



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2024/071

Région du Pacifique

Évaluation du stock de la plie à dents de flèche (*Atheresthes stomias*) sur la côte ouest de la Colombie-Britannique en 2021

Chris J. Grandin¹, Sean C. Anderson¹ et Philina A. English¹

¹Station biologique du Pacifique
Pêches et Océans Canada, 3190 Hammond Bay Road
Nanaimo, Colombie-Britannique, V9T 6N7, 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 ON K1A 0E6

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



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

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-73775-1 N° cat. Fs70-5/2024-071F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Grandin, C.J., Anderson, S.C. et English, P.A.. 2026. Évaluation du stock de la plie à dents de flèche (*Atheresthes stomias*) sur la côte ouest de la Colombie-Britannique en 2021. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/071. v + 147 p.

Also available in English:

Grandin, C.J., Anderson, S.C. and English, P.A. 2026. Arrowtooth Flounder (*Atheresthes stomias*) Stock Assessment for the West Coast of British Columbia in 2021. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/071. v + 142 p.

TABLEAU DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	iv
1 INTRODUCTION	1
1.1 OBJECTIF DU DOCUMENT	1
1.2 CONTEXTE BIOLOGIQUE	1
1.3 HISTORIQUE DE LA PÊCHE ET DE LA GESTION	2
2 MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS	3
2.1 ENTRÉES DE DONNÉES	3
2.2 MODÈLE STATISTIQUE DE CAPTURE PAR ÂGE	8
2.3 POINTS DE RÉFÉRENCE DE LA PÊCHE	9
2.4 RÉSULTATS	12
2.5 ANALYSES DE SENSIBILITÉ	18
2.6 RETROSPECTIVE ANALYSES	23
3 RECOMMANDATIONS ET OPTIONS DE RENDEMENT	24
3.1 TAUX DE PRÉLÈVEMENT DE RÉFÉRENCE	24
3.2 PROJECTIONS ET TABLE DE DÉCISION	24
3.3 SOURCES D'INCERTITUDE ET RECHERCHES FUTURES	25
4 REMERCIEMENTS	27
5 FIGURES	28
5.1 FIGURES DU MODÈLE DE PONT	44
5.2 CHIFFRES DU DIAGNOSTIC MCMC POUR LE MODÈLE DE BASE	49
5.3 CHIFFRES DU MODÈLE DE SENSIBILITÉ	56
5.4 PROJECTION FIGURES FOR THE BASE MODEL	73
6 TABLEAUX	77
RÉFÉRENCES CITÉES	88
ANNEXE A. DONNÉES BIOLOGIQUES	93
ANNEXE B. ANALYSE DE LA PROPORTION FÉMININE	101
ANNEXE C. REJETER L'INDICE CPUE STANDARDISATION	108
ANNEXE D. GEOSTATISTICAL STANDARDIZATION OF SURVEY INDICES	120
ANNEXE E. TENDANCES DE L'ÉTAT CORPOREL	129
ANNEXE F. CONSIDÉRATIONS ÉCOSYSTÉMIQUES	133
ANNEXE G. DESCRIPTION DU MODELE	135
ANNEXE H. ENVIRONNEMENT INFORMATIQUE	147

RÉSUMÉ

La limande à dents de flèche (*Atheresthes stomias*, turbot) est un élément important de la pêche au chalut de fond en Colombie-Britannique. Elle est gérée comme un stock côtier, avec un total admissible des captures (TAC) actuel de 5 kilotonnes (kt) et des captures de 3,051 kt en 2021. Avant l'introduction des chalutiers congélateurs au milieu des années 2000, la plupart des captures historiques de limande à dents de flèche étaient rejetées à la mer. Cela était dû en grande partie à la protéolyse, qui se produit dans le tissu musculaire de cette espèce peu de temps après la capture et qui rend la chair peu appétissante. Au cours de la dernière décennie, des marchés ont été créés pour les filets qui ont été congelés en mer.

Cette évaluation adapte un modèle bayésien structuré par âge à deux sexes et deux flottes aux données de capture, d'enquête et de composition par âge des années 1996–2021 pour les zones de gestion 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver), 5AB (déroit de la Reine-Charlotte), 5CD (déroit d'Hécate), et 5E (côte ouest de Haida Gwaii) combinées. Les données de capture antérieures à l'introduction des observateurs en mer en 1996 ont été jugées trop peu fiables pour être incluses dans l'évaluation en raison des quantités inconnues de rejets en mer.

Le modèle de base présenté dans cette évaluation estime que la biomasse féconde médiane de 2022 est de 67,77 kt et qu'elle suit une trajectoire décroissante depuis 2011, avec une tendance à l'aplatissement à partir de 2020–2022. Les points de référence basés sur le rendement maximal durable (RMD) ont été fortement influencés par la relation entre les ogives de maturité estimées et la sélectivité commerciale par âge dans les pêcheries au chalut. Des points de référence basés sur des fractions de B_0 (biomasse féconde non pêchée) ont été choisis à la place, comme cela avait été fait dans la dernière évaluation. La biomasse féconde médiane de 2022 devrait être inférieure à la RSS (Référence du stock supérieur) $0,4B_0$ et supérieure au PRL (Point de référence limite) $0,2B_0$. La probabilité que la biomasse reproductrice soit inférieure au PRL $0,2B_0$ en 2022 était nulle dans le modèle de base, bien qu'un modèle de sensibilité avec une plus grande variance du recrutement ait estimé que le stock était proche du PRL. D'autres analyses de sensibilité ont été effectuées pour tester les effets des paramètres fixes, des distributions de probabilité a priori et du traitement des données d'entrée sur les résultats du modèle. Dans plusieurs modèles de sensibilité, les diagnostics MCMC (Markov chain Monte Carlo) étaient médiocres ou les estimations de la sélectivité et/ou de la capturabilité étaient déraisonnables. Une série d'exécutions rétrospectives du modèle sur huit ans a indiqué un point de rupture distinct lorsque les données de 2019 ont été ajoutées. Depuis 2019, les données entraînent des baisses de la biomasse reproductrice estimée entre 2010 et 2019.

L'avis de gestion est fourni sous la forme d'une table de décision sur les captures qui prévoit les impacts d'une gamme de niveaux de capture en 2022 sur l'état du stock de flétan noir par rapport aux points de référence. La table de décision du modèle de base suggère qu'une prise de 2022 égale à 5 kt (le TAC de 2022) entraînerait une biomasse de 2023 inférieure à la RSS de $0,4B_0$ avec une probabilité de 0,68. La même prise donnerait une probabilité quasi nulle que la biomasse de 2023 soit inférieure au PRL de $0,2B_0$. Une prise constante égale à 15 kt donnerait une biomasse en 2026 avec une probabilité d'environ 0,5 d'être inférieure au PRL de $0,2B_0$. Un taux de prélèvement de référence de $U_{0,4B_0} = 10,5\%$ de la population vulnérable chaque année, ce qui équivaut à un prélèvement annuel d'environ 4,4 kt, a été estimé pour amener le stock à $0,4B_0$ à long terme, en supposant que le faible recrutement estimé de 2010 à 2019 se poursuive.

La taille des captures et des rejets avant 1996, l'absence de campagnes stratifiées aléatoires avant 2005 couvrant l'ensemble de la côte, l'estimation des courbes de maturité et de sélectivité, l'ampleur supposée de la variabilité du recrutement et l'estimation de B_0 sont des sources majeures d'incertitude dans cette évaluation qui rendent difficile l'estimation de la taille et

de la productivité du stock. L'utilisation d'un relevé géostatistique assemblé pour remplacer les indices des relevés synoptiques distincts pourrait aider à résoudre certains problèmes liés à l'indice du relevé synoptique du détroit de la Reine-Charlotte, dont le taux de déclin est plus faible que celui des autres indices du relevé. Après avoir évalué les considérations relatives à l'écosystème et la biologie connue du stock, rien n'indique clairement que les conditions environnementales actuelles devraient modifier l'avis sur les captures dans la présente évaluation. Étant donné que le stock est estimé légèrement en dessous de la RSS dans le modèle de base et proche du PRL dans un modèle de sensibilité avec une plus grande variation du recrutement, ainsi qu'une biomasse estimée du stock reproducteur en déclin, des indices de prospection en déclin et un recrutement estimé en déclin, il est suggéré que cette évaluation du stock soit mise à jour avec de nouvelles données dans environ deux ans, lorsqu'une prospection supplémentaire aura été réalisée dans chaque zone de la côte.

1. INTRODUCTION

Le plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*, Famille Pleuronectidae, aussi communément appelé Turbot), est une espèce de poisson plat que l'on trouve dans les eaux du large de la Colombie Britannique (Colombie-Britannique). Les plie à grande bouche sont principalement capturés par la pêche au chalut de fond des poissons de fond, bien qu'ils soient également rencontrés par les pêcheries à la ligne et à l'hameçon, en particulier celles ciblant le flétan du Pacifique (*Hippoglossus stenolepis*). Avant l'introduction de chalutiers congélateurs dans la flotte de pêche au poisson de fond Colombie-Britannique au milieu des années 2000, la plupart des prises historiques de plie à grande bouche étaient rejetées en mer. La protéolyse se produit dans le tissu musculaire de cette espèce peu de temps après la capture, ce qui rend la chair pâteuse et peu appétissante. Au cours des cinq dernières années, des marchés ont été créés pour les filets qui ont été congelés en mer dès que possible après la capture afin de réduire la protéolyse. Il existe également un marché pour les fioritures. La dernière évaluation du stock a été réalisée par Grandin et Forrest (2017), qui a présenté un modèle bayésien structuré par âge utilisant la plateforme ISCAM (Martell 2011). Cette évaluation du stock couvre les zones principales combinées 3CD et 5ABCDE de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (PMFC) au large de la côte ouest de la Colombie-Britannique.

1.1. OBJECTIF DU DOCUMENT

Le plie à grande bouche est géré comme un stock côtier en Colombie-Britannique, la majorité des captures provenant des principales zones PMFC 3CD; West Coast Vancouver Island, 5AB; Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte et 5CD; Hecate Strait (Figures 1–3, Tableau 3). Le détroit de Géorgie (zone de gestion 4B) n'est pas inclus dans cette évaluation du stock. Le total admissible des captures (TAC) est de 5 000 tonnes depuis le 21 février 2020. Le TAC a été de 15 000 t pendant de nombreuses années avant la réduction de 2020. Le 21 février est la date de début de la pêche au chalut du poisson de fond chaque année.

L'objectif de cette évaluation de stock est d'actualiser l'avis de gestion pour les stocks de plie à grande bouche en Colombie-Britannique, à la demande de l'Unité de gestion des poissons de fond du Pacifique (GMU). Cette évaluation identifie les points de référence pour plie à grande bouche qui sont conformes au cadre décisionnel du MPO intégrant l'approche de précaution (DFO 2009) et caractérise l'état du stock par rapport à ces points de référence à l'aide d'un modèle bayésien d'évaluation des stocks structuré en fonction de l'âge. L'avis de gestion est fourni sous la forme de tables de décision, qui prévoient les impacts d'une gamme de niveaux d'exploitation sur l'état du stock plie à grande bouche par rapport à ces points de référence.

1.2. CONTEXTE BIOLOGIQUE

plie à grande bouche se distinguent par leur grande bouche et leurs dents en forme de flèche, d'où le nom de l'espèce. Leur répartition s'étend de la Basse-Californie à l'est de la mer de Béring (Hart 1973). En Colombie-Britannique, l'espèce habite à des profondeurs allant de 50 à 900 m (Fargo et Starr 2001).

plie à grande bouche présentent un dimorphisme sexuel. Après la maturité sexuelle, les femelles grandissent plus vite que les mâles et atteignent une taille maximale plus importante (Annexe A, Figure A.4). La longueur maximale théorique, L_{∞} , est estimée à 61,8 cm pour les femelles et 47,2 cm pour les mâles en Colombie-Britannique bien que les tailles maximales qui ont été observées soient 97 cm pour les femelles et 79 cm pour les mâles (figures A.1 et A.4). On pense que l'âge à 50 % de la maturité pour les femelles se situe autour de 5,6 y pour les femelles et 4,1 y pour les mâles (figure A.5). L'âge maximum observé est 27 y pour les femelles et 23 y pour les mâles. Il y avait peu d'observations de poissons de plus de 20 ans dans le jeu de données, et cette évaluation suppose un groupe plus de 20 ans (Figure A.2).

plie à grande bouche sont des reproducteurs discontinus dont le pic de frai se produit à des profondeurs supérieures à 350 m pendant les mois d'automne et d'hiver, bien que le moment du frai puisse varier d'une année à l'autre (Rickey 1995). L'espèce produit des ufs pélagiques, suivis d'un stade larvaire pélagique qui peut durer plusieurs mois (Rickey 1995). La fécondité de cette espèce est mal connue (Cosimo 1998). Les poissons âgés d'un ou deux ans occupent des profondeurs plus faibles que les adultes, mais à l'âge de trois ou quatre ans, on les trouve généralement dans des eaux plus profondes avec les adultes (Fargo et Starr 2001). Les plie à grande bouche semblent occuper des zones de frai (hiver) et d'alimentation (été) séparées, et subissent des mouvements bathymétriques saisonniers des eaux peu profondes vers les eaux plus profondes en automne et en hiver (Fargo et Starr 2001).

Le régime alimentaire des plie à grande bouche se compose de zooplancton, de poissons et d'invertébrés benthiques. Les juvéniles se nourrissent principalement de proies mobiles telles que les euphausiacés, les cumacés, les carides et les amphipodes. Les adultes sont plus piscivores et cannibales, se nourrissant de harengs du Pacifique (*Clupea pallasii*), de dauphins juvéniles (*Theragra chalcogramma*) et de lançons du Pacifique (*Ammodytes hexapterus*), entre autres espèces (Fargo et al. 1981; Yang 1993).

1.3. HISTORIQUE DE LA PÊCHE ET DE LA GESTION

Avant 2006, il n'y avait aucune limite à la quantité de plie à grande bouche pouvant être capturée. En 2006, un TAC de 15 000 tonnes a été établi et est resté à ce niveau jusqu'en 2017. En 2017, le TAC a été augmenté à 17 500 t et est resté à ce niveau pendant deux ans jusqu'à ce qu'il soit réduit à 14 000 t en 2019 comme mesure de précaution pour répondre aux inquiétudes soulevées par la flotte de chalutiers commerciaux concernant la réduction observée de l'abondance de plie à grande bouche. En 2020, le TAC a été ramené à 5 000 tonnes pour répondre aux préoccupations du secteur concernant la diminution de l'abondance du plie à grande bouche sur les lieux de pêche traditionnels (DFO 2020).

1.3.1. Impacts de la gestion de la pêche sur la prise et la déclaration

L'augmentation des captures observée entre 2010 et 2014 (figure 4) était due à de nouvelles opportunités de marché. Depuis 2017, on observe une baisse générale des captures annuelles, avec une diminution particulièrement importante en 2019 (Figure 4) qui se poursuivra jusqu'en 2021. Cette forte baisse est due à la réduction des quotas, qui était basée sur les baisses de l'indice d'abondance des relevés et de la CPUE commerciale.

Avant l'introduction des chalutiers congélateurs, la plupart des captures historiques de plie à grande bouche ont été rejetées en mer en quantités inconnues en raison de la protéolyse de la chair si les captures n'étaient pas débarquées et congelées rapidement après la capture. Avant l'introduction d'une couverture à 100 % par des observateurs en mer dans les flottes de poissons de fond Colombie-Britannique en 1996, la déclaration des rejets de plie à grande bouche dans les journaux de bord était obligatoire, mais comme les plie à grande bouche n'ont pas reçu de TAC avant 2005, les patrons de pêche n'étaient guère incités à enregistrer les rejets avec précision jusqu'à ce que des observateurs en mer soient présents à bord des navires à partir de 1996. La quantité de rejets au cours de la période antérieure à 1996 est très incertaine et aucune reconstitution des captures antérieures à 1996 n'a pu être effectuée aux fins de la présente évaluation. La figure 3 montre les limites du secteur du chalutage commercial (pour toutes les espèces) avec les relevés synoptiques superposés.

Les prises américaines et étrangères n'ont pas été prises en compte dans cette évaluation.

2. MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS

Nous avons appliqué un modèle statistique de prise par âge à deux sexes et deux flottilles dans un cadre d'estimation bayésien afin d'évaluer le stock de plie à grande bouche à l'échelle de la côte. L'analyse de la composition par sexe des données de l'échantillon commercial et de l'échantillon d'enquête a indiqué que le stock est composé d'environ 0,79 femelles ; voir l'appendice B, le tableau B.1. Tous les modèles de la présente évaluation, y compris le modèle de base, les modèles de transition, les modèles de sensibilité et les modèles rétrospectifs, ont été exécutés en utilisant 0,79 comme proportion de femelles dans le stock. Les modèles de transition 1 et 2, avant l'ajout des données jusqu'en 2021, utilisaient 0,70 pour la proportion de femelles, ce qui était le cas dans Évaluation de 2015.

Le modèle a été adapté aux données de captures commerciales de deux flottes, à six indices d'abondance avec les coefficients de variation associés, et aux données de composition par âge des flottes de chalutage commercial et de quatre des six enquêtes. Les paramètres biologiques utilisés dans le modèle, y compris les calendriers de croissance, de poids à l'âge et de maturité, ont été estimés indépendamment pour chaque sexe (Annexe A) et introduits dans le modèle d'évaluation en tant que paramètres fixes supposés rester constants dans le temps.

Des points de référence basés sur la biomasse reproductrice non pêchée à l'équilibre estimée, B_0 , ont été estimés (Section 3). Une table de décision sur les captures (tableau 15) a été créée en projetant le modèle d'évaluation un an dans l'avenir pour une gamme de niveaux de capture constants. Pour chaque niveau de capture, les tables de décision indiquent la probabilité que la biomasse reproductrice projetée dans 2023 soit inférieure aux points de référence basés sur la biomasse reproductrice, et la probabilité que le taux de récolte de 2023 soit supérieur aux points de référence basés sur le taux de récolte (Section 3). Les points de référence basés sur le rendement maximal durable (RMD), y compris la biomasse reproductrice (B_{MSY}) et le taux d'exploitation annuel produisant le RMD (U_{MSY}), ont été estimés mais ne sont pas inclus dans la table de décision car ils ne sont pas présentés pour avis. Elles ont été estimées pour montrer que les valeurs de F_{MSY} (et U_{MSY}) sont déraisonnablement élevées, en raison d'une sélectivité estimée supérieure à la maturité, comme décrit dans la section 2.4.5.

2.1. ENTRÉES DE DONNÉES

2.1.1. Sources des données

Les données ont été extraites à l'aide du paquet R `gfdata`, trouvé sur GitHub, dans la liste des dépôts de l'organisation `pbs-assess`. Les fonctions du paquetage `gfdata` appliquent des routines SQL standard à plusieurs bases de données et reconstruisent les différentes séries temporelles en conséquence. Les bases de données consultées pour cette évaluation sont les suivantes

1. GFBioSQL : Contient toutes les données modernes d'échantillons biologiques pour les enquêtes et les pêcheries commerciales. Cette base de données comprend la plupart des données sur les spécimens de poissons de fond collectées depuis les années 1950.
2. PacHarvTrawl : Contient les données de débarquement des chaluts canadiens de 1996 au 31 mars 2007.
3. GFFOS : contient les données sur les débarquements canadiens au chalut du 1er avril 2007 à aujourd'hui. Cette base de données est essentiellement une copie de la base de données des opérations de pêche (SEP) de Pêches et Océans Canada (MPO), avec une structure légèrement différente qui la rend plus facile à utiliser pour nos besoins d'évaluation.

2.1.2. Données de capture

Les données de la pêche commerciale sont présentées pour la période allant du 21 février, 1996 au 20 février, 2021. Les débarquements et les rejets à l'échelle de la côte sont présentés dans le Tableau 1 et par flottille dans le Tableau 2. L'évaluation actuelle ajuste un modèle bayésien structuré par âge à deux sexes aux données de capture, d'enquête et de composition par âge des années 1996 à 2021, pour les zones de gestion 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver), 5AB (détroit de la Reine-Charlotte), 5CD (détroit d'Hécate), et 5E (côte ouest de Haida Gwaii).

Avant l'introduction des chalutiers congélateurs dans la flotte de pêche au chalut du poisson de fond de la Colombie-Britannique en 2005, la plupart des prises historiques de plie à grande bouche ont été rejetées en mer en grandes quantités en raison de la protéolyse de la chair, comme indiqué ci-dessus. Dans de nombreux cas, des traits entiers ont été rejetés, ce qui exclut l'utilisation d'estimateurs de ratio ou d'autres méthodes statistiques d'estimation des rejets non observés. Toutes les données de capture antérieures à l'introduction d'une couverture à 100 % par des observateurs en mer en 1996 ont donc été omises de cette évaluation, sur la recommandation de nos conseillers sectoriels et de notre groupe de travail technique, et conformément à ce qui a été fait dans le Évaluation de 2015 (Grandin et Forrest 2017).

2.1.3. Indices d'abondance

Six indices d'abondance indépendants de la pêche ont été utilisés dans cette évaluation :

1. Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte (DRC Synoptique)
2. Enquête sur les assemblages multispécifiques dans le détroit d'Hécate (DH multi-espèces)
3. Étude synoptique du détroit d'Hécate (DH Synoptique)
4. Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV Synoptique)
5. Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (uniquement pour les ponts)
6. Indice de CPUE des rejets (Rejet CPUE)

Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte

Le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte a été réalisé en juillet–août en 2003, 2004, et les années impaires à partir de 2005. La zone de relevé est divisée en blocs de 2 km × 2 km et chaque bloc se voit attribuer l'une des quatre strates de profondeur en fonction de la profondeur moyenne du fond dans le bloc. Les quatre strates de profondeur pour cette étude sont 50–125 m, 125–200 m, 200–330 m, et 330–500 m. Chaque année, des blocs sont sélectionnés au hasard dans chaque strate de profondeur. En outre, pour les besoins de l'attribution des blocs, l'étude est divisée en strates spatiales septentrionales et méridionales.

Enquête sur les assemblages multispécifiques dans le détroit d'Hécate

Une série de campagnes de chalutage de fond multi-espèces a été menée dans le détroit d'Hécate en mai–juin 1984, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1996, 1998, 2000, 2002 et 2003 (Westrheim et al. (1984) ; Fargo et al. (1984) ; Fargo et al. (1988) ; Wilson et al. (1991) ; Hand et al. (1994) ; Workman et al. (1996) ; Workman et al. (1997) ; Choromanski et al. (2002) ; Choromanski et al. (2005)). La présente évaluation n'utilise que les observations de 1996 jusqu'à la fin de l'étude en 2003. La conception originale de cette étude attribuait les lieux de pêche par intervalles de 10 brasses de profondeur à l'intérieur d'une grille de 10 milles nautiques dans le détroit d'Hécate. L'étude a été stratifiée a posteriori en utilisant des intervalles de 10 brasses de profondeur pour l'ensemble de la zone d'étude, traitant ainsi chaque intervalle de profondeur comme une strate unique. Malgré les tentatives d'application de la stratification post-échantillonnage, cette approche a entraîné une variance élevée de la

campagne (Sinclair et al. 2007). En 2004, le Enquête sur les assemblages multispécifiques dans le détroit d'Hécate a été abandonné au profit du Étude synoptique du détroit d'Hécate (décrit ci-dessous).

Étude synoptique du détroit d'Hécate

Le Étude synoptique du détroit d'Hécate fait partie d'un ensemble coordonné de relevés à long terme qui, ensemble, couvrent le plateau continental et le haut du talus de la majeure partie de la côte de la Colombie-Britannique. Les campagnes Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte et Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver décrites dans cette section font partie du même ensemble de campagnes. Toutes les campagnes synoptiques suivent un plan aléatoire stratifié en profondeur. La répartition relative des blocs entre les strates de profondeur a été déterminée en modélisant les captures attendues de poissons de fond et en déterminant le nombre cible de traits par strate qui fournirait les données les plus précises sur les taux de capture pour le plus grand nombre d'espèces possible. L'étude a été réalisée de mai à juin les années impaires à partir de 2005. La zone d'étude est divisée en blocs de 2 km × 2 km et chaque bloc se voit attribuer l'une des quatre strates de profondeur en fonction de la profondeur moyenne du fond dans le bloc. Les quatre strates de profondeur pour cette étude sont 10–70 m, 70–130 m, 130–220 m, et 220–500 m. Chaque année, des blocs sont sélectionnés au hasard dans chaque strate de profondeur.

Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver

Le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver a été menée de mai à juin les années paires à partir de 2004. La zone de relevé est divisée en blocs de 2 km et chaque bloc se voit attribuer l'une des quatre strates de profondeur en fonction de la profondeur moyenne du fond dans le bloc. Les quatre strates de profondeur pour cette étude sont 50–125 m, 125–200 m, 200–330 m, et 330–500 m. Chaque année, des blocs sont sélectionnés au hasard dans chaque strate de profondeur. En outre, pour l'attribution des blocs, l'étude est divisée en strates spatiales septentrionales et méridionales.

Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii

La campagne Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii a été menée en août-septembre les années paires à partir de 2006. La zone de relevé est divisée en blocs de 2 km × 2 km et chaque bloc se voit attribuer l'une des quatre strates de profondeur en fonction de la profondeur moyenne du fond dans le bloc. Les quatre strates de profondeur pour cette étude sont 180–330 m, 330–500 m, 500–800 m et 800–1 300 m.

Indice de CPUE des rejets

Un indice normalisé de CPUE commerciale, utilisé dans d'autres évaluations récentes du MPO dans le Pacifique, n'a pas été utilisé en raison du comportement de la pêcherie. Les plie à grande bouche sont ciblés sur des zones connues et les informations relatives à la localisation sont partagées entre les pêcheurs, de sorte qu'il existe un biais en faveur d'une CPUE élevée. Au lieu de cela, les parties prenantes ont suggéré une Indice de CPUE des rejets comme approche pour créer un indice d'abondance qui couvrirait chaque année de l'évaluation et serait moins influencé par les changements dans le comportement de ciblage qu'un indice de CPUE commercial standard. L'indice a été construit en utilisant la CPUE pour une 'flotte' définie de navires et n'a inclus que les traits dans lesquels 100 % des plie à grande bouche ont été rejetés. Voir l'annexe C pour plus de détails.

Analyse de la zone balayée pour les indices d'abondance

Pour toutes les campagnes, l'estimation de la biomasse de la zone balayée pour l'année y a été obtenue en additionnant le produit de la CPUE et de la zone étudiée dans les strates étudiées i :

$$B_y = \sum_{i=1}^k C_{y_i} A_i = \sum_{i=1}^k B_{y_i} \quad (1)$$

où C_{y_i} est la densité moyenne de CPUE (kg/km²) pour les espèces de la strate i , A_i est la surface de la strate i , B_{y_i} est la biomasse de plie à grande bouche dans la strate i pour l'année y , et k est le nombre de strates.

La CPUE (C_{y_i}) pour plie à grande bouche dans la strate i pour l'année y a été calculée comme une densité en kg/km² par :

$$C_{y_i} = \frac{1}{n_{y_i}} \sum_{j=1}^{n_{y_i}} \frac{W_{y_i,j}}{D_{y_i,j} w_{y_i,j}} \quad (2)$$

où $W_{y_i,j}$ est le poids de la capture en kg pour plie à grande bouche dans la strate i , l'année y , et le trait j , $D_{y_i,j}$ est la distance parcourue en km pour le trait j dans la strate i et l'année y , $w_{y_i,j}$ est l'ouverture nette en km par le trait j , la strate i et l'année y , et n_{y_i} est le nombre de traits dans la strate i .

La variance de l'estimation de la biomasse de l'enquête V_y pour plie à grande bouche au cours de l'année y est calculée en kg² comme suit :

$$V_y = \sum_{i=1}^k \frac{\sigma_{y_i}^2 A_i^2}{n_{y_i}} = \sum_{i=1}^k V_{y_i} \quad (3)$$

où $\sigma_{y_i}^2$ est la variance de la CPUE en kg²/km⁴ pour l'année y dans la strate i , V_{y_i} est la variance de plie à grande bouche dans la strate i pour l'année y , où $\sigma_{y_i}^2$ a été obtenu à partir d'échantillons bootstrapped (voir ci-dessous).

Le CV de plie à grande bouche pour chaque année y a été calculé comme suit :

$$CV_y = \frac{V_y^{1/2}}{B_y} \quad (4)$$

où CV_y est le CV pour l'année y .

Mille répliques bootstrap avec remplacement ont été construites à partir des données de l'enquête pour estimer les régions de confiance à 95% corrigées des biais pour chaque année de l'enquête (Efron 1982). Les estimations de la biomasse moyenne de l'étude obtenues à partir de l'Eq. 1 avec les CV (Eq. 4) sont présentées pour les indices indépendants de la pêche dans le tableau 4.

Nous avons également inclus un ensemble d'indices normalisés par un modèle géostatistique dans nos analyses de sensibilité (annexe D).

2.1.4. Données sur l'âge

Les âges pour les années 1996–2019 sont inclus dans cette évaluation et proviennent des deux flottes commerciales et des trois études synoptiques. Les échantillons ont été vieillissés par la méthode 'casser-et-cuire', qui consiste à placer un grand nombre d'otolithes dans un plateau, à les cuire dans un four spécialement conçu à cet effet, puis à les briser pour effectuer la lecture de l'âge. Au cours de ce processus, si la personne qui vieillit les otolithes en trouve

un qui n'est pas assez cuit, elle le brûle manuellement pour lui donner le bon contraste pour la lecture de l'âge. Cette étape supplémentaire de cuisson rend cette méthode équivalente à la méthode traditionnelle 'briser et brûler' dans laquelle le lecteur d'âge brûle chaque otolithe individuellement (S. Wischniowski, Sclerochronology Laboratory, Pacific Biological Station, comm. pers.).

Les données sur la composition par âge représentaient l'ensemble de la côte pour les années suivantes :

1. Chalutiers congélateurs (Figure A.2), 2013–2019
2. Rivage (Figure A.2), 1996–2019
3. Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte (Figure A.2), 2003–2019
4. Étude synoptique du détroit d'Hécate (Figure A.2), 2005–2019
5. Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver (Figure A.2), 2004–2019
6. Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (Figure A.2), 2016–2018, (modèles de transition uniquement)

Les données relatives à la composition par âge ont été introduites dans les modèles d'évaluation sous la forme de proportions pondérées en fonction de l'âge. La pondération était basée sur un schéma stratifié qui ajustait l'effort d'échantillonnage inégal entre les strates de profondeur et la densité de la biomasse du trait (enquêtes) ou la période trimestrielle au sein d'une année et le poids de la capture du trait (commercial). Les détails sont donnés dans Holt et al. (2016) (page 160) et le Évaluation de 2015 (Grandin et Forrest 2017). Les méthodes utilisées proviennent du paquetage `gfplot`, trouvé sur GitHub, dans la liste des dépôts de l'organisation `pbs-assess`. Le Évaluation de 2015 a utilisé un code personnalisé car le paquet `gfplot` n'était pas encore disponible.

Les demandes de vieillissement commercial comprenaient des échantillons choisis au hasard parmi de nombreux navires des deux flottes commerciales.

2.1.5. Données de longueur

Les données de longueur provenant des flottes de chalutiers congélateurs et des flottes côtières ainsi que des campagnes synoptiques sont présentées dans la figure A.1. Les longueurs de l'étude sont présentées par sexe et les longueurs commerciales sont agrégées. Certains histogrammes de longueur commerciale sont bimodaux, ce qui illustre le dimorphisme sexuel de cette espèce.

La longueur des femelles ne varie pas de manière significative entre les deux flottes, qui présentent toutes deux une médiane globale de 52 cm. Les mâles avaient une médiane de 45 cm pour la flottille de chalutiers congélateurs et de 43 cm pour la flottille de chalutiers côtiers. Les femelles avaient une médiane de 54 cm pour la flotte de chalutiers congélateurs et 52 cm pour la flotte côtière.

Les femelles ont été échantillonnées plus souvent que les mâles dans les deux flottes. Cette différence d'échantillonnage est due au fait que la proportion de femelles dans la population est plus élevée que celle des mâles. L'annexe B décrit en détail comment la proportion de femelles a été calculée.

2.1.6. Paramètres de croissance

Les paramètres de croissance ont été estimés en dehors du cadre ISCAM. Ils ont été introduits dans les fichiers de données pour le modèle d'évaluation du stock. L'appendice A contient des détails, y compris les équations et les valeurs estimées des paramètres de croissance pour le modèle de base dans le tableau A.1.

2.2. MODÈLE STATISTIQUE DE CAPTURE PAR ÂGE

2.2.1. Description du modèle

Un modèle statistique bayésien de capture en fonction de l'âge, à deux sexes, a été appliqué pour évaluer l'état du stock de plie à grande bouche sur l'ensemble de la côte. Le modèle est basé sur le cadre du modèle statistique intégré de capture par âge (ISCAM), Martell et al. (2011). Les détails complets du modèle sont fournis dans l'Annexe G.

Nous définissons un modèle de base avec des paramètres fixes et estimés décrits dans le tableau 5. Un total de 147 paramètres du modèle ont été estimés par le modèle de base (le tableau 5 montre la plupart d'entre eux). Le modèle a estimé des séries temporelles de logarithmes d'anomalies de recrutement et de logarithmes de taux de mortalité par pêche, ainsi que des valeurs invariantes dans le temps du recrutement non pêché, de la pente de la relation stock-recrutement de Beverton-Holt, de la mortalité naturelle, du recrutement moyen et des paramètres de sélectivité logistique pour les deux pêcheries commerciales et les quatre campagnes synoptiques. Les distributions de probabilités préalables pour le modèle de base sont présentées dans le tableau 5 et la figure 36 et décrites dans la section 2.2.2. La sensibilité du modèle aux paramètres fixes et aux distributions de probabilité préalables supposées est présentée à la section 2.5.

Le modèle a été conditionné par les données de capture observées (1996–2021), qui ont été supposées connues sans erreur. Le modèle a été ajusté à quatre indices d'abondance de l'enquête, à l'indice de CPUE des rejets et aux données de composition par âge provenant des deux pêcheries commerciales et de trois enquêtes synoptiques. Les paramètres biologiques déterminant les calendriers de poids à l'âge et de maturité à l'âge ont été estimés indépendamment (Annexe A) et introduits dans le modèle d'évaluation en tant que paramètres fixes qui sont restés constants dans le temps (Tableau A.1).

Les indices de biomasse de l'enquête ont été traités comme des indices d'abondance relative directement proportionnels à la biomasse vulnérable de l'enquête au début de chaque année. Les erreurs d'observation dans les indices d'abondance relative ont été supposées être distribuées selon une loi log-normale. Le paramètre de capturabilité q_k a été estimé pour chaque indice k . Les distributions de probabilités préalables pour $\ln(q_k)$ sont décrites dans la section 2.2.2.

Les observations relatives à la composition par âge ont été supposées tirées d'une distribution Dirichlet-multinomiale. On a supposé que les âges étaient lus sans erreur.

La sélectivité en fonction de l'âge pour les pêcheries au chalut, les quatre campagnes et l'indice de CPUE des rejets a été modélisée à l'aide d'une fonction logistique à deux paramètres avec une asymptote à 1. La vulnérabilité en fonction de l'âge à 50 % ($\hat{a}_k$) et l'écart type de la courbe de sélectivité logistique ($\hat{\gamma}_k$) pour chaque engin k ont été estimés pour les pêcheries au chalut et les trois campagnes synoptiques. Aucune donnée sur la composition par âge n'étant disponible pour les engins Enquête sur les assemblages multispécifiques dans le détroit d'Hécate et Indice de CPUE des rejets, la sélectivité a été fixée avec $\hat{a}_k = 9$ et $\hat{\gamma}_k = 0,5$, de manière similaire aux valeurs estimées pour les autres engins. D'autres simulations de sensibilité non incluses dans le présent document d'évaluation ont indiqué que le modèle était peu sensible à cette hypothèse.

Les composantes de la variance du modèle ont été divisées en erreurs d'observation et erreurs de processus. Le paramètre clé est la variance totale (c'est-à-dire ϑ^2 , précision totale). La variance totale est divisée en composantes d'erreur d'observation et de processus par le paramètre de modèle ρ , qui représente la proportion de la variance totale due à l'erreur d'observation (Punt et Butterworth 1999; Deriso et al. 2007). La variance totale est divisée en erreurs d'observation (σ) et en erreurs de processus (τ) à l'aide de l'équation suivante G.32

de l'annexe G. Les paramètres ϑ^2 et ρ ont été fixés dans l'évaluation actuelle (tableau 5) à des valeurs qui donnent $\sigma = 0,2$ et $\tau = 0,8$. Voir la section 2.5.1 pour les analyses de sensibilité à cette hypothèse. Voir l'annexe pour plus de détails sur le traitement de la variance dans cette évaluation.

2.2.2. Distributions de probabilités préalables

Les distributions de probabilités préalables pour le modèle de base sont présentées dans la figure 36 et le tableau 5. Les sensibilités du modèle aux distributions préalables supposées sont présentées dans les sections 2.5.1, 2.5.3 et 2.5.4.

Des distributions de probabilités uniformes ont été supposées pour $\ln(R_0)$, $\ln(\bar{R})$, $\ln(R_{\text{init}})$ et les paramètres de sélectivité (tableau 5). Une distribution Bêta a été supposée pour la pente (h) de la relation stock-recrutement, avec des paramètres de forme qui ont abouti à une distribution avec une moyenne = 0,85 et un CV = 0,10 (Bêta($\alpha = 13,4$, $\beta = 0,1$)). Cet a priori est basé sur une revue de la littérature sur les paramètres de pente pour les espèces de poissons plats du Pacifique réalisée par Holt et al. (2016) et a été utilisé dans l'Évaluation de 2015 pour le plie à grande bouche. Un examen des estimations de la pente pour les espèces de poissons plats par Maunder (2012) a suggéré que la pente des poissons plats utilisant une relation stock-recrutement de Beverton-Holt pourrait être d'environ 0,94 (où h approchant 1,0 implique que le recrutement est indépendant de la biomasse de frai).

Une distribution normale a été supposée pour $\ln(M)$ pour les deux sexes avec une moyenne = $\ln(0,20)$ et un écart-type = 1,22 pour les femmes et moyenne = $\ln(0,35)$ et écart-type = 1,22 pour les hommes (en espace logarithmique). Holt et al. (2016) a examiné la littérature et les évaluations des stocks et a supposé une distribution de probabilité préalable pour M avec une moyenne = 0,2 dans leur évaluation de Colombie-Britannique Rock Sole (*Lepidopsetta spp.*). Shotwell et al. (2021) a supposé une valeur de $M = 0,2$ pour les femelles et $M = 0,35$ pour les mâles dans l'évaluation de plie à grande bouche du Golfe de l'Alaska ; la même chose a été faite pour le stock des îles Aléoutiennes de la mer de Béring (Spies et W. 2019).

Des distributions de probabilités normales préalables ont été supposées pour les paramètres logarithmiques de capturabilité des relevés $\ln(q_k)$ pour chaque relevé k . Des distributions normales avec une moyenne = $\ln(0,499999990279973)$ et un écart-type = 1 dans l'espace logarithmique ont été sélectionnées parce que les estimations de la biomasse de l'enquête ont été dérivées de l'analyse de la zone balayée (Eqs. 1, 2, et 3) et que l'on pouvait donc raisonnablement s'attendre à ce qu'elles se situent dans un intervalle de 1 à 2 ordres de grandeur par rapport à l'unité. Un écart-type important a été utilisé pour refléter l'ignorance de l'échelle de l'analyse de la zone balayée par rapport à la biomasse réelle.

2.3. POINTS DE RÉFÉRENCE DE LA PÊCHE

Le cadre décisionnel pour la pêche du MPO intégrant la politique de l'approche de précaution (AP) (DFO 2009) exige que l'état des stocks soit caractérisé à l'aide de trois points de référence :

1. Un taux de prélèvement de référence
2. Un point de référence du stock supérieur (RSS)
3. Un point de référence limite (PRL)

Des valeurs provisoires de $\text{RSS} = 0.8B_{\text{RMD}}$ et $\text{PRL} = 0.4B_{\text{RMD}}$ sont suggérées en l'absence de points de référence spécifiques aux stocks. Le cadre suggère un taux de prélèvement de référence de F_{RMD} . Une règle de contrôle de l'exploitation basée sur ces points de référence qui coïncide avec le choix du PLR, du RSS et de la référence de prélèvement appliquerait une réduction linéaire de la mortalité par pêche lorsque le stock tombe en dessous du RSS

et cesserait de pêcher lorsque le stock atteint le PLR (par exemple, figure 6 dans Grandin et Forrest 2017).

Le F_{RMD} (et le taux de capture annuel U_{RMD}) est estimé être très important dans ce modèle en raison de la sélectivité qui est supérieure à la maturité, comme décrit dans la section 2.4.5. Nous présentons donc des points de référence basés sur B_0 pour plie à grande bouche qui sont moins dépendants de la sélectivité estimée et de la maturité à l'âge. Nous suggérons un $\text{PRL} = 0,2B_0$ et un $\text{RSS} = 0,4B_0$. Il s'agit des points de référence convenus lors de la dernière évaluation pour plie à grande bouche dans Colombie-Britannique (Grandin et Forrest 2017); nous expliquons plus en détail notre raisonnement ci-dessous.

2.3.1. Point de Référence Limite (PRL)

Nous suggérons un PRL de $0,2B_0$ comme indicateur de la surpêche de recrutement. Une valeur de $0,2B_0$ est un seuil en dessous duquel il y a généralement au moins une certaine réduction du recrutement par habitant (Myers et al. 1994; Sainsbury 2008). Ce seuil a été recommandé dans les récentes orientations nationales (Barrett et al. 2022). En outre, ce seuil est conforme aux recommandations d'autres juridictions : une valeur limite de $0,2B_0$ est la recommandation par défaut (et la valeur minimale acceptable) dans le cadre de la politique de stratégie de récolte des pêcheries du Commonwealth australien (Department of Agriculture and Water Resources, Australian Government 2018) et constitue le déclencheur par défaut des plans de reconstitution dans le cadre de la stratégie de récolte de la Nouvelle-Zélande (Ministry of Fisheries, New Zealand Government 2008).

2.3.2. Point de Référence Supérieur du Stock (RSS)

Dans le cadre de la politique de l'AP, la RSS peut remplir deux fonctions: (1) un 'seuil en dessous duquel les prélèvements doivent être progressivement réduits afin d'éviter d'atteindre le PLR' (un point de contrôle opérationnel ou 'PCO') et (2) un 'point de référence cible déterminé par des objectifs de productivité pour le stock, des considérations biologiques plus larges, et des objectifs sociaux et économiques pour la pêcherie' (DFO 2009). Marentette et Kronlund (2020) souligne que le rôle principal de la RSS est son premier rôle, en tant qu'PCO, pour éviter le PRL. La politique de l'AP décrit comment la RSS est censée être développée par les gestionnaires de la pêche en consultation avec les parties intéressées et avec l'avis des scientifiques. Nous fournissons donc l'avis scientifique suivant concernant la RSS.

Premièrement, l'une des raisons du choix de $0,4B_0$ est que, dans le cadre d'un modèle de production excédentaire de Schaefer, B_{RMD} est égal à $0,5B_0$ et, étant donné que $0,8B_{\text{RMD}}$ est le RSS provisoire et que $0,8B_{\text{RMD}}$ fois $0,5 = 0,4$, $0,4B_0$ est le RSS équivalent basé sur le B_0 . Un raisonnement similaire s'applique à $0,2B_0$ en tant que PRL: $0,4B_{\text{RMD}}$ est le PLR provisoire et $0,4 \times 0,5 = 0,2$, ce qui donne $0,2B_0$ en tant que PLR.

En outre, il existe une justification concernant le rôle de la RSS dans le déclenchement des réductions de la pêche afin de réduire le risque de dépassement du PRL par le stock. La politique de l'AP note que *'si des facteurs socio-économiques peuvent influencer l'emplacement de la RSS, ces facteurs ne doivent pas diminuer sa fonction minimale d'orientation de la gestion du risque de dépassement du PRL'*. Nous suggérons que les facteurs scientifiques suivants soient pris en compte en ce qui concerne le moment de l'ajustement de l'intensité de la pêche lorsque le stock s'approche du PRL: (1) le niveau d'incertitude autour de la biomasse reproductrice relative; (2) la fréquence de l'évaluation; (3) la disponibilité de sources de données importantes; et (4) les futurs taux de déclin plausibles. Nous présentons les conseils suivants en ce qui concerne ces facteurs pour la plie rouge (comme le montreront les résultats) :

-
1. Le niveau d'incertitude concernant la biomasse relative est raisonnablement élevé, les IC à 95 % couvrant approximativement la largeur entre $0,2B_0$ et $0,4B_0$. Une plus grande incertitude signifie que la RSS devrait être plus éloignée du PRL pour garantir une tolérance au risque équivalente.
 2. Bien que plusieurs années se soient écoulées depuis la dernière évaluation, nous recommandons que l'évaluation du stock soit mise à jour tous les deux ans environ, lorsqu'une année supplémentaire de données est disponible pour chaque étude. Des intervalles plus longs entre les évaluations nécessiteraient que la RSS soit plus éloignée du PRL afin de garantir un risque équivalent.
 3. Les échantillons d'âge commerciaux ne sont pas disponibles pour ce stock depuis 2019 et la date de reprise de cet échantillonnage n'est pas claire. Ces données constituent une source essentielle d'informations sur le recrutement et la sélectivité. Les résultats de l'évaluation montrent que les baisses du recrutement estimé au cours de la dernière décennie sont responsables d'une grande partie des récentes baisses estimées de la SSB. L'absence d'échantillons d'âge peut introduire une incertitude pour l'avenir, ce qui suggérerait un écart plus important entre le PRL et le RSS pour un risque équivalent par rapport à l'existence de ces informations.
 4. Bien que l'on estime que le stock a connu une baisse relativement rapide de la SSB entre 2012 et 2020 environ, cette baisse a été associée à des F plus élevés que ceux estimés actuellement et cette trajectoire passée n'est pas nécessairement indicative des trajectoires futures possibles. Une analyse de simulation en boucle fermée constituerait un moyen rigoureux d'évaluer les trajectoires plausibles du stock et la capacité d'une RSS donnée à fournir suffisamment de temps pour éviter que la biomasse du stock ne tombe en dessous du PRL. Nous disposons donc actuellement de peu d'informations sur les taux de déclin futurs plausibles.

Plusieurs autres juridictions dans le monde suggèrent ou légifèrent des cibles proches de $0,4B_0$ lorsque l'état est évalué par rapport à B_0 ; cependant, ces juridictions utilisent également cette 'cible' comme point de contrôle opérationnel (PCO) en dessous duquel la mortalité par pêche F doit être réduite pour éviter d'atteindre un point de référence de limite inférieure (Punt et al. 2008, et les références qui y sont citées). Nous croyons comprendre que le Conseil de gestion des pêches du Pacifique Nord (CGPPN) en Alaska utiliserait un PCO supérieur de $0,4B_0$ pour ce stock de flétan noir, avec une réduction progressive de F lorsque la biomasse est inférieure à ce niveau ('Tier 3 3b', p. 19 dans NPFMC 2020). Le Conseil de gestion des pêches du Pacifique de la côte ouest des États-Unis (CGPP) utilise également $0,4B_0$ comme OCP standard pour les poissons de fond afin de réduire progressivement F (PFMC 2022), bien qu'un PCO spécifique aux poissons plats de $0,25B_0$ ait été ajouté en 2010 (Amendement 16-5 NMFS 2010). Toutefois, cela repose sur l'hypothèse que les stocks de poissons plats sont souvent plus productifs que les autres stocks de poissons de fond, ce qui pourrait ne pas être le cas pour ce stock de C.-B. dont le recrutement a été estimé faible au cours de la dernière décennie. L'Australie utilise le Rendement économique maximal (REM) comme objectif législatif, qu'elle suggère d'approximer comme $0,4B_0 \times 1,2 = 0,48B_0$; ceci agit alors comme un PCO avec un taux d'exploitation ramené en dessous de $0,48B_0$ (p. 9 et 22 dans Department of Agriculture and Water Resources, Australian Government 2018). En d'autres termes, dans ces juridictions, leur 'cible' correspond à la définition primaire de la RSS canadienne (Marentette et Kronlund 2020) en tant qu'PCO. Cette interprétation suggère que, malgré l'utilisation du terme 'cible' ailleurs, une RSS serait équivalente en termes de fonction dans ces juridictions. La fonction la plus équivalente à ces juridictions serait de considérer $0,4B_0$ à la fois comme une 'cible' et comme une PCO RSS, plutôt que de la manière dont elles sont séparées dans le diagramme de la politique de l'AP.

Enfin, d'un point de vue scientifique, nous notons que $0,4B_0$ a été précédemment accepté comme RSS pour la plie rouge (Grandin et Forrest 2017). Nous avertissons que la réduction des points de référence lorsqu'il existe des preuves de la baisse du recrutement et des tendances du stock serait incompatible avec l'approche de précaution telle que décrite dans la politique d'AP du MPO. Un tel 'déplacement des poteaux de référence' peut avoir des implications considérables pour la durabilité des pêcheries (Silvar-Viladomiu et al. 2021).

2.3.3. Taux de prélèvement de référence

Bien que la politique de l'AP recommande F_{RMD} comme taux de prélèvement de référence provisoire, pour les raisons exposées ci-dessus, nous suggérons des points de référence basés sur B_0 pour ce stock. Nous suggérons qu'un taux de prélèvement de référence équivalent serait la mortalité par pêche F qui amènerait le stock à $0,4B_0$ à l'équilibre, compte tenu du recrutement récemment observé. Nous avons déterminé cela en projetant le stock 50 ans dans le futur avec des déviations de recrutement tirées au hasard avec remplacement de 2010 à 2019 (en omettant les déviations mal estimées de 2020 et 2021), en utilisant une routine d'optimisation pour trouver la prise constante qui générerait une SSB correspondant à $0,4B_0$ dans une tolérance de 50 t. Nous rapportons le F associé à la fin des 50 ans. Compte tenu d'un nombre suffisant d'années de projection, l'exécution des projections avec un F constant ou une prise constante devrait aboutir à la même conclusion.

2.3.4. Dynamique B_0

Un B_0 dynamique a été calculé en recréant le modèle de dynamique des populations dans R avec les estimations des paramètres du modèle de base ajusté. La mortalité par pêche a été fixée à zéro, mais les écarts de recrutement estimés ont été inclus. La figure 10 montre la dynamique estimée B_0 à partir de cet exercice.

Cette figure montre que le modèle explique une partie du déclin récent par une séquence de faible recrutement.

2.4. RÉSULTATS

2.4.1. Modèles de transition

Un ensemble de modèles de transition a été exécuté pour déterminer les effets des modifications incrémentielles du modèle lors du passage du modèle Évaluation de 2015 unisexe et à flotte unique au modèle unisexe et à flotte double utilisé dans cette évaluation.

Le modèle de base du Évaluation de 2015 (Grandin et Forrest 2017) a été exécuté avec la dernière version du code ISCAM (Martell 2011) et les fichiers de données originaux. Les estimations des paramètres, les points de référence, les trajectoires estimées, les ajustements de l'indice et les ajustements de la composition par âge ont été jugés identiques. Le modèle de 2015 était un modèle de capture à l'âge pour les femelles uniquement, avec 4 indices d'abondance, qui incluaient les trois relevés synoptiques et le relevé d'assemblage multispécifique du détroit d'Hécate.

Le groupe de travail technique (GTT) pour le stock plie à grande bouche a été formé avant la préparation des données et la modélisation de l'évaluation afin de déterminer les données à utiliser dans le modèle, la pertinence de l'indice d'enquête pour le stock et la meilleure paramétrisation du modèle à utiliser pour l'évaluation de cette année. Le groupe était composé de scientifiques externes et du MPO, de conseillers de l'industrie et de gestionnaires des pêches qui connaissent bien le stock et la pêcherie de plie à grande bouche.

Le GTT a convenu que le modèle devrait être à deux sexes, compte tenu du dimorphisme sexuel observé dans les données sur l'âge et la longueur de cette espèce, et du fait qu'il y a

huit années supplémentaires de données depuis le Évaluation de 2015, ce qui permet d'avoir un plus grand nombre de spécimens proportionnels à l'âge pour chaque sexe.

Tous les modèles de pont ont été exécutés en utilisant un échantillonnage CMMC (Chaîne de Markov Monte Carlo) avec une longueur de chaîne de 10 000 000, retenant chaque 5 000ème échantillon, ce qui donne 2 000 échantillons, qui ont ensuite été brûlés par 1 000 donnant un total de 1 000 échantillons utilisés pour l'inférence.

Chaque modèle de cette liste est basé sur le précédent avec une seule modification afin de pouvoir suivre les changements incrémentaux.

1. Modèle de base 2015 (Grandin et Forrest 2017).
2. Extraction des données pour le modèle 2015 à l'aide des paquets `gfdata` et `gfplot`, qui ont été utilisés dans plusieurs évaluations et dans le paquet/rapport `gfsynopsis` (Anderson et al. 2019; DFO 2022). Les paquets sont disponibles sur GitHub, dans la liste des dépôts de l'organisation `pbs-assess`.
3. En utilisant les mêmes méthodes d'extraction de données qu'à l'étape précédente, les données ont été ajoutées jusqu'à 2021 inclus. La proportion de femmes a été modifiée dans cette étape, passant de 0,70 à 0,79.
4. Ajout de l'indice Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii et des données sur la composition par âge. On a essayé de déterminer comment les années d'enquête supplémentaires depuis 2015 contribuaient à l'ajustement du modèle.
5. Nous avons changé la vraisemblance de la composition par âge de multinomiale à la paramétrisation saturante de la Dirichlet-multinomiale (Thorson et al. 2016). Nous avons fait cela parce que dans les configurations de modèles plus complexes, la logistique normale multivariée avait des problèmes de convergence et le multinomial standard aurait nécessité de repondérer manuellement les proportions d'âge pour chaque exécution du modèle (Francis 2016).
6. Le modèle est passé d'une à deux flottes commerciales. Cela divise la prise commerciale au chalut en prise des chalutiers congélateurs et des flottes côtières. Ceci a été fait sur la recommandation du groupe de travail technique (GTT) puisque les grands chalutiers congélateurs peuvent pêcher différemment et avoir une sélectivité différente de celle des navires côtiers.
7. Ajout d'un indice de CPUE des rejets. Il s'agit d'un indice de capture par unité d'effort pour les navires qui ne pêchaient pas de plie à grande bouche et qui rejetaient donc tout ce qu'ils capturaient accidentellement. La sélectivité n'a pas pu être estimée pour cet indice car il n'existe pas de données sur la composition par âge, de sorte que sa sélectivité a été fixée à des valeurs représentatives d'autres sélectivités estimées pour d'autres engins. Voir l'annexe C pour plus de détails sur la façon dont cet indice a été généré.
8. Conversion du modèle de la femelle uniquement en un modèle à deux sexes. Dans ce modèle, les deux paramètres de mortalité naturelle pour les mâles et les femelles ont été estimés.
9. Modification de l'année de pêche pour qu'elle commence le 21 février (au lieu du 1er janvier), qui est la date actuellement utilisée par la gestion des pêches pour l'année de pêche.
10. Suppression de l'indice Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii et des comps d'âge. L'enquête ne contribuait pas de manière significative à l'évaluation et les sélectivités estimées n'étaient pas viables en raison du nombre insuffisant d'échantillons. Sa suppression a été suggérée par le GTT.

-
11. Fixation des paramètres de mortalité naturelle des mâles et des femelles. Les valeurs estimées étaient assez faibles pour cette espèce d'après les évaluations réalisées dans les juridictions voisines (Spies et al. 2017, 2019; Shotwell et al. 2020, 2021).

Modèles de pont groupe 1 (modèles 1-4)

La figure 29 montre la biomasse de frai absolue et relative pour les quatre premiers modèles de transition de la liste ci-dessus (éléments de la liste 1–4). Le changement de la méthode d'extraction des données pour toutes les données jusqu'en 2014 n'a eu qu'un effet minime, avec seulement une petite différence dans la biomasse absolue de 2015 et une très petite différence dans la biomasse relative de 2015. Les petits changements dans les données sont principalement dus à des changements dans les indices d'enquête, qui sont causés par des blocs d'enquête qui ont été retirés de la série d'enquête entière. Ces blocs ont été jugés non pêchables ou inappropriés pour l'indice dans les enquêtes depuis 2014 et ont été retirés de l'ensemble de la série, modifiant légèrement les indices historiques par rapport à ceux inclus dans le Évaluation de 2015.

L'ajout des données de 2015 - 2021 a provoqué un changement important dans les trajectoires de la biomasse (Figure 29). La biomasse a commencé à chuter plus rapidement à partir de 2002, avec une chute relativement importante entre 2010 et 2020. Cette baisse de la biomasse est principalement due à la diminution des indices d'abondance au cours de cette période. À partir de 2021-2022, le modèle montre le début d'une tendance à la hausse. Les intervalles de crédibilité (IC) sont devenus beaucoup plus étroits avec l'ajout des données 2015–2021. Cependant, les paramètres estimés (à l'exception de la pente) sont tous modérément à fortement corrélés (Figure 30). Tous les modèles de transition qui suivent ont une corrélation élevée entre les paramètres, à l'exception du dernier dans lequel les mortalités naturelles pour les deux sexes ont été fixées.

L'ajout de la composition par âge et de l'indice Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii dans le modèle a eu un effet d'échelle dans la première partie de la trajectoire, mais les biomasses absolues et relatives étaient presque identiques pour 2022 (Figure 29).

Groupe de modèles de transition 2 (modèles 5-8)

La figure 31 montre la biomasse de frai absolue et relative pour le deuxième groupe de quatre modèles de pontage (éléments de liste 5–8). La modification de la pondération des données sur l'âge en faveur de la méthode multinomiale de Dirichlet saturée (DM) (Thorson et al. 2016) a entraîné une baisse de la biomasse absolue et de B_0 . La médiane B_0 pour le premier modèle de la figure 31, comparée à la médiane B_0 pour le dernier modèle de la figure 29, montre une différence de 16 mille t (de 203 à 187 mille t). Toutefois, les estimations de la biomasse ont également été réduites, de sorte que la biomasse relative de 2022 n'a diminué que légèrement (de 0,45 à 0,42).

Pour le modèle de transition suivant, la pêche commerciale au chalut a été divisée en deux flottes : les flottes Chalutiers congélateurs et Bord de mer. Cela a modifié les éléments internes du modèle mais a eu un effet négligeable sur les trajectoires de la biomasse et de la biomasse relative (figure 31).

L'ajout de l'Indice de CPUE des rejets (RCPUE) au modèle n'a eu pratiquement aucun effet sur les estimations de la biomasse absolue et de B_0 . Elle a cependant réduit l'intervalle de crédibilité (Figure 31) sur la série temporelle de la biomasse de frai absolue.

L'étape suivante du rapprochement a consisté à convertir le modèle en un modèle à deux sexes. Tous les modèles de pont précédents étaient exclusivement féminins. Cette étape a impliqué des modifications significatives du code du modèle ISCAM. Ce changement a entraîné une baisse de la biomasse de l'année finale et de la biomasse relative, ainsi qu'une augmentation globale de la trajectoire historique de la biomasse relative (figure 31). Les

estimations de la sélectivité de l'âge à 50% ($\hat{a}$) pour les femelles dans les Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii pour ce modèle étaient déraisonnables à NA (NA-NA) ans.

Groupe de modèles de transition 3 (modèles 9–13)

Les diagrammes de biomasse pour le dernier groupe de modèles de transition (éléments de la liste 9-13) figurent dans la figure 32. Pour le premier de ces modèles, l'année de pêche a été modifiée par rapport à ce qu'elle était dans le Évaluation de 2015, à savoir du 1er janvier au 31 décembre, au 21 février au 20 février. Ce changement a été effectué pour refléter la date de début de la pêche chaque année au Canada (21 février). Cela a pour effet d'augmenter légèrement la médiane B_0 de 177 à 177 mille t, et la 2022 biomasse relative étant ramenée de 0,37 à 0,37. L'intervalle de crédibilité de la biomasse absolue est fortement réduit par cette modification de la période de pêche, qui passe de 49–93 (width 44) à 47–91 (width 44). L'intervalle de crédibilité de la biomasse relative est également beaucoup plus petit que celui du modèle précédent dans le groupe 2 ; 0,26–0,53 (width 0,27) pour le modèle précédent contre 0,25–0,53 (width 0,28) pour le modèle avec changement de période de pêche (figure 32). Ce minuscule intervalle de crédibilité indique que les paramètres sont fortement autocorrélés, comme le montrent les figures 33 et 34.

Le Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii a été supprimé (il a également été supprimé dans le Évaluation de 2015) car il avait peu d'effet sur la biomasse et les estimations de sélectivité étaient médiocres (Figure 32). Le résultat a été une trajectoire de biomasse réduite, avec une biomasse relative similaire à celle du modèle précédent.

Les estimations de la mortalité naturelle du modèle à ce stade étaient 0,21 pour les mâles et 0,14 pour les femelles, avec des intervalles crédibles de 0,20–0,22 (width 0,01) et 0,13–0,15 (width 0,01), respectivement. L'estimation de la mortalité naturelle des femelles était proche de la valeur fixée pour les femelles dans les évaluations réalisées dans les juridictions voisines (0,20), mais l'estimation des mâles était beaucoup plus faible que celle utilisée dans les stocks voisins (0,35). Sur la base des valeurs estimées de la mortalité naturelle et de la forte corrélation entre les paramètres estimés pour ce modèle (Figure 35), nous avons décidé de fixer les mortalités naturelles aux mêmes valeurs que les évaluations du Golfe de l'Alaska et de la Mer de Béring et des Iles Aléoutiennes (Spies et al. 2019; Spies et W. 2019; Shotwell et al. 2020, 2021); 0,20 pour les femelles et 0,35 pour les mâles.

2.4.2. Diagnostic du modèle

La distribution postérieure conjointe a été approximée numériquement à l'aide de l'algorithme d'échantillonnage de la chaîne de Markov Monte Carlo (CMMC) de Metropolis Hastings dans AD Model Builder (Fournier et al. 2012). Pour le modèle de base et tous les cas de sensibilité, les échantillons postérieurs ont été tirés toutes les 5 000 itérations d'une chaîne de longueur 10 000 000, ce qui a donné 2 000 échantillons postérieurs (dont les premiers 1 000 ont été abandonnés pour cause de burn-in). La convergence a été diagnostiquée à l'aide d'une inspection visuelle des tracés (figures 37 et 39) et d'un examen de l'autocorrélation dans les chaînes postérieures (figures 38 et 40). L'autocorrélation était faible pour des valeurs de décalage allant jusqu'à 1 000 pour tous les paramètres après l'amincissement. La corrélation entre les paramètres semble faible dans l'ensemble, avec seulement quelques corrélations modérées entre les paramètres de capturabilité et $\bar{R}$ (figures 41 et 42). Il n'y a pas de preuve solide d'un manque de convergence dans le modèle de base.

2.4.3. Ajustements aux données

La capture a été contrainte par la valeur de l'écart-type de 0,2 pour la première phase de minimisation et par 0,051 pour la dernière phase, de sorte que les prises prédites correspondent très bien aux données (Figure 6).

Le modèle s'adapte généralement bien aux indices d'abondance (Figure 14). Le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver a une grande fluctuation haute et basse pour les années successives de l'étude de 2008–2016, ce qui est difficile pour le modèle de s'adapter. Le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte a été difficile à ajuster, en raison des fluctuations d'une abondance élevée à faible d'une année à l'autre au début de la série chronologique, et de l'absence de la chute récente de la biomasse observée dans toutes les autres sources de données. Une sensibilité a été réalisée pour tenter d'obtenir un meilleur ajustement sur cet indice, tout en conservant les bons ajustements sur les autres (Section 2.5.6).

L'indice Indice de CPUE des rejets s'ajuste particulièrement bien et est le seul indice à avoir une valeur pour chaque année de l'évaluation. Les résidus standardisés montrent une distribution généralement égale des résidus positifs et négatifs, avec des preuves d'une certaine autocorrélation dans les résidus du Indice de CPUE des rejets (Figure 15). Pour tous les indices, les résidus du logarithme de l'indice (figure 15) étaient bons, se situant tous dans la fourchette [-2, 2].

Les ajustements à la composition par âge pour chaque engin et les résidus logarithmiques normalisés sont présentés dans les figures 16–26. Les ajustements étaient raisonnables et il n'y avait pas de modèles forts dans les résidus.

2.4.4. Estimations des paramètres

Les distributions de probabilité a priori et a posteriori des paramètres estimés sont présentées dans la figure 36. La médiane et l'IC à 95 % (2,5 et 97,5 percentiles) des estimations a posteriori des paramètres figurent dans le tableau 6. À l'exception de la pente, les estimations postérieures ne semblent pas être fortement influencées par les distributions de probabilité antérieures. La distribution de probabilité a posteriori pour la pente, h , était similaire à la distribution a priori, ce qui suggère qu'il y a peu d'informations sur ce paramètre dans les données. La sensibilité à l'a priori supposé pour la pente est testée à la section 2.5.2.

Des distributions normales de probabilité a priori ont été utilisées pour les paramètres logarithmiques de capturabilité $\ln(q_k)$ pour les indices d'abondance (Figure 36). Les estimations postérieures ont eu tendance à se superposer à la queue gauche des distributions antérieures pour chaque indice. Les analyses de sensibilité (examinées à la section 2.5) ont indiqué que les estimations postérieures de la capturabilité étaient sensibles à la moyenne et à l'écart type de la distribution préalable.

2.4.5. Sélectivité

La sélectivité en fonction de l'âge a été estimée pour les deux pêcheries et les enquêtes synoptiques (Figure 27). Les sélectivités fixes Indice de CPUE des rejets et Enquête sur les assemblages multispécifiques dans le détroit d'Hécate sont également présentées dans la figure 27.

Les estimations postérieures de l'âge à 50 % de la récolte ($\hat{a}_k$) et l'écart type de la courbe logistique de sélectivité ($\hat{\gamma}_k$) sont présentés dans le tableau 6. Les estimations médianes a posteriori de l'âge à 50 % de récolte étaient plus élevées pour les femelles que pour les mâles pour tous les engins, à l'exception du Étude synoptique du détroit d'Hécate, qui présentait une estimation plus élevée pour les mâles. Les estimations de l'écart type étaient similaires entre les sexes par engin.

Ces estimations étaient plus à droite que prévu, mais elles étaient cohérentes avec les données disponibles sur la composition par âge (figure A.2), qui indiquent moins d'observations de poissons plus jeunes, en particulier dans la dernière partie de la série temporelle. De nombreux tests de configurations alternatives du modèle n'ont pas abouti à une estimation inférieure de l'âge à 50 % de capture pour toute combinaison engin/sexe.

On pense que les plie à grande bouche atteignent la maturité à environ 5,6 ans pour les femelles et 4,1 ans pour les mâles (Figure A.5, Tableau A.1). Il semble donc que les individus aient plusieurs occasions de frayer avant de devenir vulnérables à la pêche. Ceci a conduit à des estimations du taux de récolte maximale durable U_{MSY} proche de 1 (discuté dans la section 2.4.6), impliquant que dans des conditions d'équilibre théorique, toute la biomasse vulnérable (c'est-à-dire entièrement sélectionnée) pourrait être récoltée parce que la population pourrait être soutenue par des géniteurs plus jeunes qui sont invulnérables à la pêche. Il s'agit d'une condition théorique soumise aux hypothèses du modèle d'évaluation des stocks et aux limites des données qu'il contient. Nous déconseillons fortement cette stratégie de capture et suggérons que la sélectivité de l'âge à 50 % dans les flottes de chalutage commercial constitue un axe principal d'incertitude dans cette évaluation du stock.

2.4.6. Points de référence de la pêche

Les estimations postérieures des points de référence de la pêche du modèle de base sont fournies dans le tableau 7 et la figure 28. La biomasse reproductrice non pêchée postérieure (SB_0) (abrégée ici en B_0) avait une médiane 184 155 t et un IC à 95% allant de 128 212 t à 263 786 t (Tableau 7). Les IC 95 % postérieurs pour le PRL $0,2B_0$ et la RSS $0,4B_0$ sont également fournis dans le tableau 7.

Les points de référence basés sur la production maximale équilibrée (PME) ont été fortement influencés par les estimations de la sélectivité dans les pêcheries au chalut décrites dans la section précédente. Étant donné que les ogives de sélectivité ont été estimées à droite de l'ogive de maturité, les estimations médianes de F_{MSY} étaient 1,52 pour la flotte de chalutiers congélateurs et 4,77 pour la flotte côtière (Tableau 7). L'IC de ces valeurs est important, 0,34-3,92 pour la flotte Chalutiers congélateurs et 0,86-15,35 pour la flotte Bord de mer. Ces mortalités par pêche instantanées se convertissent en un taux de capture annuel proche de 1 pour la flotte Shoreside (Figure 28), grâce à l'équation $U_{MSY} = 1 - e^{-F_{MSY}}$, ce qui implique que toute la biomasse vulnérable (c.-à-d. la biomasse qui est sélectionnée par la flotte Shoreside) est capturée par la flotte Shoreside, la biomasse qui est sélectionnée par l'engin de pêche pourrait être récoltée parce que la population peut être soutenue par la biomasse reproductrice qui est invulnérable à la pêche (c.-à-d. les poissons qui sont entre 5,6 et 8,4 pour les femelles et 4,1 et 8,3 pour les mâles). La relation entre l'âge à la maturité et l'âge à la première récolte et son effet sur les points de référence de la pêche a été discutée par Myers et Mertz (1998), qui a décrit une stratégie de pêche où la surpêche pouvait être évitée en permettant à tous les poissons de frayer avant qu'ils ne soient disponibles pour être capturés. Froese (2004) aborde également la réduction des risques de surpêche en permettant aux poissons de frayer avant d'être capturés.

Il est important de comprendre la distinction entre la biomasse vulnérable et la biomasse reproductrice. Les points de référence de la pêche F_{MSY} et U_{MSY} se réfèrent à la capture de la biomasse vulnérable VB_t , qui est déterminée par la fonction de sélectivité

$$VB_{t,k} = \sum_a N_{a,t} w_{a,t} v_{a,t,k}, \quad (5)$$

où a est l'âge, t est l'année, k est la pêche au chalut (chalutiers congélateurs ou côtiers), N est le nombre de la population, w est le poids moyen à l'âge, et v est la vulnérabilité à l'âge dans les pêcheries au chalut (c.-à-d. la sélectivité).

Lorsque la courbe de sélectivité est située à droite de la courbe de maturité, cela signifie qu'une plus grande proportion de la population totale est mature que vulnérable à la pêche (figure 11). Une comparaison entre la biomasse vulnérable et la biomasse reproductrice est fournie à la section 2.4.7.

L'estimation médiane a posteriori de B_{MSY} (et de l'IC à 95%), conditionnelle aux sélectivités estimées des chaluts et aux valeurs F_{MSY} qui en résultent, était 30 957 t (16 067–60 828) (tableau 7). Les IC postérieurs pour le PRL $0,4B_{MSY}$ et la RSS $0,8B_{MSY}$ par défaut sont également fournis dans le tableau 7. Les LRP et USR basés sur B_0 étaient environ quatre fois plus importants que les points de référence basés sur B_{MSY} . En d'autres termes, les points de référence basés sur B_0 étaient plus prudents que les points de référence basés sur B_{MSY} (tableau 7).

2.4.7. Biomasse

Le modèle de base estime que la biomasse reproductrice suit une trajectoire décroissante depuis 2012 (Figure 7, Tableau 8). La biomasse de frai médiane postérieure (et l'IC à 95 %) dans 2022 devrait être 67 955 t (56 137–83 830) (Tableau 7). La biomasse reproductrice médiane projetée au début de l'année 2022, qui incorpore la mortalité par pêche résultant de la prise observée 2021, est considérablement plus élevée que les estimations médianes à la fois de la RSS par défaut de $0,8B_{MSY}$ et du PRL par défaut de $0,4B_{MSY}$ (Figure 7, Tableau 7). La biomasse reproductrice 2022 a été projetée légèrement en dessous de l'USR $0,4B_0$ et au-dessus du LRP $0,2B_0$ (Figure 9, Tableau 7).

Pour comparaison, les estimations a posteriori de la biomasse vulnérable et de la biomasse de frai sont présentées ensemble dans la figure 11. Les deux biomasses vulnérables estimées sont considérablement plus petites que la biomasse reproductrice, en raison de l'âge relativement précoce à la maturité par rapport à l'âge estimé à 50 % de récolte, discuté dans les sections 2.3 et 2.4.6.

2.4.8. Recrutement

Les estimations médianes a posteriori des recrues d'âge 1 sont présentées dans la figure 12 et le tableau 10. Les IC à 95 % sont importants autour des estimations du recrutement pour 2020 et 2021. Cela est normal car les données ne contiennent aucune information sur la force de cette classe d'âge (également observée dans d'autres évaluations telles que la figure 28 de Edwards et al. 2022).

Les anomalies de recrutement prévues pour 2021 et 2022 ont été tirées au hasard d'une distribution normale, $N(0, \tau^2)$. Pour la plupart des séries chronologiques antérieures à 2008, on a estimé que le recrutement fluctuait autour de la moyenne à long terme, avec une faible variation autour de R_0 . Cependant, depuis 2009, le recrutement annuel est inférieur à la moyenne.

2.4.9. Mortalité par pêche

Les estimations médianes a posteriori de la mortalité par pêche sont présentées dans la figure 13 et le tableau 11. L'estimation médiane a posteriori de la mortalité par pêche est estimée avoir atteint un pic en 2005 dans la pêcherie Bord de mer à 0,327 (0,275–0,388) en raison d'un effort plus important dû à un nouveau marché tel que décrit dans la section 1.3.1. Les taux de mortalité par pêche convertis en taux de capture annuels figurent dans le tableau 12.

2.4.10. Biomasse reproductrice relative

Les estimations médianes a posteriori de la biomasse reproductrice relative B_t/B_0 sont présentées dans la figure 9. La taille de l'IC à 95 % est amplifiée par rapport à la biomasse de frai absolue en raison de la grande incertitude dans l'estimation de B_0 (figure 8, tableau 7). L'estimation médiane a posteriori de la biomasse relative 2022 est 0,373 (0,262–0,514) (Figure 9, Tableau 9).

2.5. ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Nous avons testé la sensibilité des résultats du modèle comme suit :

1. Diminuer σ de 0,2 à 0,135 (change ϑ^2 et ρ) et estimer ϑ^2 .
2. Augmenter la valeur initiale de τ de 0,8 à 1,0 (modifie ϑ^2 et ρ) et estimer ϑ^2 .
3. Diminuer la valeur initiale de τ de 0,8 à 0,6 (modifie ϑ^2 et ρ) et estimer ϑ^2 .
4. Diminuer la moyenne de l'a priori h de 0,85 à 0,72
5. Estimer M_{femme} avec un a priori étroit (SD = 0,2)
6. Estimation de M_{femme} avec un a priori large (SD = 1,6)
7. Estimation de M_{masculin} avec un a priori étroit (SD = 0,2)
8. Estimation de M_{male} avec un a priori large (SD = 1,6)
9. Augmenter la moyenne des a priori pour les capturabilités de 0,499999990279973 à 1 (q_k pour tous les engins k)
10. A priori de capturabilité plus large, de SD = 1 à 1,5 (q_k pour tous les engins k)
11. Courbes de sélectivité égales à l'ogive de maturité pour tous les engins
12. Estimer la sélectivité variable dans le temps pour les Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, afin d'essayer d'améliorer l'ajustement de l'indice d'enquête
13. Indices d'enquête basés sur un modèle géostatistique (Section D)
14. Supprimer la CPUE des rejets
15. Modifier l'ogive de maturité pour ne pas inclure les spécimens 'en développement' ou 'au repos'.
16. Fixer la sélectivité de l'indice RCPUE à un niveau égal à la sélectivité de la pêche côtière.
17. Fixer la sélectivité de toutes les enquêtes pour qu'elle soit égale à la sélectivité de la pêche côtière.

Cette liste de scénarios de sensibilité, avec plus de détails, est fournie dans le tableau 13. Les paramètres du modèle de base sont indiqués dans le tableau 5. Tous les modèles de sensibilité ont été exécutés à l'aide de MCMC avec une longueur de chaîne de 10 000 000, une fréquence d'échantillonnage de 5 000, donnant 2 000 échantillons, qui ont ensuite été brûlés par 1 000 donnant un total de 1 000 échantillons retenus pour l'inférence.

2.5.1. Diminution de σ et ajustement de τ

ISCAM utilise un paramétrage d'erreur qui comprend deux paramètres, ϑ^2 et ρ . Ils représentent respectivement la variance totale et la proportion de la variance totale associée aux erreurs d'observation (Martell 2011). L'erreur d'observation SD (σ) et l'erreur de processus SD (τ) ne peuvent pas être estimées directement, mais un calcul est effectué pour convertir ces valeurs en ϑ^2 et ρ (Annexe G, Eq. G.32). Les valeurs de σ et τ ont été fixées dans le modèle de base (Grandin et Forrest 2017) à 0,2 et 0,8 respectivement. Par calcul, ϑ^2 et ρ ont été fixés à 1,47 et 0,0588.

La réduction de l'erreur d'observation en diminuant σ de 0,2 à 0,135 et l'estimation de ϑ^2 ont augmenté la valeur de ϑ^2 de 1,47 à 1,52 tout en réduisant de moitié environ ρ de 0,059 à 0,028. La médiane et l'IC à 95 % de la valeur postérieure pour ϑ^2 étaient 0,37 (0,27–0,48). Il y a eu peu d'effet sur la trajectoire de la biomasse absolue (figure 43), mais l'estimation de B_0 a été augmentée de 184 000, à 446,000 t (figure 43). L'augmentation de l'estimation B_0 a entraîné une réduction de l'échelle de la trajectoire de la biomasse relative (figure 44). Il n'y a

pas eu de changements substantiels dans les ajustements de l'indice, les ajustements de l'âge ou les sélectivités.

Le fait de fixer la valeur de τ à 1,0 a eu un effet similaire à la réduction de l'erreur d'observation supposée de l'indice et a abaissé la trajectoire de la biomasse relative. Pour cette valeur de τ , les valeurs de ϑ^2 et ρ étaient respectivement 0,96 et 0,038 (Annexe G, Eq. G.32).

Le fait de fixer la valeur initiale de τ à 0,6 a également eu peu d'effet sur la biomasse absolue. Pour cette valeur de τ , les valeurs initiales de ϑ^2 et ρ étaient respectivement 2,49 et 0,100. L'estimation de ϑ^2 était 1,11 (0,80–1,54).

Les estimations de B_0 ont augmenté pour ces deux modèles par rapport au modèle de base, ce qui a entraîné une réduction de la trajectoire de la biomasse relative et une estimation de l'état en 2021/2022 proche du PRL (figure 44). L'augmentation de B_0 était beaucoup plus importante et avait un IC plus grand pour le modèle $\tau = 1.0$ que pour le modèle $\tau = 0.6$ (372 (190–588) vs. 210,26 (143,76–346,32)) en milliers de tonnes.

2.5.2. Diminution de la moyenne de l'a priori de pente

La diminution de la moyenne de l'a priori de pente de 0,85 à 0,72 et la modification de l'a priori SD de 0,10 à 0,15 ont produit peu de changement à la fois dans la biomasse absolue et B_0 (Figure 43), malgré un a priori différent (Figure 45, par rapport au modèle de base Figure 36). L'a priori pour h est très influent sur le postérieur, mais la valeur de h n'a pas un grand effet sur la biomasse absolue ou relative (Figure 44).

2.5.3. Modifier les priors sur M_{femelle} et M_{mle}

Dans le modèle de base, les paramètres de mortalité naturelle M_{femelle} et M_{mle} sont fixés à 0,20 et 0,35 respectivement. Quatre modèles de sensibilité ont été exécutés pour estimer chaque paramètre de M avec des écarts types larges et étroits. La figure 46 montre les trajectoires de biomasse absolue pour ces modèles. Les trajectoires relatives de la biomasse de frai sont présentées dans la figure 47. L'estimation de M_{femelle} avec des a priori étroits et larges a produit des estimations pour M_{femelle} de 0,28 (0,25–0,30) et 0,29 (0,27–0,31) respectivement. M_{mle} est resté fixe pour ces modèles, à 0,35. La figure 46 montre que le modèle est sensible au paramètre de mortalité naturelle des femelles, car les trajectoires de biomasse absolue et les estimations de B_0 sont gonflées. Les estimations sont très différentes de la valeur fixe de 0,20, ce qui provoque cet effet d'échelle. Si la mortalité des femelles est plus élevée, le modèle doit ajuster le point de départ (B_0) à la hausse afin d'ajuster tous les paramètres, y compris les indices, à la baisse de la biomasse en 2019 (figure 14).

Les modèles de sensibilité qui estiment M_{male} avec des a priori étroits et larges ont produit des estimations de 0,24 (0,21–0,28) et 0,23 (0,20–0,26) respectivement. Ces estimations sont également très différentes des valeurs fixes du paramètre (0,35). Cependant, les mâles ne représentent que NA% de la biomasse du stock reproducteur et la sélectivité estimée des mâles est généralement plus à droite de la maturité que celle des femelles (Figure 27). Cela implique que les mâles retirés du stock auront un impact global plus faible sur la biomasse du stock, étant donné qu'il n'y a pas autant de poissons mâles plus âgés dans le stock à capturer, et que la sélectivité est plus élevée pour ces poissons moins nombreux. Le manque de mâles plus âgés est visible dans les données relatives à la longueur et à l'âge (figures A.1 et A.2).

Ce modèle est sensible aux valeurs de mortalité naturelle, qu'elles soient fixes ou estimées. Le modèle de base utilise les valeurs fixes utilisées par plusieurs juridictions voisines (Spies et al. 2017, 2019; Spies et W. 2019; Shotwell et al. 2020, 2021).

2.5.4. Modifier les paramètres de capturabilité

Les paramètres de capturabilité sont $\ln(q_k)$ où k est l'engin, un pour chaque flottille de chalutage et indice d'enquête (Chalutiers congélateurs, Bord de mer, Synoptique DRC, multi-espèces DH, Synoptique DH, Synoptique COIV, CPUE des rejets). Ces paramètres ont un a priori normal associé avec une moyenne logarithmique et un écart-type définis dans les fichiers de contrôle ISCAM. Dans le modèle de base, ces paramètres sont respectivement $\ln(0, 5)$ et 1, 0.

Deux modèles de sensibilité ont été exécutés afin de tester l'influence des prières pour $\ln(q_k)$. Dans le premier, les moyennes pour tous les engins ont été augmentées de $\ln(0, 5)$ à $\ln(1, 0)$, et le SD est resté à 1, 0. Dans le second, l'a priori a été élargi en fixant l'écart-type pour tous les engrenages à 1, 0. Les moyennes pour ce modèle sont restées à $\ln(0, 5)$.

La biomasse absolue et relative était presque identique au modèle de base pour ces modèles (figures 48 et 49). Les estimations de la capturabilité étaient également presque identiques entre ces modèles et le modèle de base (figure 50).

2.5.5. Fixer des sélectivités égales à la maturité

Cette sensibilité est apparue lors du cycle Évaluation de 2015, où l'on a constaté que les courbes de sélectivité estimées étaient toutes à droite de l'ogive de maturité (Figure 17, Grandin et Forrest 2017). De ce fait, la valeur de F_{MSY} était très élevée et donnait essentiellement à penser qu'un nombre illimité de captures pouvait être effectué sans affecter le stock. Nous le répétons ici, car la même situation s'est produite avec le modèle de base actuel et pour comparer ce modèle avec le modèle à sexe unique de la Évaluation de 2015.

Pour cette structure de modèle, les estimations absolues de biomasse et de B_0 sont beaucoup plus importantes que pour le modèle de base (Figure 51). La médiane de la valeur postérieure de B_0 a été estimée à 356 000 t avec un IC large de 231–529 (width 298) mille t. À titre de comparaison, le modèle de base avait une estimation de B_0 de 184 000 t avec un IC de 128–264 (width 136) mille t. La trajectoire de la biomasse absolue est également élevée, de sorte que la biomasse relative est supérieure à celle du modèle de base (Figure 52). Les ajustements de l'indice reflètent tous cela, puisqu'ils montrent tous un aller simple vers le bas (Figure 54).

La biomasse vulnérable de ce modèle est nettement plus élevée que celle du modèle de base (figure 53), et exactement égale pour les deux flottes (l'une chevauche l'autre, ce qui n'est pas visible sur la figure). Cela est dû au fait que la sélectivité est exactement la même pour les deux flottes, et non pas au fait qu'elles sont égales à la maturité. Le rapport entre la somme des biomasses vulnérables des deux flottes et la biomasse de frai est 2,00. Pour le modèle de base, ce rapport est 1,22. En déplaçant la sélectivité vers la gauche, on augmente la biomasse vulnérable par rapport à la biomasse reproductrice.

2.5.6. Utilisation de la sélectivité TV pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte

Afin d'améliorer l'ajustement de l'indice Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte (Figure 14), nous avons implémenté une sélectivité variable dans le temps dans ISCAM et avons exécuté le modèle avec le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte ayant trois blocs de sélectivité, 2003–2010, 2011–2016, et 2017–2021. Nous avons essayé de nombreuses combinaisons du nombre de blocs de sélectivité et de l'étendue de chaque bloc, et c'est cette combinaison particulière qui s'est le mieux adaptée aux données.

Les trajectoires de la biomasse absolue et relative montrent toutes deux une valeur inférieure en 2022 à celle du modèle de base (figures 51 et 52). L'ajustement de l'indice était globalement meilleur que pour le modèle de base, en particulier dans la dernière partie de la série (figure 54).

L'amélioration de l'ajustement de l'indice QCS était l'objectif de cette exécution du modèle, mais elle s'est faite aux dépens de mauvaises estimations de la sélectivité. Les estimations de la sélectivité pour les blocs de trois ans sont présentées dans la figure 55. La sélectivité masculine pour les premières années (panneau de gauche) est très à droite, bien plus loin que les sélectivités invariantes dans le temps du modèle de base (figure 27). Les deux autres périodes présentent des estimations encore plus déraisonnables de la sélectivité, ce qui rend ce modèle inutilisable pour toute forme de conseil.

Il y avait également une certaine autocorrélation dans les échantillons MCMC pour les paramètres de sélectivité Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte dans ce modèle (Figure 56) et les tracés pour ces paramètres ne sont pas adéquats pour une inférence valide (Figure 57).

2.5.7. Utilisation d'indices d'enquête calculés à l'aide de la modélisation géostatistique

Ce cas de sensibilité implique le remplacement des données d'index pour les trois enquêtes synoptiques (Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, Étude synoptique du détroit d'Hécate, et Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver). Ces données sont calculées à l'aide d'un estimateur standard dans le modèle de base. Ici, elles ont été remplacées par des indices basés sur la géostatistique (annexe D). La biomasse absolue et relative est similaire au modèle de base, avec une estimation légèrement plus élevée de B_0 et une trajectoire de biomasse absolue légèrement plus élevée (Figures 58 et 59).

L'ajustement de l'indice est présenté dans la figure 60. L'ajustement de l'indice basé sur la géostatistique est approximativement équivalent visuellement à l'ajustement de l'indice dans le modèle de base (Figure 14) mais ils ne sont pas montrés sur le même graphique ensemble en raison des indices de base qui sont différents.

2.5.8. Suppression de l'indice de RCPUE de rejets du modèle

Nous avons testé l'impact de la suppression de l'indice de CPUE des rejets. La trajectoire de la biomasse relative est restée similaire, avec seulement une légère augmentation de la biomasse de fin d'année et une biomasse relative globale légèrement inférieure (Figure 62). Les ajustements pour les indices de l'enquête n'ont montré que des écarts mineurs par rapport aux ajustements du modèle de base (Figure 63).

2.5.9. Modification de l'ogive de maturité

plie à grande bouche frayent pendant l'hiver et les enquêtes ont lieu pendant l'été. De nombreuses maturités enregistrées en été sont donc en phase de 'repos', ce qui peut être difficile à distinguer de l'immaturité. Il existe également une certaine ambiguïté dans la classification des poissons 'en développement' (codes 2 et 3 dans les codes de maturité du MPO pour les poissons plats).

La suppression des phases de 'développement' et de 'repos' de l'ogive de maturité a produit une ogive mieux ajustée (figure A.5) et a entraîné une biomasse absolue de l'année finale légèrement inférieure à celle du modèle de base, mais la même biomasse relative (figures 61 et 62). Cette maturité devrait être prise en compte dans le modèle de base de la prochaine évaluation. Étant donné qu'elle n'a pas eu d'incidence qualitative sur les résultats et qu'elle a été élaborée à la suite de la réunion d'examen initiale, nous ne l'avons pas incluse dans le modèle de base pour la présente évaluation.

2.5.10. Fixation des sélectivités

Il y avait deux sensibilités pour lesquelles les sélectivités étaient fixées à la valeur estimée de la pêche côtière dans le modèle de base :

-
1. Fixer la sélectivité de l'indice de Rejet CPUE des rejets à la sélectivité de la pêche à terre
 2. Fixer la sélectivité de toutes les enquêtes à la sélectivité de la pêche côtière

La fixation de la sélectivité de la Rejet CPUE des rejets a entraîné une biomasse absolue et relative légèrement inférieure pour la dernière année par rapport au modèle de base. Il n'y a pas eu de différences substantielles dans l'ajustement de l'indice.

La fixation des sélectivités de l'enquête a entraîné un changement important dans le modèle, avec une estimation B_0 beaucoup plus élevée (Figure 61) entraînant une forte réduction de la biomasse relative (Figure 62). On a également observé une forte augmentation de la biomasse à la fin de la série chronologique, ce qui implique une croissance exponentielle soudaine du stock, ce qui n'est pas réaliste. Les ajustements de l'indice étaient légèrement différents avec ce modèle, avec une estimation inférieure prononcée pour le Queen Charlotte Sound Synoptic Survey en 2010.

2.6. RETROSPECTIVE ANALYSES

Le modèle de base a été testé pour les modèles rétrospectifs. Pour ce faire, nous avons supprimé successivement toutes les données de capture, d'âge et d'indice pour une année à partir de la fin de la série temporelle dans les fichiers de données et nous avons réajusté le modèle. Nous avons tenté d'exécuter le modèle rétrospectif sur 10 ans, mais seules les 8 premières années ont convergé. Il est probable qu'en essayant de supprimer trop de données, nous avons obtenu trop peu de sources de données pour ce modèle à deux sexes et à deux flottes. C'est la raison pour laquelle l'Évaluation de 2015 a été paramétré comme un modèle à sexe unique.

Tous les modèles rétrospectifs ont été exécutés à l'aide de CMMC avec une longueur de chaîne de 10 000 000, une fréquence d'échantillonnage de 5 000, donnant 2 000 échantillons, qui ont ensuite été brûlés par 1 000, donnant un total de 1 000 échantillons retenus pour l'inférence. Il en va de même pour tous les autres modèles de cette évaluation.

Les figures 65 et 66 montrent la biomasse absolue pour le modèle de base par rapport aux modèles rétrospectifs. Après la soustraction des années en examinant les trajectoires, nous constatons que le modèle de -4 ans (se terminant en 2018) suit une trajectoire différente de celle des années suivantes (2019-aujourd'hui). Ceci est dû à la forte chute de biomasse observée en 2019 dans le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, le Étude synoptique du détroit d'Hécate, et le Indice de CPUE des rejets (Figure 14). Le modèle est très sensible à ces baisses d'indices, qui se produisent toutes la même année. Si cette évaluation avait eu lieu avant 2019 avec ce modèle, le résultat aurait été sensiblement différent de ce qu'il est aujourd'hui.

Les estimations B_0 sont également séparées en deux groupes distincts par le modèle de -4 ans, les estimations de 2019 à aujourd'hui étant plus faibles que celles d'avant 2019. Lorsque les trajectoires absolues sont divisées par ces valeurs B_0 , nous pouvons examiner les tendances relatives de la biomasse (figure 67). Les estimations élevées de B_0 pour les modèles antérieurs à 2019 poussent la biomasse relative vers le bas, ce qui donne l'impression d'un stock plus épuisé au cours des premières années par rapport aux modèles plus récents.

En comparant les estimations du recrutement (figures 68 et 69), la plupart semblent similaires entre les modèles ; cependant, il y a une aberration évidente - le recrutement de 2014 pour le modèle de 2014 (la ligne de -7 ans). Ceci est également visible dans la figure 21 de la Évaluation de 2015 (Grandin et Forrest (2017)). La cohorte de 2014 était très incertaine à l'époque avec les données disponibles, même avec le modèle unisexe. Les estimations de R_0 suivent le même regroupement que celui observé dans la figure de la biomasse absolue.

On observe une diminution de la mortalité par pêche pour les modèles antérieurs à 2019 (figure 70), ce qui correspond à la tendance à l'augmentation de la biomasse dans ces modèles.

Les ajustements aux indices d'abondance (figure 71) montrent une nette divergence pour les modèles antérieurs à 2019. Les résidus logarithmiques normalisés (figure 72) montrent que les indices de ces modèles ne s'ajustent ni mieux ni moins bien dans l'ensemble que les modèles postérieurs à 2019.

Afin de quantifier l'incertitude des modèles rétrospectifs, et donc le biais rétrospectif, la statistique ρ de Mohn a été calculée pour tous les modèles rétrospectifs 8 par rapport au modèle de base et s'élève à 0,099.

Hurtado-Ferro et al. (2015) suggère que le ρ de Mohn devrait se situer entre -0,15 et 0,2, qui sont les limites inférieures et supérieures des intervalles de simulation à 90 % pour le cas de base des poissons plats à longue durée de vie qu'ils ont examiné. Pour les espèces à plus courte durée de vie, ces valeurs sont -0,22 et 0,30. Étant donné que la valeur calculée de 0,099 se situe à l'intérieur des limites indiquées, nous pouvons affirmer que ce modèle ne présente aucune indication de schémas rétrospectifs ou de biais.

3. RECOMMANDATIONS ET OPTIONS DE RENDEMENT

3.1. TAUX DE PRÉLÈVEMENT DE RÉFÉRENCE

Comme indiqué à la section 2.3.3, le taux de prélèvement de référence a été calculé comme la quantité de capture constante prélevée chaque année à long terme pour amener la biomasse reproductrice relative à $0,4B_0$. La capture annuelle à long terme calculée était 4 406 t. Le tableau 14 donne les valeurs, y compris les valeurs associées de mortalité par pêche instantanée et de taux d'exploitation annuel.

3.2. PROJECTIONS ET TABLE DE DÉCISION

Les projections ont été réalisées 4 ans à l'avance avec des niveaux de capture constants alternatifs allant de 0 à 15 000 t par incréments de 1 000 t pour les années 2022–2024. Les écarts logarithmiques de recrutement projetés pour les années 2022–2024 ont été tirés au hasard avec remplacement à partir des écarts estimés pour la période 2010-2019 (en omettant les écarts mal estimés pour les années 2020 et 2021).

La trajectoire projetée de la biomasse relative (médianes des postérieures avec IC à 95 %) et une vue rapprochée de celle-ci sont présentées dans les figures 73 et 74 respectivement. L'IC à 95 % de la trajectoire est d'autant plus grand que les projections sont éloignées dans le temps. Si l'on prend l'exemple d'une capture de 10 000 tonnes en 2024, l'IC à 95 % pour la biomasse de 2025 s'étend de 0,173 à 0,571, ce qui représente une fourchette de 0,397. Cela représente presque le double de la différence entre la RSS et le PRL (0,2). La grande incertitude doit être prise en compte lors de l'évaluation de ces projections.

Les figures 75–78 montrent les médianes de la valeur postérieure, l'IC à 50 % et l'IC à 95 % pour la biomasse reproductrice relative dans les années projetées, pour chaque flux de capture appliqué. Les points de référence de la base B_0 sont également indiqués, ainsi qu'une ligne de référence pour $0,35B_0$. Ces figures donnent un autre aperçu des médianes et des incertitudes présentées dans la figure 73, mais chaque figure ne représente qu'une seule année projetée, de sorte que chaque postérieur peut être vu plus clairement.

Les estimations postérieures des points de référence et des repères sont fournies dans le tableau 7. Une table de décision est présentée, montrant les probabilités prédites d'états indésirables dans le cadre des niveaux de capture projetés (Tableau 15). Une mesure de

performance indésirable basée sur la biomasse est définie comme se produisant lorsque la biomasse reproductrice projetée est inférieure au point de référence, par exemple le ratio $B_{2023}/B_{\text{ReferencePoint}} < 1$. Les probabilités dans les tables de décision sont mesurées comme la proportion d'échantillons postérieurs qui répondent aux critères ci-dessus.

Comme le montre le tableau 15, la probabilité prédite par le modèle que la biomasse de frai relative 2023 soit inférieure à la biomasse de frai relative 2022 était comprise entre 0,044 et 0 t de capture à 0,977 sous 15 000 t de capture. La prise qui est la plus proche de la probabilité de 0,5 que la biomasse diminue de 2022 à 2023 tout en restant en dessous de 0,5 est 3 000 t, à une probabilité de 0,418.

La probabilité d'être en dessous de la RSS de $0,4B_0$ était de 0,543 à 0,892 sur la gamme des niveaux de capture considérés ; la probabilité d'être en dessous du PRL de $0,2B_0$ pour la même gamme de capture était de 0,000 à 0,006.

Tous les niveaux de capture, y compris zéro, avaient une probabilité supérieure à 0,5 que la biomasse 2023 soit inférieure au point de référence $0,4B_0$.

3.3. SOURCES D'INCERTITUDE ET RECHERCHES FUTURES

Comme pour toutes les évaluations de stocks, les avis présentés dans le présent document comportent deux grands types d'incertitude :

1. Incertitude dans les estimations des paramètres du modèle dans l'évaluation
2. Incertitude structurelle découlant de processus et de données qui n'ont pas été inclus dans l'évaluation.

Le premier type d'incertitude, l'incertitude des paramètres, est présenté en termes d'intervalles crédibles postérieurs pour les paramètres et les variables d'état telles que la biomasse, le recrutement et la mortalité par pêche. Cette incertitude a été prise en compte dans les tables de décision et a été explorée plus avant à l'aide d'analyses de sensibilité.

L'ampleur des captures et des rejets avant 1996 est une source majeure d'incertitude structurelle dans cette évaluation. Comme indiqué à la section 2.1.2, toutes les données de capture antérieures à 1996 ont été omises de cette évaluation sur recommandation des conseillers du secteur et du groupe de travail technique, comme cela a été fait dans le cas de l'Évaluation de 2015. On sait que le plie à grande bouche a été rejeté en mer en grandes quantités en raison de la protéolyse de la chair si les captures n'étaient pas débarquées et congelées rapidement après la capture. Les applications d'estimateurs de ratios ou de modèles pour estimer les taux de rejets historiques ont été rejetées en tant qu'outils analytiques en raison des rejets de traits entiers et des changements de comportement en matière de rejets au fil du temps.

La structure du stock de plie à grande bouche est mal comprise en Colombie-Britannique. Plusieurs approches sont disponibles pour améliorer la compréhension de la structure du stock, y compris l'analyse génétique, l'analyse de la microchimie des otolithes et l'analyse des traits du cycle de vie tels que la croissance et la maturité. plie à grande bouche est géré comme un stock couvrant l'ensemble de la côte. S'il existe des stocks distincts dans les eaux de la CB, le fait de prélever une grande partie du TAC dans une zone peut présenter des risques. En particulier, le déclin moins prononcé du Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte par rapport aux déclins observés dans les autres indices d'enquête soulève des questions sur la structure du stock.

Le modèle d'évaluation a été en mesure de s'adapter à tous les indices d'abondance, à l'exception peut-être du Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte. Bien que l'indice ait diminué depuis 2015 (et en particulier en 2021 après les premières réunions du groupe de travail technique), le déclin a été un peu moins prononcé que pour les autres enquêtes ou le Indice de CPUE des rejets. Nous avons tenté de mieux ajuster le Enquête

synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte avec une sélectivité variable dans le temps spécifique à l'enquête, mais nous n'avons pas été en mesure d'obtenir des estimations satisfaisantes de la sélectivité et des diagnostics MCMC sur ce modèle et nous avons donc utilisé une sélectivité invariante dans le temps dans le modèle de base. Il est possible que le détroit de la Reine-Charlotte représente une zone d'alevinage pour les plie à grande bouche ou que des facteurs affectant la distribution locale ou les mouvements (tels que les conditions environnementales) aient entraîné un modèle d'indice modérément différent dans l'Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte par rapport aux autres relevés. Dans l'ensemble, la concordance entre l'étude synoptique 'cousue' sur l'ensemble de la côte et le Indice de CPUE des rejets nous permet de croire que les deux sources de données capturent la dynamique sous-jacente de la biomasse.

Nous suggérons que les recherches futures envisagent l'utilisation de l'indice géostatistique 'recousu' pour l'ensemble du stock en remplacement de la prise en compte de chacune des campagnes synoptiques comme des échantillons indépendants du même stock global (parfois avec des sélectivités différentes). Les données distinctes sur la composition par âge nous ont empêchés de le faire dans cette évaluation, mais les recherches futures pourraient envisager l'impact de la prise en compte de ces données sur la composition comme des échantillons indépendants du même stock global (peut-être avec une expansion de la zone et de la densité) ou de la normalisation de ces données avec un modèle géostatistique multivarié similaire.

La relation entre l'ADN et la zone spatiale est inconnue pour plie à grande bouche. À l'avenir, il est recommandé de réaliser une étude génétique pour déterminer les différences entre les plie à grande bouche trouvés dans le détroit de Géorgie, le détroit de la Reine-Charlotte, le détroit d'Hécate et la COIV.

Il n'y a pas de structures d'âge échantillonnées par les flottes commerciales à partir de 2020. Cela n'aurait eu qu'un effet minime sur cette évaluation étant donné que la dernière année de données était 2021. Toutefois, cela pourrait avoir un impact de plus en plus important sur l'évaluation en termes d'estimation de la sélectivité, du recrutement et du suivi des cohortes d'âge dans les données de composition. Des analyses rétrospectives pourraient être menées en excluant les données commerciales existantes sur l'âge afin d'évaluer partiellement cet impact. Des analyses de simulation, comprenant éventuellement une simulation en boucle fermée, pourraient également évaluer cet impact. Cependant, nous pensons qu'il est raisonnable de supposer qu'un certain niveau d'échantillonnage continu de la structure d'âge de la flotte commerciale sera important pour cette évaluation à l'avenir. Il est suggéré que la collecte de données sur la maturité à partir d'échantillons hivernaux (provenant de pêcheries commerciales ou d'enquêtes) pourrait aider à réconcilier la position des ogives de maturité en ce qui concerne les courbes de sélectivité, car cette espèce est un reproducteur hivernal alors que toutes les enquêtes structurées opèrent pendant les mois de printemps/été/automne. En outre, des travaux futurs pourraient étudier divers traitements du B0 dynamique (par exemple, Berger, A.M. (2019)).

Compte tenu des considérations écosystémiques de l'appendice F et de la biologie connue du plie à grande bouche, rien n'indique clairement que les conditions environnementales actuelles devraient modifier l'avis sur les captures dans cette évaluation. Les recherches futures pourraient évaluer l'incorporation de variables environnementales dans l'avis sur le stock de plie à grande bouche de manière plus explicite. Le mécanisme à mettre en œuvre n'est pas clair, bien que des options puissent inclure l'établissement d'un lien entre les indices environnementaux et les processus de mortalité naturelle ou de recrutement (par exemple, Stock et Miller 2021). D'autres options pourraient inclure l'ajustement de la mortalité par pêche cible sur la base de la modélisation de l'écosystème (Howell et al. 2021) ou par le biais d'une simulation en boucle fermée qui vise à trouver des procédures de gestion qui sont robustes

aux incertitudes sur les conditions environnementales futures (par exemple, Anderson et al. 2020).

Étant donné que le stock est estimé légèrement en dessous de la RSS dans le modèle de base et proche du PRL dans un modèle de sensibilité avec une plus grande variation du recrutement, ainsi qu'une biomasse estimée du stock reproducteur en baisse, des indices de relevés en baisse et un recrutement estimé en baisse, il est suggéré que cette évaluation du stock soit mise à jour avec de nouvelles données sur un intervalle relativement court. Nous suggérons un intervalle approprié de deux ans, une fois qu'une étude supplémentaire aura été réalisée pour chaque sous-région et que de nouveaux échantillons biologiques commerciaux seront, espérons-le, disponibles pour le vieillissement.

L'erreur de vieillissement n'a pas été utilisée pour cette évaluation. Il est recommandé d'inclure une matrice d'erreur de vieillissement dans le modèle d'évaluation, afin de déterminer la sensibilité du modèle à l'erreur de vieillissement.

La sélectivité est un problème dans cette évaluation, et un facteur contributif pourrait être l'évolution de la capturabilité dans le temps. Il est recommandé d'étudier la variabilité temporelle de la capturabilité dans les évaluations futures si le cadre du modèle le permet.

Il est recommandé de procéder à un examen plus détaillé de la variance du recrutement et des hypothèses de biomasse initiale dans les évaluations futures. Cela inclut les hypothèses de recrutement pour les années de projection.

4. REMERCIEMENTS

Nous remercions les membres du groupe de travail technique plie à grande bouche (Robyn Forrest, Rowan Haigh, Paul Starr, Diedre Finn, Rob Tadey, Bruce Turris et Brian Mose) pour leurs précieux conseils et leurs idées tout au long de ce projet. Nous remercions les membres du laboratoire de sclérochronologie de la Station biologique du Pacifique pour le traitement des otolithes de plie à grande bouche.

Nous remercions les évaluateurs pour leurs examens minutieux, qui ont permis de découvrir des problèmes structurels qui n'auraient pas été détectés autrement. Cela souligne l'importance d'un examen indépendant par les pairs dans le processus consultatif.

Nous remercions les participants aux réunions de révision du SCCS qui ont eu lieu les 19 et 20 octobre et le 5 décembre 2022 pour leurs commentaires et demandes studieux et réfléchis. Nous remercions Shannon Obradovich pour avoir présidé la réunion.

5. FIGURES

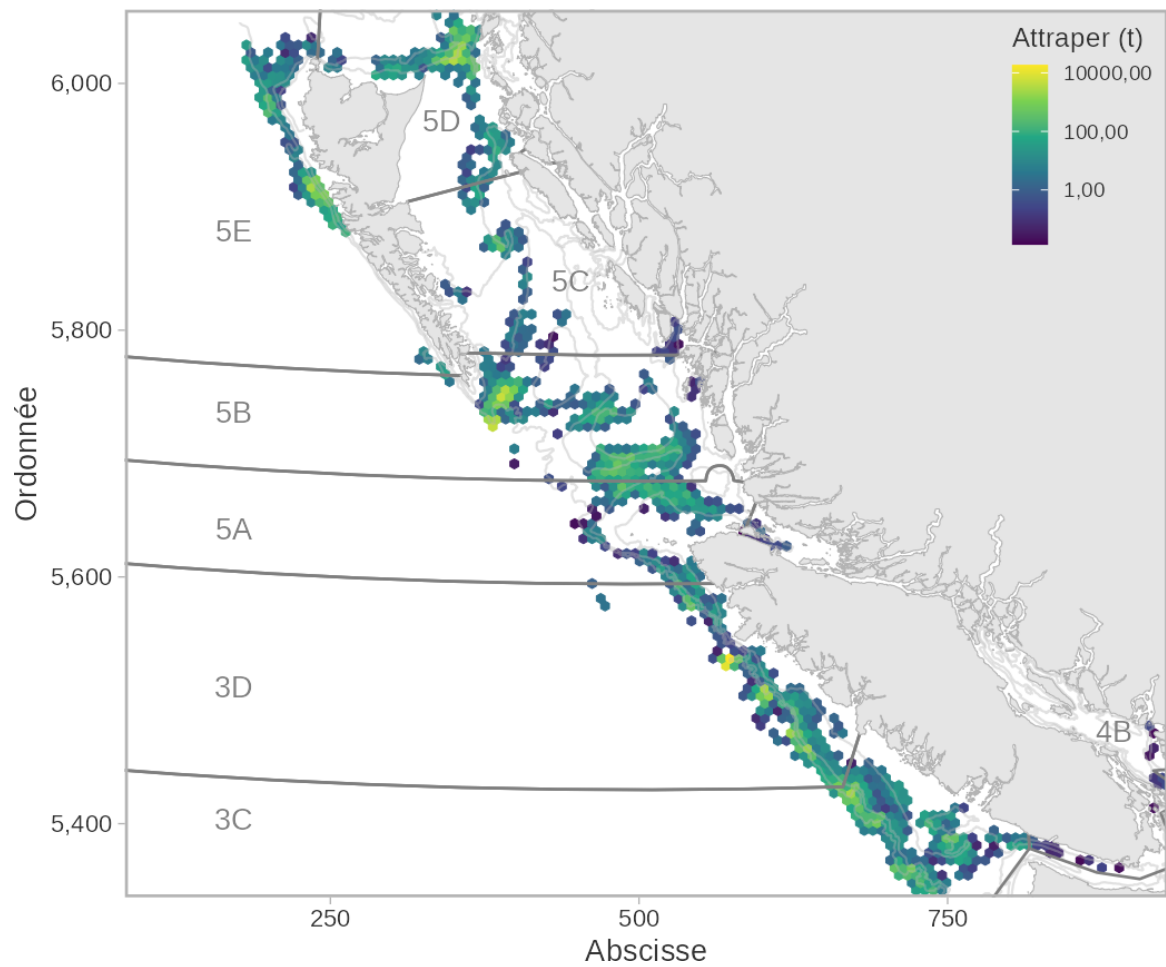


Figure 1. Distribution spatiale des captures commerciales de 1996 à 2021 pour plie à grande bouche. L'échelle des couleurs est transformée en log10. Les cellules ont une largeur de 7 km et ne sont représentées que dans les cas où il y a au moins 3 navires uniques dans une cellule donnée, afin de respecter les exigences en matière de confidentialité.

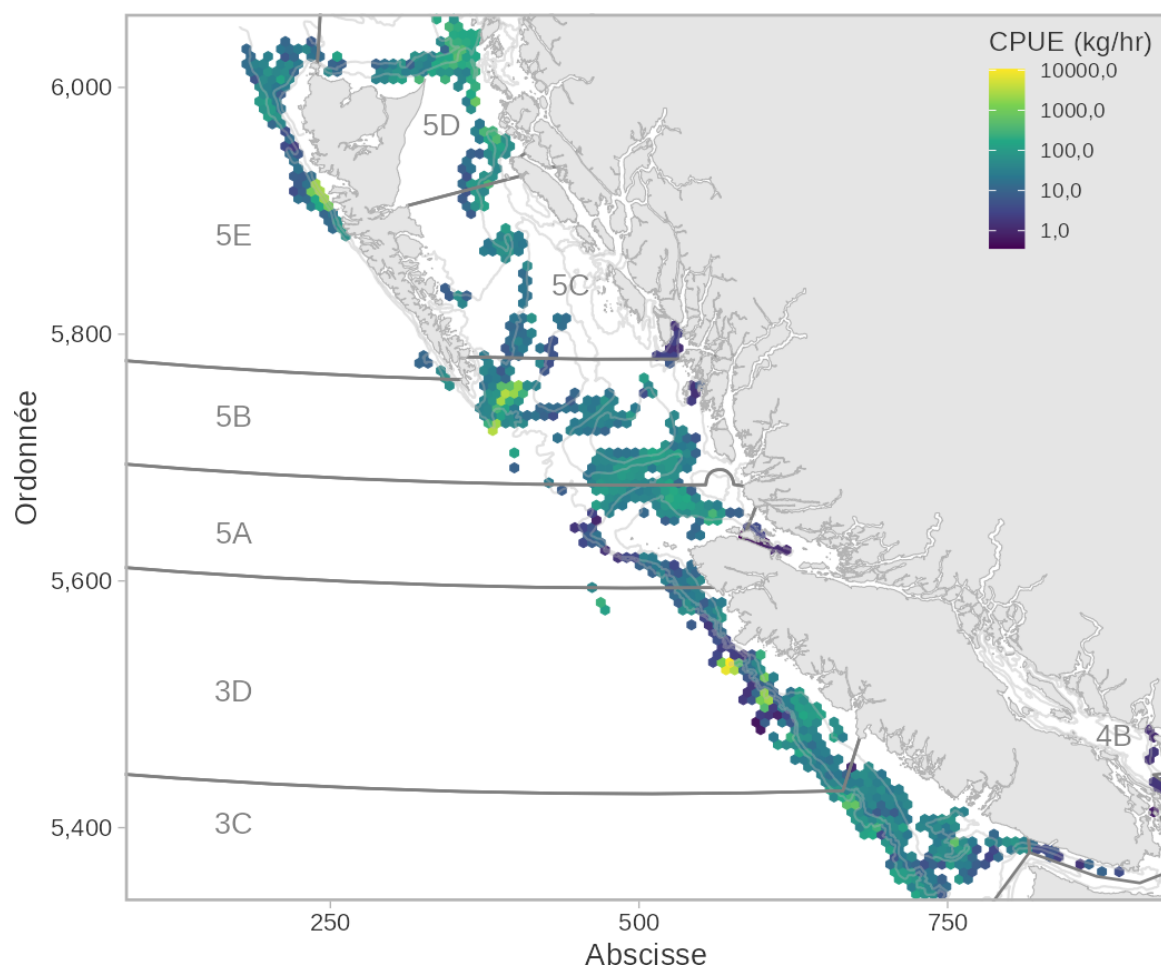


Figure 2. Distribution spatiale de la CPUE commerciale de 1996 à 2021 pour plie à grande bouche. L'échelle des couleurs est transformée en $\log_{10}$. Les cellules ont une largeur de 7 km et ne sont représentées que dans les cas où il y a au moins 3 navires uniques dans une cellule donnée afin de respecter les exigences en matière de protection de la vie privée.

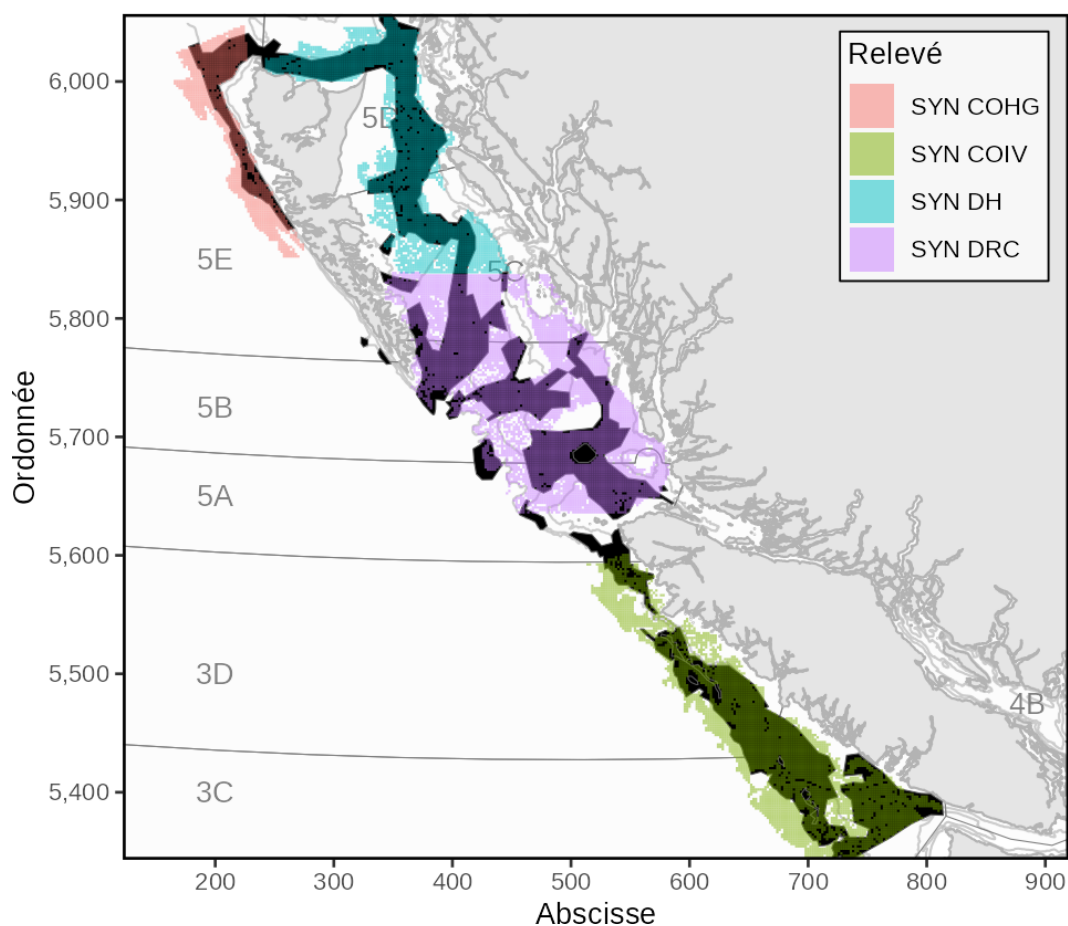


Figure 3. Couverture spatiale du secteur du chalutage commercial pour toutes les espèces (polygones noirs) superposée à la couverture des quatre enquêtes synoptiques (couleurs). Les enquêtes synoptiques sont représentées sous la forme d'une grille de blocs de 2 km x 2 km, qui représentent des 'blocs actifs' dans la conception de l'enquête. La présence d'un bloc sur cette figure ne signifie pas qu'il a fait l'objet d'une enquête, mais seulement qu'il fait partie de l'ensemble des blocs pouvant faire l'objet d'une enquête, conformément au plan d'enquête.

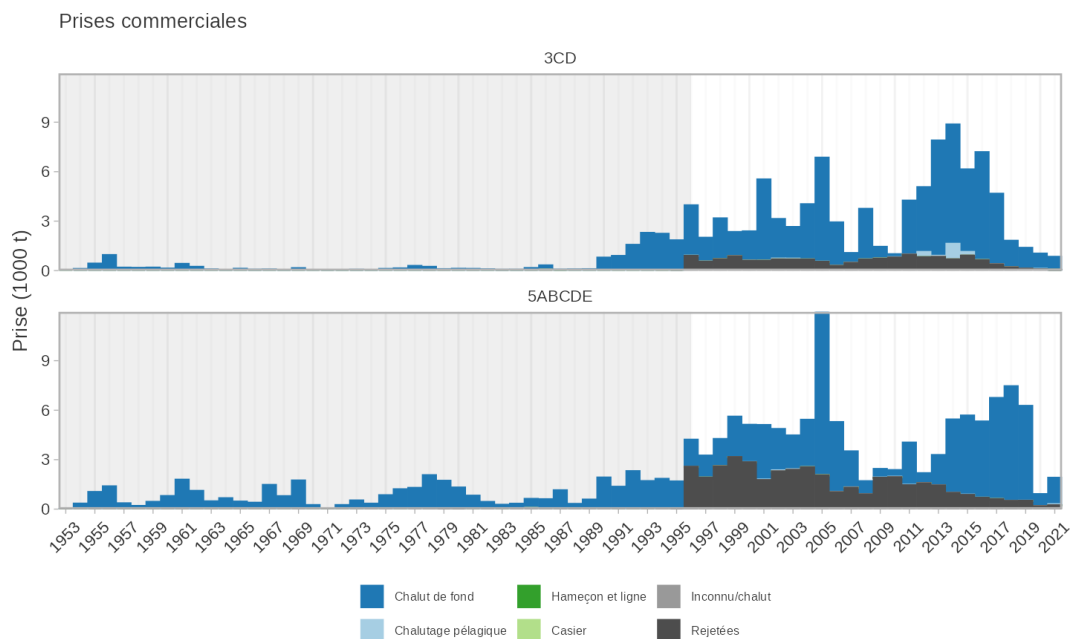


Figure 4. Prises commerciales de plie à grande bouche par zone et par type d'engin. Chaque année de capture commence le 21 février et se termine le 20 février. Par exemple, les captures de l'année 2005 correspondent à toutes les captures effectuées entre le 21 février 2005 et le 20 février 2006. La zone grise du début de la série chronologique jusqu'en 1996 indique que les données ne sont pas fiables. Au cours des années antérieures à 1996, de nombreux traits de plie à grande bouche ont été rejetés sans qu'aucun journal n'ait été tenu.

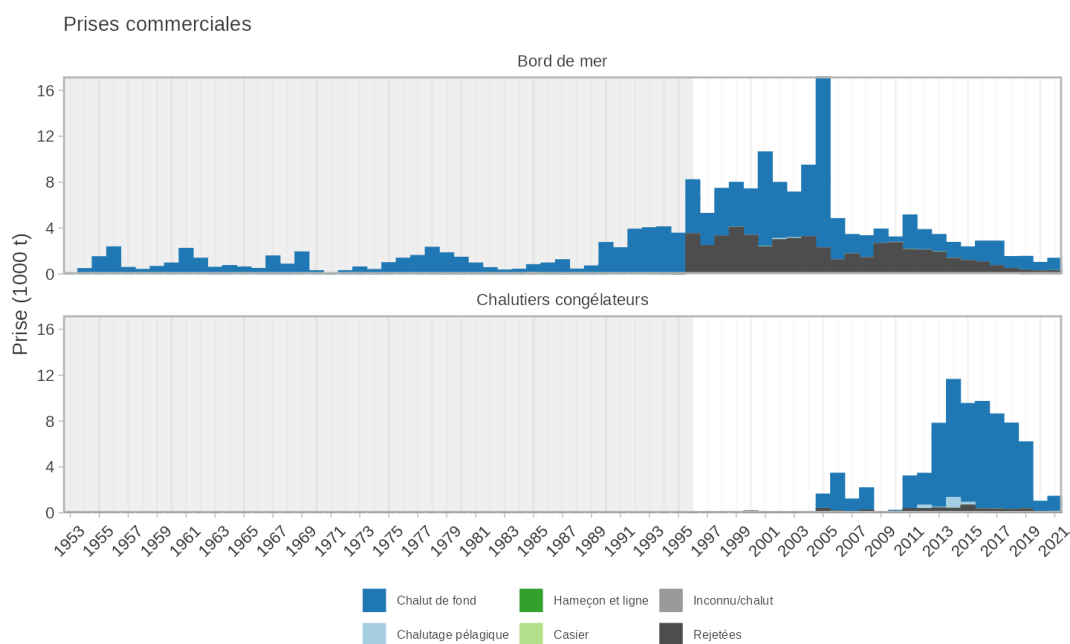


Figure 5. Prises commerciales de plie à grande bouche par flottille et par type d'engin. Chaque année de capture commence le 21 février et se termine le 20 février. Voir la figure précédente pour une explication de la zone grisée.

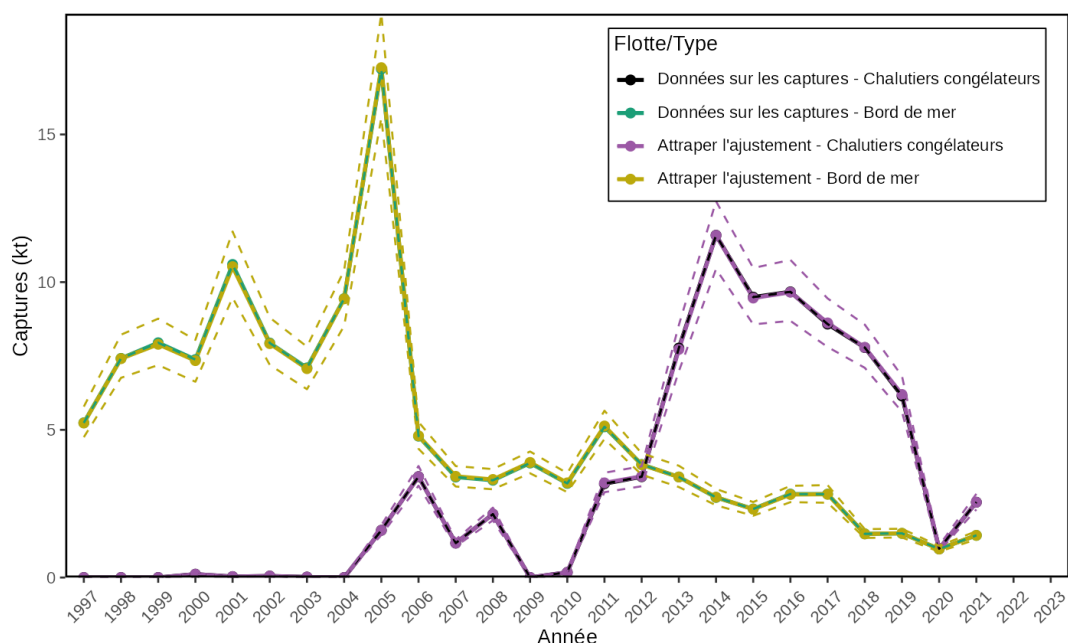


Figure 6. Prises prédites comparées aux données de prises observées pour les deux flottes commerciales utilisées dans le modèle. Les lignes pleines représentent soit les captures observées, soit la médiane des captures par flotte ; les lignes pointillées représentent l'IC à 95 % pour la postériorité des ajustements des captures.

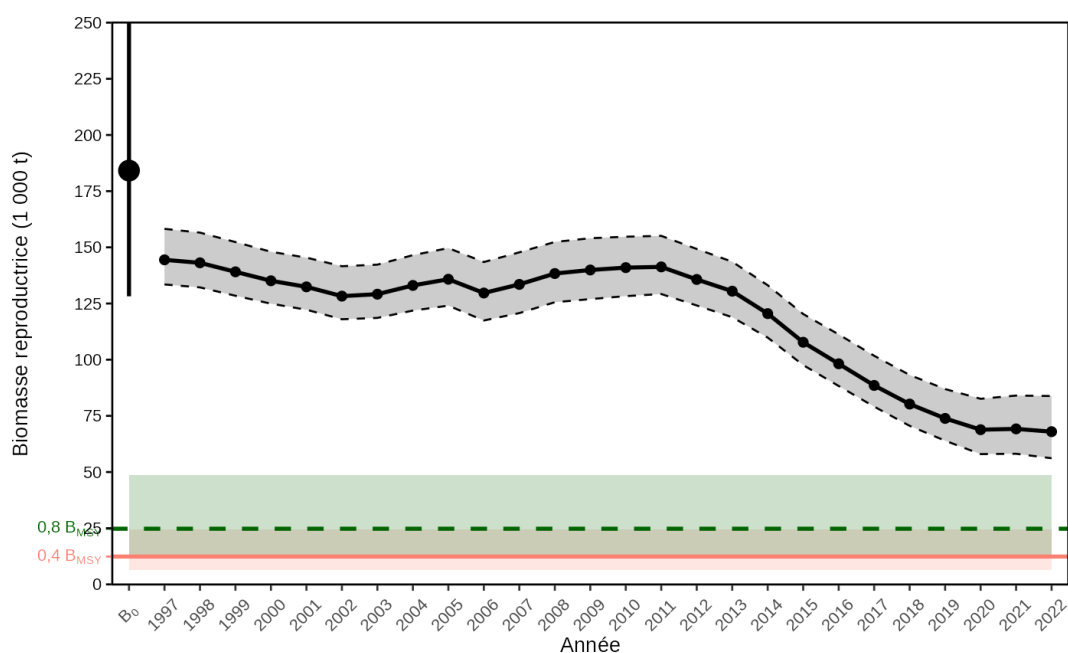


Figure 7. Biomasse de frai de plie à grande bouche pour le modèle de base avec les points de référence B_{MSY} . La ligne noire continue avec des points montre les médianes des postérieures, le ruban ombré encapsulé par des lignes en pointillés couvre l'IC à 95% pour les postérieures, le point à B_0 est l'estimation médiane de la biomasse non pêchée, et la ligne verticale au-dessus de ce point est l'IC à 95% pour ce paramètre. La partie supérieure de l'IC n'est pas montrée pour des raisons de clarté de la trajectoire, la médiane et l'IC pour B_0 sont ici 184, 128–264 (width 136) mille t. Les lignes du point de référence B_{MSY} sont montrées ici à titre de référence uniquement, il n'est pas conseillé de les utiliser dans la prise de décision pour ce stock. Voir la section 2.3 pour plus de détails.

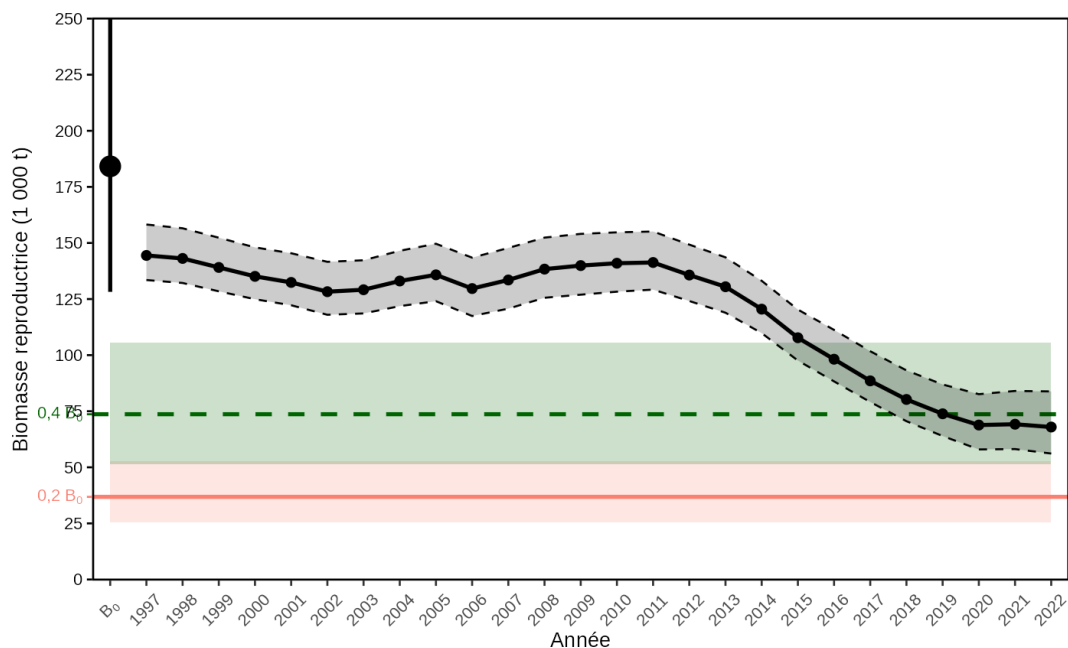


Figure 8. Biomasse de frai de plie à grande bouche pour le modèle de base avec des points de référence B_0 . Voir la figure 7 pour plus d'informations. La partie supérieure de l'IC n'est pas montrée pour des raisons de clarté de la trajectoire, la médiane et l'IC pour B_0 sont ici 184, 128–264 (width 136) mille t.

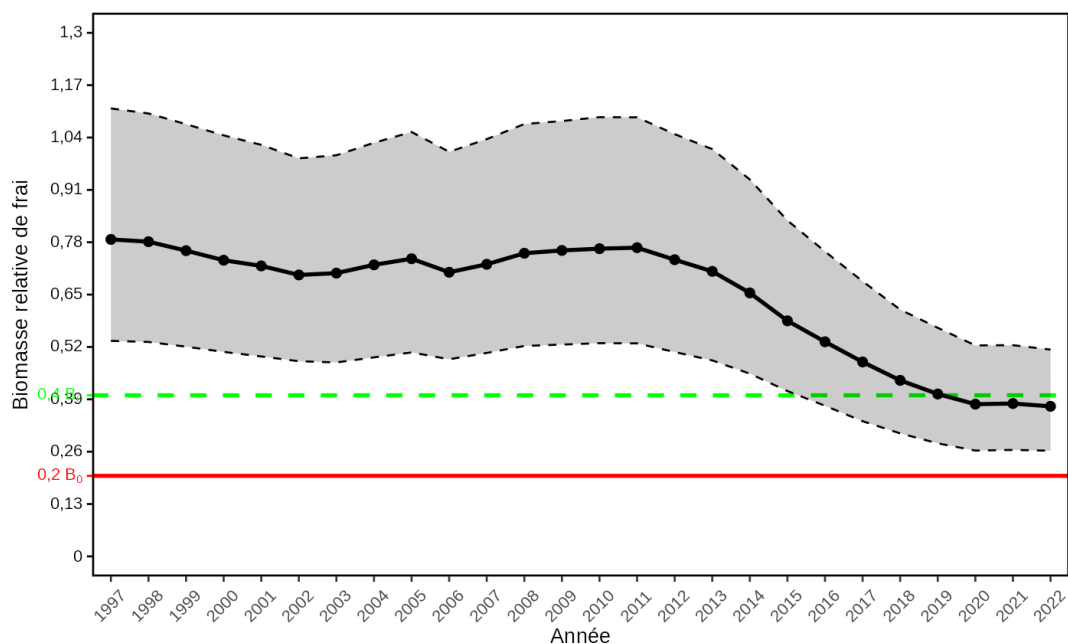


Figure 9. Biomasse reproductrice relative pour le modèle de base. La zone ombrée représente l'IC à 95 %. Les lignes horizontales indiquent les points de référence $0,2 B_0$ (ligne continue, rouge) et $0,4 B_0$ (ligne pointillée, verte). Étant donné que le ruban représente la biomasse reproductrice relative (épéuisement) et que les points de référence sont liés à B_0 , toute incertitude concernant le rapport entre la biomasse reproductrice et les points de référence est prise en compte dans le ruban et les points de référence sont représentés sous forme de valeurs ponctuelles.

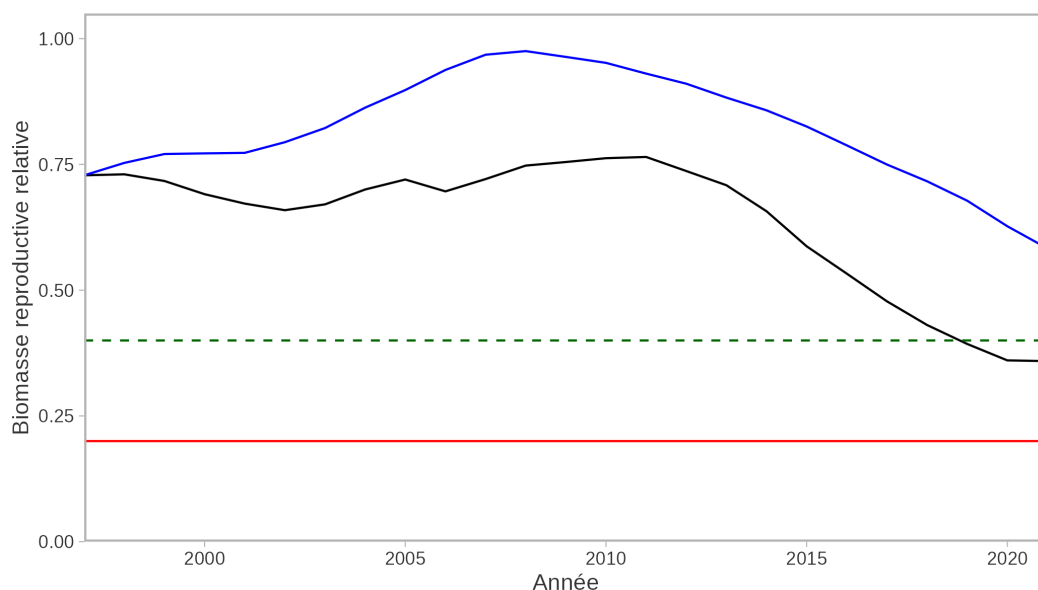


Figure 10. Biomasse de frai relative du modèle de base (ligne noire) comparée à la biomasse de frai relative du modèle de base calculée à l'aide d'un B_0 dynamique (bleu). La ligne noire n'est pas exactement égale à la ligne médiane de sortie du modèle ISCAM telle qu'elle apparaît dans la figure 9 parce que cette figure a été créée assez rapidement en utilisant un modèle mini-iscam pour émuler iSCAM dans R.

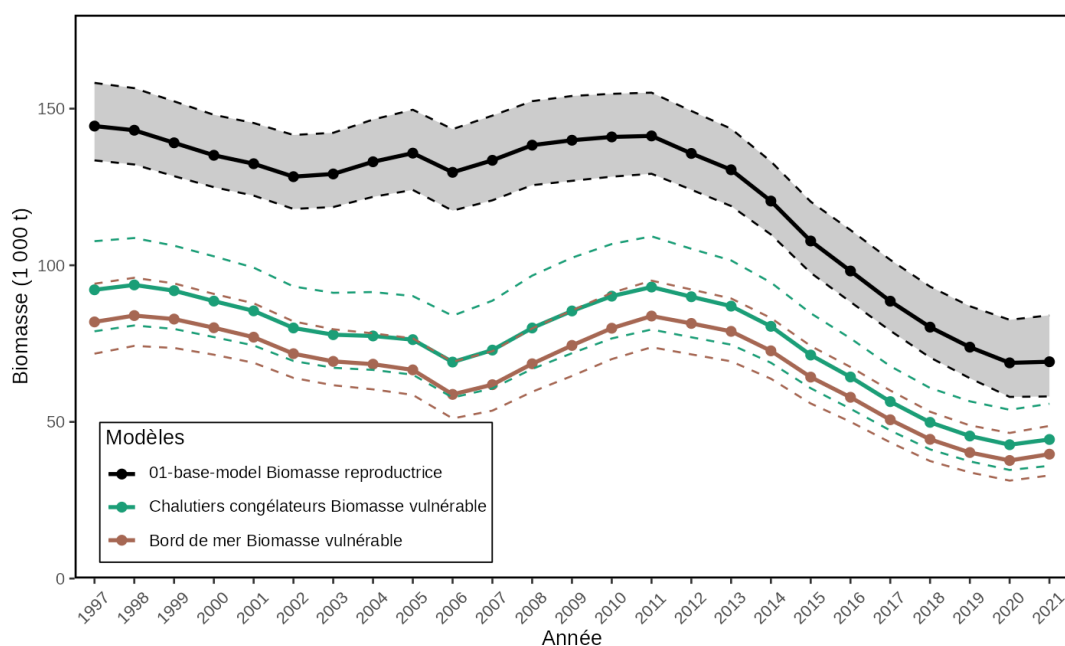


Figure 11. Biomasse reproductrice de plie à grande bouche pour le modèle de base comparée à la biomasse vulnérable pour les pêcheries au chalut pour le modèle de base. La biomasse reproductrice est en noir et son IC à 95 % est ombré. Les deux trajectoires de biomasse vulnérable ont leur IC à 95 % contenu dans les lignes pointillées de leurs couleurs respectives.

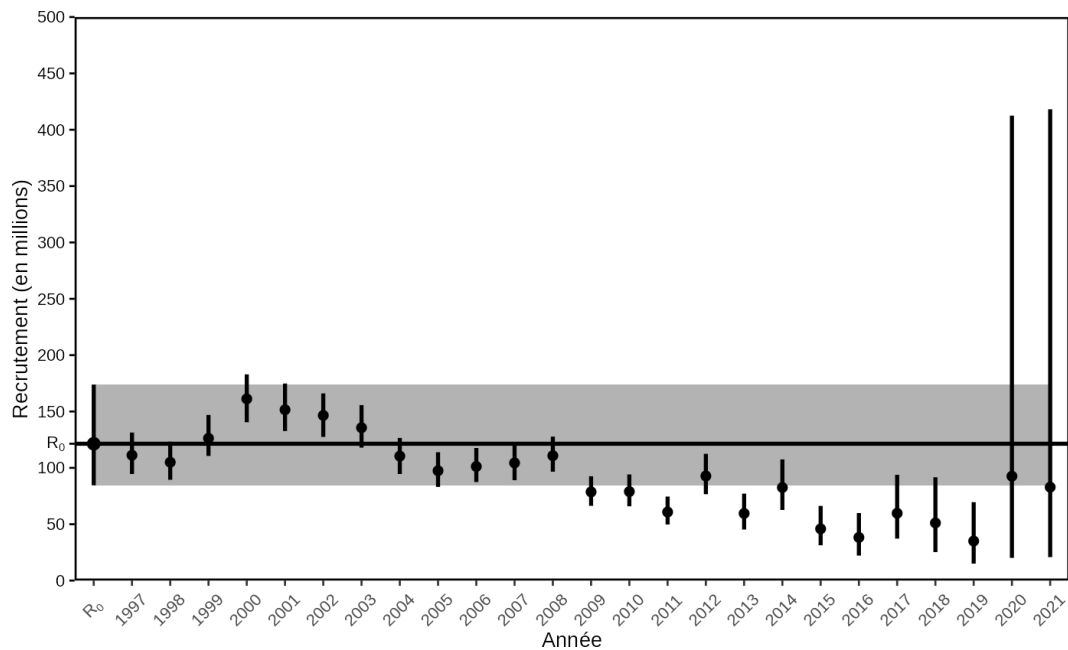


Figure 12. Recrutement de plie à grande bouche pour le modèle de base. Les points noirs sont les médianes des valeurs postérieures, les lignes noires verticales sont les IC à 95% des valeurs postérieures, le point à R_0 est l'estimation médiane du paramètre de recrutement initial R_0 , et la ligne verticale au-dessus de ce point et le ruban ombré à travers la série temporelle est l'IC à 95% pour R_0 .

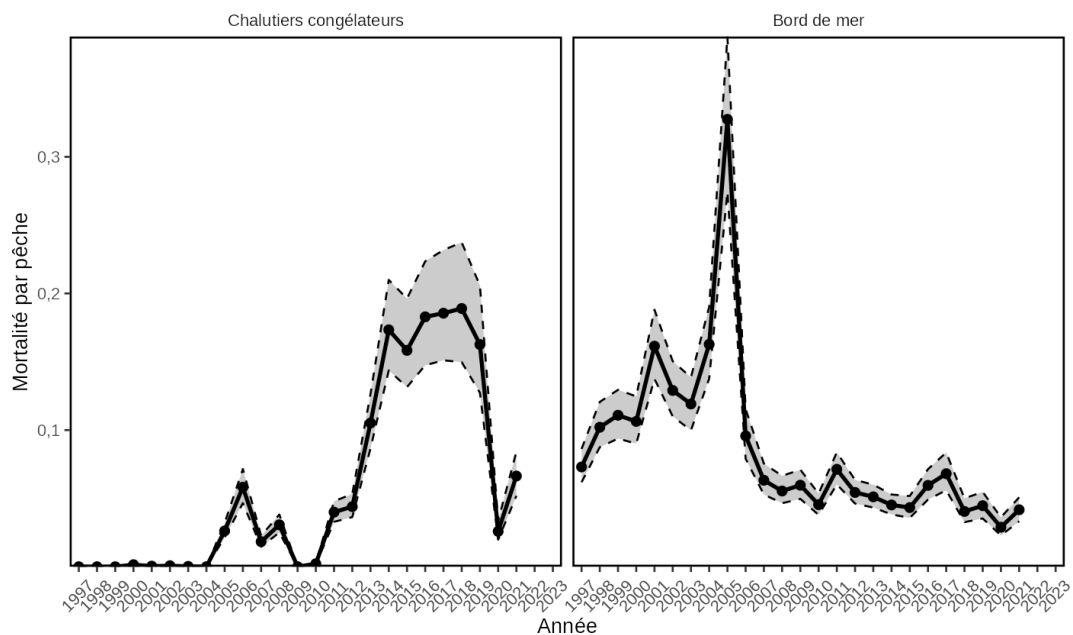


Figure 13. Mortalité par pêche pour le modèle de base pour les deux pêcheries au chalut pour les femelles uniquement. Les graphiques pour les mâles ne sont pas présentés, car ils sont identiques. La zone ombrée représente l'IC à 95 %.

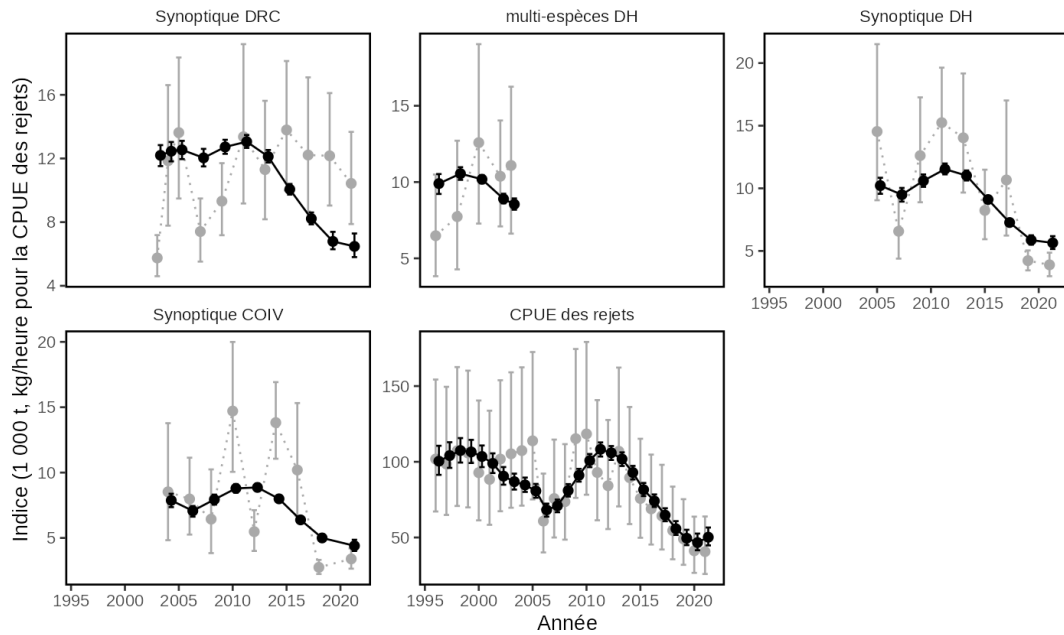


Figure 14. Ajustements de l'indice pour le modèle de base. Les points gris clair et les lignes verticales indiquent les valeurs de l'indice et les IC à 95 % ; les points noirs indiquent les médianes des valeurs postérieures ; les lignes verticales pleines noires indiquent les IC à 95 % des valeurs postérieures.

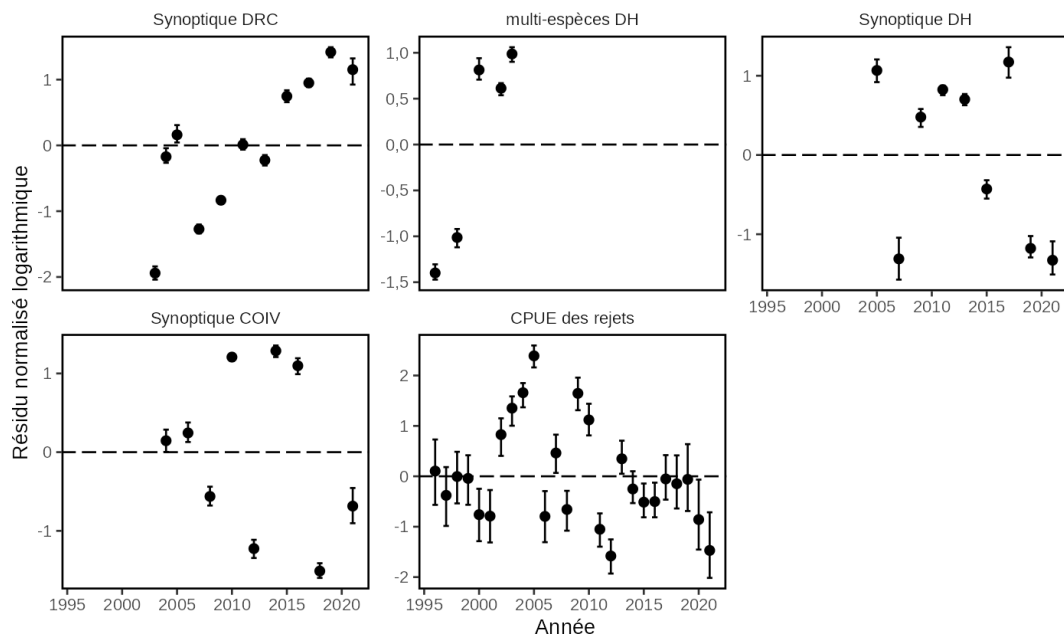


Figure 15. Index logarithmique des résidus normalisés. Les points représentent la médiane des postérités des paramètres $\epsilon_{k,t}$ dans ISCAM. Les lignes verticales représentent les IC à 95 % pour ces postérités.

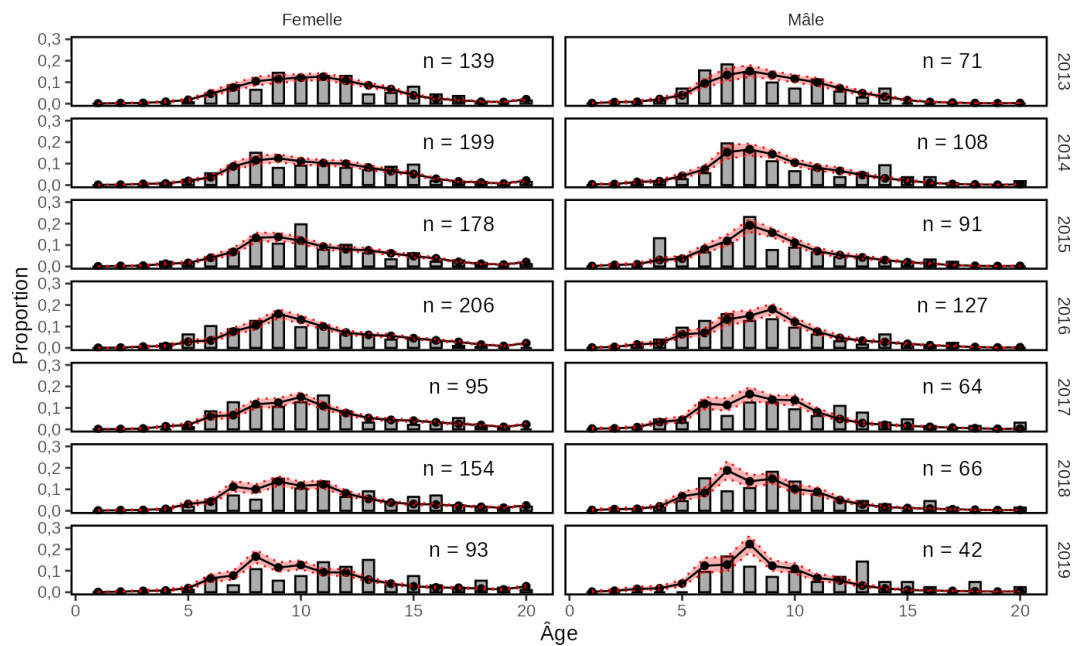


Figure 16. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour la flotte de chalutiers congélateurs. Les barres verticales représentent les points de données sur la composition par âge. La somme des valeurs des barres est égale à 1 pour chaque combinaison année/sexe. Les points noirs sont les médianes des postérieurs pour chaque âge. La zone ombrée en rouge avec des bords en pointillés représente les IC à 95 %. Les étiquettes des panneaux représentent le nombre total de spécimens (agregés par sexe) correspondant à l'année.

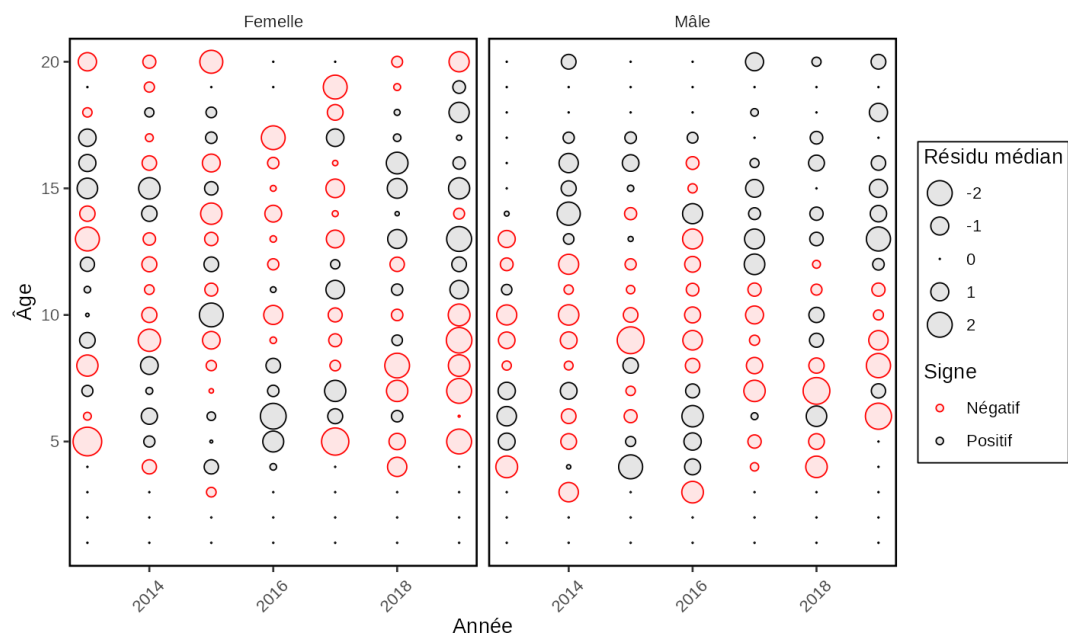


Figure 17. Résidus de Pearson pour les ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour la flotte de chalutiers congélateurs. Les bulles représentent la médiane de la postériorité pour les résidus de Pearson. Les bulles rouges correspondent à des résidus négatifs, les noires à des résidus positifs et les points à des résidus nuls.

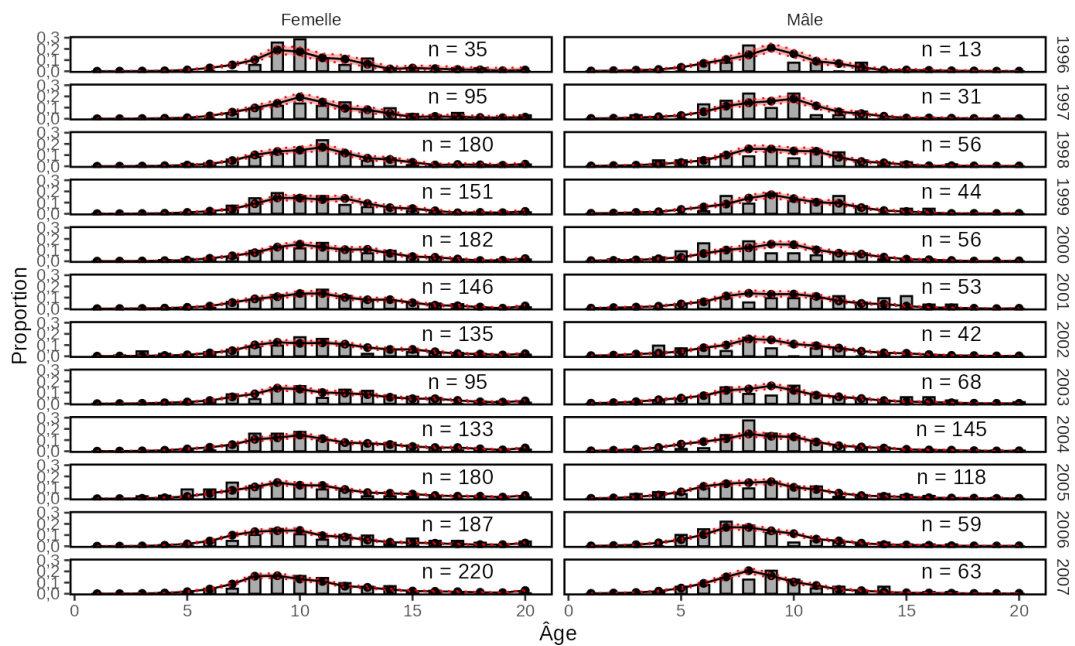


Figure 18. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour la flottille côtière de 1996 à 2007. Voir Figure 16 pour les détails du graphique.

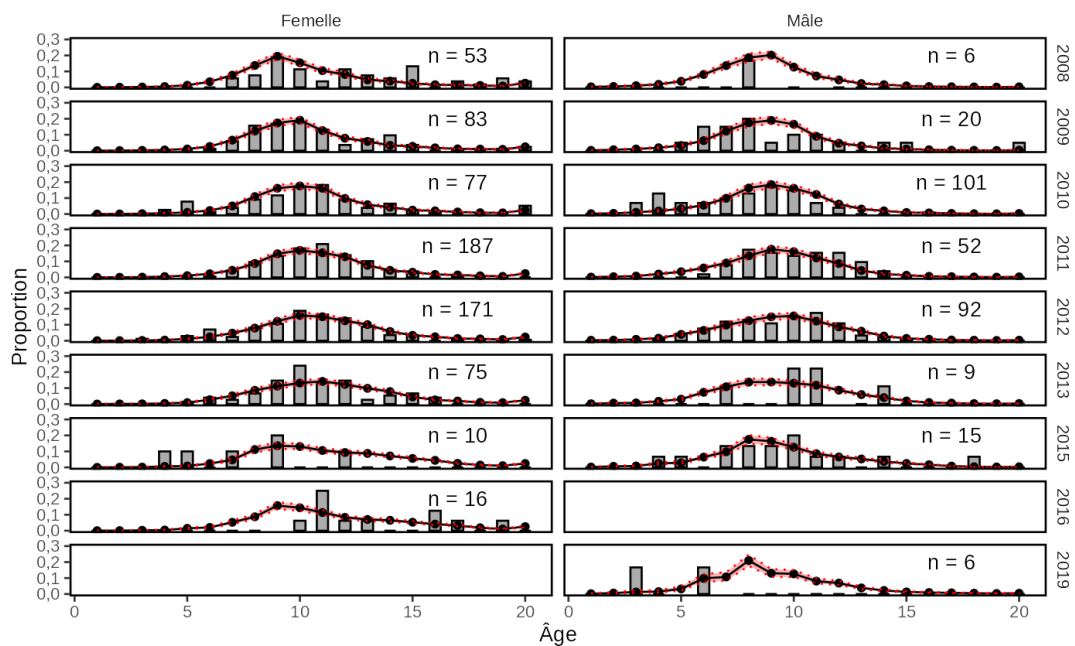


Figure 19. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour la flottille Shoreside de 2008–2019. Voir la Figure 16 pour les détails du tracé.

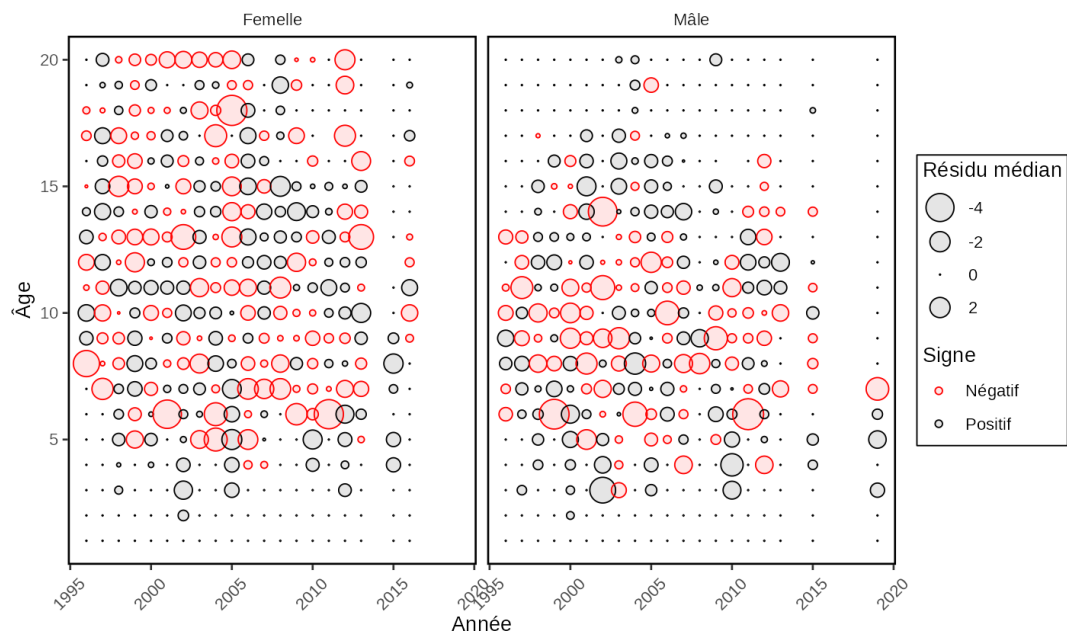


Figure 20. Résidus de Pearson pour les ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour la flotte côtière. Les bulles représentent la médiane de la postériorité pour les résidus de Pearson. Les bulles rouges correspondent à des résidus négatifs, les noires à des résidus positifs et les points à des résidus nuls.

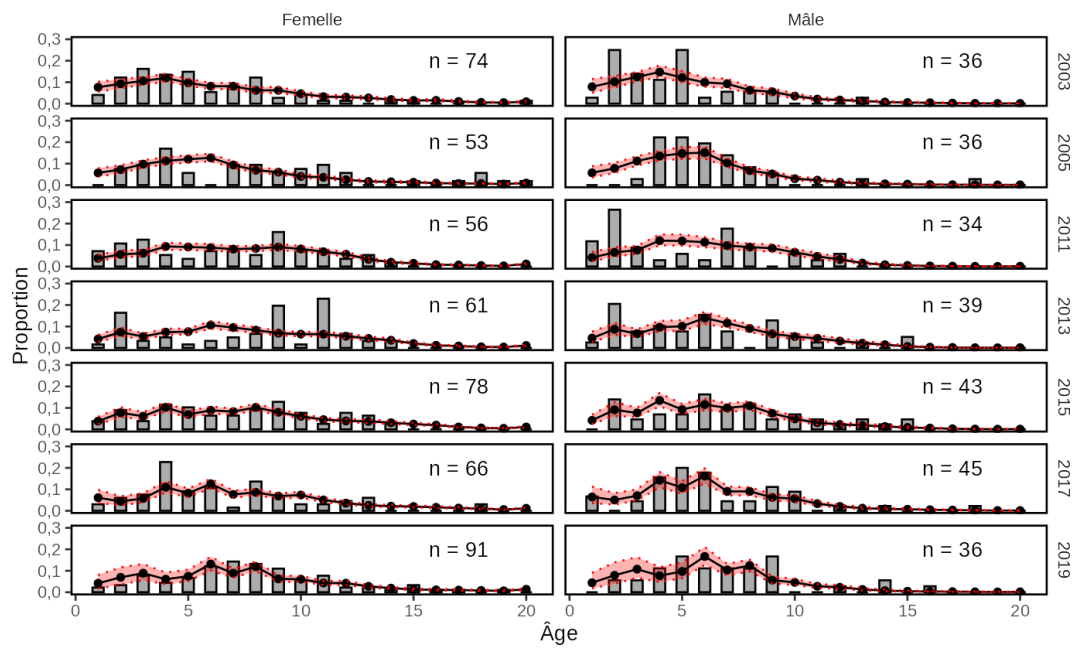


Figure 21. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte. Voir la figure 16 pour les détails du tracé.

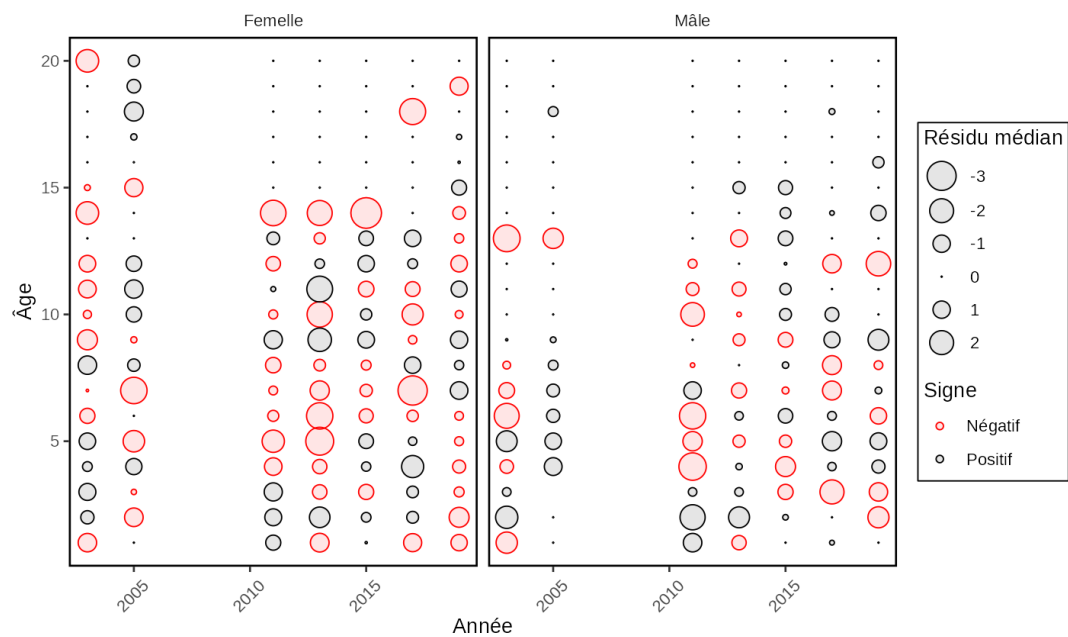


Figure 22. Résidus de Pearson pour les ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte. Les bulles représentent la médiane de la postériorité pour les résidus de Pearson. Les bulles rouges correspondent à des résidus négatifs, les noires à des résidus positifs et les points à des résidus nuls.

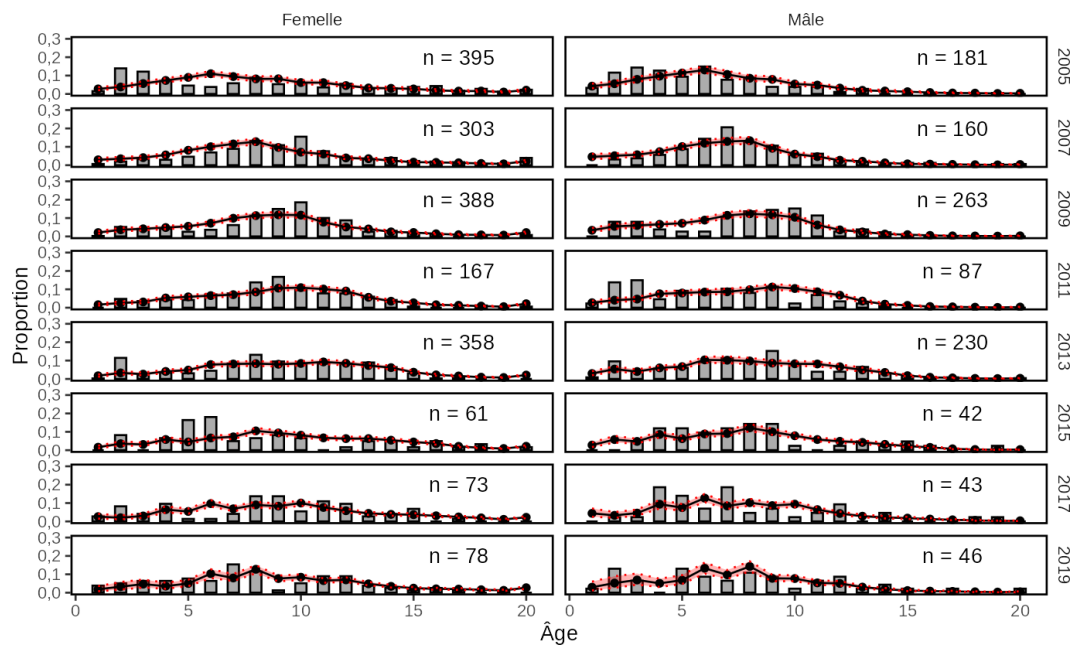


Figure 23. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Étude synoptique du détroit d'Hécate. Voir la figure 16 pour plus de détails.

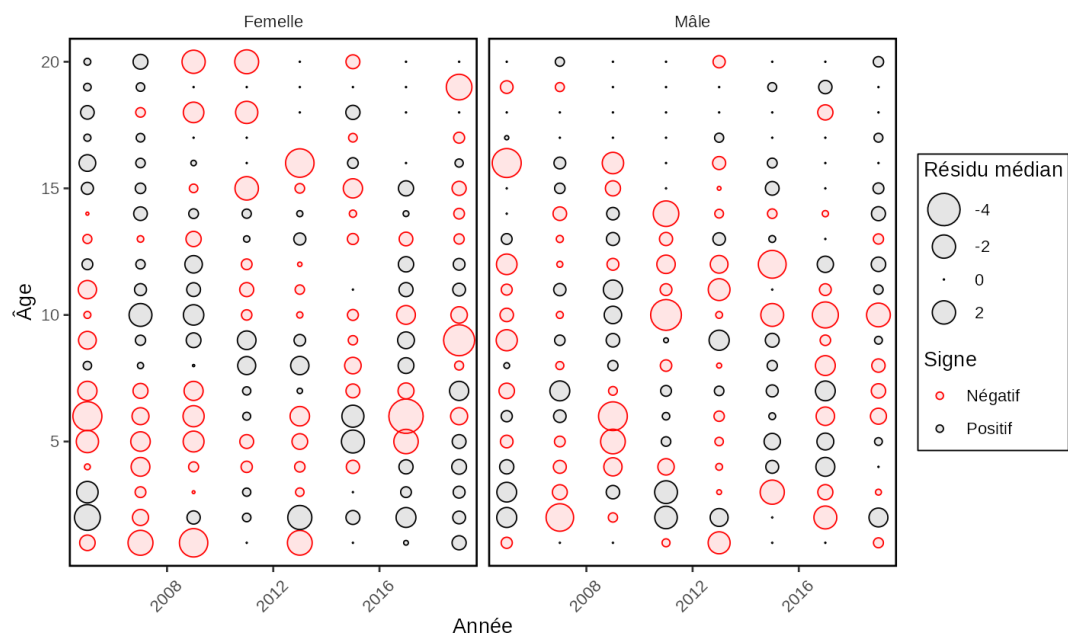


Figure 24. Résidus de Pearson pour les ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Étude synoptique du détroit d'Hécate. Les bulles représentent la médiane de la postériorité pour les résidus de Pearson. Les bulles rouges correspondent à des résidus négatifs, les noires à des résidus positifs et les points à des résidus nuls.

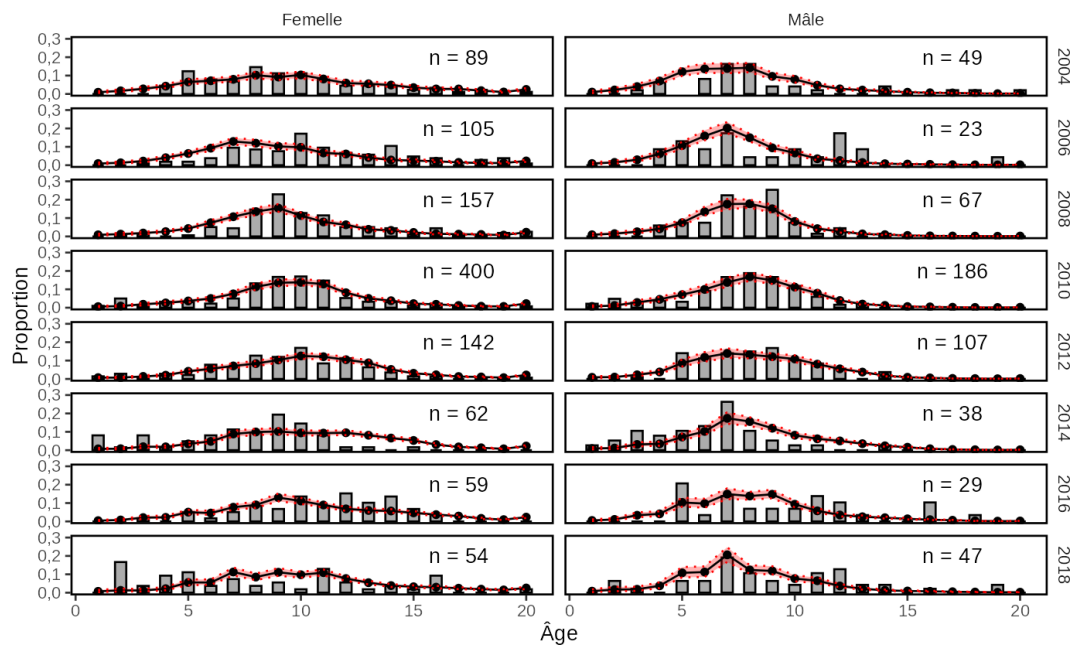


Figure 25. Ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Voir la figure 16 pour les détails du tracé.

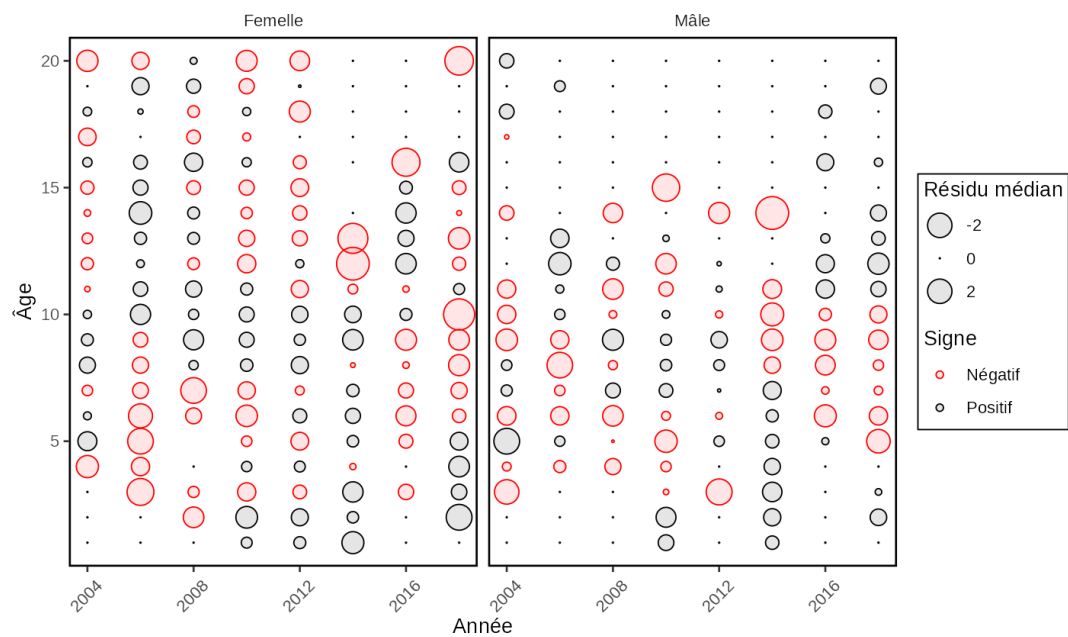


Figure 26. Résidus de Pearson pour les ajustements de la composition par âge pour chaque sexe pour le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les bulles représentent la médiane de la postériorité pour les résidus de Pearson. Les bulles rouges correspondent à des résidus négatifs, les noires à des résidus positifs et les points à des résidus nuls.

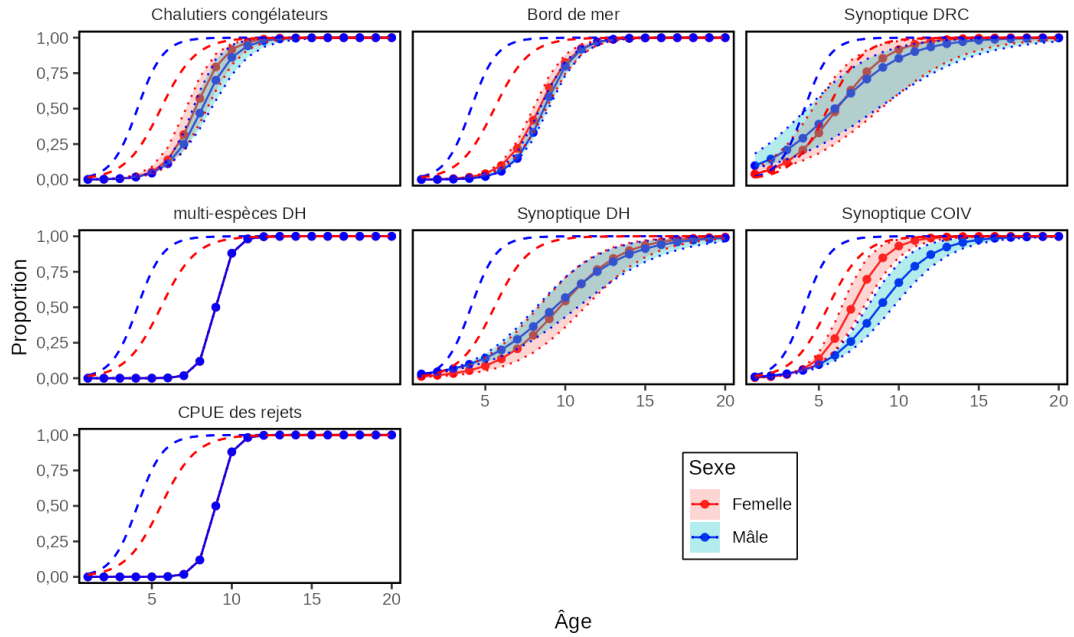


Figure 27. Sélectivités estimées et fixées par sexe pour le modèle de base. Les points indiquent la sélectivité médiane estimée à l'âge, et les zones ombrées indiquent les intervalles de crédibilité (IC) à 95 %. Les lignes pointillées simples sans IC (HS multi-espèces, Rejets CPUE) représentent les sélectivités fixes. Les lignes en pointillé représentent la maturité à l'âge sur la base de courbes logistiques ajustées à la proportion de poissons matures à l'âge.

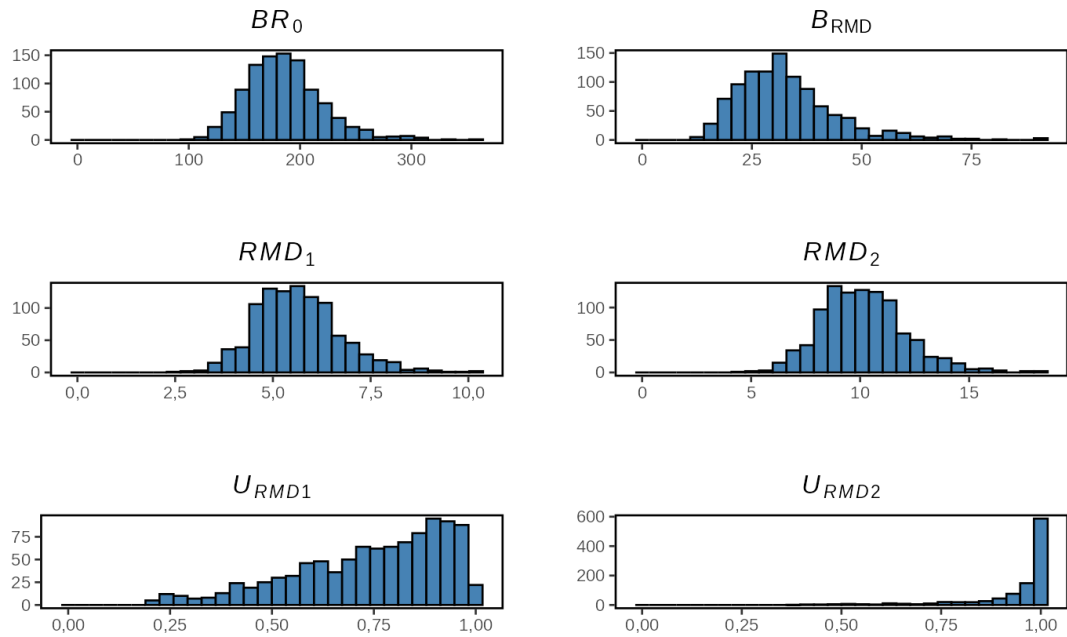


Figure 28. Distributions postérieures pour les points de référence et autres valeurs d'intérêt pour le modèle de base. Les indices sont 1 = chalutiers congélateurs et 2 = bord de mer.

5.1. FIGURES DU MODÈLE DE PONT

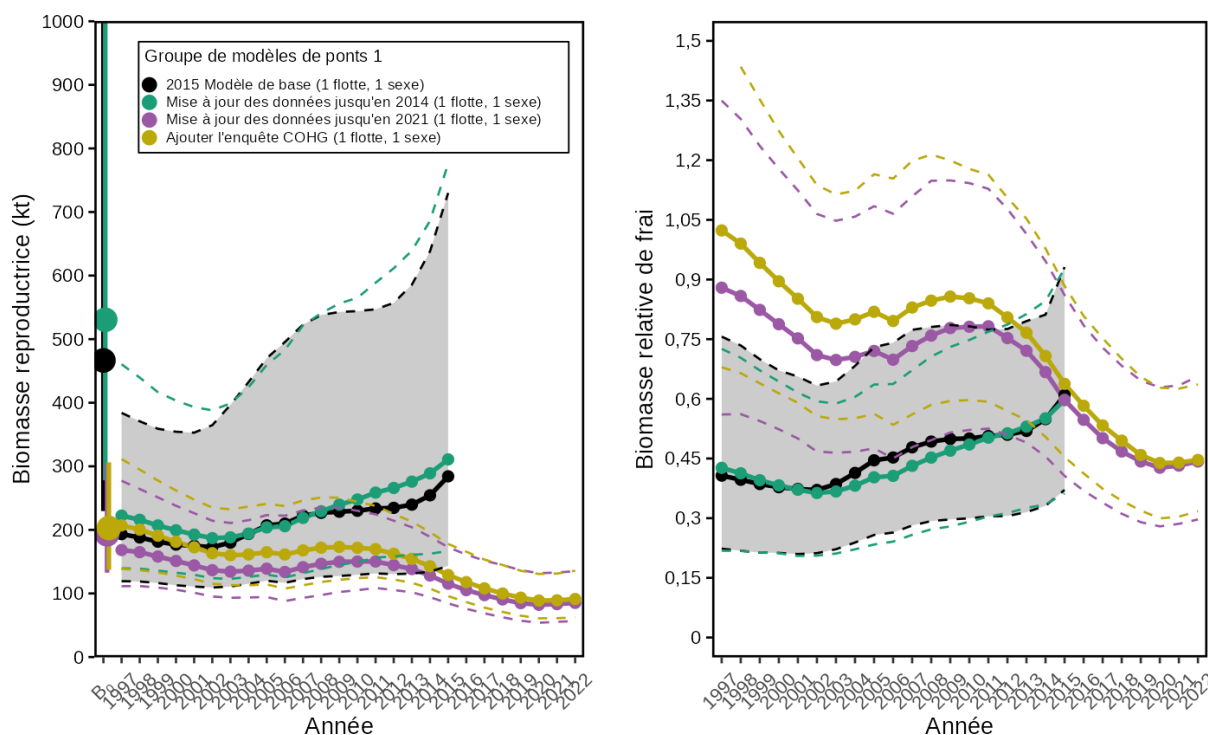


Figure 29. Estimations CMMC de la biomasse reproductrice (panneau de gauche) et de la biomasse reproductrice relative (panneau de droite) pour les quatre premiers modèles de rapprochement. Les points et les barres à gauche dans le panneau de gauche représentent les valeurs B_0 et l'intervalle de crédibilité à 95 %. Le premier modèle dans la légende a un ruban ombré représentant l'intervalle de crédibilité (IC), les autres ont des lignes pointillées de la même couleur que les médianes qui représentent l'IC.

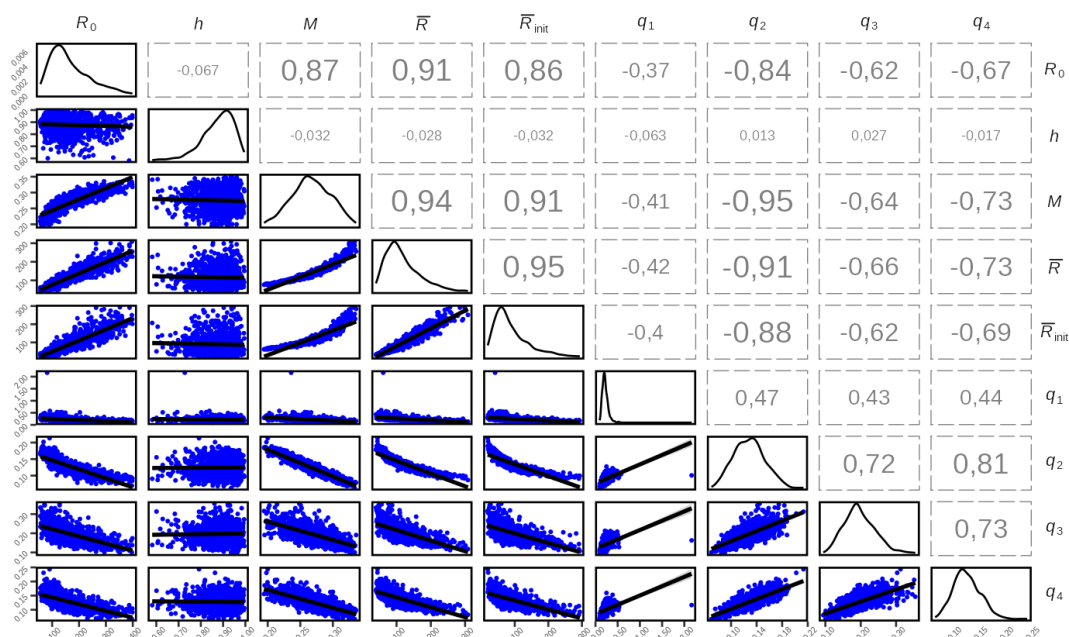


Figure 30. Diagrammes de paires pour les paramètres estimés par CMMC dans le modèle de transition dans lequel les données de 2015–2021 sont ajoutées. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

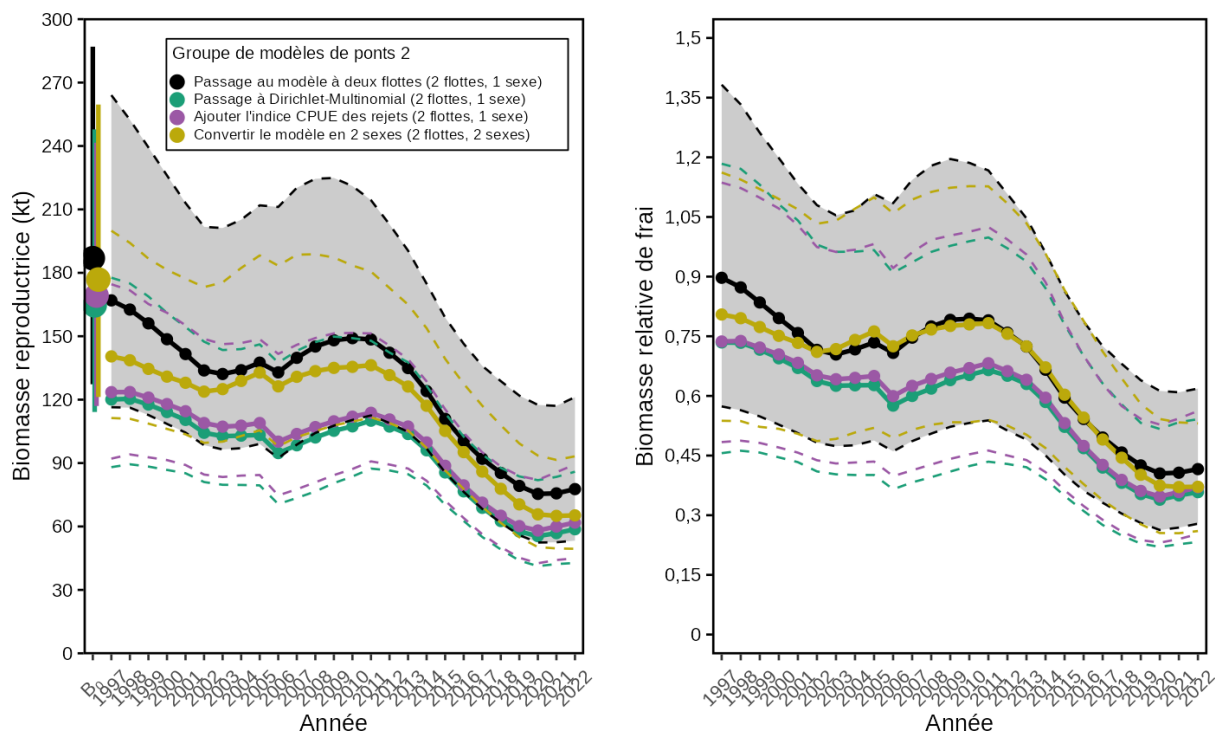


Figure 31. Estimations CMMC de la biomasse reproductrice (panneau de gauche) et de la biomasse reproductrice relative (panneau de droite) pour le deuxième groupe de modèles de pontage. Voir la figure 29 pour plus d'informations.

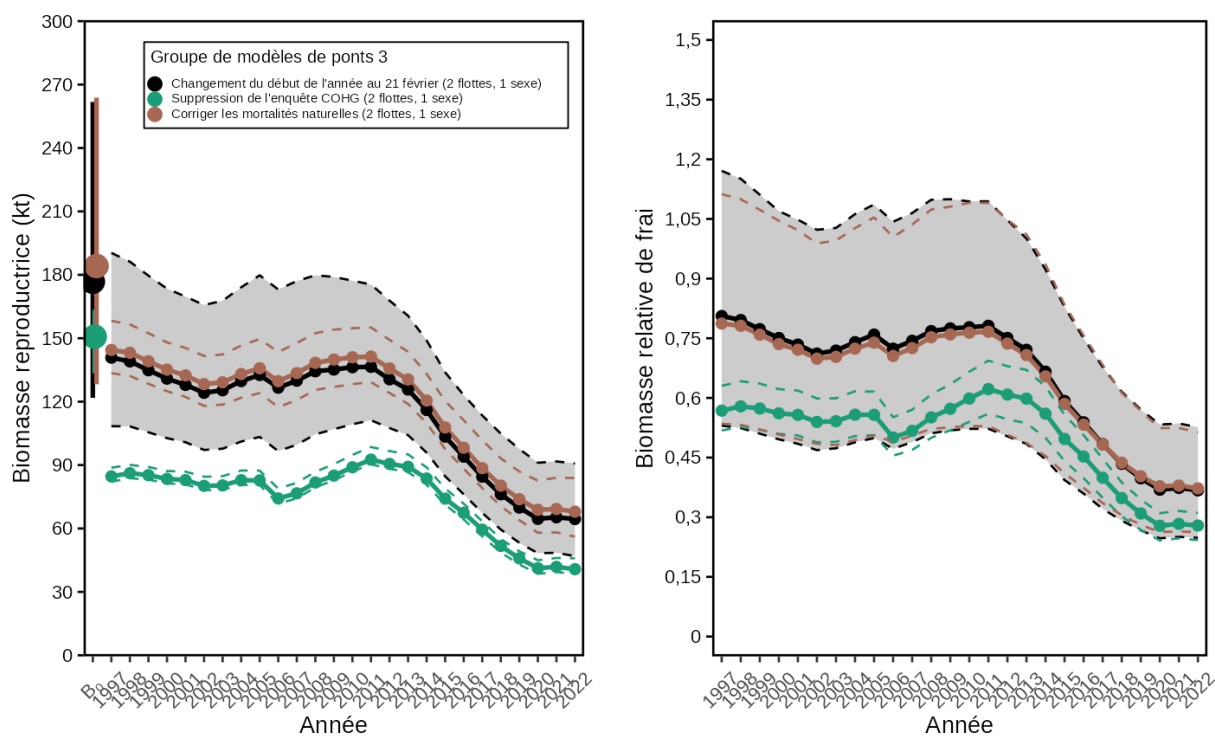


Figure 32. Estimations CMMC de la biomasse reproductrice (panneau de gauche) et de la biomasse reproductrice relative (panneau de droite) pour le troisième groupe de modèles de pontage. Voir la figure 29 pour plus d'informations.

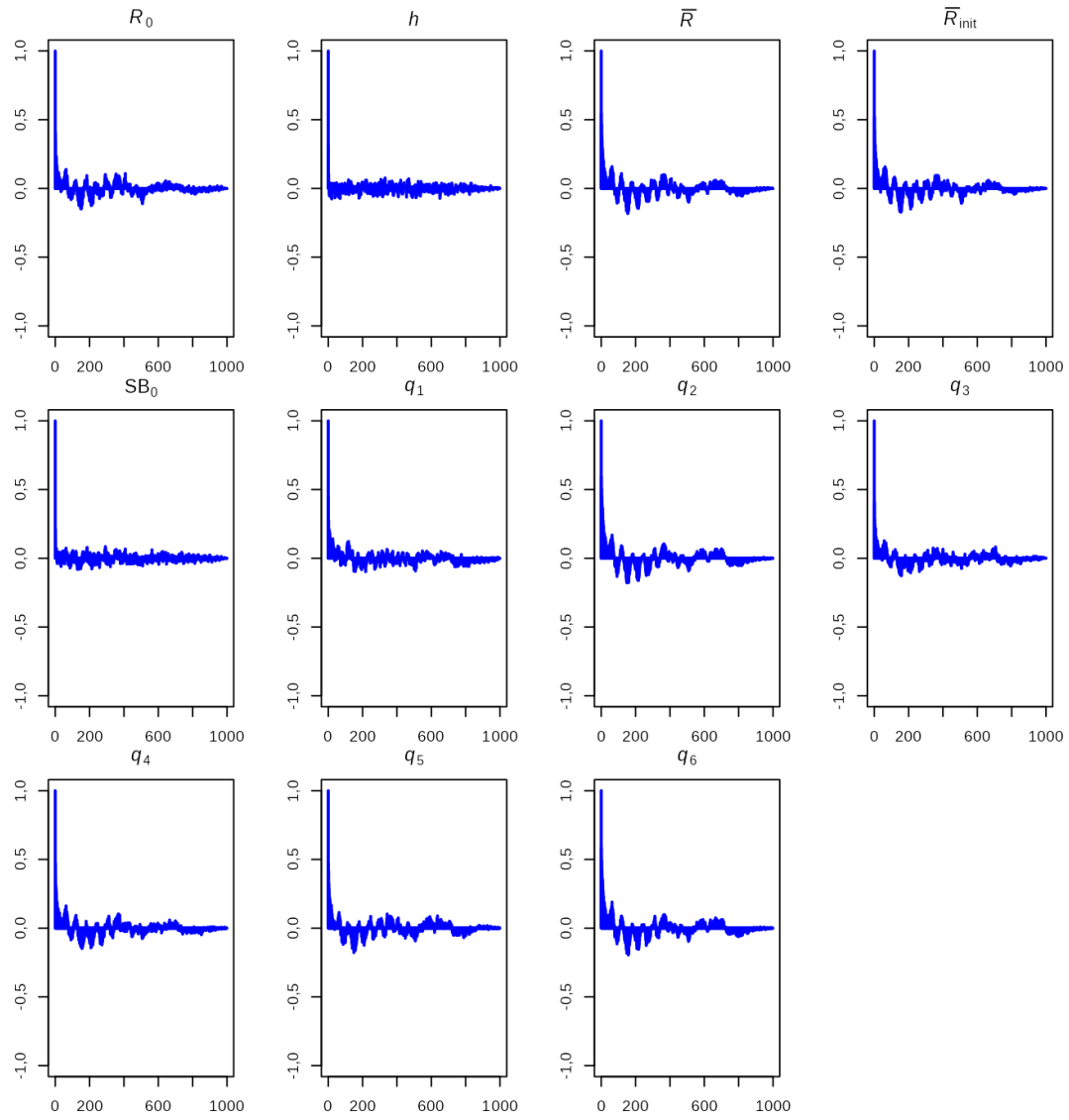


Figure 33. Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres principaux estimés par CMMC dans le modèle de pont avec une année de pêche modifiée. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

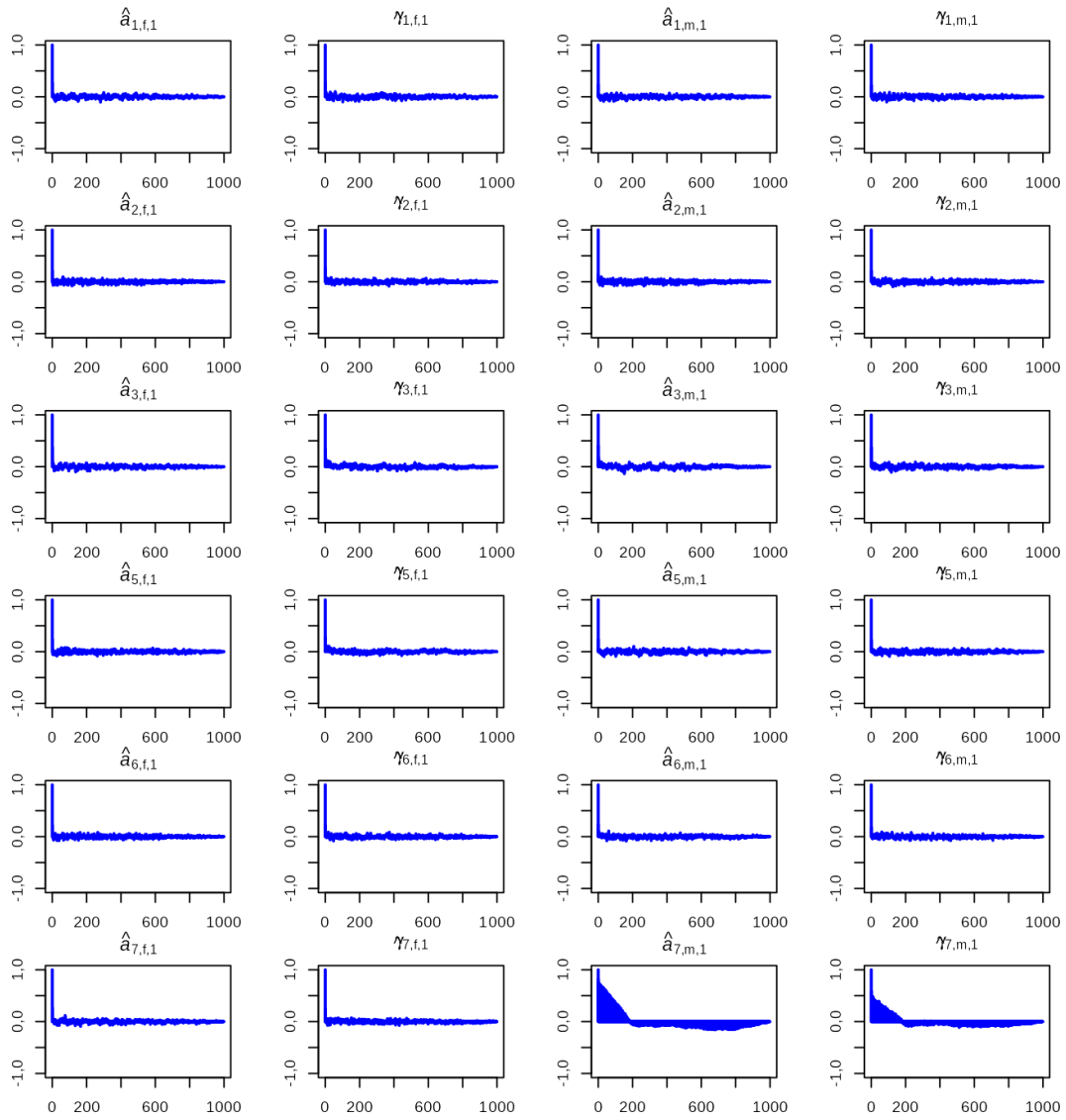


Figure 34. Graphiques d'autocorrélation pour les paramètres principaux estimés par CMMC dans le modèle de pont avec une année de pêche modifiée. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

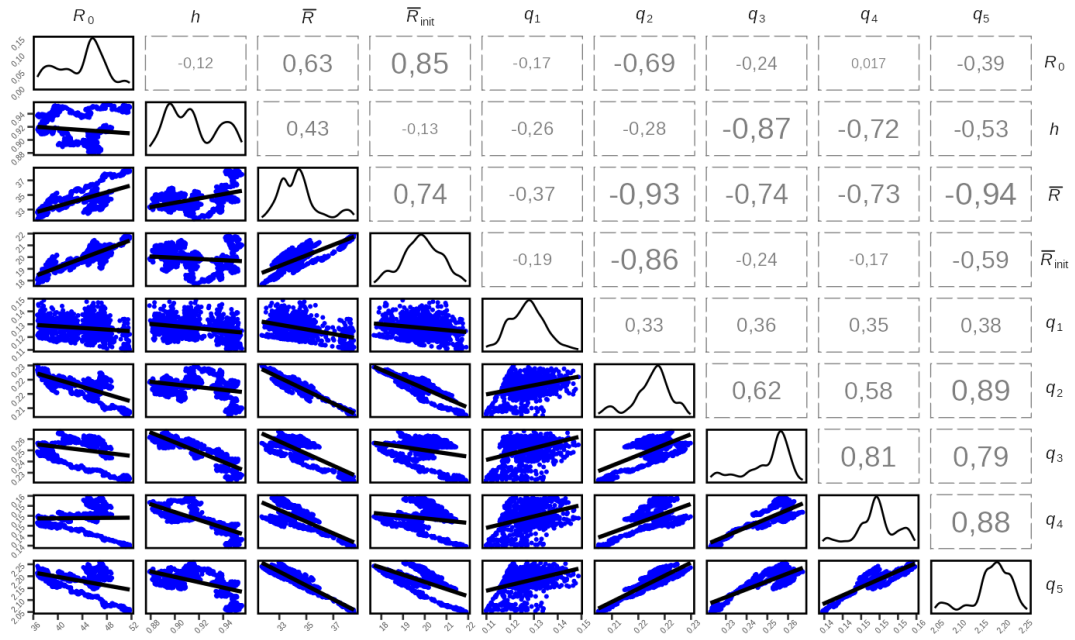


Figure 35. Graphiques de paires pour les paramètres estimés par CMMC dans le modèle de transition pour lequel l'indice COHG a été supprimé. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

5.2. CHIFFRES DU DIAGNOSTIC MCMC POUR LE MODÈLE DE BASE

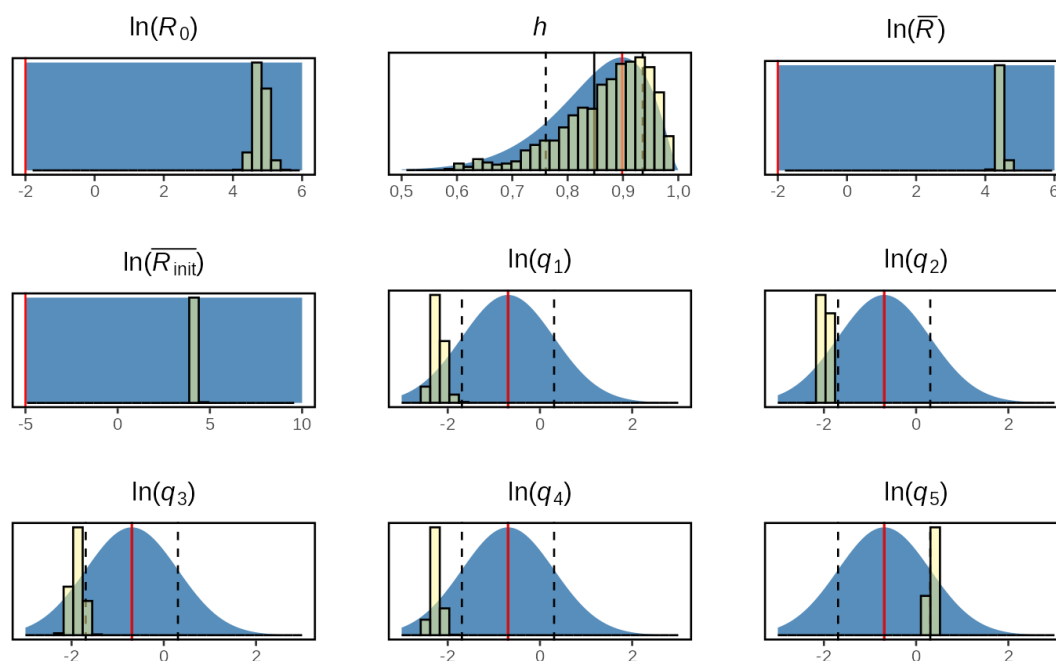


Figure 36. Distributions de probabilités antérieures utilisées dans le modèle de base (zones ombrées en bleu) superposées aux histogrammes de distribution postérieure. La ligne rouge continue est le mode de la distribution antérieure, la ligne noire continue verticale est la moyenne de la distribution antérieure et les lignes noires verticales en pointillés représentent un écart-type par rapport à la moyenne. Les graphiques entièrement bleus représentent des a priori uniformes. Les paramètres de capturabilité (q) pour les indices de l'enquête ont des indices numériques qui sont: 1 = Synoptique DRC, 2 = multi-espèces DH, 3 = Synoptique DH, 4 = Synoptique COIV, 5 = CPUE des rejets.

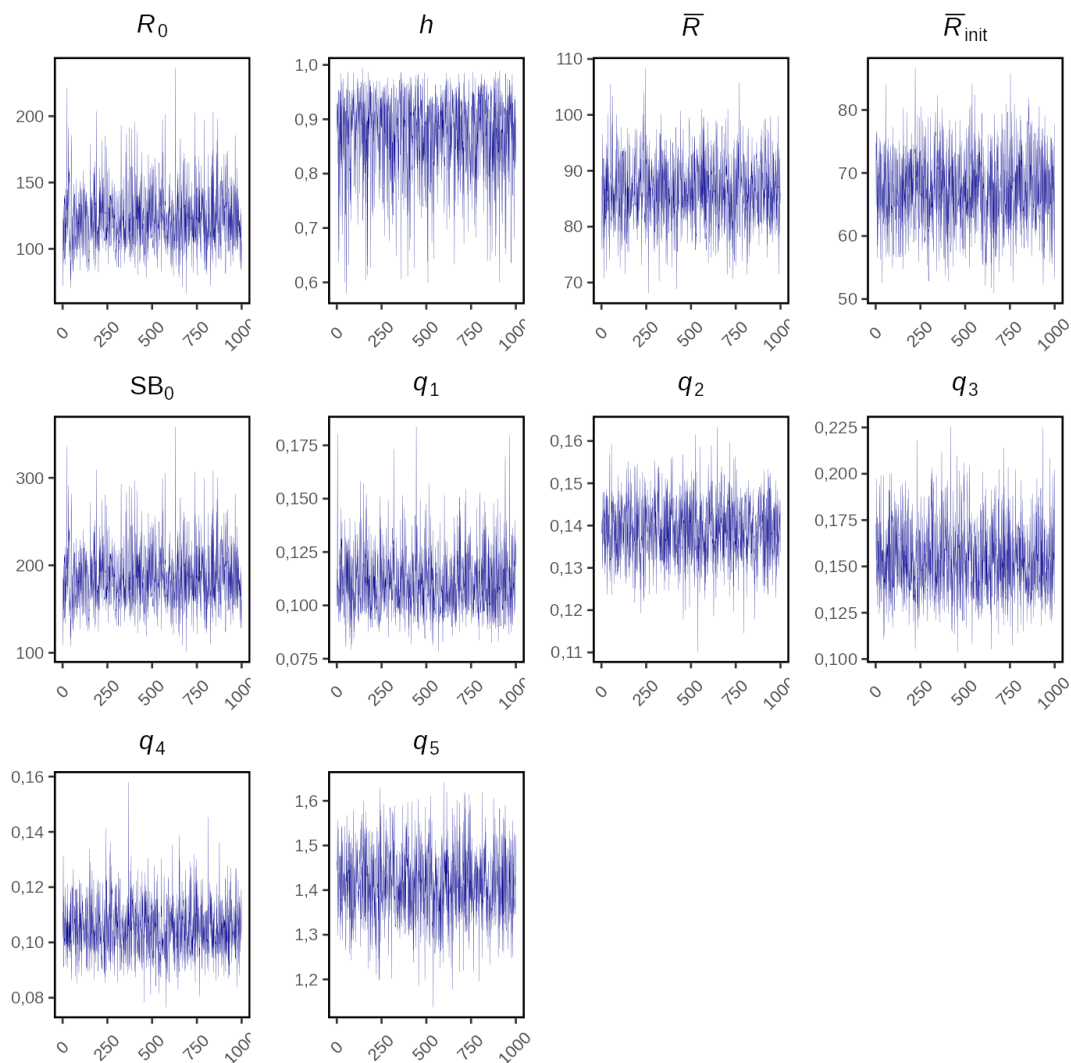


Figure 37. Tracés de la sortie CMMC des paramètres de plomb estimés dans le modèle de base. L'exécution CMMC a une longueur de chaîne 10 000 000 avec un échantillon prélevé toutes les 5 000^e itérations. Parmi les 2 000 échantillons prélevés, les premiers 1 000 ont été supprimés en tant que période de rodage. Voir la figure 36 pour la description des indices q .

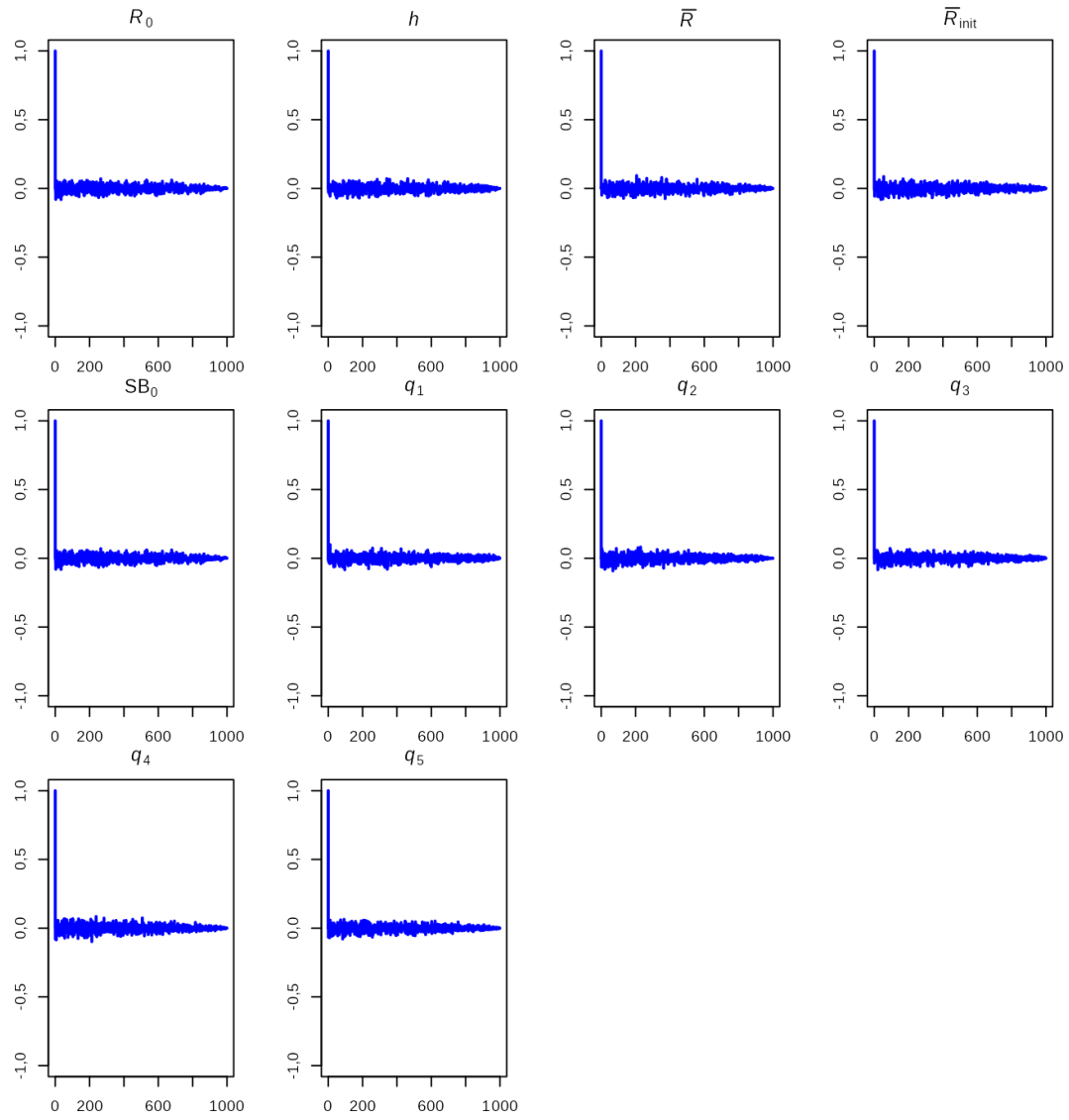


Figure 38. Graphiques d'autocorrélation pour la sortie CMMC des paramètres principaux estimés dans le modèle de base. Les valeurs de l'axe des x correspondent au décalage entre les valeurs postérieures. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

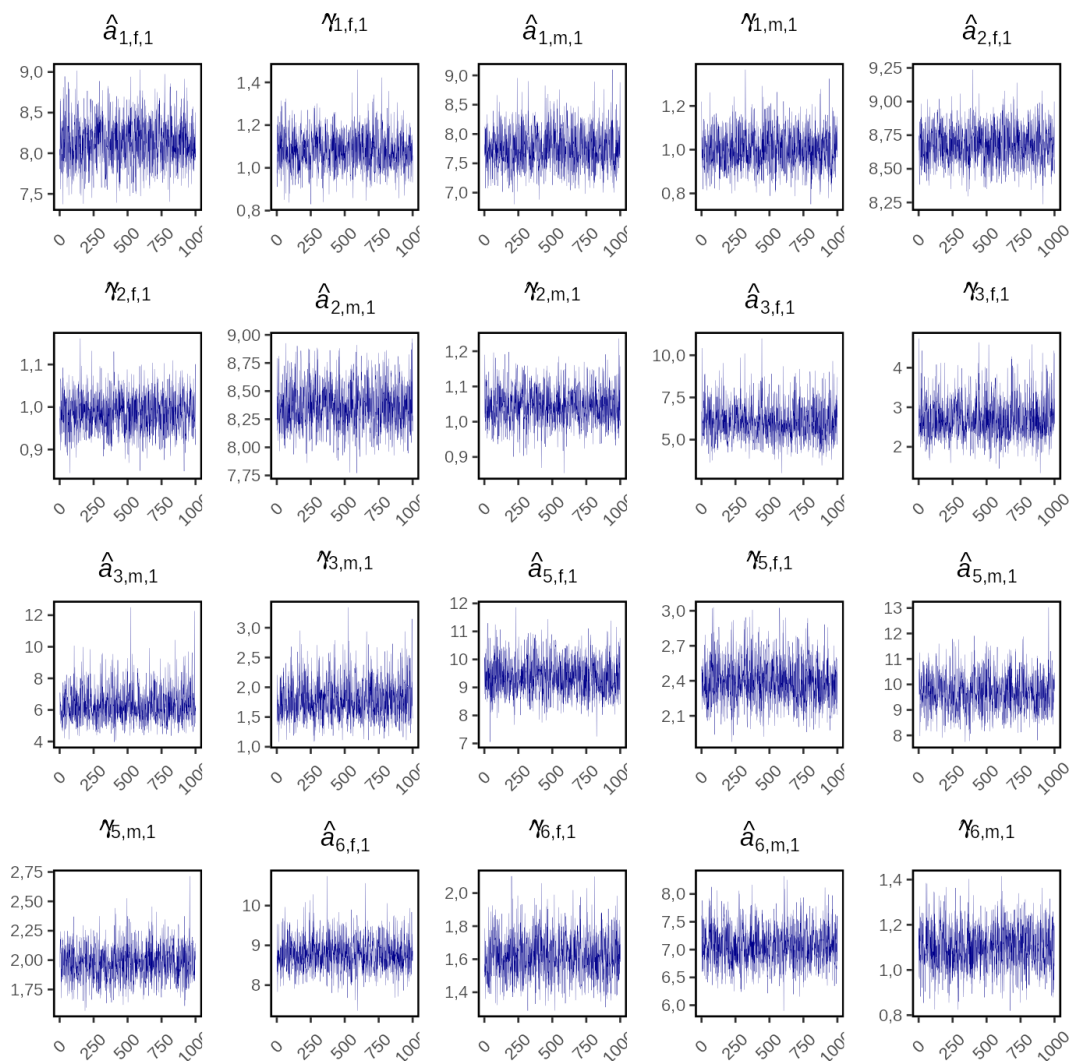


Figure 39. Tracés de la sortie CMMC des paramètres de sélectivité estimés dans le modèle de base. Les $\hat{a}$ sont les estimations de la sélectivité à l'âge de 50%, les $\hat{\gamma}$ sont les écarts types estimés de la sélectivité à l'âge de 50%. Le premier indice numérique est le numéro de l'engin qui est : 1 = Chalutiers congélateurs, 2 = Bord de mer, 3 = Synoptique DRC, 4 = multi-espèces DH, 5 = Synoptique DH, 6 = Synoptique COIV, 7 = CPUE des rejets. Les lettres 'f' et 'm' correspondent aux femmes et aux hommes, et les deuxièmes chiffres représentent le bloc d'années pour la sélectivité. Pour le modèle de base, il n'y a que l'indice '1' pour tous les paramètres indiqués, car la sélectivité variable dans le temps n'a pas été mise en uvre.

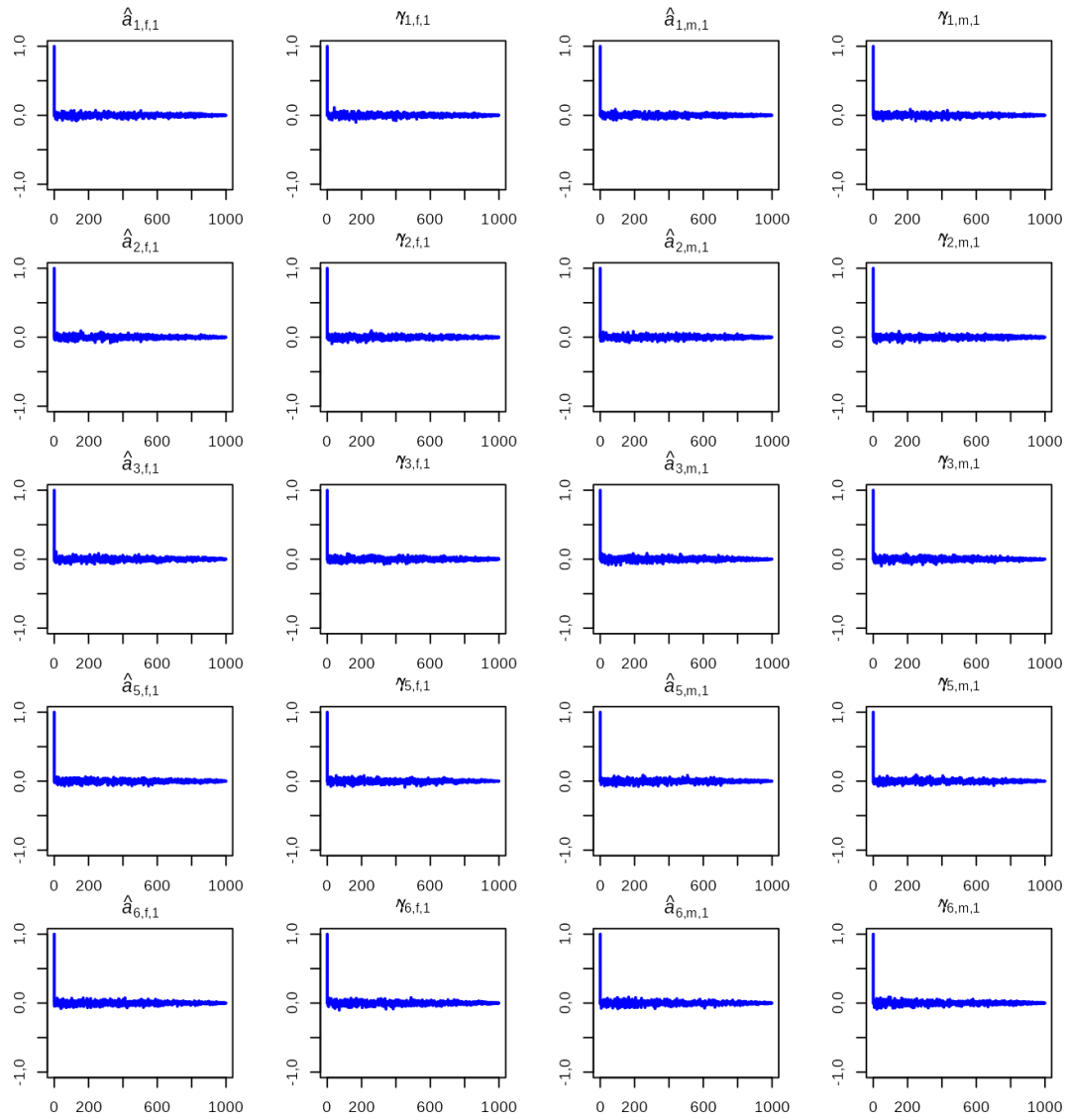


Figure 40. Graphiques d'autocorrélation pour la sortie CMMC des paramètres de sélectivité estimés dans le modèle de base. Les valeurs de l'axe des x correspondent au décalage entre les valeurs postérieures. Voir la figure 39 pour la description des indices des paramètres.

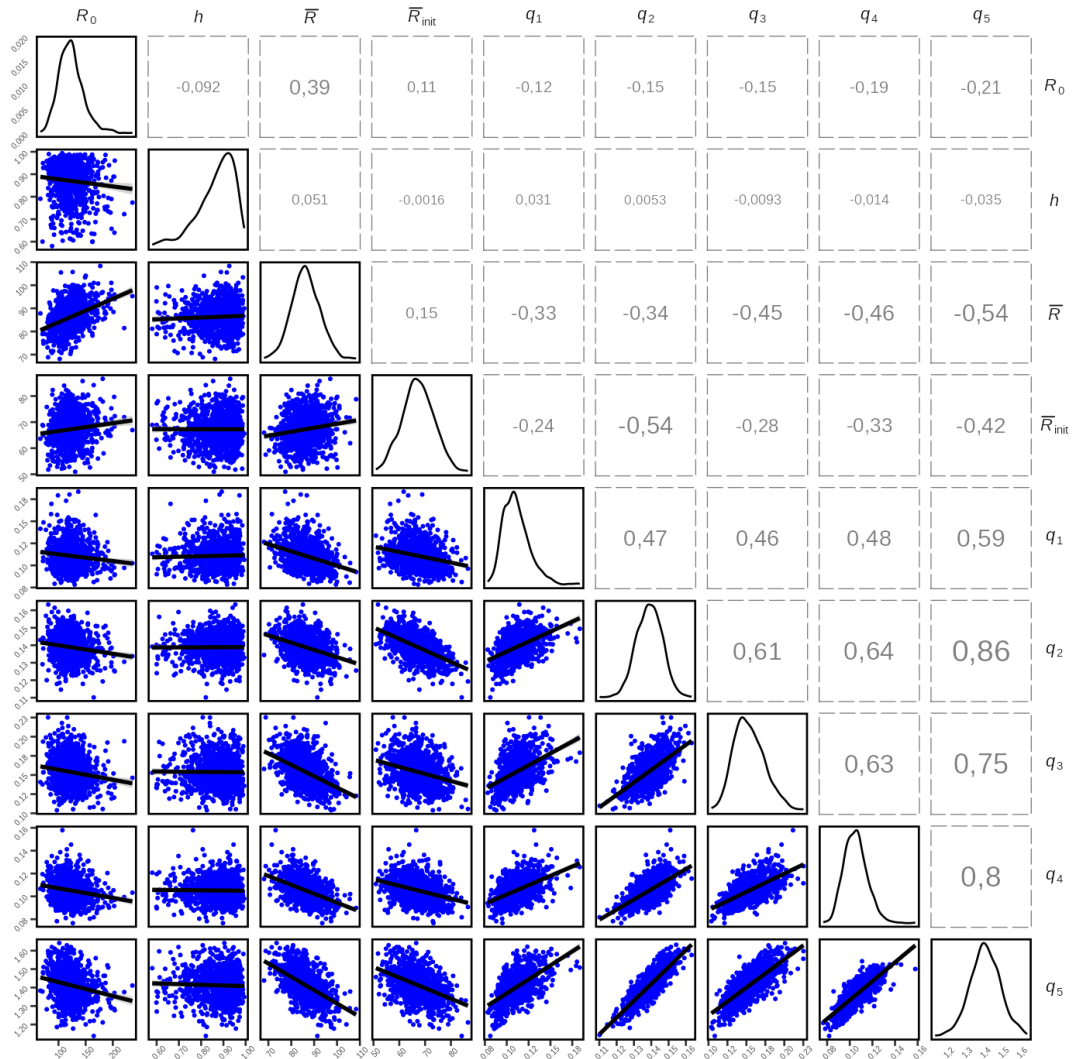


Figure 41. Diagrammes de paires pour les paramètres estimés par le CMMC dans le modèle de base. Les lignes dans les tracés de points dans les panneaux triangulaires inférieurs sont des modèles linéaires avec des intervalles de confiance de 95 % ombrés. Les tracés des lignes dans les panneaux diagonaux représentent la densité des valeurs des paramètres, et les valeurs dans les panneaux triangulaires supérieurs sont les corrélations entre les paramètres, la taille du texte étant directement proportionnelle à la valeur absolue de ces valeurs. Voir la figure 36 pour les descriptions des indices q .

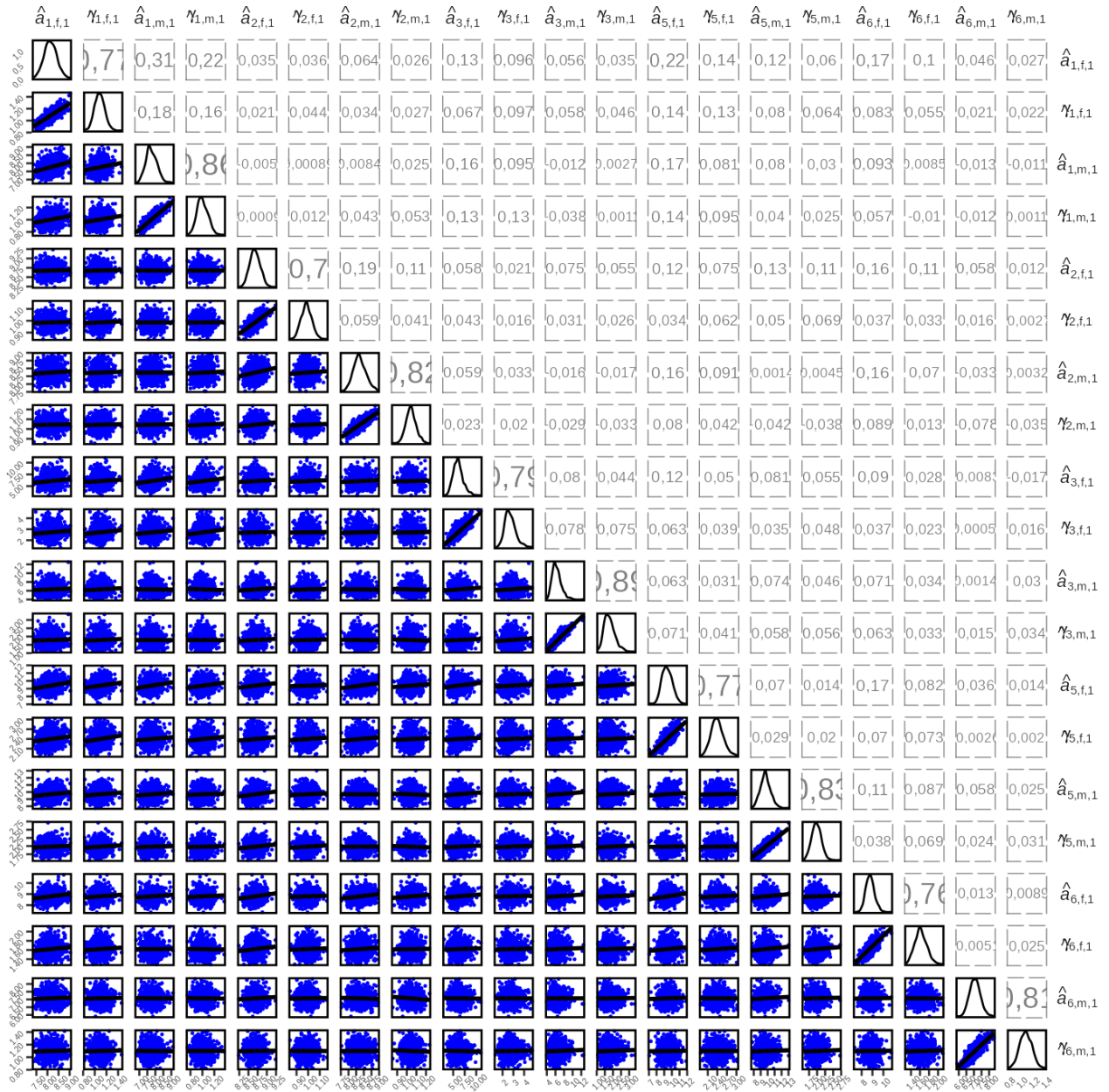


Figure 42. Diagrammes de paires pour les paramètres de sélectivité estimés par CMMC dans le modèle de base. Les lignes dans les tracés de points dans les panneaux triangulaires inférieurs sont des modèles linéaires avec des intervalles de confiance de 95 % ombrés. Les tracés des lignes dans les panneaux diagonaux représentent la densité des valeurs des paramètres, et les valeurs dans les panneaux triangulaires supérieurs sont les corrélations entre les paramètres, la taille du texte étant directement proportionnelle à la valeur absolue de ces valeurs. Voir la figure 39 pour la description des indices des paramètres.

5.3. CHIFFRES DU MODÈLE DE SENSIBILITÉ

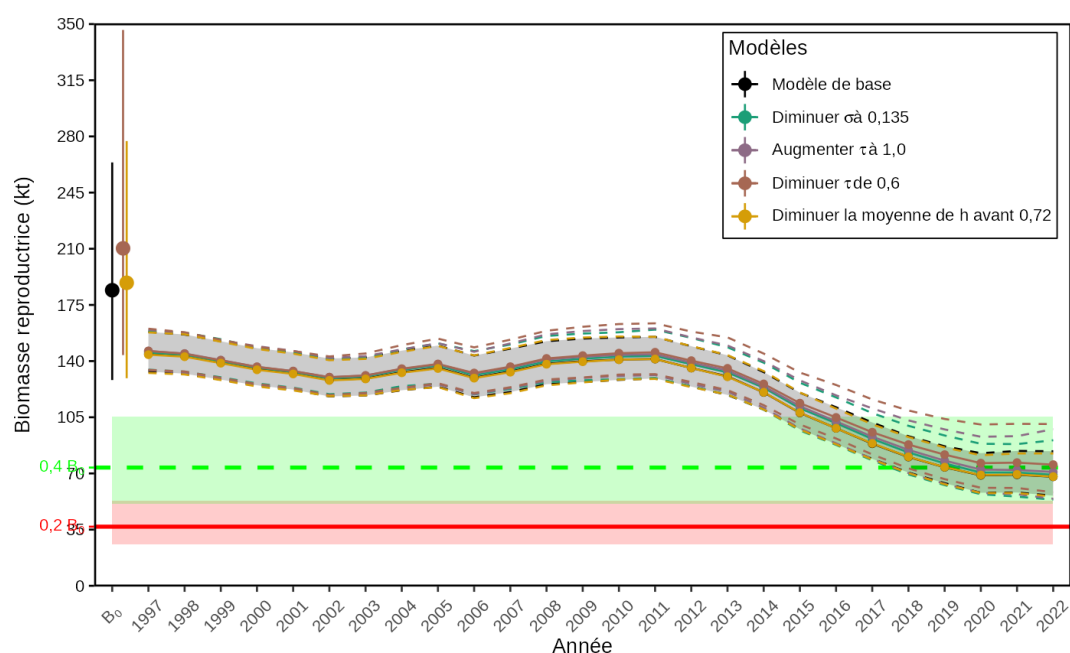


Figure 43. Biomasse de frai pour les sensibilités aux changements des paramètres ϑ^2 et ρ (dus aux changements de σ et τ), et du paramètre d'inclinaison (h). Les estimations de B_0 pour les modèles 'Diminuer σ à 0,135' et 'Augmenter τ à 1,0' sont en dehors des limites de l'axe. Par souci de clarté des trajectoires, ils ont été laissés en dehors du graphique. Ils sont estimés comme 446 (252–605) mille t et 372 (190–588) mille t respectivement.

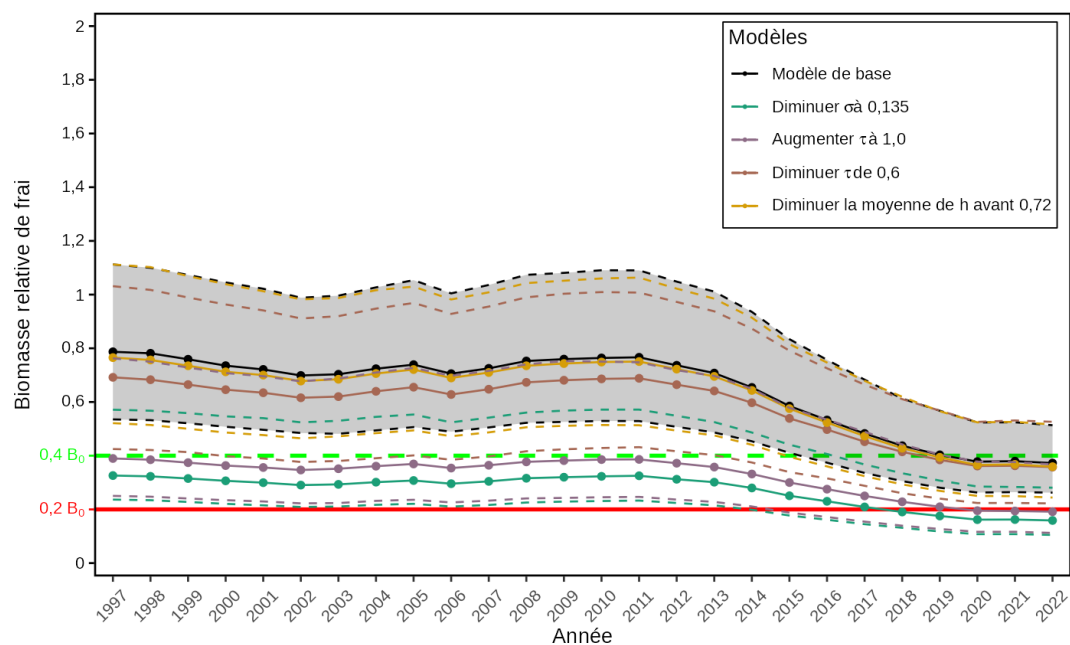


Figure 44. Biomasse de frai relative pour les sensibilités aux changements des paramètres ϑ^2 et ρ (dus aux changements de σ et τ), et du paramètre de pente (h).

Diminuer la moyenne de h avant 0,72

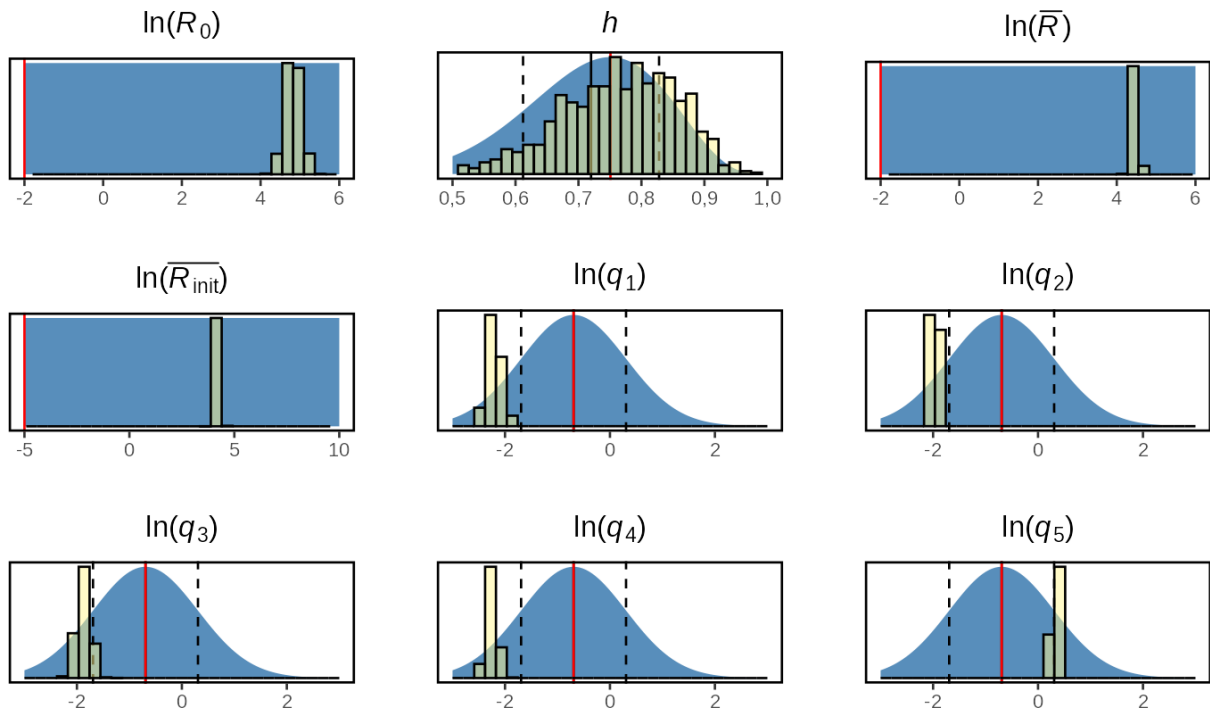


Figure 45. Priors et posteriors pour la sensibilité dans laquelle le prior de la pente a été modifié. Ce modèle peut être comparé au modèle de base de la figure 36.

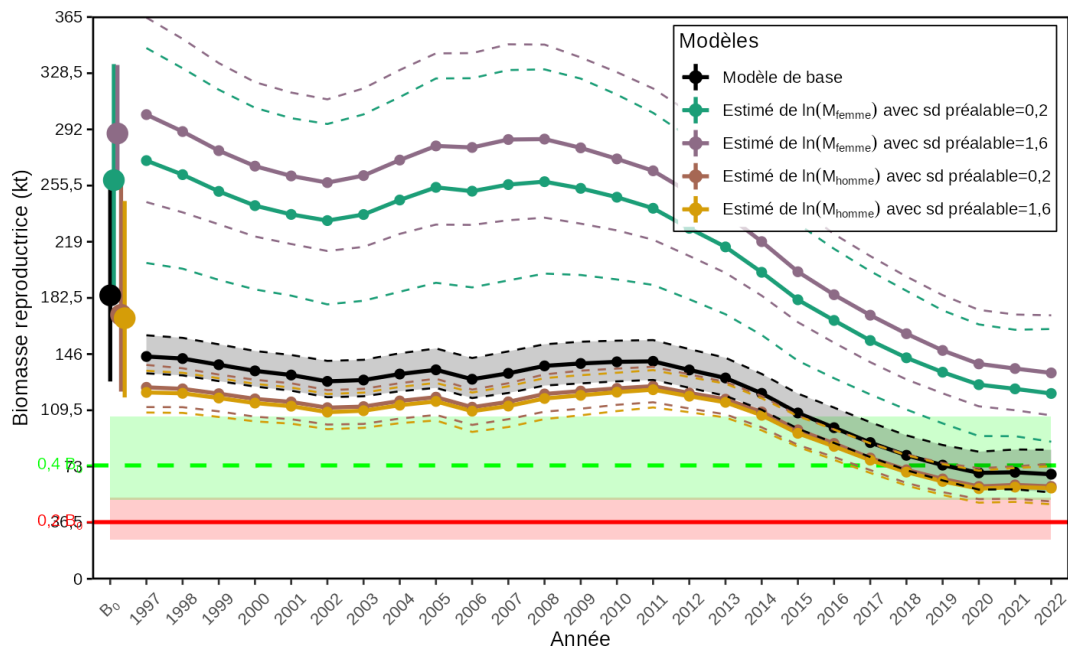


Figure 46. Biomasse de frai pour les sensibilités aux changements des paramètres de mortalité naturelle (M). Dans le modèle de base, ce paramètre est fixe pour les mâles et les femmes. Dans ces sensibilités, M est estimé pour le sexe en question en plus des changements de priorité, tandis que le paramètre pour le sexe opposé reste fixe.

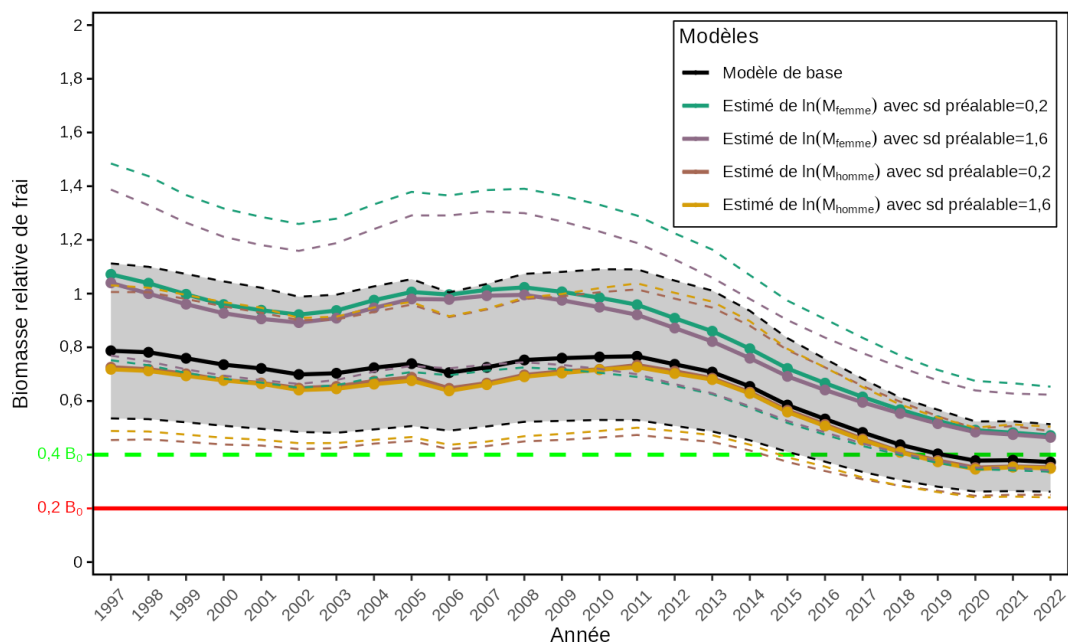


Figure 47. Biomasse de frai relative pour les sensibilités aux changements des paramètres de mortalité naturelle (M).

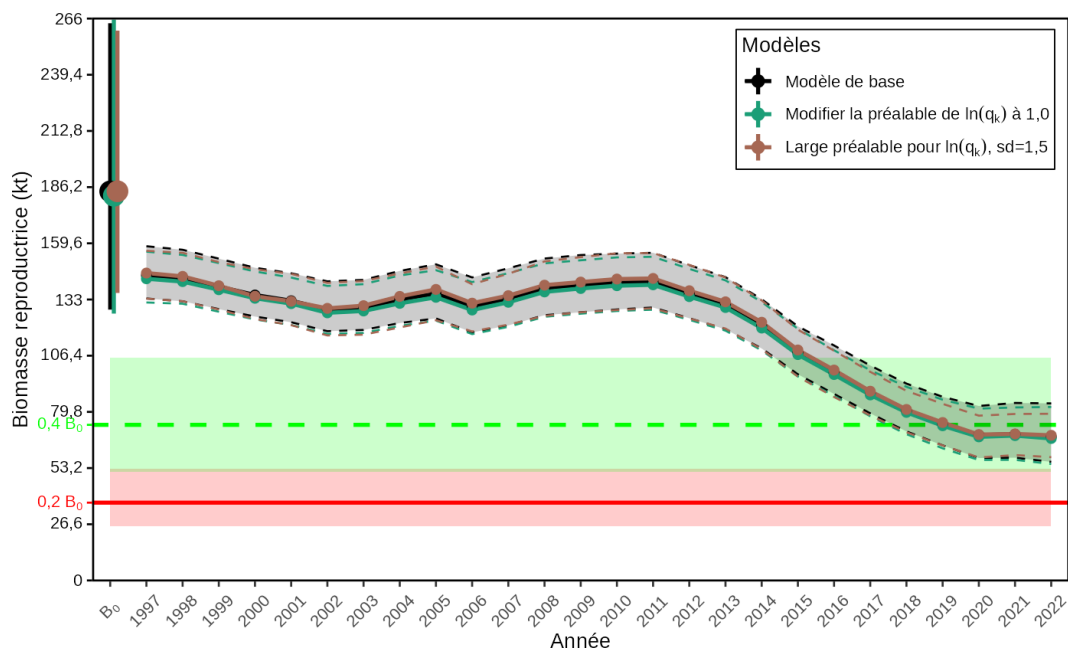


Figure 48. Biomasse de frai pour les sensibilités aux changements des paramètres de capturabilité (q_k). Pour ces sensibilités, les priorités pour tous les engins (k) sont modifiées de la même manière.

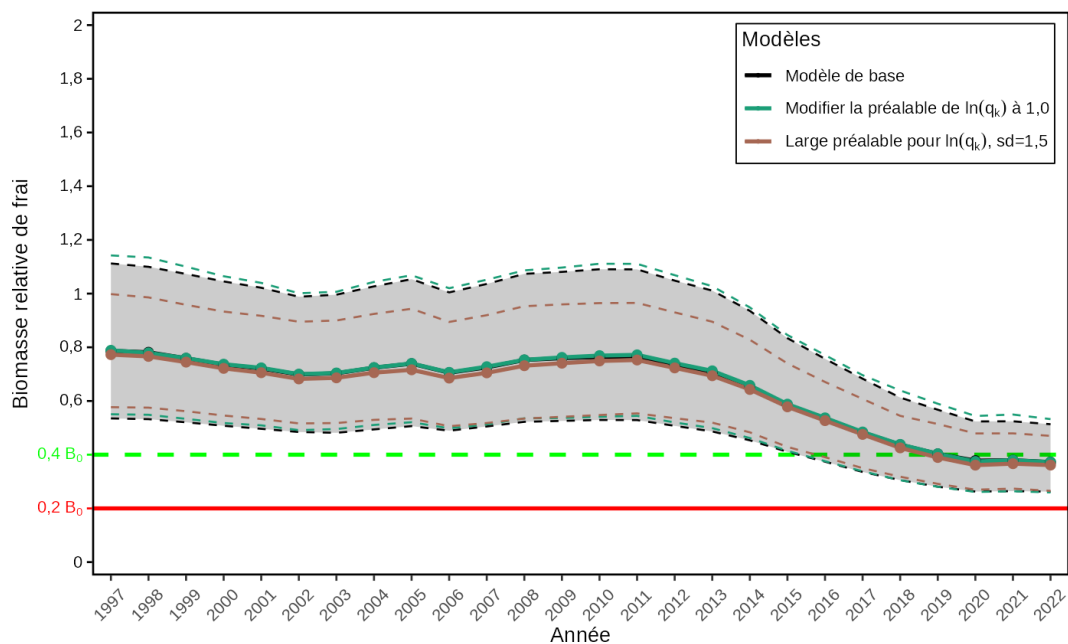


Figure 49. Biomasse de frai relative pour les sensibilités aux changements dans les paramètres de capturabilité (q_k). Pour ces sensibilités, les valeurs a priori pour tous les engins (k) sont modifiées de la même manière.

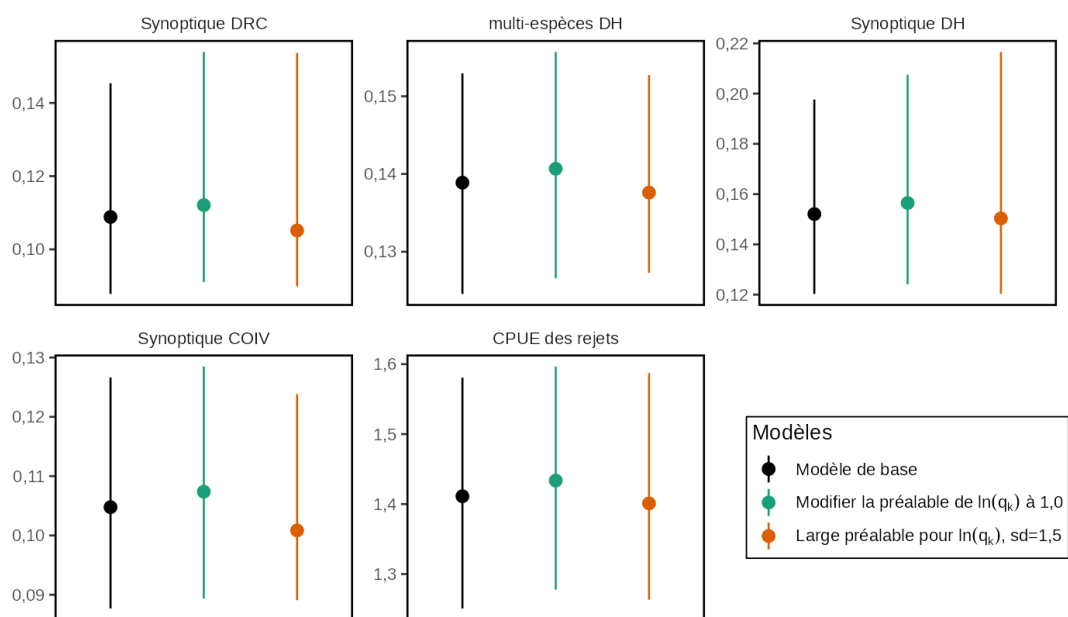


Figure 50. Estimations de la capturabilité pour les sensibilités aux changements dans les a priori pour les paramètres de capturabilité (q_k). Les points correspondent à la médiane de l'a posteriori et les lignes verticales à l'IC à 95 %.

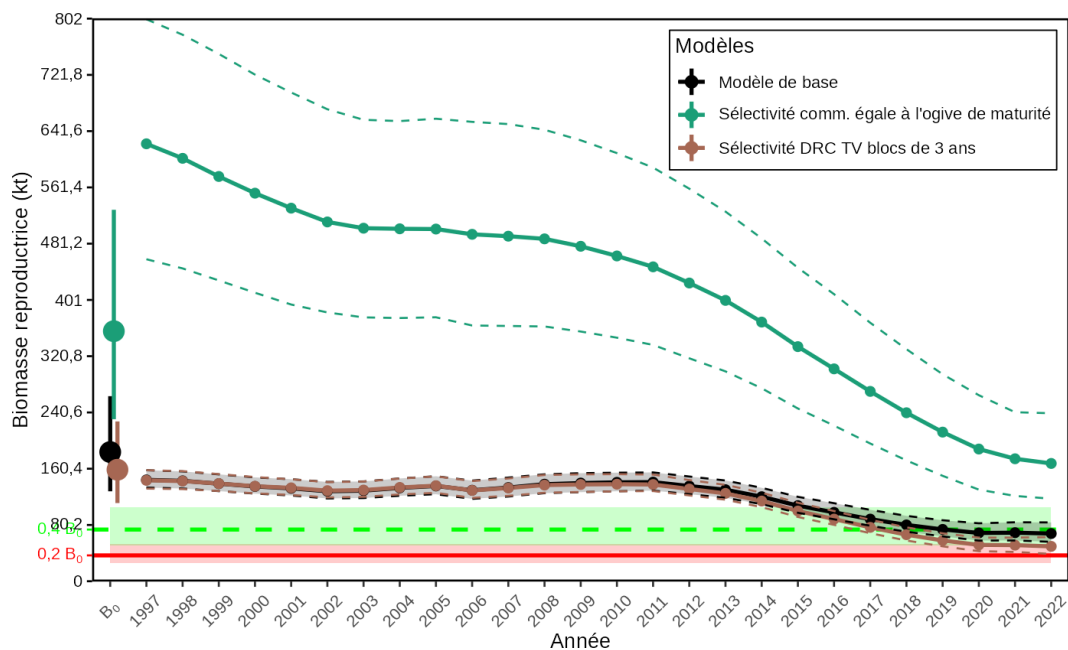


Figure 51. Biomasse de frai pour les sensibilités aux changements des paramètres de sélectivité ($\hat{a}_k$ et γ_k). Pour la première sensibilité, les sélectivités pour les deux pêcheries commerciales au chalut sont fixées à la maturité pour les deux engins commerciaux au chalut (k). Pour la seconde, le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte a trois blocs d'années ou la sélectivité varie dans le temps, 2003–2010, 2011–2016, et 2017–2021.

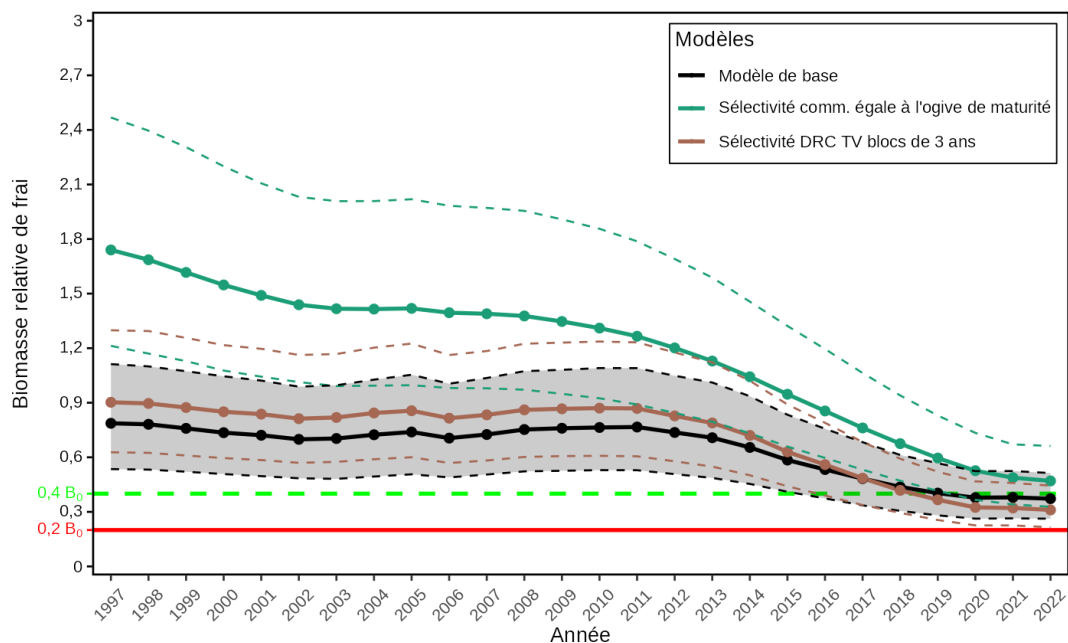


Figure 52. Biomasse de frai relative pour les sensibilités aux changements des paramètres de sélectivité ($\hat{a}_k$ et γ_k). Voir la figure 51.

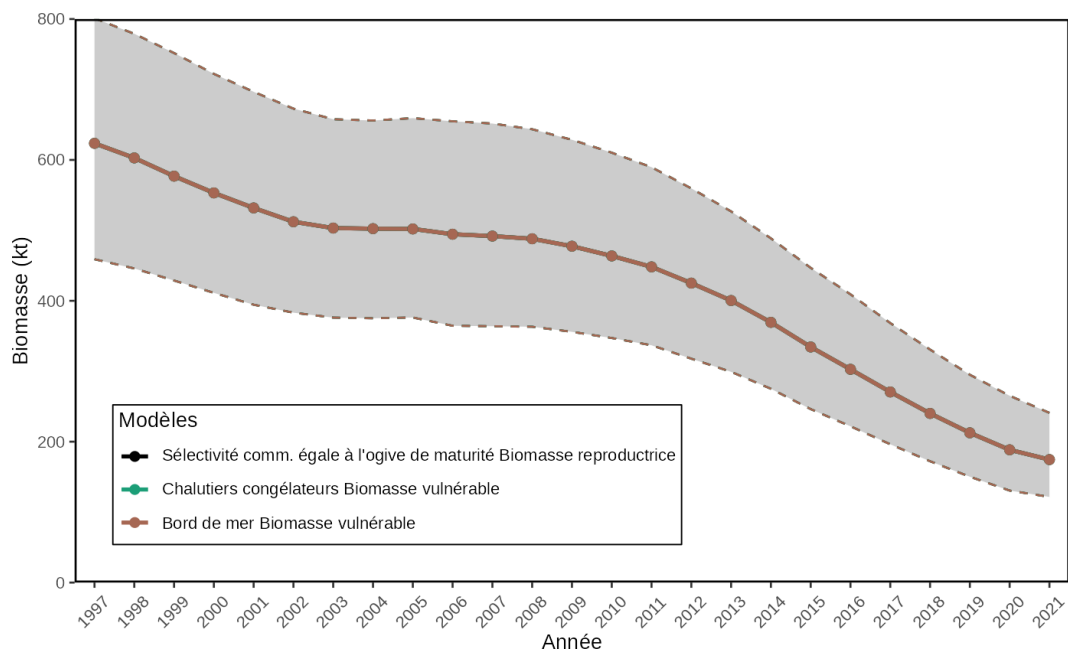


Figure 53. Biomasse féconde et biomasse vulnérable pour le modèle de sensibilité pour lequel la sélectivité a été fixée à la maturité pour les deux flottes de chaluts commerciaux. La biomasse reproductrice est en noir et son IC à 95 % est ombré. Les deux trajectoires de biomasse vulnérable ont leur IC à 95 % contenu dans les lignes pointillées de leurs couleurs respectives. Les trois trajectoires sont identiques car la sélectivité est réglée pour correspondre à la maturité, de sorte que 100 % de la biomasse est disponible pour les pêcheries. Ce graphique est présenté pour vérifier que le modèle est correctement spécifié.

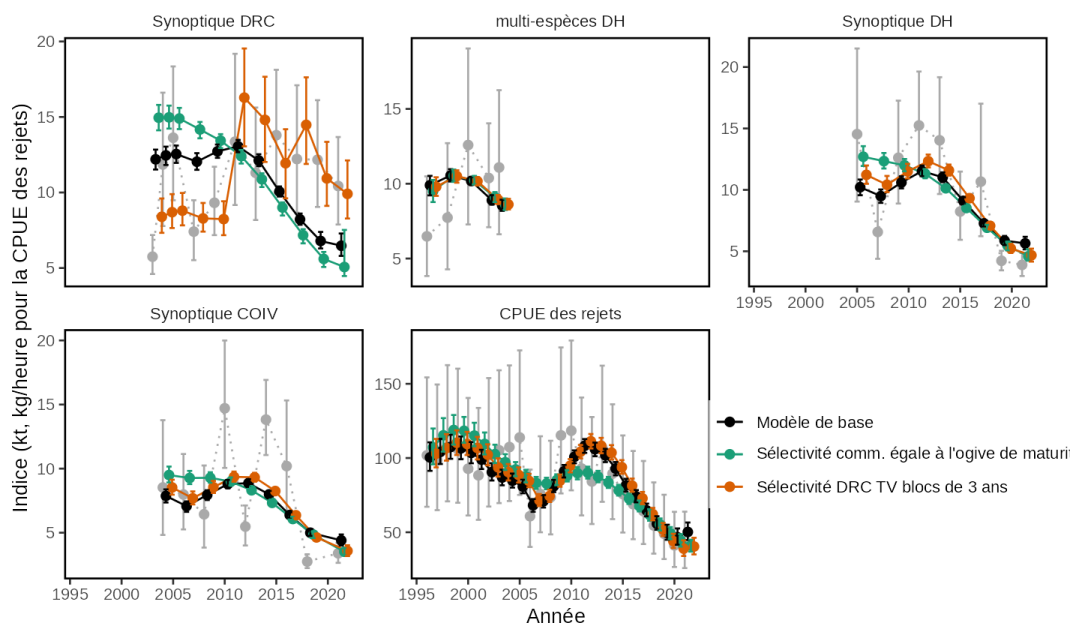


Figure 54. Ajustements de l'indice de sensibilité lorsque le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte a une sélectivité variable dans le temps.

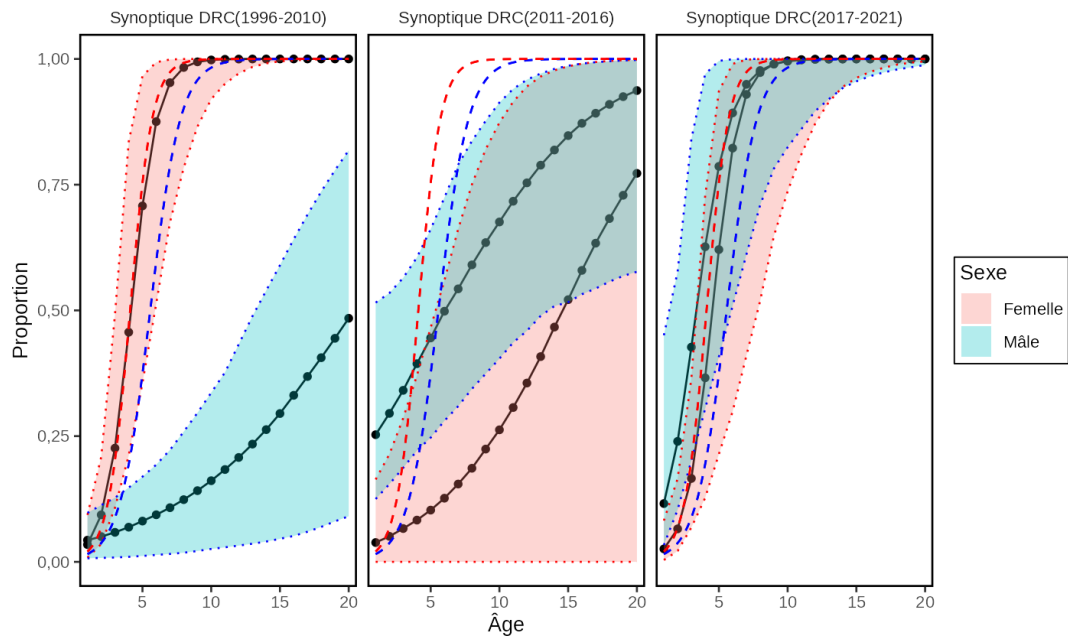


Figure 55. Sélectivité variable dans le temps pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, où les panneaux sont des blocs d'années : 2003–2010 (gauche), 2011–2016 (milieu), et 2017–2021 (droite). Les points représentent les estimations médianes de la sélectivité à l'âge ; les zones ombrées représentent l'IC à 95 % de ces estimations. Les lignes en pointillé représentent les courbes de maturité, les couleurs représentant le sexe comme dans la légende.

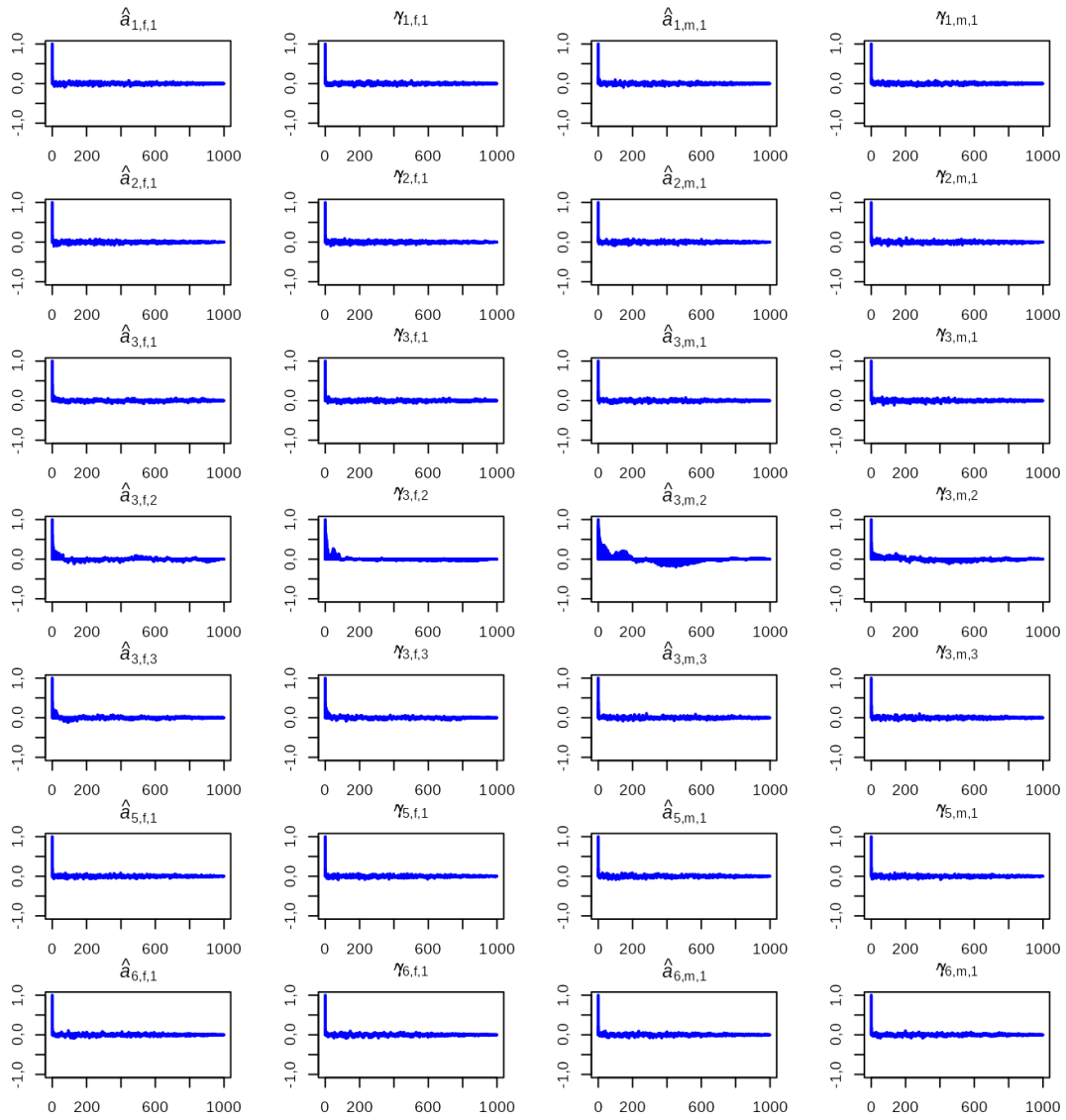


Figure 56. Autocorrélation des paramètres de sélectivité estimés pour le modèle de sensibilité qui présente une sélectivité variable dans le temps pour les Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte. Voir la figure 39 pour la description des indices des paramètres.

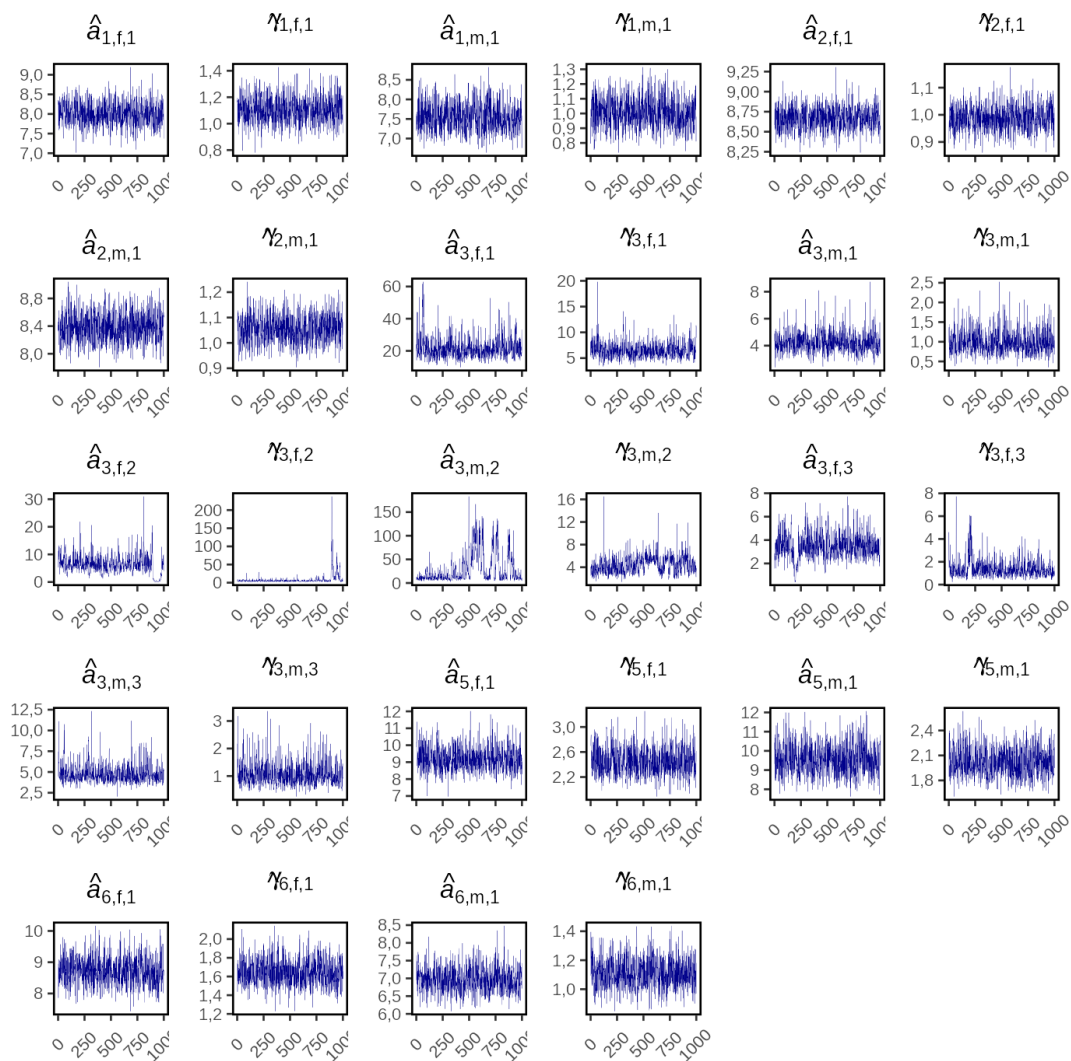


Figure 57. Tracés des paramètres de sélectivité pour le modèle de sensibilité qui a une sélectivité variable dans le temps pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte. Voir la figure 40 pour la description des paramètres et des indices.

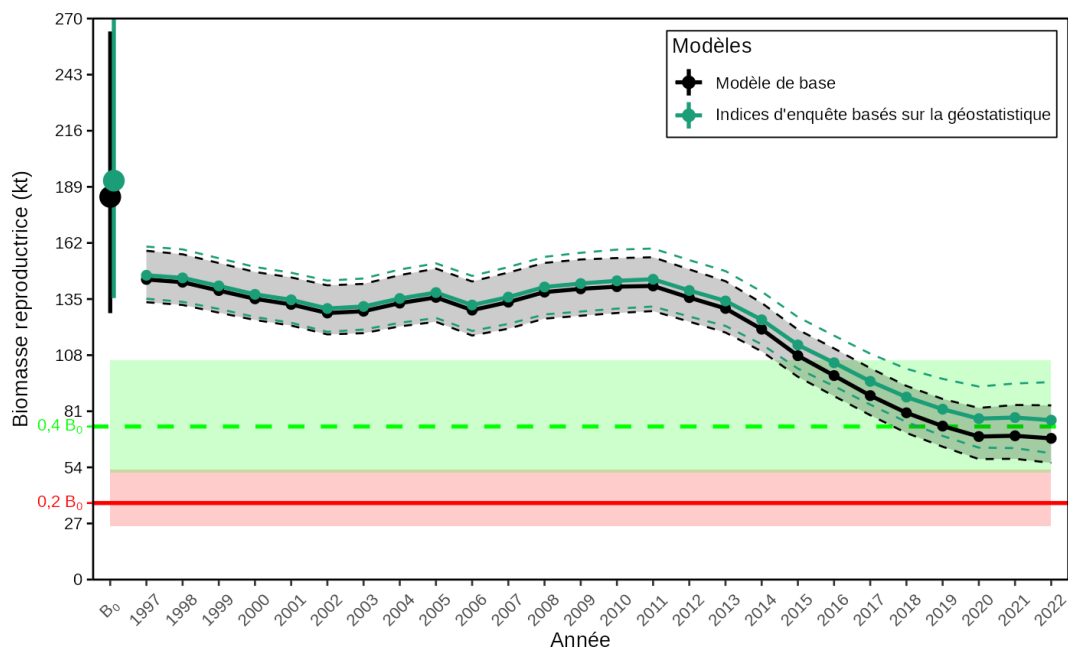


Figure 58. Biomasse de frai pour la sensibilité dans laquelle les données de l'indice d'enquête basé sur la conception ont été remplacées par des indices d'enquête basés sur des données géostatistiques. Voir l'annexe D.

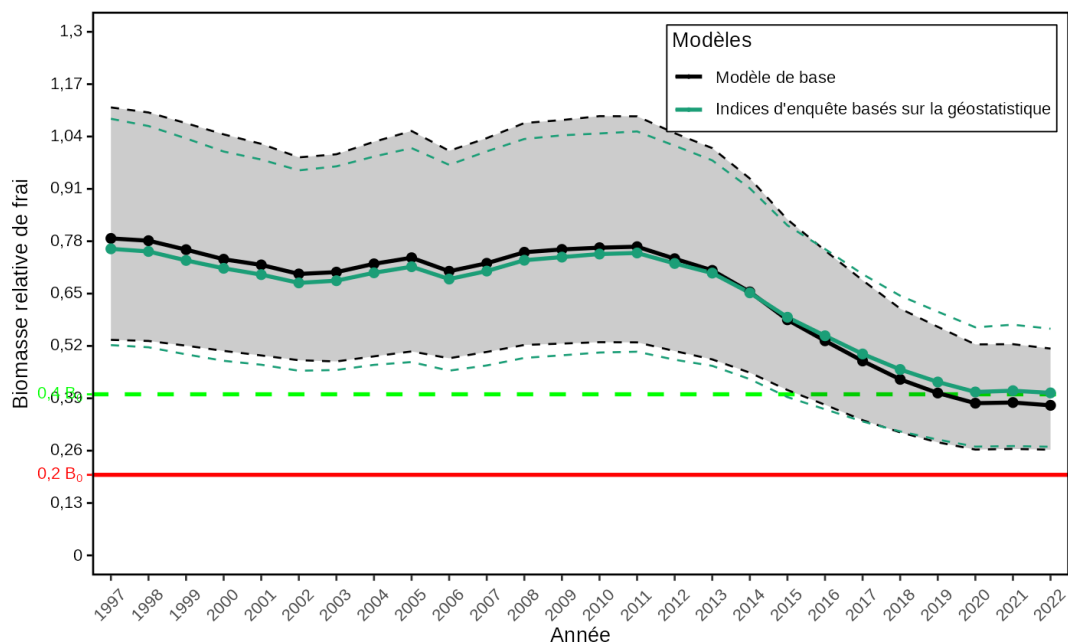


Figure 59. Biomasse reproductrice relative pour la sensibilité dans laquelle les données de l'indice d'enquête basé sur la conception ont été remplacées par des indices d'enquête basés sur des données géostatistiques. Voir l'annexe D.

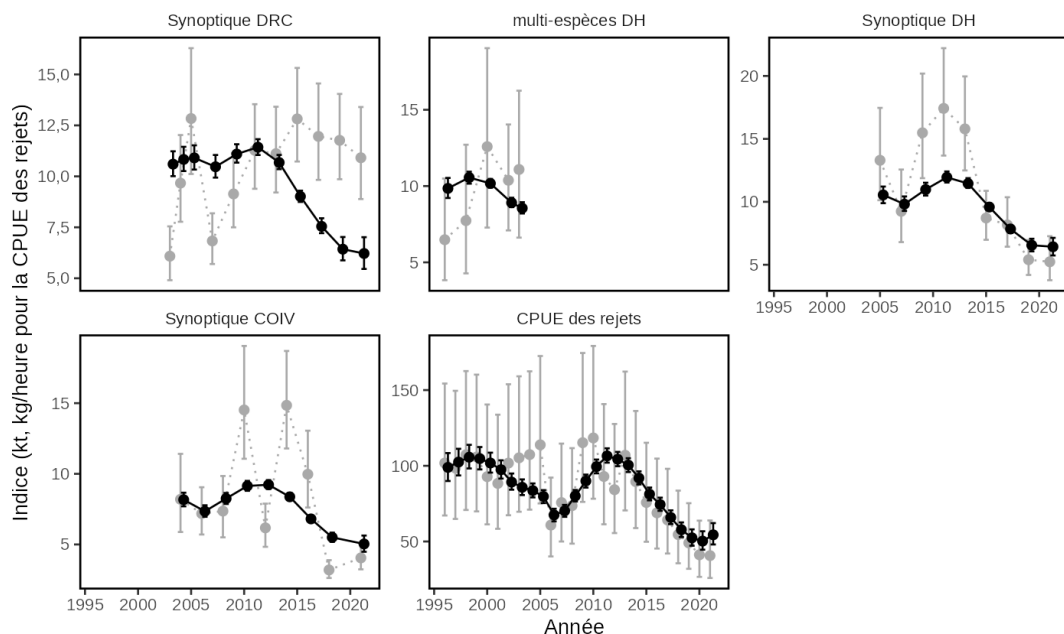


Figure 60. Ajustements de l'indice pour la sensibilité dans laquelle les données de l'indice d'enquête basé sur le plan ont été remplacées par des indices d'enquête basés sur la géostatistique. Voir l'annexe D.

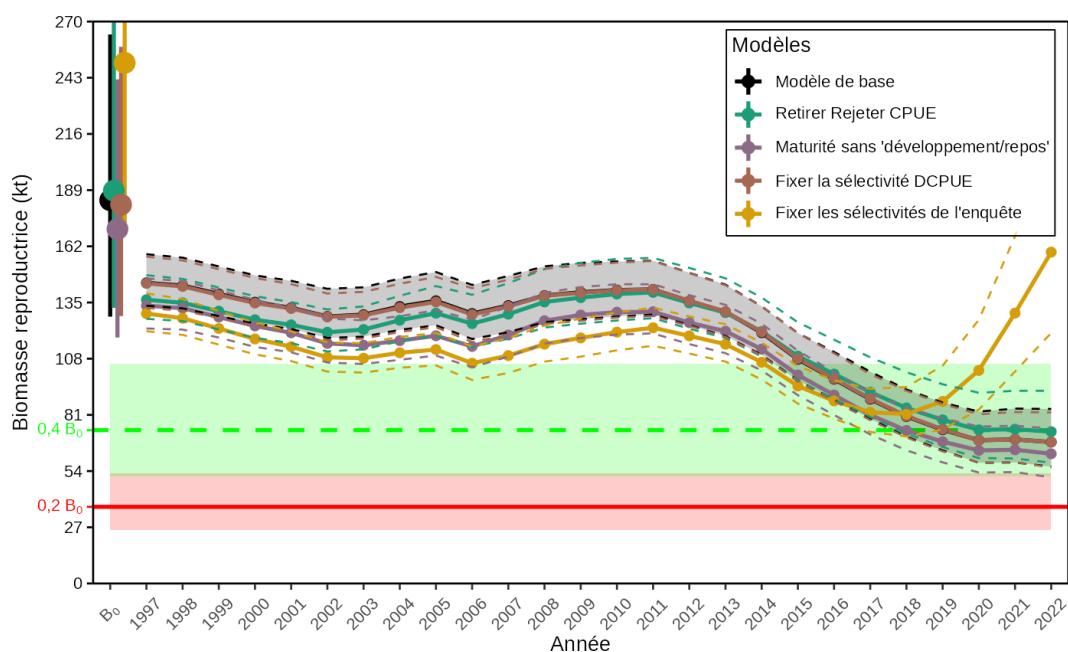


Figure 61. Biomasse de frai pour les sensibilités impliquant la suppression de l'indice RCPUE, la fixation des sélectivités et des maturités, et la modification de l'ogive de maturité. Ces sensibilités ont été ajoutées lors de la réunion de révision formelle d'octobre 2022.

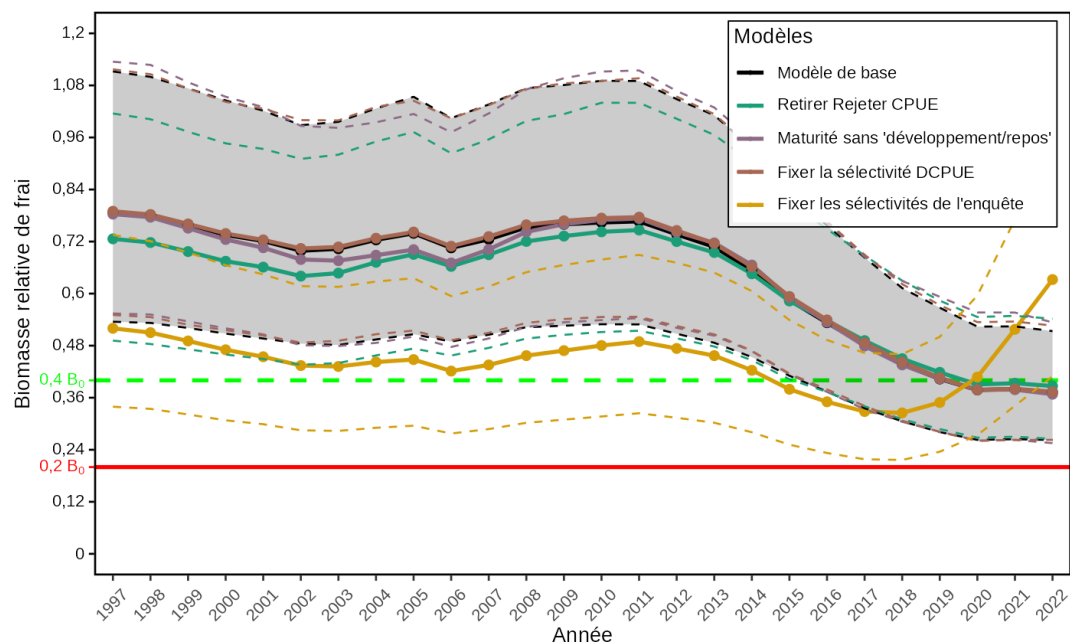


Figure 62. Biomasse de frai relative pour les sensibilités impliquant la suppression de l'indice RCPUE, la fixation des sélectivités et des maturités, et la modification de l'ogive de maturité. Ces sensibilités ont été ajoutées lors de la réunion de révision formelle d'octobre 2022.

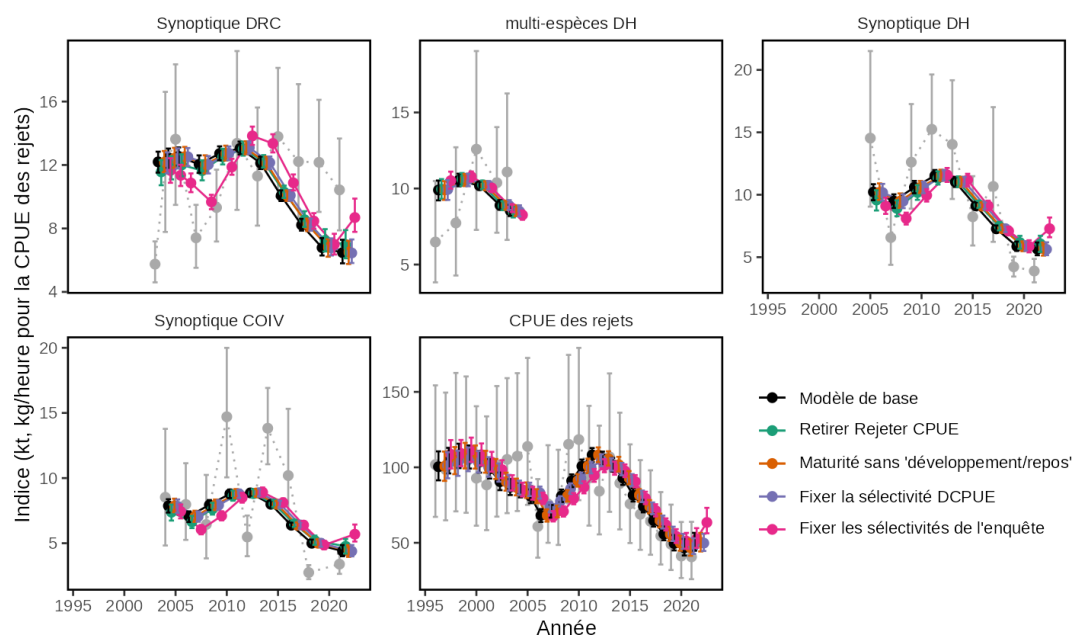


Figure 63. Ajustements de l'indice pour les sensibilités impliquant la suppression de l'indice RCPUE, la fixation des sélectivités et des maturités, et la modification de la courbe des maturités.

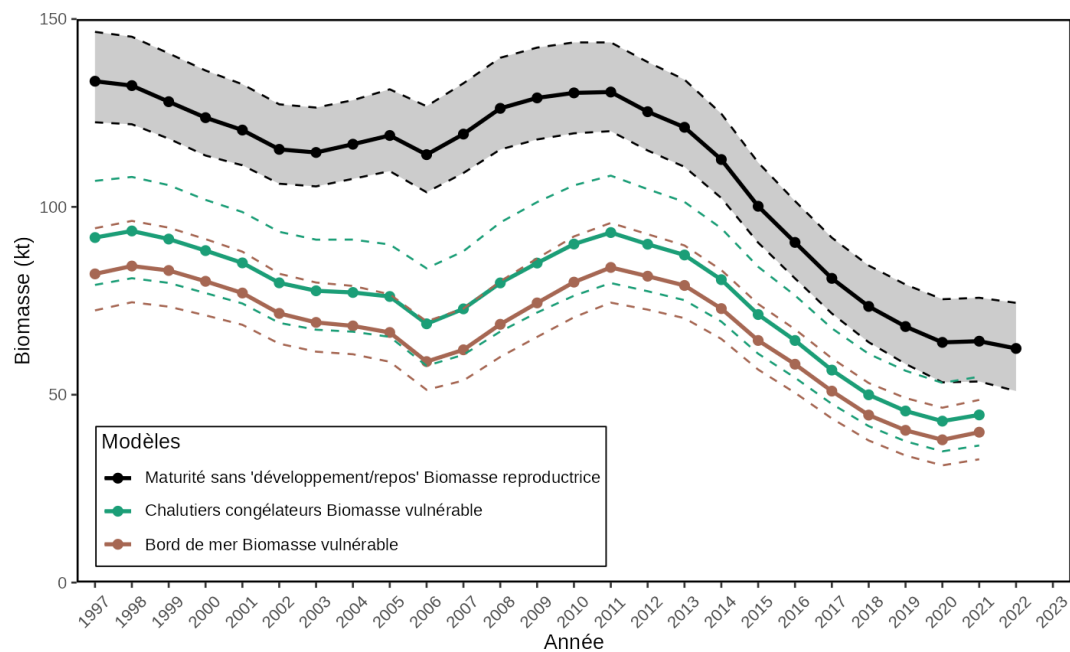


Figure 64. Biomasse de frai et biomasse vulnérable pour les sensibilités impliquant la suppression des stades de repos et de développement de la maturité, en modifiant l'ogive de maturité.

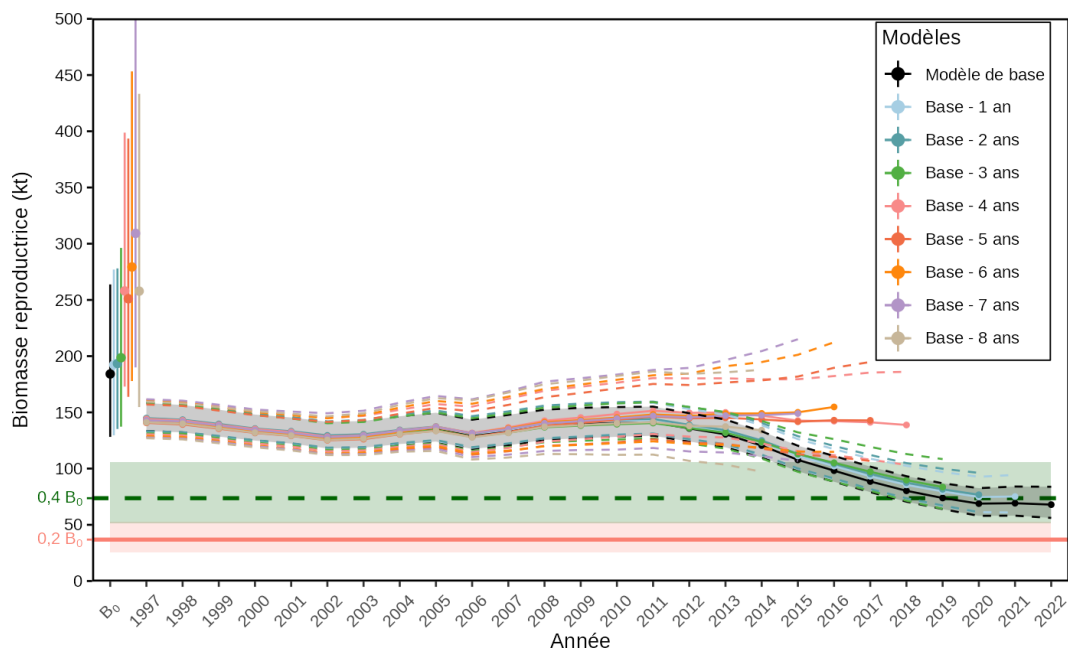


Figure 65. Biomasse de frai pour les modèles rétrospectifs comparant le modèle de base avec des modèles avec des années de données enlevées successivement. Tous les modèles ont la même paramétrisation et ont été exécutés en tant que CMMC exactement de la même manière que le modèle de base.

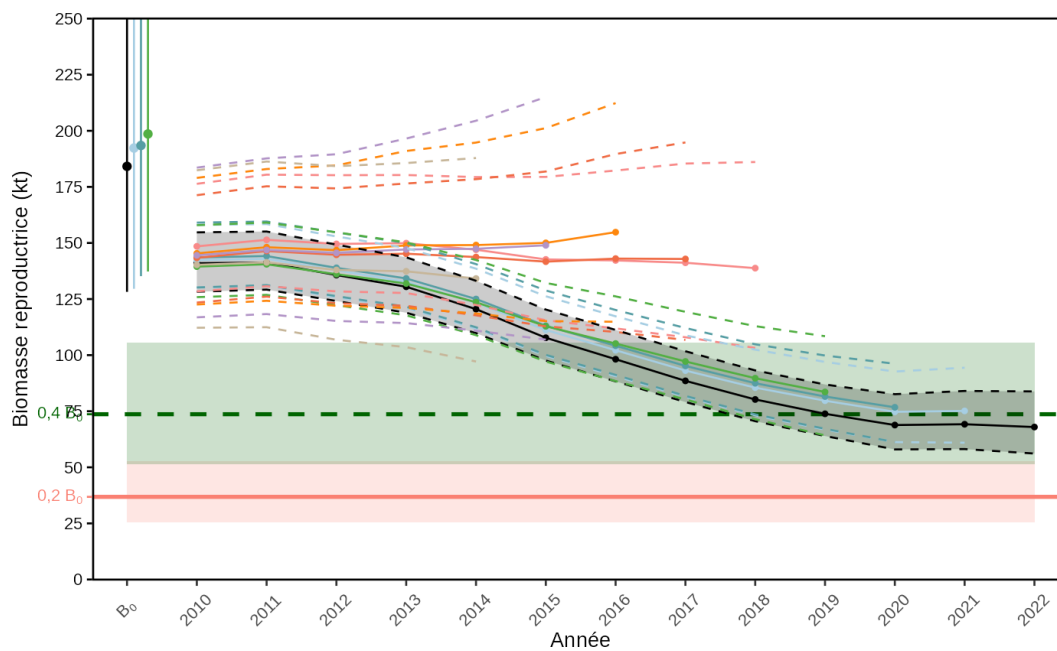


Figure 66. Une vue plus rapprochée de la figure 65.

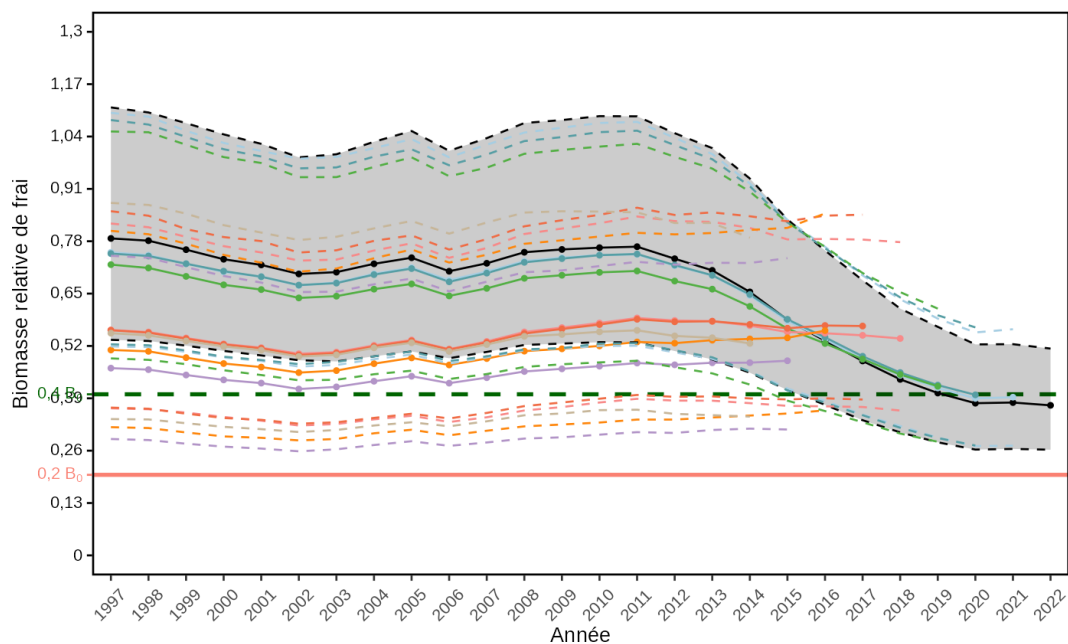


Figure 67. Biomasse de frai relative pour les modèles rétrospectifs. Voir la figure 65 pour la légende.

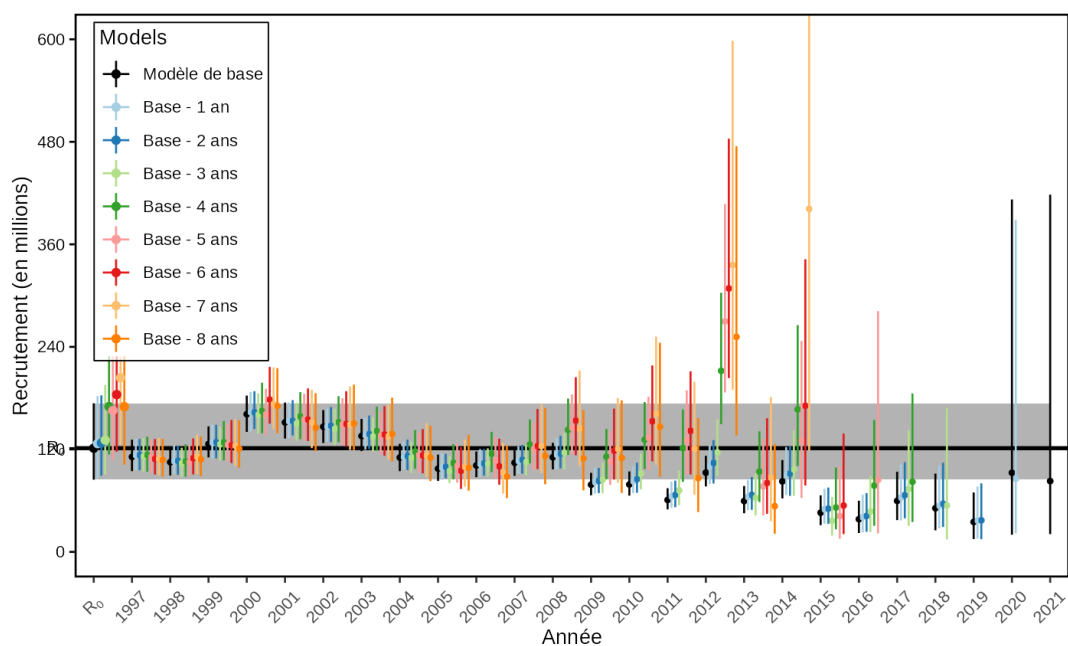


Figure 68. Recrutement de plie à grande bouche pour les modèles rétrospectifs. Les points sont les médianes des postérieures, les lignes verticales sont les intervalles crédibles à 95% pour les postérieures, les points à R_0 sont les estimations médianes pour les paramètres de recrutement initial R_0 , et les lignes verticales au-dessus de ces points sont l'intervalle crédible à 95% pour R_0 . Le ruban ombré est l'intervalle de crédibilité de R_0 sur l'ensemble de la série temporelle pour le modèle de base. Les modèles sont légèrement décalés l'un par rapport à l'autre pour faciliter la visualisation.

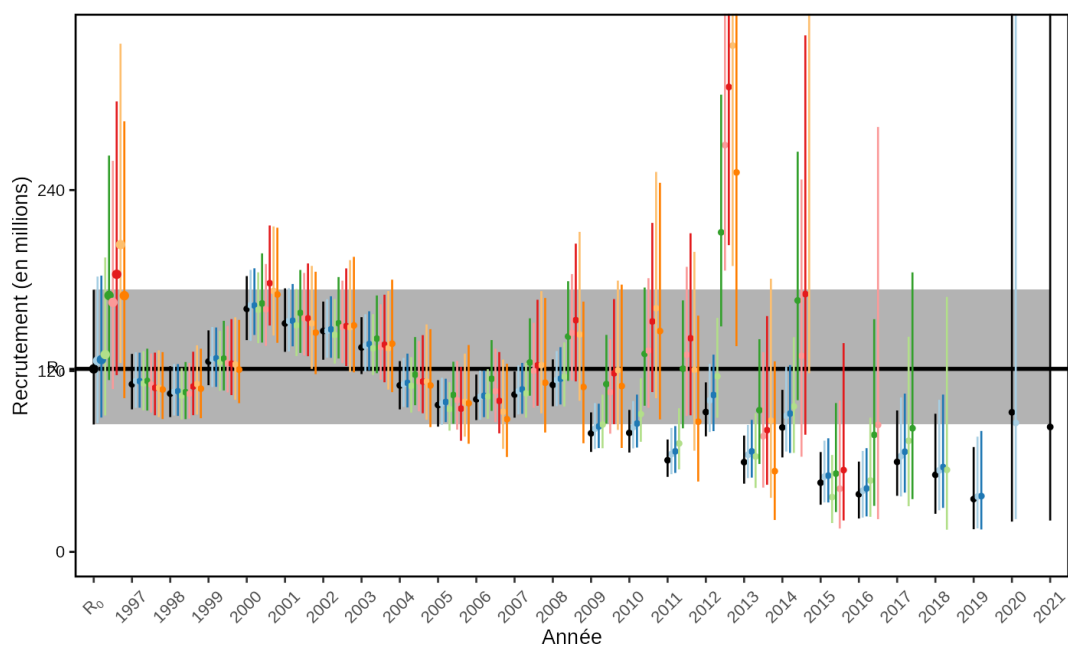


Figure 69. Recrutement de plie à grande bouche pour les modèles rétrospectifs. Les points sont les médianes des valeurs postérieures, les lignes verticales sont les IC à 95% des valeurs postérieures, les points à R_0 sont les estimations médianes des paramètres de recrutement initial R_0 , et les lignes verticales au-dessus de ces points sont les IC à 95% pour R_0 . Le ruban ombré est l'IC de R_0 sur l'ensemble de la série temporelle pour le modèle de base. Les modèles sont légèrement décalés les uns par rapport aux autres pour faciliter la visualisation.

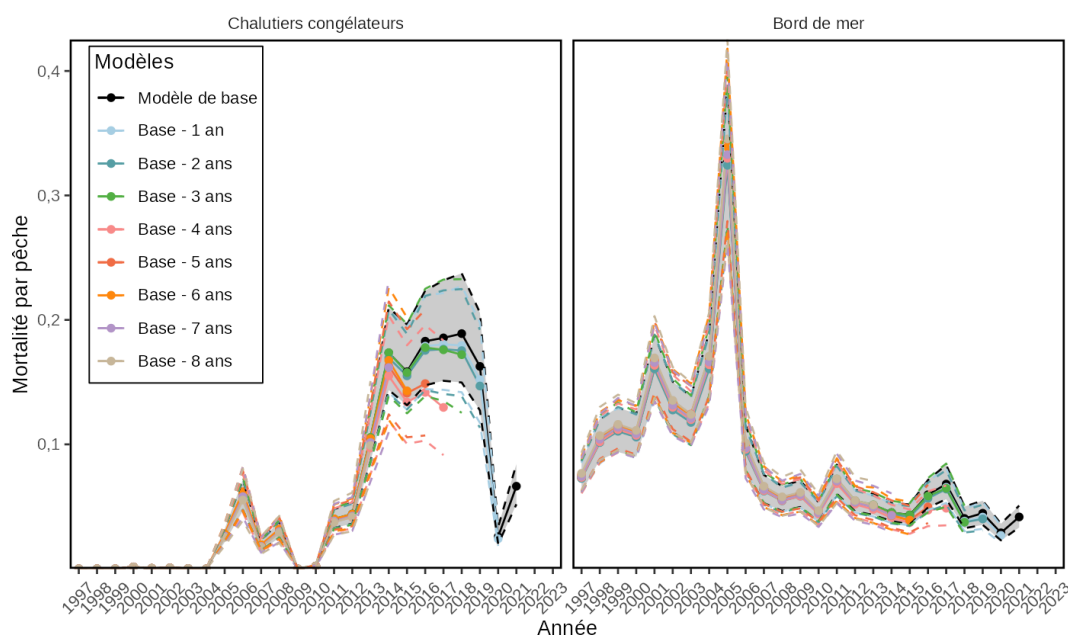


Figure 70. Mortalité par pêche pour les modèles de base et rétrospectif pour les deux pêcheries au chalut. La zone ombrée représente l'IC à 95 % pour le modèle de base, les lignes pointillées représentent l'IC à 95 % pour les modèles rétrospectifs.

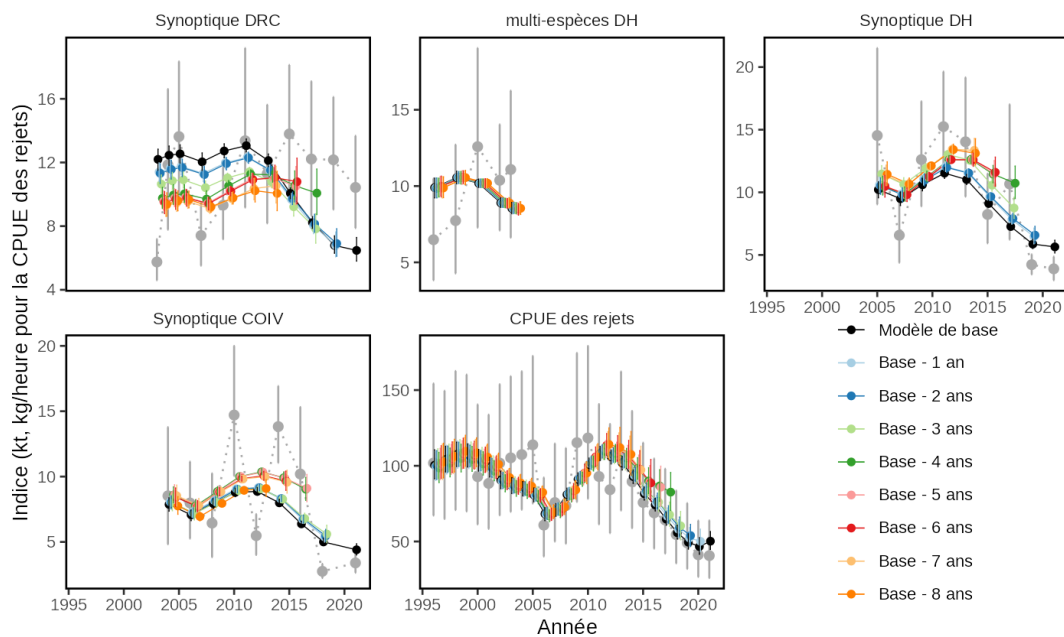


Figure 71. Ajustements de l'indice pour les modèles de base et rétrospectif. Les points gris clair et les lignes verticales indiquent les valeurs de l'indice et les IC à 95 %. Les autres points colorés indiquent les médianes des valeurs postérieures ; les lignes verticales pleines indiquent les IC à 95 % pour les valeurs postérieures. Les lignes reliant les points le long de la série temporelle ne sont présentes que pour des raisons esthétiques.

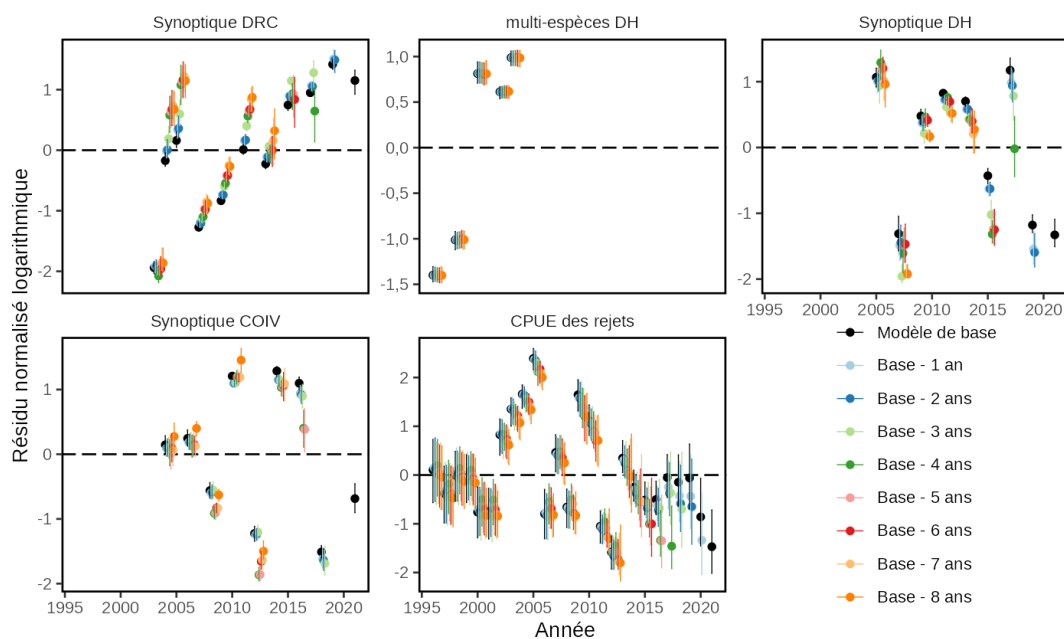


Figure 72. Résidus logarithmiques standardisés pour les ajustements de l'indice du modèle de base et du modèle rétrospectif. Voir la figure 71 pour la description.

5.4. PROJECTION FIGURES FOR THE BASE MODEL

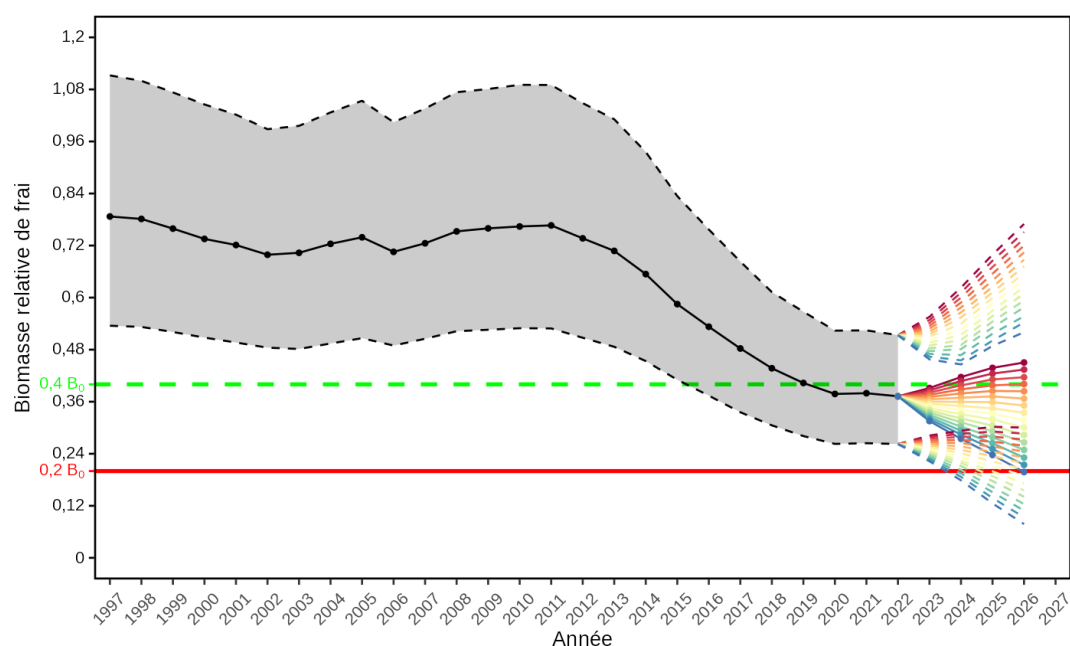


Figure 73. Estimation de la biomasse féconde relative (B_t / B_0) pour le modèle de base. La zone ombrée représente l'intervalle de crédibilité (IC) à 95% et la ligne continue avec des points représente la médiane. Les lignes horizontales indiquent les points de référence $0,2B_0$ (rouge plein) et $0,4B_0$ (vert pointillé). Les points colorés de 2023 à 2026 sont les médianes des valeurs postérieures pour les niveaux de capture projetés, avec des lignes solides les reliant ; les lignes en pointillé de 2023 à 2026 représentent les IC à 95 % pour ces valeurs postérieures. Les valeurs de captures constantes sont indiquées sous forme de texte à droite des points d'arrivée de chaque trajectoire projetée. Voir la table de décision (Tableau 15) pour les probabilités d'être en dessous des points de référence et de voir le stock décliner pour chaque niveau de capture.

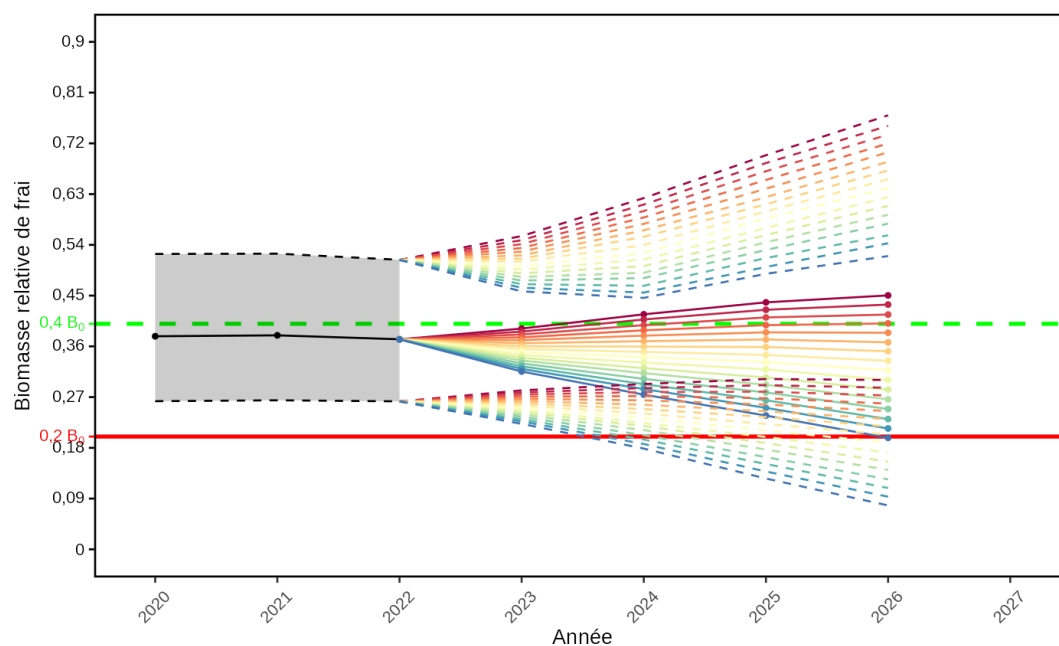


Figure 74. Vue rapprochée de la biomasse reproductrice relative pour le modèle de base pli à grande bouche avec des points de référence basés sur B_0 et des projections dans l'avenir. Les valeurs des captures constantes sont indiquées sous forme de texte à droite des points finaux de chaque trajectoire projetée. Voir la table de décision (Tableau 15) pour les probabilités d'être en dessous des points de référence et de voir le stock décliner pour chaque flux de capture.

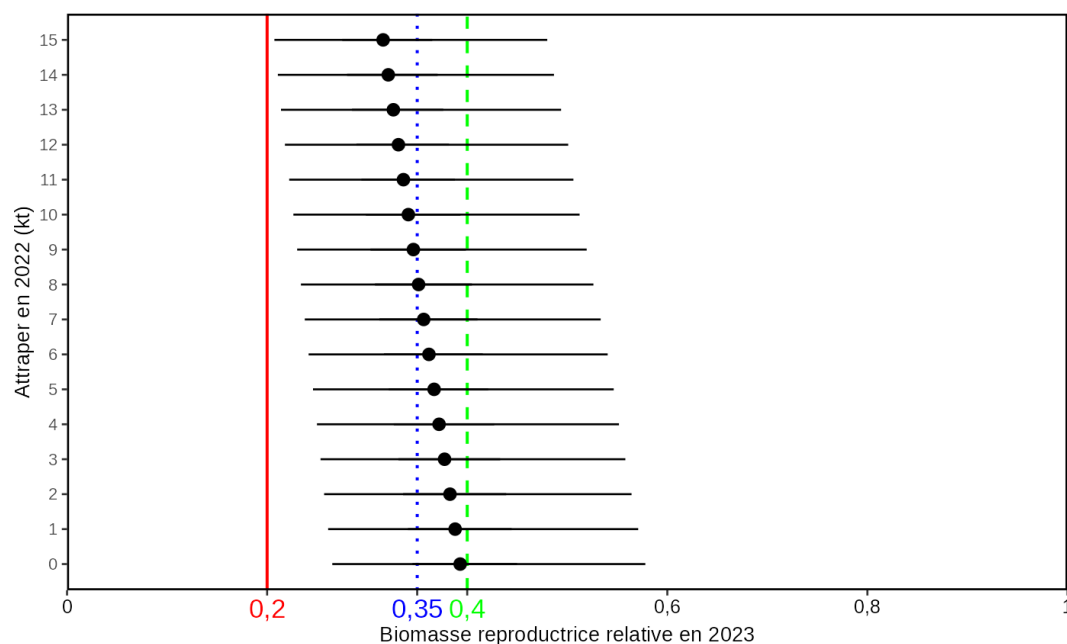


Figure 75. Biomasse reproductrice relative projetée 2023 pour les captures effectuées en 2022. Les points noirs sont les médianes du postérieur, les lignes épaisses sont l'IC à 50 % (25 %–75 %) et les lignes fines sont l'IC à 95 % (2,5 %–97,5 %). La ligne rouge continue est la PRL, $0,2B_0$, la ligne bleue pointillée est la ligne $0,35B_0$, et la ligne verte pointillée est la RSS, $0,4B_0$.

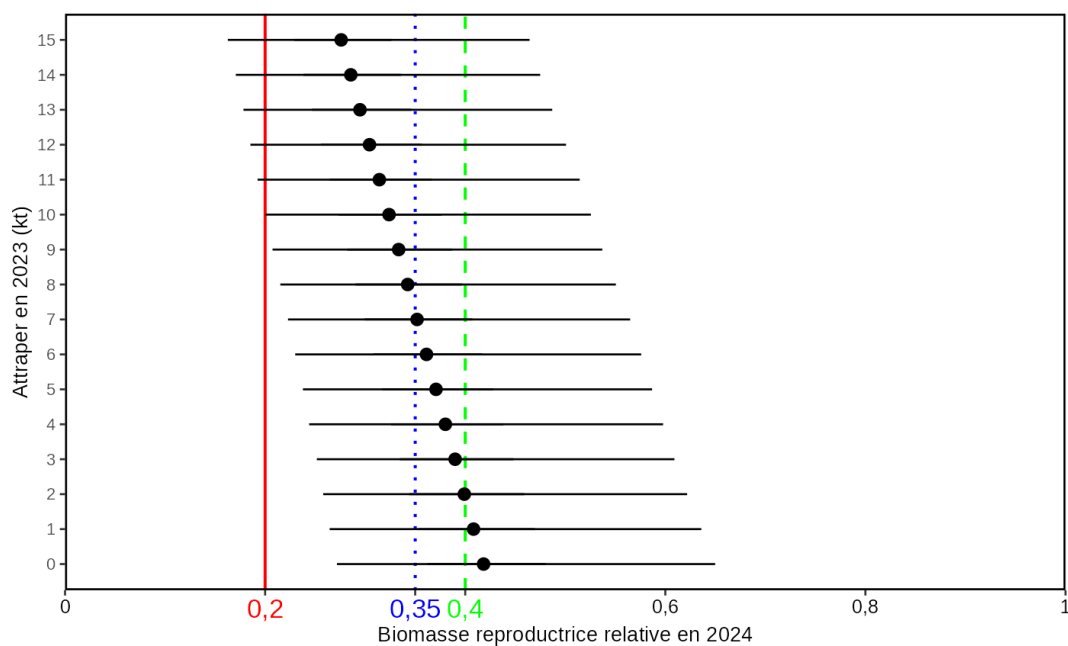


Figure 76. Biomasse reproductrice relative projetée 2024 pour les captures effectuées dans 2023. Les points noirs sont les médianes du postérieur, les lignes épaisses sont l'IC à 50 % (25 %–75 %) et les lignes fines sont l'IC à 95 % (2,5 %–97,5 %). La ligne rouge continue est la PRL, $0,2B_0$, la ligne bleue pointillée est la ligne $0,35B_0$, et la ligne verte pointillée est la RSS, $0,4B_0$.

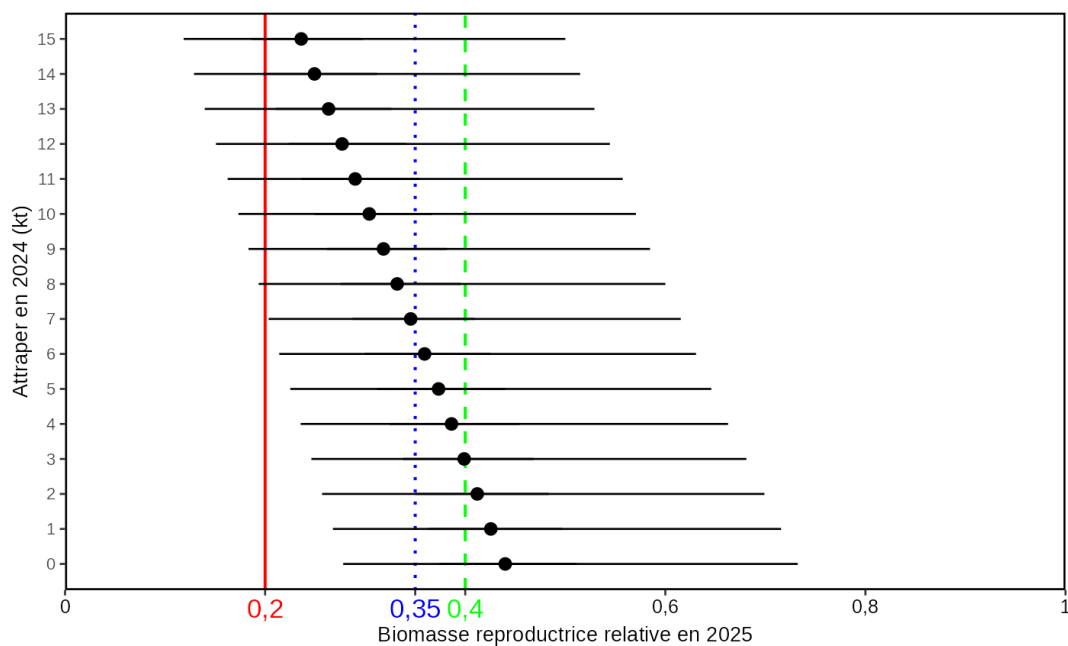


Figure 77. Biomasse reproductrice relative projetée 2025 pour les captures effectuées en 2024. Les points noirs sont les médianes du postérieur, les lignes épaisses sont l'IC à 50 % (25 %–75 %), et les lignes fines sont l'IC à 95 % (2,5 %–97,5 %). La ligne rouge continue est la PRL, $0,2B_0$, la ligne bleue pointillée est la ligne $0,35B_0$, et la ligne verte pointillée est la RSS, $0,4B_0$.

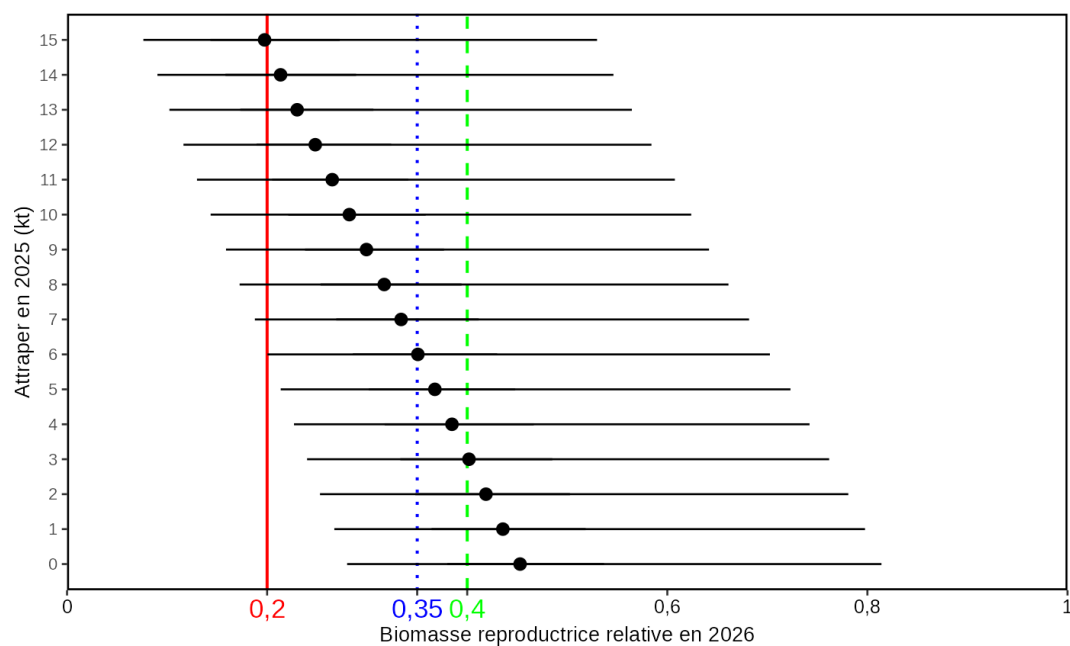


Figure 78. Biomasse reproductrice relative projetée 2026 pour les captures effectuées en 2025. Les points noirs sont les médianes du postérieur, les lignes épaisses sont l'IC à 50 % (25 %–75 %), et les lignes fines sont l'IC à 95 % (2,5 %–97,5 %). La ligne rouge continue est la PRL, $0,2B_0$, la ligne bleue pointillée est la ligne $0,35B_0$, et la ligne verte pointillée est la RSS, $0,4B_0$.

6. TABLEAUX

Tableau 1. Débarquements et rejets récents de la pêche commerciale côtière (t) pour plie à grande bouche.

Année	Débarquements	Rejetées
1996	4 711,5	3 459,6
1997	2 795,8	2 442,5
1998	4 145,9	3 272,3
1999	3 927,9	4 019,9
2000	4 061,6	3 429,4
2001	8 289,3	2 340,4
2002	5 031,4	2 957,6
2003	4 067,4	3 046,0
2004	6 239,3	3 204,2
2005	16 237,4	2 576,4
2006	6 901,3	1 300,0
2007	2 819,1	1 747,9
2008	3 876,1	1 562,6
2009	1 259,2	2 619,0
2010	646,1	2 714,9
2011	5 872,6	2 407,3
2012	4 869,7	2 370,0
2013	8 913,1	2 257,8
2014	12 641,3	1 658,7
2015	10 050,2	1 762,6
2016	11 184,9	1 312,9
2017	10 430,2	973,5
2018	8 575,8	687,8
2019	7 027,6	615,1
2020	1 692,8	247,1
2021	2 459,6	276,0

Tableau 2. Débarquements et rejets (t) récents de la pêche commerciale à l'échelle de la côte de plie à grande bouche par flottille.

Année	Chalutiers Congélateurs			Bord De Mer			Des prises totales
	Débarque-ments	Rejets	Totale	Débarque-ments	Rejets	Totale	
1996	0,0	0,7	0,7	4 711,5	3 459,0	8 170,4	8 171,1
1997	0,0	0,0	0,0	2 795,8	2 442,5	5 238,3	5 238,3
1998	0,0	0,0	0,0	4 145,9	3 272,3	7 418,2	7 418,2
1999	0,0	0,0	0,0	3 927,9	4 019,9	7 947,8	7 947,8
2000	6,8	106,3	113,1	4 054,9	3 323,1	7 377,9	7 491,1
2001	12,5	18,9	31,4	8 276,9	2 321,5	10 598,4	10 629,8
2002	28,0	22,4	50,4	5 003,5	2 935,2	7 938,7	7 989,0
2003	6,7	9,4	16,1	4 060,7	3 036,5	7 097,2	7 113,4

Année	Débarque- ments	Rejets	Totale	Débarque- ments	Rejets	Totale	Des prises totales
2004	0,4	0,0	0,4	6 238,9	3 204,2	9 443,1	9 443,5
2005	1 257,8	340,8	1 598,6	14 979,5	2 235,5	17 215,1	18 813,7
2006	3 302,5	113,5	3 416,0	3 598,8	1 186,5	4 785,3	8 201,3
2007	1 123,4	41,8	1 165,3	1 695,7	1 706,1	3 401,8	4 567,0
2008	1 956,0	189,8	2 145,8	1 920,1	1 372,8	3 292,9	5 438,7
2009	0,0	2,1	2,1	1 259,2	2 616,8	3 876,1	3 878,2
2010	140,5	34,5	175,0	505,6	2 680,4	3 186,0	3 361,0
2011	2 841,8	335,3	3 177,1	3 030,8	2 072,1	5 102,8	8 279,9
2012	3 085,2	326,6	3 411,8	1 784,6	2 043,4	3 827,9	7 239,7
2013	7 375,2	392,6	7 767,8	1 537,9	1 865,2	3 403,1	11 170,8
2014	11 231,9	355,9	11 587,8	1 409,4	1 302,9	2 712,3	14 300,1
2015	8 855,3	637,3	9 492,6	1 194,9	1 125,3	2 320,3	11 812,8
2016	9 367,2	305,2	9 672,4	1 817,7	1 007,8	2 825,5	12 497,9
2017	8 286,9	292,9	8 579,8	2 143,3	680,6	2 823,8	11 403,6
2018	7 527,5	257,3	7 784,8	1 048,3	430,5	1 478,9	9 263,6
2019	5 836,1	312,4	6 148,5	1 191,5	302,7	1 494,2	7 642,7
2020	947,3	26,4	973,7	745,5	220,7	966,2	1 939,9
2021	1 376,7	28,2	1 404,8	1 082,9	247,8	1 330,7	2 735,5

Tableau 3. Débarquements et rejets récents de la pêche commerciale côtière (t) pour plie à grande bouche par zone.

Année	Zone			
	3CD		5ABCDE	
	Débarquements	Rejetées	Débarquements	Rejetées
1996	3 068,0	892,0	1 643,5	2 567,7
1997	1 453,9	537,3	1 341,9	1 905,1
1998	2 486,2	680,4	1 659,7	2 591,9
1999	1 474,8	864,9	2 453,1	3 155,1
2000	1 789,7	588,8	2 272,0	2 840,6
2001	4 943,0	586,9	3 346,4	1 753,5
2002	2 457,1	672,1	2 574,4	2 285,5
2003	1 974,1	670,5	2 093,3	2 375,5
2004	3 356,1	669,0	2 883,2	2 535,2
2005	6 317,7	531,5	9 919,6	2 044,8
2006	2 645,2	278,2	4 256,1	1 021,8
2007	605,6	459,4	2 213,5	1 288,5
2008	3 075,6	669,0	800,5	893,6
2009	722,8	719,3	536,4	1 899,6
2010	208,1	786,4	438,0	1 928,5
2011	3 284,9	960,3	2 587,7	1 447,0
2012	4 253,2	807,5	616,5	1 562,5
2013	7 067,7	822,8	1 845,4	1 435,0
2014	8 188,0	675,8	4 453,4	982,9
2015	5 234,8	902,6	4 815,4	860,1

Année	Débarquements	Rejetées	Débarquements	Rejetées
2016	6 556,2	626,6	4 628,8	686,4
2017	4 289,4	372,9	6 140,7	600,6
2018	1 619,1	190,0	6 956,8	497,8
2019	1 270,7	109,7	5 756,8	505,4
2020	954,0	77,0	738,7	170,1
2021	790,0	45,4	1 669,6	230,5

Tableau 4. Indices d'abondance et CV pour le modèle de base.

Année	Synoptique DRC		multi-espèces DH		Synoptique DH		Synoptique COIV		CPUE des rejets	
	Indice	CV	Indice	CV	Indice	CV	Indice	CV	Indice	CV
1996	—	—	6,48	0,26	—	—	—	—	101,81	0,21
1997	—	—	—	—	—	—	—	—	98,50	0,22
1998	—	—	7,73	0,28	—	—	—	—	107,29	0,21
1999	—	—	—	—	—	—	—	—	105,80	0,21
2000	—	—	12,58	0,23	—	—	—	—	92,80	0,21
2001	—	—	—	—	—	—	—	—	88,36	0,21
2002	—	—	10,38	0,17	—	—	—	—	101,78	0,21
2003	5,75	0,11	11,09	0,23	—	—	—	—	105,26	0,21
2004	11,86	0,19	—	—	—	—	8,53	0,26	107,39	0,21
2005	13,63	0,17	—	—	14,53	0,23	—	—	113,84	0,21
2006	—	—	—	—	—	—	7,98	0,19	60,83	0,21
2007	7,41	0,14	—	—	6,57	0,19	—	—	75,70	0,21
2008	—	—	—	—	—	—	6,44	0,28	73,64	0,21
2009	9,32	0,13	—	—	12,61	0,17	—	—	115,27	0,21
2010	—	—	—	—	—	—	14,71	0,17	118,39	0,21
2011	13,37	0,19	—	—	15,24	0,14	—	—	92,93	0,21
2012	—	—	—	—	—	—	5,48	0,14	84,20	0,21
2013	11,3	0,17	—	—	14,03	0,17	—	—	106,95	0,22
2014	—	—	—	—	—	—	13,82	0,11	89,52	0,22
2015	13,79	0,15	—	—	8,23	0,18	—	—	75,76	0,22
2016	—	—	—	—	—	—	10,2	0,23	68,91	0,22
2017	12,22	0,19	—	—	10,67	0,26	—	—	64,21	0,22
2018	—	—	—	—	—	—	2,75	0,1	54,55	0,22
2019	12,17	0,15	—	—	4,23	0,1	—	—	49,05	0,22
2020	—	—	—	—	—	—	—	—	41,21	0,23
2021	10,43	0,14	—	—	3,89	0,12	3,39	0,12	40,66	0,23

Tableau 5. Paramètres et distributions de probabilité antérieures utilisés dans le modèle de base.

Paramètre	Nombre estimé	Limites [inférieure, supérieure]	Priorité (moyenne, SD) (valeur unique = fixe)
Le recrutement de log [$\ln(R_0)$]	1	[-2, 6]	Uniforme
La pente [h]	1	[0,2, 1]	Bêta($\alpha = 13, 4, \beta = 2, 4$)
La mortalité naturelle de log (femme) [$\ln(M_{\text{female}})$]	0	Fixé	-1, 609
La mortalité naturelle de log (homme) [$\ln(M_{\text{male}})$]	0	Fixé	-1, 050
Le recrutement moyen de log [$\ln(\bar{R})$]	1	[-2, 6]	Uniforme
Le recrutement initial de log [$\ln(\bar{R}_{\text{init}})$]	1	[-5, 6]	Uniforme
Rapport de variance, erreur d'observation [ρ]	0	Fixé	0, 059
La variance totale [ϑ^2]	0	Fixé	1, 471
Âge de la pêche à une sélectivité logistique de 50 % ($\hat{a}_k$)	2	[0, 1]	Uniform
Pêche SD de la sélectivité logistique ($\hat{\gamma}_k$)	2	[0, 1]	Uniform
Âge de l'enquête à 50 % de sélectivité logistique ($\hat{a}_k$)	3	[0, 1]	Uniform
Enquête SD de la sélectivité logistique ($\hat{\gamma}_k$)	3	[0, 1]	Uniform
La capturabilité dans les relevés (q_k)	5	[0, 1]	Normale(0, 5, 1)
Valeurs logarithmiques de la mortalité par pêche ($\Gamma_{k,t}$)	52	[-30, 3]	[-30, 3]
Écarts logarithmiques de recrutement (ω_t)	26	Aucun	Normale(0, τ)
Écarts initiaux de recrutement logarithmique ($\omega_{\text{init},t}$)	19	Aucun	Normale(0, τ)

Tableau 6. Estimations de la médiane postérieure et de l'intervalle crédible à 95 % des paramètres clés pour le modèle de base.

Paramètre	Engin	Sexe	2,5 %	50 %	97,5 %
R_0	—	—	84,52	121,40	173,89
h	—	—	0,66	0,89	0,98
M_1	—	Femelle	0,20	0,20	0,20
M_2	—	Mâle	0,35	0,35	0,35
$\bar{R}$	—	—	74,75	86,14	98,03
$\bar{R}_{\text{init}}$	—	—	55,75	67,23	79,11
SB_0	—	—	128,21	184,16	263,79
B_{RMD}	—	—	16,07	30,96	60,83
RMD_1	Chalutiers congélateurs	—	3,78	5,55	8,08
F_{RMD_1}	Chalutiers congélateurs	—	0,34	1,52	3,92
U_{RMD_1}	Chalutiers congélateurs	—	0,29	0,78	0,98
RMD_2	Bord de mer	—	6,80	9,98	14,55
F_{RMD_2}	Bord de mer	—	0,86	4,77	15,35
U_{RMD_2}	Bord de mer	—	0,58	0,99	1,00
q_1	Synoptique DRC	—	0,09	0,11	0,15
q_2	multi-espèces DH	—	0,12	0,14	0,15
q_3	Synoptique DH	—	0,12	0,15	0,20
q_4	Synoptique COIV	—	0,09	0,10	0,13
q_5	CPUE des rejets	—	1,25	1,41	1,58
$\hat{a}_{1,F,1}$	Chalutiers congélateurs	Femelle	7,58	8,13	8,72
$\hat{\gamma}_{1,F,1}$	Chalutiers congélateurs	Femelle	0,92	1,08	1,26
$\hat{a}_{1,M,1}$	Chalutiers congélateurs	Mâle	7,13	7,73	8,45
$\hat{\gamma}_{1,M,1}$	Chalutiers congélateurs	Mâle	0,84	0,99	1,19
$\hat{a}_{2,F,1}$	Bord de mer	Femelle	8,41	8,67	8,95
$\hat{\gamma}_{2,F,1}$	Bord de mer	Femelle	0,90	0,98	1,08
$\hat{a}_{2,M,1}$	Bord de mer	Mâle	7,99	8,35	8,81

Paramètre	Engin	Sexe	2,5 %	50 %	97,5 %
$\hat{\gamma}_{2,M,1}$	Bord de mer	Mâle	0,95	1,04	1,15
$\hat{a}_{3,F,1}$	Synoptique DRC	Femelle	4,26	6,00	8,67
$\hat{\gamma}_{3,F,1}$	Synoptique DRC	Femelle	1,86	2,65	3,98
$\hat{a}_{3,M,1}$	Synoptique DRC	Mâle	4,64	6,15	8,88
$\hat{\gamma}_{3,M,1}$	Synoptique DRC	Mâle	1,24	1,74	2,58
$\hat{a}_{4,F,1}$	multi-espèces DH	Femelle	9,00	9,00	9,00
$\hat{\gamma}_{4,F,1}$	multi-espèces DH	Femelle	0,50	0,50	0,50
$\hat{a}_{4,M,1}$	multi-espèces DH	Mâle	9,00	9,00	9,00
$\hat{\gamma}_{4,M,1}$	multi-espèces DH	Mâle	0,50	0,50	0,50
$\hat{a}_{5,F,1}$	Synoptique DH	Femelle	8,19	9,34	10,76
$\hat{\gamma}_{5,F,1}$	Synoptique DH	Femelle	2,05	2,38	2,81
$\hat{a}_{5,M,1}$	Synoptique DH	Mâle	8,32	9,65	11,23
$\hat{\gamma}_{5,M,1}$	Synoptique DH	Mâle	1,70	1,98	2,27
$\hat{a}_{6,F,1}$	Synoptique COIV	Femelle	8,03	8,78	9,64
$\hat{\gamma}_{6,F,1}$	Synoptique COIV	Femelle	1,38	1,61	1,90
$\hat{a}_{6,M,1}$	Synoptique COIV	Mâle	6,42	7,06	7,79
$\hat{\gamma}_{6,M,1}$	Synoptique COIV	Mâle	0,91	1,10	1,29
$\hat{a}_{7,F,1}$	CPUE des rejets	Femelle	9,00	9,00	9,00
$\hat{\gamma}_{7,F,1}$	CPUE des rejets	Femelle	0,50	0,50	0,50
$\hat{a}_{7,M,1}$	CPUE des rejets	Mâle	9,00	9,00	9,00
$\hat{\gamma}_{7,M,1}$	CPUE des rejets	Mâle	0,50	0,50	0,50

Tableau 7. Médiane postérieure et intervalle de crédibilité à 95 % des points de référence proposés pour le modèle de base. Les chiffres relatifs à la biomasse sont exprimés en milliers de tonnes. L'indice 1 correspond à la flotte de chalutiers congélateurs, l'indice 2 à la flotte côtière.

Point de référence	Médiane	Intervalle crédible
SB_0	184,16	128,21-263,79
$0,2B_0$	36,83	25,64-52,76
$0,4B_0$	73,66	51,28-105,51
SB_{2021}	69,20	58,13-84,03
SB_{2022}	67,95	56,14-83,83
F_{RMD_1}	1,52	0,34-3,92
F_{RMD_2}	4,77	0,86-15,35
B_{RMD}	30,96	16,07-60,83
$0,4B_{RMD}$	12,38	6,43-24,33
$0,8B_{RMD}$	24,77	12,85-48,66
RMD_1	5,55	3,78-8,08
RMD_2	9,98	6,80-14,55
F_{2021_1}	0,07	0,05-0,08
F_{2021_2}	0,04	0,03-0,05
U_{RMD_1}	0,78	0,29-0,98
U_{RMD_2}	0,99	0,58-1,00

Tableau 8. Médiane postérieure et intervalles crédibles à 95 % de la biomasse féconde pour le modèle de base. Les valeurs sont exprimées en milliers de tonnes.

Année	Médiane	Intervalle crédible
1996	147,74	136,58–161,42
1997	144,44	133,48–158,22
1998	143,11	132,17–156,55
1999	139,10	128,45–152,34
2000	135,12	124,93–148,03
2001	132,41	122,24–145,42
2002	128,28	117,99–141,60
2003	129,15	118,59–142,29
2004	133,04	121,85–146,52
2005	135,80	124,05–149,65
2006	129,68	117,44–143,45
2007	133,51	120,73–147,77
2008	138,34	125,57–152,39
2009	139,92	126,96–154,05
2010	140,97	128,28–154,73
2011	141,29	129,21–155,11
2012	135,70	124,13–149,27
2013	130,49	118,91–143,60
2014	120,50	109,83–133,13
2015	107,75	97,59–120,31
2016	98,18	88,30–111,24
2017	88,54	79,11–101,74
2018	80,25	70,56–93,19
2019	73,86	63,95–86,92
2020	68,84	57,98–82,59
2021	69,20	58,13–84,03
2022	67,95	56,14–83,83

Tableau 9. Médiane postérieure et intervalles crédibles à 95 % pour la biomasse frayante relative pour le modèle de base.

Année	Médiane	Intervalle crédible
1996	0,80	0,55–1,14
1997	0,79	0,54–1,11
1998	0,78	0,53–1,10
1999	0,76	0,52–1,07
2000	0,74	0,51–1,05
2001	0,72	0,50–1,02
2002	0,70	0,48–0,99
2003	0,70	0,48–1,00
2004	0,72	0,49–1,03
2005	0,74	0,51–1,05
2006	0,71	0,49–1,00
2007	0,73	0,51–1,04
2008	0,75	0,52–1,07

Année	Médiane	Intervalle crédible
2009	0,76	0,53–1,08
2010	0,76	0,53–1,09
2011	0,77	0,53–1,09
2012	0,74	0,51–1,05
2013	0,71	0,49–1,01
2014	0,65	0,45–0,94
2015	0,58	0,41–0,83
2016	0,53	0,37–0,76
2017	0,48	0,34–0,68
2018	0,44	0,31–0,61
2019	0,40	0,28–0,57
2020	0,38	0,26–0,52
2021	0,38	0,26–0,52
2022	0,37	0,26–0,51

Tableau 10. Médiane postérieure et intervalles crédibles à 95 % du recrutement pour le modèle de base. Les valeurs sont exprimées en millions de poissons.

Année	Médiane	Intervalle crédible
1997	111,21	94,55–131,31
1998	104,99	89,41–123,19
1999	126,26	110,58–146,93
2000	161,21	140,47–182,95
2001	151,55	132,70–174,80
2002	146,52	127,46–166,03
2003	135,61	117,96–155,68
2004	110,44	94,53–126,54
2005	97,43	83,09–113,88
2006	101,20	87,42–117,62
2007	104,38	89,05–119,69
2008	110,79	96,60–127,70
2009	78,68	66,31–92,52
2010	78,94	65,91–94,16
2011	60,80	49,77–74,54
2012	92,77	76,64–112,44
2013	59,55	45,27–77,15
2014	82,55	62,66–107,48
2015	45,89	31,30–66,23
2016	38,28	22,16–59,90
2017	59,72	37,21–93,81
2018	51,13	25,27–91,63
2019	35,06	15,04–69,54
2020	92,60	20,10–412,51
2021	82,87	20,80–418,16

Tableau 11. Médiane postérieure et intervalles crédibles à 95 % pour la mortalité par pêche pour le modèle de base.

Année	F _{Chalutiersconglateurs}		F _{Borddemer}	
	Médiane	Intervalle crédible	Médiane	Intervalle crédible
1996	0,00	0,00–0,00	0,12	0,10–0,14
1997	0,00	0,00–0,00	0,07	0,06–0,09
1998	0,00	0,00–0,00	0,10	0,09–0,12
1999	0,00	0,00–0,00	0,11	0,09–0,13
2000	0,00	0,00–0,00	0,11	0,09–0,12
2001	0,00	0,00–0,00	0,16	0,14–0,19
2002	0,00	0,00–0,00	0,13	0,11–0,15
2003	0,00	0,00–0,00	0,12	0,10–0,14
2004	0,00	0,00–0,00	0,16	0,14–0,19
2005	0,03	0,02–0,03	0,33	0,27–0,39
2006	0,06	0,05–0,07	0,10	0,08–0,12
2007	0,02	0,01–0,02	0,06	0,05–0,08
2008	0,03	0,03–0,04	0,06	0,05–0,07
2009	0,00	0,00–0,00	0,06	0,05–0,07
2010	0,00	0,00–0,00	0,05	0,04–0,05
2011	0,04	0,03–0,05	0,07	0,06–0,08
2012	0,04	0,04–0,05	0,05	0,05–0,06
2013	0,11	0,09–0,13	0,05	0,04–0,06
2014	0,17	0,14–0,21	0,05	0,04–0,05
2015	0,16	0,13–0,20	0,04	0,04–0,05
2016	0,18	0,15–0,22	0,06	0,05–0,07
2017	0,19	0,15–0,23	0,07	0,06–0,08
2018	0,19	0,15–0,24	0,04	0,03–0,05
2019	0,16	0,13–0,21	0,04	0,04–0,05
2020	0,03	0,02–0,03	0,03	0,02–0,04
2021	0,07	0,05–0,08	0,04	0,03–0,05

Tableau 12. Médiane postérieure et intervalles crédibles à 95 % pour le taux de récolte annuel (U_t) pour le modèle de base.

Année	U _{Chalutiersconglateurs}		U _{Borddemer}	
	Médiane	Intervalle crédible	Médiane	Intervalle crédible
1997	0,00	0,00–0,00	0,07	0,06–0,08
1998	0,00	0,00–0,00	0,10	0,08–0,11
1999	0,00	0,00–0,00	0,10	0,09–0,12
2000	0,00	0,00–0,00	0,10	0,09–0,12
2001	0,00	0,00–0,00	0,15	0,13–0,17
2002	0,00	0,00–0,00	0,12	0,10–0,14
2003	0,00	0,00–0,00	0,11	0,09–0,13
2004	0,00	0,00–0,00	0,15	0,13–0,17
2005	0,00	0,00–0,00	0,28	0,24–0,32
2006	0,03	0,02–0,03	0,09	0,08–0,11
2007	0,06	0,05–0,07	0,06	0,05–0,07

Année	Médiane	Intervalle crédible	Médiane	Intervalle crédible
2008	0,02	0,01–0,02	0,05	0,05–0,06
2009	0,03	0,02–0,04	0,06	0,05–0,07
2010	0,00	0,00–0,00	0,04	0,04–0,05
2011	0,00	0,00–0,00	0,07	0,06–0,08
2012	0,04	0,03–0,05	0,05	0,05–0,06
2013	0,04	0,04–0,05	0,05	0,04–0,06
2014	0,10	0,08–0,12	0,04	0,04–0,05
2015	0,16	0,13–0,19	0,04	0,04–0,05
2016	0,15	0,12–0,18	0,06	0,05–0,07
2017	0,17	0,14–0,20	0,07	0,05–0,08
2018	0,17	0,14–0,21	0,04	0,03–0,05
2019	0,17	0,14–0,21	0,04	0,03–0,05
2020	0,15	0,12–0,19	0,03	0,02–0,04
2021	0,03	0,02–0,03	0,04	0,03–0,05
2022	0,06	0,05–0,08	0,00	0,00–0,00

Tableau 13. Un résumé des changements de paramètres du modèle de base pour chaque sensibilité.

Description	Changements
Diminuer σ à 0,135	$\vartheta^2 = 1.519$; $\rho = 0.028$
Augmenter τ à 1,0	$\vartheta^2 = 0.962$; $\rho = 0.038$
Diminuer τ de 0,6	$\vartheta^2 = 2.500$; $\rho = 0.100$
Diminuer la moyenne de h avant 0,72	$Beta(\alpha = 11.72, \beta = 4.56)$
Estimé de $\ln(M_{femme})$ avec sd préalable=0,2	$Normale(\ln(0.20), 0.5)$
Estimé de $\ln(M_{femme})$ avec sd préalable=1,6	$Normale(\ln(0.20), 2.5)$
Estimé de $\ln(M_{homme})$ avec sd préalable=0,2	$Normale(\ln(0.35), 0.5)$
Estimé de $\ln(M_{homme})$ avec sd préalable=1,6	$Normale(\ln(0.35), 2.5)$
Modifier la préalable de $\ln(q_k)$ à 1,0	$Normal(\ln(1.0), 0.5)$ pour tous les engrenages k
Large préalable pour $\ln(q_k)$, sd=1,5	$Normal(\ln(0.5), 1.5)$ pour tous les engrenages k
Sélectivité comm. égale à l'ogive de maturité	$\hat{a}_k = \hat{a}$; $\hat{\gamma}_k = \hat{\gamma}$ pour les deux flottes k
Sélectivité DRC TV blocs de 3 ans	La sélectivité du DRC varie dans le temps avec les blocs d'années 2003–2010, 2011–2016 et 2017–2021.
Indices d'enquête basés sur la géostatistique	Indices basés sur la conception remplacés par des indices basés sur la géostatistique pour toutes les enquêtes
Retirer Rejeter CPUE	Retirer Rejeter CPUE
Maturité sans 'développement/repos'	La maturité n'inclut pas le 'développement/repos'
Fixer la sélectivité DCPUE	Fixer la sélectivité DCPUE à l'estimation Shoreside ($a_{k,F} = 8.67$; $\gamma_{k,F} = 1.06$; $a_{k,M} = 8.40$; $\gamma_{k,F} = 0.96$)
Fixer les sélectivités de l'enquête	Correction des sélectivités de l'enquête pour l'estimation de Shoreside ($a_{k,F} = 8.67$; $\gamma_{k,F} = 1.06$; $a_{k,M} = 8.40$; $\gamma_{k,F} = 0.96$)

Tableau 14. Les taux de référence, calculés comme le taux constant auquel la pêche doit être pratiquée sur une base annuelle par chaque flottille à long terme (50 ans) pour ramener la biomasse reproductrice relative à moins de 50 t de $0,4B_0$ compte tenu du recrutement moyen récent. Dans ce cas, la routine a permis de se rapprocher de 6,4 t de $0,4B_0$. Les valeurs F sont les mortalités par pêche instantanées et les valeurs U sont le taux d'exploitation annuel. La dernière colonne indique les captures annuelles à long terme par flotte et le total. Il s'agit de la valeur qui, si elle était capturée chaque année à long terme, permettrait à la biomasse d'être proche de $0,4B_0$.

Flotte	$F_{0,4B_0}$	$U_{0,4B_0}$	Prise (kt)
Chalutiers congélateurs	0,066	0,064	1,566
Bord de mer	0,042	0,041	2,840
Totale			4,406

Tableau 15. Tableau de décision pour le modèle de base montrant les probabilités postérieures que la biomasse projetée est inférieure aux points de référence sélectionnés et aux repères (Tableau 7). Voici un exemple de lecture de ce tableau: Pour une prise de 10 000 t, il y a 0,1 % probabilité de 2023 biomasse tombe en dessous du PRL de $0,2B_0$, un 78,7 % probabilité de qu'elle tombe en dessous de l'RSS de $0,4B_0$, et un 92,2 % probabilité de que la biomasse en 2023 soit inférieure à la biomasse en 2022. Pour les projections au-delà de 2023 la capture est la même valeur pour chaque année projetée dans chaque rangée du tableau. Ainsi, pour l'exemple d'une prise constante de 10 000 t chaque année, la probabilité que la biomasse diminue d'une année à l'autre est de 92,2 % de 2022 à 2023, 78,2 % de 2023 to 2024, 74,2 % from 2024 to 2025, et 77,0 % from 2025 to 2026.

Prise (milliers de tonnes)	P($B_{2023} < 0,2B_0$)	P($B_{2024} < 0,2B_0$)	P($B_{2025} < 0,2B_0$)	P($B_{2026} < 0,2B_0$)	P($B_{2023} < 0,35B_0$)	P($B_{2024} < 0,35B_0$)	P($B_{2025} < 0,35B_0$)	P($B_{2026} < 0,35B_0$)	P($B_{2023} < 0,4B_0$)	P($B_{2024} < 0,4B_0$)	P($B_{2025} < 0,4B_0$)	P($B_{2026} < 0,4B_0$)	P($B_{2023} < B_{2022}$)	P($B_{2024} < B_{2023}$)	P($B_{2025} < B_{2024}$)	P($B_{2026} < B_{2025}$)
0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,262	0,171	0,118	0,107	0,543	0,410	0,352	0,315	0,044	0,093	0,161	0,233
1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,286	0,210	0,168	0,161	0,576	0,461	0,401	0,377	0,126	0,165	0,233	0,304
2	0,000	0,000	0,000	0,001	0,307	0,260	0,227	0,236	0,602	0,512	0,447	0,434	0,262	0,251	0,307	0,373
3	0,000	0,000	0,001	0,001	0,331	0,307	0,298	0,295	0,633	0,556	0,512	0,495	0,418	0,337	0,370	0,434
4	0,000	0,001	0,001	0,001	0,362	0,349	0,355	0,367	0,657	0,606	0,573	0,574	0,570	0,429	0,427	0,508
5	0,000	0,001	0,001	0,004	0,387	0,400	0,411	0,430	0,675	0,642	0,629	0,633	0,669	0,516	0,495	0,567
6	0,001	0,001	0,001	0,010	0,436	0,440	0,466	0,496	0,701	0,689	0,685	0,687	0,748	0,587	0,565	0,624
7	0,001	0,001	0,006	0,023	0,472	0,498	0,525	0,571	0,719	0,734	0,735	0,739	0,805	0,656	0,613	0,669
8	0,001	0,001	0,013	0,050	0,500	0,552	0,597	0,644	0,741	0,790	0,777	0,780	0,856	0,710	0,671	0,707
9	0,001	0,004	0,026	0,092	0,525	0,598	0,657	0,700	0,764	0,824	0,811	0,813	0,898	0,753	0,706	0,742
10	0,001	0,008	0,047	0,143	0,559	0,646	0,713	0,745	0,787	0,843	0,847	0,836	0,922	0,782	0,742	0,770
11	0,002	0,012	0,082	0,208	0,584	0,696	0,750	0,782	0,815	0,869	0,869	0,865	0,942	0,807	0,769	0,798
12	0,003	0,022	0,125	0,268	0,619	0,742	0,796	0,821	0,836	0,892	0,882	0,884	0,954	0,831	0,789	0,820
13	0,004	0,036	0,174	0,337	0,643	0,786	0,833	0,838	0,854	0,907	0,901	0,899	0,964	0,856	0,807	0,841
14	0,004	0,054	0,230	0,421	0,673	0,827	0,853	0,862	0,881	0,923	0,914	0,909	0,971	0,875	0,829	0,862
15	0,006	0,083	0,300	0,506	0,698	0,854	0,874	0,888	0,892	0,932	0,927	0,924	0,977	0,893	0,850	0,876

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(271): 901.
- Anderson, S.C., Forrest, R.E., Huynh, Q.C., Keppel, E.A. 2021. [Un cadre des procédures de gestion pour le poisson de fond en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/007. vi + 150 p.
- Anderson, S.C., Keppel, E.A., 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.
- Anderson, S.C., Ward, E.J., English, P.A., and Barnett, L.A.K. 2022. 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.
- 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.
- Berger, A.M. 2019. Character of temporal variability in stock productivity influences the utility of dynamic reference points. *Fisheries Research* 217: 185–197.
- Blood, D.M., Matarese, A.C., and Busby, M.S. 2007. Spawning, egg development, and early life history dynamics of arrowtooth flounder (*Atheresthes stomias*) in the Gulf of Alaska. *U.S. Dep. Commer., NOAA Prof. Pap. NMFS* 7: 28 p.
- Boldt, J.L., Javorski, A., and Chandler, P.C.(Eds.). 2021. State of the physical, biological and selected fishery resources of Pacific Canadian marine ecosystems in 2020. In *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.*
- Brooks, M.E., Kristensen, K., van Benthem, K.J., Magnusson, A., Berg, C.W., Nielsen, A., Skaug, H.J., Maechler, M., and Bolker, B.M. 2017. glmmTMB balances speed and flexibility among packages for zero-inflated generalized linear mixed modeling. *The R Journal* 9(2): 378–400.
- Choromanski, E.M., Fargo, J., and Kronlund, A.R. 2002. Species assemblage trawl survey of Hecate Strait, CCGS W.E. RICKER, May 31–June 13, 2000. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 1085:89.
- Choromanski, E.M., Workman, G.D., and Fargo, J. 2005. Hecate Strait multi-species bottom trawl survey, CCGS W.E. RICKER, May19–June7, 2003. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1169: 102 p.
- Cosimo, J.D.D. 1998. Groundfish of the Gulf of Alaska: A species profile. North Pacific Fisheries Management Council, 604 West 4th Avenue, Suite 306, Anchorage, Alaska, 99501.
- Department of Agriculture and Water Resources, Australian Government. 2018. Guidelines for the Implementation of the Commonwealth Fisheries Harvest Strategy Policy.
- Deriso, R.B., Maunder, M.N., and Skalski, J.R. 2007. Variance estimation in integrated assessment models and its importance for hypothesis testing. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 64(2): 187–197.
- DFO. 2020. Changes to arrowtooth flounder fishery management in 2020/21, memorandum for the regional director general, pacific. : 4.

-
- Doyle, M.J., Debenham, C., Barbeaux, S.J., Buckley, T.W., Pirtle, J.L., Spies, I.B., Stockhausen, W.T., Shotwell, S.K., Wilson, M.T., and Cooper, D.W. 2018. A full life history synthesis of Arrowtooth Flounder ecology in the Gulf of Alaska: Exposure and sensitivity to potential ecosystem change. *Journal of Sea Research* 142: 28–51.
- Edwards, A.M., Berger, A.M., Grandin, C.J., and Johnson, K.F. 2022. Status of the Pacific Hake (whiting) stock in U.S. and Canadian waters in 2022. Prepared by the Joint Technical Committee of the U.S. and Canada Pacific Hake/Whiting Agreement, National Marine Fisheries Service and Fisheries and Oceans Canada. : 238p.
- Efron, B. 1982. The jackknife, the bootstrap and other resampling plans. *SIAM CBMS-NSF Mon.* 38: 92.
- English, P.A., Ward, E.J., Rooper, C.N., Forrest, R.E., Rogers, L.A., Hunter, K.L., Edwards, A.M., Connors, B.M., and Anderson, S.C. 2021. Contrasting climate velocity impacts in warm and cool locations show that effects of marine warming are worse in already warmer temperate waters. *Fish and Fisheries* 23(1): 239–255.
- Fargo, J., Foucher, R.P., Saunders, M.W., Tyler, A.V., and Summers, P.L. 1988. 1988 F/V EASTWARD HO Assemblage survey of Hecate Strait, May 27-June 16, 1987. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 699:172.
- Fargo, J., Lapi, L.A., Richards, J.E., and Stocker, M. 1981. Turbot biomass survey of Hecate Strait, June 9-20, 1980. *Can. MS Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 1630: 84p.
- Fargo, J., and Starr, P.J. 2001. [Turbot Stock Assessment for 2001 and Recommendations for Management in 2002](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Advis. Rep. 2001/150.
- Fargo, J., Tyler, A.V., Cooper, J., Shields, S.C., and Stebbins, S. 1984. ARCTIC OCEAN Assemblage of Hecate Strait, May 27-June 17, 1984. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 491:108.
- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., and Starr, P. J. 2020. [Évaluation de la morue du Pacifique \(*Gadus macrocephalus*\) pour le détroit d'Hécaté 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. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 226 p.
- Fournier, D.A., and Archibald, C. 1982. A general theory for analyzing catch at age data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 39(8): 1195–1207.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A., and Sibert, J. 2012. AD Model Builder: Using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim. Methods Softw.* 27: 233–249.
- Francis, R.I.C.C. 2016. Revisiting data weighting in fisheries stock assessment models. *Fisheries Research*.
- Froese, R. 2004. Keep it simple: Three indicators to deal with overfishing. *Fish and Fisheries* 5(1): 86–91.
- Gavaris, S., and Ianelli, J. 2002. Statistical issues in fisheries' stock assessments. *Scan. J. Stat.* 29(2): 245–267.
- Grandin, C.J., and Forrest, R.E. 2017. [Arrowtooth Flounder \(*Atheresthes stomias*\) Stock Assessment for the West Coast of British Columbia](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/025. v + 87 p.
-

-
- Hand, C.M., Robison, B.D., Fargo, J., Workman, G.D., and Stocker, M. 1994. 1994 R/V W.E. RICKER Assemblage survey of Hecate Strait, May 17-June 3, 1993. Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.: 925:197.
- Hart, J.L. 1973. Pacific fishes of Canada. Fish Res. Board of Canada Bulletin 180: 740 p.
- 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.
- Howell, D., Schueller, A.M., Bentley, J.W., Buchheister, A., Chagaris, D., Cieri, M., Drew, K., Lundy, M.G., Pedreschi, D., Reid, D.G., and Townsend, H. 2021. Combining ecosystem and single-species modeling to provide ecosystem-based fisheries management advice within current management systems. *Frontiers in Marine Science* 7.
- 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., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R., and Punt, A.E. 2015. Looking in the rear-view mirror: Bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. *ICES Journal of Marine Science* 72: 99–110.
- 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(5): 1–21.
- Lindgren, F., Rue, H., and Lindström, 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.
- Lindmark, M., Anderson, S.C., Gogina, M., and Casini, M. 2022. Evaluating drivers of spatiotemporal individual condition of a bottom-associated marine fish. preprint, *Ecology*.
- Marentette, J.R., and Kronlund, A.R. 2020. A Cross-Jurisdictional Review of International Fisheries Policies, Standards and Guidelines: Considerations for a Canadian Science Sector Approach. Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences 3342.
- Martell, S. 2011. iSCAM users guide, version 1.0. : 31.
- Martell, S.J., Schweigert, J., Cleary, J., and Haist, V. 2011. [Moving towards the sustainable fisheries framework for pacific herring: Data, models, and alternative assumptions; stock assessment and management advice for the British Columbia pacific Herring stocks: 2011 assessment and 2012 forecasts](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/136. xii + 151 p.
- Maunder, M.N. 2012. Evaluating the stock recruitment relationship and management reference points: Application to summer flounder (*Paralichthys dentatus*) in the U.S. mid-Atlantic. *Fish. Res. Board Can. Tech. Rep.* 125-126: 20–26.
- Maunder, M.N., and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: A review of recent approaches. *Fisheries Research* 70(2): 141–159.
- McAllister, M.K., and Ianelli, J. 1997. Bayesian stock assessment using catch-age data and the sampling: Importance resampling algorithm. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54(2): 284–300.
- Ministry of Fisheries, New Zealand Government. 2008. Harvest Strategy Standard for New Zealand Fisheries.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
-

-
- MPO. 2021. [Tendances de l'abondance et de la répartition de l'otarie de Steller \(*Eumetopias jubatus*\) au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2021/035.
- MPO. 2022. [Une synthèse des données pour les poissons de fond de la Colombie-Britannique : mise à jour des données de 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2022/020.
- Myers, R.A., and Mertz, G. 1998. The limits of exploitation: A precautionary approach. *Ecol. Appl.* 8 Supplement s: 165–169.
- Myers, R.A., Rosenberg, A., Mace, P., Barrowman, N., and Restrepo, V. 1994. In search of thresholds for recruitment overfishing. *ICES Journal of Marine Science* 51: 191.
- Nash, R.D.M., Valencia, A.H., and Geffen, A.J. 2006. The origin of Fulton's condition factor—Setting the record straight. *Fisheries* 31(5).
- NMFS. 2010. Fisheries Off West Coast States; Notice of Availability for Amendments 16-5 and 23 to the Pacific Coast Groundfish Fishery Management Plan. 75 Fed. Reg. 60709 (Oct. 1, 2010).
- NPFMC. 2020. Fishery Management Plan for Groundfish of the Gulf of Alaska. PFMF. 2022. Pacific Coast Groundfish Fishery Management Plan (August 2022).
- Punt, A.E., and Butterworth, D.S. 1999. Experiences in the evaluation and implementation of management procedures. *ICES J. Mar. Sci.* 56(6): 985–998.
- Punt, A.E., Dorn, M.W., and Haltuch, M.A. 2008. Evaluation of threshold management strategies for groundfish off the U.S. West Coast. *Fisheries Research* 94(3): 251–266.
- R Core Team. 2022. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Richards, L.J., Schnute, J.T., and Olsen, N. 1997. Visualizing catch-age analysis: A case study. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54(7): 1646–1658.
- Rickey, M.H. 1995. Maturity, spawning, and seasonal movement of arrowtooth flounder, *atheresthes stomias*, off Washington. *Fishery Bulletin* 93:1: 127–138.
- Rue, H., Riebler, A., Sørbye, S.H., Illian, J.B., Simpson, D.P., and Lindgren, F.K. 2017. Bayesian Computing with INLA: A Review. *Annual Review of Statistics and Its Application* 4(1): 395–421.
- Sainsbury, K. 2008. Best Practice Reference Points for Australian Fisheries. Australian Fisheries Management Authority Report R2001/0999.
- Schnute, J.T., and Richards, L.J. 1995. The influence of error on population estimates from catch-age models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 52: 2063–2077.
- Shelton, A.O., Thorson, J.T., Ward, E.J., and Feist, B.E. 2014. Spatial semiparametric models improve estimates of species abundance and distribution. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 71(11): 1655–1666.
- Shotwell, S., Spies, I., Ianelli, J., Aydin, K., Hanselman, D., Pallson, W., Siwicke, K., Sullival, J., and Yasumiishi, E. 2021. Assessment of the arrowtooth flounder stock in the Gulf of Alaska. NPFMC Gulf of Alaska SAFE.
- Shotwell, S., Spies, I., and W., P. 2020. Assessment of the arrowtooth flounder stock in the Gulf of Alaska. NPFMC Gulf of Alaska SAFE.

-
- Silvar-Viladomiu, P., Minto, C., Halouani, G., Batts, L., Brophy, D., Lordan, C., and Reid, D.G. 2021. Moving reference point goalposts and implications for fisheries sustainability. *Fish and Fisheries* 22(6): 1345–1358.
- Sinclair, A., Krishka, B.A., and Fargo, J. 2007. Species trends in relative biomass, occupied area and depth distribution for Hecate Strait Assemblage Surveys from 1984-2003. *Can. Tech Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 2749:141.
- Spies, I., Aydin, K., Ianelli, J., and Palsson, W. 2017. Assessment of the arrowtooth flounder stock in the gulf of Alaska. *NPFMC Gulf of Alaska SAFE*: 743–840.
- Spies, I., Aydin, K., Ianelli, J., and Palsson, W. 2019. Assessment of the arrowtooth flounder stock in the gulf of Alaska. *NPFMC Gulf of Alaska SAFE*: 92 p.
- Spies, I., and W., P. 2019. Assessment of the arrowtooth flounder stock in the Bering Sea and Aleutian Islands. *NPFMC Bering Sea and Aleutian Islands SAFE*.
- Stock, B.C., and Miller, T.J. 2021. The Woods Hole Assessment Model (WHAM): A general state-space assessment framework that incorporates time- and age-varying processes via random effects and links to environmental covariates. *Fisheries Research* 240: 105967.
- Thorson, J., Johnson, K., Methot, R., and Taylor, I. 2016. Model-based estimates of effective sample size in stock assessment models using the Dirichlet-multinomial distribution. *Fisheries Research* 192.
- Thorson, J.T. 2015. Spatio-temporal variation in fish condition is not consistently explained by density, temperature, or season for California Current groundfishes. *Marine Ecology Progress Series* 526: 101–112.
- 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: Journal du Conseil* 72(5): 1297–1310.
- Walters, C.J., and Ludwig, D. 1994. Calculation of Bayes posterior probability distributions for key population parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 713–722.
- Westrheim, S.J., Tyler, A.V., Foucher, R.P., Saunders, M.W., and Shields, S.C. 1984. G.B. Reed Groundfish Cruise No. 84-3, May 24-June 14, 1984. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 131.
- Wilson, S.J., Fargo, J., Hand, C.M., Johansson, T., and Tyler, A.V. 1991. 1991 R/V W.E. RICKER Assemblage survey of Hecate Strait, June 3-22, 1991. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 866:179.
- Workman, G.D., Fargo, J., Beall, B., and Hildebrandt, E. 1997. 1997 R/V W.E. RICKER Assemblage survey of Hecate Strait, May 30-June 13, 1996. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 1010:155.
- Workman, G.D., Fargo, J., Yamanaka, K.L., and Haist, V. 1996. 1996 R/V W.E. RICKER Assemblage survey of Hecate Strait, May 23-June 9, 1995. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.*: 974:94.
- Yang, M.-S. 1993. Food Habits of the Commercially Important Groundfishes in the Gulf of Alaska in 1990. U.S. Dep. Commer., NOAA Tech. Memo. NMFS-AFSC-22: v + 150 p.

ANNEXE A. DONNÉES BIOLOGIQUES

Cette annexe résume les données biologiques pour plie à grande bouche dans Colombie-Britannique. La composition des longueurs et des âges recueillis à partir des campagnes et des sources commerciales est illustrée (figures A.1 et A.2); cependant, tous les paramètres biologiques ont été estimés à partir des données des campagnes synoptiques uniquement. Les valeurs utilisées dans l'évaluation (tableau A.1) ont été agrégées à partir des quatre campagnes synoptiques réalisées tous les deux ans au large de la côte ouest de la Colombie-Britannique : la Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, la Étude synoptique du détroit d'Hécate, la Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver et la Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii.

A.1. MODÈLE DE LONGUEUR ET DE POIDS

Toutes les paires de données longueur/poids valides ont été extraites sur la base des critères indiqués dans le tableau A.1. L'équation longueur-poids utilisée était la suivante

$$W_s = \alpha_s L_s^{\beta_s} \quad (\text{A.1})$$

où α_s et β_s sont des paramètres pour le sexe s et L_s et W_s sont des observations appariées de longueur et de poids.

Nous avons appliqué l'Eq. A.1 aux observations des trois campagnes synoptiques utilisées dans cette évaluation. Les résultats sont représentés pour chaque campagne individuellement et avec les données de la quatrième campagne Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii pour représenter les zones 3CD et 5ABCDE de la PMFC combinées comme 'l'ensemble de la côte' (Figure A.3).

A.2. MODÈLE DE VON-BERTALANFFY

Nous avons utilisé la fonction de von-Bertalanffy pour estimer les taux de croissance de plie à grande bouche :

$$L_s = L_{\infty s} (1 - e^{-k_s(a_s - t_{0s})}) \quad (\text{A.2})$$

où $L_{\infty s}$, k_s , et t_{0s} sont des paramètres spécifiques au sexe s et L_s et a_s sont des observations appariées longueur-âge.

Nous avons appliqué l'Eq. A.2 aux observations des trois campagnes synoptiques utilisées dans cette évaluation. Les résultats sont représentés pour chaque campagne individuellement, et avec les données de la quatrième campagne Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii pour représenter les zones 3CD et 5ABCDE de la PMFC combinées comme 'l'ensemble de la côte' (Figure A.4).

A.3. MODÈLE DE MATURITÉ À L'ÂGE

Le modèle de maturité à l'âge utilisé pour plie à grande bouche estime l'âge à 50 % de maturité ($a_{s50\%}$) et l'écart-type de l'âge à 50 % de maturité ($\sigma_{s50\%}$) en appliquant l'algorithme de Broyden Fletcher Goldfarb Shanno à mémoire limitée avec limites (L-BFGS-B) pour minimiser la somme des carrés entre la proportion observée et la proportion attendue de maturités :

$$P_{a_s} = \frac{1}{1 + e^{-\sigma_{s50\%}(a_s - a_{s50\%})}} \quad (\text{A.3})$$

où P_{a_s} est la proportion observée d'individus matures à l'âge a_s pour le sexe s .

Un code de maturité (stade de maturité) de 3 ou plus signifie que le poisson est mature, l'échelle de code étant l'échelle standard des poissons plats de 1 à 7. l'échelle standard des poissons plats de 1 à 7 (Holt et al. 2016).

La même équation peut également être appliquée aux longueurs au lieu des âges. Nous avons appliqué l'Eq. A.3 aux observations d'âge et de longueur des trois campagnes synoptiques utilisées dans cette évaluation. Les résultats sont représentés pour chaque campagne individuellement, et avec les données de la quatrième campagne Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii pour représenter les zones 3CD et 5ABCDE de la PMFC combinées comme 'l'ensemble de la côte' (Figure A.5).

A.4. FIGURES

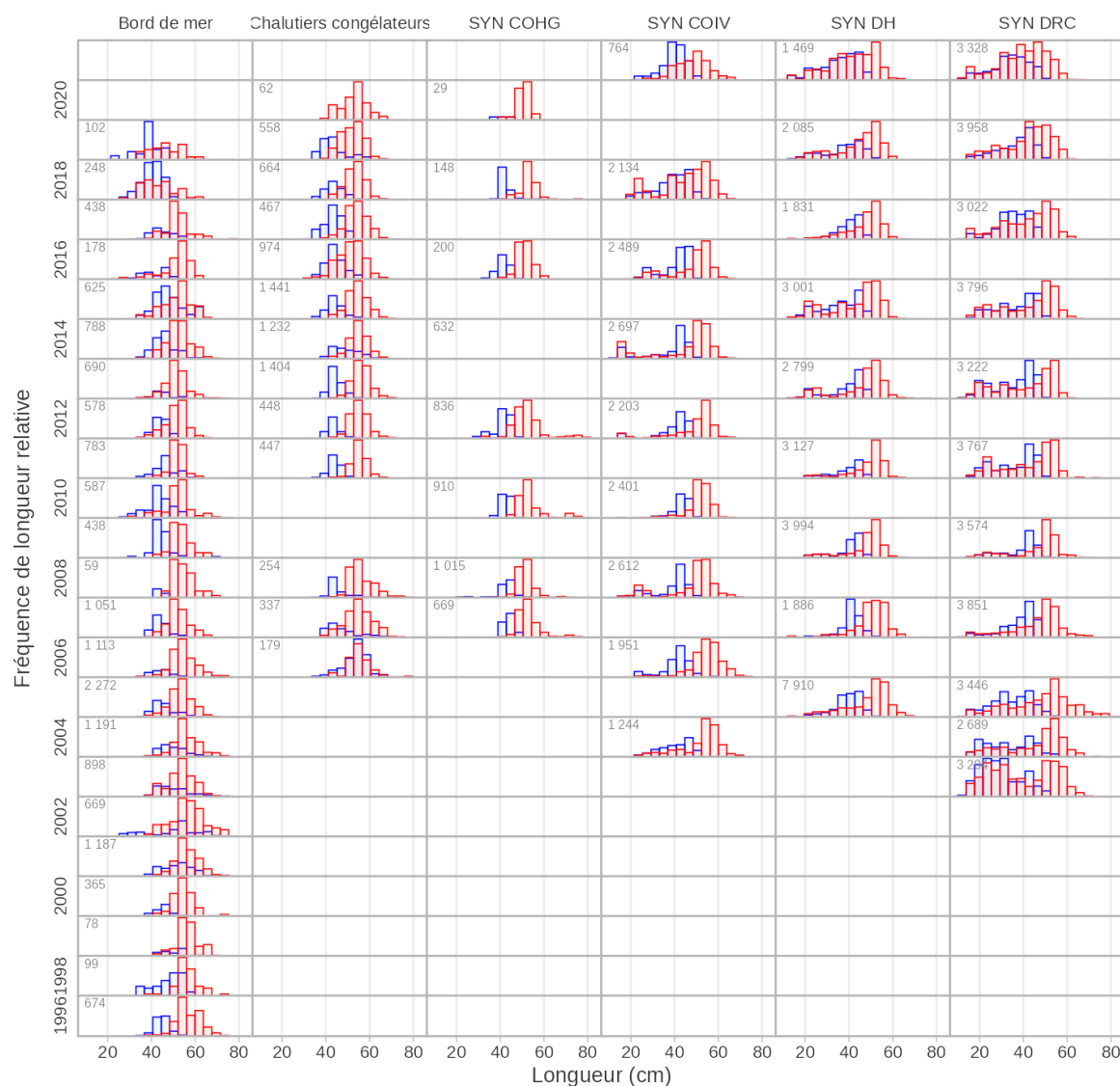


Figure A.1. Diagramme de fréquence de longueur où les poissons femelles sont représentés par des barres rouges et les poissons mâles sont représentés derrière par des barres bleues. Le nombre total de poissons mesurés pour une étude et une année donnée est indiqué dans le coin supérieur gauche de chaque panneau. Les histogrammes ne sont présentés que s'il y a plus de 20 poissons mesurés pour une combinaison enquête-année donnée.

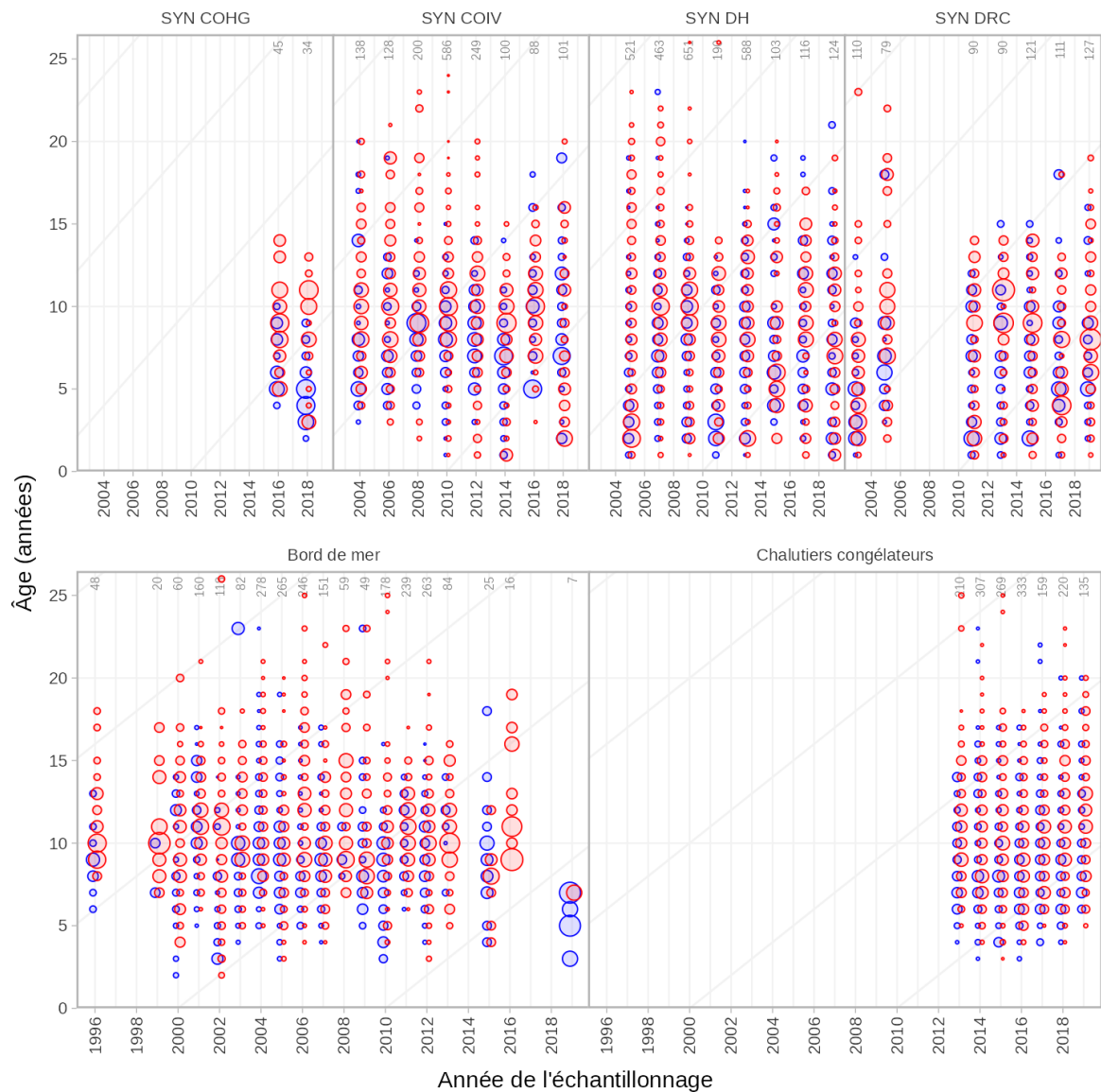


Figure A.2. Exemple de diagramme de fréquence d'âge. Les poissons femelles sont représentés par des cercles rouges et les poissons mâles par des cercles bleus. Le nombre total de poissons âgés pour une enquête ou une pêcherie et une année données est indiqué en haut des panneaux. Des lignes diagonales sont tracées à intervalles de cinq ans pour faciliter le suivi des cohortes dans le temps.

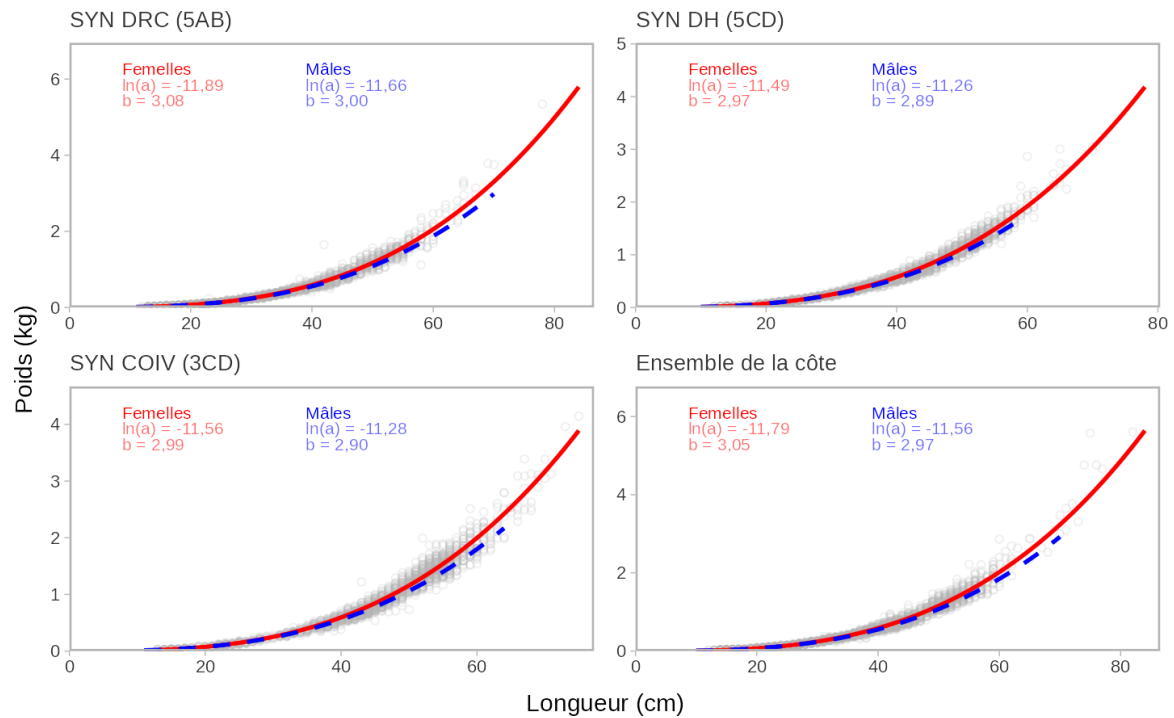


Figure A.3. Ajustements longueur-poids par sexe. La courbe longueur-poids est de la forme $\log(W_i) \sim \text{Student-t}(df = 3, \log(a) + b \log(L_i), \sigma)$, avec W_i et L_i représentant le poids et la longueur pour le poisson i et σ représentant l'échelle d'erreur d'observation. Les degrés de liberté de la distribution Student-t sont fixés à 3 pour être robustes aux valeurs aberrantes. Les variables a et b représentent les paramètres longueur-poids estimés. Les ajustements du modèle féminin sont indiqués par des lignes rouges pleines et les ajustements du modèle masculin sont indiqués par des lignes bleues. Le texte sur les panneaux montre les estimations des paramètres et les cercles ouverts représentent les poissons individuels auxquels les modèles sont ajustés. Ces chiffres incluent tous les échantillons de l'étude.

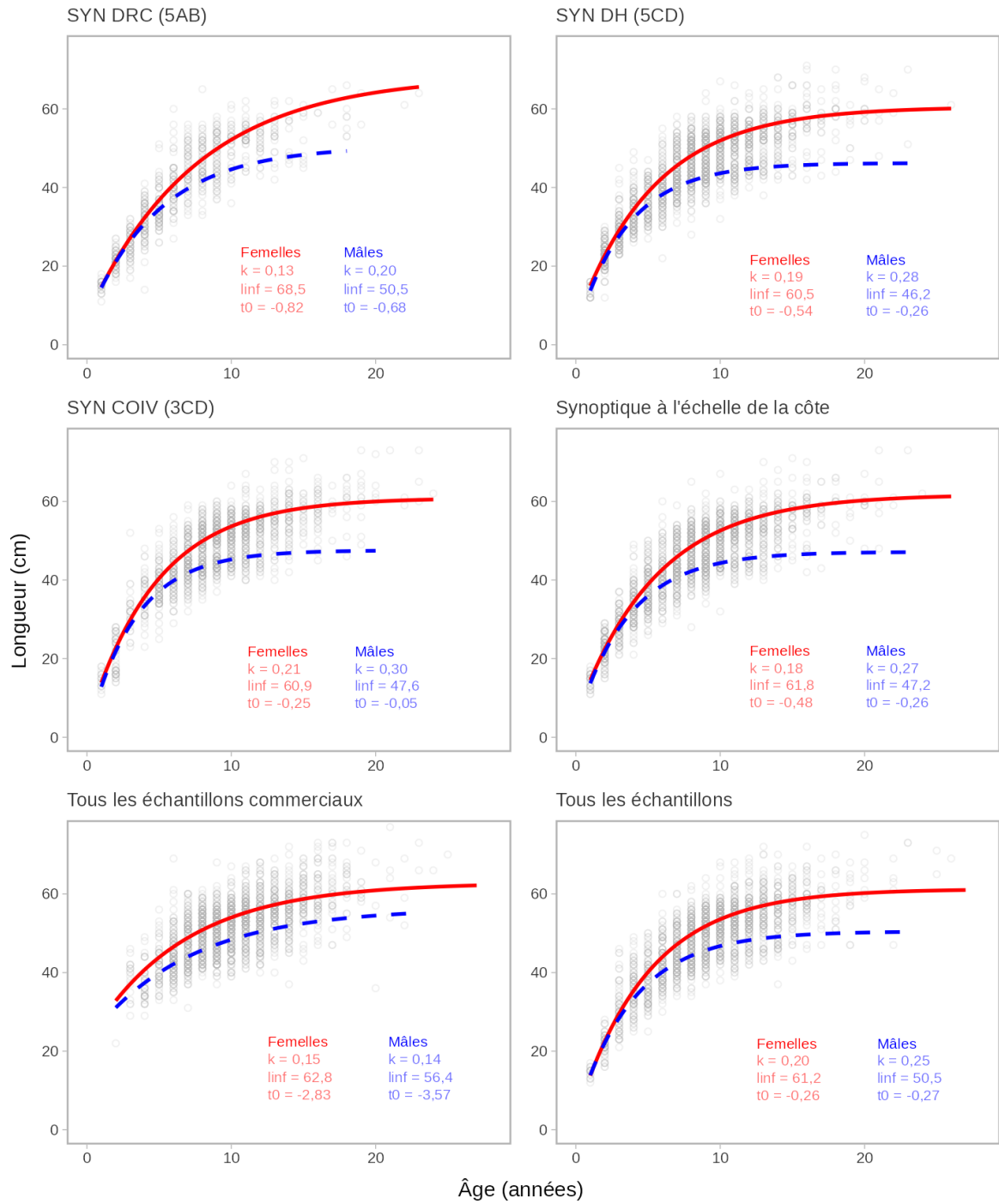


Figure A.4. La courbe de croissance longueur-âge est un modèle de von-Bertalanffy de la forme $L_i \sim \text{Log-normal}(\log(l_{inf}(1 - \exp(-k(A_i - t_0)))), \sigma)$ où L_i et A_i représentent la longueur et l'âge du poisson i , l_{inf} , k , et t_0 représentent les paramètres de croissance de von-Bertalanffy, et σ représente le paramètre d'échelle. Les ajustements du modèle féminin sont indiqués par des lignes rouges pleines et les ajustements du modèle masculin sont indiqués par des lignes bleues en pointillés. Le texte sur les panneaux montre les estimations des paramètres et les cercles ouverts représentent les poissons individuels auxquels les modèles sont ajustés.

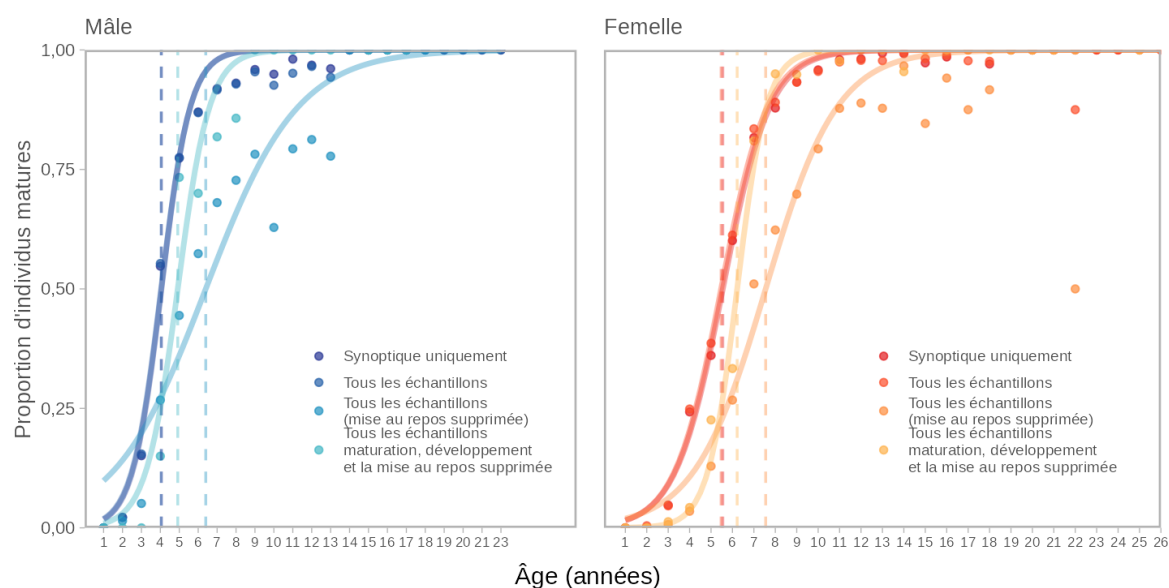


Figure A.5. Diagrammes ogive âge-maturité. Les ogives de maturité sont des courbes logistiques ajustées à la proportion de poissons à chaque âge qui ont été catégorisés comme matures vs. non matures. Les lignes verticales en pointillés indiquent l'âge estimé à 50 % de maturité. Les modèles sont ajustés à tous les échantillons disponibles, quelle que soit la période de l'année. Les ogives utilisées dans le modèle de base étaient basées uniquement sur les échantillons de l'enquête synoptique (âge des mâles à 50 % de maturité = 4,06, âge des femelles à 50 % de maturité = 5,55). L'inclusion de tous les autres échantillons de l'enquête et des échantillons commerciaux ('Tous les échantillons') ne modifie pas la forme de l'ogive, mais nous utilisons cet ensemble de données légèrement plus important pour vérifier l'influence de la suppression des classifications de la maturité macroscopique qui peuvent être sujettes à des erreurs de classification et/ou dont la relation avec la maturité fonctionnelle est incertaine ('Repos supprimé' et 'Maturation, développement et repos supprimé'). Les classifications 'maturation', 'développement' et 'repos' étaient les mieux adaptées aux données (âge des mâles à 50 % de maturité = 4,92, âge de la femelle à 50 % de maturité = 6,22). Ces valeurs ont été utilisées dans le cadre d'une étude de sensibilité.

A.5. TABLEAUX

Tableau A.1. Paramètres de croissance estimés en dehors du modèle ISCAM. Tous les paramètres ont été estimés à l'aide d'échantillons provenant des quatre campagnes synoptiques, et ont été filtrés pour inclure uniquement les zones 3CD et 5ABCDE. Pour les estimations de l'âge à 50 ans et de la maturité, les valeurs suivantes ont été utilisées pour filtrer davantage les données : code de maturité = 4 (poissons plats), code de maturité = 5 (mâle - frais, testicules larges, blancs et sperme évident), (femelle - mûre, ovaires contenant des ovules entièrement translucides et matures. Les ufs se détachent et s'écoulent des oviductes sous une légère pression), et les codes d'utilisabilité = 0 (Inconnu), 1 (Entièrement utilisable), 2 (Échec, mais toutes les données sont utilisables), 6 (Équipement déchiré, toutes les données sont correctes).

Paramètre	Femelle	Mâle
Longueur asymptotique (l_{inf})	61,770	47,159
Coefficient de croissance de Brody (k)	0,182	0,274
Âge théorique à la longueur zéro (t_0)	-0,479	-0,258
Scalaire dans l'allométrie longueur-poids (α)	0,0000076	0,0000095
Paramètre de puissance dans l'allométrie longueur-poids (β)	3,052	2,974
Âge à 50 ans ($\hat{a}$)	5,566	4,103
SD à 50% de maturité ($\hat{\gamma}$)	1,098	0,802

ANNEXE B. ANALYSE DE LA PROPORTION FÉMININE

B.1. INTRODUCTION

Le modèle two-sex nécessite une proportion de femelles comme donnée d'entrée. Dans le Golfe de l'Alaska, les fréquences de longueur des observateurs ont été utilisées pour déterminer que le stock est composé d'environ 70% de femelles (Shotwell et al. (2021)). En Colombie-Britannique, les données de la pêche commerciale et des relevés synoptiques ont été utilisées pour déterminer la proportion de femelles. Cette annexe décrit l'algorithme de pondération utilisé, qui est le même que celui utilisé dans Grandin et Forrest (2017) et basé sur les méthodes appliquées dans Holt et al. (2016). L'analyse ici est basée sur des données de zone agrégées pour un stock à l'échelle de la côte.

B.2. SÉLECTION DES DONNÉES

Les données d'âge des échantillons commerciaux et synoptiques ont été filtrées pour être introduites dans la routine de proportion de femelles.

Pêche commerciale au chalut

Les trois attributs suivants ont été utilisés pour filtrer les données d'âge pour la pêche commerciale au chalut :

1. Catégorie d'espèces
 - a. Codes inclus :
 - i. Non triés
 - ii. Rejets
 - b. Codes rejetés :
 - i. Inconnu
 - ii. Trié
 - iii. Gardiens
 - iv. Palangre
2. Type d'échantillon
 - a. Codes inclus :
 - i. Capture totale
 - ii. Aléatoire
 - iii. Aléatoire à partir d'un ensemble attribué aléatoirement
 - iv. Aléatoire à partir de l'ensemble après l'ensemble attribué aléatoirement
 - v. Aléatoire à partir de l'ensemble demandé par le capitaine du navire
 - b. Codes rejetés
 - i. Sélectionnés (divers codes)
 - ii. Stratifié
 - iii. Échantillon inconnu pour l'enquête triennale du NMFS
3. Code de l'engin
 - a. Codes inclus :
 - i. Chalut de fond
 - ii. Chalut inconnu

b. Codes rejetés

- i. Inconnu
- ii. Piège
- iii. Filet maillant
- iv. Ligne à main
- v. Palangre
- vi. Chalut pélagique
- vii. Traîne
- viii. Senne
- ix. turlutte
- x. Récréatif
- xi. Diverses autres méthodes de capture obscures

****Enquêtes synoptiques**

Toutes les données disponibles sur l'âge provenant des enquêtes synoptiques ont été utilisées.

Années

Les données d'âge de 1996 à 2019 ont été utilisées. Aucune donnée d'âge n'était disponible après 2019.

****Trimestres de l'année**

1 = 1^{er} janvier - 31 mars

2 = 1^{er} avril - 30 juin

3 = 1^{er} juillet - 30 septembre

4 = 1^{er} octobre - 31 décembre

Zones

Toute la côte, définie comme les zones 3CD et 5ABCDE agrégées.

****Sexe**

Mâles et femelles uniquement. Le sexe de certains enregistrements est inconnu ou non sexé. Ces enregistrements ainsi que ceux dont le sexe est NUL ont été supprimés.

B.3. PÊCHE COMMERCIALE AU CHALUT

Les observations au sein d'un échantillon sont susceptibles d'être corrélées en raison de la petite zone qui est chalutée lors d'un seul événement de pêche. En outre, les échantillons de sorties peuvent être corrélés en raison des pratiques de pêche d'un seul navire. Cet algorithme calcule un poids moyen par sortie spécifique au sexe, calculé à partir des observations de longueur spécifiques au sexe individuelles converties en poids à l'aide de l'Eq. B.1, puis utilise les Eqs. B.2–B.8 pour estimer la proportion de femelles.

B.4. ENQUÊTES SYNOPTIQUES

Pour les enquêtes, le même algorithme est suivi, sauf que le trimestre de l'année n'est pas inclus dans le calcul. Cela s'explique par le fait que les enquêtes sont des événements uniques qui se déroulent uniquement pendant les mois d'été.

B.5. EQUATIONS

Les poids des spécimens sans données de poids mais avec des données de longueur sont calculés comme suit :

$$\hat{w}_{i,j,s} = \alpha_s l_{i,j,s}^{\beta_s} \quad (\text{B.1})$$

où α_s et β_s sont des paramètres pour le sexe s et $w_{i,j,s}$ et $l_{i,j,s}$ sont des observations appariées longueur-poids pour le spécimen i dans l'échantillon j .

Le poids total pour chaque échantillon est la somme des spécimens de l'échantillon :

$$W_{j,s,t} = \sum_{i=1}^{N_{j,s,t}} \hat{w}_{i,j,s,t} \quad (\text{B.2})$$

où $W_{j,s,t}$ est le poids total pour l'échantillon j , le sexe s , le voyage t , et $N_{j,s,t}$ est le nombre de spécimens dans l'échantillon j pour le sexe s .

Le calcul du poids moyen de l'échantillon par sortie et par sexe est donné par la formule suivante :

$$W_{s,t} = \frac{\sum_{j=1}^{K_t} W_{j,s,t} S_{j,t}}{\sum_{j=1}^{K_t} S_{j,t}} \quad (\text{B.3})$$

où $W_{s,t}$ est le poids moyen pour le sexe s et le voyage t , pondéré par le poids de l'échantillon, où K_t est le nombre d'échantillons dans le voyage t , et $S_{j,t}$ est le poids de l'échantillon pour l'échantillon j du voyage t .

Pour calculer le poids total des captures pour les traits échantillonnés au cours de chaque sortie, nous utilisons la formule suivante :

$$C_t = \sum_{j=1}^{K_t} C_{j,t} \quad (\text{B.4})$$

où C_t est le poids total de la capture pour les traits échantillonnés pour le voyage t , K_t est le nombre d'échantillons dans le voyage t , et $C_{j,t}$ est le poids de la capture associé à l'échantillon j et au voyage t .

Le poids total de chaque trimestre de l'année par sexe est donné par :

$$W_{q,s} = \frac{\sum_{t=1}^{T_q} W_{q,s,t} R_{q,t}}{\sum_{t=1}^{T_q} R_{q,t}} \quad (\text{B.5})$$

où $W_{q,s}$ est le poids total pour le sexe s et le trimestre de l'année q , $R_{q,t}$ est le poids de la sortie pour toutes les sorties échantillonnées au cours du trimestre q , et T_q est le nombre de sorties échantillonnées au cours du trimestre q .

Le poids total des captures pour les traits échantillonnés par trimestre de l'année est le suivant :

$$C_q = \sum_{t=1}^{K_q} C_t \quad (\text{B.6})$$

où C_q est le poids total des captures pour les traits échantillonnés pour le trimestre q , K_q est le nombre de sorties au cours du trimestre q , et C_t est le poids des captures associé à la sortie t . Maintenant, le poids total par année et par sexe est calculé à partir de :

$$W_{y,s} = \frac{\sum_{q=1}^4 W_{q,y,s} C_{q,y}}{\sum_{q=1}^4 C_{q,y}} \quad (\text{B.7})$$

où $W_{s,y}$ est le poids total pour l'année y , sexe s , $W_{q,y,s}$ est le poids au cours du trimestre q de l'année y , et $C_{q,y}$ est la prise au cours du trimestre q de l'année y .

Enfin, la proportion de femelles est donnée par

$$P_y = \frac{W_{y,s=\text{Femelle}}}{W_{y,s=\text{Mle}} + W_{y,s=\text{Femelle}}} \quad (\text{B.8})$$

où P_y est la proportion de femelles en poids pour l'année y et $W_{y,s}$ pour $s = \text{Femelle}$ et $s = \text{Mâle}$ sont donnés par l'Eq. B.7.

B.6. RÉSULTATS

Le tableau B.1 montre les proportions de femelles pour la pêche commerciale au chalut et les quatre enquêtes synoptiques. Les moyennes de toutes les années incluses dans le tableau sont indiquées dans la dernière ligne. Il existe une très bonne concordance entre les proportions moyennes des campagnes et celles de la pêche commerciale et il est donc raisonnable de prendre la moyenne des moyennes pour obtenir une valeur unique pour la proportion globale de femelles dans le stock plie à grande bouche en Colombie-Britannique. La moyenne des moyennes pour les enquêtes synoptiques et la pêche commerciale est 0,79. Il s'agit de la proportion utilisée comme entrée dans tous les modèles (de base, de transition, de sensibilité et rétrospectifs) de la présente évaluation.

Les tableaux B.2 et B.3 donnent un résumé des données utilisées pour les calculs de la proportion de femelles. Pour la plupart des années, un grand nombre de poids sont inclus.

Tableau B.1. Proportion de femelles plie à grande bouche dans la pêche commerciale au chalut et dans quatre enquêtes synoptiques sur l'ensemble de la côte. Les acronymes des enquêtes sont DRC = Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, DH = Étude synoptique du détroit d'Hécate, COIV = Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver et COHG = Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii.

Année	Chalut commercial	DRC	DH	COIV	COHG
1996	0,85	—	—	—	—
1997	0,85	—	—	—	—
1998	0,80	—	—	—	—
1999	0,79	—	—	—	—
2000	0,78	—	—	—	—
2001	0,89	—	—	—	—
2002	0,88	—	—	—	—

Année	Chalut commercial	DRC	DH	COIV	COHG
2003	0,78	0,84	—	—	—
2004	0,89	0,88	—	0,85	—
2005	0,85	0,90	0,82	—	—
2006	0,86	—	—	0,85	0,76
2007	0,84	0,76	0,78	—	0,81
2008	0,92	—	—	0,85	0,86
2009	0,68	0,80	0,75	—	—
2010	0,73	—	—	0,82	0,83
2011	0,74	0,75	0,79	—	—
2012	0,83	—	—	0,75	0,84
2013	0,77	0,72	0,73	—	—
2014	0,78	—	—	0,77	0,66
2015	0,76	0,74	0,74	—	—
2016	0,77	—	—	0,72	0,82
2017	0,76	0,75	0,77	—	—
2018	0,77	—	—	0,77	0,80
2019	0,78	0,77	0,78	—	—
Moyenne	0,81	0,79	0,77	0,79	0,81

Tableau B.2. Résumé des échantillons et des poids utilisés pour le calcul de la proportion de femelles plie à grande bouche dans la pêche commerciale au chalut.

Année	Nombre de voyages	Nombre d'échantillons	Nombre de poids (Mâle)	Nombre de poids (Femelle)
1996	1	6	195	479
1997	6	6	71	194
1998	24	25	410	777
1999	27	27	411	769
2000	16	16	174	569
2001	33	34	407	1 081
2002	17	17	185	632
2003	24	26	299	810
2004	31	32	402	1 107
2005	49	53	773	1 878
2006	28	30	366	1 128
2007	28	31	432	1 088
2008	4	7	79	346
2009	11	11	165	327
2010	13	13	268	319
2011	18	24	441	789
2012	16	20	267	759
2013	29	40	631	1 463
2014	33	41	689	1 331
2015	25	40	760	1 306
2016	14	22	411	741

Année	Nombre de voyages	Nombre d'échantillons	Nombre de poids (Mâle)	Nombre de poids (Femelle)
2017	14	19	324	581
2018	12	19	309	603
2019	10	15	231	429

Tableau B.3. Résumé des échantillons et des poids utilisés pour le calcul de la proportion de femmes plie à grande bouche dans les enquêtes synoptiques. Voir le tableau e_{tab}:prop-female-table pour la signification des acronymes des enquêtes.

Relevé	Année	Nombre d'échantillons	Nombre de poids (Mâle)	Nombre de poids (Femelle)
DRC	2003	95	1 486	1 994
DRC	2004	97	1 190	1 654
DRC	2005	86	1 464	2 142
DRC	2007	87	1 595	2 278
DRC	2009	138	1 459	2 195
DRC	2011	160	1 614	2 237
DRC	2013	134	1 567	1 783
DRC	2015	146	1 552	2 245
DRC	2017	111	1 257	1 765
DRC	2019	130	1 412	2 546
DH	2006	30	313	445
DH	2007	22	229	467
DH	2008	29	307	708
DH	2010	41	343	594
DH	2012	50	302	534
DH	2014	25	343	318
DH	2016	11	74	164
DH	2018	6	57	91
COIV	2005	166	3 405	5 270
COIV	2007	43	726	1 242
COIV	2009	75	1 572	2 436
COIV	2011	122	1 131	2 112
COIV	2013	112	1 106	1 693
COIV	2015	105	1 232	1 787
COIV	2017	68	709	1 122
COIV	2019	75	762	1 323
COHG	2004	38	511	951
COHG	2006	36	567	1 432
COHG	2008	64	930	1 811
COHG	2010	87	774	1 627
COHG	2012	102	865	1 364
COHG	2014	102	1 026	1 684

Relevé	Année	Nombre d'échant- illons	Nombre de poids (Mâle)	Nombre de poids (Femelle)
COHG	2016	97	1 009	1 480
COHG	2018	80	816	1 318

ANNEXE C. REJETER L'INDICE CPUE STANDARDISATION

Nous nous appuyons sur les méthodes décrites dans Anderson et al. (2019) et Forrest et al. (2020), que nous reproduisons en partie ici par souci d'exhaustivité. Nous avons cherché à générer un indice de l'abondance de plie à grande bouche à partir des données de captures par unité d'effort (CPUE) des rejets de chaluts commerciaux, normalisé pour la profondeur, la localité de pêche, le mois, le navire et la latitude. Les localités de pêche sont des régions spatiales de taille similaire aux zones de gestion des pêcheries du Pacifique (ZGPP) et sont des sous-zones des zones statistiques mineures de la côte ouest de la Colombie-Britannique qui ont été traditionnellement pêchées.

C.1. DÉFINITION DE LA FLOTTE DE REJETS COMMERCIAUX

Avant d'ajuster un modèle de standardisation, nous avons dû filtrer et manipuler les données de capture et d'effort disponibles afin de générer un ensemble de données approprié pour l'ajustement du modèle. L'aspect unique de cette analyse, par rapport à une analyse similaire de la CPUE dans d'autres évaluations récentes des stocks réalisées en Colombie-Britannique, est que nous avons commencé par filtrer toutes les données relatives aux événements de pêche commerciale au chalut de fond afin de n'inclure que les événements pour lesquels plie à grande bouche a été capturé et toutes les captures ont été rejetées. Cette approche a été suggérée par les représentants de l'industrie lors d'une réunion du groupe de travail technique afin d'éviter les traits ciblant plie à grande bouche et de minimiser les problèmes liés aux changements de comportement en matière de ciblage au fil du temps.

Les données relatives au chalutage de fond commercial de poisson de fond de 1996 à aujourd'hui ont été enregistrées au niveau de l'événement de pêche en présence d'observateurs à bord ou d'une surveillance vidéo. Étant donné que nous disposons de données sur les navires individuels pour cette flotte moderne, et conformément aux analyses précédentes pour les stocks de poissons de fond du Pacifique, nous avons défini une 'flotte' pour l'ensemble de données modernes qui comprend uniquement les navires qui se qualifient en satisfaisant à certains critères de capture régulière (et de rejet ultérieur) de plie à grande bouche.

Nous suivons l'approche utilisée dans plusieurs évaluations récentes des stocks de poissons de fond de la Colombie-Britannique en exigeant que les navires aient capturé (et rejeté) l'espèce dans au moins 100 traits pendant toutes les années d'intérêt, et qu'ils aient dépassé un seuil de cinq sorties (sorties qui ont enregistré une partie de l'espèce) pendant au moins cinq ans—toutes de 1996 à 2021 inclusivement.

C.2. DÉFINITION DES PRÉDICTEURS DU MODÈLE DE STANDARDISATION

Pour la profondeur et la latitude, nous avons réparti les valeurs dans une séquence de bandes afin de tenir compte des relations non linéaires entre ces prédictors et la CPUE (e.g., Maunder et Punt 2004). Pour la profondeur, nous avons réparti la profondeur du chalut en bandes de 25 m de large. Pour la latitude, nous avons utilisé des bandes de 0,1 degré de large. Afin de disposer de suffisamment de données pour estimer un coefficient pour chaque niveau de facteur, nous avons limité l'éventail des tranches de profondeur à celles qui se situaient entre 0,1 % et 99,9 % de probabilité cumulée d'observations positives, puis nous avons supprimé tous les niveaux de facteur (pour tous les prédictors) qui contenaient moins de 0,1 % d'observations positives.

Les prédictors traités comme des facteurs dans un modèle statistique ont besoin d'une référence ou d'un niveau de base - un niveau à partir duquel les autres coefficients de cette variable estiment une différence. Le niveau de base devient alors la valeur prédictive utilisée

dans la prédiction de l'indice standardisé. Nous avons choisi le niveau de facteur le plus fréquent comme niveau de base. Par exemple, nous avons fixé le mois de base comme étant le mois le plus fréquent observé dans l'ensemble de données filtré pour les seuls traits où l'espèce a été capturée. Ce choix du niveau de base n'affecte que l'ordonnée à l'origine ou l'ampleur relative de notre indice en raison de la forme de notre modèle (voir ci-dessous). Cette ampleur relative ne devrait pas affecter les résultats du modèle d'évaluation des stocks, car la capturabilité de l'indice de CPUE des rejets est estimée avec un a priori non informatif.

C.3. MODÈLE DE STANDARDISATION DE L'INDICE GLMM

Les données de CPUE des pêcheries contiennent à la fois des zéros et des valeurs continues positives. Diverses approches ont été utilisées dans la littérature halieutique pour modéliser ces données. Ici, nous utilisons un modèle GLMM (modèle linéaire généralisé à effets mixtes) de Tweedie :

$$y_i \sim \text{Tweedie}(\mu_i, p, \phi), \quad 1 < p < 2, \quad (\text{C.1})$$

$$\mu_i = \exp \left(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \alpha_{j[i]}^{\text{locality}} + \alpha_{k[i]}^{\text{locality-year}} + \alpha_{l[i]}^{\text{vessel}} \right), \quad (\text{C.2})$$

$$\alpha_j^{\text{locality}} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\alpha}^2 \text{locality}), \quad (\text{C.3})$$

$$\alpha_k^{\text{locality-year}} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\alpha}^2 \text{locality-year}), \quad (\text{C.4})$$

$$\alpha_l^{\text{vessel}} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\alpha}^2 \text{vessel}), \quad (\text{C.5})$$

où i représente un seul trait, y_i représente la prise (kg) par unité d'effort (heures de chalutage), $\mathbf{X}_i$ représente un vecteur de prédicteurs à effet fixe (bins de profondeur, mois, bins de latitude), $\boldsymbol{\beta}$ représente un vecteur de coefficients associés, et μ_i représente la CPUE attendue au cours d'une sortie ou d'un trait. Les ordonnées à effet aléatoire (symboles α) peuvent varier par rapport à l'ordonnée globale en fonction de la localité j ($\alpha_j^{\text{locality}}$), de la localité-année k ($\alpha_k^{\text{locality-year}}$), et le navire l (α_l^{vessel}) et sont contraints par des distributions normales avec des écarts-types respectifs indiqués par les paramètres σ .

Nous pouvons alors calculer l'estimation normalisée de la PUE pour l'année t , μ_t , comme suit

$$\mu_t = \exp(\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}) \quad (\text{C.6})$$

où $\mathbf{X}_t$ représente un vecteur de variables prédictives fixé aux niveaux de référence (r) avec l'année fixée à l'année d'intérêt. Comme chacun des intercepts aléatoires α est fixé à zéro, l'indice est prédit pour une localité moyenne, une localité-année et un navire (pour les données modernes). Nous avons estimé les effets fixes avec le maximum de vraisemblance marginale tout en intégrant les effets aléatoires avec le logiciel statistique TMB via le paquetage R `glmmTMB` (Brooks et al. 2017). Nous avons utilisé les erreurs standard (SE) calculées par TMB sur $\log(\mu_t)$ via la méthode delta généralisée. Nous avons ensuite calculé les intervalles de confiance de Wald à 95 % comme $\exp(\mu_t \pm 1, 96\text{SE}_t)$.

À titre de comparaison, nous avons calculé une série temporelle non normalisée en utilisant une procédure similaire mais sans aucune des covariables autres qu'un facteur prédictif pour chaque année. Cela revient à calculer la moyenne géométrique de la CPUE chaque année, mais avec un modèle d'observation Tweedie supposé au lieu d'un modèle d'observation lognormal qui ne permet pas les zéros.

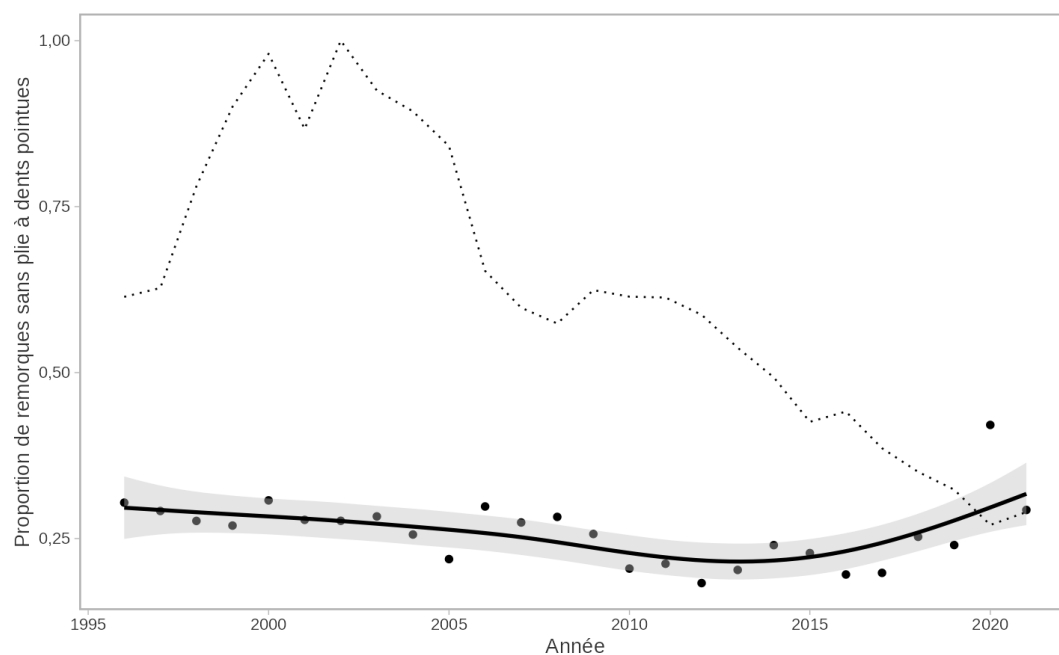


Figure C.1. Proportion de traits sans plie à grande bouche de 1996 à 2021. Les points noirs représentent les proportions réelles pour l'ensemble de la côte. La ligne noire montre la sortie d'un modèle additif général (MAG) utilisant les points comme entrées, la ligne pointillée représente le nombre total de traits en tant que proportion du nombre maximum de traits effectués au cours d'une année donnée.

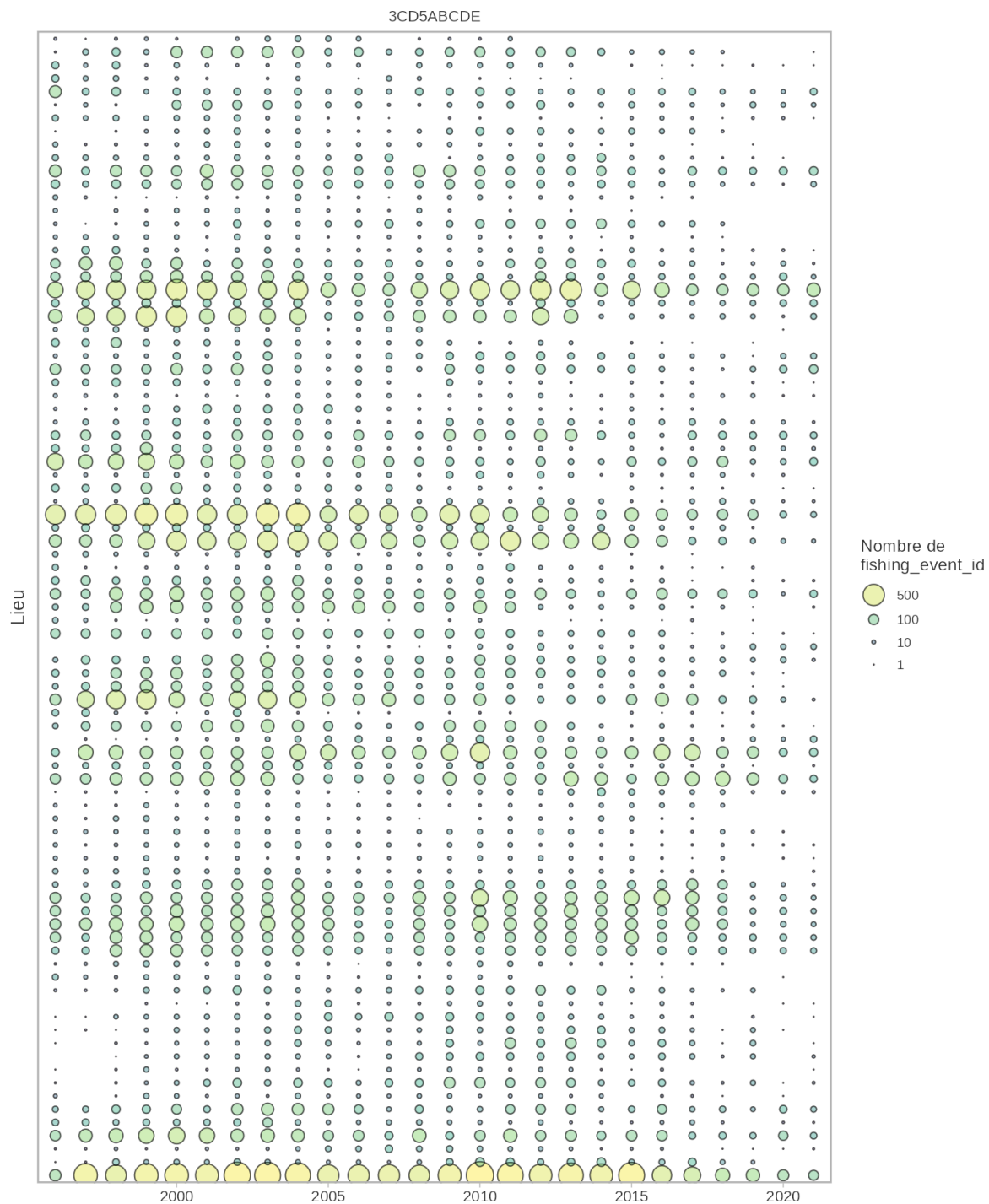


Figure C.2. Graphiques à bulles montrant la distribution du prédicteur de **Lieu** par année. La surface et la couleur de chaque cercle représentent le nombre d'événements de pêche.

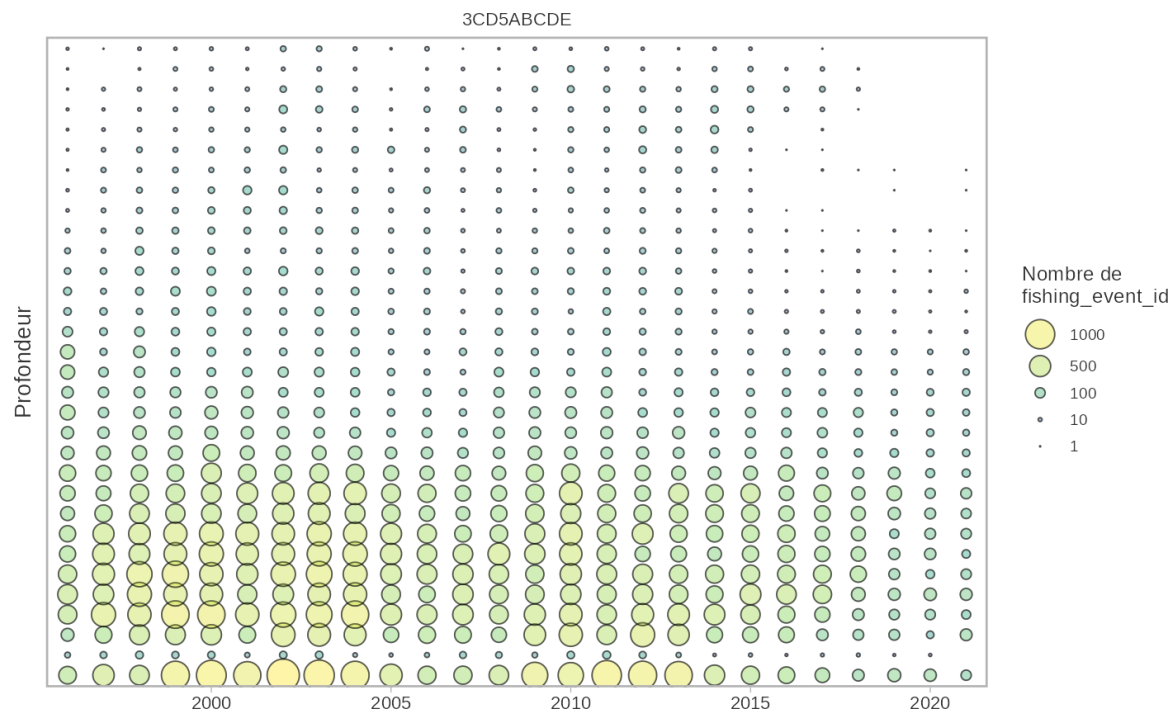


Figure C.3. Graphiques à bulles montrant la distribution du prédicteur de **Profondeur** par année. La surface et la couleur de chaque cercle représentent le nombre d'événements de pêche.

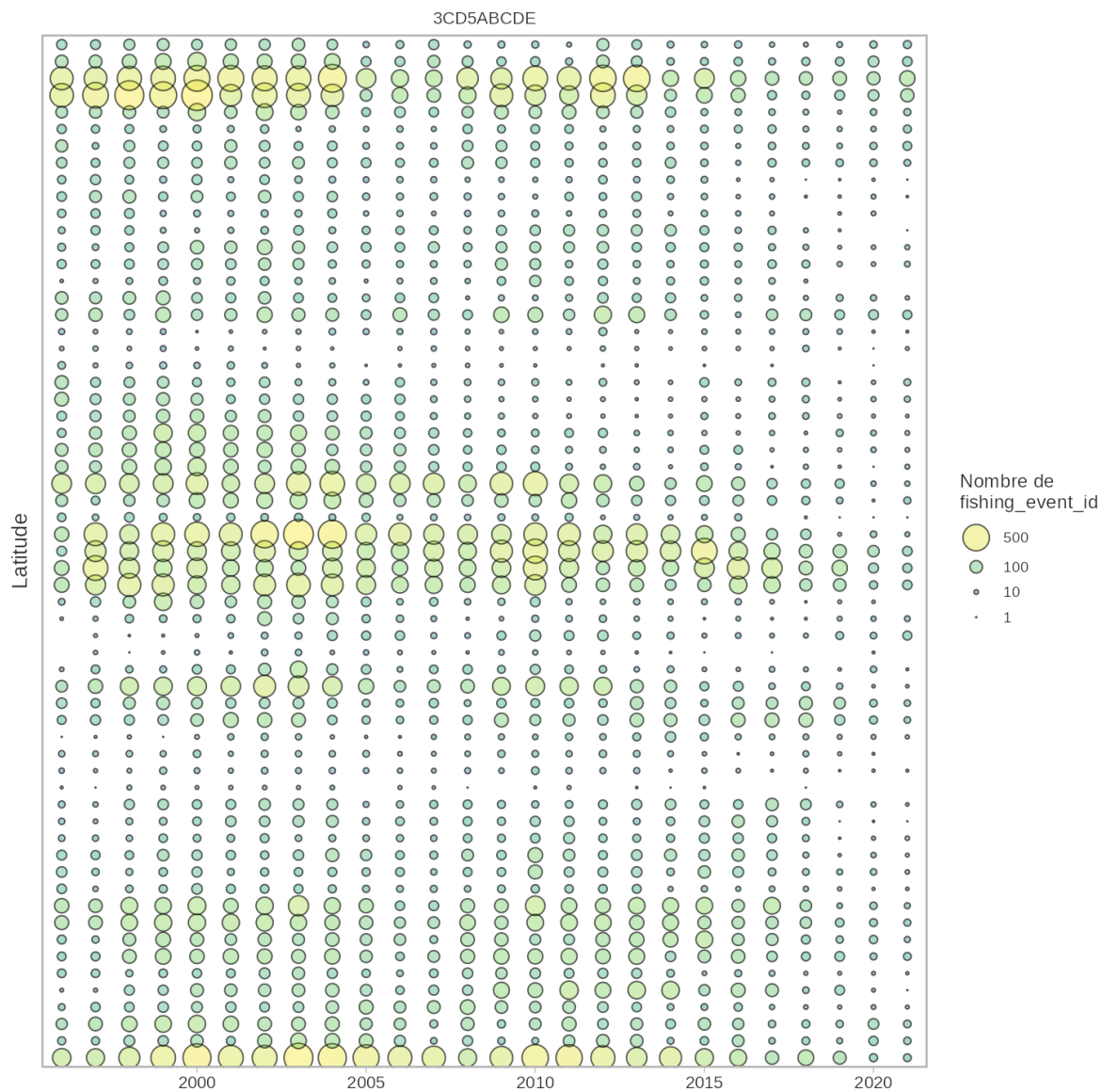


Figure C.4. Graphiques à bulles montrant la distribution du prédicteur de **latitude** par année. La surface et la couleur de chaque cercle représentent le nombre d'événements de pêche.

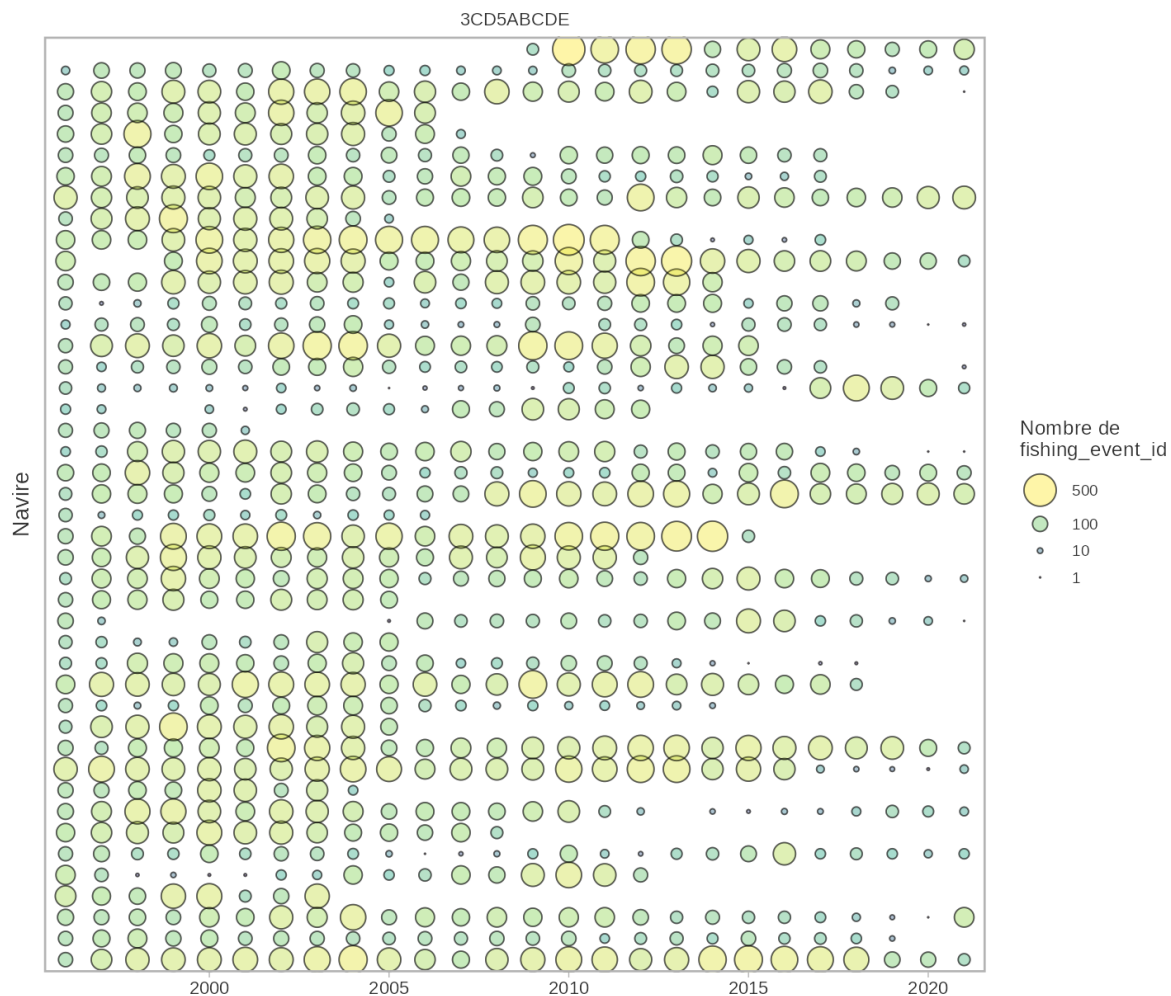


Figure C.5. Graphiques à bulles montrant la distribution du prédicteur de **Navire** par année. La surface et la couleur de chaque cercle représentent le nombre d'événements de pêche. Les numéros d'identification des navires ont été rendus anonymes par un tri aléatoire des navires et l'attribution de numéros séquentiels.

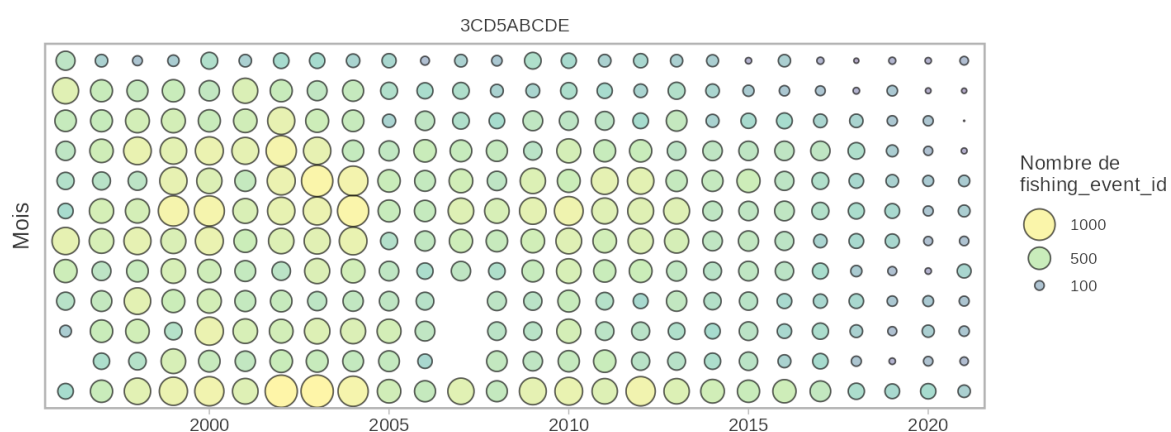


Figure C.6. Graphiques à bulles montrant la distribution du prédicteur de **Mois** par année. La surface et la couleur de chaque cercle représentent le nombre d'événements de pêche.

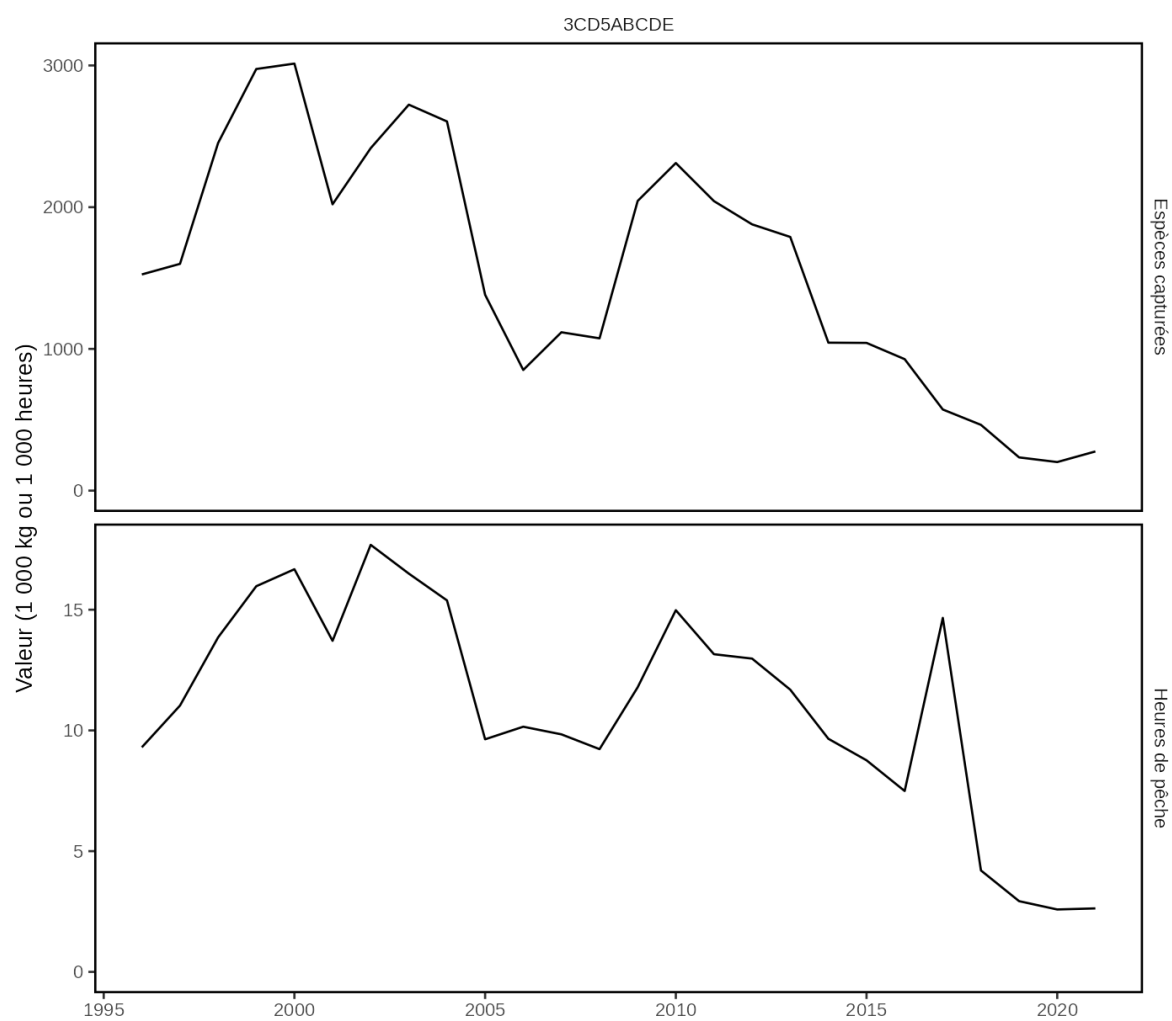


Figure C.7. Le total des captures et de l'effort de la flotte de rejets de plie à grande bouche.

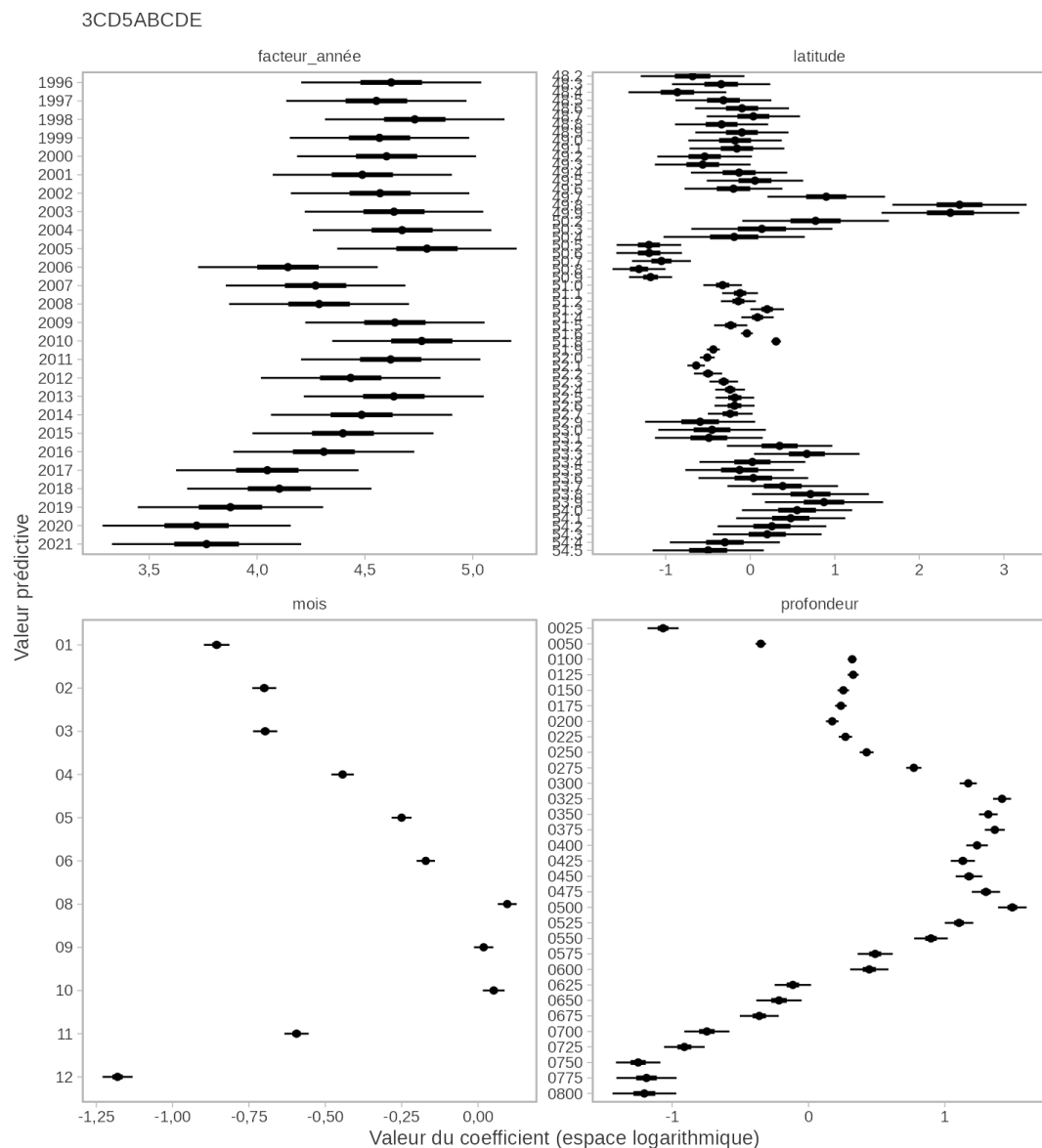


Figure C.8. Estimations du coefficient de l'effet fixe. Dans tous les cas, les valeurs se rapportent au niveau de facteur de référence (le plus courant) (le niveau de facteur manquant dans chaque graphique). Les points, les lignes épaisses et les lignes fines représentent la moyenne, les intervalles de confiance à 50 % et à 95 %.

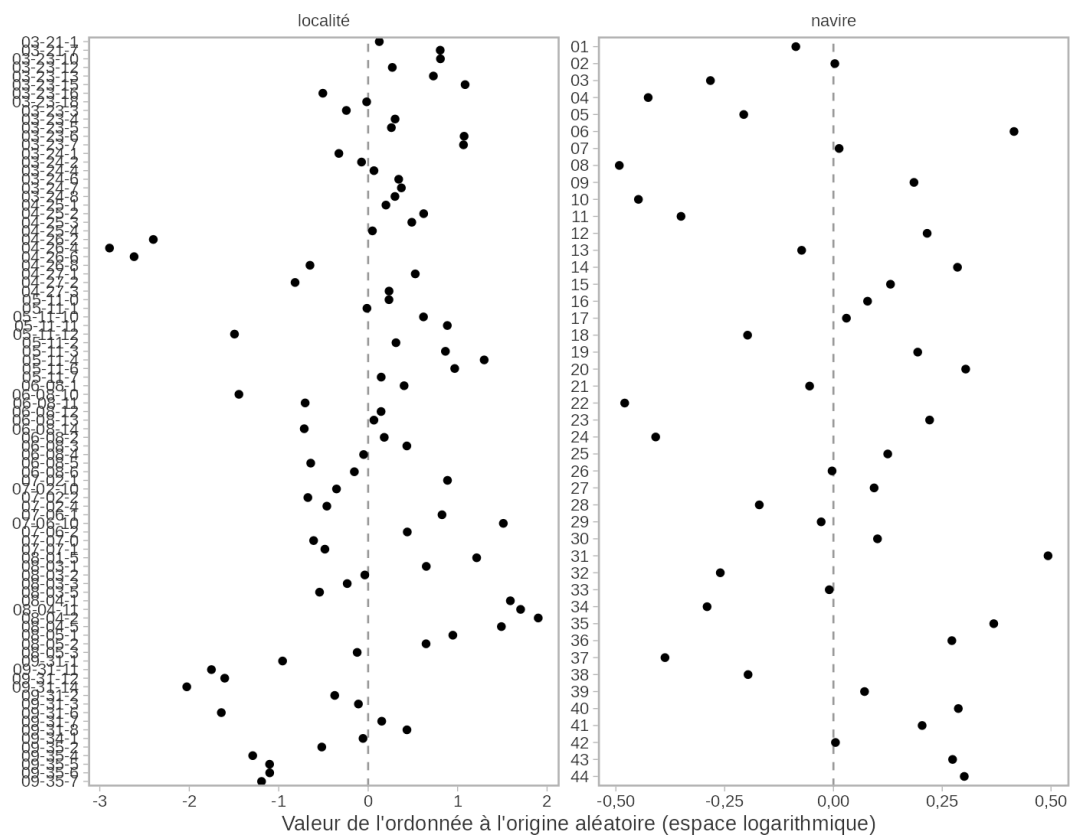


Figure C.9. Valeurs d'interception aléatoires dans l'espace logarithmique pour la localité et le navire.



Figure C.10. Valeurs d'interception aléatoires pour l'effet d'interaction localité-année. Les étiquettes des panneaux représentent les identifiants des localités.

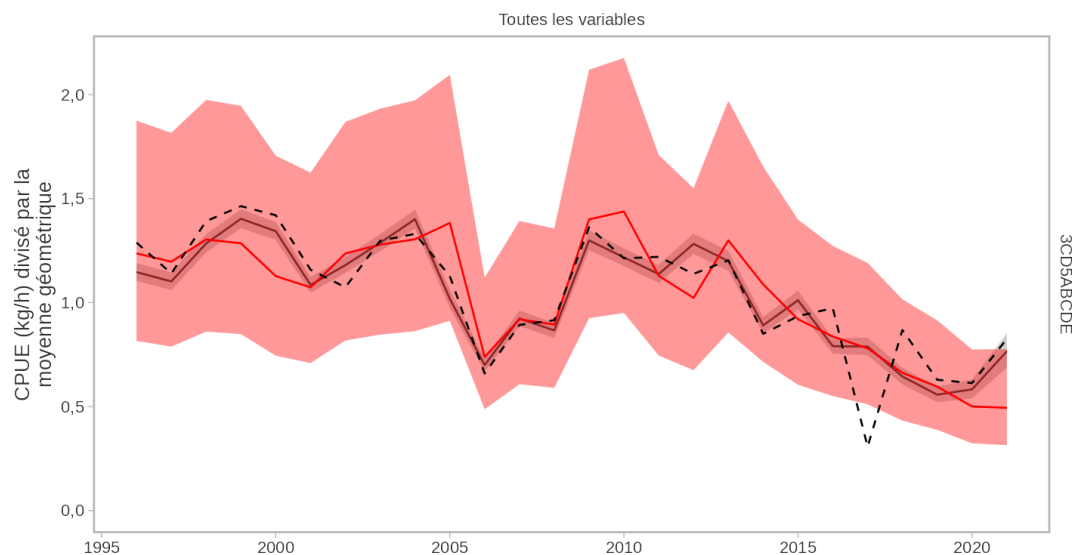


Figure C.11. Indices de CPUE pour les rejets commerciaux. La ligne rouge est la version standardisée, la ligne noire pleine est une version avec seulement un prédicteur annuel avec le modèle d'observation Tweedie, et la ligne en pointillé est la prise additionnée pour les espèces divisée par l'effort. Les rubans indiquent les intervalles de confiance à 95 % (Wald). Le processus de standardisation n'a pas un grand impact sur la forme de la série temporelle ici, ce qui indique probablement qu'il n'y a pas eu de changements systématiques dans les facteurs de standardisation inclus dans le modèle qui ont eu un impact sur la CPUE.

ANNEXE D. GEOSTATISTICAL STANDARDIZATION OF SURVEY INDICES

Nous avons utilisé des GLMM géostatistiques spatiotemporels (modèles linéaires généralisés à effets mixtes) pour normaliser les indices d'enquête en tant qu'alternative aux estimateurs basés sur la conception (par exemple, Shelton et al. 2014; Thorson et al. 2015; Anderson et al. 2019; Anderson et al. 2022).

Nous avons appliqué ces modèles de deux manières:

1. pour normaliser les indices des relevés individuels en vue de leur utilisation dans le modèle d'évaluation des stocks et
2. pour 'assembler' les quatre campagnes synoptiques au chalut en un seul indice synthétique afin de le comparer aux tendances de la biomasse estimée à partir du modèle d'évaluation des stocks et à l'indice de la CPUE des rejets commerciaux.

D.1. MODÉLISATION DES ENQUÊTES INDIVIDUELLES

Pour les indices des relevés individuels, nous avons utilisé des modèles delta/hurdle (appelés ici modèle Δ -Gamma (Aitchison 1955)). Dans ce modèle, la capture de l'étude synoptique (figures D.1, D.2) est définie sur la base d'un modèle de probabilité de rencontre et d'un modèle de capture positive.

$$\Pr[C > 0] = p, \quad (D.1)$$

where C is the observed catch p is the probability of encounter. The positive component given encounter is defined as

$$\Pr[C = c | C > 0] = \text{Gamma}(c, \gamma, \lambda/\gamma), \quad (D.2)$$

où c est la prise observée étant donné $C > 0$, γ est le paramètre de forme, λ est la valeur attendue, et λ/γ combiné est le paramètre d'échelle.

La composante linéaire du modèle binomial de rencontre est définie comme suit

$$p_{s,t} = \text{logit}^{-1}(\alpha_k^{\text{Bin}} + f(\ln(D_{s,t})) + \omega_s^{\text{Bin}} + \epsilon_{s,t}^{\text{Bin}}), \quad (D.3)$$

où l'exposant Bin désigne les paramètres des composantes binomiales. Le paramètre α_k^{Bin} est une ordonnée à l'origine pour chaque étude k , $f(\ln(D_{s,t}))$ est un lisseur pénalisé sur la profondeur logarithmique du fond, ω_s^{Bin} est une valeur de champ aléatoire spatial.

$$\omega \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\omega), \quad (D.4)$$

and $\epsilon_{s,t}^{\text{Bin}}$ is a spatiotemporal random field value

$$\epsilon \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon). \quad (D.5)$$

La composante linéaire du modèle de capture positif Gamma est définie comme suit

$$\lambda_{s,t} = \exp(\alpha_k^{\text{Pos}} + f(\ln(D_{s,t})) + \omega_s^{\text{Pos}} + \epsilon_s t^{\text{Pos}} + O_{s,t}), \quad (D.6)$$

où l'exposant Pos désigne les paramètres positifs de la composante, $O_{s,t}$ représente une variable de décalage (ici le logarithme de la surface balayée) et les autres paramètres ont une définition similaire à celle du modèle binomial ci-dessus.

D.2. ENQUÊTE SUR LES POINTS DE SUTURE

Pour l'assemblage de l'enquête, les modèles ont pris une forme similaire, à l'exception de ce qui suit :

1. les modèles n'incluaient pas d'intercepts indépendants pour les années individuelles
2. les effets aléatoires spatio-temporels ont été autorisés à suivre une marche aléatoire (cela a permis de limiter le modèle lors de l'assemblage des enquêtes bisannuelles)
3. nous avons considéré des modèles qui incluaient et excluaient un lisseur pour la profondeur
4. nous avons envisagé un modèle d'erreur d'observation de Tweedie comme alternative.

La composante linéaire du modèle binomial de rencontre est définie comme suit

$$p_{s,t} = \text{logit}^{-1} (\beta_0^{\text{Bin}} + f(d_{s,t}) + \omega_s^{\text{Bin}} + \delta_{s,t}^{\text{Bin}}), \quad (\text{D.7})$$

où l'exposant Bin désigne les paramètres des composantes binomiales. Le paramètre β_0^{Bin} est un intercept global, $f(d_{s,t})$ est une fonction de lissage pénalisée pour la profondeur logarithmique avec une dimension de base supérieure de 5, ω_s^{Bin} est une valeur de champ aléatoire spatial.

$$\omega \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\omega), \quad (\text{D.8})$$

et $\delta_{s,t}^{\text{Bin}}$ est un effet aléatoire tiré d'un champ aléatoire spatiotemporel qui est supposé suivre une marche aléatoire

$$\delta_{t=1} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon), \quad (\text{D.9})$$

$$\delta_{t>1} = \delta_{t-1} + \epsilon_{t-1}, \quad \epsilon_{t-1} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon). \quad (\text{D.10})$$

La composante linéaire du modèle de capture positive Gamma est définie comme suit

$$\lambda_{s,t} = \exp (\beta_0^{\text{Pos}} + f(d_{s,t}) + \omega_s^{\text{Pos}} + \delta_{s,t}^{\text{Pos}} + O_{s,t}), \quad (\text{D.11})$$

où l'exposant Pos désigne les paramètres des composantes positives, $O_{s,t}$ représente une variable de décalage (ici le logarithme de la surface balayée) et les autres paramètres ont une définition similaire à celle du modèle binomial ci-dessus.

Nous avons également considéré un modèle de Tweedie dont la composante linéaire est définie comme suit

$$\mu_{s,t} = \exp (\beta_0 + f(d_{s,t}) + \omega_s + O_{s,t} + \delta_{s,t}), \quad (\text{D.12})$$

où les paramètres ont une définition similaire à celle des modèles binomiaux et gamma, mais où les données sont prises en compte par une distribution d'observation unique - la Tweedie - avec les paramètres de moyenne, de puissance et d'échelle qui lui sont associés.

En outre, nous avons examiné des versions des modèles ci-dessus sans que la profondeur ne soit un prédicteur. Au total, nous avons ajusté quatre modèles : Δ -Gamma avec profondeur, Δ -Gamma sans profondeur, Tweedie avec profondeur et Tweedie sans profondeur.

Parmi les modèles considérés, les modèles sans profondeur font moins d'hypothèses. En outre, la source de données sur la profondeur est différente de la source de données utilisée pour la grille et il est possible qu'elles représentent des variables légèrement différentes. Étant donné que les tendances des modèles incluant la profondeur étaient similaires à celles des modèles n'incluant pas la profondeur, les modèles n'incluant pas la profondeur sont probablement meilleurs pour le processus d'assemblage. Les prédictions du modèle Δ -Gamma sans profondeur sont donc présentées dans les figures D.3 et D.4.

D.3. CALCUL DE LA BIOMASSE ANNUELLE STANDARDISÉE

La biomasse totale b pour une année donnée t est calculée comme suit :

$$b_t = \sum_{j=1}^{n_j} p_{j,t} \lambda_{j,t} a_j, \quad (\text{D.13})$$

où j désigne n_j cellules de la grille, p_j est la probabilité de rencontre dans la cellule de la grille j , λ_j est la prise attendue conditionnellement à la rencontre dans la cellule de la grille j , et a_j est la surface de la cellule de la grille j (4 km²).

D.4. AJUSTEMENT DU MODÈLE

Nous avons ajusté nos modèles avec le package R [sdmTMB](#) (Anderson et al. 2019; Anderson et al. 2022), qui développe des matrices d'équations aux dérivées partielles stochastiques (SPDE) d'entrée à l'aide du package R INLA (Lindgren et al. 2011; Rue et al. 2017), calcule la log-vraisemblance du modèle via un modèle TMB (Kristensen et al. 2016), et minimise la log-vraisemblance marginale négative via la routine de minimisation non linéaire R (R Core Team 2022) `stats::nlminb()`. L'approximation de Laplace, telle qu'elle est implémentée dans TMB, est utilisée pour intégrer les effets aléatoires. Nous avons suivi cette optimisation avec un optimiseur de Newton, `stats::optimHess()` pour réduire davantage la vraisemblance logarithmique négative.

Pour s'assurer que notre optimisation finale était compatible avec la convergence, nous avons vérifié que tous les gradients par rapport aux effets fixes étaient $< 0,001$ et que les matrices hessiennes étaient positivement définies. Nous avons construit nos maillages SPDE de manière à ce que la distance minimale autorisée entre les sommets du maillage (INLA 'cutoff') soit de 20 km dans le modèle de la côte; 10 km pour Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte, Étude synoptique du détroit d'Hécate, et Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver; et 7 km pour Enquête synoptique sur la côte ouest de Haida Gwaii (zone d'étude plus petite avec une transition de profondeur marquée).

D.5. INDICES MODÉLISÉS

Les indices géostatistiques pour les relevés individuels avaient des CV plus faibles, en moyenne, que les indices basés sur la conception - en particulier dans le détroit de la Reine-Charlotte (Fig. D.5). Les indices cousus Δ -Gamma et Tweedie étaient similaires les uns aux autres. La différence la plus notable est que l'inclusion d'un lisseur pour la profondeur a légèrement réduit l'estimation de la biomasse en 2003-2004 et a rétréci les intervalles de confiance pour ces années (Fig. D.6).

Les indices géostatistiques des relevés couplés à l'échelle de la côte ont tous montré une forte ressemblance avec l'indice de CPUE des rejets commerciaux (Fig. D.7) avec des intervalles de confiance qui se chevauchent pour la plupart, des déclins marqués de 2010 à 2021, et un creux au milieu des années 2000. La première année de l'étude (2003) a été marquée par une certaine divergence, la CPUE des rejets étant légèrement plus élevée, bien que la majorité des intervalles de confiance se chevauchent toujours.

D.6. INDICES GÉOSTATISTIQUES

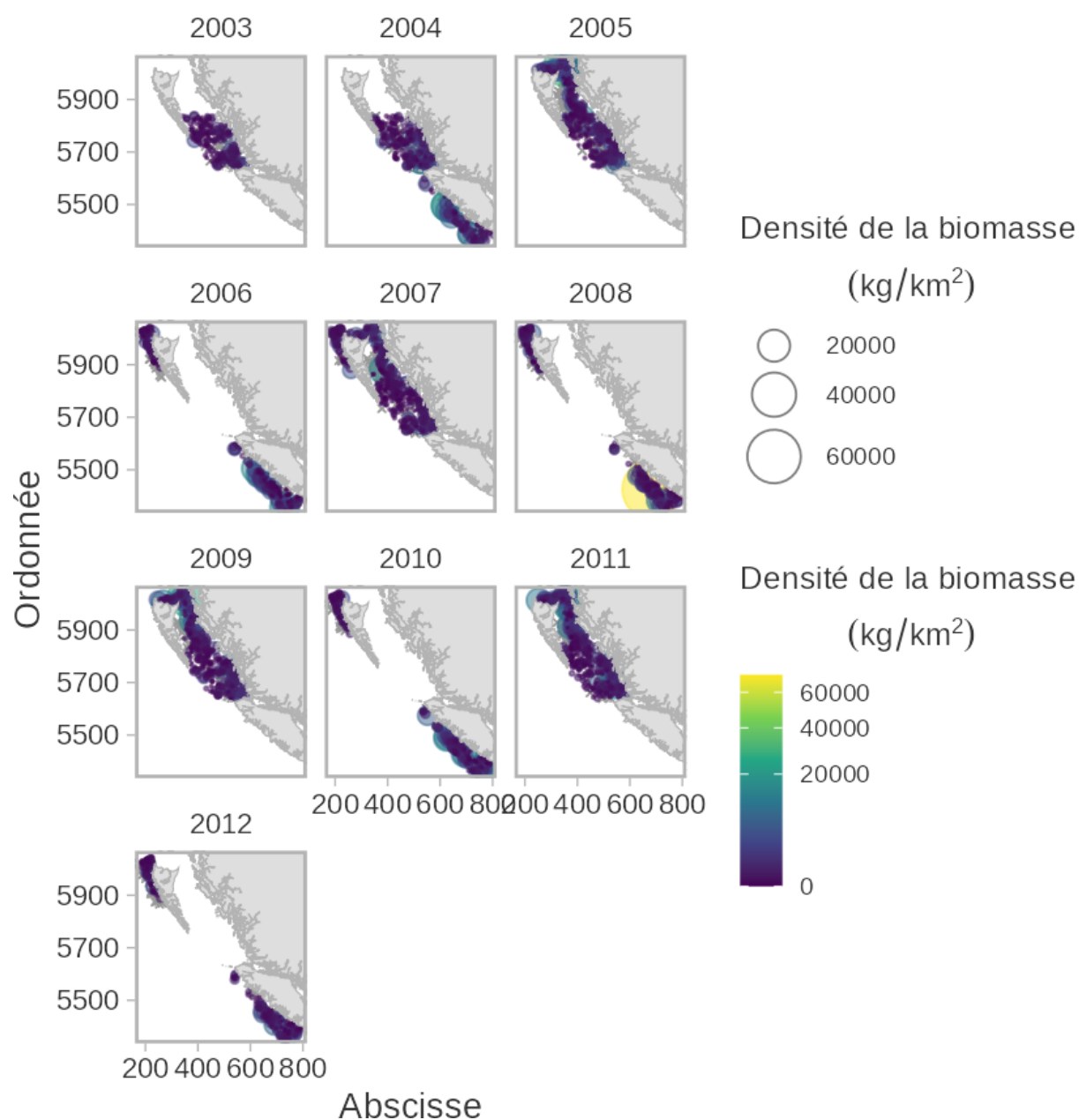


Figure D.1. Graphique à bulles des données d'enquête de 2003 à 2012. La surface et la couleur des cercles correspondent à la densité des calées. Les ensembles dont la prise plie à grande bouche est nulle sont indiqués par une croix grise.

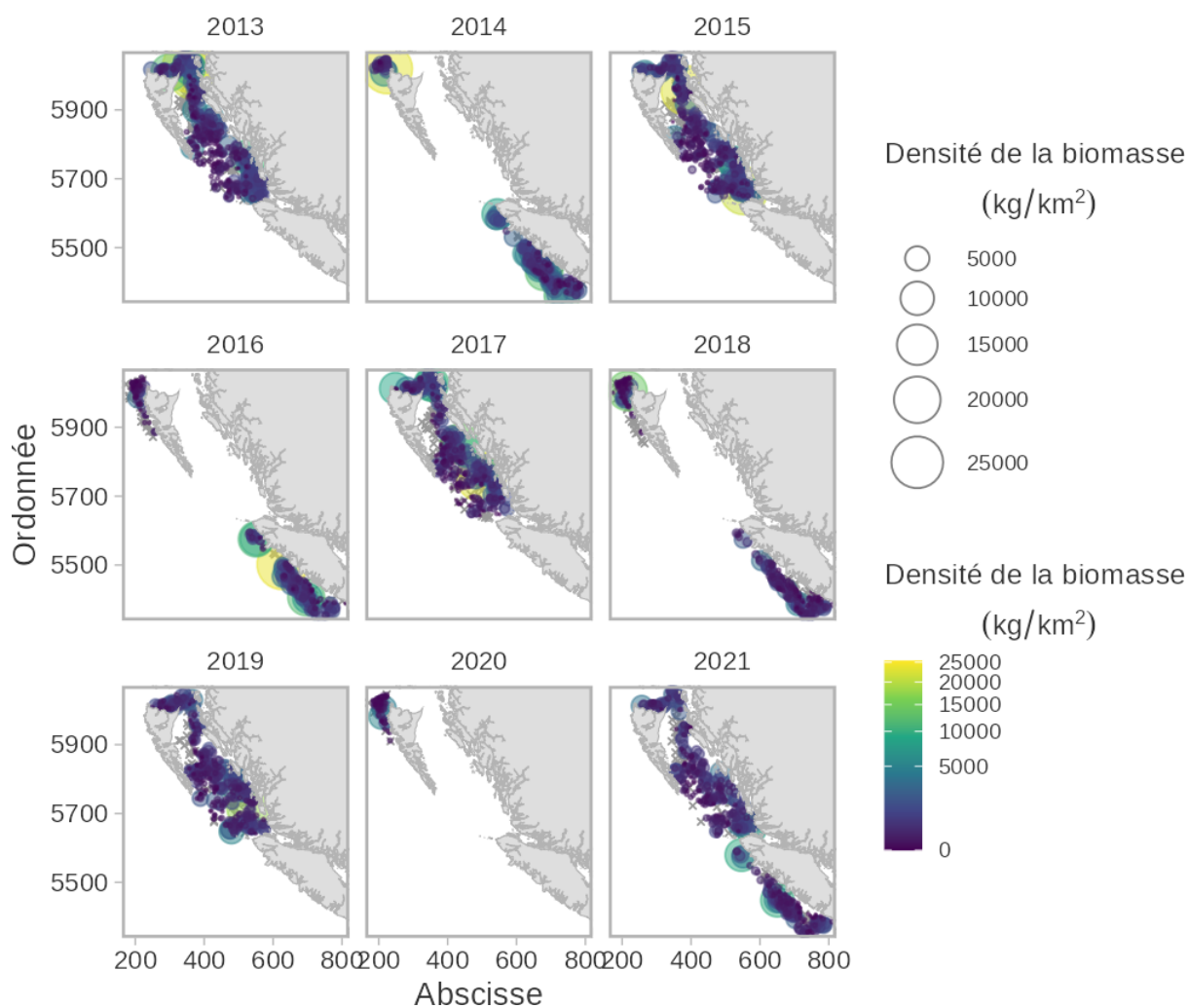


Figure D.2. Graphique à bulles des données d'enquête pour la période 2013-2021. La surface et la couleur des cercles correspondent à la densité de l'ensemble. Les ensembles dont les prises plie à grande bouche sont nulles sont indiqués par une croix grise.

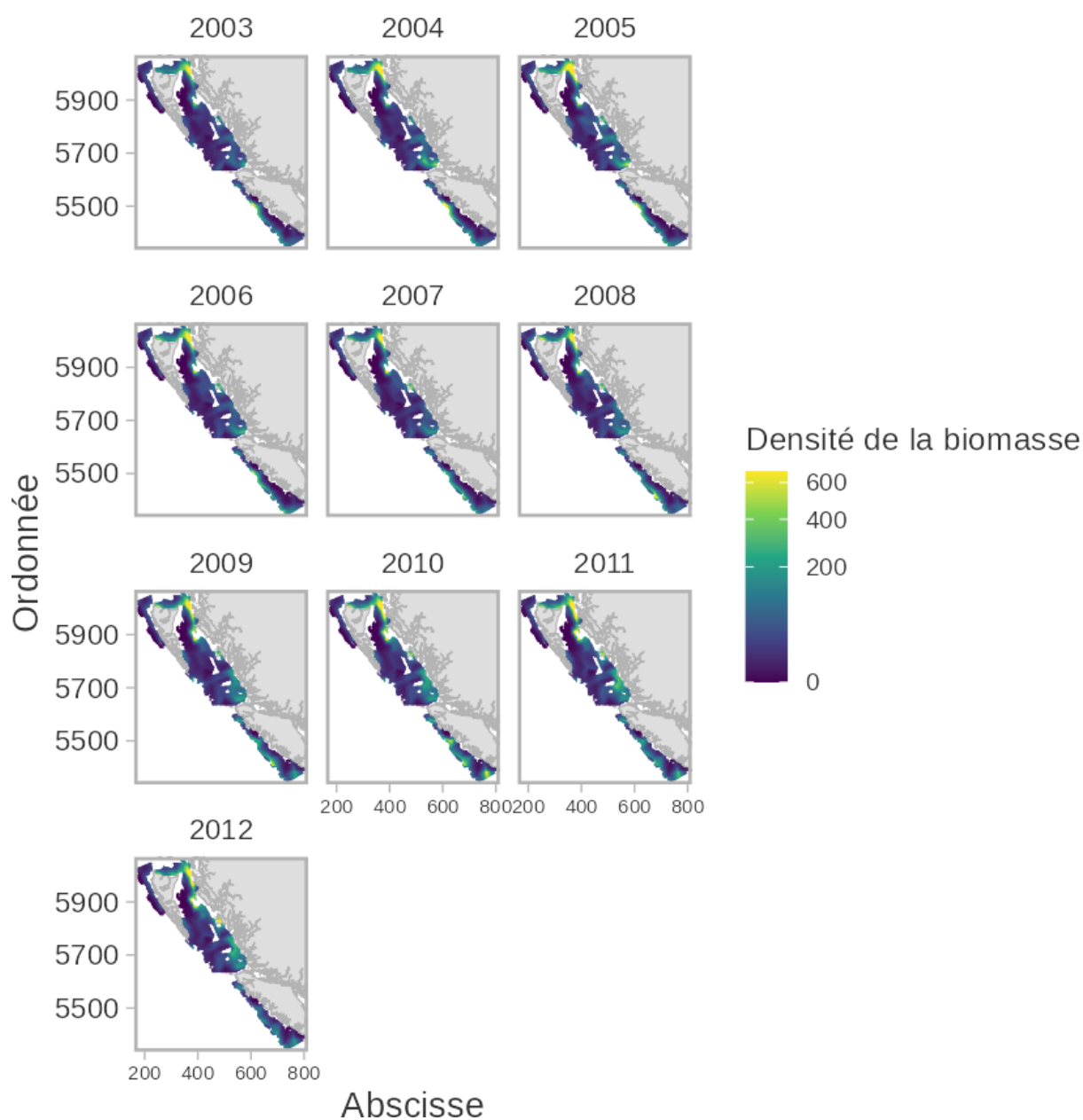


Figure D.3. Densité de biomasse plie à grande bouche prédite pour 2003 à 2012 à partir du modèle Δ -Gamma pour l'ensemble de la côte sans profondeur.

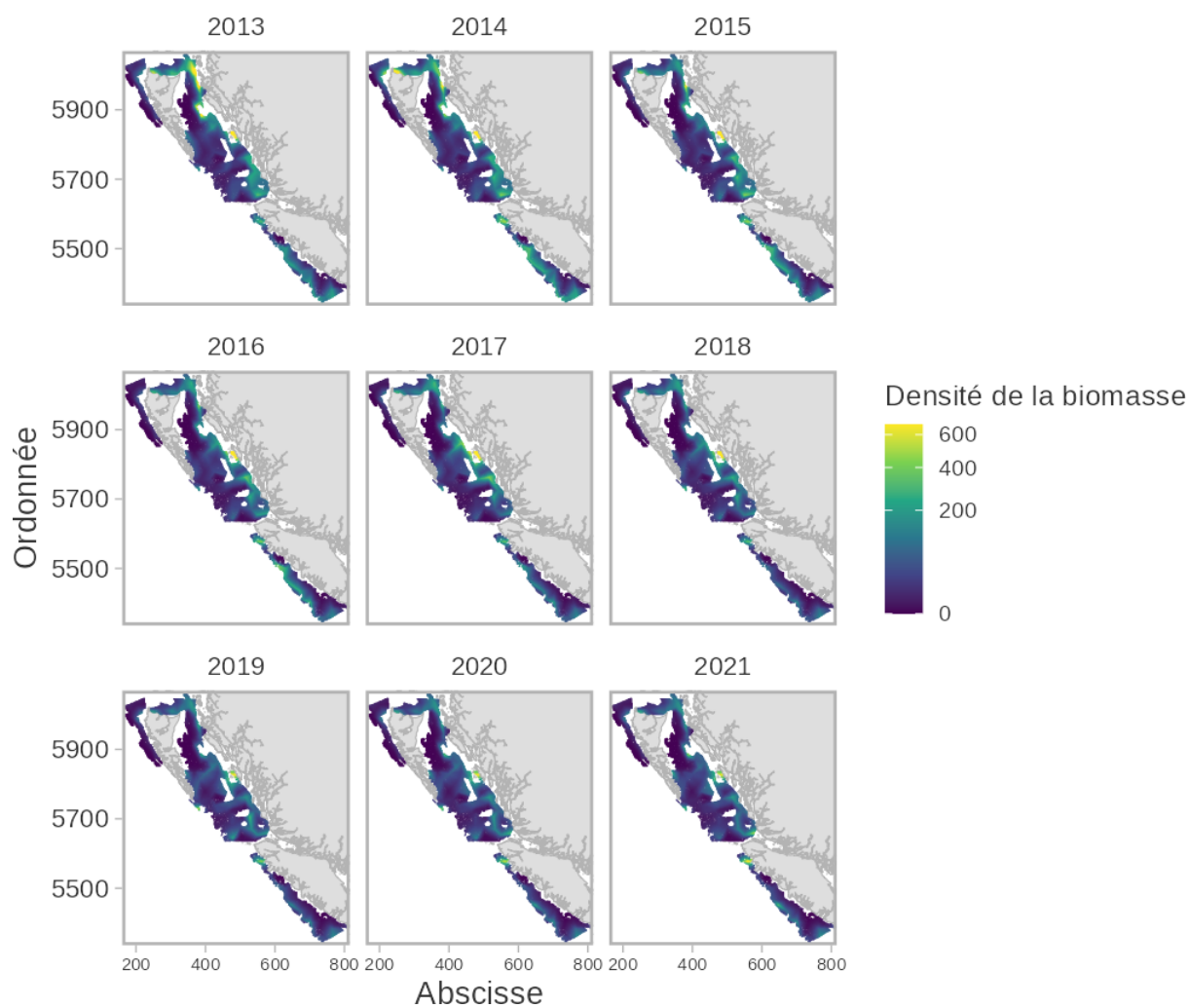


Figure D.4. Densité de biomasse plie à grande bouche prédite pour 2013 à 2021 à partir du modèle Δ -Gamma pour l'ensemble de la côte sans profondeur.



Figure D.5. Indices géostatistiques individuels comparés aux indices basés sur le plan. Les lignes indiquent les moyennes et les rubans les intervalles de confiance à 95 %.

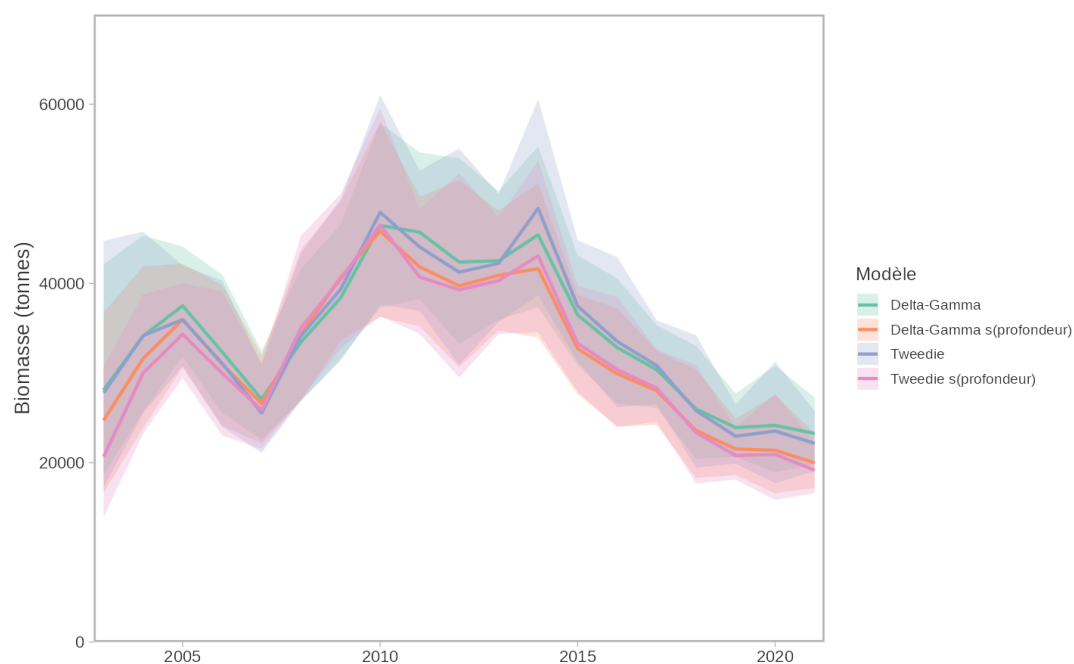


Figure D.6. Indices d'abondance cousus pour plaie à grande bouche à partir de quatre modèles. Les lignes indiquent les moyennes et les rubans les intervalles de confiance à 95 %.

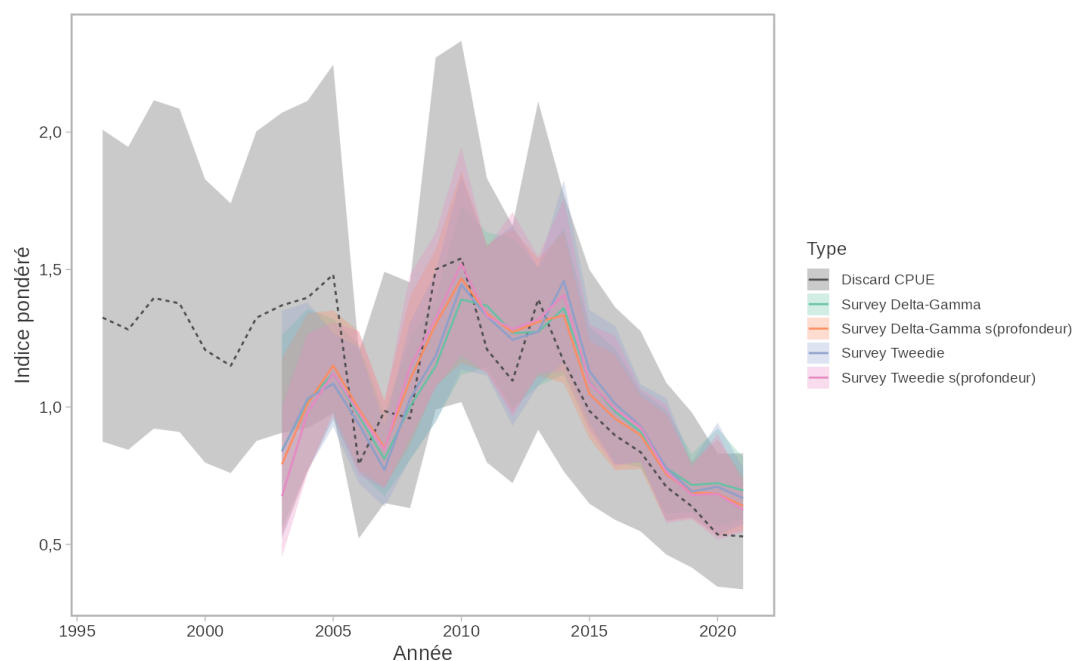


Figure D.7. Indices d'abondance cousus pour plie à grande bouche à partir de quatre modèles avec l'indice de CPUE des rejets commerciaux indiqué en gris (pointillé). Les lignes indiquent les moyennes et les rubans les intervalles de confiance à 95%. Tous les indices ont été centrés de manière à ce que leurs moyennes géométriques de 2003 à 2021 soient égales.

ANNEXE E. TENDANCES DE L'ÉTAT CORPOREL

Nous avons étudié les tendances spatio-temporelles de la condition corporelle plie à grande bouche (Nash et al. 2006), la condition corporelle (ci-après 'condition') indiquant la 'rondur' d'un organisme. Pour ce faire, nous avons ajusté un modèle géostatistique à l'échelle de la côte aux résidus de la relation longueur-poids de plie à grande bouche en suivant d'autres approches récentes (Thorson 2015; Lindmark et al. 2022).

E.1. MODÈLE DE CONDITION

Nous avons d'abord ajusté un modèle longueur-poids non spatial de la forme $\log(W_i) \sim \text{Student-t}(\text{df} = 3, \log(a) + b \log(L_i), \sigma)$, avec W_i et L_i représentant le poids et la longueur pour le poisson i et σ représentant l'échelle d'erreur d'observation. Les degrés de liberté (df) de la distribution Student-t sont fixés à 3 pour être robustes aux valeurs aberrantes. Les variables a et b représentent les paramètres longueur-poids estimés. Nous les avons ajustés séparément pour les poissons mâles et femelles.

Nous avons ensuite calculé le facteur de condition K^{cond} comme $W_i/\widehat{W}_i$ où $\widehat{W}_i$ se réfère au poids prédit à partir du modèle poids-longueur ci-dessus. Nous avons supprimé les valeurs du facteur de condition qui étaient supérieures au quantile 0,995 ou inférieures au quantile 0,005 afin de réduire l'effet des valeurs aberrantes.

Nous avons ensuite ajusté un modèle géostatistique en suivant les méthodes de l'annexe D. Notre modèle était de la forme suivante

$$K_{s,t}^{\text{cond}} \sim \text{Lognormal}(\mu_{s,t}^{\text{cond}}, \sigma^{\text{cond}}), \quad (\text{E.1})$$

$$\mu_{s,t}^{\text{cond}} = \exp(\beta_0 + f(d_{s,t}) + \delta_{s,t}). \quad (\text{E.2})$$

Ici, β_0 est un intercept global, $f(d_{s,t})$ est un lisseur pénalisé pour la profondeur, et $\delta_{s,t}$ représente un champ aléatoire spatio-temporel qui suit une marche aléatoire.

$$\delta_{t=1} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon), \quad (\text{E.3})$$

$$\delta_{t>1} = \delta_{t-1} + \epsilon_{t-1}, \quad \epsilon_{t-1} \sim \text{MVNormal}(\mathbf{0}, \Sigma_\epsilon). \quad (\text{E.4})$$

Nous avons envisagé un modèle qui incluait un champ aléatoire spatial; cependant, la variance de ce champ aléatoire a été estimée proche de zéro et nous l'avons donc exclu de notre modèle final. Nous avons ensuite calculé un indice de facteur de condition annuel comme la moyenne prédite de $K_{s,t}^{\text{cond}}$ dans toutes les cellules de grille de 2 km de l'enquête $\times$ 2 km chaque année.

Enfin, nous avons également exploré une configuration de modèle dans laquelle la profondeur était incluse sous la forme d'un polynôme non orthogonal de troisième ordre qui pouvait évoluer entre les années par le biais d'une marche aléatoire. Ce modèle comprenait des champs aléatoires spatiaux et spatiotemporels indépendants et un lissage sur l'année, parce que la configuration précédente de champ aléatoire ne convergeait pas avec la flexibilité accrue d'un effet de profondeur variable dans le temps.

E.2. RÉSULTATS DE LA CONDITION

Notre modélisation révèle un déclin global de la condition corporelle sur l'ensemble de la côte d'environ 2004 à 2012, une augmentation jusqu'en 2015, et un déclin ultérieur au cours des dernières années se stabilisant depuis 2019 (Fig. E.1). Cependant, lorsque l'on ventile

les données par enquête, on constate que cette tendance générale masque les différences observées le long de la côte (Fig. E.2). La variation dans le temps est relativement faible par rapport à la variation entre les régions (Fig. E.2).

La condition dans le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver est en déclin depuis 2015 environ, mais la condition dans les autres régions étudiées est restée relativement stable au cours de ces années (Fig. E.2). En outre, la tendance à l'augmentation de l'indice sur l'ensemble de la côte entre 2012 et 2015 a été largement alimentée par le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte (Fig. E.2). Nous pouvons également observer ces tendances en regardant les prédictions spatiales dans le temps (Fig. E.3).

Le lissage en profondeur indique un facteur de condition plus élevé dans les eaux plus profondes (Fig. E.4), ce qui coïncide avec un facteur de condition plus élevé dans le Enquête synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, qui couvre des régions plus profondes que les autres enquêtes. Lorsqu'on le laisse varier dans le temps par une marche aléatoire, l'effet de la profondeur ne semble pas lié aux températures moyennes du fond enregistrées sur tous les traits à des profondeurs comprises entre 100 et 200 m pour chaque année (Fig. E.5). Ceci est cohérent avec d'autres résultats selon lesquels des facteurs latents non mesurés peuvent expliquer la grande majorité de la variabilité spatio-temporelle de la condition des poissons (Lindmark et al. 2022).

Des recherches sont en cours sur ce sujet pour toutes les espèces de poissons de fond (Philina English, Robyn Forrest comm. pers.).

E.3. CHIFFRES DE L'ÉTAT

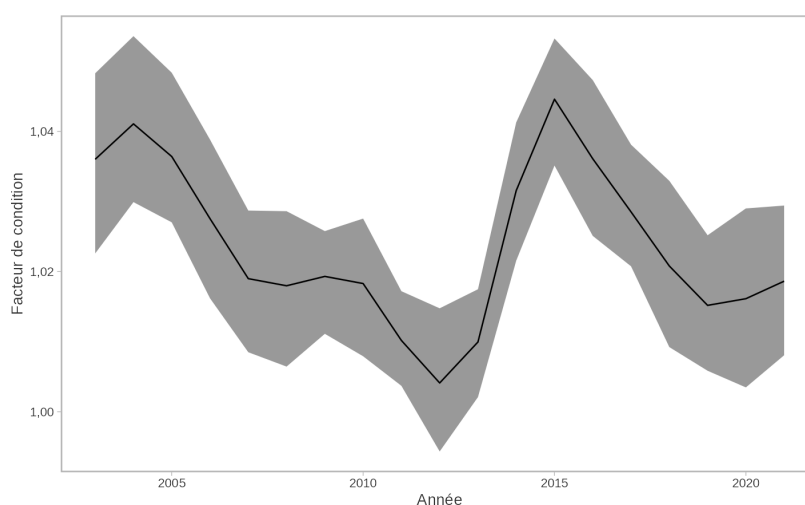


Figure E.1. Indice de condition pour l'ensemble de la côte. Les lignes et les rubans indiquent les moyennes et les intervalles de confiance à 95 %.

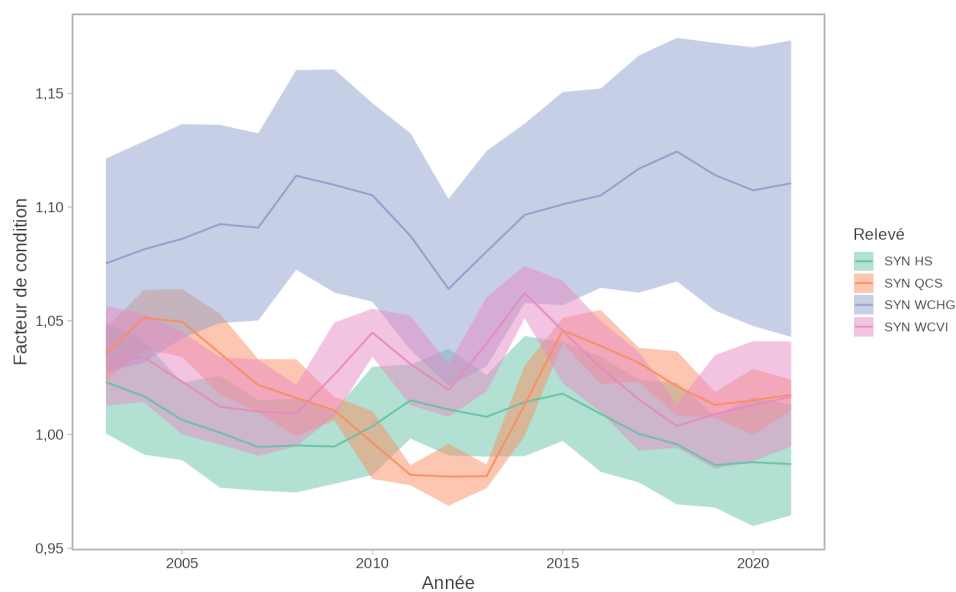


Figure E.2. Indice de condition divisé par région d'enquête. Les lignes et les rubans indiquent les moyennes et les intervalles de confiance à 95 %.

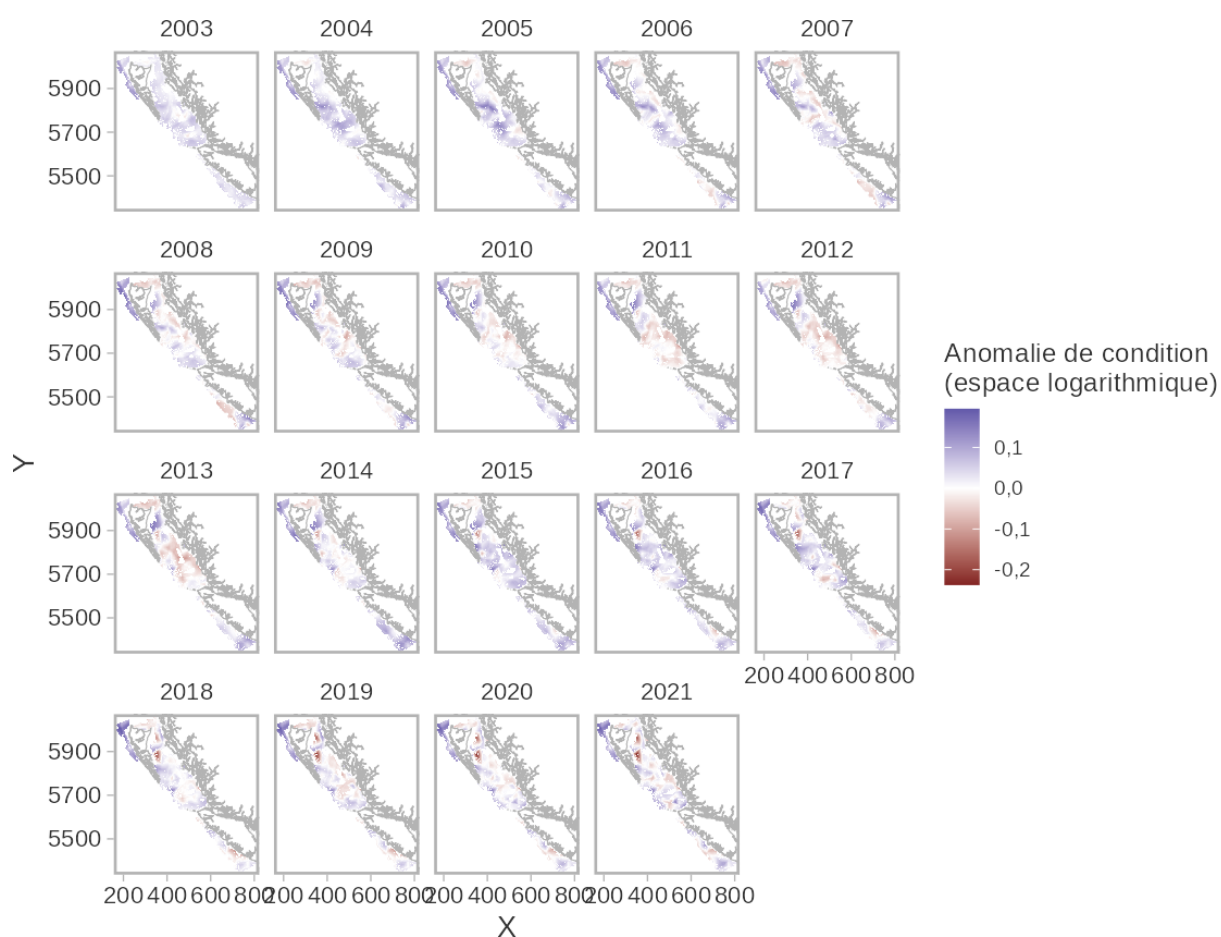


Figure E.3. Carte des anomalies de condition modélisées sur l'ensemble de la côte. Les valeurs sont représentées dans l'espace logarithmique, de sorte que les valeurs bleues sont plus dodues que prévu et les valeurs rouges moins dodues que prévu. Les axes X et Y sont en unités de km de la zone UTM 9.

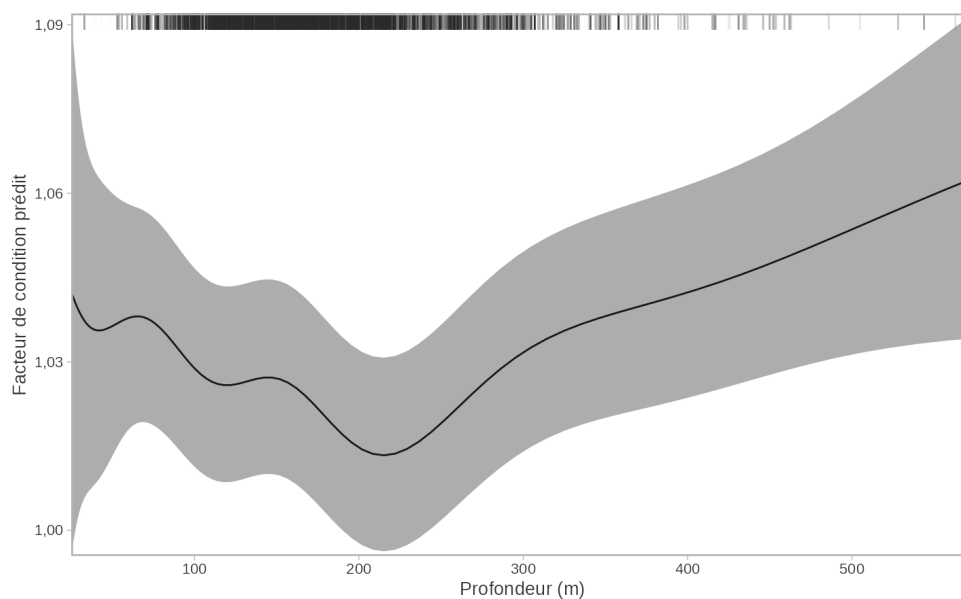


Figure E.4. Lissage logarithmique de la profondeur à partir du modèle de condition. La ligne représente la moyenne et les intervalles de confiance à 95 %. Les lignes horizontales du tapis sont indiquées en haut lorsque des données sont présentes.

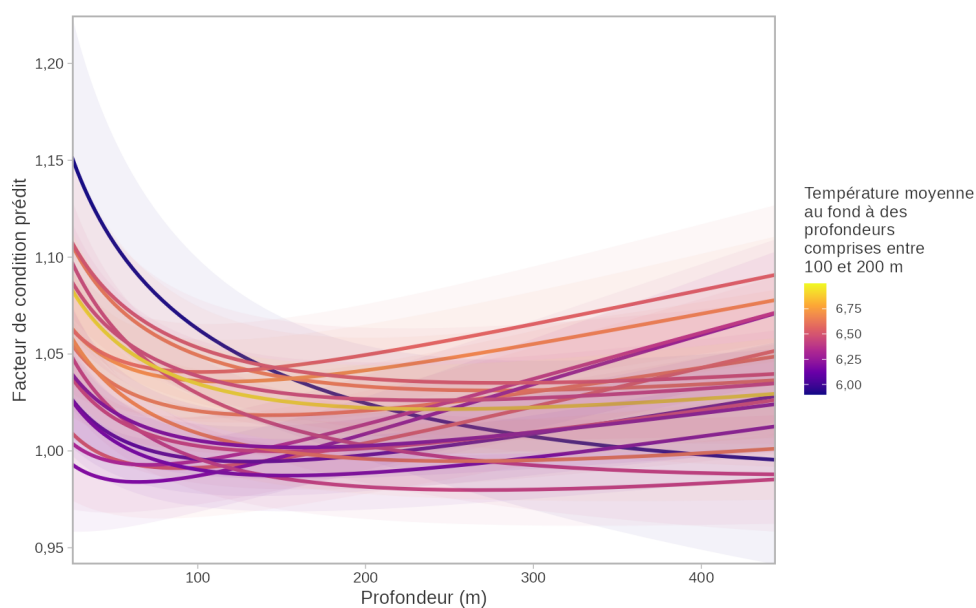


Figure E.5. Effet polynomial de troisième ordre variable dans le temps de la profondeur sur la condition. La ligne représente la moyenne et le ruban les intervalles de confiance à 95 % et tous deux sont colorés par les températures moyennes du fond (degrés C) enregistrées sur tous les traits de chalut à des profondeurs comprises entre 100 et 200 m pour chaque année.

ANNEXE F. CONSIDÉRATIONS ÉCOSYSTÉMIQUES

plie à grande bouche sont des généralistes de l'habitat et des proies (Fargo et al. 1981; Yang 1993; Doyle et al. 2018). Cependant, nous rapportons la composition du régime alimentaire de l'Alaska, car aucune donnée sur le régime alimentaire n'est collectée dans le cadre des enquêtes utilisées dans cette évaluation. D'après les estomacs de presque 2 000 collectés au début des années 1990 dans la GOA, plie à grande bouche avait un régime alimentaire dominé par le zooplancton, les poissons et les invertébrés benthiques (Yang 1993; Spies et al. 2019). Pour les juvéniles (≤ 20 cm TL), les euphausiacés représentaient près de 60% de leur régime alimentaire, suivis par le capelan à 24%. Les adultes consommaient principalement du capelan (*Mallotus villosus*), des euphausiacés, des dorés jaunes adultes et juvéniles (*Gadus chalcogrammus*), des crevettes pandalides, des harengs et d'autres poissons fourrages, dont aucun ne représente plus de 22 % du régime alimentaire global. Dans la même région et à la même période, la prédation par la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*), le flétan du Pacifique (*Hippoglossus stenolepis*) et les otaries de Steller (*Eumetopias jubatus*) expliquent ensemble environ 10 % de la mortalité des adultes et la pêche au chalut des poissons plats représente 2 % (Spies et al. 2019). La mortalité des juvéniles de plie à grande bouche a été causée par les plie à grande bouche adultes et le colin adulte et juvénile, mais le total de ces sources de mortalité représente moins de 7 % de la production de plie à grande bouche juvéniles (Spies et al. 2019).

Les schémas de migration ne sont pas bien connus pour plie à grande bouche, mais il y a des indications que les plus gros poissons peuvent migrer vers des eaux plus profondes en hiver et des eaux moins profondes en été (Rickey 1995; Fargo et Starr 2001). Le frai et l'éclosion ont lieu dans ces eaux plus profondes (> 350 m) le long du rebord du plateau continental en automne et en hiver (Rickey 1995; Blood et al. 2007). À ces profondeurs, le risque de prédation est relativement faible, et les températures froides ainsi que les taux métaboliques intrinsèquement bas assurent une disponibilité prolongée des réserves vitellines, ce qui réduit le risque de famine des larves (Doyle et al. 2018). La durée et la dérive des larves sont prolongées, ce qui contribue à une livraison étendue des larves dans les eaux côtières, du plateau continental et du talus, et se traduit par une faible connectivité entre les zones de frai et de peuplement (Doyle et al. 2018). Dans la GOA, les plus petits poissons (< 10 cm) se trouvaient généralement à moins de 200 m de profondeur, tous les poissons immatures (< 30 cm) se concentrant à < 400 m. Au cours des années plus froides, ces classes de taille avaient tendance à se trouver plus en profondeur. En revanche, les poissons matures (30-60 cm) avaient tendance à se trouver plus profondément (> 800 m) au cours des années plus chaudes (Doyle et al. 2018). Une évaluation préliminaire de la vulnérabilité liée au climat pour la GOA a indiqué un risque faible, une résilience élevée dans l'ensemble; cependant, il existe une certaine sensibilité potentielle spécifique au stade à l'inadéquation temporelle entre les larves et les proies zooplanctoniques avec l'augmentation des températures (Doyle et al. 2018).

Dans les eaux canadiennes du Pacifique, l'absence de corrélation entre les changements d'abondance et les changements de condition suggère qu'il est peu probable que les effets écosystémiques ascendants soient à l'origine de l'état général du stock de plie à grande bouche. Sur l'ensemble de la côte canadienne, l'indice de condition a chuté régulièrement entre 2004 et 2012 (Fig. E.1), alors que l'indice de biomasse de l'étude pour la même zone a augmenté de plus de 50 % (Fig. D.7). De même, une forte augmentation de l'indice de condition en 2015 n'a pas été associée à des trajectoires positives de la biomasse au cours des 7 années suivantes.

La preuve que la condition tend à être plus élevée dans les eaux plus profondes, et donc plus fraîches, est cohérente avec les résultats d'une certaine sensibilité potentielle à la température (English et al. 2021). Le réchauffement local (vitesse de température positive) a été associé à des baisses de biomasse uniquement dans les zones déjà plus chaudes, et

à des augmentations de la biomasse des immatures (~ 38 cm pour les femelles, ~ 31 cm pour les mâles) dans les zones plus froides. Cependant, lorsque la forme de l'effet de la profondeur sur la condition a été autorisée à varier d'une année à l'autre, il n'y avait pas de différence évidente entre les années plus chaudes et plus froides (Fig. E.5). S'il existe une faible association, c'est peut-être parce que la condition est plus élevée dans les eaux moins profondes au cours de l'année la plus chaude, ce qui est cohérent avec le fait que l'indice de condition à l'échelle de la côte a également grimpé en flèche entre 2013 et 2015, période qui comprend la vague de chaleur marine de 2014-2016 et les pics d'abondance de certaines espèces d'euphausiacés plus méridionales (Boldt et al. 2021). En revanche, la condition corporelle moyenne dans le GOA était faible pendant la vague de chaleur marine (2015) et encore plus faible en 2017 (Spies et al. 2019). On a émis l'hypothèse que cela était dû à la fois à des exigences énergétiques accrues avec les températures chaudes et au manque de poissons fourrage. Des vagues de chaleur marine se sont à nouveau produites dans le Pacifique Nord-Est en 2018 et en 2019-2020, bien qu'elles n'aient pas été aussi extrêmes qu'en 2014-2016 (Boldt et al. 2021).

Parmi ce que l'on suppose être les prédateurs naturels dominants (sur la base des données de l'Alaska (Spies et al. 2019)), peu semblent susceptibles de causer les déclin de la biomasse de frai plie à grande bouche depuis 2011 (Figure 7). Le doré jaune, prédateur des juvéniles de plie à grande bouche, a connu une augmentation globale de la biomasse étudiée, ponctuée par un déclin à court terme qui a coïncidé (stock méridional) ou précédé (stock septentrional) le déclin de plie à grande bouche. Les abondances du cabillaud du Pacifique (Forrest et al. 2020) et du flétan du Pacifique (DFO 2022) semblent avoir été relativement stables à l'échelle décennale, malgré une variabilité interannuelle considérable. Seule l'otarie de Steller a connu un taux de croissance démographique régulier d'environ 4,3 % par an au cours des deux dernières décennies (DFO 2021), mais sans aucun changement évident de trajectoire qui pourrait être associé aux changements de la biomasse reproductrice plie à grande bouche.

ANNEXE G. DESCRIPTION DU MODELE

G.1. INTRODUCTION

La modélisation de l'évaluation des stocks a été réalisée à l'aide du modèle statistique intégré de capture et d'âge (ISCAM), développé par S. Martell (Martell et al. 2011). ISCAM a été écrit en utilisant le cadre AD Model Builder. ISCAM est un modèle statistique de capture par âge avec de nombreuses options de modélisation mises en œuvre dans un cadre d'estimation bayésien. Les auteurs ont modifié ISCAM de manière substantielle au fil des ans, et d'autres modifications importantes ont été apportées pour cette évaluation. Le paquet `gfiscam`, sur la branche `WSL2`, contient tout le code et les Makefiles nécessaires pour compiler ISCAM afin d'exécuter les modèles présentés dans cette évaluation. Le dépôt `gfiscam` peut être trouvé sur GitHub, dans la liste des dépôts de l'organisation `pbs-assess`.

L'exécution de tous les modèles ISCAM a été réalisée sous Linux à l'aide de scripts Bourne again shell (Bash). La compilation des résultats et la génération des tableaux et des figures ont été effectuées en R à l'aide du paquetage `gfiscamutils` développé par les auteurs. Le dépôt `gfiscamutils` se trouve sur GitHub, dans la liste des dépôts de l'organisation `pbs-assess`.

G.2. DESCRIPTION DU MODÈLE

Cette section contient la documentation et les équations du modèle structuré par âge ISCAM, sa version en régime permanent qui est utilisée pour calculer les points de référence, les modèles d'observation utilisés pour prédire les observations, et les composants de la fonction objective qui formulent le critère statistique utilisé pour estimer les paramètres du modèle. Une liste documentée des symboles utilisés dans les équations du modèle est donnée dans le tableau G.1. La documentation présentée ici est essentiellement une version révisée du guide de l'utilisateur ISCAM (Martell 2011).

Notez que toutes les équations du modèle sont présentées pour un modèle structuré par sexe avec S sexes. Les modèles peuvent donc être construits avec des données et des estimations pour deux sexes, pour les femmes uniquement, ou pour les hommes et les femmes combinés en une seule catégorie de sexe.

La liste suivante décrit les modifications spécifiques à l'évaluation plie à grande bouche :

1. Séparation des sexes, $S = 2$.
2. Pêche commerciale à deux flottes.
3. La mortalité totale est constante à travers les âges, $Z_{t,a} = Z_t$. Une mortalité spécifique à l'âge et au sexe a été tentée, mais le modèle ne convergeait pas avec les paramètres supplémentaires requis.
4. Sélectivité spécifique au sexe.
5. Sélectivité optionnelle variable dans le temps pour le Enquête synoptique sur le détroit de la Reine-Charlotte.
6. Les observations de la composition par âge ont été supposées provenir d'une distribution Dirichlet-multinomiale.
7. Fécondité et maturité sont synonymes et utilisés de manière interchangeable.
8. La biomasse reproductrice non pêchée est représentée par SB_0 ou B_0 et comprend la biomasse des deux sexes.

G.3. MÉTHODES ANALYTIQUES: CONSIDÉRATIONS SUR L'ÉQUILIBRE

G.3.1. Un modèle structuré par âge en régime permanent

Pour les conditions d'équilibre représentées dans la section G.5.6, nous supposons que le vecteur de paramètres Θ dans l'Eq. G.15 est inconnu et serait estimé en ajustant 'iscam' aux données.

Pour un ensemble donné de paramètres de croissance et de paramètres de maturité à l'âge définis par l'Eq. G.16, la croissance est supposée suivre la méthode de von Bertalanffy (Eq. G.17). Le poids moyen à l'âge est donné par la relation allométrique de l'Eq. G.18, et la vulnérabilité et la fécondité spécifiques à l'âge sont données par des fonctions logistiques basées sur l'âge (Eqns. G.19 et G.20). Les termes 'vulnérabilité' et 'sélectivité' sont utilisés de manière interchangeable dans le présent document, bien que, techniquement, la sélectivité se réfère à l'engin de pêche, tandis que la vulnérabilité se réfère à tous les processus affectant la disponibilité des poissons pour la pêcherie. Les paramètres de sélectivité peuvent être fixes ou estimés.

La survie des populations non pêchées et pêchées est définie par les équations suivantes G.21 et G.22, respectivement. On suppose que tous les individus âgés de A et plus (c'est-à-dire le groupe plus) ont le même taux de mortalité total. Les fonctions d'incidence se réfèrent à la durée de vie ou aux quantités par recrue telles que la biomasse de frai par recrue (ϕ_E et ϕ_e , Eq. G.23) ou la biomasse vulnérable par recrue (ϕ_B et ϕ_b , Eq. G.24). Il convient de noter que les indices en majuscules et en minuscules désignent respectivement les conditions non pêchées et pêchées. La biomasse reproductrice non pêchée est donnée par l'Eq. G.26 et le ratio de compensation du recrutement (Myers et Mertz 1998) est donné par l'Eq. G.27. Le recrutement d'équilibre R_e est donné par l'équation G.29. On suppose que le recrutement suit un modèle de recrutement du stock de Beverton-Holt de la forme indiquée dans l'Eq. G.29, où le taux maximal de survie des juvéniles s_o est donné par :

$$s_o = \frac{\kappa}{\phi_E}$$

et le terme dépendant de la densité est donné par :

$$\beta = \frac{\kappa - 1}{R_o \phi_E}$$

qui se simplifie en Eq. G.29. Le rendement d'équilibre C_e pour un taux de mortalité par pêche donné est donné par l'Eq. G.30. Ces conditions d'équilibre sont essentielles pour déterminer divers points de référence tels que F_{MSY} et B_{MSY} .

G.3.2. Points de référence basés sur le RMD

Lors de la définition des points de référence pour cette évaluation, les deux flottes de chalutiers commerciaux ont été utilisées pour calculer les quantités de la PME. ISCAM calcule F_{MSY} en trouvant la valeur de F_e qui résulte en la dérivée zéro de l'Eq. G.30. Cette opération est réalisée numériquement à l'aide d'une méthode de Newton-Raphson dans laquelle une estimation initiale de F_{MSY} est fixée à $1,5M$ (Martell 2011; Grandin et Forrest 2017).

G.4. MÉTHODES ANALYTIQUES : DYNAMIQUE DE L'ÉTAT

Le vecteur de paramètres estimé dans ISCAM est défini dans l'Eq. G.31 dans la section G.5.7. Les paramètres estimés R_0 , h , et M , sont les paramètres principaux de la population qui définissent l'échelle globale et la productivité de la population.

Les composantes de la variance du modèle ont été réparties en utilisant une approche basée sur les erreurs dans les variables. Le paramètre clé de la variance est l'inverse de la variance totale ϑ^2 (c'est-à-dire la variance totale). Ce paramètre peut être fixe ou estimé, et il a été estimé pour ce modèle. La variance totale est divisée en composantes d'erreur d'observation et de processus par le paramètre de modèle ρ , qui représente la proportion de la variance totale due à l'erreur d'observation (Eq. G.32) (Punt et Butterworth 1999; Deriso et al. 2007).

Les variables d'état non observées dans l'Eq. G.33 comprennent les effectifs à l'âge du sexe s à l'année t ($N_{t,a,s}$), la biomasse du stock reproducteur à l'année t (SB_t) et le taux de mortalité total spécifique à l'âge ($Z_{t,a,s}$). Les effectifs initiaux en âge la première année (Eq. G.34) et les recrues annuelles (Eq. G.35) sont traités comme des paramètres estimés et utilisés pour initialiser le tableau des effectifs en âge.

La vulnérabilité à l'âge est ici supposée invariante dans le temps et est modélisée à l'aide d'une fonction logistique à deux paramètres (Eq. G.36). La mortalité par pêche annuelle pour chaque engin k au cours de l'année t est l'exposant du vecteur estimé $\Gamma_{k,t}$ (Eq. G.37). Le vecteur des paramètres logarithmiques du taux de mortalité par pêche $\Gamma_{k,t}$ est un vecteur borné dont la valeur minimale est de $-30,0$ et la limite supérieure de $3,0$. Dans l'espace arithmétique, cela correspond à une valeur minimale de $9.36e^{-14}$ et à une valeur maximale de 20.01 pour les taux annuels de mortalité par pêche. Les années où il n'y a aucune capture déclarée pour une flotte donnée, aucun paramètre de taux de mortalité par pêche correspondant n'est estimé et l'hypothèse implicite est qu'il n'y a pas eu de pêche cette année-là.

Les variables d'état de chaque année sont mises à jour à l'aide des équations suivantes G.38–G.41, où la biomasse reproductrice est le produit des nombres à l'âge et de la biomasse mature à l'âge (Eq. G.38). Le taux de mortalité total est donné par l'équation G.39, et la capture totale (en poids) pour chaque engin est donnée par l'équation G.40, en supposant que la mortalité naturelle et la mortalité par pêche se produisent simultanément tout au long de l'année.

Les effectifs en âge sont propagés dans le temps à l'aide de l'équation suivante G.41, où les membres du groupe plus (âge A) sont tous supposés avoir le même taux de mortalité total.

Le recrutement à l'âge k est supposé suivre un modèle de Beverton-Holt pour plie à grande bouche (Eq. G.42) où le taux maximum de survie juvénile (s_0) est défini par $s_0 = \kappa/\phi_E$. Pour le modèle de Beverton-Holt, β est dérivé en résolvant l'Eq. G.42 pour β conditionnellement aux estimations de h et R_0 .

G.5. RÉSIDUS, VRAISEMBLANCES ET COMPOSANTES DE LA VALEUR DE LA FONCTION OBJECTIVE

La fonction objective contient cinq composantes principales :

1. La log-vraisemblance négative pour les données de capture
2. La log-vraisemblance négative pour les données d'abondance relative
3. Le log-vraisemblance négatif pour les données de composition par âge
4. Les distributions préalables pour les paramètres du modèle
5. Trois fonctions de pénalité qui sont invoquées pour régulariser la solution pendant les phases intermédiaires de l'estimation des paramètres non linéaires. Les fonctions de pénalité :
 - a. contraignent les estimations du recrutement annuel à se conformer à une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt
 - b. contraignent faiblement les écarts logarithmiques du recrutement à une distribution normale

- c. contraindre faiblement les estimations du logarithme de la mortalité par pêche à une distribution normale ($\sim N(\ln(0, 2), 4, 0)$) pour éviter que les estimations des captures ne dépassent la biomasse estimée.

Les tests ont montré que le modèle était insensible aux changements des paramètres de la fonction de pénalité, ce qui indique que les autres composantes de la vraisemblance et les distributions de probabilités préalables étaient les contributeurs les plus importants à la fonction objective.

Les composantes de la fonction objective sont examinées plus en détail dans les sections suivantes.

G.5.1. Données sur les captures

On suppose que les erreurs de mesure dans les observations de captures sont distribuées de façon log-normale et que les résidus sont donnés par :

$$\eta_{k,t} = \ln(C_{k,t} + o) - \ln(\hat{C}_{k,t} + o) \quad (\text{G.1})$$

où o est une petite constante (e^{-10}) pour s'assurer que le résidu est défini dans le cas d'une observation de prise nulle. Les résidus sont supposés être normalement distribués avec un écart-type spécifié par l'utilisateur σ_C . Actuellement, on suppose que les captures observées pour chaque engin k ont le même écart-type. La log-vraisemblance négative (en ignorant la constante d'échelle) pour les données de capture est donnée par :

$$\ell_C = \sum_k [T_k \ln(\sigma_C) + \frac{\sum_t (\eta_{k,t})^2}{2\sigma_C^2}] \quad (\text{G.2})$$

où T_k est le nombre total d'observations de captures pour le type d'engin k .

G.5.2. Données d'abondance relative

Les données d'abondance relative sont supposées être proportionnelles à la biomasse reproductrice qui est vulnérable à l'engin d'échantillonnage :

$$V_{k,t} = \sum_a S N_{t,a} e^{-\lambda_{k,t} Z_{t,a}} v_{k,a} w_a \quad (\text{G.3})$$

où $v_{k,a}$ est la sélectivité par âge de l'engin k , et w_a est le poids moyen à l'âge. Une fraction de la mortalité totale spécifiée par l'utilisateur $\lambda_{k,t}$ ajuste les nombres à l'âge pour corriger le calendrier de l'enquête. Les résidus entre l'indice d'abondance relative observé et prédit sont donnés par :

$$\epsilon_{k,t} = \ln(I_{k,t}) - \ln(q_k) + \ln(V_{k,t}) \quad (\text{G.4})$$

où $I_{k,t}$ est l'indice d'abondance relative observé, q_k est le coefficient de capturabilité pour l'indice k , et $V_{k,t}$ est la biomasse vulnérable prédite au moment de l'échantillonnage. Le coefficient de capturabilité q_k est évalué à son estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance :

$$q_k = \frac{1}{N_k} \sum_{t \in I_{k,t}} \ln(I_{k,t}) - \ln(V_{k,t})$$

où N_k est le nombre d'observations d'abondance relative pour l'indice k (Walters et Ludwig 1994). La log-vraisemblance négative pour les données d'abondance relative est donnée par :

$$\ell_I = \sum_k \sum_{t \in I_{k,t}} \ln(\sigma_{k,t}) + \frac{\epsilon_{k,t}^2}{2\sigma_{k,t}^2} \quad (\text{G.5})$$

où :

$$\sigma_{k,t} = \frac{\rho\varphi^2}{\omega_{k,t}}$$

où $\rho\varphi^2$ est la proportion de l'erreur totale associée aux erreurs d'observation, et $\omega_{k,t}$ est un poids relatif spécifié par l'utilisateur pour l'observation t de l'engin k .

Les termes $\omega_{k,t}$ permettent de pondérer chaque observation par rapport à l'erreur totale $\rho\varphi^2$. On notera que si $\omega_{k,t} = 0$, l'équation G.5 n'est pas définie; par conséquent, 'iscam' ajoute une petite constante à $\omega_{k,t}$ (e^{-10} , ce qui équivaut à supposer une variance extrêmement grande) afin de s'assurer que la vraisemblance peut être évaluée. Dans cette évaluation, les valeurs de $\omega_{k,t}$ ont été fixées à l'inverse des CV annuels de l'enquête ou de l'indice de CPUE des rejets (Tableau 4).

G.5.3. Données sur la composition par âge

Distribution multinomiale

La théorie de l'échantillonnage suggère que les données sur la composition par âge sont dérivées d'une distribution multinomiale (Fournier et Archibald 1982). Cependant, les applications de ISCAM ont généralement supposé que les proportions d'âge sont obtenues à partir d'une distribution logistique multivariée (également appelée normale logistique) (Schnute et Richards 1995; Richards et al. 1997). ISCAM s'écarte du modèle multinomial traditionnel en raison des choix concernant la pondération des données de composition par âge dans la fonction objectif. Tout d'abord, la distribution multinomiale nécessite la spécification d'une taille d'échantillon effective. Cette pondération peut être effectuée arbitrairement ou par repondération itérative Gavaris et Ianelli (2002), et dans le cas de proportions d'âge multiples et potentiellement conflictuelles, cette procédure peut ne pas converger. La taille effective supposée de l'échantillon peut avoir un impact important sur les résultats globaux du modèle.

L'une des caractéristiques de la distribution logistique multivariée est que les données relatives aux proportions d'âge peuvent être pondérées sur la base de l'estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance de la variance des proportions d'âge. Par conséquent, la contribution des données relatives à la composition par âge à la fonction objective globale est 'auto-pondérée' et dépend des autres composantes du modèle. En ignorant l'indice du type d'engin pour plus de clarté, les proportions par âge observées et prédites doivent satisfaire à la contrainte suivante :

$$\sum_{a=1}^A p_{t,a} = 1$$

pour chaque année. Les résidus entre les proportions observées ($p_{t,a}$) et prédites ($\hat{p}_{t,a}$) sont donnés par :

$$\eta_{t,a} = \ln(p_{t,a}) - \ln(\hat{p}_{t,a}) - \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A [\ln(p_{t,a}) - \ln(\hat{p}_{t,a})] \quad (\text{G.6})$$

L'estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance de la variance est donnée par

$$\hat{\tau}^2 = \frac{1}{(A-1)T} \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A \eta_{t,a}^2$$

et la log-vraisemblance négative évaluée à l'estimation conditionnelle du maximum de vraisemblance de la variance est donnée par :

$$\ell_A = (A - 1)T \ln(\hat{\tau}^2). \quad (\text{G.7})$$

En bref, la vraisemblance logistique multivariée pour les données sur la composition par âge est simplement le logarithme de la variance résiduelle pondérée par le nombre d'observations sur les années et les âges. La logistique multivariée a été utilisée dans les modèles Évaluation de 2015 et bridge de cette évaluation avant le modèle 1 bridge (Section 2.4.1).

Distribution multinomiale de Dirichlet

La distribution multinomiale de Dirichlet (DM) a été implémentée dans ISCAM pour cette évaluation en remplacement de la repondération itérative des données d'âge et à la place de la vraisemblance logistique multivariée, qui présentait des problèmes de convergence avec plusieurs des configurations de modèles les plus complexes. La DM évite d'estimer les tailles d'échantillon effectives à partir du modèle. La distribution incorpore un paramètre supplémentaire par flotte par rapport à la distribution multinomiale. Cette méthode a été testée par rapport à l'approche de repondération itérative introduite dans McAllister et Ianelli (1997), avec des résultats similaires (Thorson et al. 2016).

La vraisemblance pour le DM est similaire à la vraisemblance multinomiale, avec deux termes supplémentaires (Eq. G.8). Le premier terme de la vraisemblance DM $\frac{\Gamma(n+1)}{\prod_{a=1}^{a_{max}} \Gamma(n\tilde{\pi}_a + 1)}$ est la vraisemblance multinomiale. Ce terme ne dépend pas des paramètres et garantit une vraisemblance multinomiale lorsque $\beta \gg n$.

$$L(\pi, \beta | \tilde{\pi}, n) = \frac{\Gamma(n+1)}{\prod_{a=1}^{a_{max}} \Gamma(n\tilde{\pi}_a + 1)} \frac{\Gamma(\beta)}{\Gamma(n+\beta)} \prod_{a=1}^{a_{max}} \frac{\Gamma(n\tilde{\pi}_a + \beta\pi_a)}{\Gamma(\beta\pi_a)} \quad (\text{G.8})$$

La taille effective de l'échantillon n_{eff} est :

$$n_{\text{eff}} = \frac{n + n\beta}{n + \beta} \quad (\text{G.9})$$

La paramétrisation 'saturante' du DM a été mise en uvre dans l'ISCAM pour cette évaluation. Cette paramétrisation revient à la distribution multinomiale lorsque β est suffisamment grand (Eq. G.9), c'est-à-dire $n_{\text{eff}} \simeq n$ lorsque $\beta \gg n$. Elle fournit une borne supérieure pour les faibles valeurs de $\hat{\pi}\beta$, c'est-à-dire $n_{\text{eff}} \simeq 1 + \beta$ lorsque $n \gg \beta$.

G.5.4. Recrutement du stock

Cette évaluation du stock suppose un recrutement Beverton-Holt. Le recrutement annuel et la composition initiale par âge sont traités comme des variables latentes dans ISCAM, et les résidus entre les recrutements estimés et les modèles déterministes stock-recrutement sont utilisés pour estimer la biomasse du stock reproducteur non pêché et la compensation du recrutement. Les résidus entre les recrues estimées et prédites sont donnés par:

$$\delta_t = \ln(\bar{R}e^{w_t}) - \ln(R_t) \quad (\text{G.10})$$

où R_t est donné par l'équation G.42. Dans cette équation, k est l'âge au moment du recrutement. Un terme de correction du biais pour les erreurs du processus lognormal est inclus dans l'équation G.42. Le logarithme négatif de la vraisemblance pour les écarts de recrutement est donné par la densité normale (sans tenir compte de la constante d'échelle) :

$$\ell_\delta = n \ln(\tau) + \frac{\sum_{t=1+k}^T \delta_t^2}{2\tau^2} \quad (\text{G.11})$$

Eqs. G.10 et G.11 sont essentielles pour estimer la biomasse du stock reproducteur non pêché et la compensation du recrutement via les modèles de recrutement. La relation entre (s_o, β) et (B_o, κ) est donnée par :

$$s_o = \frac{\kappa}{\phi_E} \quad (\text{G.12})$$

$$\beta = \frac{\kappa - 1}{B_o} \quad (\text{Beverton} - \text{Holt}) \quad (\text{G.13})$$

où s_o est le taux maximum de survie des juvéniles, et β est l'effet de la densité sur le recrutement, et B_o est la biomasse du stock reproducteur non pêché. La biomasse du stock reproducteur non pêché à l'état d'équilibre par recrue est donnée par ϕ_E , qui est la somme des produits entre la survie par âge et la fécondité relative.

G.5.5. Estimation des paramètres et incertitude

L'estimation des paramètres et la quantification de l'incertitude ont été réalisées à l'aide des outils disponibles dans AD Model Builder. AD Model Builder (ADMB) est un logiciel permettant de créer un code exécutable pour estimer les paramètres et les distributions de probabilité associées pour les modèles statistiques non linéaires. Le logiciel est disponible en ligne dans le cadre du projet ADMB, sur la page web GitHub de l'organisation ADMB. Le logiciel ADMB a été utilisé pour développer `gfiscam`, qui a été créé en utilisant le code original ISCAM, écrit par Steve J. Martell.

La fonction objective que ADMB cherche à minimiser est composée de cinq éléments distincts :

$$f = \text{vraisemblances logiques négatives} + \text{contraintes} + \text{priorités pour les paramètres} \\ + \text{priorités de l'enquête} + \text{pénalités de convergence}.$$

Le but de cette section est de documenter tous les éléments qui composent la fonction objective.

Log-vraisemblances négatives

Les log-vraisemblances négatives se rapportent spécifiquement aux éléments qui traitent des données et du partitionnement de la variance et ont déjà été décrites en détail dans les parties précédentes de la section G.5. Quatre éléments spécifiques composent le vecteur de la fonction objective :

$$\vec{\ell} = \ell_C, \ell_I, \ell_A, \ell_\delta. \quad (\text{G.14})$$

Pour rappel, il s'agit de la vraisemblance des données de capture ℓ_C , de la vraisemblance des données d'enquête ℓ_I , de la vraisemblance des données de composition par âge ℓ_A et de la vraisemblance des résidus stock-recrutement ℓ_{Delta} . Chacun de ces éléments est exprimé en logarithme négatif et ADMB tente d'estimer les paramètres du modèle en minimisant la somme de ces éléments.

Contraintes

Deux contraintes spécifiques sont décrites ici : (1) les limites des paramètres et (2) les contraintes visant à garantir que la somme d'un vecteur de paramètres est égale à 0.

Dans ISCAM, l'utilisateur doit spécifier les limites inférieures et supérieures des paramètres principaux définis dans le fichier de contrôle $(\ln(R_o), h, \ln(M_s), \ln(\bar{R}), \ln(R_{init}), \rho, \vartheta)$. Tous les paramètres de sélectivité estimés $\vec{\gamma}_k$ sont estimés dans l'espace logarithmique et ont des valeurs minimale et maximale de -5,0 et 5,0, respectivement. Ces valeurs sont câblées dans

le code, mais devraient être suffisamment grandes/petites pour capturer une large gamme de sélectivités.

Les taux estimés de mortalité par pêche sont également contraints (en espace logarithmique) à avoir une valeur minimale de -30 et une valeur maximale de 3,0, également câblée. Les écarts logarithmiques du recrutement annuel sont également contraints d'avoir des valeurs minimales et maximales de -15,0 et 15,0 et il existe une contrainte supplémentaire pour s'assurer que le vecteur des écarts est égal à 0. Ceci est nécessaire pour pouvoir estimer le recrutement moyen $\bar{R}$.

Préférences pour les paramètres

Chacun des sept paramètres principaux (huit s'il y a deux sexes) spécifiés dans le fichier de contrôle ($\ln(R_o)$, h , $\ln(M_s)$, $\ln(\bar{R})$, $\ln(R_{\text{init}})$, ρ , ϑ) est déclaré comme paramètre borné et l'utilisateur peut en outre spécifier une distribution préalable informative pour chacun de ces paramètres. Cinq distributions préalables distinctes peuvent être mises en œuvre : uniforme, normale, lognormale, bêta et gamma. Voir le tableau 5 pour les valeurs initiales et les types et valeurs d'antériorité utilisés pour cette évaluation plie à grande bouche.

Tableau G.1. Descriptions des symboles utilisés dans l'ISCAM.

Symbole	Description
Indices	
s	Indice pour le sexe
a	Indice pour l'âge
t	Indice pour l'année
k	Indice pour l'engrenage
b	Indice pour le bloc d'années dans la sélectivité variable dans le temps
Dimensions du modèle	
S	Nombre de sexes
$\hat{a}, A$	Classe d'âge la plus jeune et la plus âgée (A est un groupe plus)
$\hat{t}, T$	Première et dernière année des données de captures
K	Nombre d'engins, y compris les engins d'enquête
Observations (données)	
$C_{k,t}$	captures en poids par engin k en cours d'année t
$I_{k,t}$	indice d'abondance relative pour l'engin k en cours d'année t
Paramètres estimés	
R_0	recrute dans des conditions non pêchées
h	Rugosité de la relation stock-recrutement
$\bar{R}$	Âge moyen- $\hat{a}$ recrutement à partir de l'année $\hat{t}$ à T
$\bar{R}_{\text{init}}$	Âge moyen- $\hat{a} - 1$ à A recrutement pour l'initialisation
M_s	Taux instantané de mortalité naturelle pour le sexe s
$\hat{a}_{k,s,b}, \hat{\gamma}_{k,s,b}$	Paramètres de sélectivité pour l'engrenage k , sexe s , bloc d'années b
$\Gamma_{k,s,t}$	Logarithme de la mortalité instantanée par pêche pour l'engin k , le sexe s , l'année t
ω_t	L'âge- $\hat{a}$ s'écarte de $\bar{R}$ depuis des années $\hat{t}$ à T
$\omega_{\text{init},t}$	L'âge- $\hat{a}$ s'écarte de $\bar{R}_{\text{init}}$ depuis des années $\hat{t}$
q_k	Paramètre de capturabilité pour l'enquête k
ρ	Fraction de la variance totale associée à l'erreur d'observation
ϑ^2	Précision totale (inverse de la variance) de l'erreur totale
Écarts types	
σ	Écart-type pour les erreurs d'observation dans l'indice d'enquête
τ	Écart-type des erreurs de processus (écarts de recrutement)

Symbole	Description
σ_C	Écart-type des captures observées par engin
Résidus	
δ_t	Recrutement annuel résiduel
η_t	Erreur résiduelle dans les captures prévues
Croissance fixe & paramètres de maturité	
$l_{\infty s}$	Longueur asymptotique pour le sexe s
$\acute{k}_s$	Coefficient de croissance de Brody pour le sexe s
t_{os}	Âge théorique à la longueur zéro pour le sexe s
$\acute{a}_s$	Scalaire dans l'allométrie longueur-poids pour le sexe s
$\acute{b}_s$	Paramètre de puissance dans l'allométrie longueur-poids pour le sexe s
$\acute{a}_s$	Âge à 50 % pour la maturité sexuelle s
$\acute{\gamma}_s$	Écart-type à 50 % de maturité pour le sexe s

G.5.6. Modèle structuré par âge à l'état stable

Les hypothèses de ce modèle à l'état stable sont les suivantes :

- Vulnérabilité inégale à l'âge
- Fécondité spécifique à l'âge
- Recrutement de type Beverton-Holt

Paramètres

Le modèle comprend des paramètres de régime permanent:

$$\Theta = (B_0, h, \kappa, M_s, \hat{a}_{k,s,b}, \hat{\gamma}_{k,s,b}); \quad B_0 > 0; \quad 0.2 \leq h < 1; \quad \kappa > 1; \quad M_s > 0 \quad (\text{G.15})$$

et des paramètres fixes de croissance et de maturité:

$$\Phi = (l_{\infty,s}, \acute{k}_s, t_{o,s}, \acute{a}_s, \acute{b}_s, \acute{a}_s, \acute{\gamma}_s) \quad (\text{G.16})$$

Informations sur le calendrier des âges

L'âge est défini comme suit:

$$l_{a,s} = l \left(1 - e^{(-k_s(a-t_{o,s}))} \right) \quad (\text{G.17})$$

et le poids à l'âge par sexe comme:

$$w_{a,s} = \acute{a}_s (l_{a,s})^{\acute{b}_s}. \quad (\text{G.18})$$

La vulnérabilité à l'âge est définie comme suit:

$$v_{a,s} = \left(1 + e^{\left(\frac{-(\acute{a}_s - a)}{\acute{\gamma}_s} \right)} \right)^{-1} \quad (\text{G.19})$$

et la fécondité à l'âge comme:

$$f_{a,s} = w_{a,s} \left(1 + e^{\left(\frac{-(\hat{a}_s - a_s)}{\hat{\gamma}_s} \right)} \right)^{-1} \quad (\text{G.20})$$

Survivance

La survie des populations non pêchées est définie comme suit:

$$\iota_{a,s} = \begin{cases} \frac{1}{S}, & a = 1 \\ \iota_{a-1,s} e^{-M_s}, & 1 < a < A \\ \frac{\iota_{a-1,s}}{(1 - e^{-M_s})}, & a = A \end{cases} \quad (\text{G.21})$$

et pour les populations pêchées:

$$\hat{\iota}_{a,s} = \begin{cases} \frac{1}{S}, & a = 1 \\ \hat{\iota}_{a-1,s} e^{-M_s - F_e v_{a-1,s}}, & 1 < a < A \\ \frac{\hat{\iota}_{a-1,s} e^{-M_s - F_e v_{a-1,s}}}{(1 - e^{-M_s - F_e v_{a,s}})}, & a = A \end{cases} \quad (\text{G.22})$$

Fonctions d'incidence

Les fonctions d'incidence se réfèrent à la durée de vie ou aux quantités par recrue. La biomasse de frai par recrue pour les populations non pêchées ou pêchées est définie comme suit:

$$\phi_E = \sum_{s=1}^S \sum_{a=1}^{\infty} \iota_{a,s} f_{a,s} \quad \phi_e = \sum_{s=1}^S \sum_{a=1}^{\infty} \hat{\iota}_{a,s} f_{a,s} \quad (\text{G.23})$$

La biomasse vulnérable par recrue pour les populations non pêchées ou pêchées est définie comme suit:

$$\phi_B = \sum_{s=1}^S \sum_{a=1}^{\infty} \iota_{a,s} w_{a,s} v_{a,s} \quad \phi_b = \sum_{s=1}^S \sum_{a=1}^{\infty} \hat{\iota}_{a,s} w_{a,s} v_{a,s} \quad (\text{G.24})$$

Le rendement par recrue pour la pêcherie est donné par:

$$\phi_q = \sum_{s=1}^S \sum_{a=1}^{\infty} \frac{\hat{\iota}_{a,s} w_{a,s} v_{a,s}}{M_s + F_e v_{a,s}} \left(1 - e^{(-M_s - F_e v_{a,s})} \right) \quad (\text{G.25})$$

Conditions en régime permanent

La biomasse dans des conditions non pêchées est définie comme suit:

$$B_o = R_o \phi_E \quad (\text{G.26})$$

Le recrutement d'équilibre est donné par:

$$\kappa = \frac{4h}{1 - h} \quad (\text{G.27})$$

$$R_0 = \frac{B_0}{\phi_E} \quad (\text{G.28})$$

$$R_e = R_0 \frac{\kappa - \frac{\phi_E}{\phi_e}}{\kappa - 1}; \quad (\text{Beverton} - \text{Holt}) \quad (\text{G.29})$$

Le rendement d'équilibre est donné par:

$$C_e = F_e R_e \phi_q \quad (\text{G.30})$$

G.5.7. Modèle statistique de l'âge de capture

Ce modèle utilise l'équation de capture de Baranov et C^* et F^* comme paramètres principaux.

Paramètres estimés ou fixes

$$\Theta = (R_0, M_s, \bar{R}, \bar{R}_{\text{init}}, \vartheta^2, \rho, F_{k,t}, \{\omega_t\}_{t=1-A}^{t=T}, \{\omega_{\text{init},t}\}_{t=\bar{t}+1}^{t=\bar{t}-1}) \quad (\text{G.31})$$

$$\sigma = \frac{\sqrt{\rho}}{\vartheta}; \quad \tau = \frac{\sqrt{(1-\rho)}}{\vartheta} \quad (\text{G.32})$$

États non observés

Le nombre d'individus à l'âge, la biomasse du stock reproducteur et les taux de mortalité totale:

$$N_{t,a,s}; \quad B_{t,s}; \quad Z_{t,a,s} \quad (\text{G.33})$$

États initiaux

Les nombres initiaux en âge la première année et les recrues annuelles sont traités comme des paramètres estimés et utilisés pour initialiser la matrice des nombres en âge.:

$$N_{t,a,s} = \frac{1}{S} \bar{R}_{\text{init}} e^{\omega_{\text{init},t}} e^{-M_s(a-1)}; \quad (t-A) < t < 1; \quad 2 \leq a \leq A \quad (\text{G.34})$$

$$N_{t,a,s} = \frac{1}{S} \bar{R} e^{\omega_t}; \quad 1 \leq t \leq T; \quad a = 1 \quad (\text{G.35})$$

La sélectivité par âge pour le type d'engin k est fonction des paramètres de sélectivité et de la mortalité par pêche annuelle pour chaque engin k au cours de l'année t .:

$$v_{k,a} = \frac{1}{1 + e^{-\frac{(a-\hat{a}_k)}{\hat{\gamma}_k}}} \quad (\text{G.36})$$

La mortalité par pêche pour chaque engin k au cours de l'année t est l'exposant du logarithme estimé de la mortalité par pêche $F_{k,t}$:

$$F_{k,t} = e^{F_{k,t}} \quad (\text{G.37})$$

Dynamique de l'État ($t > 1$)

Les variables d'état de chaque année sont mises à jour à l'aide des équations suivantes, où la biomasse reproductrice est le produit des effectifs à l'âge et de la biomasse mature à l'âge.

$$B_{t,s} = \sum_a N_{t,a,s} f_{a,s} \quad (\text{G.38})$$

Le taux de mortalité total est donné par:

$$Z_{t,a,s} = M_s + \sum_k F_{k,t} v_{k,t,a,s} \quad (\text{G.39})$$

et la capture totale (en poids) pour chaque engin est donnée par:

$$\hat{C}_{k,t} = \sum_s \sum_a \frac{N_{t,a,s} w_{a,s} F_{k,t} v_{k,t,a,s} (1 - e^{-Z_{t,a,s}})^{\eta_t}}{Z_{t,a,s}} \quad (\text{G.40})$$

en supposant que la mortalité naturelle et la mortalité par pêche se produisent simultanément tout au long de l'année. Les effectifs en âge sont propagés dans le temps comme suit:

$$N_{t,a,s} = \begin{cases} \frac{s_o E_{t-1}}{1 + \beta E_{t-1}} e^{(\omega_t - 0.5\tau^2)} & a = 1 \\ N_{t-1,a-1,s} e^{(-Z_{t-1,a-1,s})} & a > 1 \\ N_{t-1,a,s} e^{(-Z_{t-1,a,s})} & a = A \end{cases} \quad (\text{G.41})$$

où les membres du groupe plus (âge A) sont tous supposés avoir le même taux de mortalité total.

Modèle de recrutement

Le recrutement pour ce modèle est une formulation de Beverton-Holt avec un terme de correction de biais lognormal $-0.5\tau^2$:

$$R_t = \frac{s_o B_{t-k}}{1 + \beta B_{t-k}} e^{\delta_t - 0.5\tau^2}; \quad (\text{Beverton} - \text{Holt}) \quad (\text{G.42})$$

ANNEXE H. ENVIRONNEMENT INFORMATIQUE

Le code source de cette évaluation est disponible sur GitHub, dans plusieurs paquets de la liste des dépôts de l'organisation pbs-assess (Tableau H.1).

Cette version du document a été générée le Tue Jun 24, 2025
avec R version 4.5.1 (2025-06-13) (R Core Team 2022).

Tableau H.1. Les paquets, leurs organisations GitHub associées et les versions des paquets utilisés pour cette évaluation. Tous les paquets sont des paquets R, à l'exception de `gfiscam` qui est un paquet ADMB/C++ contenant l'implémentation ISCAM utilisée dans cette évaluation. La 'Version du paquet' donnée pour `gfiscam` est le commit SHA sur GitHub. La 'Version du paquet' pour les paquets R est celle qui est renvoyée lors de l'exécution de la commande `session_info()$packages` dans R.

Paquet/Dépôt	Utilisateur GitHub/Organisation	Version du paquet
arrowtooth	pbs-assess	0.0.0.9000
bookdown	rstudio	0.41
csasdown	pbs-assess	0.2.0
devtools	r-lib	2.4.5.9000
dplyr	tidyverse	1.1.4
gfdata	pbs-assess	0.1.4
gfiscamutils	pbs-assess	0.0.0.9000
gfplot	pbs-assess	0.2.1
ggplot2	tidyverse	3.5.1
glmmTMB	glmmTMB	1.1.9
gridExtra	baptiste	2.3
here	r-lib	1.0.1
kableExtra	cgrandin (dérivé de haozhu233)	1.4.0.4
knitr	yihui	1.50
purrr	tidyverse	1.0.4
rmarkdown	rstudio	2.29
rosettafish	pbs-assess	0.0.0.9000
sdmTMB	pbs-assess	0.6.0.9004
tidylog	elbersb	1.0.2
TMB	kaskr/adcomp	1.9.14
gfiscam	pbs-assess	24277c