *i* attribue à un poisson un âge estimé à *a*’, étant donné que l’âge réel du poisson est *a*, défini comme suit :

$$P^i(A'|A) = exp\left(\frac{-\left(Ab)_A^i(\emptyset)\right)^2}{2\left(\sigma_A^i(\emptyset)\right)^2}\right)$$

Eq. B-7

où, $b)_A^i$ est l'âge prévu lorsque le lecteur i détermine l'âge d'un poisson d'âge réel a, σ_A^i est l'écart-type de l'erreur de détermination de l'âge du lecteur i pour un poisson d'âge a, et $\emptyset$ est un vecteur de paramètres qui détermine la matrice de l'erreur de détermination de l'âge. Parce que nous supposons que les estimations de l'âge ne sont pas biaisées, $b)_A^i$ est fixé à ***a*** dans l'équation ci=dessus. $P^i(A'|A)$ is est fixée à zéro pour a' moins de 1 et a' plus qu'un âge maximal prédéterminé. Pour la plie de Californie en Colombie-Britannique, nous avons fixé l'âge maximal à 36 ans, ce qui constitue l'âge de précision maximal documenté dans la base de données.

L'écart-type de l'erreur de lecture de l'âge, σ_A, est modélisé à l'aide d'un modèle curvilinéaire à trois paramètres :

$$\sigma_A = \begin{cases} \sigma_1 + (\sigma_A - \sigma_1)\dfrac{1 - E^{-\alpha(-1)}}{1 - E^{-\alpha(A-1)}} & 0 \\ \sigma_1 + (\sigma_A - \sigma_1)\dfrac{-1}{A-1} & 0 \end{cases}$$

Eq. B-8

où, σ_1 est l'écart-type de l'erreur de lecture de l'âge pour un âge minimal prédéterminé de 1, σ_A est l'écart-type de l'erreur de lecture de l'âge pour l'âge maximal A, et le paramètre α contrôle l'étendue de la non-linéarité entre l'âge et l'écart-type de la lecture de l'âge, la relation devenant plus linéaire à mesure que α tends vers zéro.

Les valeurs des paramètres dans $\emptyset$ (où, $\emptyset$=$\{\alpha, \sigma_1, \sigma_A\}$) sont estimées en maximisant la fonction de vraisemblance suivante :

$$L(\mathbf{A}'|\mathbf{A}) = \prod_1^J \prod_1^i P^i\left(A_{i,j}|A_j, \emptyset\right)$$

Eq. B-9

où, **A**' est la matrice entière des lectures d'âge observées, $A_{i,j}$ est l'âge observé du poisson *j* par le lecteur i et A_j est l'âge réel du poisson *j*.

Le modèle ajusté final a prédit une relation presque linéaire entre l'âge et l'écart-type de l'erreur de lecture d'âge (Figure B - 26). Le CV de l'erreur de lecture de l'âge était d'environ 14 % à l'âge 1, 12 % à l'âge 2 et 10-11 % pour tous les autres âges.

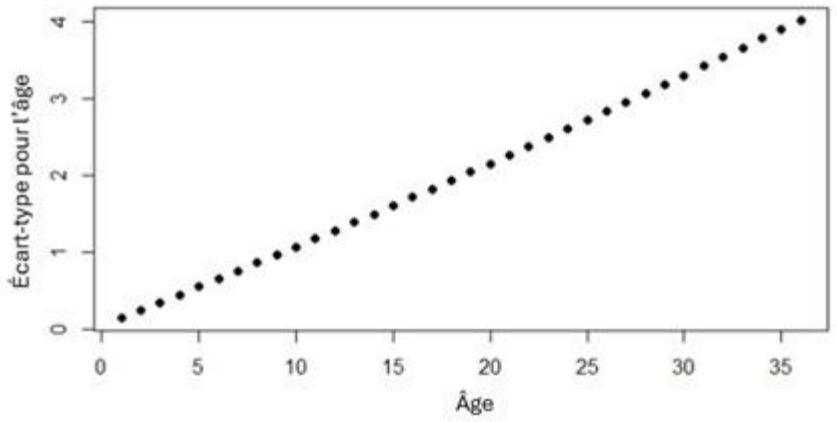


Figure B - 26. Écart-type prévu de de l'erreur de lecture de l'âge pour la plie de Californie en Colombie-Britannique.

RÉFÉRENCES CITÉES

Anderson, S.C., Keppel, E.A., Edwards, A.M., and Grandin, C. 2024. gfplot: Data Extraction and Plotting for DFO PBS Groundfish Stocks . R package version 0.2.1, commit 66ca660b993304fe19bd387edd1ff7ebf711d396.

Holt, K.R., Starr, P.J., Haigh, R., and Krishka, B. 2016. Stock Assessment and Harvest Advice for Rock Sole (*Lepidopsetta spp.*) in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/009. ix + 256 p.

Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H. and Bell, B. M. 2016. 2016. Automatic differentiation and laplace approximation. Journal of Shellfish Research 70:1–21.

McAllister, M. K., et Ianelli, J. N. 1997. Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling-importance resampling algorithm. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 54, 284-300.

Punt, A.E., Smith, D.C., KrusicGolub, K., and Robertson, S. 2008. Quantifying age-reading error for use in fisheries stock assessments, with application to species in Australia's southern and eastern scalefish and shark fishery. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 65, 1991-2005.

Richards, L.J., Schnute, J.T., Kronlund, A.R., and Beamish, R.J. 1992. Statistical models for the analysis of ageing error. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 49, 1801-1815.

Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. Évaluation du stock de sébaste canari (*Sebastes pinniger*) de la Colombie-Britannique en 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.

Stewart, I. J., and Hamel, O.S. 2014. Bootstrapping of sample sizes for length-or age-composition data used in stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 71, 581-588.

Thorson, J.T., Stewart, I.J., and Punt, A.E. 2012. nwfscAgeingError: a user interface in R for the Punt et al. (2008) method for calculating ageing error and imprecision.

ANNEXE C. STANDARDISATION DES CPUE DE LA PÊCHE COMMERCIALE

On a élaboré des indices d'abondance relative fondés sur les captures par unité d'effort (CPUE) de la pêche commerciale au chalut à l'aide d'un modèle linéaire généralisé à effets mixtes fondé sur une distribution de Tweedie qui a standardisé les CPUE pour la profondeur, le lieu de pêche (régions spatiales définies - voir la carte des lieux dans Anderson *et al*. 2019), le mois, le navire et la latitude. Nous avons suivi les méthodes de standardisation de Tweedie documentées dans Anderson *et al*. (2019) et appliquées aux récentes évaluations des stocks de morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*; Forrest *et al*. 2020) et de plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*; Grandin *et al*. sous presse) en Colombie-Britannique. Le code utilisé pour ajuster les modèles MLGM de Tweedie aux données sur les prises et l'effort de pêche relatives à la plie de Californie a été fourni par Sean Anderson (comm. pers., Pêches et Océans Canada, Station biologique du Pacifique; le code est disponible sur simple demande.

C.1. DÉFINITION DE LA FLOTTE

Le niveau de données disponibles pour les analyses MLGM des CPUE de la pêche au chalut en Colombie-Britannique varie dans le temps. Nous avons défini deux périodes en fonction de la disponibilité des données : la période historique (1954 à 1995) et la période moderne (1996 à aujourd'hui), que nous avons utilisées pour notre analyse de la plie de Californie, ce qui constitue la même approche que pour la morue du Pacifique (Forrest *et al*. 2020). L'année 1996 a été utilisée comme point de rupture pour les deux périodes parce qu'il s'agissait du début de la gestion des quotas et de la présence à 100 % des observateurs en mer pour la pêche au chalut en Colombie-Britannique, ce qui a considérablement modifié le comportement de pêche de la flotte. Le nombre de localités de pêche du MPO représentées dans l'ensemble de données sur les CPUE a augmenté de façon marquée en 1991, ce qui correspond au début de la déclaration des prises et de l'effort de pêche trait par trait. Toutefois, un point de rupture supplémentaire en 1991 n'a pas été pris en compte, car la série chronologique de 1991 à 1995 serait trop courte.

Les définitions de la flotte de pêche pour les deux périodes sont décrites ci-dessous, y compris les sources de données disponibles pour chaque période. On a utilisé les données sur les prises et l'effort des sept zones de gestion du poisson de fond comprises dans la définition actuelle du stock à l'échelle de la côte pour calculer les indices de CPUE (zones 3CD, 5ABCDE).

C.1.1. Flotte historique : De 1954 à 1995

Avant 1991, les données sur les prises commerciales et l'effort tirées des pêches au chalut du poisson de fond étaient recueillies dans le cadre de validations à quai et ne sont disponibles qu'au niveau de la sortie et du lieu de pêche. Les journaux de bord sont disponibles depuis 1991, ce qui permet de distinguer les prises et l'effort par rapport à l'événement de pêche (c.-à-d. le trait de chalut). Cependant, afin de combiner les données de 1991 à 1995 avec les données antérieures à 1991, les données sur les événements de pêche de 1991 à 1995 ont été agrégées au niveau de la sortie et du lieu de pêche. Au cours de la période historique, la profondeur, la date et le lieu étaient disponibles comme covariables du modèle.

C.1.2. Flotte moderne : De 1996 à 2023

Depuis 1996, les données sur les prises et l'effort de la pêche commerciale sont enregistrées au niveau des événements de pêche, les prises étant surveillées par des observateurs à bord ou par surveillance vidéo électronique. La résolution des données la plus élevée pour cette période comprenait deux variables supplémentaires utilisées pour normaliser les CPUE : la

latitude et un identifiant de navire unique. Par conséquent, la profondeur, date, le lieu, la latitude et le navire étaient disponibles comme covariables du modèle pendant la période moderne.

Pour définir la flotte moderne, nous avons utilisé des critères semblables à ceux d'autres évaluations du poisson de fond du Pacifique. Les navires compris dans l'analyse de standardisation devaient avoir capturé des plies de Californie dans au moins 100 traits entre 1996 et 2023, et d'avoir dépassé un seuil d'au moins cinq sorties ayant capturé des plies de Californie pendant au moins cinq ans.

C.2. PRÉDICTEURS DE LA STANDARDISATION

La description suivante des variables prédictives utilisées pour le modèle MLGM de Tweedie a été reproduite sur la base d'Anderson *et al*. 2019.

Pour la profondeur et la latitude, nous avons regroupé les valeurs dans une séquence de bandes afin de permettre des relations non linéaires entre ces prédicteurs et les CPUE (p. ex. Maunder et Punt 2004). Pour la profondeur, nous avons classé la profondeur du chalut en bandes de 25 m de large. Pour la latitude, nous avons utilisé des bandes de 0,1 degré de largeur. Afin d'obtenir suffisamment de données pour estimer un coefficient pour chaque niveau de facteur, nous avons limité la plage des tranches de profondeur à celles qui se situaient dans la probabilité cumulative de 0,1 % à 99,9 % d'observations positives, puis nous avons supprimé toutes les niveaux de facteurs (pour toutes les variables prédictives) qui contenaient moins de 0,1 % des observations positives.

Les prédicteurs qui sont traités comme des facteurs dans un modèle statistique ont besoin d'un niveau de référence - un niveau à partir duquel les autres coefficients pour cette variable estiment une différence. Le niveau de référence devient alors la valeur prédictive qui est utilisée dans la prédiction pour l'indice standardisé. Nous avons choisi le niveau de facteur le plus fréquent comme niveau de référence – un choix courant pour ces types de modèles (Maunder et Punt 2004). Par exemple, nous avons fixé le mois de référence comme étant le mois le plus commun observé dans l'ensemble de données filtrées uniquement pour les seuls où l'espèce a été capturée. Ce choix de niveau de référence n'a influé que sur l'interception ou l'ampleur relative de notre indice en raison de la forme de notre modèle (voir ci-dessous), et ne fait aucune différence fonctionnelle dans les séries chronologiques des CPUE des pêches commerciales présentées dans le présent rapport, car elles sont toutes mises à l'échelle au même maximum et affichées sans unité.

La description suivante du MGLM de Tweedie a été reproduite, avec permission, sur la base d' Anderson *et al*. 2019.

La distribution de Tweedie a un paramètre moyen ainsi que deux paramètres supplémentaires : un paramètre de puissance ρ et un paramètre de dispersion φ. Si $(1)\ 999 - 2$, la distribution de Tweedie représente alors une distribution composée entre la distribution de Poisson (1) et la distribution gamma (2). En fait, le Tweedie est aussi appelé la « distribution composée Poisson-Gamma » dans ce cas délimité. Nous notons toutefois que la distribution composée Poisson-Gamma est souvent utilisée pour faire référence à un reparamétrage dans laquelle les composantes Poisson et Gamma sont ajustées de sorte qu'elles ne sont pas censées avoir les mêmes coefficients prédictifs que dans la distribution de Tweedie (p. ex. Foster et Bravington 2013; Lecomte *et al*. 2013).

Nous avons ajusté le MLGM de Tweedie (modèle linéaire généralisé à effets mixtes) comme suit :

$$y_i \sim \text{Tweedie}(\mu_i, \rho, \varphi)(1)\ 999 - 2$$

$$\mu_i = exp\left(\mathbf{X}_i\beta + \alpha_{j[i]}^{locality} + \alpha_{k[i]}^{locality-year} + \alpha_{l[i]}^{vessel}\right)$$

$$\alpha_j^{\text{locality}} \sim \text{Normal}\left(0\sigma_{\alpha\ \text{locality}}^2\right)$$

$$\alpha_k^{\text{locality - year}} \sim \text{Normal}\left(0\sigma_{\alpha\ \text{locality - year}}^2\right)$$

$$\alpha_l^{\text{vessel}} \sim \text{Normal}\left(0\sigma_{\alpha\ \text{vessel}}^2\right)$$

Eq. C-1

où, *i* représente une seule sortie (données historiques) ou un seul trait (données modernes), y_i représente la capture (kg) par unité d'effort (heures de chalutage), $\mathbf{X}_i$ représente un vecteur des prédicteurs à effet fixe (historiques : tranches de profondeur, mois; données modernes : tranches de profondeur, mois, tranches de latitude), β représente un vecteur de coefficients, et μ_i représente les CPUE attendues dans une sortie ou un trait. Les interceptions des effets aléatoires (symboles α) peuvent différer de l'interception globale par lieu *j* ($\alpha_j^{\text{locality}}$), lieu – année k ($\alpha_k^{\text{locality - year}}$), et navire *l* ($\alpha_l^{\text{vessel}}$) pour l'ensemble de données moderne seulement, puis sont limitées par des distributions normales avec des écarts-types respectifs sont marqués par des paramètres σ. En incluant les interactions lieu-année, nous permettons aux différents lieux d'avoir des tendances des CPUE uniques (quelque peu limitées par la distribution des effets aléatoires) tout en estimant la tendance moyenne globale.

On peut ensuite calculer l'estimation standardisée des CPUE pour l'année *t*, μ_t, comme suit :

$$\mu_t = \exp(\mathbf{X}_t\beta)$$

Eq. C-2

où $\mathbf{X}_t$ représente un vecteur de prédicteurs fixé aux niveaux de référence (*r*) avec l'année fixée à l'année d'intérêt. Comme chacune des interceptions aléatoires α est fixée à zéro, l'indice est prédit pour un lieu moyen, une année-lieu et un navire. Nous avons estimé les effets fixes avec la probabilité marginale maximale tout en intégrant les effets aléatoires avec le logiciel statistique Template Model Builder (TMB) qu moyen du paquet glmmTMB du progiciel R. Nous avons utilisé les erreurs-types (*ET*) telles qu'elles sont calculées par TMB avec le$log(\mu_t)$ à l'aide de la méthode Delta généralisée. Nous avons ensuite calculé les intervalles de confiance de Wald à 95 % comme suit :$exp(\mu_t \pm 1{,}96SE_t)$. Aux fins de comparaison, nous avons calculé une série chronologique non standardisée en additionnant les prises de chaque année et en les divisant par la somme de l'effort annuel (les lignes pointillées sur les pages des figures).

C.3. RÉSULTATS

C.3.1. CPUE de la période historique (de 1954 à 1995)

Les prises brutes de plie de Californie montrent des tendances variables dans le temps entre 1954 et 1995, tandis que l'effort montre une tendance à la hausse vers la fin de la période (figure C-1). La majorité des prises de plie de Californie pendant cette période provenaient de profondeurs de 50 à 225 m; cependant, de petites parties des prises provenaient de profondeurs allant jusqu'à 450 m (figure C-2).



Figure C - 1. Série chronologique brute des prises de plie de Californie et nombre total d'heures de chalutage (peu importe l'espèce capturée) pour la période historique, qui couvrait les années 1955 à 1995 comme le montre l'axe des abscisses.

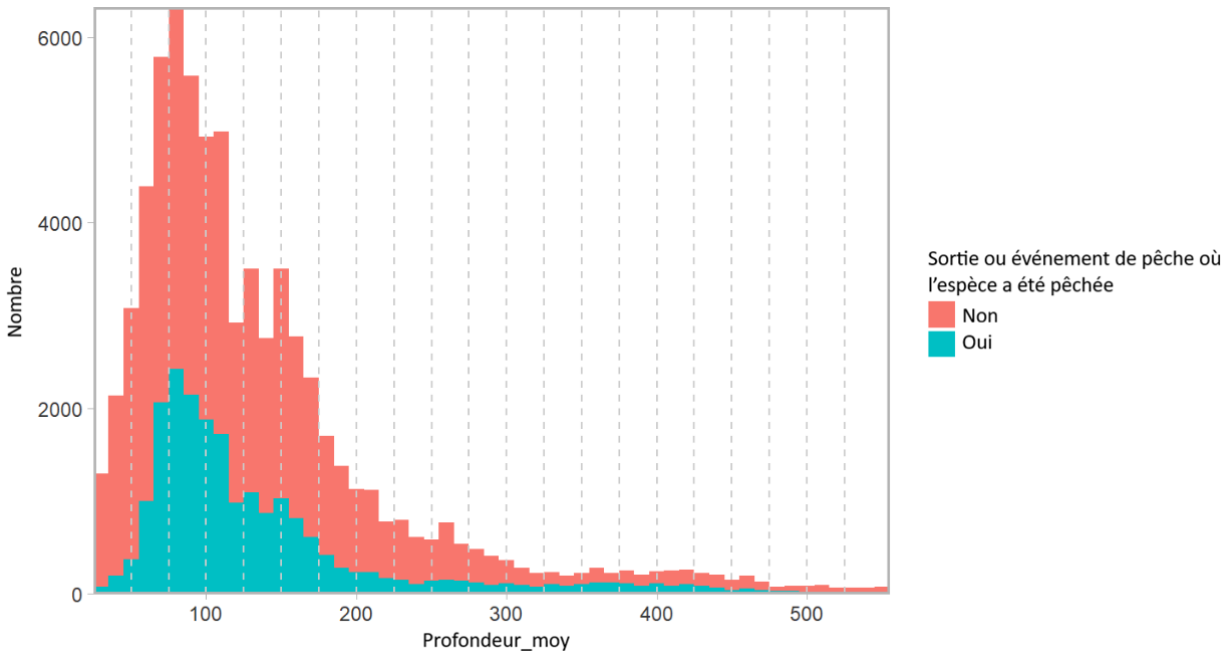


Figure C - 2. Distribution de la profondeur (en mètres) pour les sorties de pêche dans le cadre desquelles on a capturé ou pas capturé de plie de Californie au cours de la période historique (de 1954 à 1995).

Les tendances temporelles étaient apparentes dans la profondeur, le mois et le lieu de la pêche au cours de la période historique (Figure C - 3). Nous constatons une augmentation des profondeurs exploitées par la pêche au chalut à partir du début des années 1980, suivie d'une autre augmentation dans les années 1990. Il y a également une augmentation de la pêche pendant les mois d'hiver tout au long des années 1980 et au début des années 1990, la plie de Californie étant fréquemment observée pendant les mois d'hiver. Les lieux de pêche précis ont fluctué dans le temps, avec une augmentation du nombre de lieux de pêche tout au long de la période.

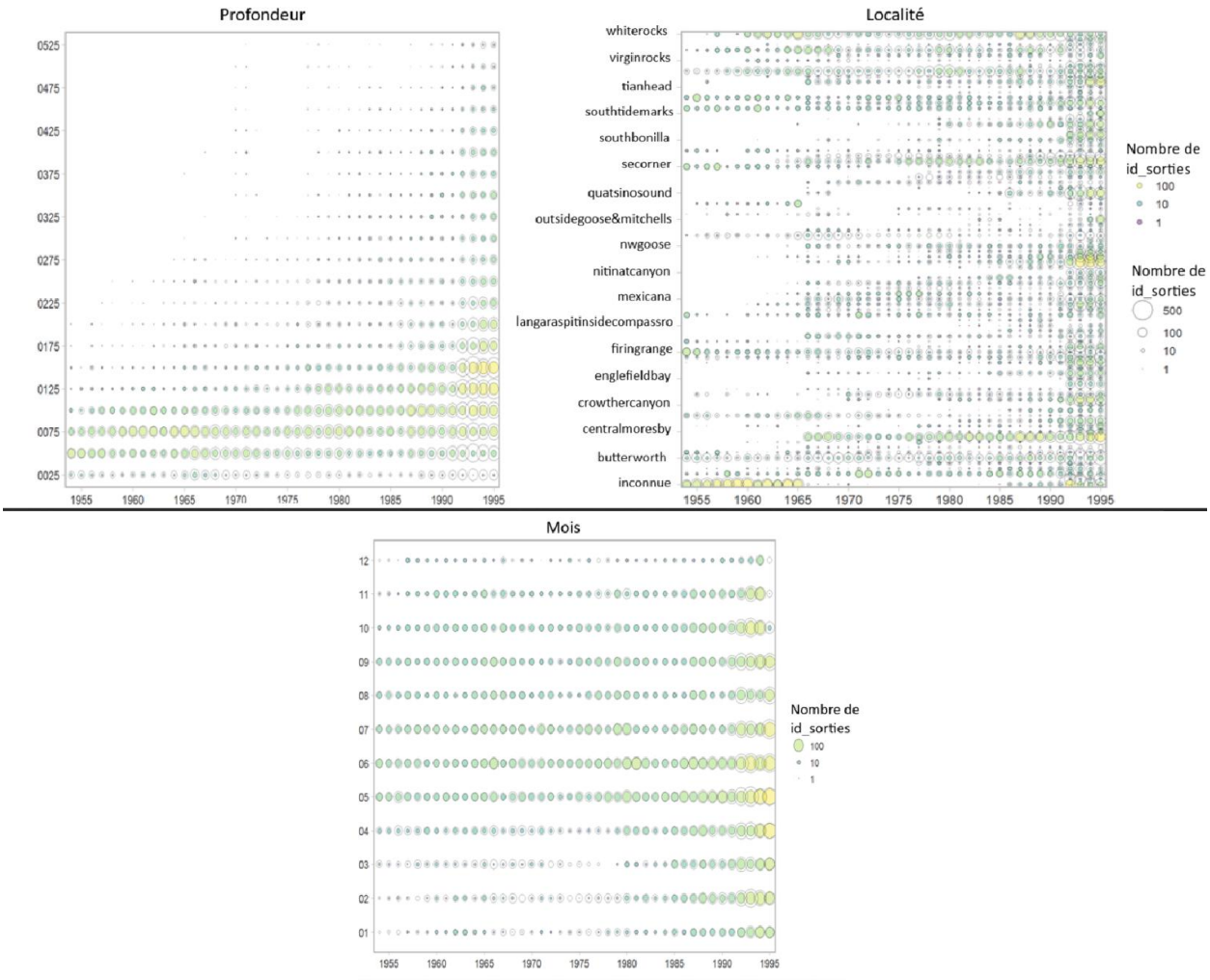


Figure C - 3. Distribution des prédicteurs (profondeur, lieu et mois) dans les modèles de standardisation des CPUE pour la période historique (de 1954 à 1995). La zone des cercles plus à l'extérieur représente le nombre de sorties (« id_sorties ») pour cette valeur prédictive et la combinaison d'années. La superficie et l'ombrage des cercles plus à l'intérieur représentent le nombre de combinaisons sortie-lieu pour cette valeur prédictive et la combinaison d'années où l'on a capturé la plie de Californie.

On a utilisé des graphiques des coefficients pour examiner la contribution de tous les paramètres d'effets fixes et aléatoires à la standardisation du modèle MLGM (Figure C - 4 à Figure C - 6). Des tendances fortes étaient apparentes dans les coefficients fixes pour la profondeur et le mois.

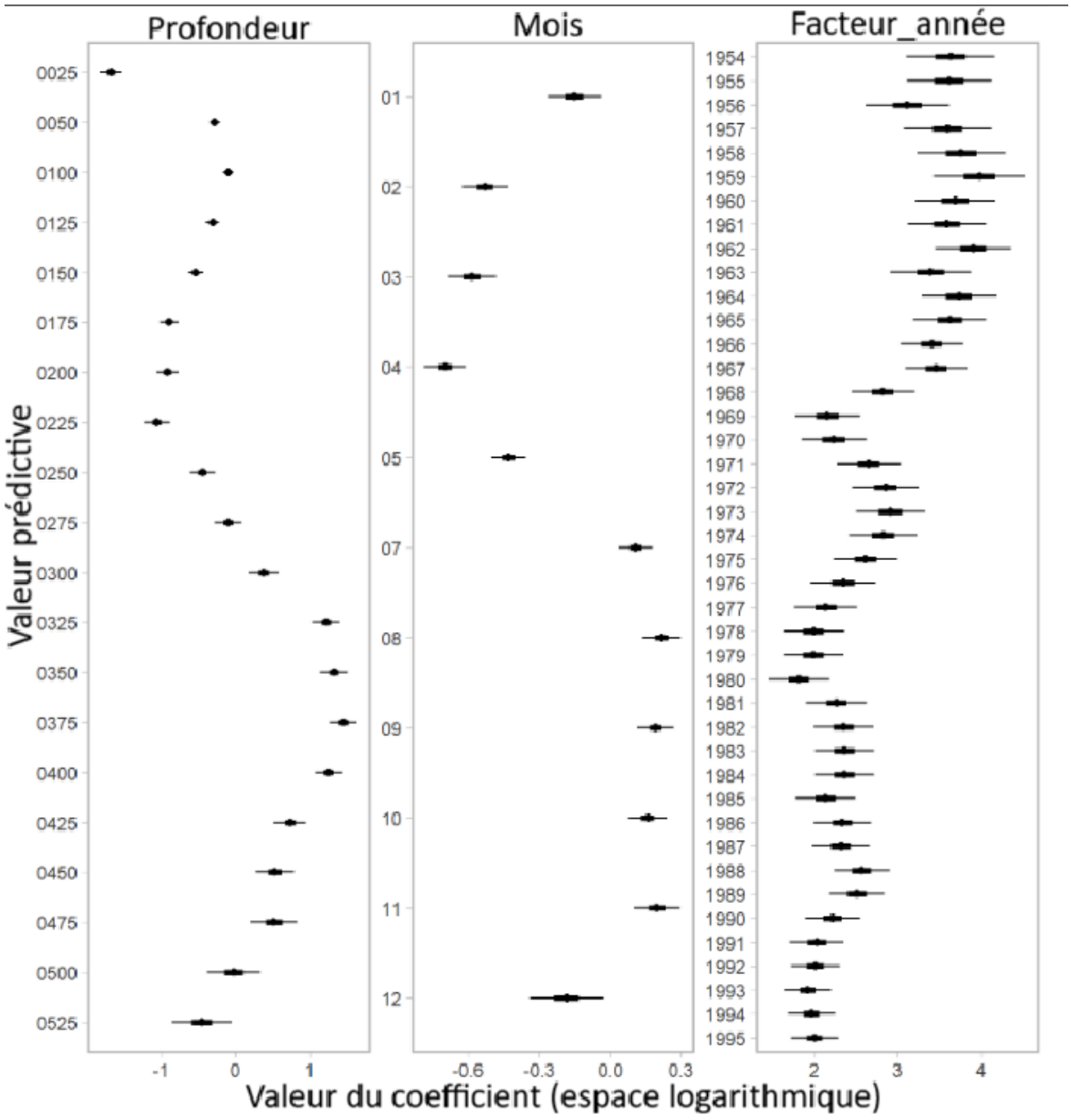


Figure C - 4. Coefficients d'effet fixes pour le modèle de standardisation des CPUE de la pêche commerciale au cours de la période historique. Dans tous les cas, les valeurs sont par rapport au niveau de facteur (le niveau de facteur manquant dans chaque graphique) de référence (le plus courant). Les points représentent la moyenne, tandis que les segments de ligne épais et minces représentent les intervalles de confiance de Wald à 50 % et 95 %, respectivement.

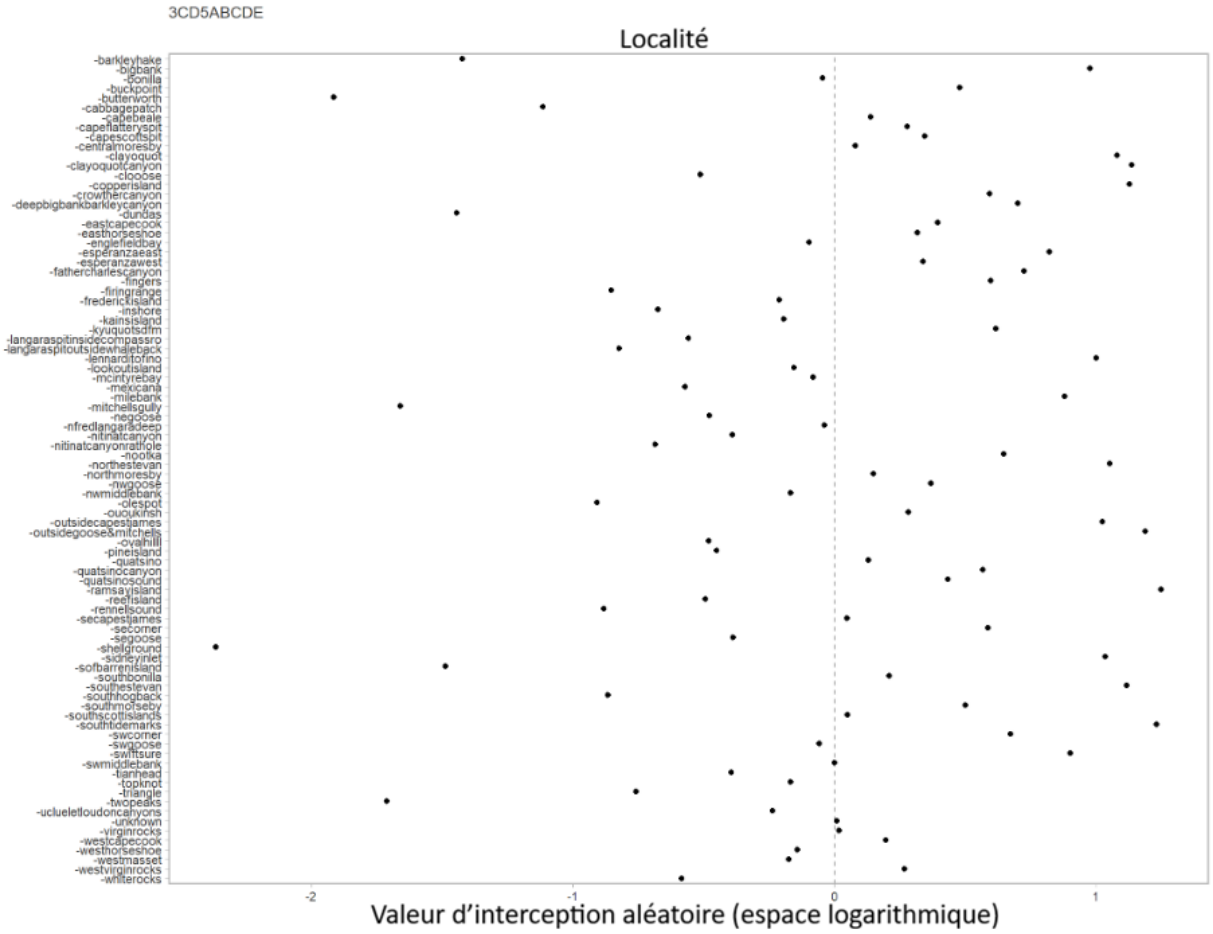


Figure C - 5. Effets aléatoires de la localisation pour le modèle de standardisation des CPUE commerciales historiques.



Figure C - 6. Valeurs d'interception aléatoires pour l'effet de l'interaction lieu-année dans le modèle de standardisation de la période historique. Les étiquettes des panneaux représentent les noms des lieux. Les années sur l'axe des abscisses vont de 1954 à 1995.

Une comparaison de l'indice final standardisé des CPUE avec un indice non standardisé des CPUE nominales est présentée dans la Figure C - 7. Le processus de standardisation augmente les CPUE au début de la série chronologique de la période historique, pendant laquelle moins de sorties de pêche ont eu lieu à des profondeurs plus grandes (> 250 m) durant les mois d'hiver. Ce résultat correspond à ce qui était attendu, étant donné que les observations de regroupements de géniteurs sont connues pour être plus élevées à ces profondeurs plus grandes pendant l'hiver. La standardisation a également réduit quelque peu les CPUE au début des années 1970 par rapport à l'indice non standardisé.

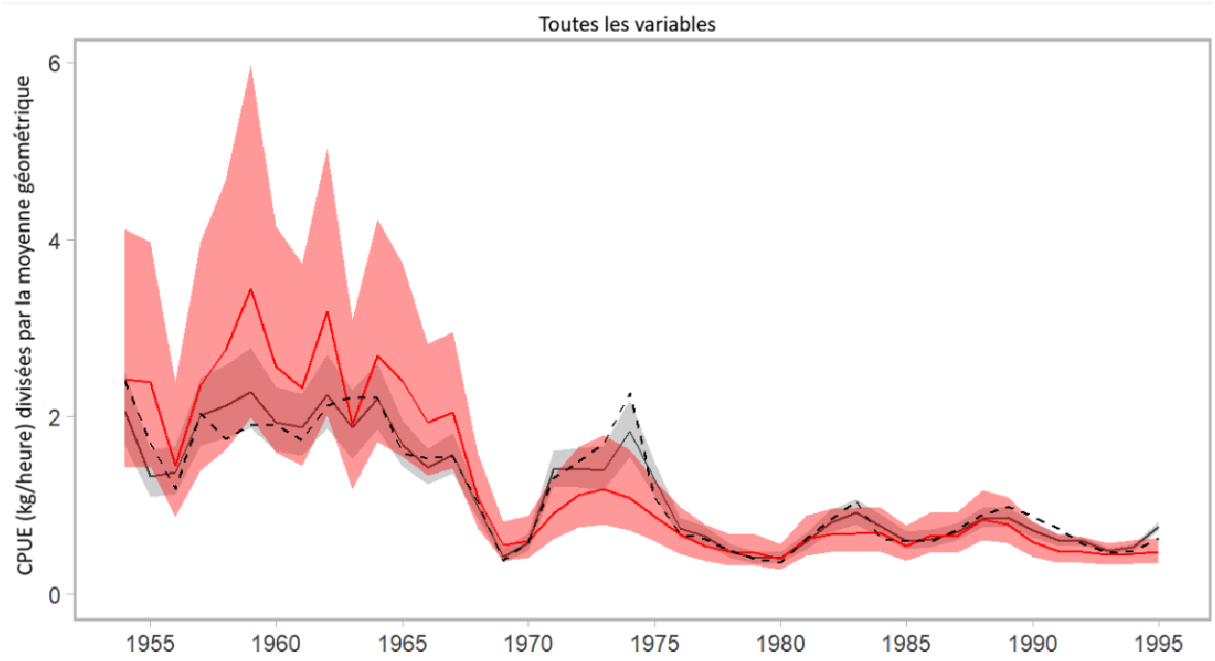


Figure C - 7. Indices des CPUE de la pêche commerciale pour la période historique couvrant les années 1955 à 1995, comme le montre l'axe des abscisses. La ligne rouge est la version standardisée, la ligne noire continue est une version avec seulement un prédicteur d'année avec le modèle d'observation de Tweedie, et la ligne pointillée est la somme des prises pour l'espèce divisée par l'effort. Les rubans indiquent les intervalles de confiance à 95 % (Wald).

Tableau C - 1. Valeurs de l'indice des CPUE (kg/heure) de la pêche commerciale pour le modèle de standardisation complet de la période historique. Les valeurs « inférieur » et « supérieur » représentent les seuils supérieur et inférieur des intervalles de confiance à 95 % (Wald).

Année	CPUE	Inférieur	Supérieur
1954	37,74	22,25	64,03
1955	37,13	22,34	61,73
1956	22,50	13,62	37,15
1957	36,56	21,66	61,71
1958	42,87	25,31	72,60
1959	53,50	30,92	92,58
1960	39,95	24,76	64,46
1961	36,18	22,61	57,89
1962	49,48	31,36	78,07
1963	29,73	18,36	48,14
1964	41,83	26,65	65,65
1965	37,34	24,07	57,93
1966	30,18	20,77	43,86
1967	31,76	21,97	45,92
1968	16,80	11,49	24,56
1969	8,65	5,84	12,81
1970	9,32	6,32	13,73
1971	14,18	9,71	20,72
1972	17,33	11,65	25,80
1973	18,42	12,17	27,88

Année	CPUE	Inférieur	Supérieur
1974	16,85	11,25	25,25
1975	13,59	9,24	19,99
1976	10,45	7,09	15,38
1977	8,48	5,84	12,31
1978	7,33	5,08	10,59
1979	7,31	5,09	10,49
1980	6,15	4,28	8,84
1981	9,60	6,72	13,71
1982	10,46	7,34	14,91
1983	10,61	7,44	15,15
1984	10,60	7,41	15,17
1985	8,47	5,94	12,08
1986	10,33	7,36	14,51
1987	10,16	7,23	14,27
1988	13,06	9,40	18,16
1989	12,29	8,89	17,00
1990	9,20	6,63	12,77
1991	7,61	5,50	10,52
1992	7,49	5,60	10,01
1993	6,83	5,16	9,04
1994	7,13	5,37	9,47
1995	7,42	5,58	9,86

C.3.2. CPUE de la période moderne (de 1996 à 2023)

Les prises brutes de plie de Californie montrent une tendance variable, mais généralement à la hausse, entre 1996 et 2023, tandis que l'effort montre une tendance à la baisse au cours de la même période (Figure C - 8). La majorité des prises de plie de Californie pendant cette période provenaient de profondeurs de 50 à 450 m (Figure C - 9). Une plus grande partie des prises de plie de Californie provenait de profondeurs supérieures à 250 m pour la période moderne comparativement à la période historique, ce qui coïncide avec l'élimination des limites hivernales pour la plie de Californie après l'introduction des quotas individuels transférables (QIT) en 1996.

La distribution des événements de pêche entre les profondeurs, les mois et les lieux, ainsi que la distribution des événements de pêche où l'on a observé des plies de Californie, était plus constante dans le temps pour la période moderne que pour la période historique (Figure C - 10). La répartition des événements de pêche et des observations de plie de Californie entre les bandes latitudinales était également relativement constante dans le temps. Il y avait des tendances dans le nombre de navires pêchant au fil du temps, avec moins de navires à la fin de la période comparativement à 1996. Les prises de plie de Californies ont donc devenues plus concentrées pour un moins grand nombre de navires au fil du temps.

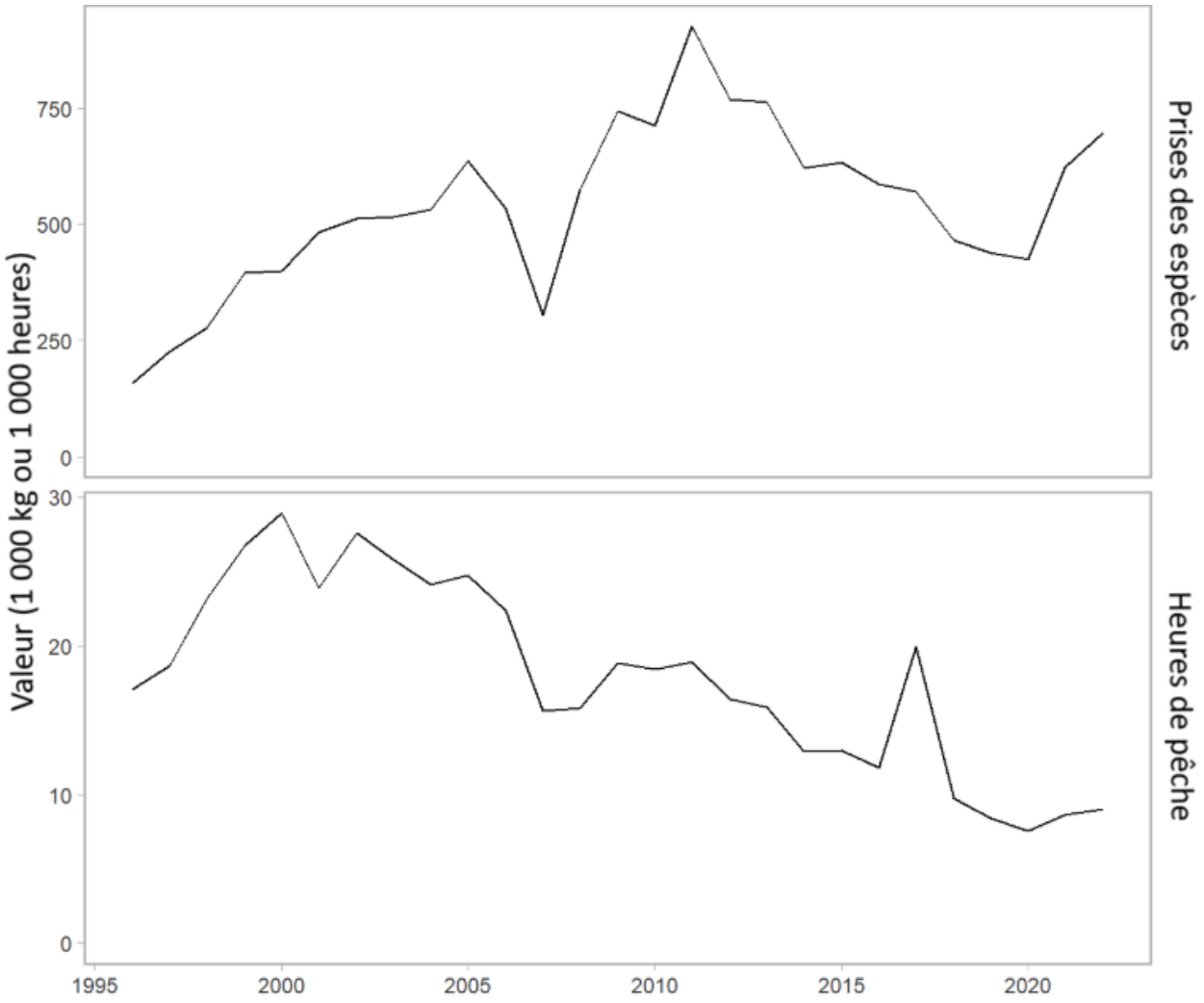


Figure C - 8. Série chronologique brute des prises de plie de Californie et nombre total d'heures de chalutage (peu importe l'espèce capturée) pour la période moderne, qui couvre les années 1996 à 2023 comme le montre l'axe des abscisses.

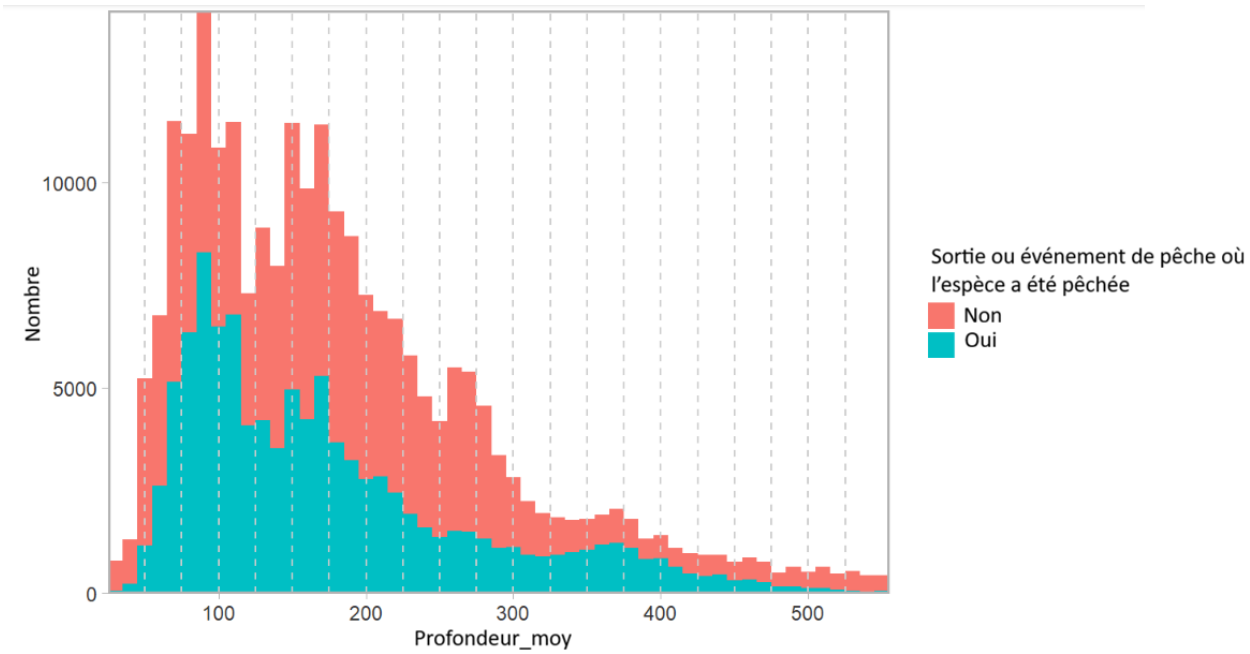


Figure C - 9. Distribution de la profondeur pour les événements de pêche au chalut dans le cadre desquels on a capturé ou pas capturé de plie de Californie au cours de la période moderne (de 1996 à 2023).

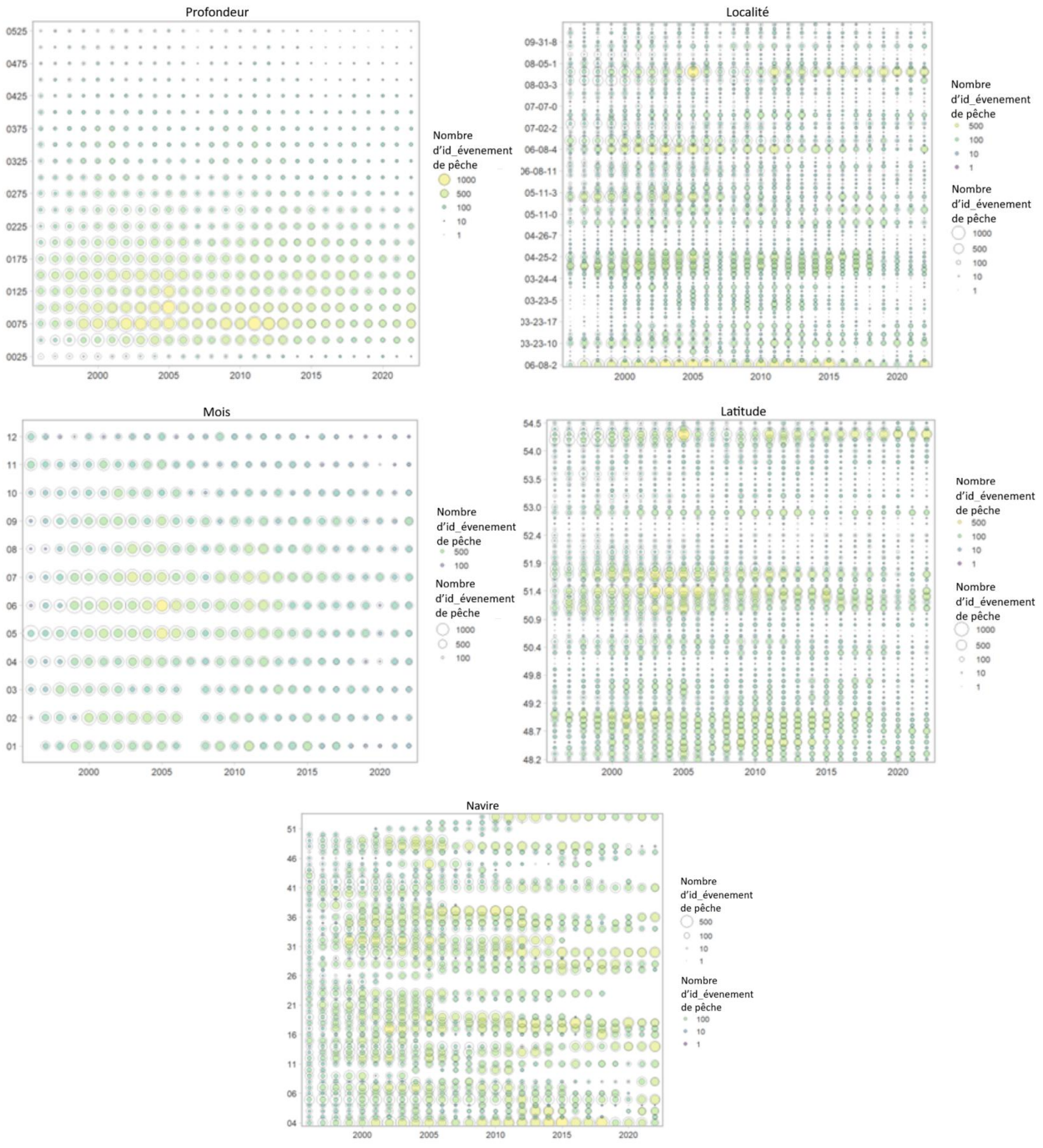


Figure C - 10. Distribution des prédicteurs (profondeur, lieu, mois, latitude et navire) dans les modèles de standardisation des CPUE pour la période moderne(de 1996 à 2023). La zone des cercles plus à l'extérieur représente le nombre de traits de chalut (« id_évènement_pêche ») pour cette valeur prédictive et la combinaison d'années. La superficie et l'ombrage des cercles plus à l'intérieur représentent le nombre de combinaisons sortie-lieu pour cette valeur prédictive et la combinaison d'années où l'on a capturé la plie de Californie.

On a utilisé des graphiques des coefficients pour examiner la contribution de tous les paramètres d'effets fixes et aléatoires à la standardisation du modèle MLGM (Figure C - 11 à

Figure C - 13). Des tendances fortes étaient apparentes dans les coefficients fixes pour la profondeur, le mois et la latitude.

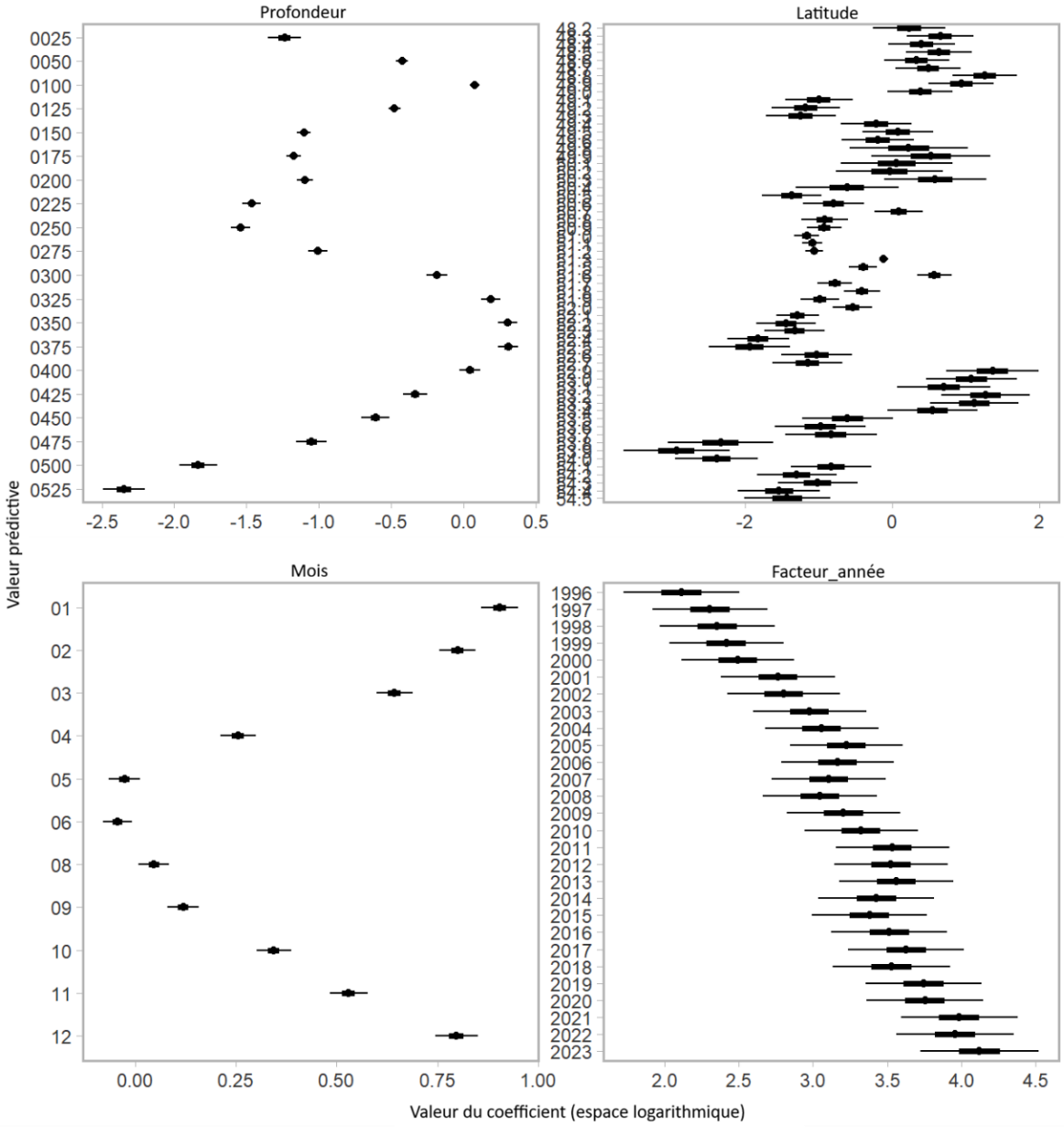


Figure C - 11. Coefficients d'effet fixes pour le modèle de standardisation des CPUE de la pêche commerciale au cours de la période moderne. Dans tous les cas, les valeurs sont par rapport au niveau de facteur (le niveau de facteur manquant dans chaque graphique) de référence (le plus courant). Les points représentent la moyenne, tandis que les segments de ligne épais et minces représentent les intervalles de confiance de Wald à 50 % et 95 %, respectivement.

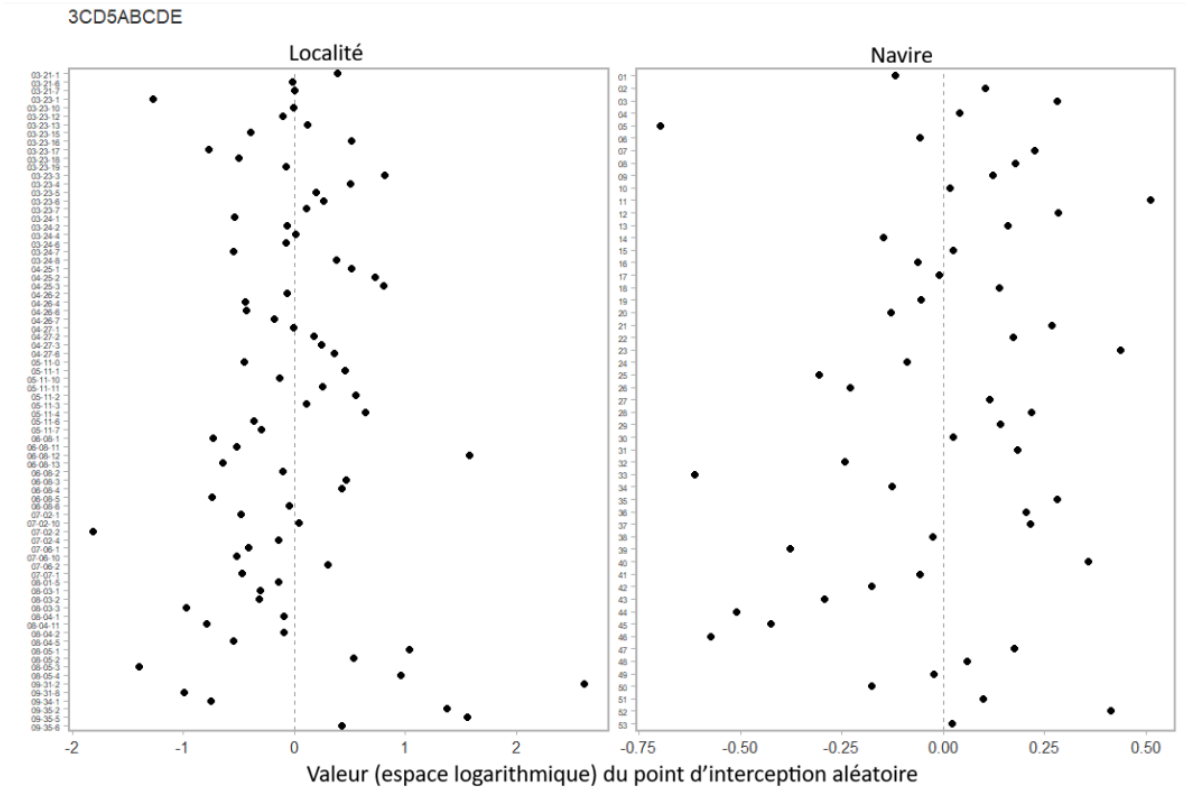


Figure C - 12. Effets aléatoires des lieux pour le modèle de standardisation des CPUE de la pêche commerciale au cours de la période moderne.

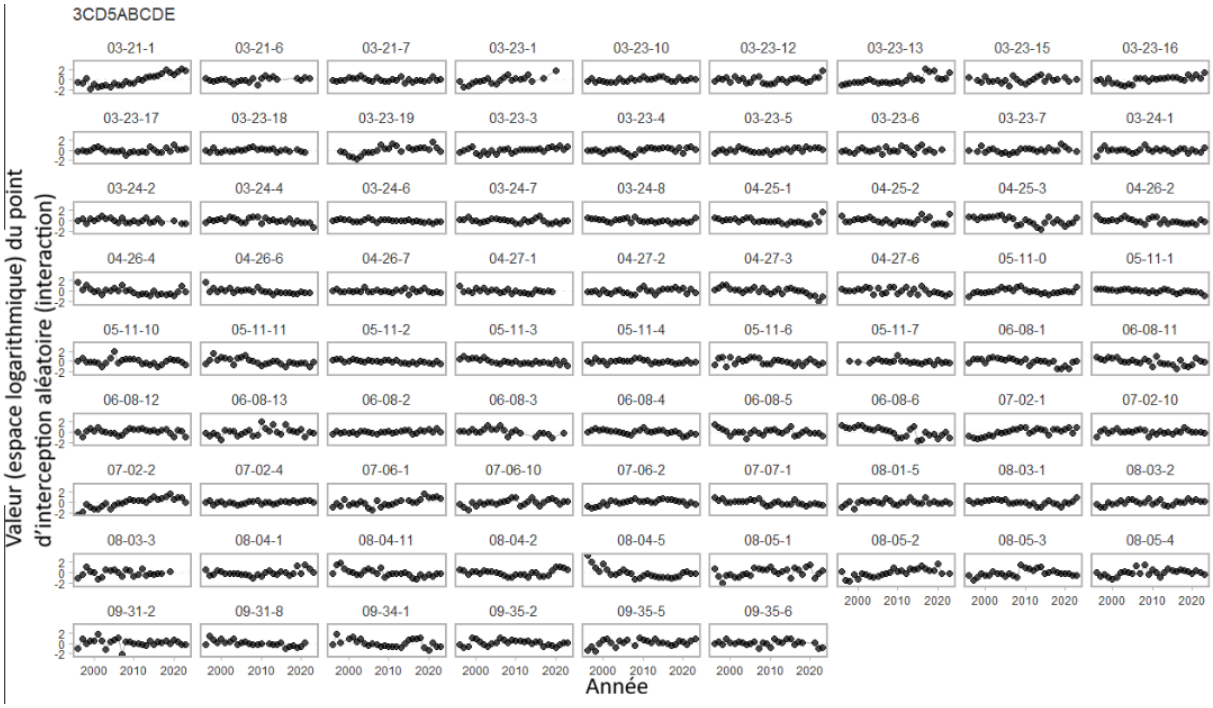


Figure C -13. Valeurs d'interception aléatoires pour l'effet de l'interaction lieu-année dans le modèle de standardisation de la période moderne. Les étiquettes des panneaux représentent les codes des lieux. Les années sur l'axe des abscisses vont de 1996 à 2023.

e processus de standardisation n'a pas eu d'incidence importante sur la forme de la série chronologique des CPUE de la période moderne, bien que la série chronologique ait été légèrement lissée (Figure C - 14). La faible incidence de la standardisation indique probablement qu'il n'y a pas eu de changements systématiques dans les facteurs de standardisation compris dans le modèle au cours de la période moderne.

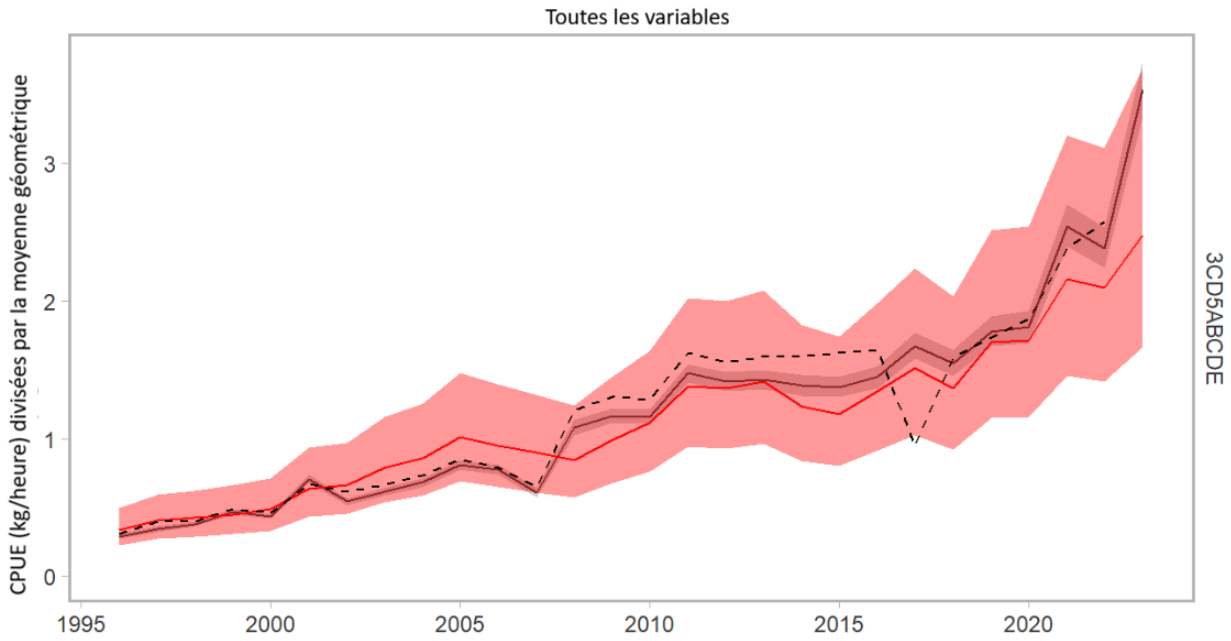


Figure C - 14. Indices des CPUE de la pêche commerciale pour la période moderne couvrant les années 1996 à 2023, comme le montre l'axe des abscisses. La ligne rouge est la version standardisée, la ligne noire continue est une version avec seulement un prédicteur d'année avec le modèle d'observation de Tweedie, et la ligne pointillée est la somme des prises pour l'espèce divisée par l'effort. Les rubans indiquent les intervalles de confiance à 95 % (Wald).

Tableau C - 2. Valeurs de l'indice des CPUE (kg/heure) de la pêche commerciale pour le modèle de standardisation complet de la période moderne. Les valeurs « inférieur » et « supérieur » représentent les seuils supérieur et inférieur des intervalles de confiance à 95 % (Wald).

Année	CPUE	Inférieur	Supérieur
1996	8,28	5,59	12,26
1997	10,03	6,79	14,80
1998	10,53	7,15	15,50
1999	11,20	7,62	16,46
2000	12,10	8,26	17,73
2001	15,86	10,81	23,26
2002	16,49	11,26	24,15
2003	19,64	13,41	28,75
2004	21,31	14,55	31,19

Année	CPUE	Inférieur	Supérieur
2005	25,17	17,20	36,84
2006	23,70	16,18	34,72
2007	22,32	15,19	32,79
2008	21,04	14,33	30,89
2009	24,68	16,85	36,16
2010	27,78	18,94	40,73
2011	34,32	23,41	50,32
2012	33,97	23,15	49,85
2013	35,24	23,98	51,79
2014	30,77	20,85	45,41
2015	29,39	19,92	43,37
2016	33,57	22,75	49,52
2017	37,62	25,45	55,62
2018	34,09	22,96	50,61
2019	42,35	28,60	62,70
2020	42,71	28,78	63,37
2021	53,81	36,31	79,74
2022	52,24	35,15	77,63
2023	61,71	41,40	91,99

RÉFÉRENCES CITÉES

Anderson, S.C., Keppel, E.A., et Edwards, A.M. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

Anderson, S.C., Ward, E.J., English, P.A., Barnett, L.A., and Thorson, J.T. 2024. sdmTMB: an R package for fast, flexible, and user-friendly generalized linear mixed effects models with spatial and spatiotemporal random fields. BioRxiv, 2022.03.24.485545.

Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., et Starr, P.J. 2020. Évaluation de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte (zone 5ABCD), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD) en 2018. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 226 p.

Foster, S.D., and Bravington, M.V. 2013. A Poisson–Gamma model for analysis of ecological non-negative continuous data. Environmental and Ecological Statistics, 20(4), 533-552.

Grandin, C.J., Anderson, S.C. et English, P.A. Évaluation du stock de plie à grande bouche *(Atheresthes stomias)* de la Colombie-Britannique en 2021. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Avis sci.

Lecomte, J.-B., Benoît, H.P., Ancelet, S., Etienne, M.-P., Bel, L., and Parent, E. 2013. Compound Poisson-gamma vs. Delta-gamma to handle zero-infated continuous data under a variable sampling volume. Methods in Ecology and Evolution 4(12), 1159–1166.

Maunder, M.N., and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: A review of recent approaches. Fisheries Research, 70(2), 141–159.

Thorson. 2018. Three problems with the conventional delta-model for biomass sampling data, and a computationally efficient alternative. Canadian Journal of Fisheries Aquatic Sciences. 75, 1369 – 1382.

ANNEXE D. INDICES DES RELEVÉS

Quatre indices de la biomasse des relevés différents ont été utilisés aux fins de la modélisation de l'évaluation du stock. Trois de ces relevés font partie des relevés synoptiques au chalut de fond sur les poissons de fond du MPO, qui sont menés au large de la côte ouest du Canada depuis environ 2003 à 2005. Ces relevés fonctionnent comme trois relevés distincts dans différentes parties de la côte (côte ouest de l'île de Vancouver, bassin de la Reine-Charlotte et détroit d'Hécate) et sont généralement réalisés tous les deux ans, avec différentes relevés effectués en alternance. Nous avons élaboré des indices de la biomasse pour chacun des trois relevés synoptiques au chalut à l'aide de modèles géostatistiques élaborés et appliqués précédemment aux espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique (Anderson *et al*. 2019). Ces trois indices de relevé ont été utilisés dans le modèle d'ensemble de référence pour la présente évaluation. La quatrième série d'indices de relevé utilisée provient du relevé au chalut triennal historique de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) des États-Unis (aussi appelé relevé triennal du NMFS), qui a été effectué dans les eaux canadiennes au large de l'île de Vancouver entre 1980 et 2001. Cette série de données n'a pas été utilisée dans le modèle d'ensemble de référence, mais a été considérée comme une analyse de sensibilité.

D.1. RELEVÉS SYNOPTIQUES AU CHALUT DU MPO : MODÉLISATION GÉOSTATISTIQUE

D.1.1. Méthodes

Les ensembles de données des relevés pour chacun des trois relevés synoptiques au chalut ont été extraits des bases de données du MPO à l'aide du paquet gfdata du progiciel R, qqui a été développé comme un outil reproductible permettant de soutenir le rapport de synthèse des données sur le poisson de fond (Anderson *et al*. 2019; figures D – 1, D – 2 et D – 3). Les données des relevés sont également accessibles au public par l'intermédiaire du portail de données du gouvernement ouvert du MPO.

Les densités de la biomasse prévues dans le relevé spatial au chalut ont été modélisées à l'aide de MLGM spatiotemporelles géostatistiques (modèles linéaires généralisés à effets mixtes; Anderson *et al*. 2024) appliqués indépendamment aux données de chacun des trois relevés synoptiques au chalut. Dans ces modèles spatio-temporels, on utilise des effets aléatoires pour expliquer les composantes spatiales et/ou spatiotemporelles. Les effets aléatoires spatiaux sont constants dans le temps, et les effets aléatoires spatio-temporels varient dans le temps. Les indices de la plie de Californie pour les trois relevés synoptiques ont été estimés avec le paquet sdmTMB (Anderson *et al.* 2024). Le paquet sdmTMB présente de nombreux avantages, comme une interface conviviale et flexible, une estimation rapide, une validation croisée simple hors échantillon et une utilité pour les données volumineuses et complexes. Le paquet sdmTMB applique une approximation fondée sur une équation différentielle partielle stochastique (EDPS) aux champs aléatoires gaussiens avec les champs aléatoires gaussiens de Markov (Lindgren *et al*. 2011). L'approximation de Laplace, mise en œuvre dans le progiciel TMB (Kristensen *et al*. 2016), est utilisé aux fins de l'intégration des effets aléatoires. La formulation de ces modèles est la suivante :

$$g(\mu_{s,t}) = X_{s,t}\beta + \omega_s + \epsilon_{s,t}$$

Eq. D-1

où *g()* représente une fonction de liaison; $\mu_{s,t}$ est la valeur attendue de la densité au lieu s et au temps *t*, $X_{s,t}$ est une matrice de covariables, β est un vecteur des coefficients à effet fixe, ω_s est l'effet aléatoire spatial au lieu *s*, et $\epsilon_{s,t}$ est l'effet aléatoire spatio-temporel au lieu *s* et au temps *t*.

Pour chaque relevé synoptique au chalut, les modèles spatiotemporels ont été ajustés avec et sans covariable de profondeur et avec les familles de Tweedie, de delta-lognormal et de delta-gamma. L'effet de la profondeur a été inclus par une fonction de splines, car on s'attend à ce que l'effet de la profondeur soit non linéaire. On a confirmé la convergence du modèle en vérifiant les gradients et les matrices hessiennes. Nous avons construit nos mailles de triangulation afin de mettre en œuvre l'EDPS de sorte que la distance minimale autorisée entre les sommets dans le maillage soit de 10 km pour chacun des relevés synoptiques. Le meilleur modèle pour chaque relevé a été déterminé au moyen du CIA. La biomasse a ensuite été prédite sur chacune des grilles du relevé synoptique et agrégée pour que l'on puisse déterminer les indices du relevé. Les estimations de la biomasse sont une somme du produit de la densité de la population dans toutes les cellules de la grille, et l'incertitude est une fonction de l'incertitude des prévisions dans toutes les cellules de la grille.

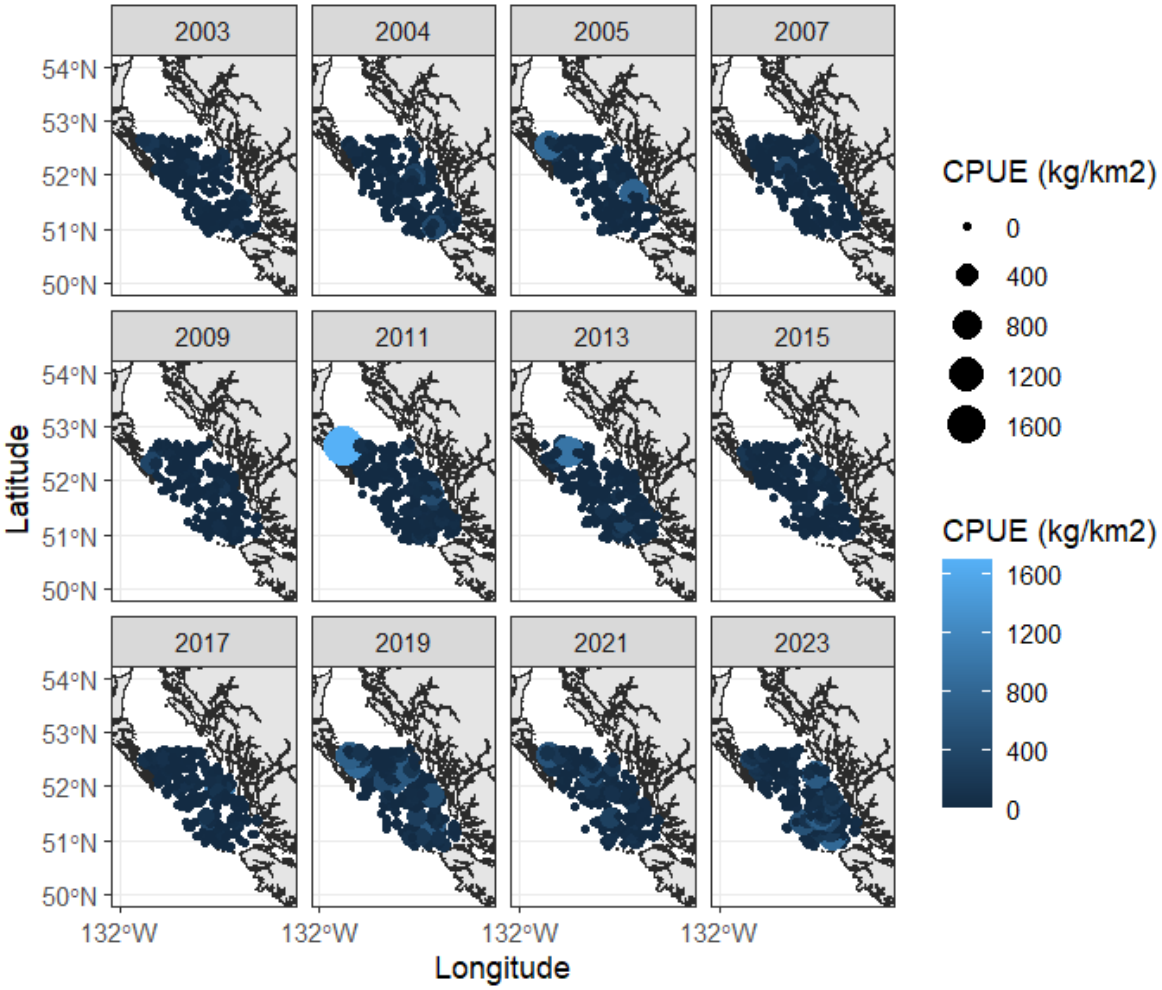


Figure D - 1. Graphique à bulles des données du relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte. La superficie et la couleur des cercles correspondent aux captures par unité d'effort (CPUE) pour un ensemble donné chaque année.

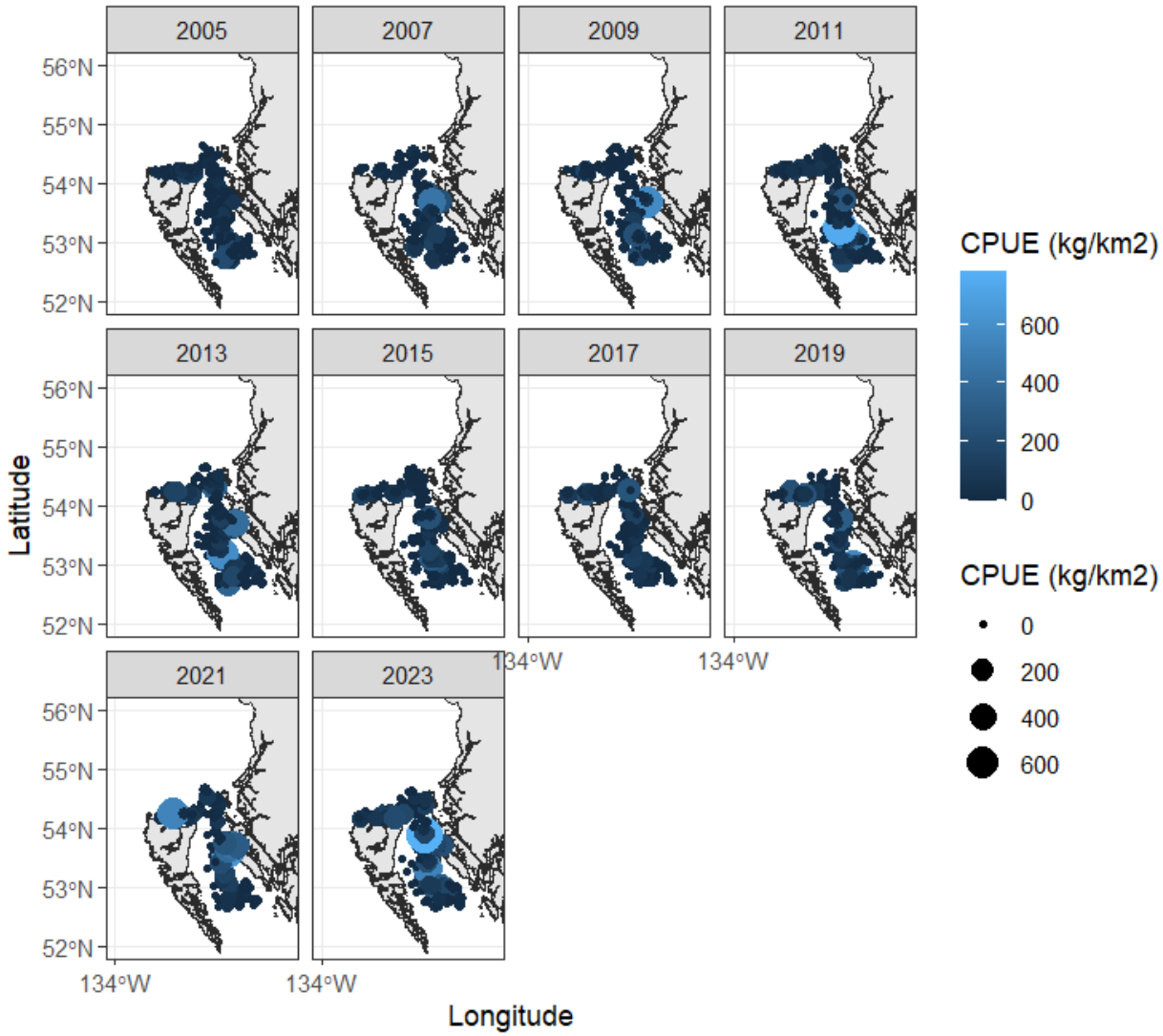


Figure D - 2. Graphique à bulles des données du relevé synoptique au chalut dans le détroit d'Hécate. La superficie et la couleur des cercles correspondent aux captures par unité d'effort (CPUE) pour un ensemble donné chaque année.

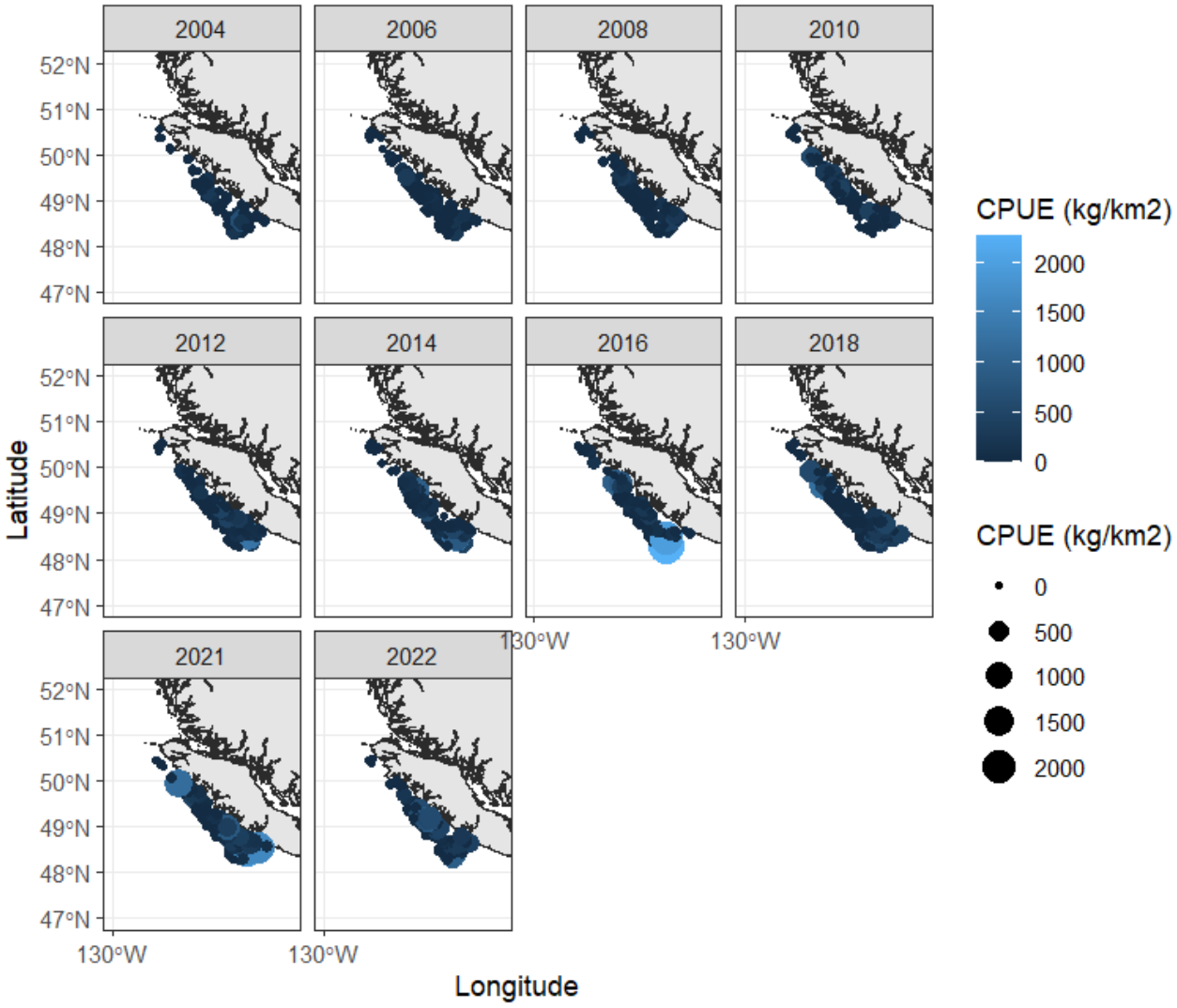


Figure D - 3. Graphique à bulles des données du relevé synoptique au chalut sur la côte ouest de l'île de Vancouver. La superficie et la couleur des cercles correspondent aux captures par unité d'effort (CPUE) pour un ensemble donné chaque année.

D.1.2. Résultats

Le modèle delta-gamma avec la profondeur était le meilleur modèle pour l'indice du relevé synoptique dans le BRC. Le modèle delta-lognormal avec la profondeur était le meilleur modèle pour l'indice du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate. Le modèle de Tweedie avec la profondeur était le meilleur modèle pour l'indice du relevé synoptique sur la COIV. Les indices des relevés modélisés et fondés sur la conception pour le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont montré des tendances à la hausse similaires au cours de la plupart des années (figures D – 4, D – 5 et D – 6 et tableaux D – 1, D – 2 et D – 3), tandis que les indices modélisés et fondés sur la plan pour le relevé sur la côte ouest de l'île de Vancouver montrent des tendances plus variables au cours de la dernière décennie (figure D – 6). Le CV de l'indice modélisé du relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte a diminué au fil du temps (tableau D – 1). Les indices modélisés pour les relevés présentaient des CV inférieurs à ceux des indices fondés sur le plan (figures D – 4, D – 5 et D – 6). Les zones de biomasse élevée et faible sont

demeurées à peu près les mêmes au fil du temps, la biomasse augmentant dans les zones de biomasse élevée (figures D - 7, D - 8 et D - 9).

Tableau D - 1. Indice de biomasse estimé et CV pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte.

Année	Indice de la biomasse	CV
2003	266,11	0,16
2004	291,45	0,16
2005	267,58	0,16
2007	193,83	0,13
2009	248,26	0,14
2011	394,99	0,12
2013	377,56	0,12
2015	301,48	0,14
2017	431,05	0,11
2019	851,88	0,10
2021	808,20	0,10
2023	896,80	0,09

Tableau D - 2. Indice et CV de la biomasse estimés pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate.

Année	Indice de la biomasse	CV
2005	149,77	0,13
2007	212,68	0,17
2009	149,15	0,16
2011	361,77	0,14
2013	396,09	0,14
2015	280,49	0,15
2017	280,89	0,15
2019	275,87	0,14
2021	502,56	0,14
2023	579,86	0,13

Tableau D - 3. Indice et CV de la biomasse estimés pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver.

Année	Indice de la biomasse	CV
2004	331,90	0,18
2006	299,86	0,13
2008	471,35	0,12
2010	537,19	0,12
2012	629,49	0,12
2014	1124,87	0,13
2016	1313,15	0,18
2018	745,11	0,11
2021	1596,63	0,10
2022	979,84	0,12

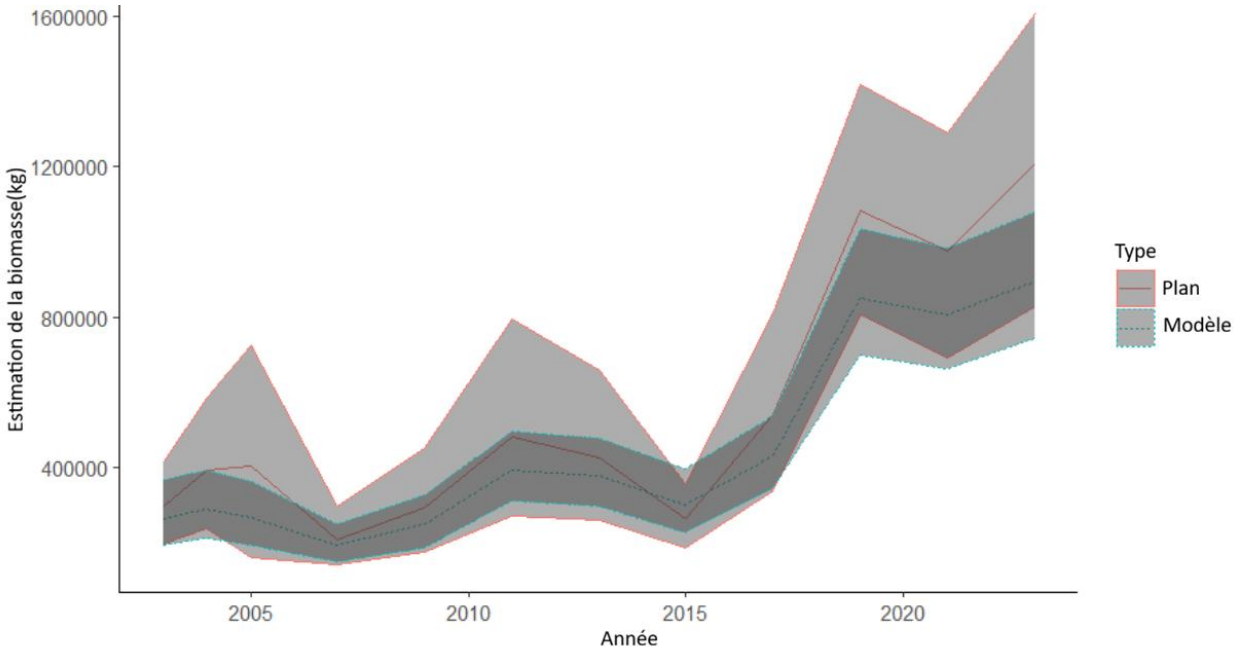


Figure D - 4. Indice géostatistique modélisé pour le relevé synoptique au chalut dans le bassin de la Reine-Charlotte par rapport à l'indice fondé sur le plan. Les portions ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

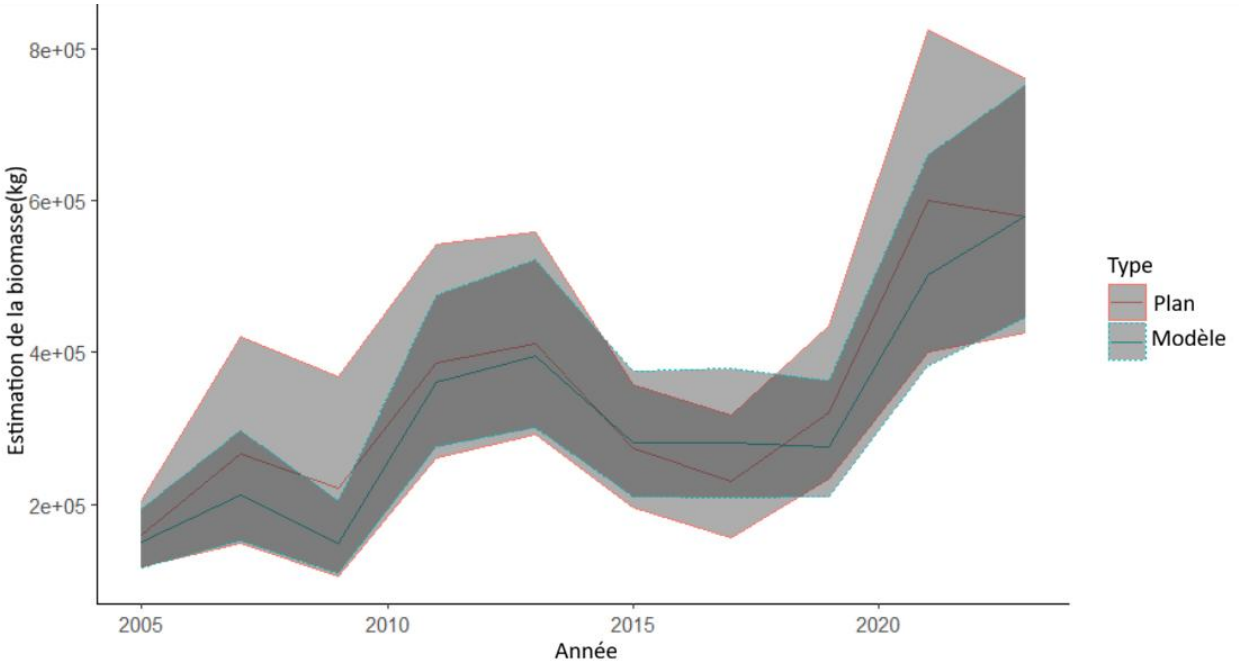


Figure D - 5. Indice géostatistique modélisé pour le relevé synoptique au chalut dans le détroit d'Hécate par rapport à l'indice fondé sur le plan. Les portions ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

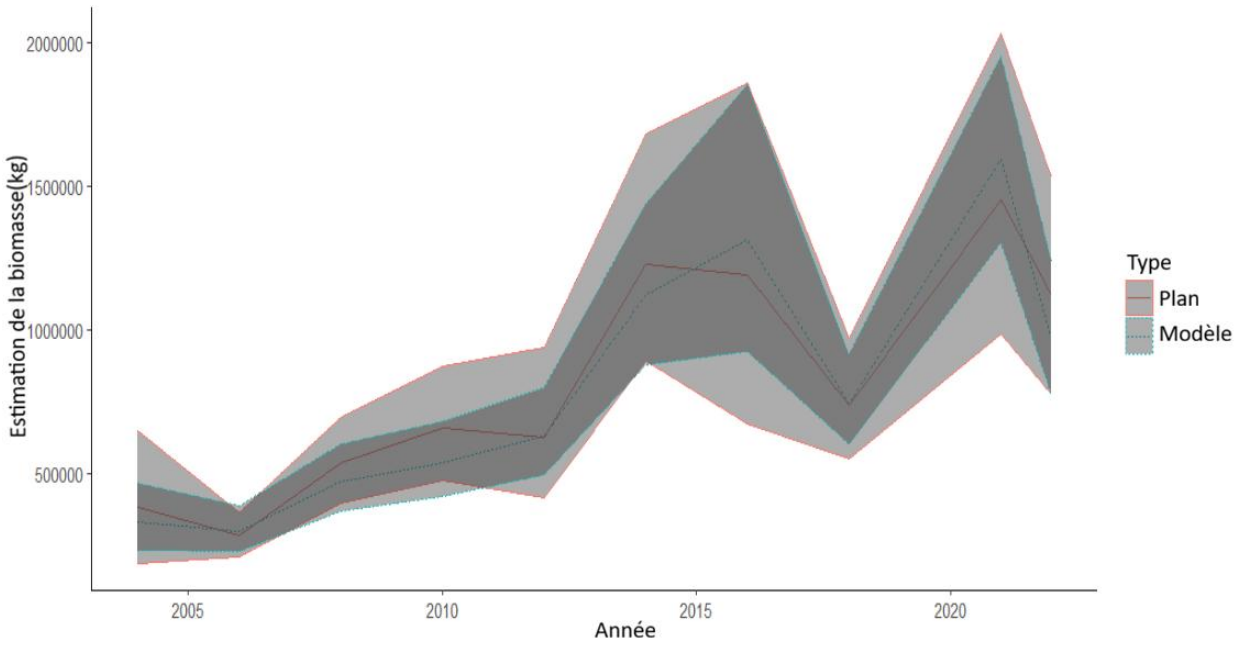


Figure D - 6. Indice géostatistique modélisé pour le relevé synoptique au chalut de la côte ouest de l'île de Vancouver par rapport à l'indice fondé sur le plan. Les portions ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

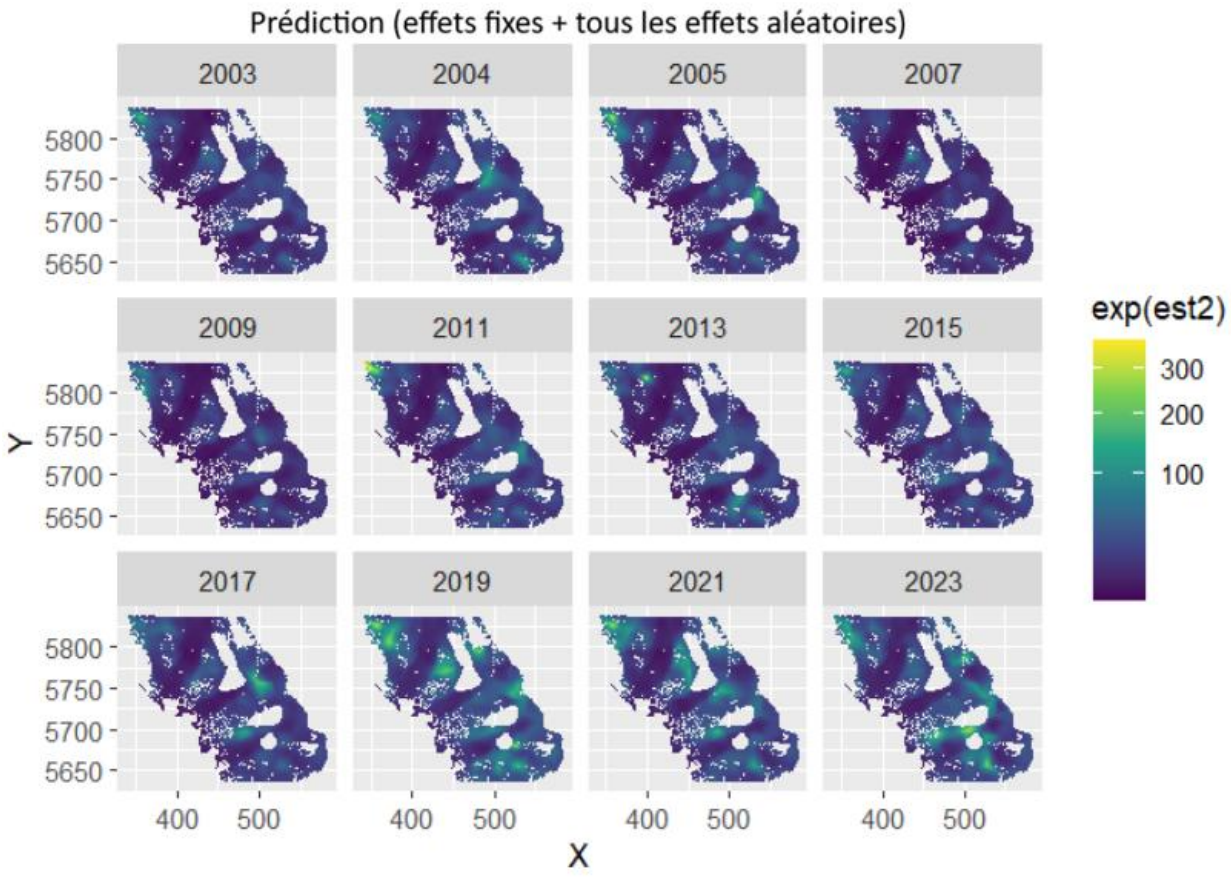


Figure D – 7. Biomasse prévue (est2) dans l'espace de 2003 à 2023 d'après les données du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte.

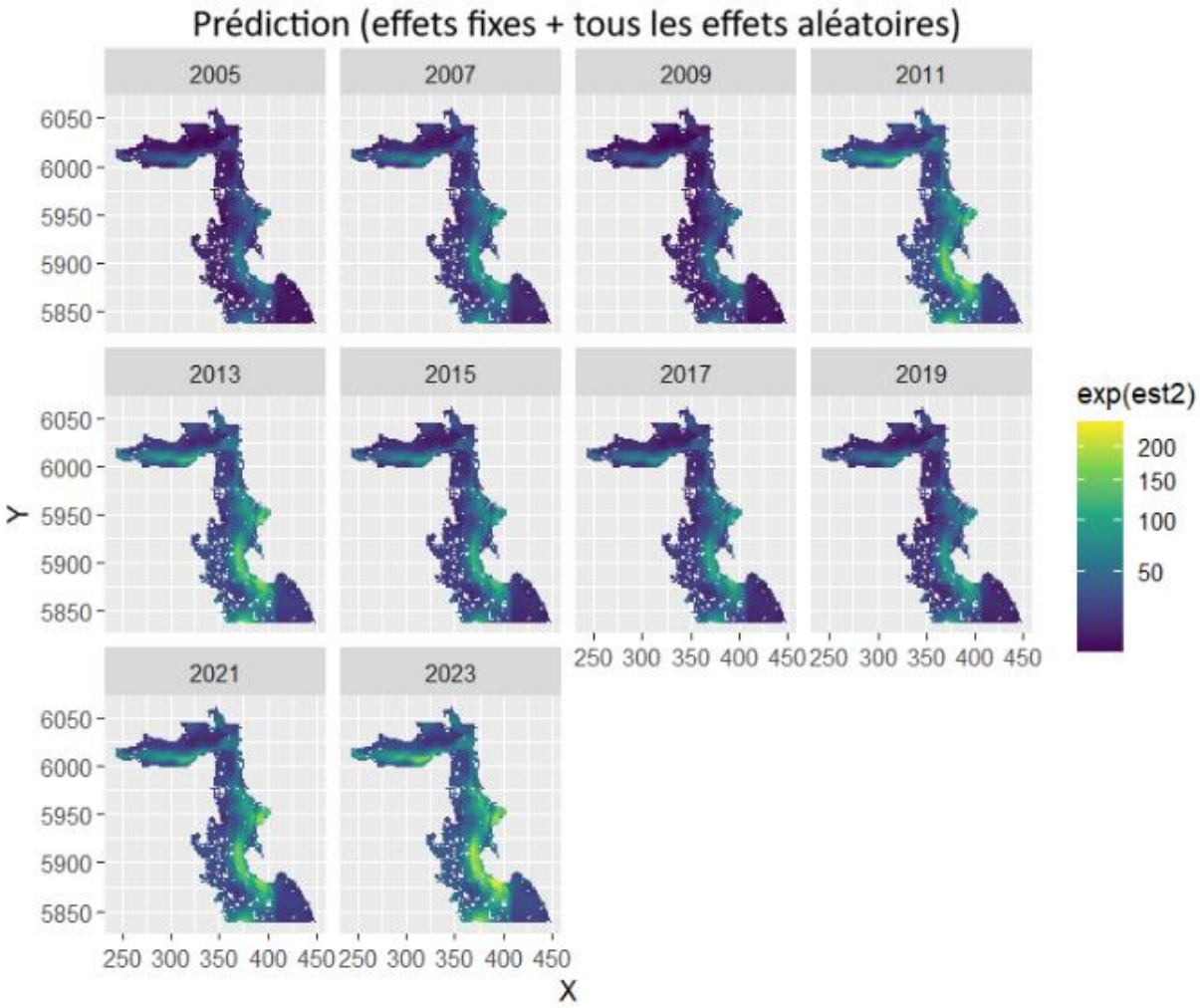


Figure D - 8. Biomasse prévue (est2) dans l'espace de 2005 à 2023 d'après les données du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate.

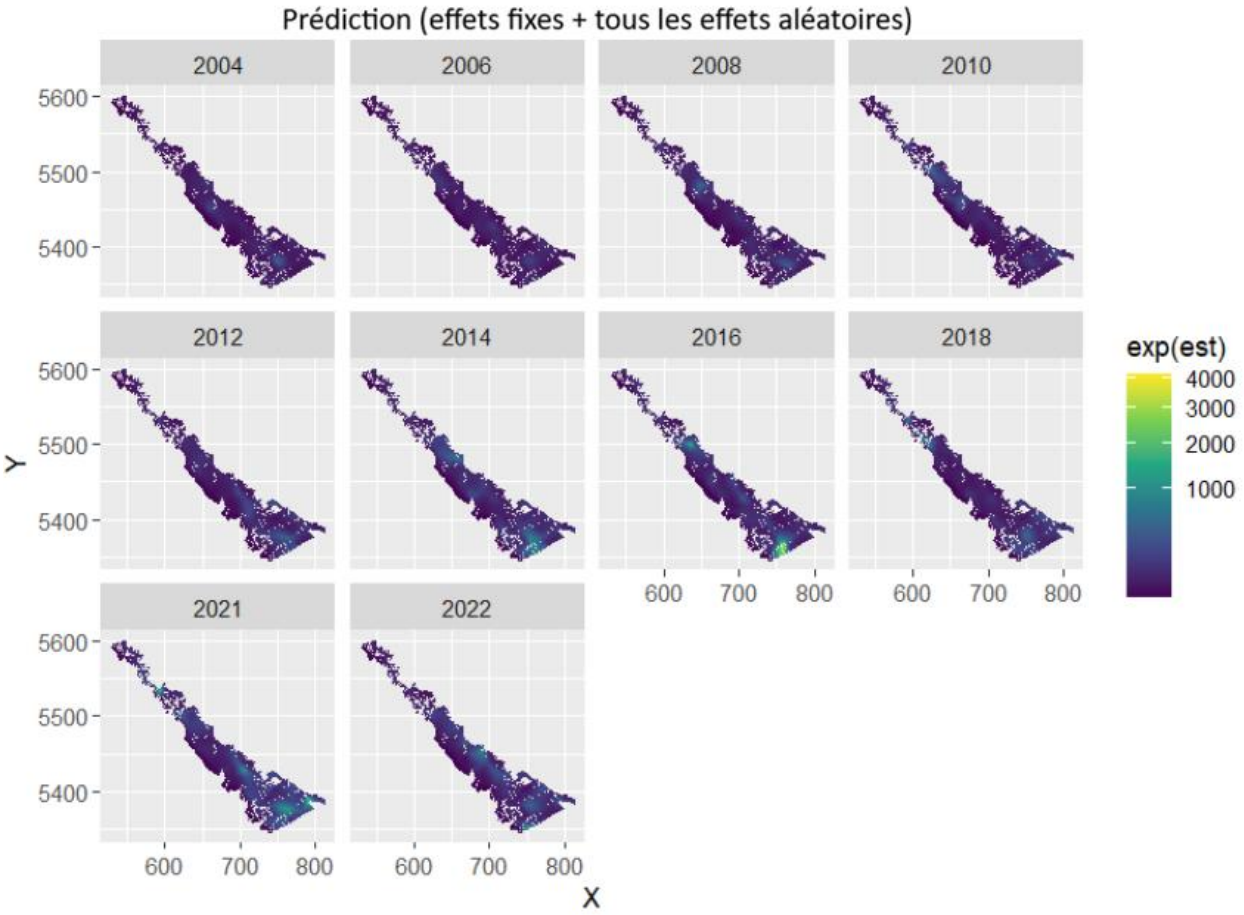


Figure D - 9. Biomasse prévue (est2) dans l'espace de 2004 à 2022 d'après les données du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver.

D.2. RELEVÉ TRIENNAL AU CHALUT DE LA NOAA

Le relevé triennal au chalut de la NOAA (également appelé relevé au chalut du NMFS) couvrait la région de Vancouver définie par la Convention internationale pour les pêches en haute mer dans le Pacifique Nord, qui comprenait les eaux du Canada et des États-Unis. Le relevé a été effectué au Canada pendant sept ans entre 1980 et 2001, avec des traits le long de la partie sud de l'île de Vancouver dans les zones 3C du poisson de fond du MPO et dans la partie sud de la zone 3D. Starr et Fargo (2004) ont élaboré un indice de la biomasse fondé sur le plan pour la partie canadienne du relevé, qui a été appliqué à l'évaluation subséquente de 2006 (Starr 2009). Leur analyse a été limitée aux strates qui couvraient des profondeurs comprises entre 55 et 366 m ayant fait l'objet d'une pêche constante au cours de la période de sept ans. Une description détaillée des méthodes et des résultats utilisés pour élaborer l'indice est présentée dans Starr et Fargo (2004). Les valeurs de l'indice utilisées dans la présente évaluation (tableau D – 4) ont été fournies par P. Starr (comm. pers., Canadian Groundfish Research and Conservation Society).

Tableau D - 4. Indice et CV de la biomasse pour le relevé triennal au chalut de la NOAA (ne tenant compte que des traits en territoire canadien; fourni par P. Starr, Canadian Groundfish Research and Conservation Society).

Année	Indice de la biomasse	CV
1980	392	0,315
1983	536	0,330
1989	976	0,202
1992	362	0,193
1995	689	0,223
1998	579	0,234
2001	820	0,281

RÉFÉRENCES CITÉES

Anderson, S.C., Keppel, E.A., et Edwards, A.M. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

Anderson, S.C., Ward, E.J., English, P.A., Barnett, L.A., and Thorson, J.T. 2024. sdmTMB: an R package for fast, flexible, and user-friendly generalized linear mixed effects models with spatial and spatiotemporal random fields. BioRxiv, 2022.03.24.485545.

Kristensen K., Nielsen A., Berg C.W., Skaug H., and Bell B.M. 2016. TMB: automatic differentiation and laplace approximation. Journal of Statistical Software, 70, 1–21.

Lindgren, F., Rue, H., and Lindstrom, J. 2011. An explicit link between Gaussian fields and Gaussian Markov random fields: The stochastic partial differential equation approach. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology). 73(4), 423–498.

Starr, P.J. 2009. Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) in British Columbia, Canada: Stock Assessment for 2006/07 and Advice to Managers for 2007/08. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/070. v + 134 p.

Starr, P.J., and Fargo, J. 2004. Petrale sole stock assessment for 2003 and recommendations for management in 2004. DFO. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/036. ii + 86 p. en AN

ANNEXE E. STRUCTURE DU MODÈLE STOCK SYNTHESIS

On a utilisé la plateforme stock Synthesis (SS; Methot et Wetzel 2013; Stock Synthesis (SS3) Website) pour estimer les paramètres du modèle, la taille du stock et les points de référence pour la plie de Californie dans les zones combinées 3CD5ABCDE du MPO. La plateforme SS est un cadre de modèle de dynamique des populations structuré selon l'âge qui peut utiliser un large éventail de sources de données, y compris les données sur la longueur. La plateforme SS a été utilisée pour de nombreuses autres évaluations des stocks dans la région (Edwards *et al*. 2022; Starr et Haigh 2023; MPO 2024b, pour n'en nommer que quelques-unes). Cette plateforme est également couramment utilisée sur la côte ouest des États-Unis, en Europe, en Australie et pour les stocks internationaux.

Le modèle pour la plie de Californie était un modèle à deux sexes, qui présumait une flotte agrégée et qui utilisait des données sur la composition selon l'âge et la longueur. La structure du modèle a été choisie afin de chercher un équilibre entre réalisme et parcimonie. Compte tenu de la disponibilité et de l'ampleur des données historiques sur les prises, la première année de l'évaluation était 1938, première année à laquelle on a enregistré les prises de plie de Californie. Par conséquent, on a présumé que le stock était à l'état non exploité en 1938.

Un modèle de croissance de von Bertalanffy a été supposé, et la maturité était logistique selon l'âge. On a supposé que la fécondité selon l'âge était proportionnelle au poids selon l'âge et que la biomasse du stock reproducteur était composée uniquement de femelles. Les paramètres de croissance et de maturité selon l'âge ont été fixés, constants dans le temps et déterminés au moyen des méthodes décrites aux annexes B.1, B.2 et B.3. Le recrutement annuel a été traité comme stochastique et estimé comme des écarts log-normaux annuels par rapport au recrutement moyen, où le recrutement moyen est calculé au moyen de la courbe de recrutement du stock de Beverton-Holt. On a supposé que la fraction des femelles au moment du recrutement était de 0,5. L'écart-type du logarithme naturel des écarts de recrutement a été fixé à 0,636, valeur qui était l'ET du recrutement estimé pour les poissons plats dans Thorson *et al.* (2014). Thorson et ses collaborateurs (2014) ont élaboré un modèle hiérarchique expliquant la variabilité du recrutement, qui a été appliqué aux données de 154 populations de poissons.

On a supposé que la sélectivité selon l'âge était asymptotique (forcée à partir d'un paramétrage binormal) et qu'elle ne variait pas dans le temps pour la pêche et les relevés. Les paramètres de sélectivité des mâles ont été compensés par ceux des femelles. Pour la pêche et chacun des relevés, on a estimé le pic de sélectivité (âge du début pour le plateau), la largeur ascendante de la sélectivité et le décalage entre les mâles pour le pic de sélectivité. On a utilisé des probabilités multinomiales pour ajuster les compositions selon l'âge. L'erreur multinomiale de Dirichlet a été prise en compte, mais a donné lieu à une pondération à la baisse négligeable. Par conséquent, des probabilités multinomiales ont été utilisées pour le modèle de référence avec des tailles d'échantillon d'entrée déterminées au moyen de la méthode de bootstrap, et l'erreur de Dirichlet-multinomiale est présentée comme une sensibilité.

La mortalité par pêche a été calculée à l'aide d'une méthode hybride qui utilise l'approximation de Pope pour les valeurs initiales qui sont ajustées itérativement par les valeurs de mortalité continue par pêche de Baranov afin de se rapprocher des prises observées. On a supposé une mortalité par pêche maximale de 4. Une solution analytique a été utilisée pour la capturabilité. Dans la solution analytique, les unités de CPUE sont traitées comme étant sans dimension, de sorte que la capturabilité est ajustée dans chaque itération du modèle pour maintenir une différence moyenne de zéro entre la biomasse vulnérable observée et prévue pour toutes les années. Cette approche a réduit le nombre de paramètres à estimer et est couramment utilisée dans les évaluations des stocks qui utilisent la plateforme Stock Synthesis. Pour chacun des

indices, un paramètre a été estimé en tant qu'écart-type supplémentaire qui a été ajouté à l'écart-type d'entrée de la variabilité de l'indice (selon la procédure de standardisation).

Afin de favoriser la stabilité du modèle, une valeur a priori informative a été appliquée au taux de variation et des valeurs a priori non informatives étendues ont été appliquées à Ln(R0) et aux paramètres de sélectivité. Une valeur encore moins informative sur Ln(R0) a été utilisé pour le scénario de M élevée que pour les scénarios de *M* de référence et de *M* faible, ce qui a donné lieu à de meilleurs diagnostics de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM). On a estimé la valeur de Ln(R0) pour déterminer l'ampleur de la taille initiale du stock. La valeur a priori du taux de variation était fondée sur la valeur a priori du taux de variation pour la fausse limande du Pacifique (Holt *et al*. 2016) et supposait une distribution bêta avec une moyenne de 0,85 et un CV de 10 %. Le taux de variation est défini comme étant la proportion du recrutement en l'absence de pêche produite lorsque la biomasse du stock reproducteur femelle est de 20 % de B0 (Francis 1992).

Le modèle de référence a utilisé une approche d'ensemble, où les valeurs a posteriori de trois modèles sont combinées en raison de l'incertitude de la mortalité naturelle (*M*). Les différences dans les modèles sont l'hypothèse de *M*, où un modèle supposait une valeur de Ms pour les femelles et les mâles de 0,124 (faible), un autre modèle supposait une valeur de Ms de 0,154 (moyenne) et un autre modèle supposait une valeur de Ms de 0,184 (élevée). Le niveau moyen de 0,154 pour *M* était fondé sur l'âge maximal (Hamel et Cope 2022).

Plusieurs âges élevés (>26) ont été observés pour les femelles et les mâles, ce qui semble indiquer que la valeur de *M* n'est pas vraiment différente entre les deux sexes.

Le nombre total de paramètres estimés était de 99. Les paramètres pour R0, la pente, les écarts-types supplémentaires pour les indices du relevé, la sélectivité et les écarts de recrutement ont été estimés dans le modèle de référence d'ensemble. Les écarts de recrutement ont été estimés avec une contrainte de la somme à zéro. Les principales déviations du recrutement ont commencé en 1986, car c'est la première fois que les données sur la composition selon l'âge pouvaient éclairer les écarts du recrutement, et se sont terminées en 2019, soit la dernière année des données sur la composition selon l'âge. Les premiers écarts de recrutement ont commencé en 1938. Les valeurs minimales et maximales des écarts de recrutement étaient respectivement de -5 et de 5. Les fichiers de SS3 sont disponibles ici.

Tableau E - 1. Spécifications du modèle d'évaluation des stocks de plie de Californie.

Spécification du modèle	**Modèle de référence**
Année de début	1938
Genre	2
Âge	Âges 1 à 22
Méthode de la mortalité par pêche	Hybride
Valeur maximale de F	4
Capturabilité	Estimation analytique
Sélectivité	Double normale, mais fixée à la valeur asymptotique

Tableau E - 2. Liste des paramètres fixes dans le modèle d'évaluation.

Paramètre	**Valeur**
Mortalité naturelle des femelles	0,154
Longueur des femelles à l'âge minimum	16,43
Longueur asymptotique des femelles dans l'équation de croissance de von Bertalanffy (cm)	55,16
Coefficient de croissance des femelles (K) dans l'équation de croissance de von Bertalanffy	0,16
Variabilité de la taille des femelles à l'âge 1	0,19
Variabilité de la taille des femelles aux âges 22+	0,08
Coefficient pour convertir la longueur en cm en poids en kg pour les femelles	4,96e-6
Exposant pour convertir la longueur en poids pour les femelles	3,24
Inflexion logistique de la maturité où la maturité selon l'âge des femelles est une fonction logistique	5,70
Pente logistique pour la maturité selon l'âge des femelles	-0,77
Paramètre a dans la relation de fécondité (fécondité = poids $*$ (a + b $*$ poids))	1
Paramètre b dans la relation de fécondité (fécondité = poids $*$ (a + b $*$ poids))	0
Mortalité naturelle des mâles	0,154
Longueur des mâles à l'âge minimum	16,45
Longueur asymptotique des mâles dans l'équation de croissance de von-Bertalanffy (cm)	43,47
Coefficient de croissance des mâles (K) dans l'équation de croissance de von Bertalanffy	0,23
Variabilité de la taille des mâles à l'âge 1	0,14
Variabilité de la taille des mâles à l'âge 22+	0,05
Coefficient pour convertir la longueur en cm en poids en kg pour les mâles	6,94e-6
Exposant pour convertir la longueur en poids pour les mâles	3,13
Fraction de femelles au moment du recrutement	0,5
Écart-type du recrutement logarithmique naturel	0,636

Paramètre	Valeur
Autocorrélation dans le recrutement	0
Pic de la sélectivité de la pêche (largeur du plateau)	0
Largeur descendante de la sélectivité de la pêche	200
Sélectivité de la pêche à la première tranche	-999
Sélectivité de la pêche à la dernière tranche	-999
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité de la pêche	0
Décalage entre les mâles pour la largeur ascendante de la pêche	0
Décalage entre les mâles pour la largeur descendante de la pêche	0
Sélectivité apicale de la pêche pour les mâles	1
Pic de la sélectivité du relevé dans le BRC (largeur du plateau)	0
Largeur descendante de la sélectivité dans le BRC	200
Sélectivité du relevé dans le BRC à la première tranche	-999
Sélectivité du relevé dans le BRC à la dernière tranche	-999
Décalage entre les mâles pour le pic de la sélectivité du relevé dans le BRC	0
Décalage entre les mâles pour la largeur ascendante du relevé dans le BRC	0
Décalage entre les mâles pour la largeur descendante du relevé dans le BRC	0
Sélectivité apicale pour les mâles du relevé dans le BRC	1
Pic de la sélectivité du relevé dans le DH (largeur du plateau)	0
Largeur descendante de la sélectivité du relevé dans le DH	200
Sélectivité du relevé dans le DH à la première tranche	-999
Sélectivité du relevé dans le DH à la dernière tranche	-999
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité du relevé dans le DH	0
Décalage entre les mâles pour la largeur ascendante du relevé dans le DH	0
Décalage entre les mâles pour la largeur descendante du relevé dans le DH	0
Sélectivité apicale pour les mâles du relevé dans le DH	1

Paramètre	Valeur
Pic de la sélectivité du relevé sur la COIV (largeur du plateau)	0
Largeur descendante de la sélectivité du relevé sur la COIV	200
Sélectivité du relevé sur la COIV à la première tranche	-999
Sélectivité du relevé sur la COIV à la dernière tranche	-999
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité du relevé sur la COIV	0
Décalage entre les mâles pour la largeur ascendante du relevé sur la COIV	0
Décalage entre les mâles pour la largeur descendante du relevé sur la COIV	0
Sélectivité apicale pour les mâles du relevé sur la COIV	1

Tableau E - 3. Liste des phases, limites et valeurs a priori pour les paramètres estimés dans le modèle d'évaluation. Les valeurs estimées sont disponibles dans le texte principal de la section 3.1.1.

Paramètre	**Phase**	**Limites**	**Valeurs a priori (val. attendue, ET)**
Log du niveau de recrutement vierge	1	(7;15)	*M* de réf. et *M* faible : Normal (11;6) *M* élevée : Normal (11;10)
Taux de variation	5	(0,2;1)	Beta (0,85;0,1)
Erreur type supplémentaire pour l'indice du relevé dans le BRC	4	(0;0,4)	Aucun
Erreur type supplémentaire pour l'indice du relevé dans le DH	4	(0;0,4)	Aucun
Indice du relevé sur la COIV	4	(0;0,4)	Aucun
Pic de sélectivité de la pêche (âge de départ pour le plateau)	3	(2;17)	Normal (9;2)
Largeur ascendante de la sélectivité de la pêche	3	(-10;10)	Normal (2,8;3)
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité de la pêche	3	(-5;5)	Normal (0;3)
Pic de sélectivité du relevé dans le BRC (âge de départ pour le plateau)	3	(2;17)	Normal (8;2)
Largeur descendante de la sélectivité du relevé dans le BRC	3	(-10;10)	Normal (3,9;3)
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité du relevé dans le BRC	3	(-5;5)	Normal (0;3)
Pic de sélectivité du relevé dans le DH (âge de départ pour le plateau)	3	(2;17)	Normal (4;2)
Largeur descendante de la sélectivité du relevé dans le DH	3	(-10;10)	Normal (2,8;3)
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité du relevé dans le DH	3	(-5;5)	Normal (0;3)
Pic de sélectivité du relevé sur la COIV (âge de départ pour le plateau)	3	(2;17)	Normal (6;2)
Largeur descendante de la sélectivité du relevé sur la COIV	3	(-10;10)	Normal (3,7;3)

Paramètre	Phase	Limites	Valeurs a priori (val. attendue, ET)
Décalage entre les mâles pour le Pic de la sélectivité du relevé sur la COIV	3	(-5;5)	Normal (0;3)

RÉFÉRENCES CITÉES

Edwards, A.M., Berger, A.M., Grandin, C.J. and Johnson, K.F. 2022. Status of the Pacifc Hake (whiting) stock in U.S. and Canadian waters in 2022. Prepared by the Joint Technical Committee of the U.S. and Canada Pacifc Hake/Whiting Agreement, National Marine Fisheries Service and Fisheries and Oceans Canada. 238 p.

Francis, R. I. C. 1992. Use of risk analysis to assess fishery management strategies: a case study using orange roughy (*Hoplostethus atlanticus*) on the Chatham Rise, New Zealand. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 49(5), 922-930.

Hamel, O. S. and Cope, J. M. 2022. Development and considerations for application of a longevity-based prior for the natural mortality rate. Fisheries Research, 256, 106477.

Methot Jr, R.D. and Wetzel, C.R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.

MPO. 2024. Évaluation des stocks de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) de la Colombie-Britannique en 2023. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Avis sci. 2024/012.

Starr, P.J. et Haigh, R. 2023. Évaluation du stock de sébaste canari (*Sebastes pinniger*) de la Colombie-Britannique en 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/070. vii + 321 p.

Thorson, J.T., Jensen, O. P. and Zipkin, E.F. 2014. How variable is recruitment for exploited marine fishes? A hierarchical model for testing life history theory. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 71(7), 973-983.

ANNEXE F. DIAGNOSTICS DE MCCM

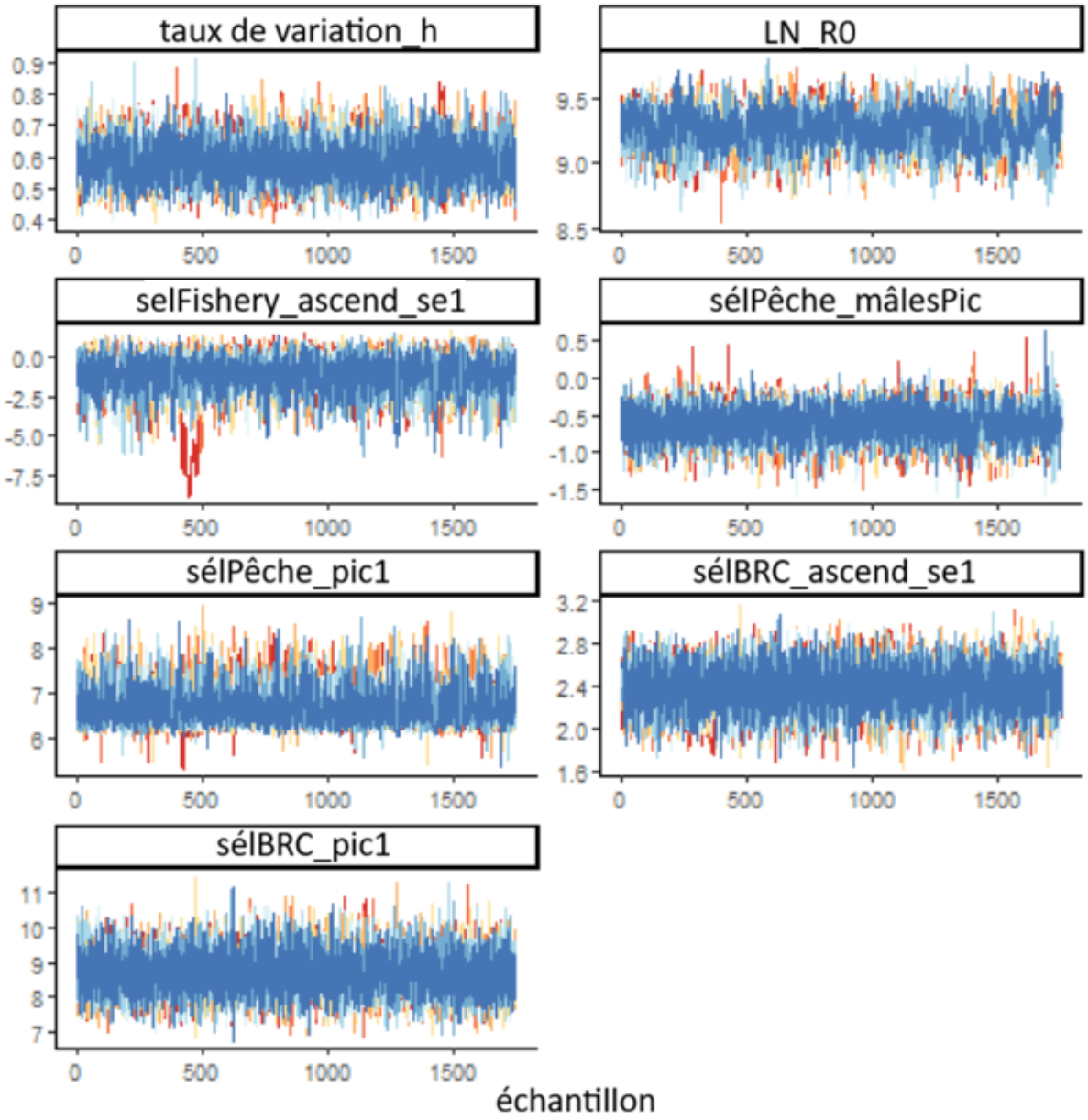
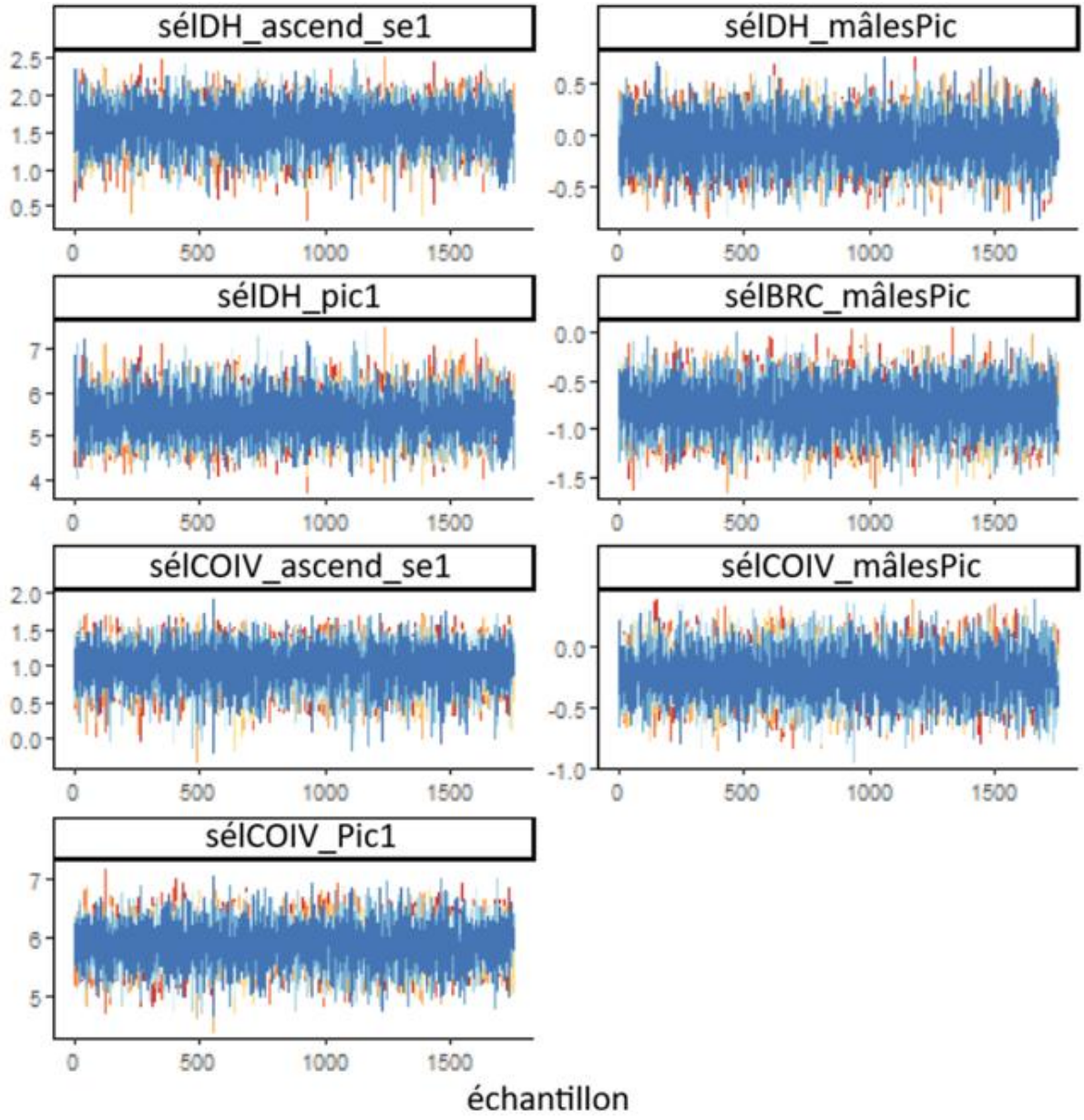


*Figure F - 1. Tracés de la MCCM pour un premier sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M de référence** avec M = 0,154. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Abréviations : taux de variation_h = paramètre du taux de variation de Beverton-Holt, LN_R0 = logarithme du recrutement en l'absence de pêche, sélPêche_pic1 = pic de sélectivité de la pêche, sélPêche_ascend_se1 = largeur ascendante de la sélectivité de la pêche, sélPêche_mâlesPic = décalage entre les mâles pour le pic de sélectivité de la pêche, sélBRC_pic1 = pic de sélectivité pour le relevé synoptique dans le BRC, et sélBRC_ascend_se1 = largeur ascendante pour la sélectivité du relevé dans le BRC.*



D

*Figure F - 2. Tracés de la MCMC pour un deuxième sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M de référence** avec M = 0,154. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Abréviations : sélDH_pic1 = pic de sélectivité pour le relevé synoptique dans le DH, sélDH_ascend_se1 = largeur ascendante pour la sélectivité du relevé dans le DH, sélDH_mâlesPic = décalage entre les mâles pour le pic de sélectivité du relevé dans le DH, sélCOIV_peak1 = pic de sélectivité pour le relevé synoptique sur la COIV, sélCOIV_ascend_se1 = largeur ascendante pour la sélectivité du relevé sur la COIV, sélCOIV_mâlesPic = décalage entre les mâles pour le pic de sélectivité du relevé sur la COIV.*

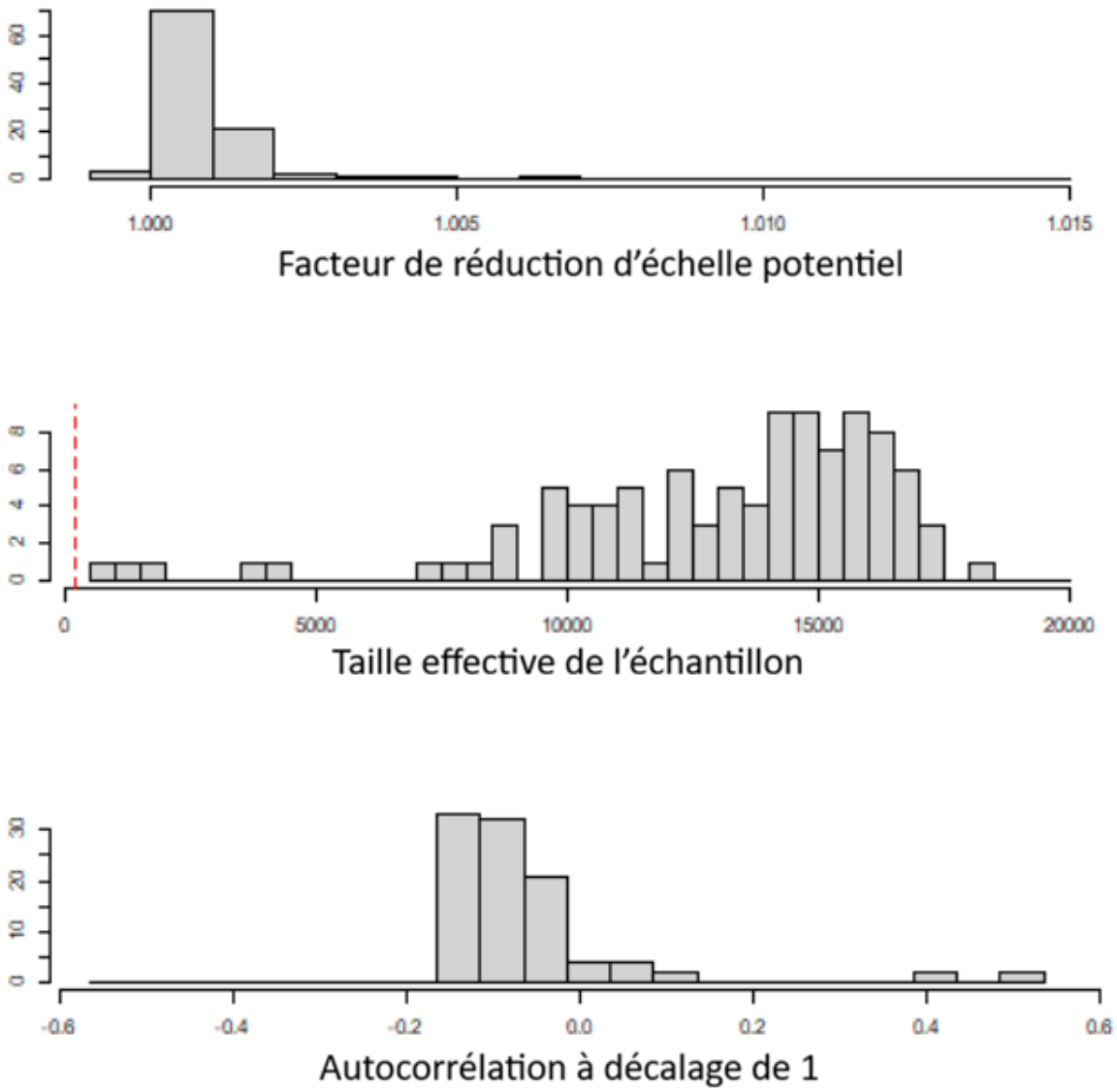


Figure F - 3. Distributions des diagnostics de convergence obtenus au moyen de la MCCM pour tous les paramètres estimés dans le modèle de ***M de référence*** *avec M = 0,154. Les diagnostics présentés de haut en bas sont : entre l'erreur-type relative de la chaîne ($\hat{R}$ la taille effective de l'échantillon et à l'intérieur l'autocorrélation à décalage de 1 de la chaîne. Les lignes verticales rouges indiquent le seuil minimal pour $\hat{R}$ ($\hat{R}$ = 1.01) et la taille effective de l'échantillon (400).*

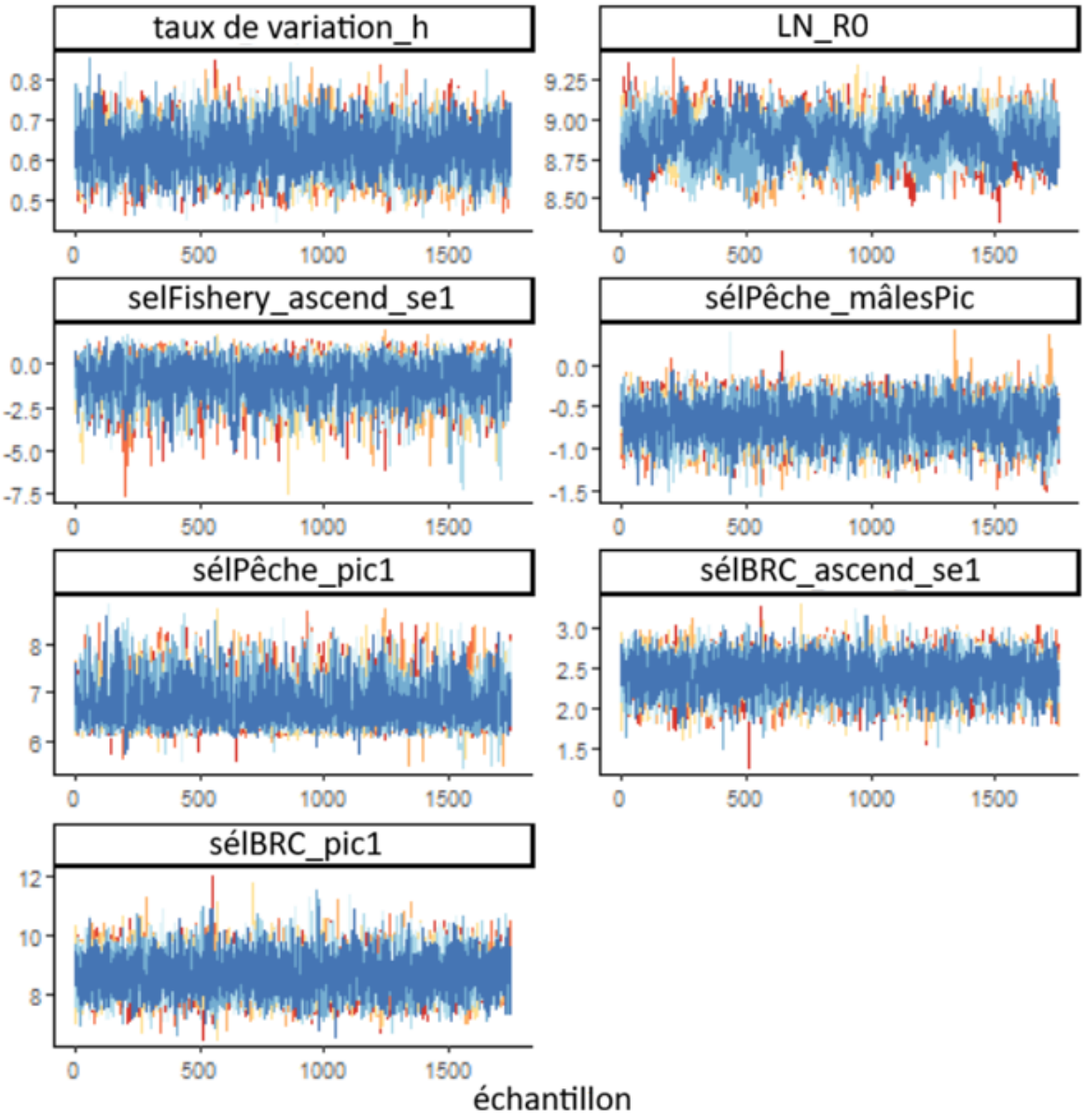


*Figure F - 4. Tracés de la MCMC pour un premier sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M faible** avec M = 0,124. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Voir la légende de la figure F-2 pour les abréviations des paramètres.*

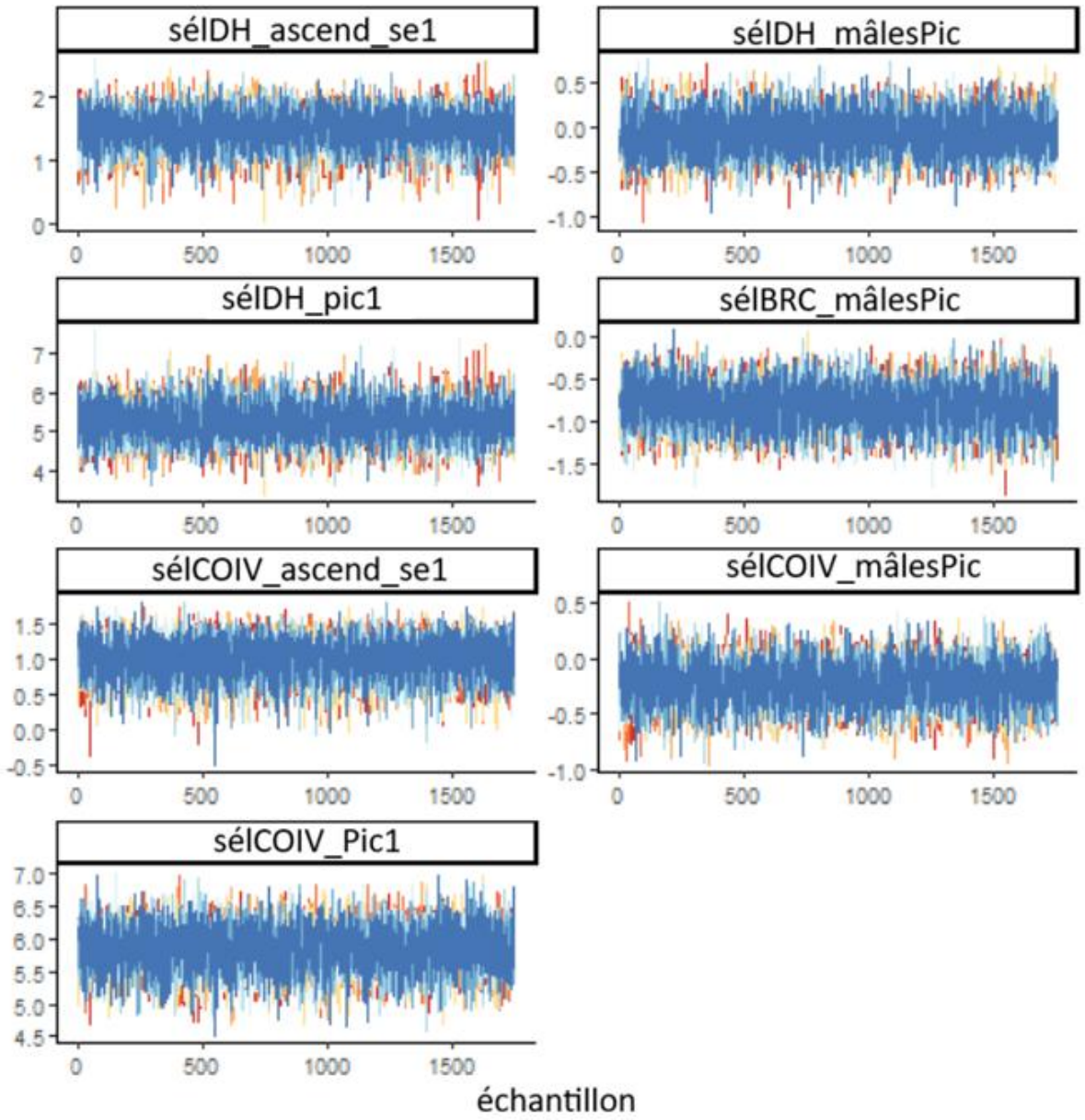


*Figure F - 5. Tracés de la MCMC pour un deuxième sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M faible** avec M = 0,124. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Voir la légende de la Figure F - pour les abréviations des paramètres.*

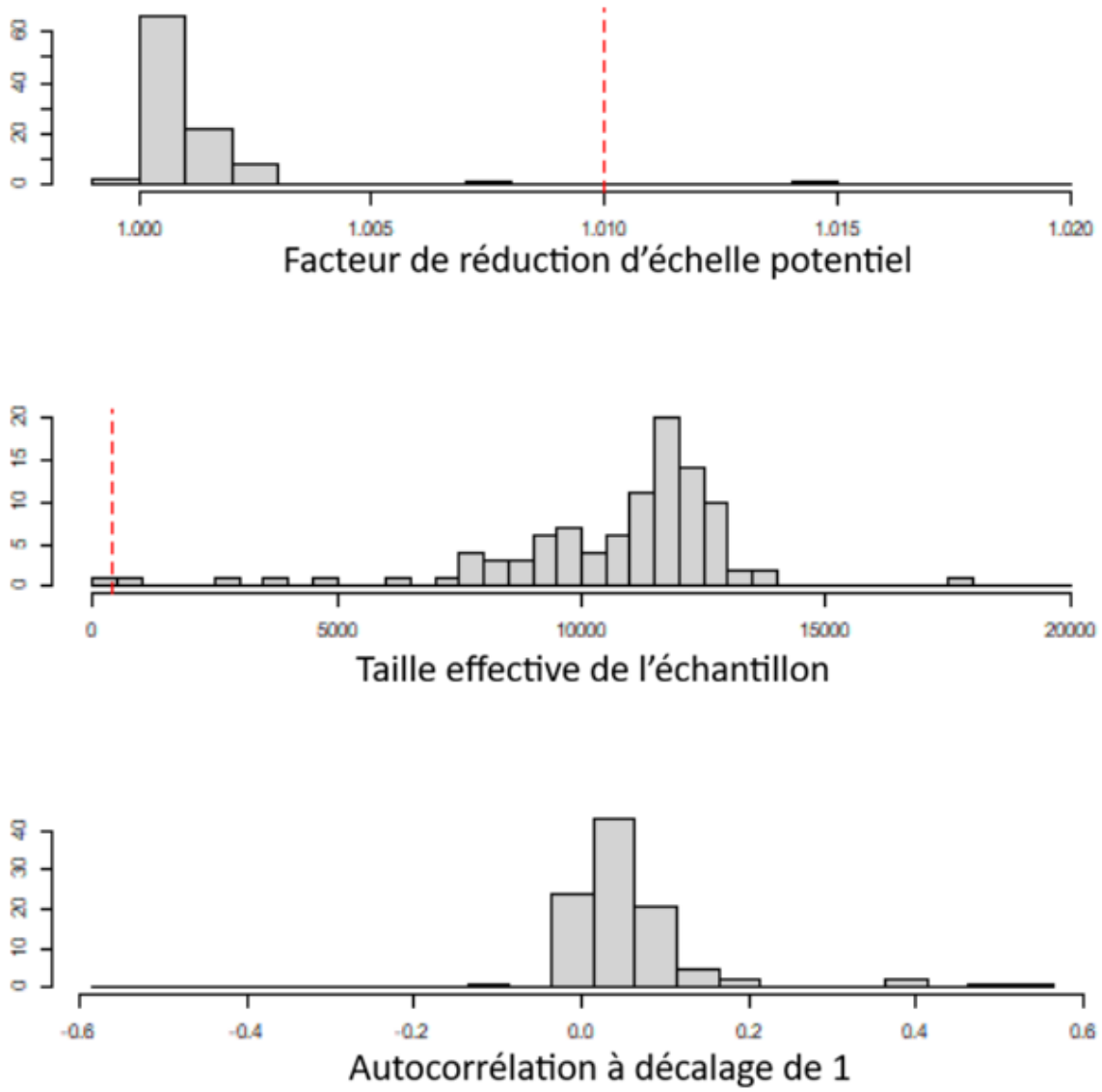


*Figure F - 6. Distributions des diagnostics de convergence obtenus au moyen de la MCCM pour tous les paramètres estimés dans le modèle de **M faible** avec M = 0,124. Les diagnostics présentés de haut en bas sont : entre l'erreur-type relative de la chaîne ($\hat{R}$), la taille effective de l'échantillon et à l'intérieur l'autocorrélation à décalage de 1 de la chaîne. Les lignes verticales rouges indiquent le seuil minimal pour $\hat{R}$ ($\hat{R}$ = 1.01) et la taille effective de l'échantillon (400).*

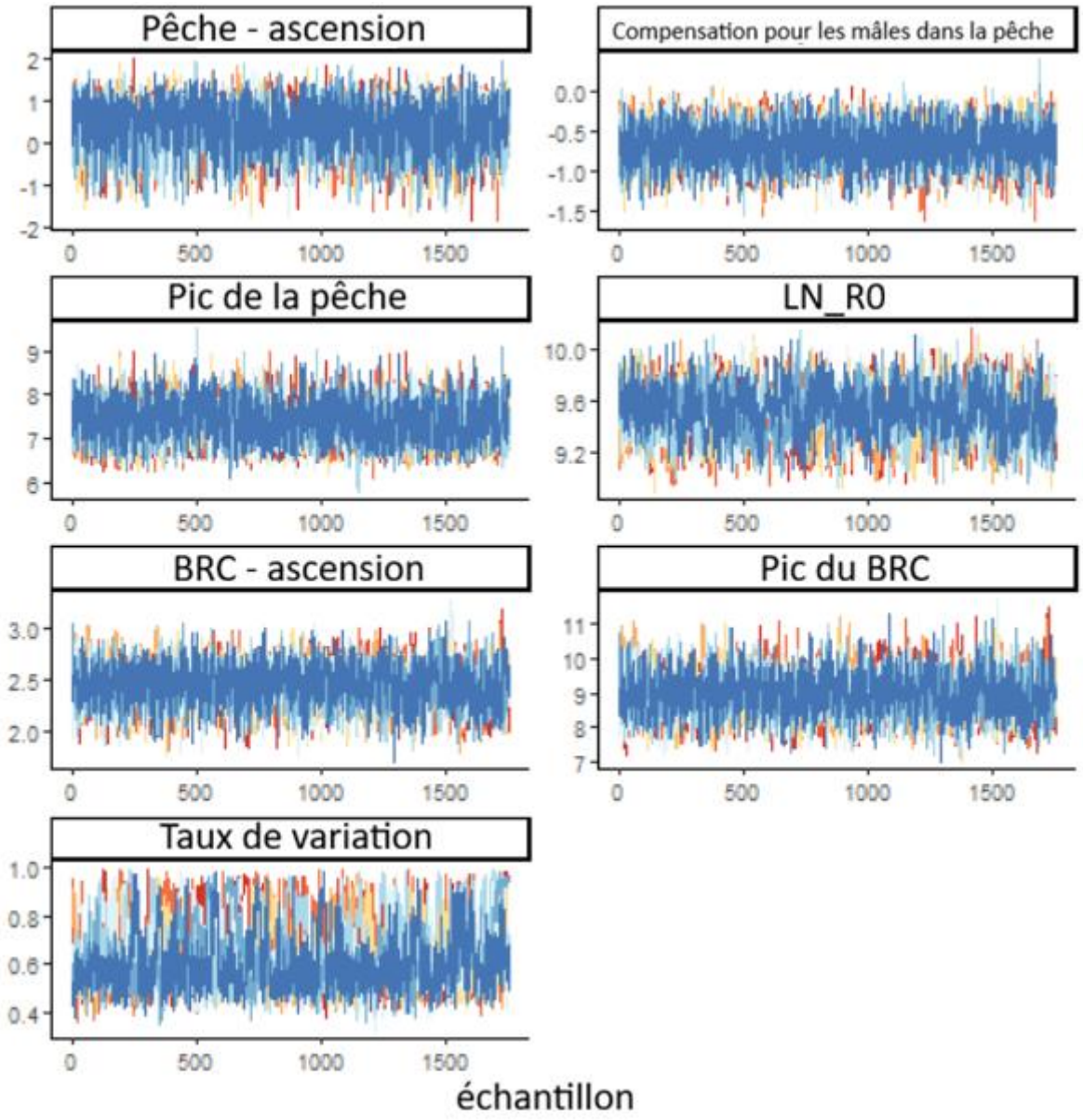


*Figure F - 7. Tracés de la MCMC pour un premier sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M élevée** avec M = 0,184. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Voir la légende de la figure F-2 pour les abréviations des paramètres.*

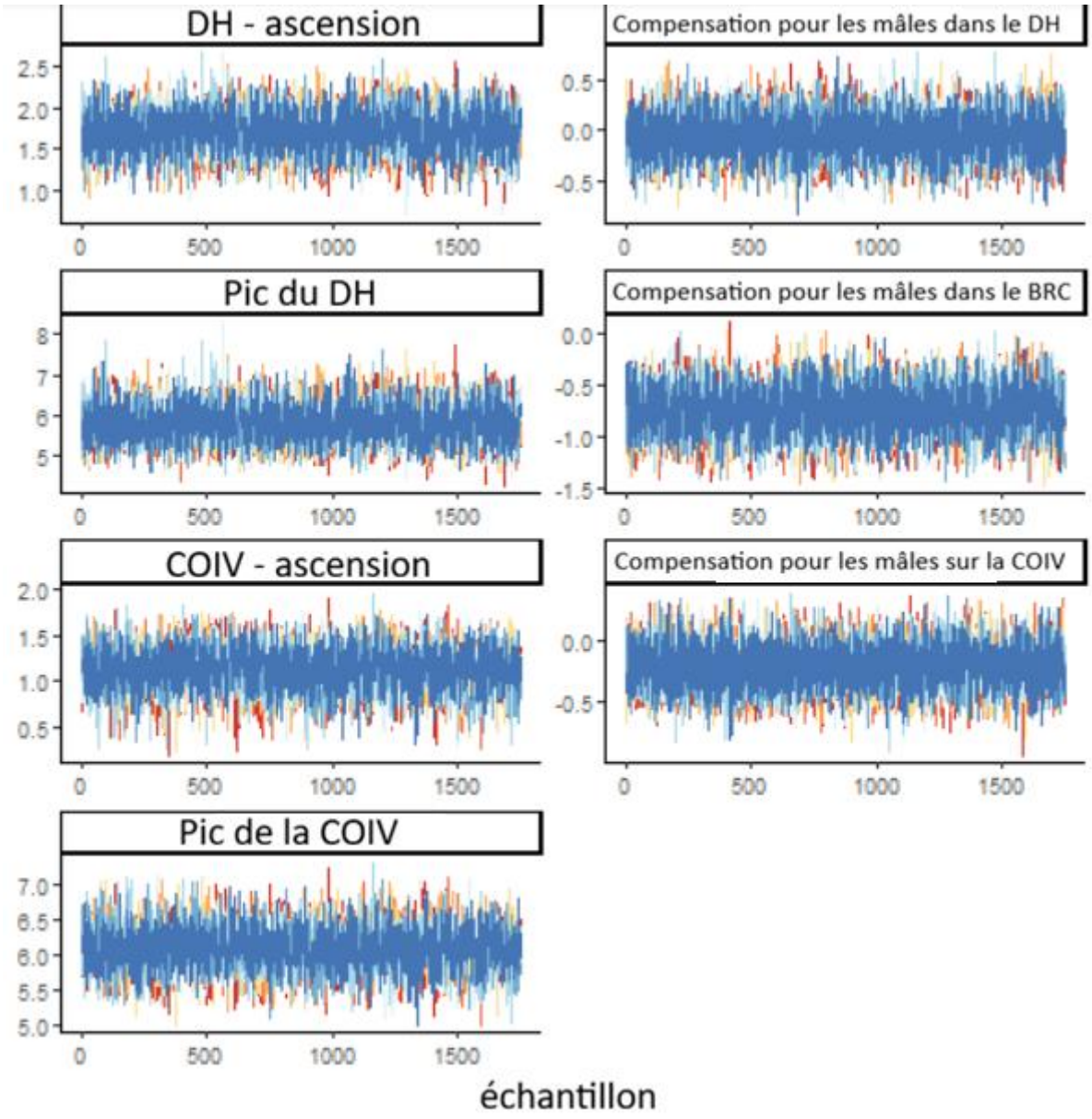


*Figure F - 8. Tracés de la MCMC pour un deuxième sous-ensemble de paramètres estimés à partir du modèle de **M élevée** avec M = 0,184. Les échantillons de chacune des huit chaînes sont représentés par une couleur différente. Voir la légende de la figure F-2 pour les abréviations des paramètres.*

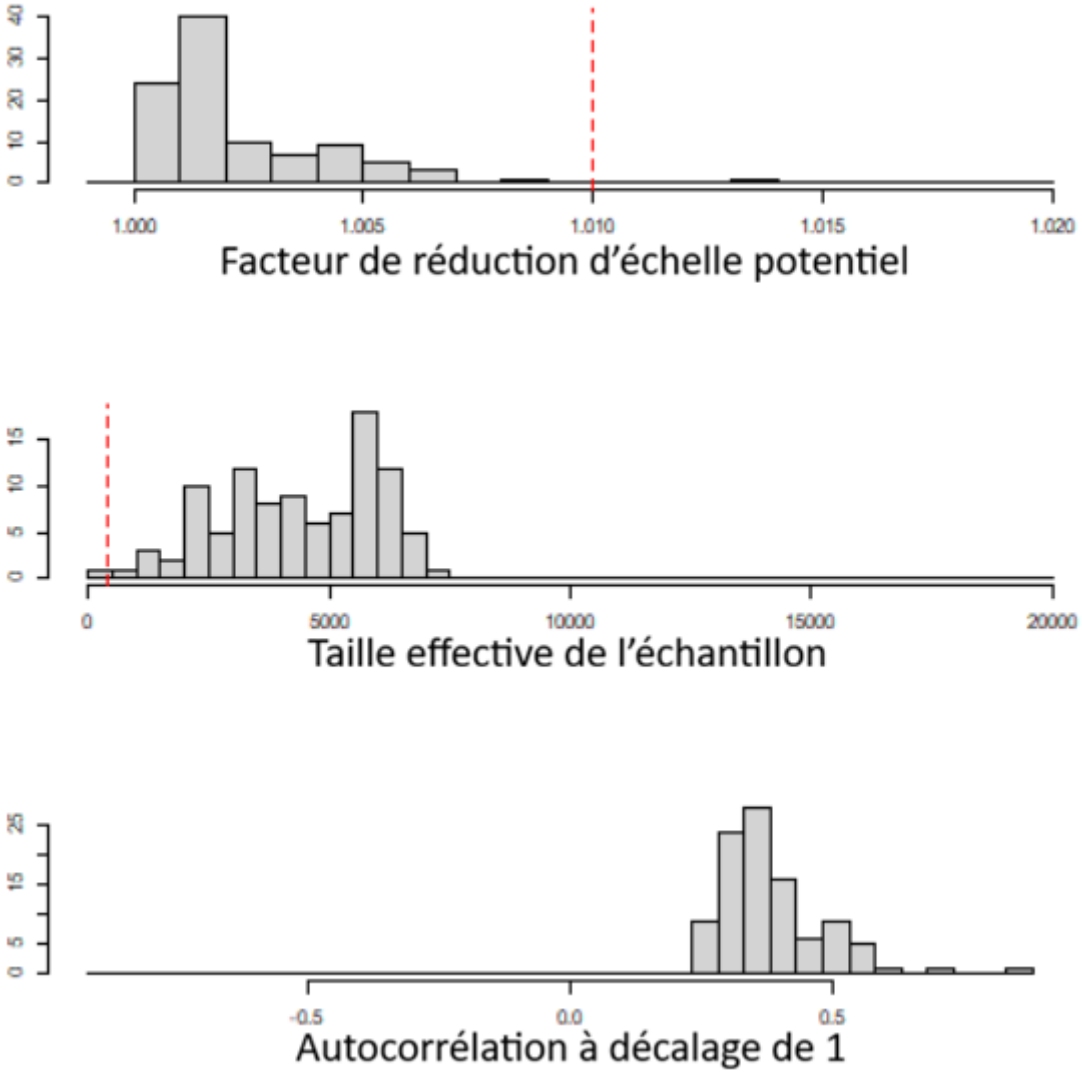


*Figure F - 9. Distributions des diagnostics de convergence obtenus au moyen de la MCCM pour tous les paramètres estimés dans le modèle de **M élevée** avec M = 0,184. Les diagnostics présentés de haut en bas sont : entre l'erreur-type relative de la chaîne ($\hat{R}$), la taille effective de l'échantillon et à l'intérieur l'autocorrélation à décalage de 1 de la chaîne. Les lignes verticales rouges indiquent le seuil minimal pour $\hat{R}$ ($\hat{R}$ = 1.01) et la taille effective de l'échantillon (400).*

ANNEXE G. ANALYSE DE SENSIBILITÉ AVEC LES RÉSULTATS DE L'EMV

Certaines analyses de sensibilité n'ont pas donné lieu à des diagnostics acceptables d'estimation du maximum de vraisemblance (EMV) ou à des diagnostics acceptables de la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCCM); elles sont donc résumées dans la présente annexe avec les résultats de l'EMV (tableau G - 1). Ces sensibilités ont été comparées à la version de l'EMV du modèle de *M* de référence à partir du modèle d'ensemble de référence.

Une sensibilité a exploré l'estimation de la mortalité naturelle (« *M* estimée »), car *M* était une incertitude clé, qui a été fixée à trois niveaux différents dans un modèle d'ensemble dans cette évaluation. Dans cette sensibilité, *M* avait une valeur a priori fondée sur l'âge maximal (Hamel et Cope 2022).

Deux autres sensibilités ont exploré la valeur de la variabilité fixe du recrutement (« Sigma R »; valeur supérieure de Sigma R et valeur inférieure de Sigma R), car le modèle d'ensemble de référence supposait une valeur de Sigma R fixe à 0,636.

Une autre sensibilité a exploré la pondération de Francis sur les données de composition selon l'âge (« avec pondération de Francis ») comme solution de rechange à l'approche du modèle de référence qui utilisait des vraisemblances multinomiales avec des tailles d'échantillon d'entrée fixes ainsi qu'au scénario de vraisemblance multinomiale de Dirichlet-scénario testé comme un scénario de sensibilité de la MCCM (où ce dernier a donné lieu à une pondération à la baisse négligeable).

Nous avons également mis à l'essai une sensibilité sans écarts-types supplémentaires pour la variabilité des indices de relevé (« sans ET supplémentaires »), ce qui contraste avec le modèle d'ensemble de référence qui a estimé un écart-type supplémentaire pour chaque indice de relevé.

On a exploré une autre sensibilité en utilisant les CPUE standardisées de la pêche comme indice (« avec CPUE »). Dans le modèle d'ensemble de référence, il n'y avait aucune information à part les prises jusqu'en 2003. Dans cette sensibilité, les CPUE de la pêche ont été incluses comme source d'information pour les premières années jusqu'à aujourd'hui (de 1954 à 2023). Nous avons également mis à l'essai une sensibilité avec un indice de CPUE moderne uniquement (avec des CPUE modernes seulement; De 1996 à 2023), car l'indice des CPUE historiques de la pêche était plus incertain et davantage de variables étaient disponibles pour obtenir un indice standard des CPUE modernes de la pêche. L'annexe C décrit en détail la standardisation des CPUE de la pêche.

Nous avons également mis à l'essai une sensibilité où le modèle pourrait estimer la sélectivité en forme de dôme pour chacun des relevés. Cette hypothèse de sélectivité plus souple a été explorée en raison des tendances résiduelles dans les ajustements de la composition selon l'âge pour les relevés.

Tableau G - 1. Analyses de sensibilité comparant les résultats de l'EMV.

Étiquette du scénario	**Description**
M de référence	*M* supposée = 0,154
M estimée	*M* estimée

Étiquette du scénario	Description
Valeur supérieure de Sigma R	On a supposé une variation du recrutement (sigma R) de 0,836
Valeur inférieure de Sigma R	On a supposé une variation du recrutement (sigma R) de 0,436
Avec CPUE	Avec les indices des CPUE de la pêche (historiques et modernes)
Avec pondération de Francis	Avec une pondération de Francis sur les compositions selon l'âge
Avec des CPUE modernes seulement	Avec l'indice des CPUE de la pêche moderne seulement
Sans ET supplémentaires	Sans écarts-types supplémentaires sur la variabilité pour les indices des relevés
Sélectivité en forme de dôme	Avec la possibilité d'estimer la sélectivité en forme de dôme pour chacun des relevés

Bien que toutes les sensibilités décrites ici ne soient pas fiables, les performances de leurs modèles étant instables et les diagnostics de MCCM étant mauvais, la sensibilité sans ET supplémentaires et la sensibilité de la sélectivité en frome de dôme ont donné des valeurs plus élevées pour la biomasse du stock reproducteur femelle (B), le recrutement et le ratio B/B_{RMD}, tandis que la sensibilité « avec une pondération de Francis » a donné les valeurs les plus faibles pour B, le recrutement et le ratio B/B_{RMD} (figures G-1, G-2 et G-4). Le recrutement et B étaient plus variables pour la sensibilité « avec CPUE ». Le fait d'inclure des CPUE a également entraîné un recrutement légèrement inférieur au cours des dernières années. La sensibilité aux CPUE a donné lieu à la mortalité par pêche la plus élevée les années précédentes, et la sensibilité sans ET supplémentaires et la sensibilité de la sélectivité en frome de dôme ont donné la mortalité par pêche la plus faible, bien qu'elles aient été similaires à la majorité des sensibilités de l'EMV (figure G-3). La sensibilité avec pondération de Francis se traduit par la mortalité par pêche et le ratio F/F_{RMD} les plus élevés des dernières années (figures G-3 et G-5). La sensibilité avec CPUE a donné le taux de variation le plus élevé, soit 0,78, et la sensibilité avec pondération de Francis, le taux de variation le plus faible, soit 0,59 (tableau G-3). Le tableau G -2 montre les log-vraisemblances négatives pour chacune des sensibilités de l'EMV qui avaient des modèles convergents (valeur inférieure de Sigma R et avec pondération de Francis), mais ces deux modèles, à l'exception de modèle de référence, présentaient de mauvais diagnostics, de sorte que les vraisemblances doivent être interprétées avec prudence. Les modèles de *M* estimée, valeur supérieure de Sigma R, avec CPUE, avec CPUE moderne seulement et sans ET supplémentaires n'ont pas convergé et leurs probabilités logarithmiques négatives ne sont donc pas rapportées.

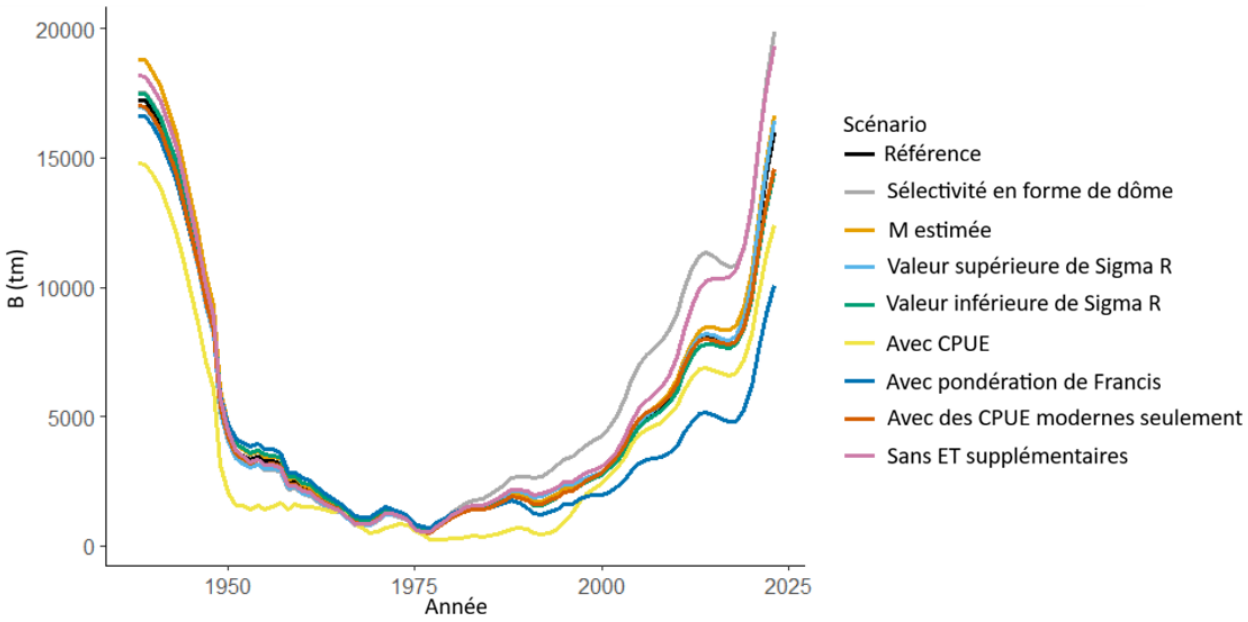


Figure G - 1. Estimation de la biomasse du stock reproducteur femelle selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

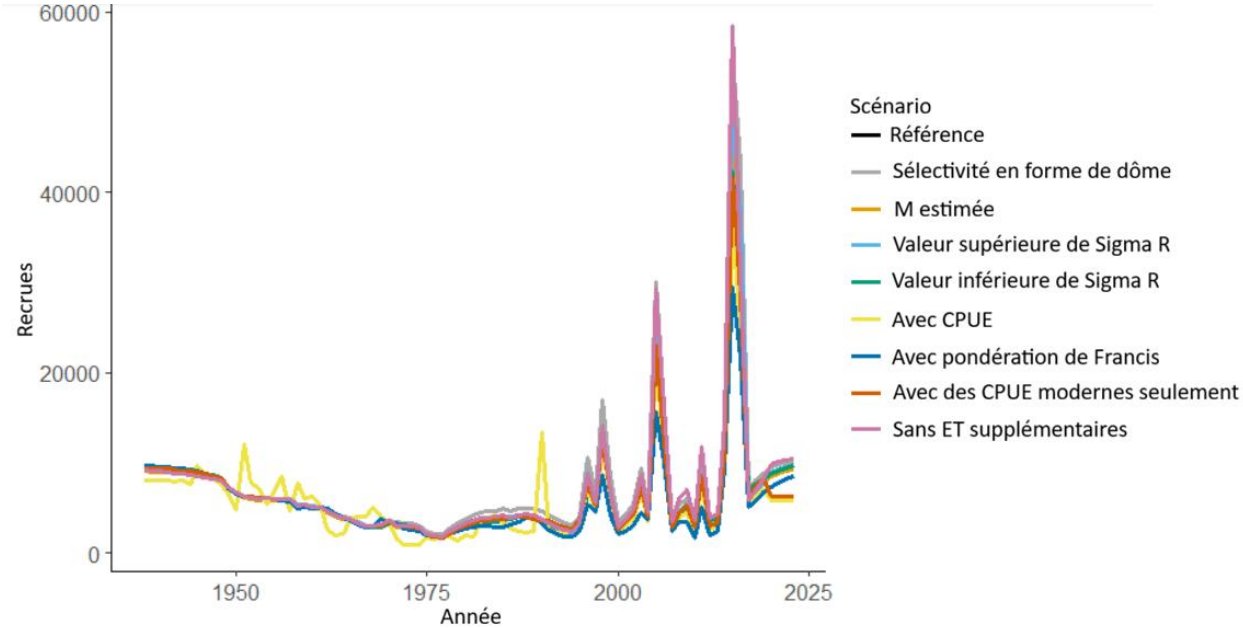


Figure G - 2. Estimation des recrues selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

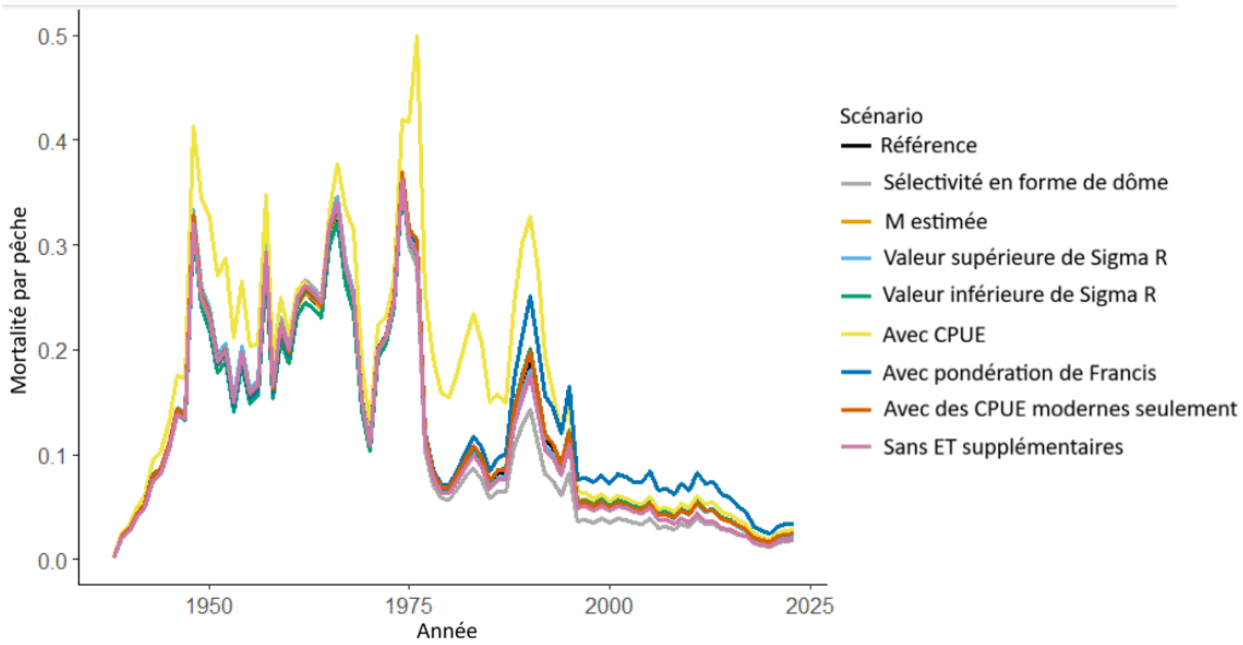


Figure G - 3. Estimation de la mortalité par pêche selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

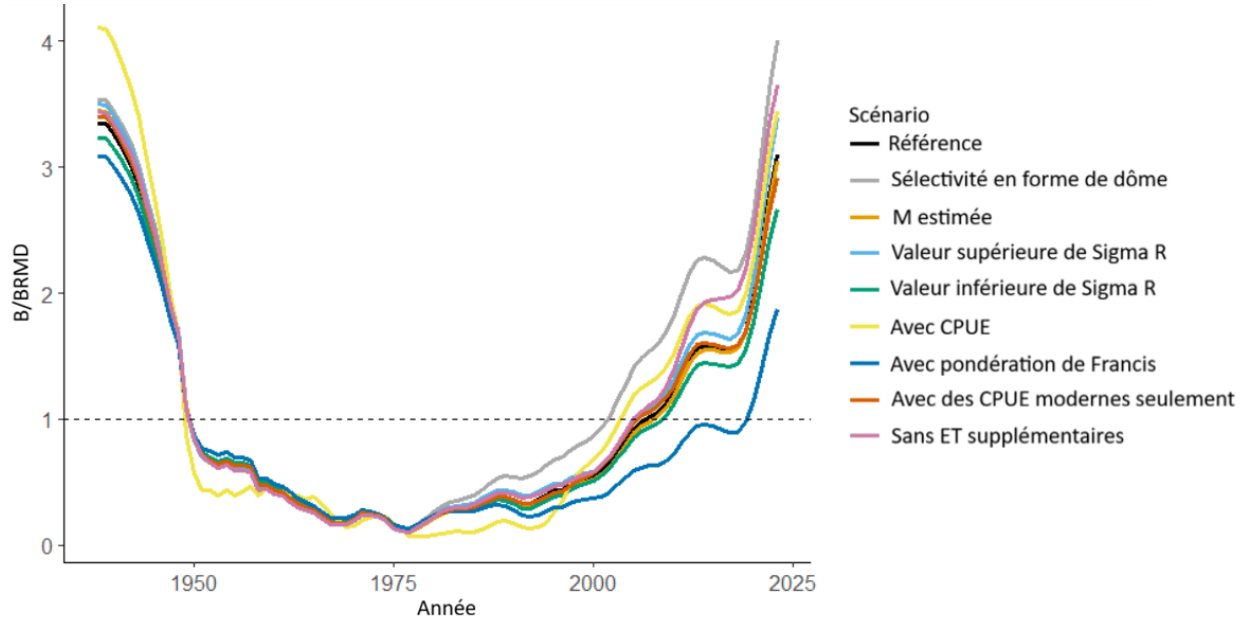


Figure G - 4. Estimation du ratio entre la biomasse du stock reproducteur femelle et la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (B/B_{RMD}) selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

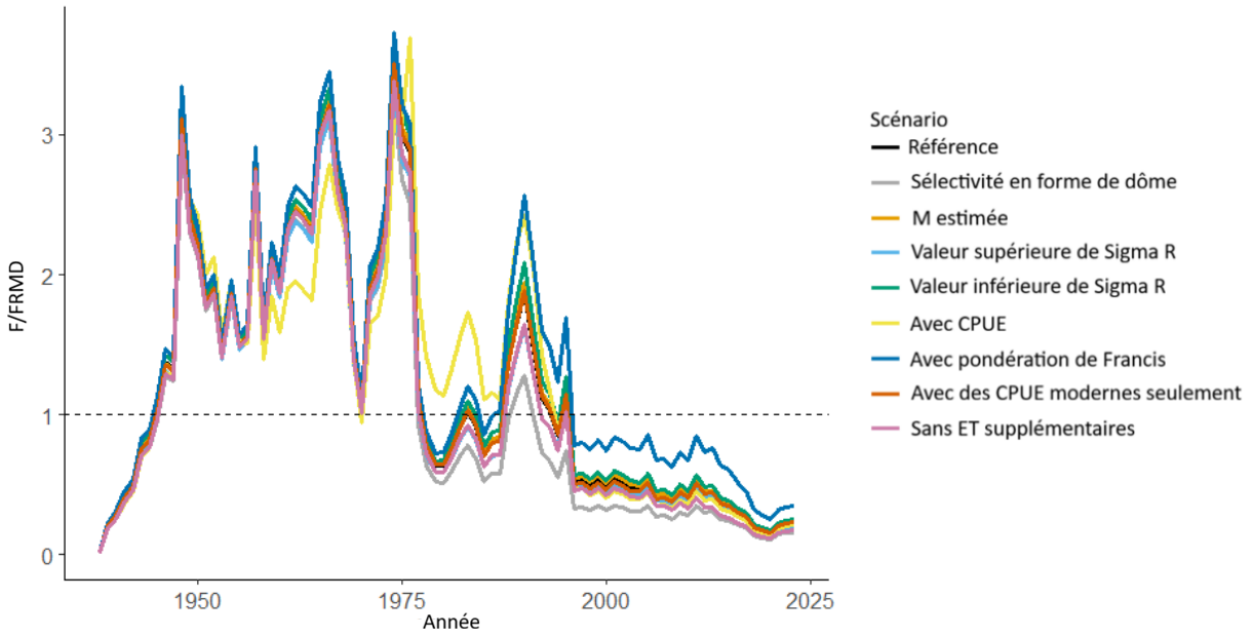


Figure G - 5. Estimation du ratio entre la mortalité par pêche et la mortalité par pêche au rendement maximal durable (F/F_{RMD}) selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

Tableau G-2. Log-vraisemblance négative selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités avec des modèles convergés et estimation du maximum de vraisemblance.

Probabilité	***M* de référence**	**Valeur inférieure de Sigma R**	**Avec pondération de Francis**
Total	417,10	426,48	356,51
Prises	0,0043	0,0038	0,039
Relevé	-25,63	-25,83	-24,83
Composition selon l'âge	429,16	435,76	369,65
Recrutement	9,20	11,86	7,33

Tableau G-3. Estimation des paramètres de Ln(R0) et du taux de variation selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

Paramètre	***M* de référence**	***M* estimée**	**Valeur supérieure de Sigma R**	**Valeur inférieure de Sigma R**	**Avec CPUE**	**Avec pondération de Francis**	**Avec des CPUE modernes seulement**	**Sans ET supplémentaires**	**Sélectivité en forme de dôme**
Ln(R0)	9,19	9,15	9,18	9,21	9,04	9,16	9,18	9,24	9,21
Taux de variation	0,64	0,65	0,67	0,61	0,78	0,59	0,65	0,66	0,68

Tableau G-4. Médiane estimée de B_{RMD} et F_{RMD} selon le modèle d'ensemble avec une mortalité naturelle à 0,154 (M de référence) et des sensibilités sélectionnées avec estimation du maximum de vraisemblance.

Point de référence	*M* de référence	*M* estimée	Valeur supérieure de Sigma R	Valeur inférieure de Sigma R	Avec CPUE	Avec pondération de Francis	Avec des CPUE modernes seulement	Sans ET supplémentaires	Sélectivité en forme de dôme
B_{RMD}	5 146	5 457	4 842	5 408	3 598	5 387	4 996	5 284	4 960
F_{RMD}	0,10	0,10	0,11	0,10	0,14	0,10	0,10	0,11	0,11

ANNEXE H. AJUSTEMENTS AUX COMPOSITIONS DU MODÈLE DE LONGUEUR ET D'ÂGE CONDITIONNEL SELON LA LONGUEUR

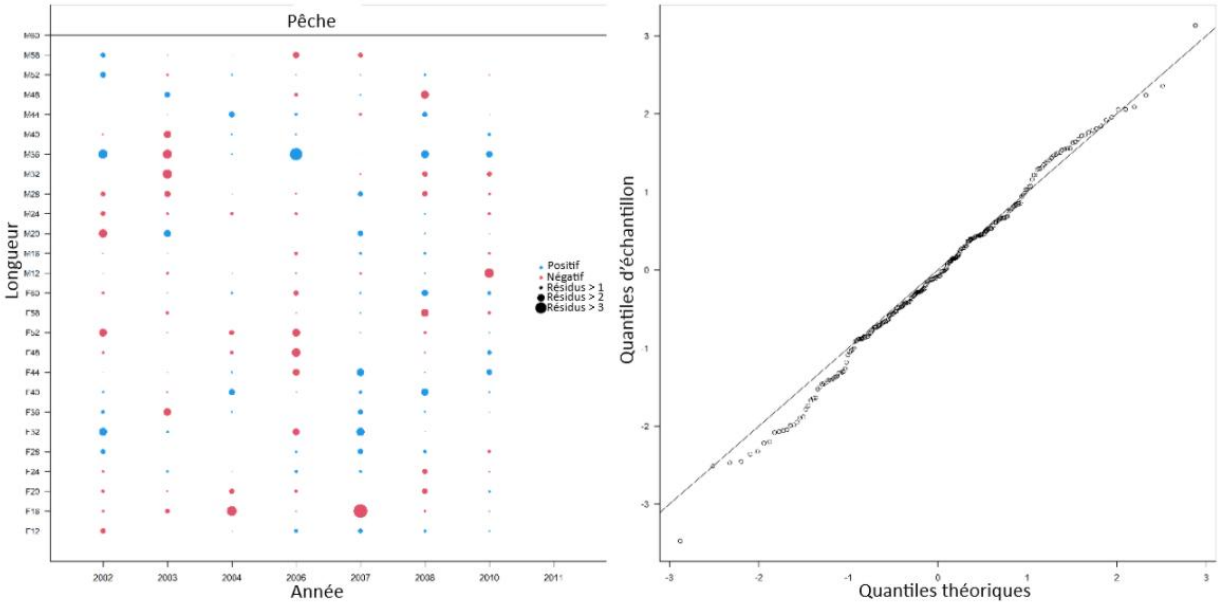


Figure H-1. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon la longueur de la pêche pour le modèle d'évaluation longueur + âge conditionnel selon la longueur. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les tranches de longueur sont étiquetées F12-F60 pour les femelles et M12-M60 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M60 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

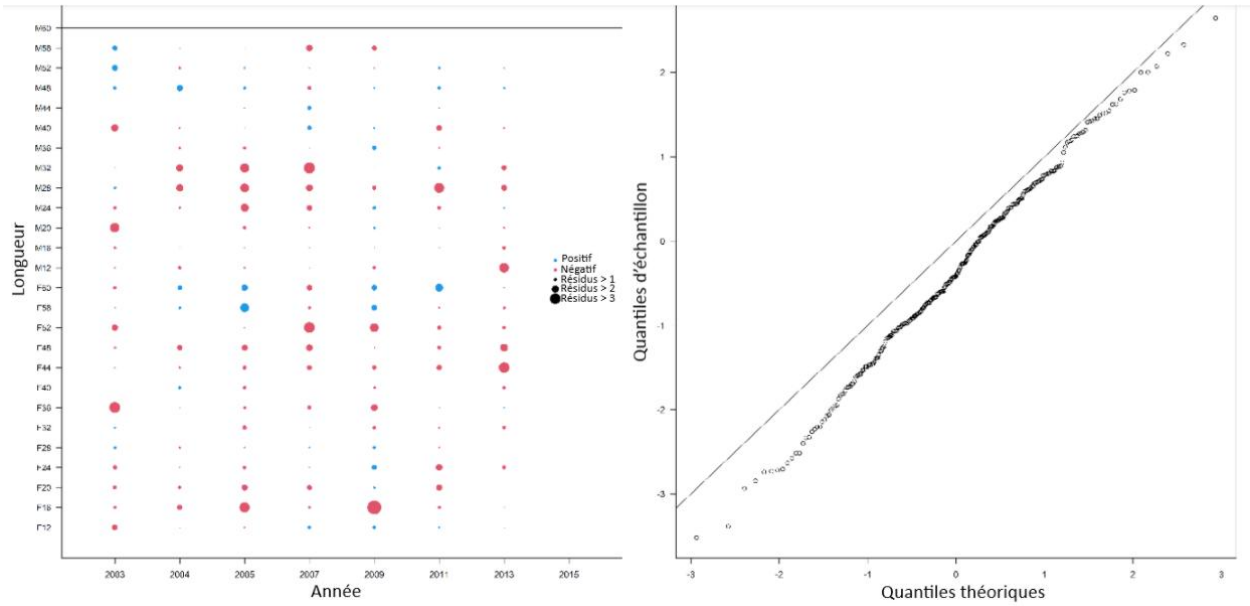


Figure H-2. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon la longueur du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte pour le modèle d'évaluation longueur + âge conditionnel selon la longueur. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les tranches de longueur sont étiquetées F12-F60 pour les femelles et M12-M60 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M60 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

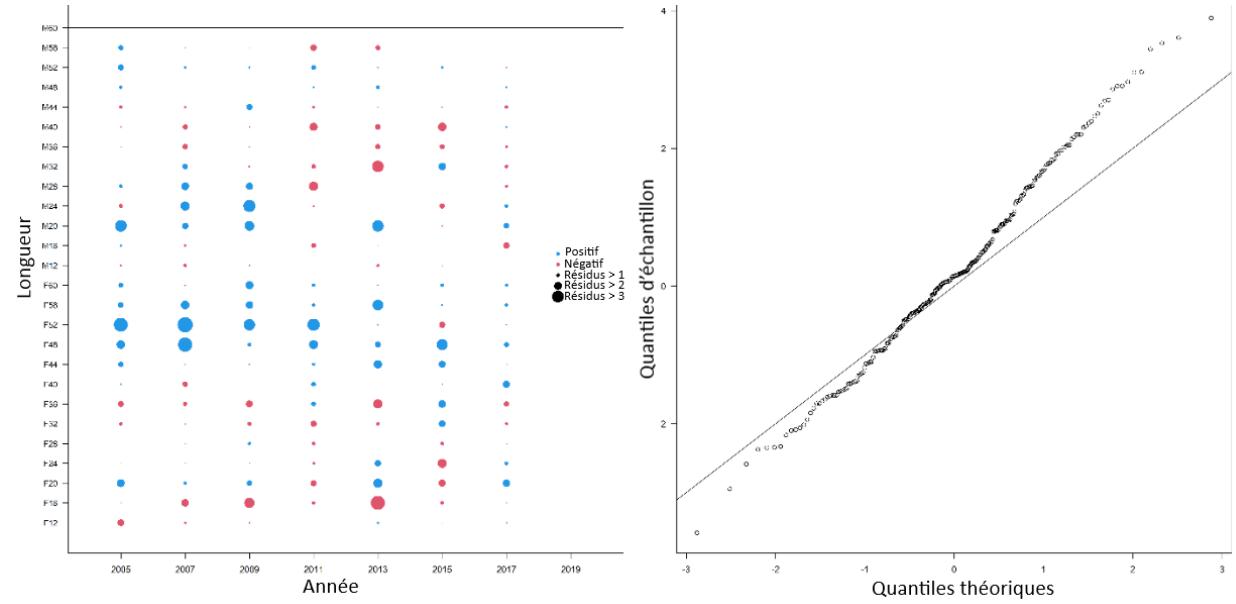


Figure H–3. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon la longueur du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate pour le modèle d'évaluation longueur + âge conditionnel selon la longueur. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les tranches de longueur sont étiquetées F12-F60 pour les femelles et M12-M60 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M60 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

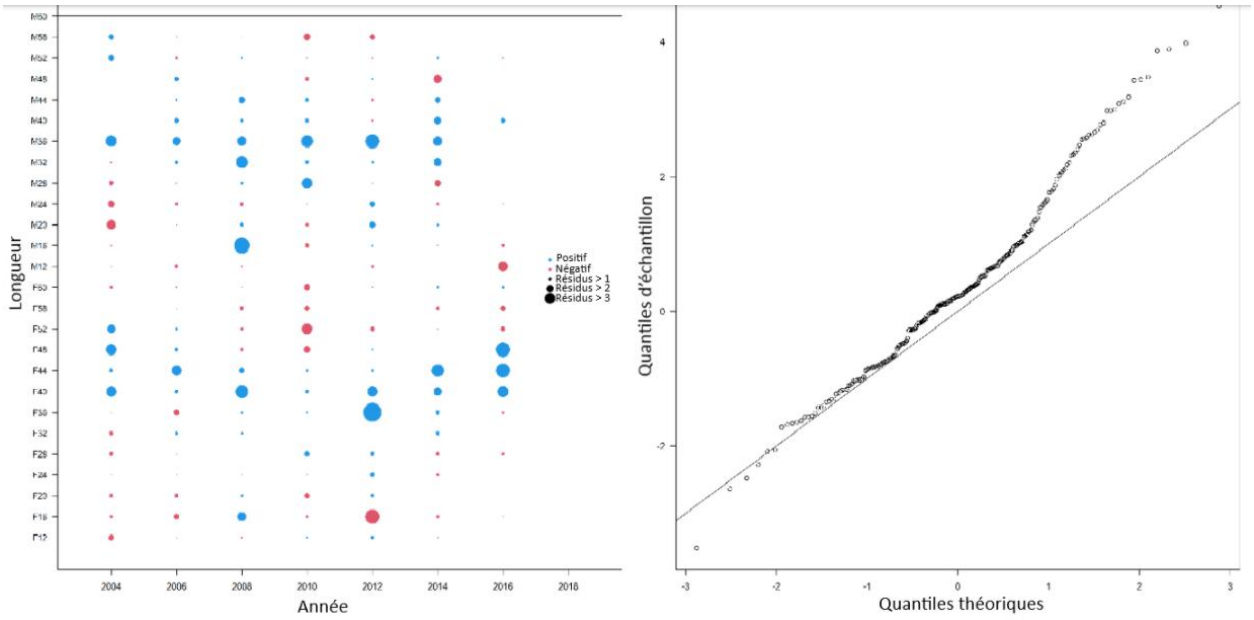


Figure H-4. Résidus d'une étape à l'avance pour les ajustements aux données sur la composition selon la longueur du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver pour le modèle d'évaluation longueur + âge conditionnel selon la longueur. Les résidus aux médianes de la distribution a posteriori sont représentés. Les tranches de longueur sont étiquetées F12-F60 pour les femelles et M12-M60 pour les mâles. Les résidus d'une étape à l'avance sont calculés pour le nombre de tranches – 1; par conséquent, la tranche finale « M60 » ne contient pas de résidus d'une étape à l'avance dans ce cas.

ANNEXE I. RÉGRESSIONS DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES ENTRE LES CONDITIONS ENVIRONNEMENTALES ET LA BIOLOGIE DE L'ESPÈCE

Pour examiner comment les conditions environnementales peuvent influer sur la productivité de la plie de Californie, nous avons utilisé des régressions bayésiennes dans les séries chronologiques pour tenir compte de l'autocorrélation temporelle et propager l'incertitude dans les états biologiques.

I.1. SOURCES DE DONNÉES ENVIRONNEMENTALES ET REGROUPEMENT SPATIOTEMPOREL

Nous avons sélectionné un sous-ensemble pertinent de variables climatiques et biotiques parmi celles disponibles dans le paquet *pacea* du progiciel R (Edwards *et al*. 2024). En plus d'une variété d'indices climatiques et océanographiques, le paquet Pacea regroupe les extrants du modèle spatial du modèle physique et biogéochimique couplé à la marge continentale de la Colombie-Britannique (BCCM) de Peña *et al*. (2019), y compris la concentration d'oxygène dissous, la température, le pH et la salinité. ainsi que deux variables biotiques — le phytoplancton de la surface à 10 m et la production primaire intégrée en profondeur (Figure I - 1). Chacune des variables géochimiques est estimée pour la surface et le fond de la mer, ainsi que certaines strates de profondeur intermédiaire. Toutes les variables sont disponibles sous forme de moyennes mensuelles de 1993 à 2019 à une résolution comprise entre 4 km^2 (sur le plateau et le talus continentaux) et 36 km^2 (plus au large) pour l'ensemble de la zone économique exclusive du Pacifique du Canada.

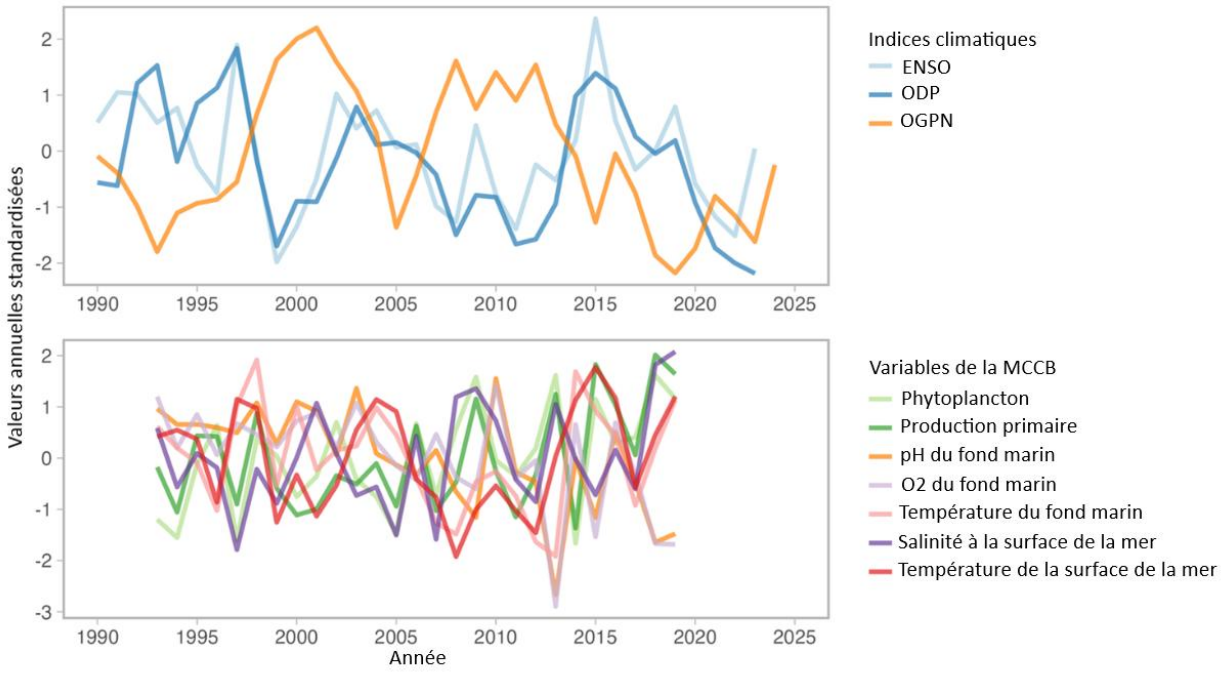


Figure I - 1. Un échantillon des indices climatiques possibles et des variables du modèle physique-biogéochimique de la MCCB disponibles dans le paquet Pacea du progiciel R. Les indices climatiques sont disponibles pour un plus grand nombre d'années que ce qui est indiqué ici, mais pas les variables de la MCCB. Les variables de la MCCB sont regroupées en tant que moyennes annuelles dans toutes les cellules contenant l'une des profondeurs où l'on trouve la plie de Californie.

L’indice climatique jugé important pour d’autres espèces de poissons plats sur cette côte est l’oscillation décennale du Pacifique (ODP; Clark et Hare 2002, Stewart et Martell 2016). L’oscillation du tourbillon du Pacifique Nord (OTPN) est un autre indice d’importance probable en tant qu’indicateur de la remontée des eaux (Peña *et al*. 2019). Parmi les variables de la MCCB disponibles, nous avons sélectionné la température, l’oxygène, la salinité et les deux variables biotiques pour la surface de la mer ou le fond marin, en fonction du stade biologique d’intérêt. À l’échelle annuelle et à toutes les profondeurs où l’on trouve la plie de Californie, les corrélations les plus élevées ont été observées entre la température de la surface de la mer et du fond marin et entre les deux variables biotiques, la productivité primaire et le phytoplancton (Figure I - 2). Outre ces cas, les corrélations les plus fortes suivantes étaient entre l’ODP et la température de la surface de la mer et entre l’oxygène du fond marin et le phytoplancton. Cette dernière relation était négative, de sorte qu’une augmentation de la concentration d’oxygène dans le fond marin a été associée à une réduction du phytoplancton global, résultant potentiellement de la remontée des eaux ou de la décomposition.

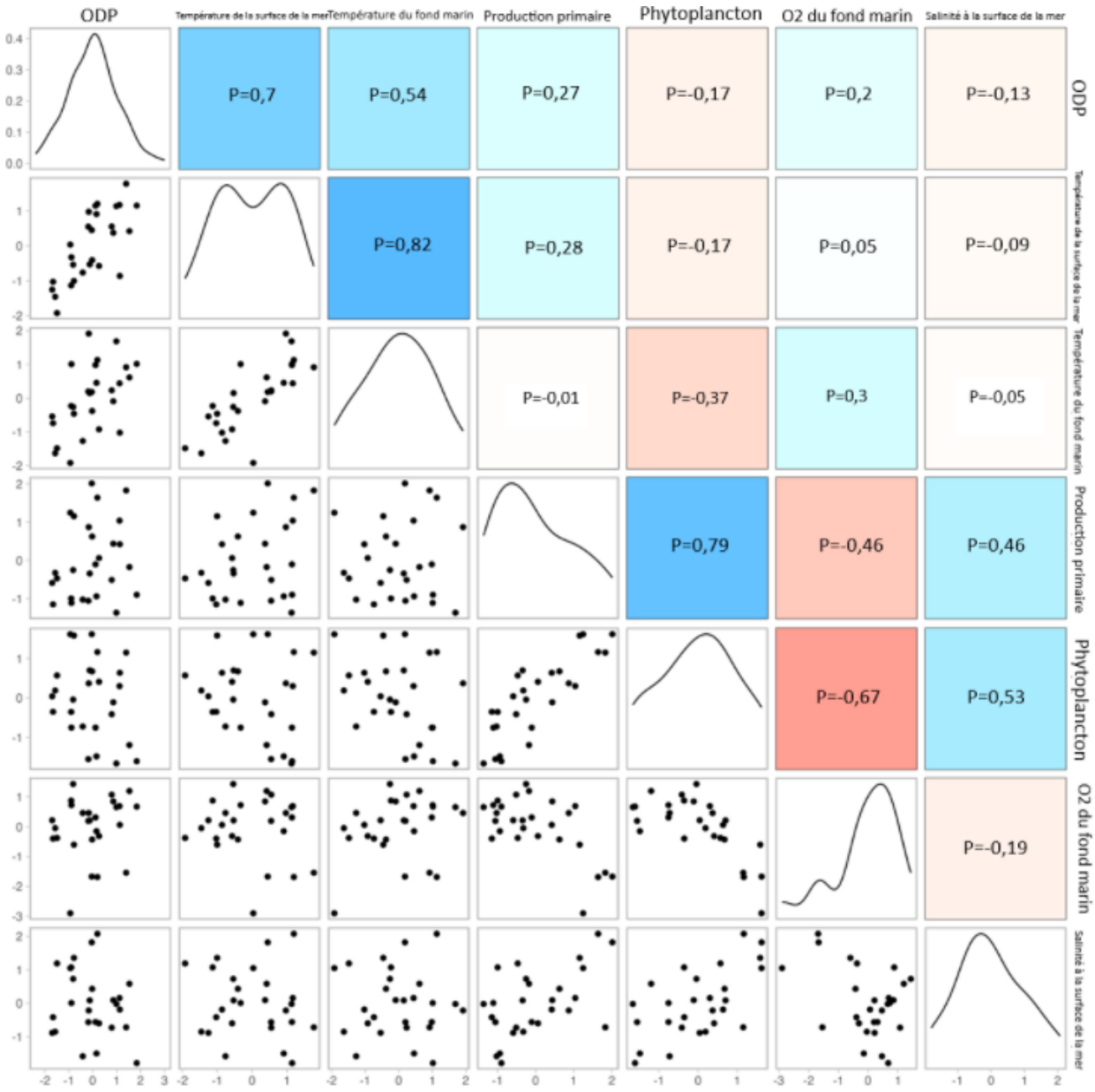


Figure I - 2. Corrélations de rangs de Spearman entre un indice climatique important, l'ODP et les variables moyennes du modèle physique-biogéochimique de la MCCB regroupées en moyennes annuelles dans toutes les cellules contenant l'une ou l'autre des profondeurs où l'on trouve la plie de Californie. Différents regroupements spatio-temporels et des variables supplémentaires sont priss en compte dans notre analyse, mais n'ont pas été tracées à des fins de lisibilité.

Afin d'examiner les influences potentielles des variables environnementales ci-dessus sur la plie de Californie en Colombie-Britannique, nous avons sélectionné des variables environnementales pour des périodes précises qui sont supposées avoir une incidence sur le recrutement ou l'état corporel en fonction des caractéristiques connues du cycle biologique. La plie de Californie adulte se regroupe en profondeur pour frayer; nous avons donc calculé la concentration moyenne d'oxygène et la température du fond marin pour toutes les cellules contenant des profondeurs comprises entre 300 et 450 m (Love 2011) chaque mois, puis pris la moyenne de ces valeurs mensuelles pour les mois où la fraie est le plus susceptible de se

produire (de janvier à mars; Figure B - 5). Comme le mécanisme hypothétique de l'importance de l'ODP pour le recrutement des poissons plats est lié à la direction du vent qui déplace les larves (Clark et Hare 2002; Stewart et Martell 2016), nous avons également pris une moyenne de cet indice pour les mois de fraie, lorsque les œufs et les plus petites larves sont le plus sujets aux déplacements passifs.

Pour les autres variables de la période pélagique, nous avons calculé la moyenne de toutes les valeurs de surface de toutes les cellules contenant des profondeurs occupées à tout moment de l'année (de 20 à 450 m; Love 2011). Bien que des larves de plie de Californie aient été trouvées beaucoup plus loin au large, cette fourchette de profondeurs comprend la plupart des zones côtières des profondeurs de fraie et au-dessus de tout habitat d'établissement potentiel pour les juvéniles, ce qui représente probablement une proportion élevée de l'habitat larvaire viable (Pearcy *et al*. 1977). Pour la température de surface, nous avons utilisé la moyenne de la période de fraie, une période printanière (d'avril à juin) et une période estivale (de juillet à septembre) en raison des différences saisonnières. Étant donné que l'ODP et la température ont montré une corrélation relativement élevée (Figure I - 2), nous avons également inclus l'ODP du printemps pour voir quel indice expliquait le plus de variation. L'OTPN pour l'ensemble de la période pélagique a été inclus comme indicateur possible des conditions des remontées d'eau.

Parmi les deux variables biotiques de la MCCB, nous avons choisi le phytoplancton parce qu'il s'agit d'une variable de surface et qu'il peut mieux représenter l'accumulation dans la couche de surface plutôt qu'un taux de production sous-jacent (c'est-à-dire une mesure de la production primaire excessive). Le phytoplancton a été inclus comme moyenne pour l'ensemble de la période pélagique. Enfin, nous avons également acquis des indices d'abondance des euphausiacés obtenus des relevés estivaux effectués dans les mêmes zones générales que les relevés synoptiques de la COIV et du BRC, ainsi que plus au large, à partir des travaux de modélisation réalisés par Evans *et al*. (2023). Compte tenu de l'incertitude concernant l'endroit où les larves de plie de Californie passent leur période pélagique, nous avons pris en compte les anomalies de la biomasse totale des euphausiacés pour chacune des régions susmentionnées séparément (côte ouest de l'île de Vancouver, bassin de la Reine-Charlotte et zone extracôtière) dans l'évaluation des corrélations avec le recrutement.

Pour les variables de la MCCB susceptibles d'influencer l'état corporel des juvéniles et des adultes observés dans le cadre de nos relevés printaniers et estivaux, nous avons calculé la moyenne de toutes les cellules contenant des profondeurs où 95 % de la biomasse de cette espèce a été capturée dans les relevés (de 50 à 200 m). Parmi les variables disponibles, nous nous sommes concentrés sur la température et l'oxygène du fond marin et la production primaire intégrée en profondeur comme étant celles qui sont les plus spécifiques aux profondeurs où l'on trouve la plie de Californie. Nous avons utilisé une moyenne des valeurs d'avril à juin, car nos indices de l'état corporel sont des estimations générées pour le solstice d'été, qui se produit immédiatement après notre période de collecte d'échantillons de relevé la plus intense (moyenne au 14 juin; Figure I - 3). Étant donné que nos indices de l'état corporel représentent les moyennes à l'échelle de la côte, les indices régionaux des euphausiacés côtiers ont été regroupés. Cette approche nous a permis de tenir compte de la biomasse de l'espèce classique dominante, *Euphausia Pacifica*, ainsi que de la biomasse totale des euphausiacés. Les anomalies moyennes de l'ODP et de l'OGPN pour la période d'avril à juin ont également été incluses comme indicateurs des conditions océanographiques corrélées qui pourraient indiquer l'importance des variables non comprises dans notre analyse.

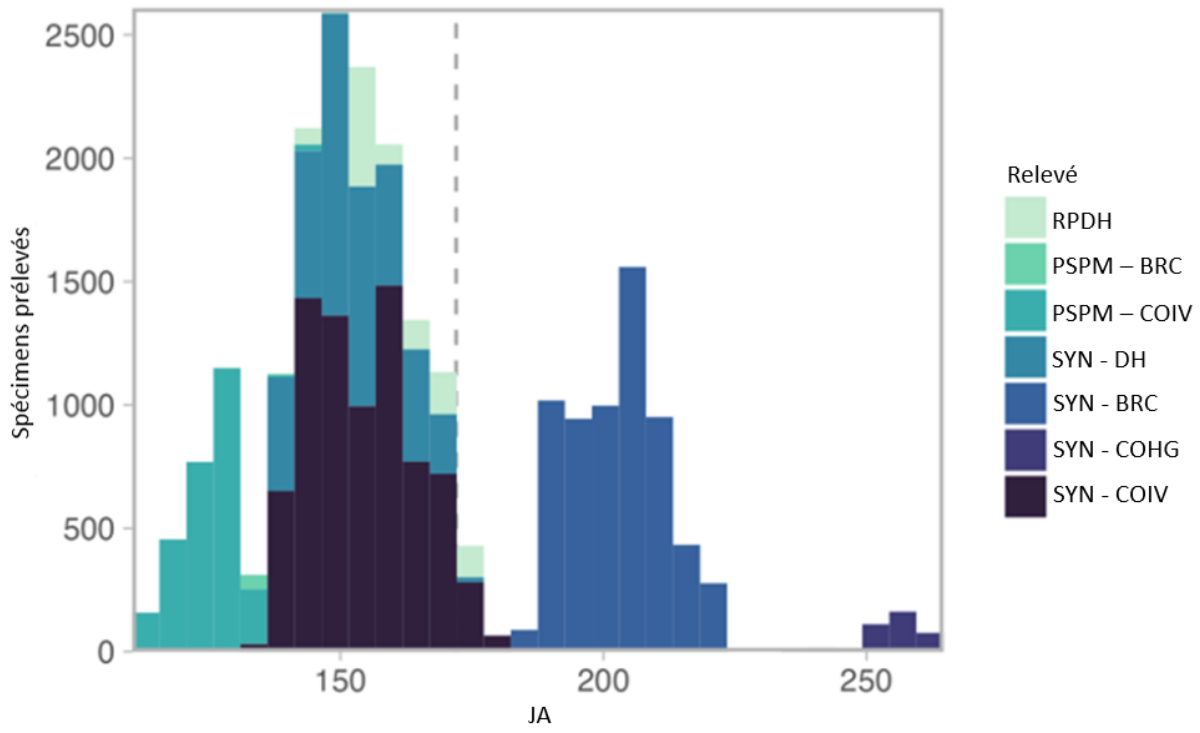


Figure I - 3. Répartition des jours d'échantillonnage de l'année pour les spécimens compris dans les analyses de l'état corporel. La ligne tiretée grise indique le solstice d'été.

Toutes les variables environnementales (sauf l'ODP, car il s'agit déjà d'une anomalie) ont été centrées par leur moyenne et mises à l'échelle par leur écart-type avant analyse.

I.2. VARIABLES DE RÉPONSE BIOLOGIQUE AVEC INCERTITUDE

Pour évaluer les effets possibles des variables environnementales ci-dessus, le recrutement et l'état corporel ont été considérés comme des réponses biologiques. Pour propager l'incertitude dans l'estimation des réponses biologiques, 100 échantillons des écarts annuels du recrutement générés au moyen de la MCCM ont été extraits du modèle de référence (semblable à une approche utilisée dans Haigh *et al*. 2019). Toutefois, nous avons limité l'analyse à la période de 1995 à 2018, soit la période pour laquelle les données sur l'âge comprises dans cette évaluation (de 2004 à 2019) pouvaient servir à étayer les estimations du recrutement. De même, nous avons pris 100 tirages de la matrice conjointe de précision des paramètres pour chaque indice de l'état (voir l'annexe J). Les indices de l'état vont de 1998 à 2023, bien que la couverture spatiale soit plus faible et que l'incertitude soit donc plus élevée avant 2003 (Figure 62 et Figure J - 7).

Les écarts de recrutement représentent déjà des écarts multiplicatifs centrés sur la moyenne par rapport au recrutement prévu, compte tenu de l'estimation annuelle de la biomasse du stock reproducteur femelle; nous les avons donc entrés dans les modèles sans les transformer. Les valeurs de l'indice de l'état ont été centrées sur une cote de 1 de Le Cren qui représente la relation longueur-poids prévue et mise à l'échelle dans les tirages d'échantillons individuels pour représenter un écart-type du changement de l'état corporel, indépendamment des différences de variabilité estimée entre les tirages (Le Cren 1951).

I.3. RÉGRESSION DANS SÉRIES CHRONOLOGIQUES

Pour chaque série chronologique échantillonnée de nos réponses biologiques, nous ajustons des modèles linéaires généralisés à effets mixtes spatiaux linéaires hiérarchiques bayésiens distincts afin d'évaluer l'effet de chaque variable environnementale ou l'effet de l'état corporel de l'année précédente sur les écarts du recrutement. On a ajusté toutes les variables prédictives comme un polynôme orthogonal de second ordre pour permettre une relation courbe prédicteur-réponse et nous avons pris en compte l'autocorrélation temporelle en utilisant un processus autorégressif stationnaire avec une corrélation de premier ordre (AR1).

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \epsilon_t, \\ \epsilon_{t=1} &\sim \text{Normal}(0, \sigma^2), \\ \epsilon_{t>1} &\sim \text{Normal}(\rho_{\epsilon t-1}, \sigma^2), \end{aligned}$$

Eq. I - 1

où t est l'année, y est un échantillon annuel de recrutement ou d'écart de l'état corporel, β_1 and β_2 et sont des coefficients, D_1 est la première composante orthogonale du polynôme (représentant la partie linéaire de la pente), D_{2t} est la deuxième composante orthogonale du polynomial (représentant la courbature), $\rho_{\epsilon t}$ est la corrélation entre les pas de temps suivants et σ représente l'écart-type de l'erreur d'observation. Le premier pas est une valeur a priori avec une moyenne de zéro et avec le même écart-type. Nous avons attribué des valeurs a priori peu informatives à tous les paramètres : Valeurs a priori de N (0,10) sur tous les paramètre de β, N(0,1) sur ρ et une valeur a priori d'un demi-t (3, 0, 2; c.-à-d. Des degrés de liberté de 3 et échelle de 2) sur σ. On a ensuite combiné les valeurs a posteriori de 100 modèles représentant la même combinaison de réponse biologique et de variable environnementale pour fournir des estimations avec une incertitude qui intègre à la fois l'incertitude dans les valeurs biologiques (dérivée de notre évaluation du stock ou des modèles spatiaux de l'état corporel) et dans leur relation avec chaque variable.

Nous avons ajusté ces modèles dans le logiciel Stan (Carpenter *et al*. 2017) en utilisant les paquets *brms* (Bürkner 2017) et cmdstanr (Gabry *et al*. 2023) du progiciel R. Le logiciel Stan met en œuvre l'algorithme hamiltonien sans retour de la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov (Hoffman et Gelman 2014) pour effectuer une inférence statistique bayésienne. Pour chaque prélèvement d'échantillon, nous avons exécuté une chaîne avec 500 itérations (250 à des fins de rodage); notre inférence finale était donc fondée sur 250 x 100 = 25 000 itérations. Nous avons évalué la convergence du modèle sur un ajustement du modèle aux estimations moyennes pour chaque variable biologique avec 3 chaînes chacune avec 1 000 itérations (500 à des fins de rodage). Tous les modèles ont obtenu une valeur de Rhat (facteurs de réduction d'échelle) inférieure à 1,01 et des tailles d'échantillon effectives supérieures à 600 (ou 200 par chaîne).

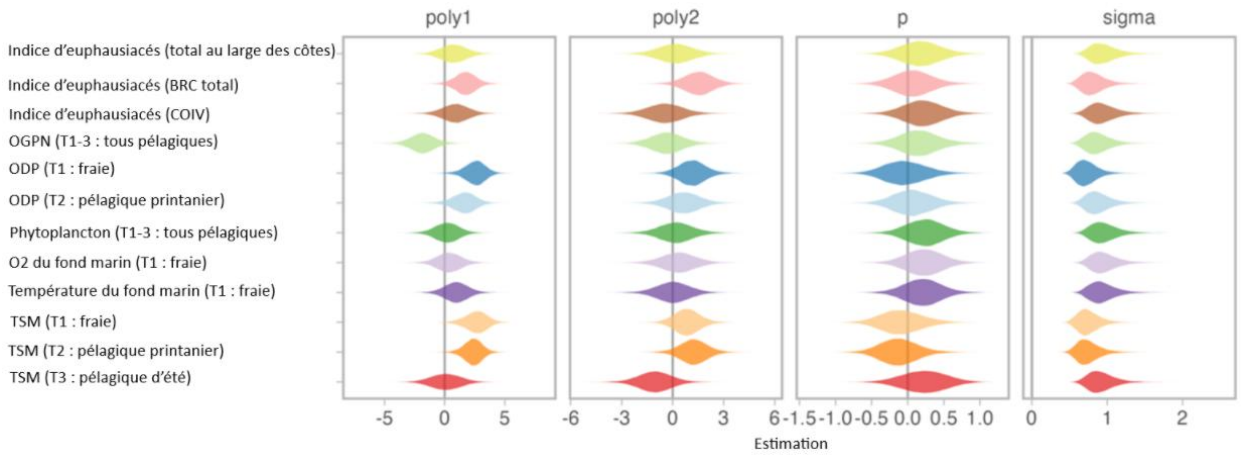


Figure I - 4. Diagrammes en violon de la densité pour toutes les valeurs a posteriori des coefficients des régressions de séries chronologiques sur 100 échantillons générés au moyen de la MCCM des écarts du recrutement par rapport au modèle de référence (1995 et 2018). Chaque violon contient 25 000 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM. Les coefficients représentent les polynômes orthogonaux de premier (poly1 : composante linéaire) et de deuxième (poly2 : composante courbée) ordre, la corrélation entre les pas de temps suivants (p) et l'écart-type de l'observation (sigma).

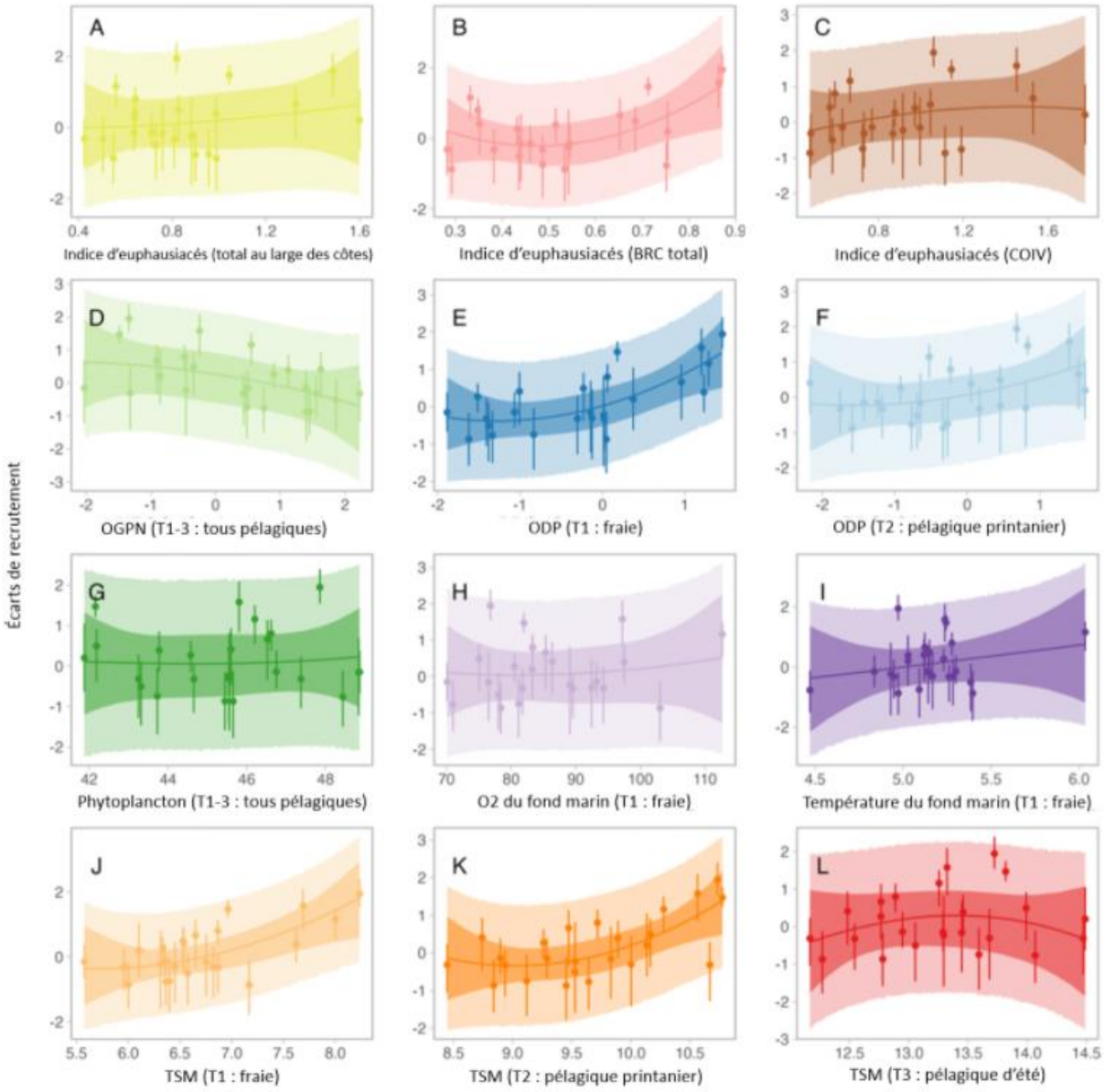


Figure I - 5. Toutes les relations prédites entre les conditions environnementales et les écarts de recrutement par rapport au modèle de référence pour la période de 1995 à 2018. L'ombrage plus foncé représente l'intervalle de confiance à 95 % dans la relation polynomiale (c.-à-d. quadratique) orthogonale de deuxième ordre prédite sur la base des valeurs a posteriori combinées de 100 régressions de séries chronologiques, une pour chaque échantillon généré au moyen de la méthode de MCCM des écarts du recrutement par rapport au modèle d'évaluation du stock. Un ombrage plus clair indique un intervalle de crédibilité à 90 % par rapport à la prédiction complète des valeurs posteriori (c.-à-d. en incluant l'incertitude sur les nouvelles « observations » des écarts dans le recrutement). Les lignes de points verticales représentent l'écart médian dans le recrutement et les quantiles à 95 % des valeurs observées dans les 100 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM.

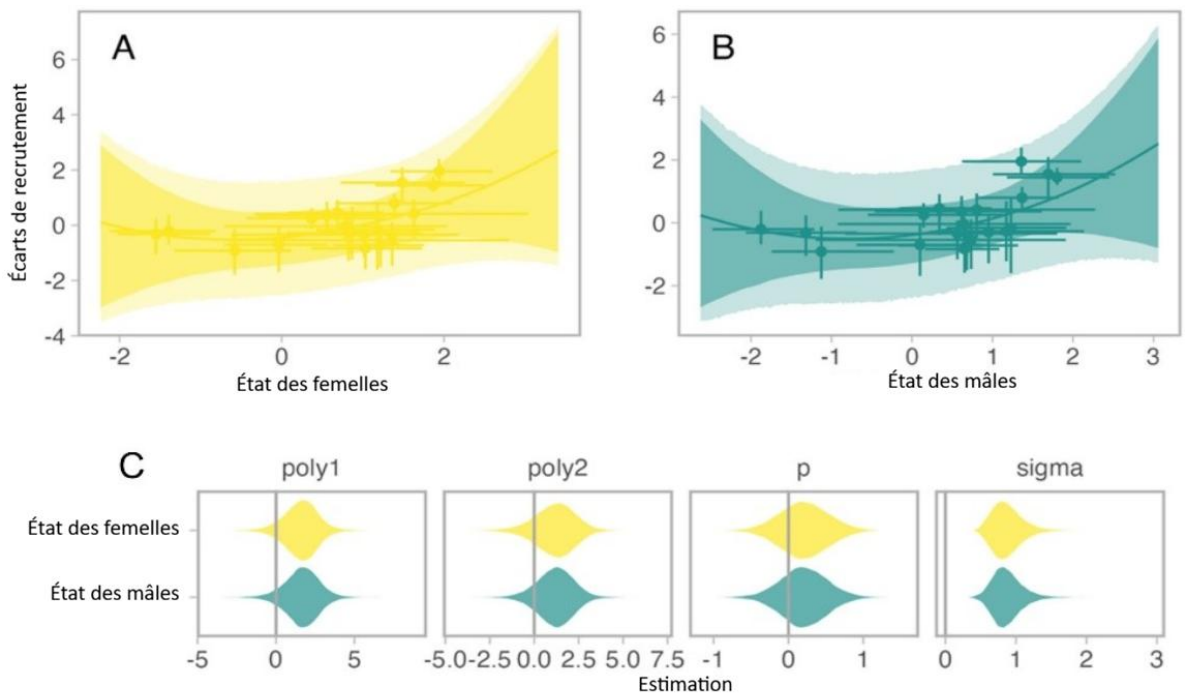


Figure I - 6. Relations prédites entre l'état corporel dans les écarts-types à partir de la moyenne de chaque série chronologique pour les femelles matures (A, jaune) et les mâles matures (B, turquoise) et les écarts dans le recrutement par rapport au modèle avec une valeur de M de 0,154 à partir du modèle de référence d'ensemble de 1998 à 2018. L'ombrage plus foncé représente l'incertitude de la relation polynomiale orthogonale de deuxième ordre prévue basée sur les valeurs a posteriori combinées de 100 régressions de séries chronologiques, une pour chaque paire d'échantillons de recrutement et d'état corporel. Un ombrage plus clair indique un intervalle de crédibilité à 95 % par rapport à la prédiction complète des valeurs posteriori (c.-à-d. en incluant l'incertitude sur les nouvelles « observations » des écarts dans le recrutement). Les lignes de points verticales représentent l'écart médian dans le recrutement et les quantiles à 95 % des valeurs observées dans les 100 échantillons générés au moyen de la méthode de MCCM. Les lignes pointillées horizontales représentent la médiane et les quantiles à 95 % des écarts à l'échelle de l'état corporel annuel prévu observés dans 100 échantillons de l'indice d'état. Les diagrammes en violon de la densité (C) sont décrits à la Figure I - 4.

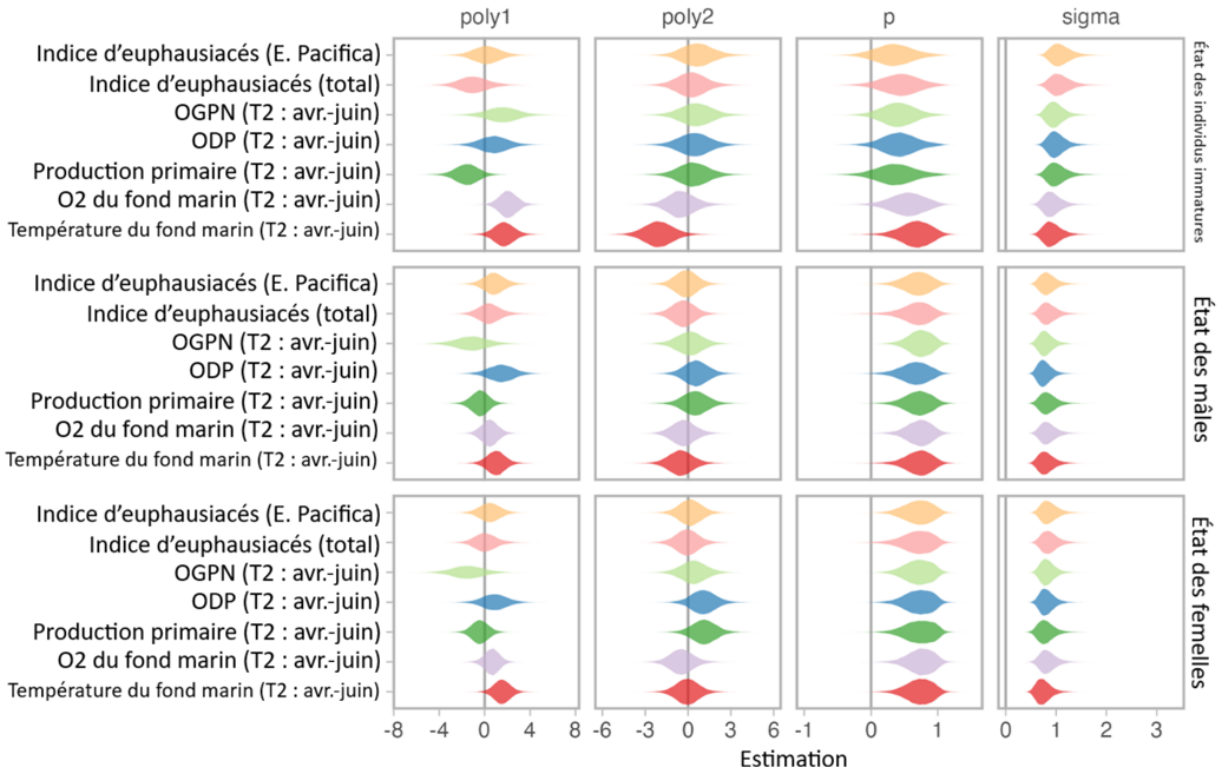


Figure I - 7. Diagrammes en violon de la densité pour toutes les valeurs a posteriori des coefficients des régressions de séries chronologiques sur 100 échantillons des indices de l'état corporel entre 1998 et 2023). L'ODP et l'OTPN utilisent l'ensemble de cette série chronologique, tandis que toutes les autres covariables environnementales n'étaient disponibles que jusqu'en 2019. Chaque violon comprend 25 000 échantillons de coefficients qui représentent les polynômes orthogonaux de premier (poly1 : composante linéaire) et de deuxième (poly2 : composante courbée) ordre, la corrélation entre les pas de temps suivants (p), et l'écart-type de l'observation (sigma).

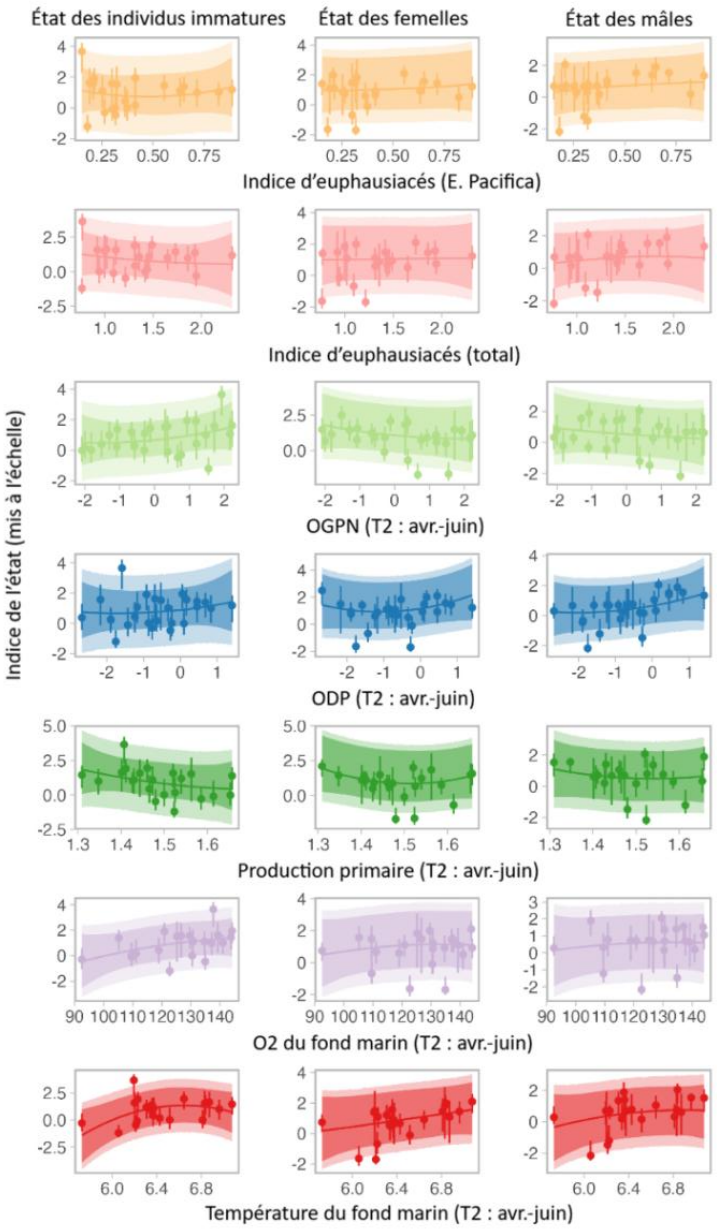


Figure I - 8. Toutes les relations prédites entre les conditions environnementales et l'état corporel entre 1998 et 2023 pour les individus immatures (colonne de gauche), les femelles matures (colonne du milieu) et les mâles matures (colonne de droite). L'ombrage plus foncé repésente l'intervalle de confiance à 95 % dans la relation polynomiale orthogonale de deuxième ordre prédite sur la base des valeurs a posteriori combinées de 100 régressions de séries chronologiques, une pour chaque échantillon généré au moyen de la méthode de MCCM. Un ombrage plus clair indique un intervalle de crédibilité à 95 % par rapport à la prédiction complète des valeurs posteriori (c.-à-d. en incluant l'incertitude sur les nouvelles « observations » de l'indice de l'état corporel). Les lignes pointillées représentent la médiane et les quantiles à 95 % des écarts à l'échelle de l'état corporel annuel prédit observés dans 100 échantillons de l'indice. L'ODP et l'OTPN utilisent l'ensemble de cette série chronologique, tandis que toutes les autres covariables environnementales n'étaient disponibles que jusqu'en 2019.

RÉFÉRENCES CITÉES

Bürkner, P.C. 2017. brms: an R package for Bayesian multilevel models using Stan. Journal of Statistical Software. 80(1), 1–28.

Carpenter, B., Gelman, A., Hoffman, M. D., Lee, D., Goodrich, B., Betancourt, M., Brubaker, M., Guo, J., Li, P., and Riddell, A. 2017. Stan: a probabilistic programming language. Journal of Statistical Software, 76(1), 1–32.

Clark, W.G., and Hare, S.R. 2002. Effects of climate and stock size on recruitment and growth of Pacific Halibut. North American Journal of Fisheries Management. 22, 852-862.

Edwards A.M., Tai T.C., Watson J., Peña M.A., Hilborn A., Hannah C.G., Rooper C.N., Flynn K.L., and Oldford, G.L. 2024. pacea: An R package of Pacific ecosystem information to help facilitate an ecosystem approach to fisheries management.

Evans, R., English, P.A., Gauthier, S., and Robinson, C.L. 2023. Quantifying the effects of extreme events and oceanographic variability on the spatiotemporal biomass and distribution of two key euphausiid prey species. Frontiers in Marine Science, 10, 1031485.

Fuglstad, G.A., Simpson, D., Lindgren, F., and Rue, H. 2019. Constructing piors that penalize the complexity of Gaussian Random Fields. JASA, 114(525), 445–452.

Gabry, J., Češnovar, R., and Johnson, A. 2023. cmdstanr: R interface to 'CmdStan'. https://mc-stan.org/cmdstanr/, https://discourse.mc-stan.org.

Haigh, R., Starr, P.J., Edwards, A.M., King, J.R., et Lecomte, J.-B. 2019. Évaluation du stock de sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans le détroit de la Reine-Charlotte, en Colombie-Britannique, en 2017. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/038. v + 237 p.

Hoffman, M.D., and Gelman, A. 2014. The No-U-Turn sampler: adaptively setting path lengths in Hamiltonian Monte Carlo. Journal of Machine Learning Research, 15, 1593–1623.

Le Cren, E.D. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). Journal of Animal Ecology, 20, 201–219.

Love, M.S. 2011. Certainly more than you want to know about the fishes of the Pacific Coast: a postmodern experience. Really Big Press.

McCullagh, P., and Nelder, J.A. 1989. Generalized Linear Models. Chapman & Hall.

Pearcy, W.G., Hosie, M.J., and Richardson, S.L. 1977. Distribution and duration of pelagic life of larvae of Dover sole, *Microstomus pacificus*; rex sole, *Glyptocephalus zachirus*; and petrale sole, *Eopsetta jordani*, in waters off Oregon. Fisheries Bulletin, 75(1), 173-183

Peña, M.A., Fine, I., and Callendar, W. 2019. Interannual variability in primary production and shelf-offshore transport of nutrients along the northeast Pacific Ocean margin. Deep-Sea Research II, doi:10.1016/j.dsr2.2019.104637.

Stan Development Team. 2024. Stan modeling language user’s guide and reference manual, Version 2.32.2. Available at http://mc-stan.org/.

Stewart, I.J., and Martell, S.J.D. 2016. Appendix: Development of the 2015 stock assessment Int. Pac. Halibut Comm. Report of Assessment and Research Activities 2015: (623) A1-A145.

ANNEXE J. INDICES DE L'ÉTAT CORPOREL PROPRES AU SEXE ET À LA MATURITÉ

Étant donné que l'état des mâles matures, des femelles matures (B ou BSR dans la présente évaluation) et des individus immatures a des répercussions différentes sur la dynamique des populations, les caractéristiques de l'erreur d'observation et peut-être même des facteurs écologiques différents, Nous avons d'abord séparé les individus et les prises globales en immatures, mâles matures et femelles matures. Nous avons ensuite estimé des distributions spatio-temporelles indépendantes de la biomasse, calculé les écarts relatifs de l'état corporel des individus de Le Cren, modélisé les changements spatio-temporels de ces écarts et généré un indice annuel pondéré par densité de l'état moyen pour chaque composante de la population.

J.1. DIVISION DES SPÉCIMENS ET PRISES TOTALES SELON LE SEXE ET LA MATURITÉ

Afin de maximiser la taille de l'échantillon et la représentation spatio-temporelle, nous avons utilisé des mesures morphologiques recueillies dans le cadre de l'ensemble des relevés indépendants de la pêche, ainsi que le poids total des prises de tous les relevés qui ont donné des prises positives pour au moins trois années et au moins 1 % de prises positives dans l'ensemble entre 1998 et 2023. Ces relevés étaient le relevé de l'assemblage de plusieurs espèces dans le détroit d'Hécate, deux relevés plurispécifiques au chalut de fond à petites mailles et quatre relevés synoptiques contemporains au chalut de fond. Le relevé de l'assemblage de plusieurs espèces a été réalisé principalement tous les deux ans entre 1984 et 2003, mais les mesures morphologiques n'ont été recueillies qu'à compter de 1998. Ce relevé avait un plan à stations fixes dont la stratification en profondeur se situait entre 20 et 200 m. Les relevés plurispécifiques au chalut de fond à petites mailles ciblent la crevette et ont été effectués au large de la côte ouest de l'île de Vancouver la plupart des années depuis 1975 et dans le bassin de la Reine-Charlotte entre 1998 et 2016 (communications personnelles). Ce relevé suit actuellement un plan à station fixe couvrant des profondeurs se situant principalement entre 50 et 200 m, mais il a subi certains changements depuis sa création. Nous tenons compte d'un changement d'engin en 2006 en incluant différentes capturabilités avant et après ce changement dans nos modèles de répartition des espèces. Les protocoles de collecte de données au niveau individuel variaient selon les relevés et la taille des prises, mais comprenaient généralement un échantillonnage des prises plus importantes jusqu'à un maximum de 50 individus par trait.

Nous avons attribué des poissons individuels aux classes de maturité en fonction de la longueur moyenne à 50 % de maturité estimée avec le numéro du trait comme point d'intersection aléatoire :

$$\begin{aligned} M_i &\sim \text{Bernoulli}(p_i), \\ p_i &= \text{logit}^{-1}(\alpha + \alpha_j + \beta L_i), \\ \alpha_j &\sim \text{Normal}(0, \sigma_\alpha^2), \end{aligned}$$

Eq. J - 1

où M_i représente l'état mature (1) ou immature (0) du poisson i, p_i représente la probabilité de maturité du poisson i, α représente un point d'intersection global, α_j représente un écart j au niveau de l'ensemble qui peut varier avec la variance de of σ_α^2, β représente un coefficient, et L_i représente la longueur du poisson i. Selon les résultats observés, les mâles de plus de 33,8 cm et les femelles de plus de 36,5 cm ont été jugés matures (figure J - 1).

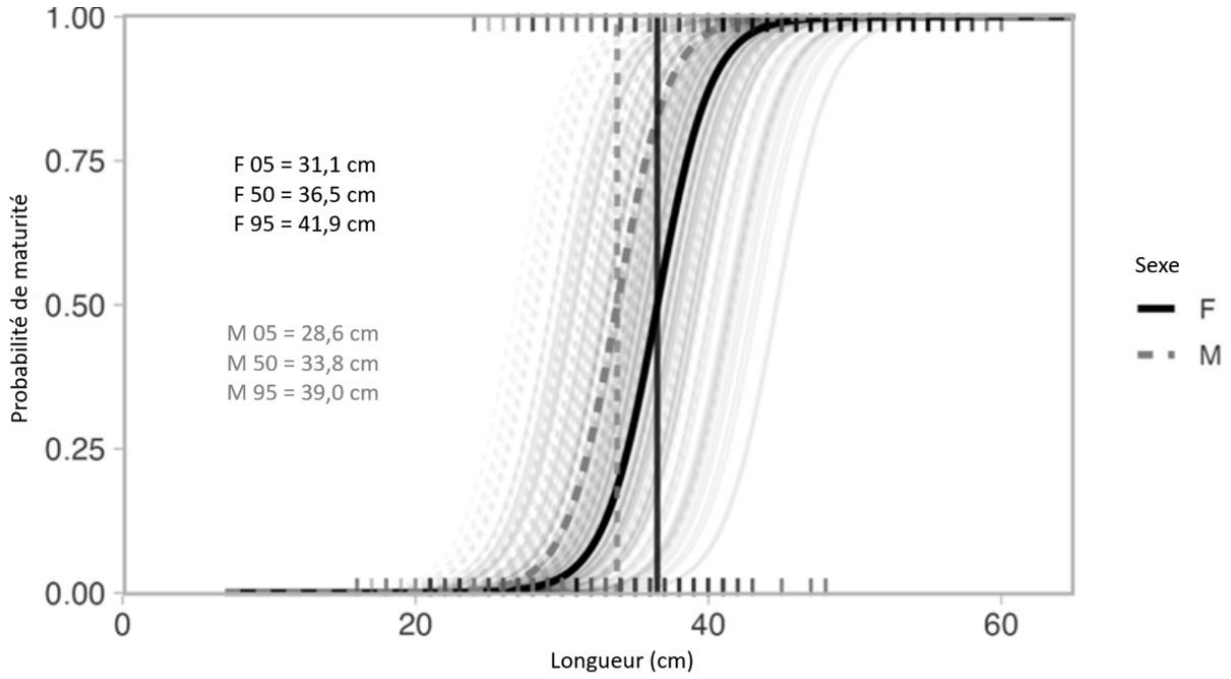


Figure J - 1. Ogives et seuils de longueur à maturité utilisés pour répartir les individus en classes d'individus immatures et matures pour les femelles (lignes pleines) et les mâles (lignes pointillées). Les ogives de fond clair représentent des estimations d'effets aléatoires pour chaque numéro de trait.

Lorsque des poids corporels totaux individuels étaient manquants, mais que les longueurs étaient connues, on a attribué des poids estimés aux individus en fonction de la relation longueur-poids moyenne globale (dérivée en utilisant Eq. B-3 mais avec la distribution t appliquée sans la composante du mélange gaussien et donnant des estimations de paramètres identiques à au moins deux figures significatives; figure B-3).

Pour chaque trait échantillonné, nous avons ensuite divisé les prises totales de chaque espèce par les mâles immatures, les mâles matures et les femelles matures en utilisant les proportions observées par poids parmi les spécimens mesurés individuellement. Pour les traits non échantillonnés dans toutes les combinaisons année-relevé où au moins six traits ont été échantillonnés, nous avons appliqué la proportion moyenne de chaque catégorie de tous les traits échantillonnés pendant cette année de relevé. Pour les traits non échantillonnés dans toutes les combinaisons année-relevé avec moins de six traits (chalutage synoptique de fond sur la côte ouest de Haïda Gwaii en 2020 et 6 ou 7 ans pour chaque relevé plurispécifique au chalut de fond à petites mailles, principalement avant 2003), nous avons appliqué la proportion moyenne de chaque catégorie de tous les relevés combinés cette année-là. Lorsqu'aucun échantillon n'a été prélevé en 2020, la moyenne mondiale a été utilisée.

J.2. ESTIMATIONS SPATIO-TEMPORELLES DE LA DENSITÉ DE LA BIOMASSE

Afin de calculer une moyenne pondérée de l'état corporel et de tenir compte d'une possible dépendance à la densité, nous avions besoin d'estimations spatio-temporelles de la densité de la biomasse pour chaque classe de maturité. Nous ajustons des modèles spatio-temporels distincts pour les prises réparties estimées représentant le poids relatif des prises des individus immatures, des mâles matures et des femelles matures, toutes classes confondues.

Nous avons utilisé une approche delta (modèle à obstacle; Aitchison 1955) avec une distribution de Bernoulli pour la présence-absence (techniquement détection/non-détection) et

une distribution log-normale pour les prises positives (les distributions gamma et les distributions à queue lourde n'ont pas convergé de façon constante). Nous avons modélisé les poids des prises du relevé comme étant représentatifs de la densité D relative de la biomasse pour un point dans l'espace s et dans le temps t as en tant que produit de modèles à deux composantes,

$$\mathrm{D_{s,t}} \sim \mathrm{Bernoulli}\left(\mu_{1,s,t}\right) \cdot \mathrm{lognormal}\left(\log\mu_{2,s,t} - \frac{\vartheta^2}{2}, \vartheta^2\right),$$

Eq. J - 2

où $\mu_{1\,s\,t}$ présente la probabilité prévue de capturer l'espèce dans un trait donné et $\mu_{2\,s\,t}$ représente la densité attendue de la biomasse conditionnelle à une observation positive quand ϑ constitue l'écart-type des observations positives dans le logarithme. Ces deux composantes ont été modélisées en fonction d'une série d'effets fixes et aléatoires :

$$\begin{aligned}\mu_{1,s,t} &= \mathrm{logit}^{-1}\left(\alpha_1 + \boldsymbol{X}_{1,s,t}\boldsymbol{\beta}_1 + \omega_{1,s} + \delta_{1,s,t}\right),\\ \mu_{2,s,t} &= \exp\left(\alpha_2 + \boldsymbol{X}_{2,s,t}\boldsymbol{\beta}_2 + \omega_{2,s} + \delta_{2,s,t}\right),\end{aligned}$$

Eq. J - 3

où α représente le point d'intersection pour les relevés synoptiques au chalut, $\boldsymbol{X}_{s\,t}$ représente un vecteur de prédicteurs (facteurs pour d'autres types de relevés et polynômes orthogonaux de deuxième ordre de la profondeur logarithmique et du jour de l'année par rapport au solstice d'été), et $\boldsymbol{\beta}$ représente un vecteur des paramètres correspondants. Les indices 1 et 2 indiquent les paramètres équivalents du premier (Bernoulli) et du deuxième (log-normal) prédicteur linéaire.

Nous avons limité la covariance par une fonction de covariance de Matérn en permettant à la plage (distance à laquelle la corrélation est effectivement indépendante) de différer entre les champs spatiaux et spatio-temporels. Chaque symbole $\boldsymbol{\omega}_s$ représente des effets aléatoires spatialement corrélés (à partir d'un champ aléatoire gaussien de Markov) qui sont constants dans le temps, que l'on suppose suivre une distribution normale multivariée avec une matrice de covariance $\boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\omega}}$:

$$\boldsymbol{\omega}_s \sim \mathrm{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\omega}}).$$

Eq. J - 4

Chaque terme de $\delta_{s\,t}$ représente les effets aléatoires annuels corrélés spatialement où $\boldsymbol{\epsilon}_{s\,t}$ étaient contraints de manière similaire par une distribution normale multivariée avec matrice de covariance $\boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\epsilon}}$ et où $\boldsymbol{\delta}_t$ sont présumées de suivre un processus de marche aléatoire donné par

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\delta}_{t=1} &\sim \mathrm{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\epsilon}}),\\ \boldsymbol{\delta}_{t>1} &= \boldsymbol{\delta}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_{\boldsymbol{t-1}},\ \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathrm{MVNormal}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\epsilon}}).\end{aligned}$$

Eq. J – 5

Nous avons inclus tous les traits échantillonnés sur une distance de plus de 500 m. Ces valeurs ont été combinées à l'ouverture du filet pour estimer la zone balayée (p. ex. Williams *et al*. 2018; Anderson *et al*. 2019). Lorsque la valeur propre au trait était absente, nous avons appliqué l'ouverture moyenne du filet pour ce relevé. Nous avons utilisé ces valeurs pour calculer la superficie logarithmique balayée en hectares pour chaque trait. Ces valeurs ont été incluses comme un terme de décalage pour la composante positive de tous les modèles de répartition des espèces (p. ~ 206; Mccullagh et Nelder 1989).

Nous avons ajusté tous les modèles spatio-temporels dans R 4.3.2 avec le paquet *sdmTMB* (Anderson *et al*. 2024), version 0.5.0.9005. On a limité les sommets des mailles à une distance d'au moins 20 km, avec des valeurs a priori de complexité pénalisées (Fuglstad *et al*. 2019) appliquées aux paramètres de covariance en supposant une probabilité de 95 % que la plage soit supérieure à 20 km et que l'écart-type marginal de champ aléatoire soit inférieur à 2 dans l'espace de liaison. On a évalué l'ajustement du modèle à l'aide de résidus quantiles aléatoires (Dunn et Smyth 1996) avec un effet fixe à leur estimation vraisemblable maximale et des effets aléatoires tirés d'un seul échantillon de leur répartition approximative (Waagepetersen 2006; Thygesen *et al*. 2017). On a déterminé la convergence en vérifiant que la matrice hessienne était positive et définie, et que le gradient de vraisemblance logarithmique absolu maximal par rapport aux effets fixes était de moins de 0,001.

À l'aide de chacun de ces modèles, nous avons prédit la biomasse relative pour chaque lieu d'échantillonnage et pour une grille de 2 x 2 km couvrant les domaines combinés des relevés synoptiques au chalut (Figure J - 2 à Figure J - 4). Nous avons traité les jours depuis le solstice d'été et les effets de la capturabilité du relevé comme des covariables (c.-à-d. en réglant les covariables aux valeurs de référence pour les contrôler) et la profondeur du fond comme une covariable de la densité (c.-à-d. en fixant la covariable aux valeurs pertinentes pour chaque cellule de la grille). On a d'abord utilisé les valeurs de la grille pour calculer les indices annuels pondérés en fonction de la superficie de la biomasse relative en additionnant la biomasse prévue chaque année et en appliquant une correction générique du biais pour la transformation non linéaire des effets aléatoires (Thorson *et al*. 2015; Thorson et Kristensen 2016). Ces indices représentent la biomasse relative attendue si l'ensemble de la zone du relevé synoptique a été échantillonné au solstice d'été avec une capturabilité du relevé synoptique. Nous avons additionné les indices propres à la maturité chaque année pour confirmer qu'une fois combinés, ils donnent le même profil d'une année à l'autre que l'indice de la biomasse totale (Figure J - 5). Ces prédictions servent également de covariables et de pondération pour la génération ultérieure d'un indice de l'état.

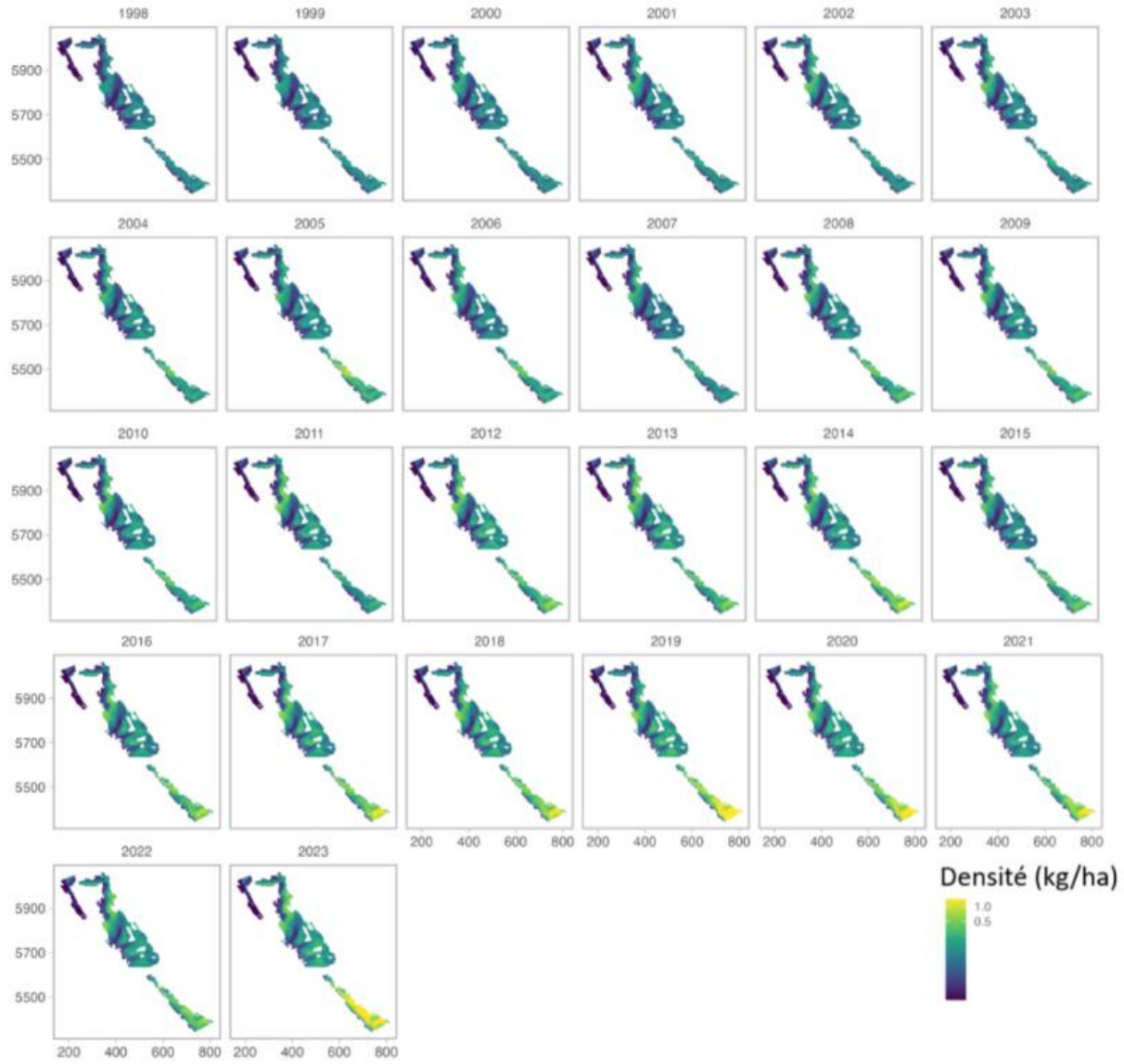


Figure J - 2. Distribution prévue de la densité de la biomasse des femelles matures établie en fonction des prises des relevés de l'assemblage de plusieurs espèces (à partir de 1998) et des relevés plurispécifiques aux chalut de fond à petites mailles (à compter de 2003), et tous les relevés synoptiques modernes.

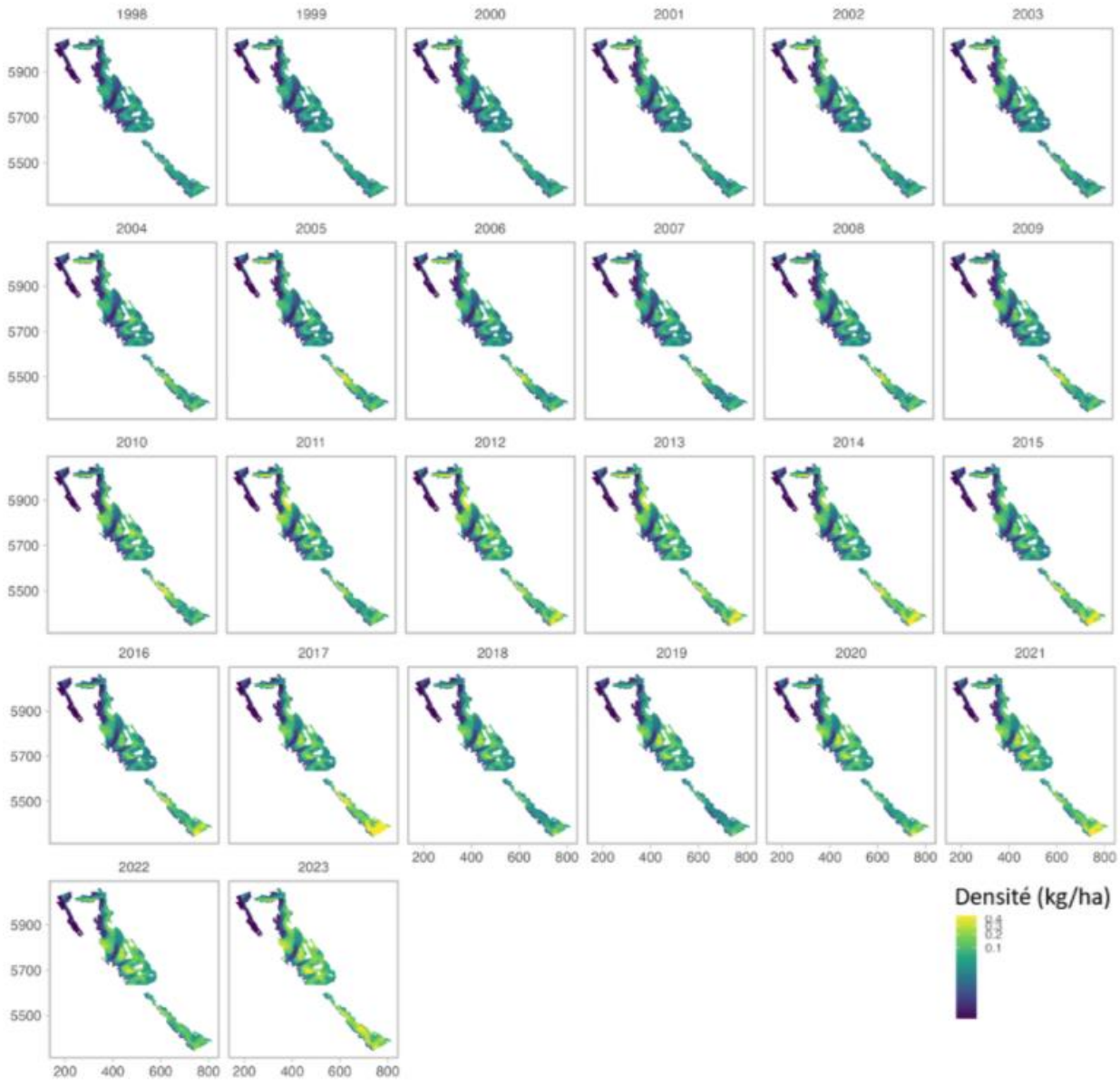


Figure J - 3. Distribution prévue de la densité de la biomasse des mâles matures.

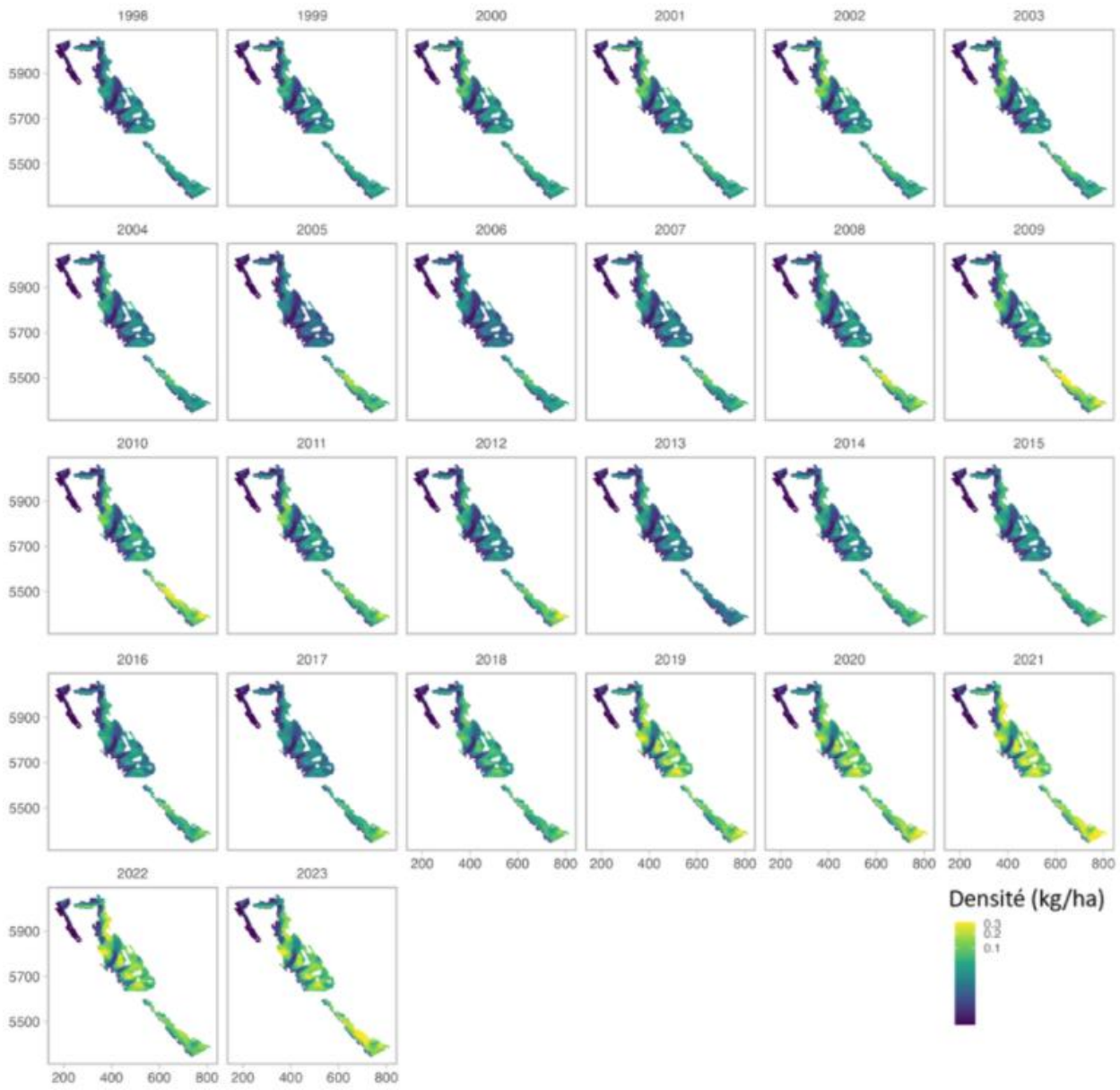


Figure J - 4. Distribution prévue de la densité de la biomasse des individus immatures.

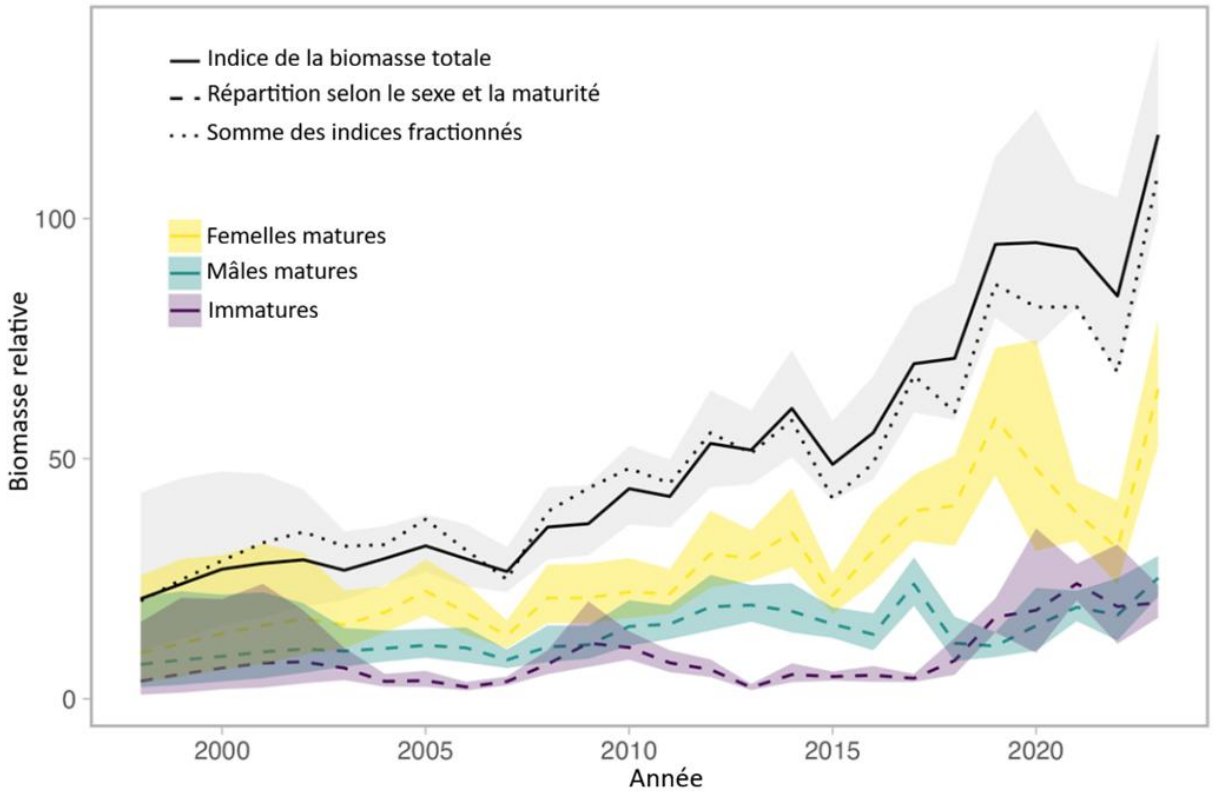


Figure J - 5. Moyennes spatio-temporelles de l'indice de la biomasse fondé sur le modèle avec des IC à 95 % pour l'ensemble de la zone combinée de la grille du relevé synoptique, d'après les prises totales (ligne noire continue et ombrage gris) et les prises des mâles immatures (ligne pointillée et ombrage violets), des mâles matures (ligne pointillée et ombrage turquoises) et des femelles matures (ligne pointillée et ombrage jaunes). La somme des trois indices fractionnés est indiquée par la ligne pointillée, qui se situe dans l'intervalle de confiance du modèle basé sur l'ensemble des prises totales.

J.3. INDICES DE L'ÉTAT CORPOREL DE LE CREN

Nous avons calculé les facteurs de l'état relatif (K_{rel}; Le Cren 1951) comme étant le rapport entre le poids corporel total observé d'un poisson et le poids corporel total prévu. Le poids prévu a été dérivé de Eq. B pour les relations longueur-poids moyennes propres à l'espèce selon les années et l'espace, calculées séparément pour les mâles et les femelles. Un individu avec K_{rel} = 1 est dans un état considéré moyen pour cette espèce. Pour éviter le biais des erreurs de mesure extrêmes, les individus dont les résidus longueur-poids dépassaient de 2 fois le paramètre d'échelle pour l'erreur d'observation avec une distribution de Student t (df = 3) ont été exclues des analyses ultérieures (Figure J - 6).

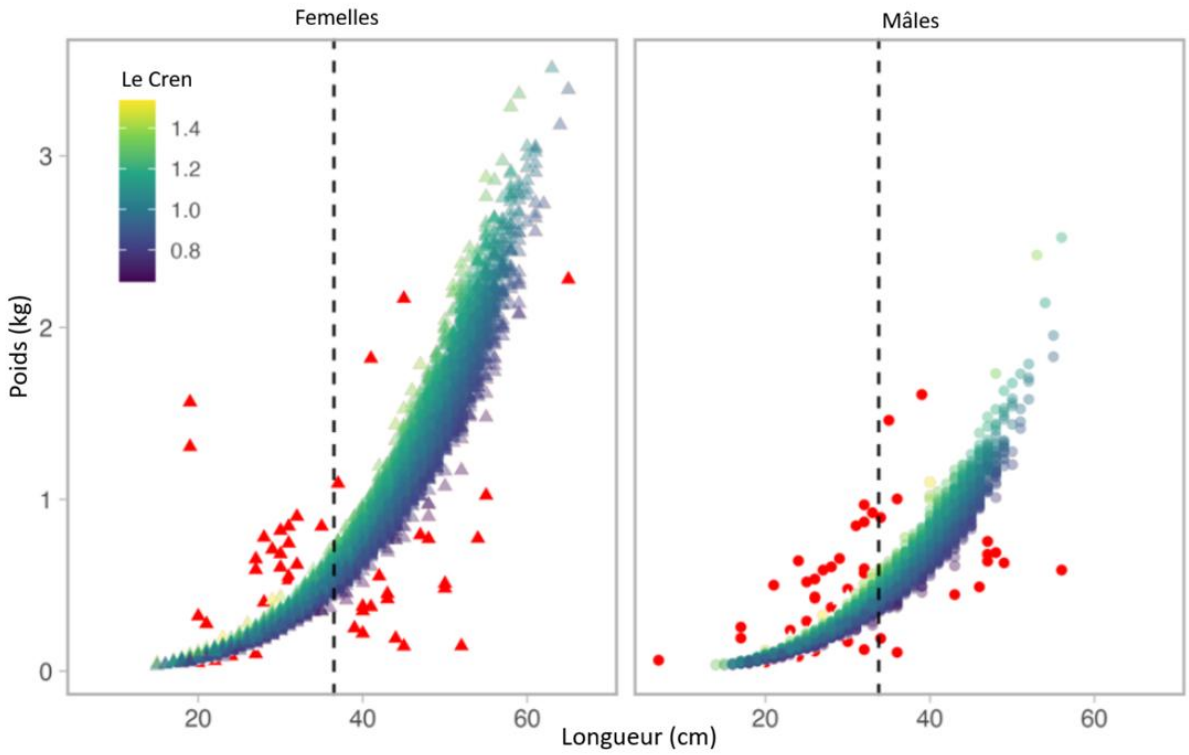


Figure J - 6. Facteurs de l'état relatif de Le Cren (échelle de couleur) pour les femelles et les mâles. Le rouge indique les valeurs aberrantes qui sont présumées découler d'une erreur de mesure extrême (p. ex. erreurs de saisie des données) et qui ont donc été exclues du modèle spatio-temporel. Les lignes tiretées indiquent les seuils de maturité, de sorte que les échantillons à gauche ont été inclus dans le modèle des individus immatures et ceux à droite, dans les modèles des individus matures.

Nous avons ensuite modélisé la variabilité spatio-temporelle de l'état corporel relatif K_{rel} séparément pour chaque classe de maturité à chaque point dans l'espace s et le temps t en supposant des résidus log-normaux.

$$\begin{aligned} \mathrm{K_{rel}} &\sim \mathrm{lognormal}\left(\log\mu_{3,s,t} - \frac{\vartheta^2}{2}, \vartheta^2\right), \\ \mu_{3,s,t} &= \exp\left(\alpha_3 + X_{3,s,t}\beta_3 + \omega_{3,s} + \delta_{3,s,t}\right), \end{aligned}$$

Éq. J - 6

Où ϑ est l'écart-type dans l'espace logarithmique, α_3 représente le point d'intersection pour les relevés synoptiques au chalut, $X_{3\,t}$ représente un vecteur de prédicteurs (autres types de relevé et polynôme de deuxième ordre pour la date par rapport au solstice d'été) et $\boldsymbol{\beta}_3$ représente un vecteur des paramètres correspondants.

Dans ces modèles, $\mu_{3\,s\,t}$ est défini par Éq. J - 6, les seuls changements étant que nous n'incluons plus un effet de profondeur et que nous avons simplifié le polynôme de la date par rapport au solstice à une relation linéaire lorsque la plage des dates échantillonnées était inférieure à 60.

Nous avons ensuite testé un effet de dépendance à la densité en ajoutant un prédicteur de la densité de biomasse logarithmique estimée (biomasse mature mâle et femelle combinée pour les classes d'individus matures, ou les estimations des individus immatures autrement). Cette variable était centrée sur la densité logarithmique moyenne estimée pour les spécimens

compris dans le modèle. La pente cet effet de densité n'était pas significativement négative, nous sommes donc revenus au modèle d'état corporel relatif indépendant de la densité. Lorsque ces modèles ne convergeaient pas, la simplification du modèle consistait à permettre au champ spatial et au champ spatio-temporel de partager le même paramètre de plage, ou à abandonner complètement le champ spatial lorsque l'écart-type marginal du champ spatial siϑ était inférieur à 0,001.

À partir des modèles ajustés indépendamment de la densité pour chaque classe de maturité, nous avons calculé les indices de condition de Le Cren moyens en utilisant la même méthode générale que pour les indices de biomasse. Dans ce cas, les estimations de la condition locale (Figure J - 7à 10) ont été pondérées par la proportion de la biomasse prévue de chaque année qui se produisait dans chaque cellule (plutôt que la région de la cellule). Les indices ainsi obtenus représentent l'état corporel moyen prévu d'un poisson individuel appartenant à chaque classe de maturité au cours de chaque année (Figure 62). Pour propager l'incertitude au moyen d'analyses environnementales, nous avons ensuite prélevé 100 échantillons de cet indice de

condition global en le construisant avec 100 échantillons de la matrice de précision conjointe des paramètres.

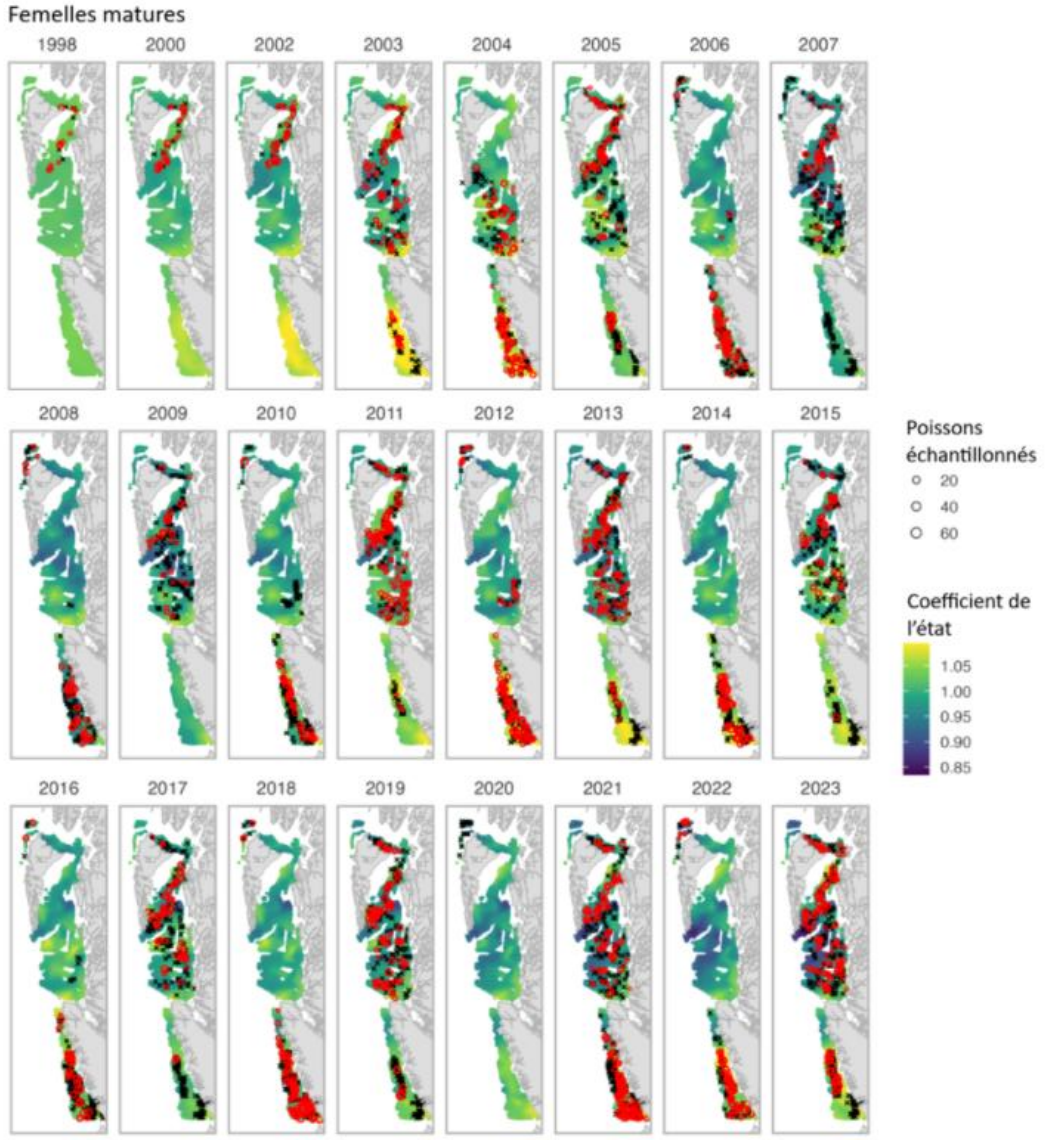


Figure J - 7. Répartition spatiale prédite annuelle des facteurs moyens de l'état corporel des femelles matures. L'emplacement des spécimens est superposé aux cercles rouges par rapport au nombre de poissons échantillonnés. Un « x » noir indique un emplacement où l'espèce a été capturée, mais aucune donnée morphologique n'a été recueillie.

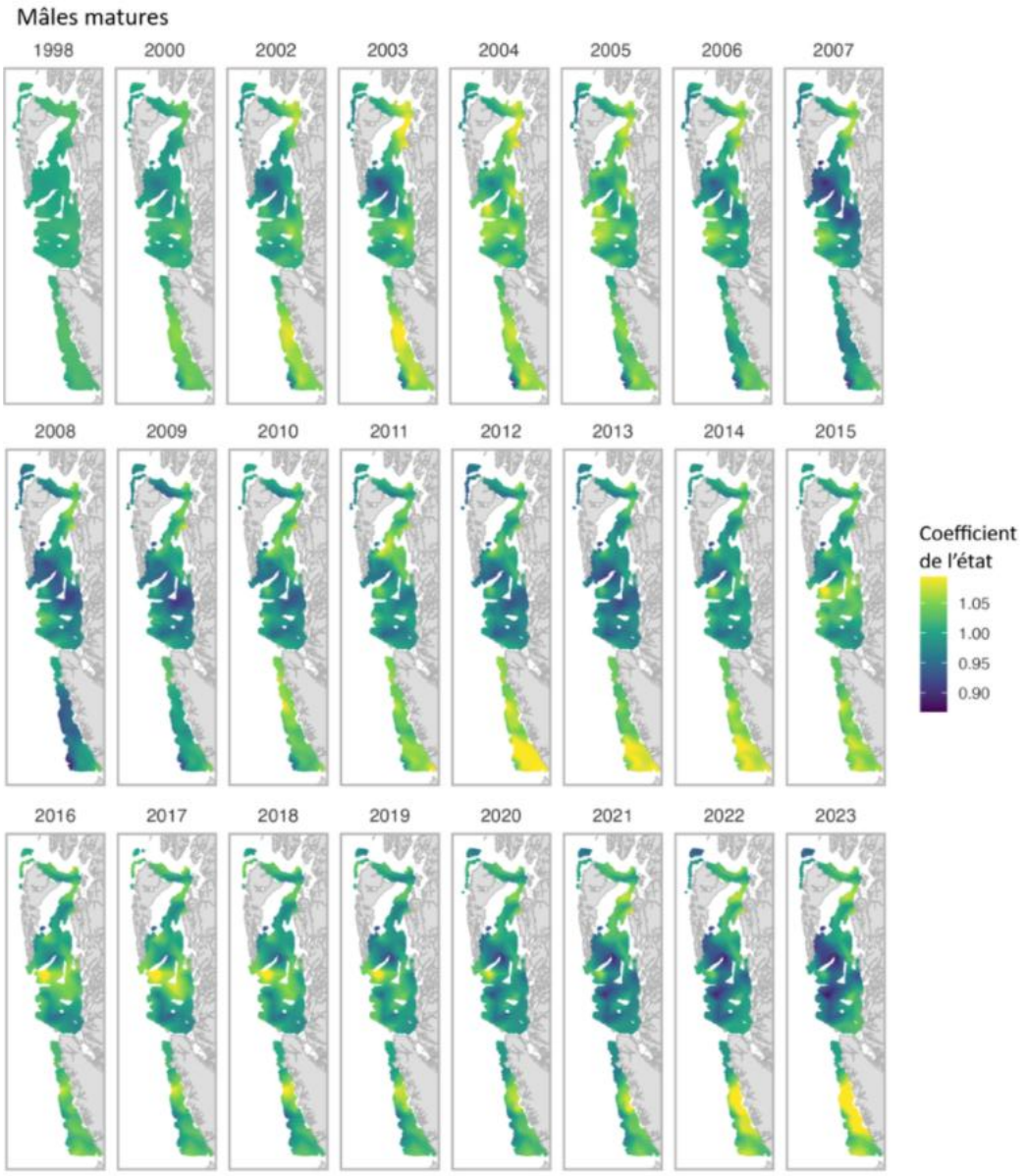


Figure J - 8. Répartition spatiale prédite annuelle des facteurs moyens de l'état corporel des mâles matures.

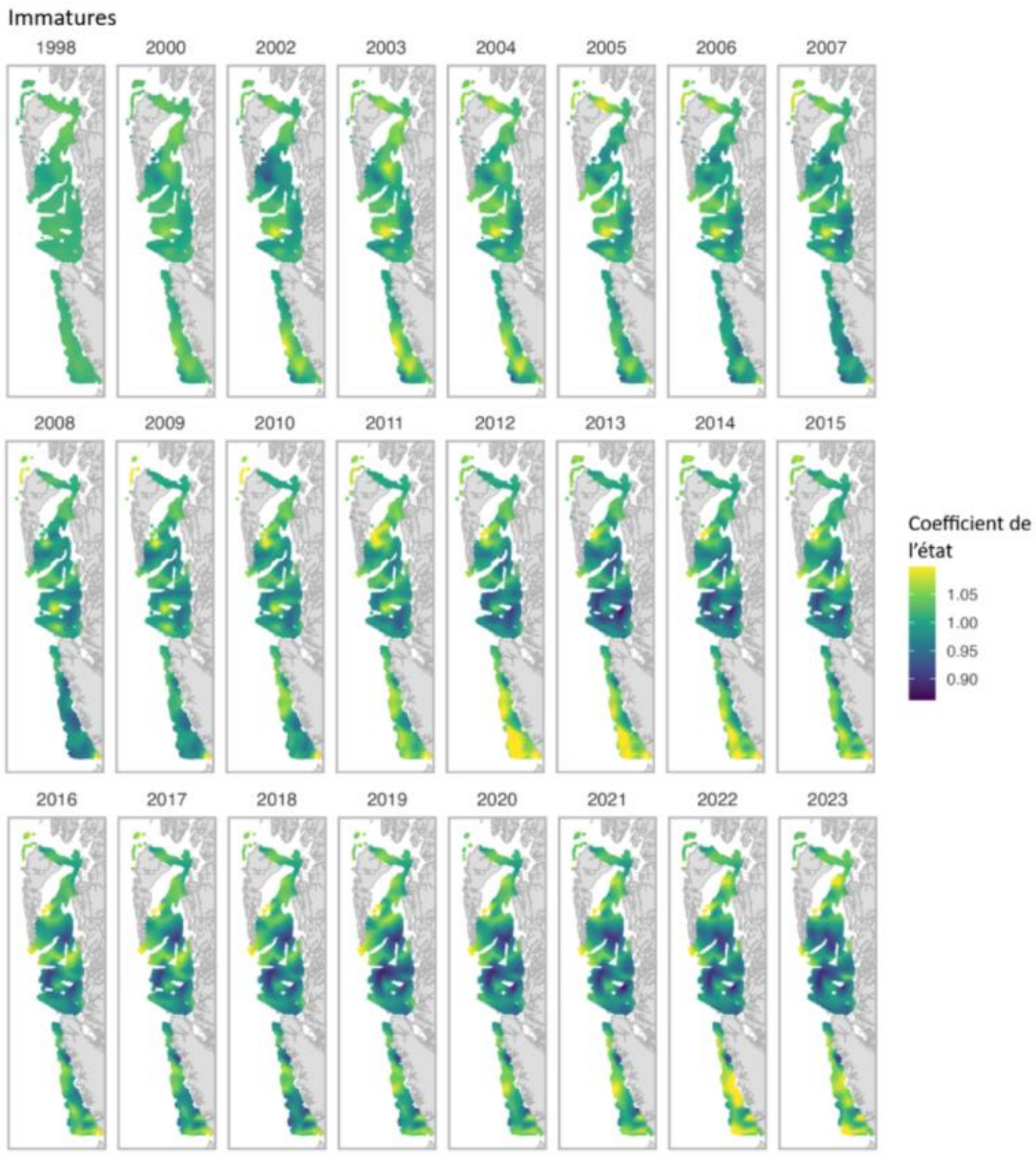


Figure J - 9. Répartition spatiale prédite annuelle des facteurs moyens de l'état corporel des individus immatures.

RÉFÉRENCES CITÉES

Aitchison, J. 1955. On the distribution of a positive random variable having a discrete probability mass at the origin. Journal of the American Statistical Association 50, 901.

Anderson, S., Keppel, E.A., et Edwards, A.M. 2019. Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

Anderson, S.C., Ward, E.J., English, P.A., Barnett, L.A.K., and Thorson, J.T. 2024. sdmTMB: An R package for fast, flexible, and user-friendly generalized linear mixed effects models with spatial and spatiotemporal random fields. bioRxiv, 2022.03.24.485545.

Dunn, P.K., and Smyth, G.K. 1996. Randomized Quantile Residuals. Journal of Computational and Graphical Statistics, 5(3), 236–244.

Fuglstad, G.A., Simpson, D., Lindgren, F., and Rue, H. 2019. Constructing priors that penalize the complexity of Gaussian Random Fields. JASA, 114(525), 445–452.

Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H. and Bell, B.M. 2016. TMB: automatic differentiation and Laplace approximation. Journal of Statistical Software, 70, 1–21.

Le Cren, E.D. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). Journal of Animal Ecology, 20, 201–219.

McCullagh, P., and Nelder, J.A. 1989. Generalized Linear Models. Chapman & Hall.

Thorson, J.T. and Kristensen, K. 2016. Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. Fisheries Research, 175, 66–74.

Thorson, J.T., Shelton, A.O., Ward, E.J. and Skaug, H.J. 2015. Geostatistical delta-generalized linear mixed models improve precision for estimated abundance indices for West Coast groundfishes. ICES Journal of Marine Science, 72, 1297–1310.

Thygesen, U.H., Albertsen, C.M., Berg, C.W., Kristensen, K., and Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. Environmental and Ecological Statistics, 24(2), 317–339.

Waagepetersen, R. 2006. A simulation-based goodness-of-fit test for random effects in Generalized Linear Mixed Models. Scandinavian Journal of Statistics, 33(4), 721–731.

Williams, D.C., Nottingham, M.K., Olsen, N. and Wyeth, M.R. 2018. Summary of the Queen Charlotte Sound synoptic bottom trawl survey, July 6 – August 8, 2015. DFO Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3136, viii + 64 p.