



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2020/70

Pacific Region

Évaluation de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte (zone 5ABCD), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD) en 2018

Robyn E. Forrest¹, Sean C. Anderson¹, Chris J. Grandin¹, Paul J. Starr²

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

²Canadian Groundfish Research and Conservation Society
1406 Rose Ann Drive
Nanaimo, Colombie-Britannique, V9T 4K8, 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 de consultation scientifique
200, rue Kent
Ottawa ON K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2020
ISSN 2292-4272

La présente publication doit être citée comme suit :

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'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte (zone 5ABCD), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD) en 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 226 p.

Also available in English:

Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., and Starr, P.J. 2020. Assessment of Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) for Hecate Strait and Queen Charlotte Sound (Area 5ABCD), and West Coast Vancouver Island (Area 3CD) in 2018. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2020/070. v + 215 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
1 INTRODUCTION	1
1.1 STRUCTURE DU STOCK ET CYCLE BIOLOGIQUE	1
1.2 CONSIDÉRATIONS ÉCOSYSTÉMIQUES	1
2 SOURCES DE DONNÉES	6
2.1 BASES DE DONNÉES	6
2.2 INDICES DE L'ABONDANCE	7
2.3 DONNÉES BIOLOGIQUES	8
3 MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS	8
4 POINTS DE RÉFÉRENCE	8
5 MODÈLES DU SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE	10
5.1 CHOIX DES DONNÉES	11
5.2 DISTRIBUTIONS DE PROBABILITÉ A PRIORI ET PARAMÈTRES DE VARI- ANCE FIXES	12
5.3 PARAMÈTRES AVANCÉS	12
5.4 PARAMÈTRES D'ÉCHELLE DES RELEVÉS (CAPTURABILITÉ)	13
5.5 PARAMÈTRES DE VARIANCE FIXES	14
6 RÉSULTATS	15
6.1 ZONE 5ABCD : BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE ET DÉTROIT D'HÉCATE	15
6.2 ZONE 3CD : CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	18
7 ANALYSES DE SENSIBILITÉ	19
7.1 SC 1B ET SC 1C. EXCLUSION D'UNE INTERACTION LIEU-ANNÉE COMME EFFET ALÉATOIRE DANS LES INDICES DES CPUE COMMERCIALES.....	20
7.2 SC 1D à 1F. EXCLUSION DES INDICES DES CPUE COMMERCIALES.....	20
7.3 SC 1G. EXCLUSION DE L'INDICE DU RELEVÉ TRIENNAL DU NMFS POUR LA ZONE 3CD.....	21
7.4 SC 2A ET 2B. DISTRIBUTION DE LA PROBABILITÉ A PRIORI POUR LES PARAMÈTRES D'ÉCHELLE DES RELEVÉS (CAPTURABILITÉ)	21
7.5 SC 3A À 3C. DISTRIBUTION DE PROBABILITÉ A PRIORI POUR M	23
7.6 SC 4A ET SC 4B. DISTRIBUTION DE PROBABILITÉ A PRIORI POUR LA PENTE	23
7.7 SC 5A ET 5B. L'HYPOTHÈSE D'UNE SÉLECTIVITÉ EN LAME DE COUTEAU ET DE LA MATURITÉ À L'ÂGE DE 2 ANS ET LES EFFETS DE MISE À JOUR DES PARAMÈTRES DE CROISSANCE	24
7.8 SC 6A À 6C. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE L'ERREUR D'OBSERVATION σ_O	26
7.9 SC 6C. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE L'ERREUR DE TRAITEMENT σ_R	26

7.10	SC 7A. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE σ_W	26
7.11	SC 7C. INFLUENCE DU POIDS MOYEN ANNUEL HISTORIQUE DANS LES PRISES COMMERCIALES.....	27
7.12	SC 8A et 8B. EFFET DE L'HYPOTHÈSE DES PRISES HISTORIQUES PAR-FAITEMENT CONNUES.....	27
8	MODÈLE COMPOSITE COMBINÉ	28
9	POINTS DE RÉFÉRENCE UTILISANT LA MOYENNE DES MODÈLES ET TABLES DE DÉCISION	29
9.1	Zone 5ABCD	30
9.2	Zone 3CD	30
10	SOMMAIRE ET RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE	31
11	REMERCIEMENTS	32
12	REFERENCES	34
13	TABLEAUX.....	39
13.1	RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 5ABCD	46
13.2	RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 3CD	56
13.3	QUELQUES RÉSULTATS DE SENSIBILITÉ : ZONE 5ABCD	66
13.4	QUELQUES RÉSULTATS DE SENSIBILITÉ : ZONE 3CD.....	70
13.5	POINTS DE RÉFÉRENCE FONDÉS SUR LA MOYENNE DES MODÈLES ET TABLEAUX DE DÉCISION	73
14	FIGURES	84
14.1	PRISES : ZONE 5ABCD.....	85
14.2	PRISES : ZONE 3CD	89
14.3	DISTRIBUTIONS DE PROBABILITÉ A PRIORI	91
14.4	RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 5ABCD	93
14.5	RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 3CD	102
14.6	ANALYSES DE SENSIBILITÉ : ZONE 5ABCD	110
14.7	ANALYSES DE SENSIBILITÉ : ZONE 3CD.....	126
14.8	BIOMASSE FONDÉE SUR LA MOYENNE DES MODÈLES ET PROJECTIONS.....	142
	ANNEXE A. INDICES DE L'ABONDANCE INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE.....	148
	ANNEXE B. NORMALISATION DES CPUE COMMERCIALES	165
	ANNEXE C. ANALYSE DES DONNÉES BIOLOGIQUES.....	193
	ANNEXE D. MODÈLE DE TYPE DIFFÉRENCE-DÉLAI	215
	ENVIRONNEMENT INFORMATIQUE	226

RÉSUMÉ

L'état de deux stocks de morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*), dans le détroit d'Hécate/bassin de la Reine-Charlotte (zone 5ABCD) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD), a été évalué à l'aide de modèles bayésiens de type différence-délai. Les modèles ont été ajustés aux indices de l'abondance indépendants de la pêche et aux nouveaux indices normalisés des captures commerciales par unité d'effort (CPUE) qui ont été élaborés à l'aide de modèles linéaires généralisés à effet mixte (GLGM) de Tweedie. De nouvelles analyses de la croissance et de la maturité ont également été réalisées et intégrées aux modèles.

Les estimations modélisées de la biomasse et de l'état des stocks dans les deux zones de gestion étaient sensibles aux hypothèses a priori sur les paramètres de mise à l'échelle de la mortalité naturelle et des relevés, la variance des données sur le poids moyen et la qualité de l'ajustement aux indices de l'abondance, en particulier les données sur les CPUE commerciales. Les avis de récolte ont été produits sous la forme de tableaux de décision qui résumaient la probabilité de dépasser les points de référence en 2019 pour une gamme de niveaux de prises fixes pour 2018. En raison de la sensibilité du modèle à un certain nombre d'hypothèses, ces stocks ont été évalués à l'aide d'une approche de calcul de la moyenne des modèles qui combine les distributions a posteriori à partir de sept configurations de rechange du modèle pour chaque stock. Les distributions qui en ont résulté ont servi à évaluer les trajectoires historiques de la biomasse, l'état actuel des stocks et les tableaux de décision fondés sur les projections des prises appropriées à chaque stock.

Des points de référence fondés sur la reconstitution historique de la biomasse moyenne à long terme et de la mortalité par pêche ont été acceptés en 2013 pour le stock de morue du Pacifique de la zone 5CD. Les points de référence « historiques » ont été recommandés parce que l'incertitude dans les estimations des paramètres de productivité entraînait une grande incertitude dans les points de référence fondés sur le rendement maximal soutenu (RMS). Sur la base de l'acceptation antérieure des points de référence historiques pour la morue du Pacifique de la zone 5CD, la présente évaluation applique la même approche pour les stocks des zones 5ABCD et 3CD. Pour les deux stocks, un point de référence supérieur du stock (RSS) est défini comme la biomasse moyenne estimée pendant la période 1956-2004. Un point de référence limite (PLR) est défini comme étant la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter (situation survenue en 2000 dans la zone 5ABCD et en 1986 dans la zone 3CD). Pour les deux stocks, un taux d'exploitation limite (TEL) est défini comme une estimation de la mortalité par pêche moyenne au cours de la période 1956-2004.

On estime que la biomasse dans la zone 5ABCD suit une trajectoire à la baisse depuis 2011, après des tendances à la baisse des indices de l'abondance, malgré de faibles taux de mortalité par pêche estimés durant la même période. La médiane des estimations a posteriori de la biomasse se situe entre la médiane du PRL et celle du RSS pour la zone 5ABCD. On estime que le recrutement est inférieur à la moyenne depuis les deux dernières décennies.

On estime que la biomasse dans la zone 3CD suit une trajectoire à la baisse depuis 2015, après une tendance à la hausse par rapport à un creux historique de la biomasse entre 1998 et 2014. Ces tendances concordent avec les indices de la biomasse disponibles, y compris le déclin récent dans le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver et la série des CPUE. La médiane des estimations a posteriori de la biomasse se situe au-dessus de la médiane du PRL, mais en dessous de celle du RSS pour la zone 3CD. On estime que le recrutement a été inférieur à la moyenne la plupart des années des deux dernières décennies, avec des pics au-dessus de la moyenne en 2009, 2013 et 2014.

1 INTRODUCTION

1.1 STRUCTURE DU STOCK ET CYCLE BIOLOGIQUE

La morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) est un membre de la famille des gadidés à la durée de vie relativement courte et à la croissance rapide. En Colombie-Britannique (C.-B.), elle est souvent appelée « morue grise ». Les populations de morue du Pacifique sont réparties de la Californie au golfe de l'Alaska, à la mer de Béring et jusqu'en Russie, en Corée, au Japon et en Chine, et occupent toutes les eaux de la Colombie-Britannique (Hart 1973). L'âge maximal observé en Colombie-Britannique est d'environ 10 à 11 ans (Westrheim 1996, ce document), et d'environ 13 ans pour les stocks de l'Alaska (Roberson 2001). La longueur maximale enregistrée en Colombie-Britannique est de 100 cm (Hart 1973), mais des spécimens plus gros ont été observés en Alaska et en Russie (Westrheim 1996). Lors des récents relevés synoptiques au chalut en Colombie-Britannique, la longueur maximale enregistrée était de 93 cm (annexe A, tableau C.1). La morue du Pacifique est un reproducteur démersal, et plusieurs études indiquent que le frai a fort probablement lieu de février à mars. Westrheim (1996) présente un examen complet de la biologie, du cycle biologique et de la répartition de la morue du Pacifique en Colombie-Britannique.

Quatre stocks de morue du Pacifique sont définis à des fins de gestion sur la côte de la Colombie-Britannique : le détroit de Georgie (4B); la côte ouest de l'île de Vancouver (3CD); le bassin de la Reine-Charlotte (5AB); et le détroit d'Hécate (5CD). La présente étude porte sur les populations du bassin de la Reine-Charlotte combinées à celles du détroit d'Hécate (5ABCD) et de la côte ouest de l'île de Vancouver (3CD) (figure 1).

Des analyses génétiques récentes ont permis d'établir une distinction entre les populations de morue du Pacifique de l'Amérique du Nord et de l'Asie, de même qu'une certaine distinction entre les populations de l'Alaska et celles du sud de l'entrée Dixon en Colombie-Britannique (examen dans Forrest et al. 2015). Certaines données probantes montrent aussi que les poissons pêchés au large de la côte de l'État de Washington et de la côte ouest de l'île de Vancouver pourraient être différents de ceux échantillonnés dans le détroit de Georgie ou dans la baie Puget. Toutefois, les liens, s'il en existe, entre les stocks de la Colombie-Britannique et de l'Alaska demeurent mal compris. À ce jour, on ne sait pas avec certitude s'il existe une structure génétique de la population dans les eaux de la Colombie-Britannique (Forrest et al. 2015). Des échantillons génétiques ont été prélevés dans les frayères du détroit d'Hécate et du bassin de la Reine-Charlotte depuis l'évaluation de 2013, mais ils n'ont pas encore été analysés.

Le choix de fournir un avis scientifique pour les zones combinées 5AB et 5CD dans une seule évaluation des stocks était principalement attribuable à de mauvais diagnostics du modèle et à l'absence d'indices historiques de l'abondance indépendants de la pêche pour la zone 5AB (Forrest et al. 2015). Il n'existe pas non plus de preuve d'une distinction génétique entre ces deux stocks. La fourniture d'avis scientifiques pour les zones 5ABCD combinées ne devrait pas sous-entendre que ces zones devraient être gérées comme une seule zone; ce choix revient aux gestionnaires des pêches, en consultation avec les membres de l'industrie de la pêche et les autres parties intéressées.

1.2 CONSIDÉRATIONS ÉCOSYSTÉMIQUES

La dynamique des populations de morue du Pacifique en Colombie-Britannique est caractérisée par d'importantes variations estimées de l'abondance (p. ex. Sinclair et al. 2001, Forrest et

al. 2015), bien que les causes n'en soient pas claires. Des hypothèses sont avancées pour expliquer l'abondance cyclique apparente dans le détroit d'Hécate : les cycles prédateur-proie (Walters et al. 1986), la croissance et la mortalité dépendantes de la densité (Fournier 1983) et le transport des larves dans l'eau vers le nord (Tyler and Westerheim 1986, Tyler and Crawford 1991). La mortalité naturelle a été estimée comme atteignant $0,6-0,65 \text{ a}^{-1}$ dans certaines évaluations des stocks (p. ex. Fournier 1983, Sinclair and Starr 2005), bien que des estimations plus basses ($\sim 0,4 \text{ a}^{-1}$) aient également été obtenues (Sinclair et al. 2001, Forrest et al. 2015). La combinaison d'une dynamique apparemment volatile avec une courte durée de vie et une mortalité naturelle élevée donne à penser que des périodes de surexploitation ou de sous-exploitation pourraient se produire si les stratégies de récolte ne sont pas solides par rapport à ces caractéristiques. De plus, dans le contexte de la pêche intégrée du poisson de fond en Colombie-Britannique, une approche monospécifique ne dicte pas nécessairement la meilleure stratégie de récolte du fait des contraintes imposées par les quotas pour d'autres espèces et les considérations économiques.

1.2.1 PROIES ET PRÉDATEURS

La morue du Pacifique est omnivore, se nourrissant principalement d'invertébrés marins, y compris d'amphipodes, d'euphausiacés, de crevettes et de crabes. Lorsqu'elle atteint une longueur d'environ 50 à 55 cm, elle devient également piscivore et le lançon (*Ammodytes hexapterus*) et le hareng du Pacifique (*Clupea pallasii*) composent alors une partie importante de son alimentation (Westrheim 1996). La morue charbonnière juvénile (*Anoplopoma fimbria*) et le merlu du Chili adulte (*Merluccius productus*) ont également été signalés dans le régime alimentaire de la morue du Pacifique au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (Ware and McFarlane (1986)). La morue du Pacifique est la proie du flétan du Pacifique (*Hippoglossus stenolepis*), de l'aiguillat commun du Pacifique Nord (*Squalus suckleyi*), des oiseaux de mer, des phoques et des otaries (Westrheim 1996).

Walters et al. (1986) ont démontré une interaction de type prédateur-proie entre le hareng et la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate, contrairement à Ware and McFarlane (1986). Les modèles de simulation élaborés par Walters et al. (1986) ont mené à la conclusion que la disponibilité du hareng du Pacifique en tant que proie pourrait être un facteur important de la production de morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate. De même, la prédation par la morue du Pacifique pourrait être un facteur important de l'abondance du hareng du Pacifique. Ces auteurs ont reconnu que d'autres hypothèses peuvent expliquer les cycles d'abondance de la morue du Pacifique et du hareng du Pacifique (p. ex. le forçage environnemental; voir ci-après) et ont suggéré que des expériences de gestion à grande échelle seront peut-être la seule façon de distinguer les hypothèses concurrentes.

1.2.2 ENVIRONNEMENT

Plusieurs études ont examiné les liens entre le recrutement et les indices environnementaux pour la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate (voir l'examen dans Westrheim (1996)). L'hypothèse dominante est une relation inverse entre le recrutement et l'advection des larves vers le nord (Tyler and Westerheim 1986, Tyler and Crawford 1991). Il a été démontré que l'advection vers le nord est positivement corrélée avec le niveau moyen annuel de la mer à Prince Rupert pendant la saison du frai, qui à son tour a été utilisé comme variable explicative pour le recrutement par un certain nombre d'auteurs (Fournier 1983, Sinclair 1999, Sinclair and Crawford 2005, Sinclair and Starr 2005). Toutefois, de récentes mises à jour des analyses

effectuées par Tyler and Crawford (1991) n'ont pas permis de trouver une corrélation continue entre le niveau de la mer à Prince Rupert et le recrutement de la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate (R. Forrest, Station biologique du Pacifique, données inédites). Cela pourrait être dû en partie aux quotas bas (et donc aux prises plus faibles) depuis 2001, contribuant aux estimations basses du recrutement tirées de l'évaluation des stocks ces dernières années (Forrest et al. 2015).

1.2.3 AUTRES ESPÈCES

D'autres espèces sont capturées avec la morue du Pacifique, notamment la plie à grande bouche (*Atheresthes stomias*), le sébaste à queue jaune (*Sebastes flavidus*), le sébaste à longue mâchoire (*S. alutus*), la morue-lingue (*Ophiodon elongatus*), le sébaste argenté (*S. brevispinis*), le carlottin anglais (*Parophrys vetulus*) et la raie biocellée (*Raja binoculata*) (Forrest et al. 2015). Les navires qui pêchent la morue du Pacifique doivent détenir un quota pour toutes les espèces contingentées rencontrées (MPO 2017). Depuis 1996, le niveau de présence des observateurs en mer est de 100 % à bord des chalutiers de fond commerciaux en Colombie-Britannique. Les observateurs consignent les rejets en mer et les imputent au quota du bateau, selon les taux convenus de mortalité des rejets.

1.2.4 PÊCHES

En Colombie-Britannique, la morue du Pacifique est capturée presque entièrement dans la pêche au chalut de fond du poisson de fond, dans le cadre de la pêche intégrée du poisson de fond de la province (MPO 2017). La morue du Pacifique est l'une des principales espèces ciblées par la pêche au chalut dans le détroit d'Hécate. À l'heure actuelle, la plus grande partie des prises de morue du Pacifique en Colombie-Britannique provient du détroit d'Hécate (zone 5CD) (figures 4,6 et 8).

La morue du Pacifique est répartie dans tout le détroit d'Hécate (zone 5CD), essentiellement à des profondeurs de moins de 150 m. Sa densité semble être la plus élevée sur les lieux de pêche de Two Peaks/Butterworth, White Rocks, Shell Ground, l'île Reef et Horseshoe (annexes A et B, Forrest et al. 2015). Dans le bassin de la Reine-Charlotte (zone 5AB), la morue du Pacifique est pêchée principalement au large du cap Scott et des bancs Mexicana, au nord de l'île de Vancouver, dans la zone 5A, et autour de la lisière du banc de l'île Goose, dans la zone 5B (annexes A et B, Forrest et al. 2015). La tranche d'eau des captures dans la zone 5ABCD est d'environ 60 à 200 m, les données montrant un déplacement vers des profondeurs plus grandes depuis 1996 (annexe B, figure B.5). La transition vers des lieux de pêche plus profonds reflète une plus grande proportion de prises provenant des eaux plus profondes du bassin de la Reine-Charlotte ces dernières années (figures 4 et 6). Les prises annuelles déclarées de morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte affichent une variabilité considérable depuis le début de la série chronologique en 1956 (figure 2). La tranche d'eau des prises au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (zone 3CD) est semblable à celle de la zone 5ABCD, la majorité des prises provenant de zones de 50 à 200 m de profondeur (annexe B, figure B.5). Voir la description des changements des tranches d'eau historiques de la pêche dans Sinclair et al. (2001). Voir aussi l'annexe B. Les prises historiques dans la zone 3CD ont suivi un profil variable semblable à celui de la zone 5ABCD (figure 8)

Avant la mise en place de la couverture par les observateurs en mer en 1996, les estimations des rejets en mer (rejets) pour la période 1956-1995 étaient tirées des journaux de bord des bateaux de pêche. Elles sont considérées comme une sous-estimation des rejets réels (tableaux 1

et 2). Les estimations des années qui ont suivi l'introduction du niveau de présence de 100 % des observateurs en mer en 1996 peuvent être considérées comme exactes. Depuis 1996, les proportions des rejets estimés sont considérablement plus élevées que celles des années qui ont précédé la mise en place des observateurs en mer (tableaux 1 et 2), surtout dans le bassin de la Reine-Charlotte, en grande partie en raison de la réduction des prises totales et des TAC (tableau 3). Les chalutiers ont le droit de rejeter la morue du Pacifique en Colombie-Britannique. Toutefois, les observateurs à bord estiment d'abord la quantité rejetée. Ainsi, en plus d'une plus grande exactitude dans la déclaration des rejets depuis 1996, les mesures incitatives pour éviter les rejets sont également plus importantes.

Des navires japonais et soviétiques ont également pêché au chalut au large de la Colombie-Britannique à la fin des années 1960 et au début des années 1970. Ces navires ciblaient principalement le sébaste, et ce, probablement à des profondeurs supérieures à 150 m. Les prises accessoires de morue du Pacifique dans ces pêches sont toutefois inconnues. Étant donné l'incertitude relative aux prises et aux rejets étrangers dans les premières tranches de la série chronologique, les estimations des prises totales devraient être considérées comme des sous-estimations avant 1996.

L'effort total de pêche des chalutiers de fond a diminué dans toutes les régions ces dernières années. Une analyse détaillée des captures par unité d'effort (CPUE) est présentée à l'annexe B. Comme il est indiqué dans Sinclair (1999), l'utilisation des captures commerciales par unité d'effort comme indice de la biomasse pour la morue du Pacifique pose un certain nombre de problèmes. Les changements apportés au régime de gestion, qui est passé d'une pêche sans restriction avant 1992 à l'introduction des TAC (1992-1996), puis à des quotas individuels de bateau (QIB) (1997-aujourd'hui), ainsi que plusieurs augmentations de la taille du maillage (Forrest et al. 2015, leur tableau 5) ont influencé la relation sous-jacente entre les captures commerciales par unité d'effort et l'abondance, de même que la relation entre l'effort de pêche et la mortalité par pêche. Au cours des dernières années, avec les quotas de morue du Pacifique plus bas (tableau 3), de nombreux capitaines de bateau de pêche déclarent avoir activement évité la morue du Pacifique pour éviter de dépasser leur quota de cette espèce avant d'avoir capturé les quotas disponibles pour d'autres espèces. Dans la présente évaluation, les séries de CPUE sont divisées en séries avant et après 1996, et nous utilisons des modèles linéaires généralisés mixtes pour tenter de normaliser les indices (annexe B).

1.2.5 HISTORIQUE DES ÉVALUATIONS

Un certain nombre de méthodes ont été utilisées pour évaluer la morue du Pacifique dans le détroit d'Hécate depuis les années 1980. Fournier (1983) a mis au point un modèle structuré selon l'âge qu'il a utilisé pour mettre à l'essai des données probantes sur les tendances de la mortalité naturelle dépendante de l'âge, de la mortalité naturelle dépendante de la densité et de la capturabilité, ainsi que pour démontrer l'incidence d'un facteur environnemental sur le recrutement. On a constaté une relation entre le niveau moyen de la mer à Prince Rupert et le recrutement, ainsi qu'une mortalité naturelle dépendante de la densité. Fournier (1983) a estimé la mortalité naturelle à $0,65 a^{-1}$. Cet auteur a mis en garde contre la possibilité de confusion entre les paramètres du modèle et les biais de données systématiques qui pourraient influencer les conclusions de l'analyse. Les estimations de l'âge ont été tirées de l'analyse de la fréquence des longueurs (Foucher and Fournier 1982).

La morue du Pacifique est l'une des espèces de poissons de fond du Pacifique dont l'âge est le plus difficile à déterminer. Les anneaux annuels (annuli) des otolithes, les autres structures

osseuses et les écailles sont difficiles à distinguer des anneaux de croissance interannuels (Beamish 1981, Chilton and Beamish 1982, Roberson 2001, Johnston and Anderl 2012). En Colombie-Britannique, les compositions selon l'âge ont été estimées à l'aide d'approches fondées sur la longueur, des écailles, des otolithes et, actuellement, de coupes des rayons des nageoires dorsales, bien que toutes les méthodes présentent des difficultés. En l'absence de données directes fiables sur l'âge, des approches fondées sur la longueur ont été utilisées pour évaluer le stock du détroit d'Hécate dans les années 1990 (p. ex. Haist and Fournier 1995, 1998). Dans cette dernière référence, Haist and Fournier (1998) a indiqué que le stock avait atteint un creux historique en 1996, suivi d'une légère remontée.

Sinclair (1999) a utilisé un modèle de production excédentaire simple ajusté à un indice des captures commerciales par unité d'effort pour évaluer le stock de la zone 5CD en 2000. Cet auteur a expliqué que les changements structurels importants intervenus dans la pêche au cours des années 1990 ont entraîné des changements dans la qualité et la comparabilité des données dépendantes de la pêche disponibles pour l'analyse. Ces changements comprenaient les augmentations volontaires de la taille du maillage dans la pêche commerciale et l'introduction des quotas individuels de bateau (QIB) en 1997, comme nous l'avons déjà mentionné. Compte tenu des grandes différences structurelles entre les modèles précédents fondés sur la longueur et le modèle de production excédentaire, Sinclair (1999) a noté que les résultats étaient remarquablement comparables jusqu'en 1994, avec trois pics d'abondance estimés en 1965, 1974-1975 et 1986-1987. Les deux approches divergent considérablement après 1994, le modèle Multifan fondé sur la longueur (Haist and Fournier 1998) donnant une augmentation de la biomasse, tandis que le modèle de production excédentaire estimait une diminution. Ces différences ont été interprétées comme étant attribuables aux différences dans les indices de l'abondance utilisés pour régler les modèles, ainsi qu'aux différences structurelles des modèles.

Sinclair et al. (2001) a élaboré un modèle de type différence-délai (Deriso 1980, Schnute 1985) contenant une fonction de Ricker pour le stock-recrutement afin d'évaluer la morue du Pacifique dans les zones 3CD et 5CD. Le recrutement était présumé en lame de couteau à l'âge de 2 ans. Une fiche sommaire des renseignements disponibles pour le stock a également été élaborée. Le modèle de type différence-délai a fourni une meilleure correspondance statistique aux données que le modèle de production excédentaire appliqué antérieurement (Sinclair 1999). Toutefois, les estimations de la biomasse affichaient une tendance et une ampleur semblables. Le stock de la zone 3CD de 2001 a été mis à jour en 2002 (Starr et al. 2002) en reprenant le modèle de type différence-délai élaboré l'année précédente (Sinclair et al. 2001) et en ajoutant les données du relevé du MPO au chalut sur la crevette. Les auteurs de l'évaluation de 2002 ont noté que les points de référence estimés fondés sur le rendement maximal soutenu, F_{RMS} et B_{RMS} , n'étaient pas bien estimés (Starr et al. 2002).

L'évaluation de la zone 5CD a été mise à jour en 2004 (Sinclair and Starr 2005) à l'aide d'un modèle de type différence-délai semblable à celui utilisé par Sinclair et al. (2001), mais en utilisant une fonction de Beverton-Holt pour le stock-recrutement. Des ajustements du modèle ont été présentés avec d'autres combinaisons de la mortalité naturelle (M) fixe ou estimée et du paramètre de pente de la fonction stock-recrutement, h (Mace et Doonan 1988). Ces auteurs ont déclaré des ajustements et des estimations de la biomasse semblables pour les deux scénarios, mais ont noté des estimations très différentes des paramètres de gestion de l'équilibre fondés sur le RMS avec d'autres combinaisons des valeurs fixes et estimées de h et de M . Ils ont proposé des points de référence « fondés sur l'historique », basés sur des estimations de la biomasse et de la mortalité par pêche historiques, en raison du manque de fiabilité des points de référence fondés sur le RMS. Les stocks des zones 5AB et 5CD ont été évalués pour la dernière

fois en 2013 (Forrest et al. 2015) à l'aide d'un nouveau modèle de type différence-délai avec une fonction de Beverton-Holt pour le stock-recrutement et l'hypothèse de la sélectivité en lame de couteau à 2 ans. Ce modèle présentait quelques différences structurelles mineures par rapport à l'évaluation précédente, bien que les analyses de transition aient montré qu'elles avaient un effet relativement mineur (Forrest et al. 2015, leur annexe A). L'évaluation de 2013 a adopté les mêmes points de référence historiques que ceux qui avaient été utilisés en 2004 et qui avaient été acceptés lors de l'examen par les pairs pour la zone 5CD (MPO 2015a). Toutefois, aucun point de référence n'a été accepté pour la zone 5AB (MPO 2015b). Les principales incertitudes relevées par Forrest et al. (2015) étaient les suivantes :

1. l'incertitude des paramètres de variance fixes, en particulier l'erreur d'observation présumée dans les relevés, et la composante de la fonction objective de l'ajustement aux poids moyens annuels;
2. la fiabilité des captures commerciales par unité d'effort comme indice de l'abondance et les effets des changements de gestion après 1996 sur les CPUE;
3. l'incertitude dans la distribution de la probabilité a priori utilisée pour la mortalité naturelle M ;
4. l'incertitude dans la fonction de croissance (paramètres du modèle et hypothèses de stationnarité);
5. la possibilité de contredire l'hypothèse du recrutement en lame de couteau à l'âge de 2 ans, compte tenu des éléments probants concernant des poissons plus jeunes dans les données sur la composition selon la longueur provenant de la pêche commerciale;
6. l'incertitude dans la structure des stocks.

Forrest et al. (2015) a partiellement abordé la sensibilité aux trois premières incertitudes en présentant des analyses de sensibilité et d'autres tableaux de décision fondés sur la « moyenne des modèles » pour les zones 5AB et 5CD. La présente évaluation prend partiellement en compte les quatrième et cinquième incertitudes par l'ajout d'analyses de sensibilité supplémentaires comparant les paramètres de croissance précédents et mis à jour, et comparant les résultats avec l'hypothèse de la sélectivité en lame de couteau (section 7. La sixième est encore une incertitude clé pour la morue du Pacifique. Dans la présente évaluation, les données des zones 5AB et 5CD sont combinées, en partant de l'hypothèse que les morues du Pacifique du bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate appartiennent à un seul stock.

2 SOURCES DE DONNÉES

2.1 BASES DE DONNÉES

Les données ont été extraites d'un certain nombre de bases de données différentes :

GFBio : Base de données sur les échantillons biologiques et les campagnes de recherche. Section du poisson de fond, Division des écosystèmes marins et de l'aquaculture, Direction générale des sciences, Pêches et Océans Canada, Station biologique du Pacifique. Cette archive de données comprend la plupart des données sur les spécimens de poissons de fond recueillies depuis les années 1950. Elle renferme donc des données provenant de diverses sources (échantillonnage commercial dans les ports et en mer, échantillonnage des relevés de recherche), collectées à l'aide de diverses méthodes d'échantillonnage.

GFCatch : Débarquements des chalutiers au Canada, 1954-1995 (Rutherford 1999).

PacHarvTrawl : Débarquements des chalutiers au Canada, de 1996 au 31 mars 2007. Base de données SQL Server, Section du poisson de fond, Division des écosystèmes marins et de l'aquaculture, Direction générale des sciences, Pêches et Océans Canada, Station biologique du Pacifique.

GFFOS : Débarquements des chalutiers au Canada, du 1er avril 2007 à 2017. Vue de la base de données des Opérations des pêches (FOS) de Pêches et Océans Canada (MPO). Section du poisson de fond, Division des écosystèmes marins et de l'aquaculture, Direction générale des sciences, Pêches et Océans Canada, Station biologique du Pacifique.

2.1.1 DONNÉES SUR LES PRISES

Les pêches du poisson de fond ont été gérées par année civile jusqu'en 1996. Depuis 1997-1998, l'année de pêche a été changée, du 1er avril au 31 mars. En 2010-2011, elle a été modifiée de nouveau et a passé du 21 février au 20 février. Tout au long du présent document, comme dans Forrest et al. (2015), les années de pêche sont définies comme commençant le 1er avril pour toutes les années, et sont mentionnées par année de début (p. ex. l'année de pêche 1957 va du 1er avril 1957 au 31 mars 1958). Ces définitions ont été utilisées de façon uniforme dans tous les calculs concernant les données sur les prises commerciales, y compris l'élaboration de l'indice des CPUE commerciales (annexe B) et le calcul de la moyenne annuelle du poids moyen des prises (annexe C). Les données sur les débarquements sont présentées séparément pour le Canada et les États-Unis (tableaux 1 et 2). Les données combinées sur les débarquements des États-Unis et du Canada ont été tirées des rapports de la Commission des pêches maritimes du Pacifique pour 1956-1981, et la portion des débarquements aux États-Unis a été déterminée en soustrayant la quantité des débarquements au Canada du total combiné pour chaque année. Dans les cas où la différence était négative, la quantité des débarquements aux États-Unis a été fixée à zéro. Les données canadiennes proviennent de la base de données GFCatch pour la période 1954-1995 (Rutherford 1999), de la base de données PacHarvest pour la période de 1996 au 31 mars 2007, et de la base de données FOS de Pêches et Océans Canada (MPO) depuis le 1er avril 2007. Les compositions annuelles selon la taille des prises commerciales et des débarquements ont été estimées à partir des échantillons, prélevés au port et en mer par des observateurs et archivés dans la base de données GFBio (annexe C).

2.2 INDICES DE L'ABONDANCE

Les modèles d'évaluation des stocks dans la zone 5ABCD ont été ajustés à trois indices de relevés indépendants de la pêche (relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate, relevé synoptique dans le détroit d'Hécate et relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte) et à deux indices des CPUE commerciales tirés des données sur les captures commerciales et l'effort au chalut de fond (avant 1996 et après 1995).

Les modèles d'évaluation des stocks dans la zone 3CD ont été ajustés à deux indices de relevés indépendants de la pêche (relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver et relevé triennal du NMFS au Canada) et deux indices des CPUE commerciales tirés des données sur les captures commerciales et l'effort au chalut de fond (avant 1996 et après 1995).

Les indices de l'abondance indépendants de la pêche ont été élaborés à l'aide d'analyses de la superficie balayée. Des détails sont donnés à l'annexe A.

Les indices des CPUE commerciales ont été normalisés pour la profondeur, le lieu de pêche, le mois, le navire et la latitude, lorsque ces données étaient disponibles, à l'aide de modèles

linéaires généralisés à effets mixtes (MLGM), selon une distribution de Tweedie. Des détails sont fournis à l'annexe B.

2.3 DONNÉES BIOLOGIQUES

Les mises à jour des estimations de la croissance, de la maturité et des poids moyens annuels dans les prises commerciales sont indiquées à l'annexe C.

3 MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS

Tous les modèles présentés dans ce document sont des modèles bayésiens mis en œuvre dans AD Model Builder (Fournier et al. 2012). Les modèles sont fondés sur le modèle statistique intégré des prises selon l'âge (iSCAM), présenté pour la première fois dans Martell et al. (2011). Les auteurs de Forrest et al. (2015) et de la présente évaluation y ont apporté une modification majeure en incluant des calculs de la différence-délai. Dans sa formulation actuelle, le modèle est entièrement décrit à l'annexe D. Il existe deux différences importantes entre le modèle actuel et l'évaluation précédente (Forrest et al. 2015) :

1. Le modèle actuel n'estime qu'un paramètre de recrutement moyen (R_0). Les modèles décrits dans Forrest et al. (2015) et Martell et al. (2011) estimaient trois paramètres de recrutement moyen :
 - R_0 , le recrutement non exploité moyen utilisé dans le calcul des paramètres du stock-recrutement;
 - R_{Init} , le recrutement moyen initial utilisé pour initialiser la structure selon l'âge la première année;
 - R_{Avg} , le recrutement moyen pour la série chronologique.

Nous avons décidé d'utiliser un seul paramètre de recrutement moyen parce qu'il y a peu ou pas d'information pour estimer trois paramètres dans le modèle de type différence-délai, qui ne contient aucune information explicite sur la composition selon l'âge.

De plus, les paramètres de croissance de von Bertalanffy ont été mis à jour dans la présente évaluation pour les deux stocks, afin de refléter les données plus récentes sur l'âge et la longueur. Les détails se trouvent à l'annexe C.

Les modèles de référence pour les évaluations des zones 5ABCD et 3CD sont examinés de manière plus détaillée à la section 5.

4 POINTS DE RÉFÉRENCE

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

1. Un taux d'exploitation de référence;
2. Un point de référence limite (PRL);
3. Un point de référence supérieur du stock (RSS).

Dans la présente évaluation, ces points de référence sont intégrés aux tableaux de décision (section 9), où les probabilités projetées de dépassement des points de référence sont indiquées,

c.-à-d. que les points de référence ne sont pas incorporés dans une règle officielle de contrôle des prises.

Des valeurs provisoires de $RSS = 0,8B_{MSY}$ et de $PRL = 0,4B_{MSY}$ sont proposées en l'absence de points de référence propres au stock (MPO 2009). Le cadre précise un taux d'exploitation de référence limite de F_{MSY} . Tout au long du présent document, nous désignons le taux d'exploitation de référence comme étant le taux d'exploitation limite (TEL). La politique de l'AP approuve également les approximations « fondées sur l'historique » basées sur une estimation de la biomasse féconde moyenne et de la mortalité par pêche sur une période historique productive (MPO 2009).

Comme il a déjà été mentionné, les importantes incertitudes qui entourent les paramètres de productivité M et h ont entraîné de grandes incertitudes concernant les points de référence fondés sur le RMS pour le stock de morue du Pacifique du détroit d'Hécate dans les évaluations antérieures (Starr et al. 2002, Sinclair and Starr 2005, Forrest et al. 2015). Compte tenu de l'incertitude des paramètres de productivité pour ce stock, Sinclair and Starr (2005) a suggéré d'utiliser d'autres points de référence fondés sur l'historique reconstitué du stock, c.-à-d. les points de référence « fondés sur l'historique ». Il a recommandé de prendre pour point de référence limite la biomasse féconde minimale à partir de laquelle le stock s'est rétabli au-dessus des niveaux moyens. On a estimé que cela s'était produit en 1971 (c.-à-d. $PRL = B_{1971}$). Sinclair and Starr (2005) a aussi proposé d'utiliser la biomasse moyenne à long terme (B_{Avg}) comme variable de remplacement pour le point de référence supérieur du stock et le taux de récolte moyen à long terme (U_{Avg}) comme substitut pour le taux d'exploitation de référence.

Sinclair and Starr (2005) et Forrest et al. (2015) ont reconnu que l'estimation absolue de la biomasse en 1971 dépend de la formulation du modèle, mais ont constaté que, dans la plupart des formulations de modèles, 1971 était l'année où le stock était le plus bas et s'est ensuite rétabli au-dessus des niveaux moyens. C'est pourquoi ils ont recommandé de fixer le PRL à B_{1971} , selon l'estimation du modèle d'évaluation. Le Sous-comité du poisson de fond du CEESP (Fargo 2005) a par la suite recommandé d'utiliser B_{1971} comme PRL pour le stock du détroit d'Hécate et un processus régional d'examen par les pairs a de nouveau accepté cette valeur comme PRL pour la zone 5CD en 2014 (MPO 2015a). Parallèlement, le processus régional d'examen par les pairs a accepté la biomasse moyenne à long terme (B_{Avg}) entre 1956 et 2004 comme RSS, et la mortalité par pêche moyenne à long terme (F_{Avg}) comme TEL pour la même période (MPO 2015a).

Bien qu'il n'existe pas de précédent pour les points de référence dans le bassin de la Reine-Charlotte, la taille minimale du stock à partir de laquelle on a estimé que la biomasse s'était rétablie au-dessus d'un niveau moyen a été enregistrée en 1985 (Forrest et al. 2015). Ces auteurs ont proposé B_{1985} comme PRL pour le bassin de la Reine-Charlotte, avec la biomasse et la mortalité par pêche moyennes pour la période 1956-2004 comme RSS et TEL, respectivement. Toutefois, le processus régional d'examen par les pairs n'a accepté aucun point de référence pour le stock de morue du Pacifique du bassin de la Reine-Charlotte (zone 5AB) (MPO 2015b). La principale raison invoquée était que la pêche dans la zone 5AB était devenue une pêche « d'évitement » pour la morue du Pacifique (pour éviter de dépasser le TAC de la morue du Pacifique avant d'avoir atteint les TAC d'autres espèces de poisson de fond). Les participants au processus régional d'examen par les pairs ont donc jugé qu'il n'était pas possible de présumer que les estimations de l'abondance après 1996, qui s'appuyaient en grande partie sur les faibles prises, reflétaient l'abondance avec exactitude.

Forrest et al. (2018) ont testé en simulation un ensemble d'autres points de référence pour la

morue du Pacifique et la fausse limande (*Lepidopsetta* spp.) du détroit d'Hécate. Ils ont constaté que les points de référence « fondés sur l'historique » (ou points de contrôle opérationnels, PCO) qui avaient été utilisés pour la morue du Pacifique en 2013 (Forrest et al. 2015) résistaient bien aux biais de l'évaluation des stocks parce qu'ils s'échelonnaient dans la même direction que le biais dans les estimations de la biomasse et de la mortalité par pêche. Cependant, ils ne constituaient pas nécessairement de bons substituts pour les points de référence basés sur le RMS et avaient tendance à produire des recommandations de prises plus prudentes que les points de référence fondés sur B_{MSY} , B_0 et le ratio du potentiel de frai (RPF; Clark (1991)). Bien que les points de référence « fondés sur l'historique » aient donné de meilleurs résultats pour la conservation à long terme que les autres, il y a parfois eu d'importants compromis en ce qui concerne les prises et la stabilité des prises (Forrest et al. 2018). Les points de référence fondés sur B_0 ont produit des résultats semblables aux points de référence « fondés sur l'historique », mais avaient tendance à avoir de meilleures propriétés en ce qui concerne les compromis (Forrest et al. 2018).

Nous avons peut-être réglé certaines des préoccupations relatives aux points de référence du modèle de la zone 5AB en combinant les données des zones 5AB et 5CD dans la présente évaluation des stocks. Par conséquent, nous suggérons d'utiliser le même RSS pour la zone 5ABCD que celui appliqué pour la zone 5CD dans (Forrest et al. 2015). Durant la réunion d'examen de la présente évaluation, les examinateurs et les participants ont décidé de modifier le PRL et d'utiliser la biomasse estimée la plus faible reconnue comme représentant un état non souhaitable à éviter. Cette modification a été motivée par la modulation limitée des estimations de la biomasse ces dernières années (de 1992 à aujourd'hui) jugée acceptable par le comité. La modification de la définition a mené à l'utilisation de la faible biomasse en 2000 comme point de référence limite pour cette évaluation (c.-à-d. $PRL = B_{2000}$).

En l'absence de points de référence acceptés pour la zone 3CD, nous suggérons d'appliquer la même approche. Nous avons conservé comme PRL la biomasse en 1986, comme dans l'évaluation précédente, car il a été convenu que sa modification aurait un effet négligeable. En plus du TEL, du PRL et du RSS dont il a été question plus haut, deux points de repère sont également inclus : (i) F_{2017} et (ii) B_{2018} . Les projections de la biomasse et de la mortalité par pêche par rapport à ces points de repère sont incluses dans les tableaux de décision pour montrer si : (i) la mortalité par pêche devrait augmenter ou diminuer selon les autres niveaux de prises projetés pour 2018; et (ii) si la biomasse devrait augmenter ou diminuer selon les autres niveaux de prises projetés pour 2018.

Les points de référence et les points de repère suggérés pour les deux zones sont indiqués dans la section 13.5.

5 MODÈLES DU SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

Les modèles du scénario de référence pour les zones 5ABCD et 3CD présentaient des caractéristiques semblables en ce qui concerne les choix de données, les distributions de probabilité a priori et les réglages des paramètres fixes. Dans un souci de concision, les deux modèles de scénario de référence sont décrits dans cette section, et les différences sont expliquées au besoin. Le modèle bayésien de type différence-délai est décrit en détail à l'annexe D.

La distribution conjuguée a posteriori pour chaque modèle a été estimée numériquement à l'aide de routines de Monte Carlo par chaînes de Markov intégrées dans AD Model Builder (algorithme de Metropolis-Hastings) (Fournier et al. 2012). Des échantillons a posteriori ont été tirés à

chaque 5 000e itération d'une chaîne longue de 10 millions, ce qui a donné 2 000 échantillons a posteriori (les 1 000 premiers échantillons ont été omis pour permettre un rodage suffisant). Nous avons évalué la cohérence avec la convergence de la chaîne en inspectant visuellement les graphiques des traces et les graphiques d'autocorrélation et en calculant la statistique de réduction d'échelle potentielle $\hat{R}$ et le nombre réel de tirages dans la simulation n_{eff} au moyen du progiciel Stan en R (Stan Development Team 2018).

La statistique de réduction d'échelle potentielle (Gelman and Rubin 1992) est un paramètre courant, utilisé dans les statistiques bayésiennes pour évaluer la convergence des chaînes (Gelman et al. 2014, Hobbs and Hooten 2015, Stan Development Team 2017). La statistique mesure le ratio de la variance moyenne des échantillons de MCMC dans chaque chaîne par rapport à la variance des échantillons dans l'ensemble des chaînes. À mesure que $\hat{R}$ approche de 1,0, les chaînes deviennent convergentes. Dans notre cas, nous n'avons qu'une seule chaîne pour chaque passe du modèle, mais en suivant les conseils donnés dans Gelman et al. (2014), nous avons d'abord divisé la chaîne en deux, en traitant effectivement la première et la deuxième moitié comme des chaînes séparées. Selon la notation de Hobbs and Hooten (2015), nous pouvons calculer $\hat{R}$ pour un paramètre donné θ comme suit. Pour les chaînes $j = 1, \dots, m$ (deux demi-chaînes ici), nous calculons la moyenne des variances w selon la formule :

$$w = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \text{var}(\theta_j) \quad (1)$$

où θ_j est défini comme $\theta_j = \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\theta_{kj} - \bar{\theta}_j)^2$ sur $k = 1, \dots, K$ itérations. Nous définissons ensuite la variance entre les chaînes b comme suit :

$$b = \frac{K}{m-1} \sum_{j=1}^m (\bar{\theta}_j - \bar{\bar{\theta}})^2 \quad (2)$$

où $\bar{\bar{\theta}} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \bar{\theta}_j$. La variance d'une distribution stationnaire de θ est ensuite calculée comme une moyenne pondérée $\sigma_{\theta}^2 = (1 - \frac{1}{K}) w + \frac{1}{K} b$, et nous pouvons définir le facteur de réduction d'échelle potentiel comme $\hat{R} = \sqrt{\frac{\sigma_{\theta}^2}{w}}$.

La statistique n_{eff} mesure le nombre réel d'échantillons indépendants MCMC après la prise en compte de l'autocorrélation. Dans un souci de concision, nous ne définissons pas ici le calcul complet, mais celui-ci est disponible dans (Gelman et al. 2014 pp. 286–287) ou (Stan Development Team 2017 pp. 373–376).

5.1 CHOIX DES DONNÉES

Les deux modèles ont été ajustés aux données sur les prises observées, à la moyenne du poids moyen annuel observé dans les prises commerciales et aux indices de l'abondance indépendants et dépendants de la pêche. Des détails sur les composantes des fonctions objectives du modèle sont fournis à l'annexe D.

Les sources des données sur les prises observées sont décrites à la section 2, et les valeurs sont indiquées dans les tableaux 1 et 2, ainsi que sur les figures 2 à 7 pour la zone 5ABCD et sur les figures 8 à 9 pour la zone 3CD.

Les indices de l'abondance d'après la superficie balayée, indépendants de la pêche, sont documentés à l'annexe A, y compris les estimations de la biomasse, les CV et les années cou-

Pour la zone 5ABCD, il s'agit des relevés suivants :

1. le relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate;
2. le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte;
3. le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate.

Pour la zone 3CD, il s'agit des relevés suivants :

1. le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver;
2. le relevé triennal du NMFS (au Canada).

Les indices dépendants des pêches sont entièrement documentés à l'annexe B. Dans chaque zone, les séries chronologiques des CPUE sont des modèles linéaires généralisés à effets mixtes (MLGM) normalisés, avec des analyses distinctes pour les périodes avant et après la mise en place du niveau de présence à 100 % des observateurs en mer en 1996, qui a permis d'améliorer grandement les estimations des prises et des rejets, et la fiabilité générale des données. Les deux périodes sont appelées « historique » (1956-1995) et « moderne » (1996-2017) (annexe B).

Des détails sur le calcul de la moyenne du poids moyen annuel dans la pêche commerciale sont fournis à l'annexe C. L'inclusion de données sur la moyenne du poids moyen annuel vise à fournir des renseignements sur le recrutement en l'absence de données sur la composition selon l'âge. Cette moyenne dépend de l'hypothèse sous-jacente du modèle de type différence-délai (annexe D) selon laquelle la sélectivité, la croissance et la mortalité naturelle sont constantes et en lame de couteau tout au long de la période couverte par le modèle (1956-2017). Il est important de noter qu'une moyenne plus basse du poids moyen annuel dans les données commerciales pourrait indiquer un événement de recrutement, mais pourrait aussi avoir d'autres causes, notamment des proportions plus petites de poissons plus âgés ou plus gros dues à la mortalité par pêche ou à la mortalité naturelle, des changements dans la répartition spatiale de la pêche ou des changements dans la croissance.

5.2 DISTRIBUTIONS DE PROBABILITÉ A PRIORI ET PARAMÈTRES DE VARIANCE FIXES

Les distributions de probabilité a priori pour les paramètres avancés dans les modèles de scénario de référence pour les zones 5ABCD et 3CD sont fournies dans les tableaux 4 et 5. Les figures 10 et 11 présentent graphiquement les distributions de probabilité a priori. La sensibilité du modèle aux hypothèses a priori est mise à l'essai dans la section 7.

5.3 PARAMÈTRES AVANCÉS

Une distribution de probabilité a priori large et uniforme a été utilisée pour $\ln(R_0)$, reflétant le fait que l'on ne connaît pas l'échelle de la population.

Une distribution bêta a été appliquée pour la pente éloignée a priori avec des paramètres de forme qui ont donné une distribution avec une moyenne = 0,7 et un ET = 0,15. Ces choix de paramètres ont produit une distribution avec une densité de probabilité faible à nulle pour des valeurs inférieures à 0,2 (figure 10), ce qui signifie qu'aucune transformation n'était nécessaire. Il s'agit de la même distribution de probabilité a priori que celle dont l'utilisation a été acceptée dans l'évaluation précédente des stocks (Forrest et al. 2015). Sinclair and Starr (2005) a fixé la pente à 0,75 dans l'un de ses scénarios « privilégiés ». Dans son autre scénario « privilégié », l'estimation de la DPM de la pente était de 0,53. La distribution de probabilité a priori choisie ici

englobe ces deux valeurs.

Une distribution normale a été utilisée pour $\ln(M)$ avec une moyenne = $\ln(0,5)$ et un ET = 0,1, comme dans Forrest et al. (2015). Sinclair and Starr (2005) a obtenu des estimations de la DPM de M de 0,596 et 0,567 dans ses deux scénarios « privilégiés », et Forrest et al. (2015) des estimations de la DPM de $0,393 \text{ } \bar{a}^{-1}$ et $0,426 \text{ } \bar{a}^{-1}$ pour les zones 5CD et 5AB, respectivement. D'après une analyse de transition effectuée par Forrest et al. (2015), M pourrait être considérablement plus faible, selon les valeurs d'autres paramètres fixes ou estimés, et les estimations de M pour la morue du Pacifique ont considérablement varié tout au long de l'historique d'évaluation de l'espèce (Fournier 1983, Haist and Fournier 1998, Sinclair et al. 2001).

5.4 PARAMÈTRES D'ÉCHELLE DES RELEVÉS (CAPTURABILITÉ)

Des distributions de probabilité a priori uniformes ont été utilisées pour le paramètre de mise à l'échelle q_k pour les indices k :

1. Relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate;
2. Relevé triennal du NMFS;
3. Indices des CPUE commerciales.

Ces valeurs a priori reflétaient le fait que l'on ignorait l'échelle de l'indice du relevé par rapport à la population. Le relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate n'a jamais été conçu comme un relevé aléatoire stratifié au chalut. Au lieu de cela, il s'agissait d'un relevé effectué selon un quadrillage avec une station fixe par grille. Sinclair (2000) a assigné chaque station à une strate de profondeur et a analysé les données comme si le relevé utilisait un plan aléatoire stratifié. En raison de cette approche de stratification après coup, on ne connaît pas la relation entre l'indice du relevé et la population de morue du Pacifique. Le relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) a été réalisé sept fois dans les eaux canadiennes entre 1980 et 2001. Le relevé suivait un plan par transects aléatoires, utilisant un départ aléatoire, puis remontant la côte ouest des États-Unis et du Canada à des intervalles de 50 milles marins. Chaque transect était stratifié par profondeur et les stations le long du transect étaient sélectionnées au hasard. L'étendue du relevé triennal au Canada variait selon les relevés, mais les données ont été analysées comme si le relevé couvrait la même superficie chaque année (voir l'annexe A). Ce relevé a été inclus dans la présente évaluation des stocks de la zone 3CD afin de fournir des renseignements indépendants des pêches sur la biomasse dans les années 1980 et 1990. Toutefois, comme pour le relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate, on ne connaît pas la relation entre l'indice du relevé et la population de morue du Pacifique dans la zone 3CD. Les indices des CPUE commerciales sont des taux de prises normalisés (annexe B) avec une relation inconnue avec l'abondance de la population.

Des distributions normales ont été utilisées pour $\ln(q_k)$ pour les indices $k =$:

1. Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte;
2. Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate;
3. Relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver.

Le choix de la distribution de probabilité a priori pour les paramètres de mise à l'échelle du relevé peut avoir des effets importants sur les résultats de l'évaluation des stocks. Nous présentons donc un certain nombre d'autres formulations des valeurs a priori sous la forme d'analyses de sensibilité pour les distributions de probabilité a priori informatives suivantes à la section 7.

5.4.1 Paramètres de mise à l'échelle du relevé pour la zone 5ABCD

Nous avons utilisé des distributions de probabilité a priori informatives pour les deux relevés synoptiques en nous fondant sur les estimations a posteriori médianes de q tirées de la plus récente évaluation des stocks de fausse limande (Holt et al. 2016). Cela a permis de limiter la tendance dans les modèles à estimer des tailles de stock invraisemblablement élevées. La fausse limande est une espèce de poisson plat qui occupe une tranche d'eau semblable (quoique dans des eaux légèrement moins profondes) à celle de la morue du Pacifique. Holt et al. (2016) ont obtenu des estimations a posteriori médianes de $q = 0,6280$ pour la zone 5AB et de $q = 0,1869$ pour la zone 5CD. Ils n'ont pas utilisé de distribution de probabilité a priori informative pour q . Le CV de leurs estimations était d'environ 0,3. Pour notre évaluation combinée de la zone 5ABCD, nous avons calculé ces valeurs au prorata en fonction des zones relatives d'habitat dans les zones 5AB et 5CD. En additionnant les superficies de toutes les strates de profondeur visées par le relevé dans chaque région, nous avons obtenu un ratio d'environ 0,65:0,35 (5AB:5CD). Nous avons donc utilisé les valeurs suivantes comme moyennes pour les distributions de probabilité a priori normales pour $\ln(q_k)$, pour

1. k = Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte : Moyenne de $\ln(q_k) = \ln(0,6280 \cdot 0,65) = -0,895998$;
2. k = Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate : Moyenne de $\ln(q_k) = \ln(0,1869 \cdot 0,35) = -2,727539$;

Pour les deux sondages synoptiques, l'écart-type de la distribution normale de la probabilité antérieure pour $\ln(q_k)$ a été fixé à 0,3 dans l'espace logarithmique.

5.4.2 Paramètres de mise à l'échelle du relevé pour la zone 3CD

Comme pour la zone 5ABCD, nous avons utilisé une distribution de probabilité a priori informative pour le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver en nous fondant sur une estimation a posteriori médiane tirée d'une évaluation récente. Encore une fois, l'objectif était de limiter les très grandes estimations de la taille des stocks produites par le modèle lorsqu'une valeur a priori uniforme était appliquée. Il y a eu moins d'évaluations récentes des stocks qui portaient uniquement sur la zone 3CD et aucune pour des espèces occupant la même tranche d'eau que la morue du Pacifique. Ici, nous avons utilisé une distribution de probabilité a priori normale pour $\ln(q_k)$, avec la moyenne établie à l'estimation a posteriori médiane de q tirée de l'évaluation la plus récente pour le sébaste à longue mâchoire (*Sebastes alutus*) dans la zone 3CD (Edwards et al. 2013), c.-à-d. une moyenne de $\ln(q_k) = \ln(0,228) = -1,47841$; l'écart-type de la distribution de probabilité a priori normale pour $\ln(q_k)$ a été fixé à 0,3 dans l'espace logarithmique, comme pour la zone 5ABCD. Le sébaste à longue mâchoire occupe une tranche d'eau plus profonde que la morue du Pacifique, mais il s'agit d'une espèce ciblée majeure pour la pêche au chalut qui peut donc renseigner sur la capturabilité dans cette zone. Edwards et al. (2013) n'a pas utilisé de distribution de probabilité a priori informative pour q .

5.5 PARAMÈTRES DE VARIANCE FIXES

L'approche des erreurs dans les variables utilisée pour séparer les erreurs de traitement des erreurs d'observation est décrite de manière détaillée à l'annexe D. En résumé, le paramètre de variance clé est l'inverse de la variance totale, c.-à-d. de la précision totale ϕ^{-2} (Martell et al. 2011). Ce paramètre peut être fixe ou estimé. Il est fixe ici. La variance totale est répartie entre les composantes d'erreur due à l'observation et d'erreur due au traitement par le paramètre de

modèle ρ , qui représente la proportion de la variance totale attribuable à une erreur d'observation (Punt and Butterworth 1993, Deriso et al. 2007). Ces paramètres servent à dériver la composante d'erreur d'observation de la variance totale (σ_O , éq. D.22) et du terme de l'erreur de traitement (σ_R , éq. D.23), qui saisit la fonction objective dans la fonction de log-vraisemblance pour les résidus du recrutement (éq. D.35).

Forrest et al. (2015) ont constaté qu'il n'était pas possible d'obtenir des estimations raisonnables du terme de variance ϕ^{-2} pour leur modèle de scénario de référence. Toutes les tentatives d'estimation de ϕ^{-2} ont donné des estimations de σ_R proches de 2,0 et des estimations de σ_O proches de 1,5, et des ajustements extrêmement médiocres avec les indices de l'abondance, en particulier les données sur les CPUE commerciales. Il a donc fallu fixer ϕ^{-2} et ρ pour avoir des valeurs fixes de σ_O et de σ_R . Sinclair and Starr (2005) ont également utilisé des paramètres de variance fixes dans leur évaluation de la morue du Pacifique dans la zone 5CD. Forrest et al. (2015) ont employé des valeurs de ϕ^{-2} et de ρ qui ont produit $\sigma_O = 0,25$ et $\sigma_R = 0,8$. Les passes préliminaires du modèle avec l'ensemble de données actuel ont montré que $\sigma_O = 0,25$ donnait de mauvais ajustements aux indices de l'abondance d'après les relevés synoptiques, particulièrement dans la zone 5ABCD. Par conséquent, dans la présente évaluation, nous avons réduit σ_O à 0,2 dans les deux modèles de scénario de référence. Les tests de sensibilité sont décrits à la section 7.

En plus du terme de l'erreur d'observation globale σ_O , les points d'indice annuels pour chaque série d'indices de l'abondance ont été pondérés par les CV annuels à l'aide d'une approche de pondération multiplicative entièrement décrite à l'annexe D.

Comme pour l'évaluation précédente des stocks de morue du Pacifique (Forrest et al. 2015), nous avons utilisé les composantes de variance fixes pour les composantes de vraisemblance pour les prises annuelles (σ_C) et la moyenne du poids moyen annuel (σ_W). Les problèmes d'interprétation des données sur le poids moyen ont été abordés dans Forrest et al. (2015), leur annexe C. Ils découlent de l'évolution au fil du temps de la taille des échantillons de différentes catégories de données sur la longueur, c.-à-d. les catégories triées et non triées et le manque de données sur les poissons plus petits avant que les observateurs ne mesurent les poissons en mer. L'examen de l'évaluation de 2005 (Fargo 2005) a également mentionné des préoccupations entourant l'utilisation des données sur le poids moyen. Sinclair and Starr (2005) ont reconnu ce problème, en remarquant que la série sur les poids moyens était nécessaire pour l'estimation des paramètres du modèle, mais qu'elle était sous-pondérée dans la fonction objective. Comme dans Forrest et al. (2015), σ_W a été fixé à 0,2 dans les modèles de scénario de référence. Étant donné que le modèle suppose que les prises observées sont connues sans erreur, σ_C a été défini à une petite valeur, c.-à-d. $\sigma_C = 0,05$. Les tests de sensibilité à ces hypothèses sont cependant fournis dans la section 7.

6 RÉSULTATS

6.1 ZONE 5ABCD : BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE ET DÉTROIT D'HÉCATE

Le modèle semblait avoir convergé (figure 12) et l'autocorrélation a posteriori était mineure pour la plupart des paramètres (figure 13). La valeur de $\hat{R}$ était de 1,00 pour tous les paramètres (tableau 8).

Le modèle de densité a posteriori maximale (DPM) est ajusté aux cinq indices de l'abondance présentés sur la figure 14. Le modèle a suivi les tendances générales des trois indices indépen-

dants de la pêche, mais n'a pas pu être ajusté à certains des pics les plus importants (par exemple, les pics de 2004 et 2005 dans le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte et le pic de 2013 dans le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, figure 14). De même, il a suivi les principales tendances des deux indices des CPUE, mais n'a pas reflété tous les pics (figure 14).

Forrest et al. (2015) considéraient la qualité de l'ajustement aux indices de l'abondance comme un facteur principal d'incertitude dans leur évaluation, puisque les estimations des paramètres de productivité étaient sensibles à la mesure dans laquelle le modèle était ajusté aux pics observés dans les indices. Ils ont présenté un certain nombre d'analyses de sensibilité pour le traitement du paramètre d'erreur d'observation σ_O , dont certaines sont explorées dans la présente évaluation (section 7).

L'ajustement du modèle à la moyenne du poids annuel moyen dans la pêche commerciale (figure 15) était légèrement meilleur que dans l'évaluation de 2013 (Forrest et al. 2015, leur Figure 37), qui avait tendance à sous-estimer le poids moyen annuel. Toutefois, le modèle actuel avait aussi tendance à sous-estimer le poids moyen annuel, surtout entre 1970 et 2000. L'ajustement légèrement amélioré par rapport à l'évaluation précédente est probablement en partie attribuable à la mise à jour des paramètres de croissance utilisés dans le modèle actuel (voir la section 7). Les effets des autres valeurs de σ_W sont évalués dans la section 7.

L'ajustement du modèle aux prises commerciales totales est illustré sur la figure 16. Les ajustements du modèle sont presque parfaits en raison de la valeur de $\sigma_C = 0,05$ fixée dans la fonction d'objectif (annexe D). Cela a été fait de façon à ce que le modèle soit essentiellement conditionné par les données sur les prises, qui étaient présumées connues avec très peu d'erreurs, même si les taux de rejet d'avant 1996 sont incertains.

Les distributions de probabilité a posteriori des paramètres estimés sont présentées sur la figure 17 et dans le tableau 8. Les estimations de la médiane et des 2,5th et 97,5th centiles des paramètres a posteriori et celles de la densité a posteriori maximale (DPM) sont indiquées dans le tableau 8. À l'exception de la pente, les estimations a posteriori ne semblaient pas fortement influencées par les distributions de probabilité a priori. La distribution de probabilité a posteriori pour la pente était très semblable à la distribution de probabilité a priori (figure 17), ce qui signifie que les données disponibles contiennent peu d'information sur ce paramètre. Cela est fréquent dans de nombreuses évaluations des stocks et a également été noté dans les évaluations précédentes des stocks pour les zones 5AB et 5CD (Forrest et al. 2015). La sensibilité à la distribution a priori présumée pour la pente est mise à l'essai dans la section 7.

Les estimations de probabilité a posteriori de $\ln(M)$ avaient tendance à être inférieures aux valeurs a priori (figure 17), avec une estimation de la médiane a posteriori de $0,346 \text{ a}^{-1}$, une valeur légèrement inférieure à l'estimation de la médiane a posteriori de $0,393 \text{ a}^{-1}$ obtenue par Forrest et al. (2015) pour le stock de la zone 5CD. Comme il a été mentionné précédemment, Forrest et al. (2015) ont signalé que les estimations a posteriori de M étaient fortement influencées par l'ajustement aux données sur l'indice de l'abondance. De ce fait, la valeur présumée de σ_O a probablement une plus grande influence sur les estimations de M que la distribution de probabilité a priori de $\ln(M)$. Cette question est abordée de manière plus détaillée dans la section 7.

Les paramètres de mise à l'échelle du relevé (q_k) étaient fortement corrélés positivement l'un avec l'autre, en particulier pour les deux relevés synoptiques q_2 et q_3 sur la figure 18, qui affichaient une corrélation linéaire. Cela implique qu'une modification de la distribution de probabilité a priori pour l'un de ces paramètres aura un effet important sur l'autre et, par conséquent,

sur l'échelle de la biomasse estimée dans le modèle. Étant donné que les deux relevés synoptiques sont le plus souvent effectués les mêmes années, le modèle semble avoir eu peu de latitude pour modifier le ratio de leurs échelles relatives (voir la section 7). Les paramètres de mise à l'échelle des relevés affichaient une corrélation négative avec M . R_0 était également corrélé négativement avec M , ce qui montre que les données contiennent des renseignements limités pour différencier une petite population productive d'une autre, plus nombreuse et moins productive (figure 18). La distribution a posteriori estimée pour la valeur de q dans le bassin de la Reine-Charlotte sortait largement de la distribution a priori, tandis que la distribution a posteriori du paramètre de mise à l'échelle pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate était décalé, mais encore dans les limites de la distribution a priori (figure 17). Ces résultats montrent que la distribution a priori pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte pourrait ne pas convenir pour cette combinaison espèce/relevé, surtout compte tenu de la forte corrélation linéaire entre les deux relevés synoptiques (q_2 et q_3 sur la figure 18).

Les estimations des points de référence et des points de repère sont présentées dans le tableau 9.

La médiane de la biomasse estimée a posteriori B_t (avec un intervalle de crédibilité de 95 %) est illustrée sur la figure 19, et les valeurs sont indiquées dans le tableau 10. Il convient de souligner la diminution de la biomasse estimée depuis 2011, qui contraste avec l'évaluation de 2013 (Forrest et al. 2015, leur figure 16), qui projetait une augmentation de la biomasse pour 2014. Dans la présente évaluation, cette baisse est attribuable à une tendance à la baisse dans les relevés synoptiques depuis 2013, ainsi qu'à l'indice des CPUE modernes (figure 14). Il convient également de noter l'estimation plus faible, comparativement à l'évaluation précédente, de B_0 , qu'on estime maintenant inférieure à la biomasse de la population de 1956, avec un intervalle de confiance plus petit (figure 19). Cette réduction est attribuable au changement structurel apporté dans la présente évaluation, où tous les paramètres de recrutement moyen sont maintenant établis à la même valeur estimée (voir la section 3), et peut aussi être fonction de la diminution de la biomasse causée par la baisse des indices de la biomasse.

La médiane de la biomasse relative estimée a posteriori (B_t/B_0) (avec un intervalle de crédibilité de 95 %) est présentée sur la figure 20 et dans le tableau 11. La figure 21 et le tableau 12 montrent la médiane des écarts estimés a posteriori entre les recrues d'âge-2 et le recrutement (avec un intervalle de crédibilité de 95 %). On estime que le recrutement est inférieur à la moyenne depuis 1990, avec des écarts de recrutement négatifs depuis 2010, ce qui est probablement la principale raison pour laquelle ce stock ne se porte pas bien, malgré les faibles mortalités par pêche estimées (figure 22).

La médiane de la mortalité par pêche estimée a posteriori (F_t) est illustrée sur la figure 22. La mortalité par pêche en 2017 était faible comparativement à la période historique, avec une médiane a posteriori estimée à $0,03 \text{ a}^{-1}$ (tableaux 9 et 13).

Nous avons effectué une analyse rétrospective, en retirant de manière séquentielle les données de l'année finale pendant quatre ans pour montrer les effets des données de chaque année (figure 23). Les résultats indiquent clairement les effets des relevés synoptiques biennaux sur les estimations terminales de la biomasse. L'élimination de quatre années de données a ramené le modèle à son état de 2013, avec une augmentation de la biomasse telle qu'elle avait été projetée dans l'évaluation précédente pour le stock de la zone 5CD (Forrest et al. 2015). L'ajout des données de 2014 a eu peu d'effet sur le modèle, car il n'y a pas eu de relevés dans les zones 5AB ou 5CD en 2014. Toutefois, l'ajout des données de 2015 a entraîné une diminution de la biomasse terminale estimée en raison d'une chute importante de l'indice du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate de 2015 (figure 14).

6.2 ZONE 3CD : CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

Le modèle semblait avoir convergé (figure 24) et l'autocorrélation a posteriori était mineure pour la plupart des paramètres (figure 25). La valeur de $\hat{R}$ était de 1,00 pour tous les paramètres (tableau 15).

Le modèle de densité a posteriori maximale (DPM) est ajusté aux quatre indices de l'abondance présentés sur la figure 26. Le modèle était assez étroitement ajusté aux deux indices indépendants de la pêche (figure 26 a et d), mais pas aux points de données de 2012 du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver. De même, il a suivi les principales tendances des deux indices des CPUE, mais n'a pas reflété tous les pics (figure 26 b et c).

Comme dans le cas de la zone 5ABCD, le modèle avait tendance à être sous-ajusté à la moyenne du poids annuel moyen dans la pêche commerciale (figure 27). Les effets des autres valeurs de σ_W sont évalués dans la section 7.

L'ajustement du modèle aux prises commerciales totales est illustré sur la figure 28.

Les distributions de probabilité a posteriori des paramètres estimés sont présentées sur la figure 29 et dans le tableau 15. Les estimations de la médiane et des 2,5th et 97,5th centiles des paramètres a posteriori et celles de la densité a posteriori maximale (DPM) sont indiquées dans le tableau 15. Comme dans le cas de la zone 5ABCD, à l'exception de la pente, les estimations a posteriori ne semblaient pas fortement influencées par les distributions de probabilité a priori. La distribution de probabilité a posteriori pour la pente était cependant très semblable à la distribution de probabilité a priori (figure 29), ce qui signifie que les données disponibles contiennent peu d'information sur ce paramètre. La sensibilité à la distribution a priori présumée pour la pente est mise à l'essai dans la section 7.

Comme pour la zone 5ABCD, les estimations de probabilité a posteriori de $\ln(M)$ avaient tendance à être inférieures aux valeurs a priori (figure 29), avec une estimation de la médiane a posteriori de $0,413 \text{ } \sigma^{-1}$, supérieure à l'estimation de la médiane a posteriori de $0,346 \text{ } \sigma^{-1}$ obtenue pour le stock de la zone 5ABCD (tableau 15) et très semblable à la valeur de $0,42 \text{ } \sigma^{-1}$ obtenue par Sinclair et al. (2001) pour le stock de la zone 3CD.

Les paramètres de mise à l'échelle du relevé (q_k) étaient fortement corrélés positivement l'un avec l'autre (figure 30). Comme pour la zone 5ABCD, les paramètres de mise à l'échelle des relevés affichaient une corrélation négative avec M , ce qui montre que les données contiennent des renseignements limités pour différencier une petite population productive d'une autre, plus nombreuse et moins productive (figure 30). Il est intéressant de noter la corrélation positive entre R_0 et M . Comme pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, la distribution a posteriori estimée pour le paramètre de mise à l'échelle du relevé synoptique sur la COIV sortait de la distribution a priori (figure 29).

Les estimations des points de référence et des points de repère sont présentées dans le tableau 16.

La médiane de la biomasse estimée a posteriori B_t (avec un intervalle de crédibilité de 95 %) est illustrée sur la figure 31, et les valeurs sont indiquées dans le tableau 17. On estime que la biomasse suit une trajectoire à la baisse depuis 2015, qui fait suite à la tendance à la hausse par rapport à un faible niveau historique entre 1998 et 2014. On estime que l'abondance du stock a augmenté depuis 2008, ce qui correspond à une tendance à la hausse de l'abondance observée dans le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver depuis 2010, ainsi qu'à une augmentation générale de l'indice des CPUE modernes depuis 2008 (figure 26). Le repli de la biomasse estimée en 2017 correspond à une légère baisse de l'indice du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver et à une forte diminution de l'indice des CPUE modernes en

2017.

La médiane de la biomasse relative estimée a posteriori (B_t/B_0) (avec un intervalle de crédibilité de 95 %) est présentée sur la figure 32 et dans le tableau 18. La figure 33 et le tableau 19 montrent la médiane des écarts estimés a posteriori entre les recrues d'âge-2 et le recrutement (avec un intervalle de crédibilité de 95 %). On estime que le recrutement a été inférieur à la moyenne la plupart des années depuis deux décennies, avec des pics au-dessus de la moyenne en 2009, 2013 et 2014.

La médiane de la mortalité par pêche estimée a posteriori (F_t) est illustrée sur la figure 34. On estime que la mortalité par pêche en 2017 est très faible, avec la médiane a posteriori estimée à $0,01 \text{ a}^{-1}$ (tableaux 16 et 20), ce qui reflète les faibles prises au cours de la dernière décennie. (figure 16) et une croissance apparente de la biomasse (figure 31).

Nous avons effectué une analyse rétrospective, en retirant de manière séquentielle les données de l'année finale pendant quatre ans pour montrer les effets des données de chaque année (figure 35). Les résultats n'étaient pas aussi systématiques que pour la zone 5ABCD (figure 35) et l'ampleur relative du biais était plus petite. L'effet le plus important a été l'ajout des données de 2017, qui a entraîné un décalage sensible de l'estimation de la biomasse terminale, fort probablement en raison de la baisse importante de l'indice des CPUE modernes en 2017 (figure 26).

7 ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Nous présentons un certain nombre d'analyses de sensibilité pour montrer l'influence de certaines sources de données, des paramètres fixes et des distributions de probabilité a priori sur les résultats du modèle pour les modèles du scénario de référence dans les zones 5ABCD et 3CD. Les distributions de probabilité a priori pour les paramètres avancés sont indiquées dans les tableaux 4 et 5. Les paramètres fixes sont fournis à la section 5.

Pour les deux stocks, nous avons testé la sensibilité des sorties du modèle aux données et hypothèses suivantes :

1. L'inclusion d'une interaction lieu-année comme effet aléatoire dans les données des CPUE commerciales (période historique : avant 1996 et période moderne : après 1995)
2. L'inclusion des indices des CPUE commerciales pour les périodes historique et moderne
3. L'inclusion de l'indice du relevé triennal du NMFS pour la zone 3CD
4. La distribution de probabilité a priori pour $\ln(q)$
5. La distribution de probabilité a priori pour $\ln(M)$
6. La distribution de probabilité a priori pour la pente
7. L'hypothèse d'une sélectivité en lame de couteau et de la maturité à l'âge de 2 ans
8. Les paramètres de croissance mis à jour
9. La valeur fixe présumée de l'erreur d'observation σ_O
10. La valeur fixe présumée de σ_R
11. La valeur fixe présumée de σ_W
12. L'influence des données annuelles sur le poids moyen annuel avant 1996
13. L'hypothèse selon laquelle les données sur les prises avant 1996 sont parfaitement connues

Les résultats sont présentés dans les rubriques ci-après. Pour toutes les analyses de sensibilité, comme pour les modèles du scénario de référence, des échantillons a posteriori ont été tirés à chaque 5 000e itération d'une chaîne longue de 10 millions, ce qui a donné 2 000 échantillons a posteriori. Les 1 000 premiers échantillons ont été omis pour permettre un rodage suffisant.

7.1 SC 1B ET SC 1C. EXCLUSION D'UNE INTERACTION LIEU-ANNÉE COMME EFFET ALÉATOIRE DANS LES INDICES DES CPUE COMMERCIALES

Les modèles de scénario de référence ont été ajustés aux indices historiques et modernes des CPUE commerciales qui englobaient une interaction lieu-année comme effet aléatoire (voir l'annexe B, les équations B.1 à B.5). Deux analyses de sensibilité illustrent l'effet de l'omission du terme de l'interaction lieu-année (équation B.4) dans les indices historiques et modernes :

Sc 1b. Utiliser les équations sans le terme de l'interaction pour créer les indices des CPUE pour les périodes historique et moderne. Utiliser les CV annuels résultant de l'analyse comme termes de pondération annuelle dans la fonction objective du modèle de type différence-délai (équations D.24, D.25).

Sc 1c. Utiliser les équations sans le terme de l'interaction pour créer les indices des CPUE pour les périodes historique et moderne **et** doubler les CV annuels résultant de l'analyse. Entrer les CV doublés comme termes de pondération dans la fonction objective du modèle de type différence-délai (équations D.24, D.25).

Le scénario 1c a été effectué parce que les CV annuels des indices des CPUE dans lesquels les interactions lieu-année étaient omises étaient très faibles (moins de 0,1 certaines années). Les CV annuels ont été doublés pour répondre aux préoccupations selon lesquelles la fonction objective du modèle de type différence-délai aurait peut-être accordé trop de poids aux indices des CPUE.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 36 à 39 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 66 à 69 pour la zone 3CD. L'élimination de l'interaction de l'effet aléatoire lieu-année n'a pas eu d'incidence majeure sur les valeurs a posteriori de la biomasse, du recrutement ou de la mortalité par pêche. Parmi ces analyses de sensibilité, c'est l'élimination de l'interaction de l'effet aléatoire lieu-année sans doubler artificiellement le CV qui a eu l'effet le plus important - cette analyse de sensibilité a légèrement abaissé l'estimation absolue de la biomasse et a quelque peu rétréci les intervalles de crédibilité.

7.2 SC 1D À 1F. EXCLUSION DES INDICES DES CPUE COMMERCIALES

Une analyse de sensibilité a été effectuée en retirant l'indice des CPUE modernes entièrement du modèle (Sc 1d). Elle visait à répondre aux préoccupations selon lesquelles les CPUE de la période après la mise en place des QIB (après 1995) pourraient ne pas être un bon indice de l'abondance, puisque certains capitaines ont déclaré éviter la morue du Pacifique lorsque les quotas étaient bas, surtout dans la zone 5AB (Forrest et al. 2015). À des fins de comparaison, on a retiré l'indice des CPUE historiques pour illustrer son effet sur la sortie du modèle (Sc 1e). Enfin, pour montrer l'influence globale des données des CPUE commerciales sur les résultats du modèle, on a retiré les deux indices des CPUE commerciales (Sc 1f) :

Sc 1d. Retirer du modèle l'indice des CPUE modernes. L'indice historique inclut le terme d'interaction lieu-année comme effet aléatoire.

Sc 1e. Retirer du modèle l'indice des CPUE historiques. L'indice moderne inclut le terme d'interaction lieu-année comme effet aléatoire.

Sc 1f. Retirer du modèle les deux indices des CPUE.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 36 à 39 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 66 à 69 pour la zone 3CD. Pour plus de clarté, les trajectoires de la biomasse sans les Sc 1e et 1f sont indiquées sur les figures 37 et 67.

Le retrait du modèle de l'indice des CPUE modernes a eu peu d'effet sur les valeurs a posteriori de la biomasse, du recrutement ou de la mortalité par pêche (figures 37 et 67). Toutefois, l'élimination de l'indice des CPUE historiques a eu un effet important sur les estimations a posteriori - en particulier les estimations de la biomasse -, en rehaussant considérablement les estimations de la biomasse avant 1970 environ (figures 36 et 66). Forrest et al. (2015) ont noté une forte influence semblable des CPUE historiques, et ont inclus une passe du modèle sans CPUE dans leurs tableaux de décision fondés sur la moyenne des modèles.

7.3 SC 1G. EXCLUSION DE L'INDICE DU RELEVÉ TRIENNAL DU NMFS POUR LA ZONE 3CD

Une analyse de sensibilité a été effectuée, pour la zone 3CD uniquement, en retirant du modèle l'indice du relevé triennal du NMFS :

Sc 1g (zone 3CD uniquement). Retirer du modèle l'indice du relevé triennal du NMFS.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont incluses sur les figures 67 à 69. Il y a eu très peu d'incidence sur la trajectoire de la biomasse par rapport au scénario de référence dans cette analyse de sensibilité.

7.4 SC 2A ET 2B. DISTRIBUTION DE LA PROBABILITÉ A PRIORI POUR LES PARAMÈTRES D'ÉCHELLE DES RELEVÉS (CAPTURABILITÉ)

Six analyses de sensibilité sont présentées pour la zone 5ABCD afin d'illustrer l'effet des distributions de probabilité a priori normales supposées pour $\ln(q)$ pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate (voir les détails du scénario dans les sections 5.4.1 et 5.4.2) :

Sc 2a. La moyenne de la valeur a priori pour le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte a été fixée à la même moyenne que celle du relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, puis a été calculée au prorata des superficies relatives, c.-à-d. moyenne de $\ln(q) = \ln(0,1869\ 0,65)$.

Sc 2b. Aucune valeur a priori n'a été utilisée pour q pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et du détroit d'Hécate.

Quatre analyses supplémentaires ont été effectuées pour encadrer l'incertitude considérable de l'échelle du stock.

Sc 2c. Les moyennes des valeurs a priori des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont été établies à $\ln(0,5)$, puis ont ensuite été cal-

culées au prorata des superficies relatives, c.-à-d. : pour le bassin de la Reine-Charlotte : moyenne de $\ln(q) = \ln(0,5 \cdot 0,65)$; et pour le détroit d'Hécate : moyenne de $\ln(q) = \ln(0,5 \cdot 0,35)$.

Sc 2d. Les moyennes des valeurs a priori des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont été établies à $\ln(1)$, puis calculées au prorata des superficies relatives, c.-à-d. : pour le bassin de la Reine-Charlotte : moyenne de $\ln(q) = \ln(0,65)$; et pour le détroit d'Hécate : moyenne de $\ln(q) = \ln(0,35)$.

Sc 2e. Les ET des valeurs a priori des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont été fixées à 0,6.

Sc 2f. Les ET des valeurs a priori des relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont été fixées à 1,0.

Pour la zone 3CD, six analyses de sensibilité illustrent l'effet de la distribution de probabilité a priori normale présumée pour $\ln(q)$ pour le relevé synoptique sur la COIV :

Sc 2a. L'écart-type du relevé synoptique sur la COIV a été fixé au même ET que la valeur estimée par Edwards et al. (2013) pour le sébaste à longue mâchoire : ET = 0,448.

Sc 2b. Aucune valeur a priori n'a été utilisée pour q pour le relevé synoptique sur la COIV.

Comme pour la zone 5ABCD, quatre analyses supplémentaires ont été effectuées pour encadrer l'incertitude considérable de l'échelle du stock.

Sc 2c. La moyenne de la valeur a priori du relevé synoptique sur la COIV a été établie à $\ln(0,5)$.

Sc 2d. La moyenne de la valeur a priori du relevé synoptique sur la COIV a été établie à $\ln(1)$.

Sc 2e. L'ET de la valeur a priori du relevé synoptique sur la COIV a été établi à 0,6.

Sc 2f. L'ET de la valeur a priori du relevé synoptique sur la COIV a été établi à 1,0.

Les modèles étaient modérément sensibles au choix des paramètres utilisés pour la valeur a priori normale de $\ln(q)$ (Sc 2a; figures 40 et 70). Dans un souci de clarté, les trajectoires estimées de la biomasse sans le Sc 2b sont fournies pour la zone 3Cd sur la figure 71. En gros, la diminution de la valeur de la moyenne (zone 5ABCD) ou l'augmentation de la variance (zone 3CD) a donné des estimations plus basses de q (tableaux 21 et 31), ce qui donne lieu à des estimations plus importantes de la biomasse (figures 40 et 71) et du recrutement (figures 41 et 72).

En particulier, l'élimination de la valeur a priori informative dans le Sc 2b a produit des estimations très faibles de q pour ces relevés (tableaux 22 et 32), ce qui a donné lieu à des estimations très élevées et incertaines de la biomasse (figures 40 et 70) et du recrutement (figures 41 et 72). Cette tendance était extrêmement prononcée pour la zone 3CD (tableau 32 et sur la figure 70). Pour les deux zones, l'augmentation des estimations de la biomasse a entraîné une diminution des estimations de F_t (figures 42 et 73).

Compte tenu de la sensibilité du modèle aux valeurs a priori présumées pour $\ln(q)$ du relevé, ainsi que de la tendance des estimations à produire des valeurs très faibles sans contrainte a priori, il semble justifié d'utiliser une distribution de probabilité a priori étayée par des évaluations structurées selon l'âge pour les espèces de poisson de fond capturées dans les mêmes zones avec le même engin, même si ces estimations dépendent des hypothèses inhérentes à ces

modèles. Il faudrait considérer la valeur q du relevé synoptique comme une source majeure d'incertitude dans cette évaluation, et nous suggérons d'inclure le scénario 2a (les deux zones) dans l'ensemble des modèles pour les tableaux de décision fondés sur la moyenne des modèles (section 9).

7.5 SC 3A À 3C. DISTRIBUTION DE PROBABILITÉ A PRIORI POUR M

Trois analyses de sensibilité sont présentées pour illustrer l'effet des paramètres de la distribution a priori normale présumée pour $\ln(M)$:

Sc 3a. La moyenne a été maintenue à la valeur de 0,5 du scénario de référence, tandis que l'écart-type a été relevé à 0,2.

Sc 3b. La moyenne a été réduite à 0,4 et l'écart-type a été maintenu à la valeur de 0,1 du scénario de référence.

Sc 3c. La moyenne a été réduite à 0,4 et l'écart-type a été augmenté à 0,2.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 43 à 45 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 74 à 76 pour la zone 3CD. Les estimations des paramètres ainsi obtenues sont indiquées dans les tableaux 23 à 25 pour la zone 5ABCD et dans les tableaux 33 à 35 pour la zone 3CD.

Pour la zone 5ABCD, les estimations a posteriori médianes respectives de M pour les scénarios 3a, 3b et 3c étaient de $0,324 \text{ } a^{-1}$, $0,287 \text{ } a^{-1}$ et $0,298 \text{ } a^{-1}$. Ces valeurs sont à comparer à l'estimation a posteriori médiane du scénario de référence de $M = 0,346 \text{ } a^{-1}$.

Pour la zone 3CD, les estimations a posteriori médianes respectives de M pour les scénarios 3a, 3b et 3c étaient de $0,392 \text{ } a^{-1}$, $0,391 \text{ } a^{-1}$ et $0,398 \text{ } a^{-1}$. Ces valeurs sont à comparer à l'estimation a posteriori médiane du scénario de référence de $M = 0,413 \text{ } a^{-1}$.

Pour la zone 5ABCD, toutes les analyses de sensibilité ont donné des estimations de la biomasse inférieures à celles du modèle du scénario de référence (figure 43), ce qui n'était pas surprenant puisqu'elles avaient toutes des estimations de la médiane postérieure inférieures à M . Les différences dans l'estimation de la biomasse entre les scénarios étaient plus faibles pour la zone 3CD, même si toutes étaient légèrement inférieures à celles du modèle du scénario de référence (figure 74).

Nous suggérons d'inclure le scénario 3b (les deux zones) dans l'ensemble de modèles pour les tableaux de décision fondés sur la moyenne des modèles (section 9), car c'est ce scénario qui a généré la plus grande différence dans la biomasse estimée dans les deux zones.

7.6 SC 4A ET SC 4B. DISTRIBUTION DE PROBABILITÉ A PRIORI POUR LA PENTE

Deux analyses de sensibilité ont été effectuées pour illustrer l'effet de la distribution de probabilité a priori supposée pour la pente dans le modèle du scénario de référence :

Sc 4a. Utiliser une valeur a priori uniforme pour la pente, fixée entre 0,21 et 0,999.

Sc 4b. Utiliser une valeur a priori bêta pour la pente avec la moyenne = 0,85 et l'écart-type = 0,15.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 46

à 48 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 77 à 79 pour la zone 3CD. Les estimations des paramètres ainsi obtenues sont indiquées dans les tableaux 26 à 27 pour la zone 5ABCD et dans les tableaux 36 à 37 pour la zone 3CD.

Pour la zone 5ABCD, les estimations a posteriori médianes respectives de h pour les scénarios 4a et 4b étaient de 0,479 et de 0,883. Pour la zone 3CD, les estimations a posteriori médianes respectives de h pour les scénarios 4a et 4b étaient de 0,497 et de 0,889. Ces valeurs ont été comparées à celles de 0,744 pour le scénario de référence de la zone 5ABCD et de 0,747 pour le scénario de référence de la zone 3CD.

Malgré la très grande fourchette des estimations a posteriori médianes de h parmi les scénarios pour les deux zones, il n'y avait presque aucun effet perceptible sur la biomasse et le recrutement estimés, particulièrement pour la zone 3CD (figures 46 et 77). L'insensibilité du modèle à la distribution de probabilité a priori pour h explique en partie pourquoi la distribution de probabilité a posteriori correspondait si étroitement à la valeur a priori pour les deux modèles (figures 17 et 29).

Les différences de sensibilité du modèle à la valeur a priori pour h dans la présente évaluation par rapport à l'évaluation précédente pour la zone 5CD peuvent s'expliquer par des changements dans le traitement du recrutement moyen. Le modèle utilisé dans Forrest et al. (2015) estimait R_0 comme un paramètre distinct du recrutement annuel moyen (R_{Avg}). Par conséquent, lorsque Forrest et al. (2015) ont testé une valeur a priori uniforme de h , alors que les estimations de la biomasse n'étaient pas touchées, leurs estimations a posteriori de B_0 sont devenues très élevées (Forrest et al. 2015, leurs figures 33 et 34). Ils ont décrit une piètre convergence du modèle pour la plupart des paramètres et ont noté que la tendance du modèle à échantillonner des estimations très faibles de la pente coïncidait avec les estimations très élevées de $\ln(R_0)$. On peut en déduire que les données contenaient très peu d'information pour estimer un paramètre distinct $\ln(R_0)$ en l'absence de données sur la composition selon l'âge, ce qui suggère qu'il peut être préférable de combiner le recrutement moyen et le recrutement non exploité, comme cela a été fait dans la présente évaluation.

7.7 SC 5A ET 5B. L'HYPOTHÈSE D'UNE SÉLECTIVITÉ EN LAME DE COUTEAU ET DE LA MATURITÉ À L'ÂGE DE 2 ANS ET LES EFFETS DE MISE À JOUR DES PARAMÈTRES DE CROISSANCE

Les modèles de type différence-délai du scénario de référence supposaient une sélectivité en lame de couteau et une maturité à l'âge de 2 a (c.-à-d. âge au recrutement $k = 2$, tableau D.1). D'après une nouvelle analyse des données sur l'âge et la maturité, l'âge à 50 % de maturité pourrait se rapprocher de 3 a pour la morue du Pacifique en Colombie-Britannique (annexe C). Une analyse de sensibilité (Sc 5a) a été effectuée pour illustrer l'effet de l'hypothèse que les poissons recrutent et arrivent à maturité à l'âge de 3 a :

Une autre analyse de sensibilité (Sc 5b) a été réalisée pour montrer les effets du retour aux paramètres de croissance de von Bertalanffy utilisés dans les évaluations antérieures de la zone 5CD (Sinclair and Starr 2005, Forrest et al. 2015), qui ont également été utilisés par Sinclair et al. (2001) dans la dernière évaluation de la zone 3CD. Ces évaluations antérieures des stocks utilisaient les paramètres de von Bertalanffy que Westrheim (1996) a indiqués pour la zone 3CD ($L_{inf} = 89,48$ cm; $K_{VB} = 0,307$ a^{-1} ; et $a_0 = -0.116$ a).

La présente évaluation de la zone 5ABCD a utilisé les valeurs des paramètres de croissance des femelles estimées à l'annexe C à l'aide des données sur l'âge et la longueur des relevés

synoptiques dans le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte ($L_{inf} = 99,07$ cm; $K_{VB} = 0,185$ a⁻¹; et $a_0 = -0,832$ a). La présente évaluation de la zone 3CD a utilisé les valeurs des paramètres de croissance des femelles estimées à l'annexe C à l'aide des données sur l'âge et la longueur du relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver ($L_{inf} = 83,29$ cm; $K_{VB} = 0,266$ a⁻¹; et $a_0 = -0,572$ a). Pour les deux zones, les nouvelles valeurs du taux de croissance K_{VB} étaient beaucoup plus basses que celles utilisées dans les évaluations précédentes. Le modèle de type différence-délai du scénario 5b a utilisé les paramètres de Ford-Walford W_k , α_g and ρ_g tirés des paramètres de croissance précédents utilisés dans (Sinclair et al. 2001, Sinclair and Starr 2005, Forrest et al. 2015).

En résumé, les deux nouveaux scénarios sont les suivants :

Sc 5a. Fixer $k = 3a$ et mettre à jour le poids au recrutement W_k et les paramètres de Ford-Walford en conséquence.

Sc 5b. Exécuter le modèle en utilisant les paramètres de croissance de von Bertalanffy appliqués dans l'évaluation précédente des stocks (Forrest et al. 2015).

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 49 à 51 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 80 à 82 pour la zone 3CD. Les figures 52 et 83 illustrent la moyenne du poids moyen annuel dans la pêche commerciale pour les scénarios 5a et 5b.

Comme on pouvait s'y attendre, le modèle de la zone 5ABCD était sensible à la fois à l'âge à la sélectivité en lame de couteau et aux paramètres de croissance (figure 49). Pour le scénario 5a, le modèle a estimé une biomasse beaucoup plus faible, surtout pour la période historique. Cela n'est pas surprenant puisque ce scénario n'inclut pas les poissons de 2 ans. L'ajustement à la moyenne du poids moyen annuel pour le scénario 5a (figure 52 a) était meilleur pour la partie historique de la série chronologique que pour le modèle du scénario de référence, qui avait tendance à être beaucoup moins bien ajusté certaines années (figure 15). Toutefois, il ne faut pas oublier qu'avant 1996, de nombreuses observations de petits poissons étaient absentes des données commerciales sur la longueur car seuls les poissons débarqués étaient mesurés (annexe C et Forrest et al. (2015), leur Appendix C). De ce fait, le modèle du scénario de référence actuel estime les poids moyens qui étaient probablement présents dans les prises, mais qui n'ont pas été consignés.

Pour le scénario 5b dans la zone 5ABCD, les estimations de la biomasse étaient inférieures à celles du scénario de référence, particulièrement pour la période historique (figure 49), avec des pics de biomasse plus bas dans les années 1970 et 1990. Le taux de croissance de von Bertalanffy utilisé par Forrest et al. (2015) et Sinclair and Starr (2005) était plus élevé que celui du modèle du scénario de référence, ce qui dénote un stock plus productif. On pourrait donc expliquer les pics marqués des prises par la diminution de la biomasse dans le scénario 5b, en raison de la plus grande productivité des stocks. Les estimations récentes de la biomasse étaient toutefois plus semblables au scénario de référence (figure 49). Les ajustements à la moyenne du poids moyen annuel pour le scénario 5b (figure 52 b) étaient semblables à ceux du modèle du scénario de référence (figure 15).

Pour la zone 3CD, les résultats étaient généralement semblables à ceux de la zone 5ABCD, même si les différences de biomasse entre le scénario de référence et les deux scénarios étaient plus marquées (figure 80). L'ajustement aux données sur la moyenne du poids moyen annuel était très mauvais pour le scénario 5a, et assez semblable au modèle du scénario de

référence pour le scénario 5b (figure 83). Comme pour la zone 5ABCD, le taux de croissance utilisé dans le modèle du scénario de référence était inférieur à celui utilisé dans le scénario 5b. Par conséquent, le modèle devait expliquer les prises d'une population moins productive ayant une biomasse historique plus forte.

7.8 SC 6A À 6C. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE L'ERREUR D'OBSERVATION σ_O

Le paramètre d'erreur d'observation σ_O a été fixé à 0,2 dans les modèles du scénario de référence (section 5.5). Trois analyses de sensibilité ont été effectuées pour examiner les répercussions de la modification de cette valeur :

Sc 6a. Fixer $\sigma_O = 0,10$.

Sc 6b. Fixer $\sigma_O = 0,15$.

Sc 6c. Fixer $\sigma_O = 0,25$.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 53 à 55 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 84 à 86 pour la zone 3CD.

Comme on s'y attendait, la diminution de la valeur de σ_O s'est traduite par des ajustements plus étroits aux indices de l'abondance dans les deux zones (figures 60 et 88). Dans la zone 5ABCD, la réduction de σ_O a également entraîné une diminution de la biomasse historique estimée, en particulier dans le scénario 6a, même si les estimations récentes de la biomasse étaient semblables entre les scénarios (figure 53). Dans la zone 3CD, les résultats étaient moins prononcés (figure 84), avec des ajustements des indices plus semblables entre les scénarios (figure 88).

Les paramètres de productivité M et h étaient sensibles aux changements de σ_O , tout comme les paramètres d'échelle R_0 et les paramètres de capturabilité q (tableaux 28 à 30 pour la zone 5ABCD et tableaux 38 à 40 pour la zone 3CD).

7.9 SC 6C. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE L'ERREUR DE TRAITEMENT σ_R

Le paramètre d'erreur de traitement σ_R a été fixé à 0,8 dans les modèles du scénario de référence (section 5.5) car ce stock semble avoir connu un recrutement très variable depuis le début de la pêche. Une analyse de sensibilité a été réalisée pour vérifier l'effet de l'augmentation de la valeur présumée de σ_R :

Sc 6d. Fixer $\sigma_R = 1,0$.

Il y avait très peu de différences perceptibles dans l'estimation de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche entre le modèle du scénario de référence et le scénario 6d (figures 53 à 55 pour la zone 5ABCD et figures 84 à 86 pour la zone 3CD).

7.10 SC 7A. VALEUR FIXE PRÉSUMÉE DE σ_W

Compte tenu des incertitudes liées à l'interprétation de la série chronologique du poids moyen (voir la section 5) et à sa capacité de fournir des renseignements directs pour la mise à l'échelle de l'effectif de la population, deux analyses de sensibilité ont été effectuées pour illustrer l'effet de la valeur fixe de σ_W :

Sc 7a. Fixer $\sigma_W = 0,4$.

Sc 7b. Fixer $\sigma_W = 0,15$.

Les estimations a posteriori ainsi obtenues de la biomasse, du recrutement et de la mortalité par pêche par rapport aux modèles du scénario de référence sont représentées sur les figures 61 à 63 pour la zone 5ABCD, et sur les figures 91 à 93 pour la zone 3CD.

L'augmentation de σ_W dans le scénario 7a a entraîné une réduction importante de la biomasse estimée dans les deux zones (figures 61 et 91), mais des ajustements très mauvais aux données sur la moyenne du poids moyen annuel (figures 64 a et 94 a). La diminution de σ_w dans le scénario 7b n'a pas eu d'effet notable sur la biomasse prévue (figures 61 et 91) ou sur les ajustements aux données sur le poids moyen (figures 64 b et 94 b).

7.11 SC 7C. INFLUENCE DU POIDS MOYEN ANNUEL HISTORIQUE DANS LES PRISES COMMERCIALES

On sait que les données sur le poids moyen annuel étaient biaisées avant 1996 en raison du manque d'échantillons de poissons rejetés en mer. Pour les deux stocks, on a procédé à une analyse de sensibilité en retirant les données sur le poids moyen annuel antérieures à 1996, afin d'illustrer leur influence sur le modèle.

Sc 7c. Retirer les données sur le poids moyen annuel observé avant 1996.

Ce scénario est essentiellement un cas plus extrême de Sc 7a. La suppression des données sur le poids moyen avant 1996 a entraîné des estimations beaucoup plus faibles de la biomasse (figures 61 and 91), surtout dans les premières parties de la série chronologique. Notamment pour la zone 5ABCD, la suppression de ces données a également donné lieu à un pic implausiblement important ($> 15 /y$) dans l'intervalle crédible de mortalité par pêche en 1991 (figure 63). Pour la zone 3CD, il y a eu d'importants pics de mortalité par pêche estimative tout au long de la période historique (figure 93).

7.12 SC 8A ET 8B. EFFET DE L'HYPOTHÈSE DES PRISES HISTORIQUES PARFAITEMENT CONNUES

Pour chaque stock, deux analyses de sensibilité ont été effectuées, dans lesquelles les données sur les prises commerciales d'avant 1996 ont été gonflées d'une quantité fixe. Cela visait principalement à encadrer l'incertitude du modèle attribuable à l'incertitude entourant les rejets historiques et, dans une moindre mesure, les prises étrangères au début de la série chronologique. Ces scénarios ne cherchent pas à représenter des estimations réelles des rejets historiques, qui sont recommandées à titre d'important domaine pour les recherches futures.

Sc 8a. Gonfler les prises d'avant 1996 de 25 %.

Sc 8b. Gonfler les prises d'avant 1996 de 50 %.

Comme prévu, le gonflement des données historiques sur les prises commerciales a gonflé les estimations de la biomasse historique d'une ampleur semblable (figures 65 and 95), car les modèles avaient besoin de plus de biomasse pour expliquer les prises observées. Nous notons que les participants de l'industrie du RRP estimaient que les rejets non déclarés n'étaient pas importants pour cette espèce en raison de la nature des activités de pêche pendant la période historique.

8 MODÈLE COMPOSITE COMBINÉ

La réunion régionale d'examen par les pairs tenue en octobre 2018 portait sur le modèle du scénario de référence et la série de passages de sensibilité décrits ci-dessus. Les participants sont arrivés à la conclusion qu'aucun modèle ne représentait adéquatement l'incertitude associée à cette évaluation des stocks. Par conséquent, les participants à la réunion ont convenu d'adopter une approche qui combine les passages de modèle en vue d'inclure un plus grand éventail d'incertitudes plausibles associées à cette espèce dans chaque zone.

Forrest et al. (2015) ont utilisé une approche de calcul de la moyenne des modèles pour préparer des tableaux de décision fondés sur des échantillons a posteriori combinés provenant de plusieurs scénarios de sensibilité différents. Ils cherchaient ainsi à résoudre certaines des principales incertitudes insolubles associées à l'évaluation des stocks. Une approche semblable a été utilisée pour l'évaluation de 2011 du merlu du Pacifique (Stewart et al. 2011), où deux modèles d'évaluation des stocks structurellement différents ont été jugés tout aussi plausibles par le comité scientifique et statistique du Pacific Fishery Management Council. Une approche « d'ensemble » similaire est appliquée dans les évaluations annuelles du flétan du Pacifique, pour lesquelles quatre modèles structurellement distincts sont utilisés lors de la préparation des tableaux de décision (Stewart and Hicks 2016). Deux évaluations récentes des stocks de poissons de fond de la Colombie-Britannique (sébastolobe à courtes épines (Starr and Haigh 2017) et goberge de l'Alaska (Starr and Haigh 2020)), qui étaient fondées sur le même modèle intégré des prises selon l'âge de type différence-délai, ont également adopté cette approche.

Pour la zone 5ABCD, les sept modèles suivants ont été sélectionnés parce qu'ils représentent des hypothèses de stocks et des sources d'incertitude qui ne peuvent être écartées étant donné la structure actuelle du modèle et la disponibilité des données :

1. Scénario 1a – Modèle de référence;
2. Scénario 2d – Établir la moyenne de la distribution de probabilité a priori pour les relevés synoptiques $\ln(q) = \ln(1.0)$ (calculée au prorata des zones profondeur-strate de la zone 5AB et 5CD);
3. Scénario 2e – Augmenter l'écart-type (ET) du relevé synoptique de $\ln(q)$ à 0,6;
4. Scénario 3a – Définir les paramètres de la distribution de probabilité a priori pour $\ln(M)$ à $\mathcal{N} \sim (0.4, 0.1)$;
5. Scénario 5a – Établir l'âge marqué au moment du recrutement = 3 ans;
6. Scénario 6b – Réduire le terme d'erreur d'observation globale $\sigma_O = 0.15$;
7. Scénario 7b – Réduire l'écart-type de la probabilité de l'ajustement à la moyenne du poids moyen annuel $\sigma_W = 0.15$.

Les estimations a posteriori de la biomasse établies à partir des six scénarios de sensibilité sont présentées ensemble sur la figure 96. Les estimations a posteriori combinées de la biomasse sont présentées à la figure 97. Les projections de la biomasse à partir de l'ensemble utilisant la moyenne des modèles sont présentées à la figure 98.

Pour la zone 3CD, les sept modèles suivants ont été sélectionnés parce qu'ils représentent des hypothèses de stocks et des sources d'incertitude qui ne peuvent être écartées étant donné la structure actuelle du modèle et la disponibilité des données :

1. Scénario 1a – Modèle de référence;

2. Scénario 2d – Établir la moyenne de la distribution de probabilité a priori pour le relevé synoptique $\ln(q) = \ln(1.0)$;
3. Scénario 2e – Augmenter l'écart-type (ET) du relevé synoptique de $\ln(q)$ à 0,6;
4. Scénario 3a – Définir les paramètres de la distribution de probabilité a priori pour $\ln(M)$ à $\mathcal{N} \sim (0.4, 0.1)$;
5. Scénario 5a – Établir l'âge marqué au moment du recrutement = 3 ans;
6. Scénario 6b – Réduire le terme d'erreur d'observation globale $\sigma_O = 0.15$;
7. Scénario 7b – Réduire l'écart-type de la probabilité de l'ajustement à la moyenne du poids moyen annuel $\sigma_W = 0.15$.

Les estimations a posteriori de la biomasse établies à partir de l'ensemble utilisant la moyenne des modèles sont présentées à la figure 99. Les estimations a posteriori combinées de la biomasse sont présentées à la figure 100. Les projections de la biomasse à partir de l'ensemble utilisant la moyenne des modèles sont présentées à la figure 101.

9 POINTS DE RÉFÉRENCE UTILISANT LA MOYENNE DES MODÈLES ET TABLES DE DÉCISION

Les points de référence ont été calculés pour chaque zone en utilisant la moyenne des modèles des estimations a posteriori combinées, comme décrit ci-dessus. Les résultats sont présentés dans le tableau 41 pour la zone 5ABCD et le tableau 44 pour la zone 3CD. La biomasse et les médianes du recrutement a posteriori sont également fournies avec les intervalles de crédibilité et les valeurs de la DPM dans les tableaux 42 et 43 pour la zone 5ABCD et les tableaux 45 et 46 pour la zone 3CD.

Les mesures du rendement ont été calculées sur une série d'autres niveaux de prises projetés de 2019 et sont fondées sur des échantillons a posteriori pour une projection d'un an jusqu'à la fin de 2020. L'incertitude entre dans les projections par l'incertitude des paramètres propagée par la série chronologique modélisée et des anomalies du recrutement pour l'année de projection, qui ont été tirées de manière aléatoire à partir d'une distribution normale, $\mathcal{N}(0, \sigma_R^2)$. Les mesures du rendement suivantes ont été évaluées :

1. $P(B_{2020} < B_{2019})$
2. $P(F_{2019} > F_{2018})$
3. $P(B_{2020} < PRL)$
4. $P(B_{2020} < RSS)$
5. $P(F_{2019} > TEL)$

où :

1. *RSS* (point de référence supérieur du stock) est la moyenne historique des estimations de la biomasse de 1956 à 2004.
2. *PRL* (point de référence limite) est la biomasse estimée la plus basse reconnue comme constituant un état indésirable à éviter. Pour la zone 5ABCD, il s'agit de la biomasse estimée pour 2000. Pour la zone 3CD, il s'agit de la biomasse estimée pour 1986.
3. *TEL* (taux d'exploitation de référence limite) est le taux moyen de mortalité par pêche de 1956 à 2004.

Pour de plus amples renseignements sur les points de référence, voir la section ???. Les mesures du rendement susmentionnées visent à présenter les probabilités d'atteindre les états « indésirables » selon les niveaux de prises de rechange projetés pour 2019. Par exemple, on obtient une mesure du rendement fondée sur la biomasse « indésirable » lorsque la biomasse projetée pour 2019 est inférieure au PRL, c.-à-d. que $B_{2020}/PRL < 1$. On obtient une mesure du rendement fondée sur la mortalité par pêche « indésirable » lorsque la mortalité par pêche de 2019 projetée est supérieure au point de référence, c.-à-d. que $F_{2019}/TEL > 1$.

Les probabilités de ces états sont mesurées comme la proportion d'échantillons a posteriori amincis du rodage qui répondent aux critères ci-avant (proportion d'échantillons a posteriori < 1 pour les mesures du rendement fondées sur la biomasse; proportion d'échantillons a posteriori > 1 pour les mesures du rendement fondées sur la mortalité par pêche). Il convient de noter que les résultats de la DPM ne sont pas utilisés pour élaborer l'avis.

Des tableaux de décision résumant la probabilité de dépassement des points de référence sur une fourchette de prises fixes pour une projection d'un an ont été préparés pour chaque zone à l'aide des échantillons a posteriori combinés non pondérés tirés d'un ensemble de six scénarios de sensibilité, plus le scénario de référence (l'ensemble de la « moyenne des modèles »). Pour chaque mesure du rendement, sous chaque autre niveau de prises de 2019, nous avons combiné des vecteurs de 1 000 échantillons a posteriori de rodage de chacun des sept modèles en un seul vecteur de 7 000 échantillons. Nous avons ensuite calculé les probabilités des mesures du rendement à partir des échantillons combinés. Nous n'avons pas tenté d'attribuer des pondérations différentes aux autres scénarios de sensibilité.

9.1 ZONE 5ABCD

Les probabilités du tableau de décision « fondé sur la moyenne des modèles » pour les zones 5ABCD sont présentées dans le tableau 47. En résumé :

- $P(B_{2020} < B_{2019})$ variait de 12 % à 89 % de la fourchette des niveaux de prises de 2019.
- $P(F_{2019} > F_{2018})$ variait de < 1 % à > 99 %. Les prises de 2018 ont été extrapolées à environ 200 t, ce qui explique l'augmentation de la probabilité entre 200 et 300 t.
- $P(B_{2020} < PRL)$ variait de < 1 % à 11 %.
- $P(B_{2020} < RSS)$ variait de 98 % à 99 %.
- $P(F_{2019} > TEL)$ variait de < 1 % à 95 %.

Pour un niveau de prises de 900 t en 2019, proche du TAC de 2017, il y a une probabilité estimée de 1 % que la biomasse de 2020 sera inférieure au PRL et une probabilité de 99 % que la biomasse de 2019 sera inférieure au RSS.

9.2 ZONE 3CD

Les probabilités du tableau de décision « fondé sur la moyenne des modèles » pour les zones 3CD sont présentées dans le tableau 48. En résumé :

- $P(B_{2020} < B_{2019})$ variait de 76 % à 89 % de la fourchette des niveaux de prises de 2019.
- $P(F_{2019} > F_{2018})$ variait de < 1 % à > 99 %. Les prises de 2018 ont été extrapolées à environ 164 t, ce qui explique l'augmentation de la probabilité entre 100 et 200 t.
- $P(B_{2020} < PRL)$ variait de < 1 % à 1 %.

- $P(B_{2020} < RSS)$ variait de 95 % à 97 %.
- $P(F_{2019} > TEL)$ variait de <1 % à 96%.

Pour un niveau de prises de 500 t en 2019, proche du TAC de 2017, il y a une probabilité estimée de 18 % que la biomasse de 2020 sera inférieure au PRL et une probabilité de 99 % que la biomasse de 2020 sera inférieure au RSS.

10 SOMMAIRE ET RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE

Nous avons présenté les autres tableaux de décision fondés sur la moyenne des modèles pour les zones 5ABCD et 3CD dans le but d'intégrer de façon plus exhaustive l'incertitude structurelle importante des évaluations dans les avis communiqués aux gestionnaires des pêches et aux intervenants. L'échelle absolue de la biomasse estimée dans les deux zones évaluées, déterminée par la capturabilité estimée (q) dans les indices du relevé, a été considérée comme le principal axe d'incertitude dans la présente évaluation. Plusieurs analyses de sensibilité ont été effectuées pour évaluer l'ampleur possible de cette incertitude. De plus, l'incertitude dans l'échelle relative de la biomasse entre les époques historiques et modernes a également été reconnue comme un axe important d'incertitude, en particulier pour la zone 5ABCD. Toutefois, nous insistons sur les importantes incertitudes structurelles que nous n'avons pas été en mesure d'aborder dans cette évaluation, notamment :

1. Les effets de l'hypothèse de la sélectivité constante sur chacune des deux périodes dans la pêche au chalut. Il est peu probable que cette hypothèse soit exacte, compte tenu des variations connues dans les règlements sur la taille des mailles et dans le comportement de la pêche;
2. L'effet de l'hypothèse selon laquelle le recrutement dans la pêche, les relevés et la biomasse féconde sont en lame de couteau à l'âge de 2 ans. Le recrutement en lame de couteau est une hypothèse structurelle associée au modèle de la différence de type différence-délai. Pour dissiper cette incertitude, il faudrait adopter une autre approche de modélisation;
3. L'incidence de l'incertitude entourant la structure des stocks sur la compréhension des tendances de l'abondance;
4. L'incidence de l'incertitude entourant l'ampleur des rejets et prises étrangères historiques;
5. L'incidence de la modification de la présence des observateurs à bord et de la représentativité des échantillons de longueur des prises commerciales. Cette question est particulièrement importante pour interpréter les échantillons triés prélevés dans les prises débarquées par rapport aux échantillons non triés prélevés dans les prises lorsqu'elles sont remontées à bord.
6. La qualité des données sur les prises et l'effort disponibles pour cette évaluation a beaucoup changé à partir de 1996. Avant 1996, les données étaient autodéclarées par les pêcheurs, avec une fiabilité incertaine. Les données trait par trait sont compilées depuis 1991 seulement, ce qui signifie que l'emplacement et la profondeur des prises ne peuvent être connus qu'approximativement avant 1991. Avant 1991, l'effort et les prises étaient combinés quotidiennement dans des « localités » spatiales définies, encore une fois avec une fiabilité inconnue. Cela signifie que les analyses effectuées sur les données sur les prises et l'effort d'avant 1996 comportaient moins de variables disponibles pour normaliser l'effet « d'abondance » par rapport aux données d'après 1995. De plus, toutes les données dépendantes de la pêche (avant et après 1996) sont influencées par des considérations

économiques et d'autres considérations non biologiques et il est donc difficile ou impossible de les normaliser. Par conséquent, les données des CPUE doivent être considérées comme potentiellement biaisées et peut-être trompeuses. Il s'agit d'une incertitude importante parce que les évaluations des stocks des deux zones dépendent fortement de la série des CPUE d'avant 1996, comme l'indiquent les passages de sensibilité 1e et 1f, qui estiment des effectifs des stocks beaucoup plus grands en l'absence de la série des CPUE d'avant 1996. Par ailleurs, les résultats pour les deux stocks sont peu sensibles à la suppression des données des CPUE d'après 1995, probablement en raison de la présence des relevés indépendants de la pêche concomitants.

L'incertitude est donc sous-représentée dans cette évaluation. Nous formulons un certain nombre de recommandations de recherche en vue de réduire les incertitudes pour les stocks de morue du Pacifique en Colombie-Britannique :

1. Étudier l'application d'un modèle fondé sur la longueur pour caractériser les changements possibles de la sélectivité dans la pêche au chalut, en particulier l'incidence du changement des règlements sur la taille des mailles et en raison du fait que les classes de longueur plus petites sont sous-représentées dans les échantillons de longueur avant 1996.
2. Étudier la possibilité d'un mélange entre les stocks à l'intérieur et à l'extérieur de la Colombie-Britannique. Des échantillons génétiques ont été prélevés sur des géniteurs dans le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte, mais ces données n'ont pas encore été analysées. D'autres sources d'information pourraient également être prises en compte, comme la comparaison des tendances dans les eaux de l'Alaska, la comparaison des tendances avec d'autres pêches commerciales de la Colombie-Britannique, la microchimie des otolithes ou les similitudes/différences dans d'autres facteurs biologiques entre les zones.
3. Explorer l'application d'outils géostatistiques aux données géospatiales de l'ensemble de la côte pour élaborer des indices de l'abondance et mieux refléter les caractéristiques spatio-temporelles du stock.
4. Collaborer avec l'industrie de la pêche afin de mieux comprendre l'ampleur des prises étrangères et des rejets historiques, ainsi que les facteurs de changement dans l'effort de pêche durant la période historique, ce qui pourrait améliorer la compréhension de la relation entre les CPUE commerciales et l'abondance et permettre de mieux caractériser l'incertitude due aux changements historiques dans la pêche.
5. Continuer d'élaborer des modèles de simulation de la rétroaction pour cette espèce (Caruthers and Hordyk 2018, Forrest et al. 2018) pour évaluer, *inter alia*, les coûts et les avantages de l'inclusion des données sur la composition selon l'âge dans l'élaboration des avis pour cette espèce, compte tenu de la rareté actuelle des données sur la détermination de l'âge, des dépenses liées à la préparation des entailles de nageoires et de l'incertitude entourant la mesure de l'âge. Ces analyses pourraient également servir à évaluer le rendement relatif du modèle de type différence-délai et des autres méthodes d'évaluation riches en données ou limitées en données.

11 REMERCIEMENTS

Nous remercions Elise Keppel (Station biologique du Pacifique), qui a reconstitué les données historiques sur les captures par unité d'effort dans les pêches commerciales. Son travail sur les données pour cette évaluation a permis de créer une analyse entièrement reproductible et

sera utile pour les évaluations futures de ce stock et d'autres stocks. Matthew Grinnell (Station biologique du Pacifique) a participé à la préparation initiale du présent document. Norm Olsen, Greg Workman et Maria Surry (Station biologique du Pacifique) ont fourni du soutien et des conseils pour la préparation des données en vue de l'évaluation. Nous remercions Bruce Turris et Brian Mose (Canadian Groundfish Research and Conservation Society) de leurs conseils au sujet des activités des pêches et des exigences relatives à l'évaluation. Rob Tadey et Gwyn Mason (Unité de gestion du poisson de fond) ont fourni des conseils sur les valeurs historiques des TAC. Nous sommes très reconnaissants à deux réviseurs, Ian Stewart (Commission internationale du flétan du Pacifique) et Daniel Ricard (Centre des pêches du Golfe), dont les examens détaillés ont grandement amélioré l'avis présenté dans cette évaluation. Rowan Haigh (Institut des sciences de la mer) a également fourni des commentaires éditoriaux utiles.

12 REFERENCES

- Beamish, R.J. 1981. Use of fin-ray sections to age walleye pollock, Pacific cod, and albacore, and the importance of this method. *Trans. Am. Fish. Soc.* 110(2): 287–299.
- 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.
- Candy, S.G. 2004. Modelling catch and effort data using generalised linear models, the Tweedie distribution, random vessel effects and random stratum-by-year effects. *CCAMLR Science* 11: 59–80.
- Carpenter, B., Gelman, A., Hoffman, M.D., Lee, D., Goodrich, B., Betancourt, M., Brubaker, M., Guo, J., Li, P., and Riddell, A. 2017. Stan: A Probabilistic Programming Language. *Journal of Statistical Software* 76(1).
- Carruthers, T.R., and Hordyk, A.R. 2018. The Data-Limited Methods Toolkit (DLMtool): An R package for informing management of data-limited populations. *Methods in Ecology and Evolution*.
- Chilton, D.E., and Beamish, R.J. 1982. Age determination methods for fishes studied by the groundfish program at the Pacific Biological Station. *Can. Spec. Pub. Fish. Aquat. Sci.* 60: 102 p.
- 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.
- Clark, W.G. 1991. Groundfish exploitation rates based on life history parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 48: 734–750.
- Deriso, R.B. 1980. Harvesting strategies and parameter estimation for an age-structured model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37(2): 268–282.
- 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.
- Dunn, P.K., and Smyth, G.K. 1996. Randomized quantile residuals. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5(3): 236–244.
- Edwards, A.M., Haigh, R., and Starr, P.J. 2013. Pacific Ocean Perch (*Sebastes alutus*) stock assessment for the west coast of vancouver island, british columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/093. vi + 135 p.
- Efron, B. 1982. The jackknife, the bootstrap and other resampling plans. *SIAM CBMS-NSF Mon.* 38: 92.
- Fargo, J. 2005. Proceedings of the PSARC Groundfish Subcommittee Meeting; January 18–20, 2005. DFO Can. Sci. Advis. Sec. 003.

-
- Fargo, J., Foucher, R.P., Saunders, M.W., Tyler, A.V., and Summers, P.L. 1988. 1988 F/V EAST-WARD HO Assemblage survey of Hecate Strait, May 27-June 16, 1987. Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.: 699:172.
- Forrest, R.E., Holt, K.R., and Kronlund, A.R. 2018. Performance of alternative harvest control rules for two Pacific groundfish stocks with uncertain natural mortality: Bias, robustness and trade-offs. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 206: 259–286.
- Forrest, R.E., Rutherford, K.L., Lacko, L., Kronlund, A.R., Starr, P.J., and McClelland, E.K. 2015. Assessment of Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) for Hecate Strait (5CD) and Queen Charlotte Sound (5AB) in 2013. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/052. x + 197 p.
- Foster, S.D., and Bravington, M.V. 2013. A PoissonGamma model for analysis of ecological non-negative continuous data. Environmental and Ecological Statistics 20(4): 533–552.
- Foucher, R.P., and Fournier, D. 1982. Derivation of Pacific Cod age composition using length-frequency analysis. N. Am. J. Fish. Manage. 2: 276–284.
- Fournier, D.A. 1983. An analysis of the Hecate Strait Pacific cod fishery using an age-structured model incorporating density-dependent effects. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 40: 1233–1243.
- 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. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(6): 1124–1138.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dunson, D.B., Vehtari, A., and Rubin, D.B. 2014. Bayesian Data Analysis. In Third. Chapman & Hall, Boca Raton, FL.
- Gelman, A., and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. Statistical Science 7(4): 457–472.
- Haist, V., and Fournier, D. 1995. Hecate strait Pacific Cod assessment for 1995 and recommended yield options for 1996. PSARC Working Paper G: 95–3 p.
- Haist, V., and Fournier, D. 1998. Hecate strait Pacific Cod assessment for 1998 and recommended yield options for 1999. PSARC Working Paper G: 98–3 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.
- Hilborn, R., and Walters, C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: Choice, dynamics, and uncertainty.
- Hobbs, N.T., and Hooten, M.B. 2015. Bayesian models: A statistical primer for ecologists. Princeton University Press.
-

-
- 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.
- Johnston, and Anderl. 2012. Age determination manual of the Alaska Fisheries Science Center Age and Growth Program. NOAA Professional paper NMFS 13: 97 p.
- Jorgensen, B. 1987. Exponential dispersion models. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) 49(2): 127–162.
- Kastelle, C.R., Helser, T.E., McKay, J.L., Johnston, C.G., Anderl, D.M., Matta, M.E., and Nichol, D.G. 2017. Age validation of Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) using high-resolution stable oxygen isotope ($\delta^{18}\text{O}$) chronologies in otoliths. Fisheries Research 185: 43–53.
- 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.
- Lecomte, J.-B., Benoît, H.P., Ancelet, S., Etienne, M.-P., Bel, L., and Parent, E. 2013. Compound Poisson-gamma vs. delta-gamma to handle zero-inflated continuous data under a variable sampling volume. Methods in Ecology and Evolution 4(12): 1159–1166.
- 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., and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: A review of recent approaches. Fisheries Research 70(2): 141–159.
- McAllister, M.K., Pikitch, E.K., and Babcock, E.A. 2001. Using demographic methods to constructs Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58: 1871–1890.
- Monnahan, C.C., and Stewart, I.J. 2018. The effect of hook spacing on longline catch rates: Implications for catch rate standardization. Fisheries Research 198: 150–158.
- MPO. 2009. Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution.
- MPO. 2015a. Évaluation de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) dans le détroit d'Hécate (zone 5CD) en 2013. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/015.
- MPO. 2015b. Évaluation de la morue du Pacifique (*Gadus macrocephalus*) dans le détroit de la Reine Charlotte (zone 5AB) en 2013. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/027.
- MPO. 2017. Pacific Region Integrated Fisheries Management Plan, Groundfish. Effective February 21, 2017. Version 1.1.
- Punt, A.E., and Butterworth, D.S. 1993. Variance estimates for fisheries assessment: Their importance and how best to evaluate them. Can. J. Fish. Aquat. Sci. Special publication 120: 145–162.
- R Core Team. 2018. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
-

-
- Roberson. 2001. Pacific cod: The ageing of difficult species. Alaska Fish Sci. Cent. Quart. Report April-June, 2001: 57 p.
- Rutherford, K.L. 1999. A brief history of GFCATCH (1954-1995), the groundfish catch and effort database at the Pacific Biological Station. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2269: 66 p.
- Schnute, J. 1985. A general theory for analysis of catch and effort data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 42(3): 414–429.
- Shono, H. 2008. Application of the Tweedie distribution to zero-catch data in CPUE analysis. Fisheries Research 93(1): 154–162.
- Sinclair, A.F. 1999. Survey design considerations for Pacific cod in Hecate Strait. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 1999/196. 42 p.
- Sinclair, A.F. 2000. Assessment of Pacific Cod in Hecate Strait. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2000/170. 53 p.
- Sinclair, A.F., and Crawford, W.R. 2005. Incorporating an environmental stock recruitment relationship in the assessment of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*). Fish. Oceanogr. 14(2): 138–150.
- Sinclair, A.F., Martell, S., and Boutillier, J. 2001. Assessment of Pacific Cod off the West Coast of Vancouver Island and in Hecate Strait, Nov. 2001. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/159. 61 p.
- Sinclair, A.F., and Starr, P.J. 2005. Assessment of Pacific Cod in Hecate Strait (5CD) and Queen Charlotte Sound (5AB), January 2005. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/026. iii + 91 p.
- 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.
- Stan Development Team. 2017. Stan modeling language user's guide and reference manual, version 2.17.0.
- Stan Development Team. 2018. RStan: The R interface to Stan.
- Starr, P.J., and Haigh, R. 2017. Stock assessment of the coastwide population of shortspine thornyhead *Sebastolobus alascanus* in 2015 off the british columbia coast. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/015. ix + 174 p.
- Starr, P.J., and Haigh, R. 2020. Walleye pollock *Theragra chalcogramma* stock assessment for British Columbia in 2017. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. in press.
- Starr, P.J., Sinclair, A., and Boutillier, J. 2002. West Coast Vancouver Island Pacific Cod assessment: 2002. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/113. 28 p.
- Stewart, I.J., Forrest, R.E., Grandin, C.J., Hamel, O.S., Hicks, A.C., Martell, S.J., and Taylor, I.G. 2011. Status of the Pacific hake (whiting) stock in U.S. and Canadian waters in 2011. 17 march 2011.: 207.
-

-
- Stewart, I.J., and Hicks, A.C. 2016. Assessment of the Pacific halibut (*Hippoglossus stenolepis*) stock at the end of 2016. International Pacific Halibut Commission Report of Assessment and Research Activities: 365–394.
- Thorson, J.T. 2017. Three problems with the conventional delta-model for biomass sampling data, and a computationally efficient alternative. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences.
- 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.
- Thorson, J.T., and Ward, E.J. 2013. Accounting for space–time interactions in index standardization models. Fisheries Research 147(0): 426–433.
- Tyler, A.V., and Crawford, W.R. 1991. Modeling of recruitment patterns in Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) in Hecate Strait, British Columbia. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 48: 2240–2249.
- Tyler, A.V., and Westerheim, S.J. 1986. Effect of transport, temperature and stock size on recruitment of Pacific cod. Int. North Pac. Fish. Comm. Bull. 47: 175–189.
- Venables, W.N., and Ripley, B.D. 2002. Modern applied statistics with S. In 4th editions. Springer.
- 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.
- Walters, C.J., Stocker, M., Tyler, A.V., and Westrheim, S.J. 1986. Interaction between Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) and Herring (*Clupea harengus pallasii*) in the Hecate Strait, British Columbia. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 43(4): 830–837.
- Ware, D.M., and McFarlane, G.A. 1986. Relative impact of Pacific hake, sablefish and Pacific cod on west coast of Vancouver Island herring stocks. Int. North Pac. Fish. Comm. Bull. 47: 67–78.
- Westrheim, S.J. 1996. On the Pacific Cod (*Gadus macrocephalus*) in British Columbia waters, and a comparison with Pacific cod elsewhere, and Atlantic cod (*Gadus morhua*). Can. Tech Rep. of Fish. and Aquat. Sci. 2092.
- 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.
-

13 TABLEAUX

Tableau 1. Prises déclarées (tm) de morue du Pacifique dans la zone 5ABCD par le Canada et les États-Unis, 1953–2018. Les rejets déclarés pour la période 1953–1995 ne sont pas représentatives des rejets réels parce que les estimations ont été tirées des journaux de bord. Les estimations des rejets depuis 1996 sont fondées sur les observations en mer et sont considérées comme plus représentatives des rejets réels.

Année	Canada débarquements	Canada rejetés en mer	Canada totale	les États-Unis	Des prises totales
1956	1 666	0	1 666	2 063	3 729
1957	3 199	7	3 207	2 677	5 884
1958	3 275	0	3 275	3 549	6 824
1959	2 478	0	2 478	1 974	4 452
1960	2 029	0	2 029	951	2 980
1961	1 529	7	1 537	251	1 788
1962	2 138	3	2 140	310	2 450
1963	2 478	99	2 577	883	3 460
1964	6 568	86	6 655	1 009	7 664
1965	9 291	0	9 291	1 562	10 853
1966	9 409	199	9 609	1 362	10 971
1967	6 034	344	6 377	1 025	7 402
1968	4 325	107	4 432	606	5 038
1969	2 817	8	2 825	405	3 230
1970	1 267	1	1 268	198	1 466
1971	1 542	24	1 566	698	2 264
1972	3 642	0	3 642	1 667	5 309
1973	4 258	13	4 271	1 426	5 697
1974	6 005	66	6 072	1 539	7 611
1975	6 739	100	6 840	1 139	7 979
1976	5 796	52	5 848	635	6 483
1977	4 369	179	4 547	408	4 955
1978	4 077	125	4 202	159	4 361
1979	7 459	282	7 741	62	7 803
1980	5 485	75	5 560	10	5 570
1981	3 454	35	3 488	0	3 488
1982	3 087	29	3 116	0	3 116
1983	2 477	68	2 545	0	2 545
1984	2 113	8	2 121	0	2 121
1985	1 338	6	1 343	0	1 343
1986	4 019	112	4 132	0	4 132
1987	12 711	41	12 752	0	12 752
1988	8 020	8	8 027	0	8 027
1989	4 214	42	4 256	0	4 256
1990	4 242	233	4 475	0	4 475
1991	9 892	66	9 957	0	9 957
1992	7 087	35	7 123	0	7 123
1993	4 869	7	4 876	0	4 876

Tableau 1. Prises déclarées (tm) de morue du Pacifique dans la zone 5ABCD par le Canada et les États-Unis, 1953–2018. Les rejets déclarés pour la période 1953–1995 ne sont pas représentatives des rejets réels parce que les estimations ont été tirées des journaux de bord. Les estimations des rejets depuis 1996 sont fondées sur les observations en mer et sont considérées comme plus représentatives des rejets réels. (continued)

Année	Canada débarquements	Canada rejetés en mer	Canada totale	les États-Unis	Des prises totales
1994	1 757	2	1 759	0	1 759
1995	1 293	3	1 296	0	1 296
1996	1 270	92	1 362	0	1 362
1997	1 261	105	1 366	0	1 366
1998	982	60	1 042	0	1 042
1999	692	53	746	0	746
2000	553	28	581	0	581
2001	296	39	334	0	334
2002	382	109	491	0	491
2003	660	150	810	0	810
2004	833	130	963	0	963
2005	1 004	83	1 087	0	1 087
2006	872	32	904	0	904
2007	370	15	385	0	385
2008	309	7	316	0	316
2009	669	40	709	0	709
2010	1 452	49	1 501	0	1 501
2011	1 233	7	1 240	0	1 240
2012	871	12	883	0	883
2013	829	22	851	0	851
2014	904	18	922	0	922
2015	924	18	943	0	943
2016	529	5	534	0	534
2017	346	4	350	0	350
2018	230	0	230	0	230

Tableau 2. Prises déclarées (tm) de morue du Pacifique dans la zone 3CD par le Canada et les États-Unis, 1953–2018. Les rejets déclarés pour la période 1953–1995 ne sont pas représentatives des rejets réels parce que les estimations ont été tirées des journaux de bord. Les estimations des rejets depuis 1996 sont fondées sur les observations en mer et sont considérées comme plus représentatives des rejets réels.

Année	Canada débarquements	Canada rejetés en mer	Canada totale	les États-Unis	Des prises totales
1956	715	0	715	770	1 485
1957	1 117	0	1 117	558	1 675
1958	526	0	526	271	797
1959	416	0	416	510	926
1960	240	0	240	376	616
1961	284	0	284	232	516
1962	428	6	434	402	836
1963	838	2	840	345	1 185
1964	1 107	8	1 115	907	2 022
1965	1 608	8	1 616	1 088	2 704
1966	2 095	143	2 239	1 145	3 384
1967	1 202	0	1 202	623	1 825
1968	726	4	730	351	1 081
1969	796	2	798	147	945
1970	1 150	32	1 182	454	1 636
1971	3 585	120	3 705	1 319	5 024
1972	4 447	2	4 449	1 271	5 720
1973	2 457	1	2 458	627	3 085
1974	2 913	7	2 920	1 013	3 933
1975	2 854	24	2 878	1 359	4 237
1976	2 187	2	2 189	1 679	3 868
1977	1 608	49	1 658	1 344	3 002
1978	1 168	18	1 186	1 086	2 272
1979	1 530	13	1 543	741	2 284
1980	1 117	10	1 127	287	1 414
1981	1 518	4	1 521	0	1 521
1982	608	2	610	0	610
1983	883	0	884	0	884
1984	506	2	508	0	508
1985	440	0	440	0	440
1986	441	0	441	0	441
1987	1 400	2	1 402	0	1 402
1988	3 153	3	3 156	0	3 156
1989	1 958	3	1 962	0	1 962
1990	2 076	4	2 080	0	2 080
1991	2 971	0	2 971	0	2 971
1992	2 229	1	2 231	0	2 231
1993	2 091	2	2 093	0	2 093
1994	816	1	816	0	816

Tableau 2. *Prises déclarées (tm) de morue du Pacifique dans la zone 3CD par le Canada et les États-Unis, 1953–2018. Les rejets déclarés pour la période 1953–1995 ne sont pas représentatives des rejets réels parce que les estimations ont été tirées des journaux de bord. Les estimations des rejets depuis 1996 sont fondées sur les observations en mer et sont considérées comme plus représentatives des rejets réels. (continued)*

Année	Canada débarquements	Canada rejetés en mer	Canada totale	les États-Unis	Des prises totales
1995	252	4	255	0	255
1996	146	9	155	0	155
1997	135	10	145	0	145
1998	56	5	61	0	61
1999	75	8	83	0	83
2000	129	13	142	0	142
2001	342	16	358	0	358
2002	177	27	204	0	204
2003	458	45	503	0	503
2004	418	29	446	0	446
2005	265	29	295	0	295
2006	143	10	153	0	153
2007	55	13	68	0	68
2008	105	7	111	0	111
2009	365	56	421	0	421
2010	577	25	602	0	602
2011	503	9	512	0	512
2012	399	19	418	0	418
2013	361	29	389	0	389
2014	442	12	454	0	454
2015	445	3	449	0	449
2016	323	2	325	0	325
2017	164	1	164	0	164
2018	164	0	164	0	164

Tableau 3. Sommaire des TAC par zone. PGIP = Plan de gestion intégrée des pêches

Année	3CD	5AB	5CDE	Totale	Source
2018-19	500	250	700	1 450	PGIP
2017-18	500	250	700	1 450	PGIP
2016-17	500	200	700	1 400	PGIP
2015-16	500	400	1 200	2 100	PGIP
2014-15	500	590	1 200	2 290	PGIP
2013-14	500	590	1 200	2 290	PGIP
2012-13	500	590	1 200	2 290	PGIP
2011-12	500	590	1 200	2 290	PGIP
2010-11	500	390	800	1 690	PGIP
2009-10	500	390	800	1 690	PGIP
2008-09	500	390	800	1 690	PGIP
2007-08	500	390	800	1 690	PGIP
2006-07	500	390	800	1 690	PGIP
2005-06	500	390	800	1 690	GMU Trawl TAC xls
2004-05	500	390	400	1 290	GMU Trawl TAC xls
2003-04	500	260	400	1 160	GMU Trawl TAC xls
2002-03	240	260	200	700	GMU Trawl TAC xls
2001-02	694	260	200	1 154	GMU Trawl TAC xls
2000-01	694	260	1 000	1 954	GMU Trawl TAC xls
1999-00	694	260	1 000	1 954	GMU Trawl TAC xls
1998-99	694	260	1 000	1 954	GMU Trawl TAC xls
1997-98	694	260	1 620	2 574	GMU Trawl TAC xls
1996-97	prises accessoires	prises accessoires	prises accessoires	0	CSAS ResDoc 2015/052

Tableau 4. Distributions de probabilité a priori, leurs paramètres et les valeurs initiales utilisées dans le modèle du scénario de référence de la zone 5ABCD. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

Paramètre	Initial Valeur	Limite inférieure	Limite supérieure	Distribution	P1	P2	Estimé	Fondement
$\ln(R_0)$	8,49	1,00	12,00	Uniform	1,00	15,00	Oui	Non informatif
h	0,75	0,20	1,00	Beta	5,83	2,50	Oui	Informatif Évaluation antérieure
$\ln(M)$	-0,69	-2,30	0,00	Normal	-0,69	0,10	Oui	Informatif Évaluation antérieure
$\ln(\bar{R})$	8,90	1,00	12,00	Uniform	1,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
$\ln(R_{init})$	9,54	1,00	12,00	Uniform	1,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
ρ	0,06	0,01	1,00	Beta	3,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
κ	1,47	0,01	150,00	Gamma	7,50	5,78	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
q_1	—	—	—	—	—	—	Oui	Non informatif Nécessité technique
$\ln(q_2)$	—	—	—	Normal	-0,90	0,30	Oui	Non informatif Nécessité technique
$\ln(q_3)$	—	—	—	Normal	-2,73	0,30	Oui	Non informatif Nécessité technique
q_4	—	—	—	—	—	—	Oui	Non informatif Nécessité technique
q_5	—	—	—	—	—	—	Oui	Non informatif Nécessité technique

Tableau 5. Distributions de probabilité a priori, leurs paramètres et les valeurs initiales utilisées dans le modèle du scénario de référence de la zone 3CD. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

Paramètre	Initial Valeur	Limite inférieure	Limite supérieure	Distribution	P1	P2	Estimé	Fondement
$\ln(R_0)$	8,49	1,00	12,00	Uniform	1,00	15,00	Oui	Non informatif
h	0,75	0,20	1,00	Beta	5,83	2,50	Oui	Évaluation antérieure Informatif
$\ln(M)$	-0,69	-2,30	0,00	Normal	-0,69	0,10	Oui	Évaluation antérieure
$\ln(\bar{R})$	8,90	1,00	12,00	Uniform	1,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
$\ln(R_{init})$	9,54	1,00	12,00	Uniform	1,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
ρ	0,06	0,01	1,00	Beta	3,00	12,00	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
κ	1,47	0,01	150,00	Gamma	7,50	5,78	Non	Pas de valeur a priori Paramètre fixe
$\ln(q_1)$	—	—	—	Normal	-1,48	0,30	Oui	Non informatif
q_2	—	—	—	—	—	—	Oui	Nécessité technique
q_3	—	—	—	—	—	—	Oui	Non informatif
q_4	—	—	—	—	—	—	Oui	Nécessité technique

Tableau 6. Points de référence pour les modèles du scénario de référence pour les zones 5ABCD et 3CD.

Point de référence	Définition	Rôle
B_{Min}	La biomasse estimée la plus faible représentant un état non souhaitable à éviter (B_{2000} en 5ABCD; B_{1986} en 3CD)	PRL
B_{Avg}	La biomasse moyenne à long terme (1956-2004)	RSS
F_{Avg}	La mortalité par pêche moyenne à long terme (1956-2004)	TEL
B_{2018}	La biomasse en 2018	Point de repère
F_{2017}	La mortalité par pêche en 2017	Point de repère

13.1 RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 5ABCD

Tableau 7. Paramètres estimés et fixes et distributions de probabilité a priori utilisés dans le scénario de référence, zone 5ABCD

Paramètre	Number Estimé	Limites [inférieure, supérieure]	Priori (moyenne, ET) (une seule valeur = fixe)
Log recrutement ($\ln(R_0)$)	1	[1, 12]	Uniform
La pente (h)	1	[0,2, 1]	Beta($\alpha = 5, 83333, \beta = 2, 5$)
Log mortalité naturelle ($\ln(M)$)	1	[-2,302585, 0]	
Log recrutement moyen ($\ln(\bar{R})$)	0	Fixe	8,900
Log recrutement initial ($\ln(\bar{R}_{init})$)	0	Fixe	9,540
Rapport de variance (ρ)	0	Fixe	0,059
Variance totale inverse (ϑ^2)	0	Fixe	1,471
La capturabilité dans les relevés (q_k)	5	Aucun	Normal(0, 5, 1)
Log mortalité par pêche ($\Gamma_{k,t}$)	63	[-30, 3]	[-30, 3]
Log des écarts du recrutement (ω_t)	63	Aucun	Normal(0, 2)
Log des écarts du recrutement initial ($\omega_{init,t}$)	8	Aucun	Normal(0, 2)

Tableau 8. Valeur a posteriori (centile 2.5th, médiane et centile 97.5th) et estimations de la DPM estimations des paramètres clés du scénario de référence, zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 331	2 989	3 902	3 400	611	1,00
h	0,432	0,727	0,931	0,800	767	1,00
M	0,280	0,312	0,347	0,309	749	1,00
B_0	23 167	27 265	32 755	31 281	450	1,00
q_1	0,054	0,068	0,086	0,071	879	1,00
q_2	0,038	0,050	0,066	0,050	970	1,00
q_3	0,065	0,086	0,114	0,087	972	1,00
q_4	0,002	0,003	0,004	0,003	760	1,00
q_5	0,006	0,008	0,011	0,008	958	1,00

Tableau 9. Valeur a posteriori (centile 2,5th , Median, and centile 97,5th) des points de référence pour la zone 5ABCD. La biomasse est en tonnes.

Point de référence	2,5 %	50 %	97,5 %
B_0	23 167 35	27 265 30	32 755 25
B_{1956}	37 539 58	50 217 05	67 959 41
B_{2019}	11 348 04	15 949 75	26 144 53
B_{2019}/B_0	0 45	0 58	0 92
B_{2019}/B_{1956}	0 22	0 32	0 53
F_{2018}	0 01	0 02	0 03
PRL (2000)	7 728	10 642	14 719
RSS (1956–2004)	27 931	36 423	48 099

Tableau 10. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse (t) pour le scénario de référence, Zone 5ABCD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	37 540	50 217	67 959	45 179
1957	39 125	49 415	64 880	45 319
1958	34 214	43 655	57 501	40 341
1959	26 990	35 555	48 035	32 611
1960	21 923	29 725	41 177	27 147
1961	18 376	25 756	36 583	23 397
1962	16 352	23 741	34 725	21 490
1963	44 167	56 542	73 891	54 181
1964	60 565	76 396	98 583	73 288
1965	61 363	75 834	97 665	72 428
1966	51 665	64 235	83 301	60 719
1967	38 723	49 456	67 102	46 209
1968	28 963	37 750	51 664	35 061
1969	21 959	29 493	41 325	27 148
1970	17 852	24 356	34 856	22 340
1971	16 245	22 708	32 759	20 700
1972	37 584	51 225	66 072	48 618
1973	48 431	64 454	83 932	61 107
1974	51 298	66 297	85 363	62 438
1975	47 350	60 590	78 658	56 875
1976	39 882	52 304	69 580	48 770
1977	36 214	47 778	62 422	44 451
1978	34 976	45 172	58 545	41 795
1979	34 581	43 413	55 299	40 794
1980	28 155	36 461	47 681	34 132
1981	24 647	32 138	42 381	29 987
1982	23 284	29 955	39 071	28 257
1983	21 278	27 615	36 465	26 090
1984	19 659	26 095	35 068	24 752
1985	18 535	25 400	35 589	24 311
1986	25 269	39 126	54 220	31 882
1987	42 585	52 710	66 423	48 706
1988	36 226	46 178	59 125	43 430
1989	29 867	39 727	52 206	37 312
1990	28 728	39 203	50 525	36 419
1991	33 336	41 097	50 857	39 139
1992	26 776	32 944	41 233	31 348
1993	19 898	25 167	32 102	23 728
1994	14 585	18 944	24 944	17 829
1995	12 700	16 600	21 838	15 587
1996	12 048	15 648	20 615	14 874
1997	10 944	14 421	19 073	13 844
1998	9 709	12 876	17 368	12 492
1999	8 519	11 589	15 897	11 312

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	7 728	10 642	14 719	10 431
2001	8 691	12 248	17 431	11 724
2002	11 820	15 877	21 431	15 241
2003	13 507	17 941	24 109	17 464
2004	13 768	18 068	24 586	17 669
2005	12 670	16 761	22 969	16 500
2006	11 043	14 707	20 235	14 581
2007	9 509	12 893	17 573	12 802
2008	9 259	12 820	18 098	12 705
2009	12 087	16 627	22 450	16 327
2010	14 695	19 781	26 487	19 492
2011	15 161	20 307	27 357	19 936
2012	14 617	19 806	26 706	19 340
2013	14 026	18 895	25 359	18 526
2014	13 332	17 789	23 980	17 531
2015	12 243	16 431	22 410	16 281
2016	11 046	15 044	20 654	14 984
2017	10 459	14 219	19 472	14 344
2018	10 596	14 797	21 965	14 941
2019	11 348	15 950	26 145	16 502

Tableau 11. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse par rapport à B_0 pour le scénario de référence, zone 5ABCD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	1,39	1,84	2,42	1,44
1957	1,42	1,81	2,31	1,45
1958	1,27	1,60	2,04	1,29
1959	1,02	1,31	1,69	1,04
1960	0,84	1,09	1,43	0,87
1961	0,71	0,94	1,27	0,75
1962	0,64	0,87	1,17	0,69
1963	1,58	2,08	2,70	1,73
1964	2,18	2,79	3,65	2,34
1965	2,20	2,78	3,61	2,32
1966	1,87	2,36	3,04	1,94
1967	1,44	1,82	2,35	1,48
1968	1,09	1,39	1,82	1,12
1969	0,83	1,08	1,44	0,87
1970	0,68	0,90	1,19	0,71
1971	0,63	0,83	1,10	0,66
1972	1,38	1,88	2,40	1,55
1973	1,77	2,37	3,09	1,95
1974	1,87	2,43	3,15	2,00
1975	1,72	2,22	2,83	1,82
1976	1,47	1,92	2,46	1,56
1977	1,34	1,76	2,22	1,42
1978	1,27	1,66	2,09	1,34
1979	1,26	1,59	2,02	1,30
1980	1,03	1,34	1,72	1,09
1981	0,91	1,18	1,50	0,96
1982	0,88	1,11	1,38	0,90
1983	0,81	1,02	1,27	0,83
1984	0,76	0,96	1,20	0,79
1985	0,71	0,93	1,21	0,78
1986	0,94	1,42	1,93	1,02
1987	1,55	1,94	2,39	1,56
1988	1,33	1,70	2,14	1,39
1989	1,11	1,46	1,87	1,19
1990	1,09	1,43	1,81	1,16
1991	1,23	1,51	1,82	1,25
1992	0,98	1,21	1,47	1,00
1993	0,74	0,92	1,15	0,76
1994	0,54	0,70	0,88	0,57
1995	0,48	0,61	0,76	0,50
1996	0,45	0,57	0,72	0,48
1997	0,42	0,53	0,66	0,44
1998	0,37	0,48	0,60	0,40
1999	0,33	0,43	0,54	0,36

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	0,30	0,39	0,50	0,33
2001	0,34	0,45	0,61	0,37
2002	0,45	0,58	0,74	0,49
2003	0,52	0,66	0,83	0,56
2004	0,52	0,66	0,83	0,56
2005	0,49	0,61	0,77	0,53
2006	0,43	0,54	0,69	0,47
2007	0,37	0,47	0,61	0,41
2008	0,37	0,47	0,60	0,41
2009	0,46	0,61	0,78	0,52
2010	0,56	0,72	0,93	0,62
2011	0,58	0,74	0,97	0,64
2012	0,56	0,72	0,92	0,62
2013	0,54	0,69	0,88	0,59
2014	0,51	0,65	0,82	0,56
2015	0,47	0,60	0,76	0,52
2016	0,43	0,55	0,70	0,48
2017	0,41	0,53	0,66	0,46
2018	0,42	0,55	0,76	0,48
2019	0,45	0,58	0,92	0,53

Tableau 12. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM du recrutement (en milliers) pour le scénario de référence, Zone 5ABCD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1958	672	3 024	9 169	2 959
1959	703	2 685	7 563	2 874
1960	672	2 513	6 439	2 510
1961	644	2 365	6 113	2 407
1962	708	2 687	7 878	2 828
1963	40 312	59 872	81 698	58 977
1964	733	4 102	21 643	4 511
1965	805	3 455	14 979	4 032
1966	758	2 911	8 934	3 168
1967	597	2 125	6 121	2 396
1968	538	1 713	4 290	1 816
1969	573	1 938	4 660	1 980
1970	748	2 429	6 022	2 460
1971	815	2 931	8 118	3 117
1972	32 466	52 036	71 439	50 882
1973	756	3 722	21 390	3 658
1974	849	5 091	18 812	5 790
1975	1 136	4 852	15 313	5 708
1976	975	4 580	14 720	4 878
1977	2 035	8 140	19 896	8 908
1978	1 217	5 980	16 951	6 080
1979	1 133	6 743	17 758	7 978
1980	805	3 838	10 564	4 043
1981	1 195	4 936	11 328	5 106
1982	1 159	4 346	9 538	4 528
1983	781	2 926	7 490	3 071
1984	1 006	3 708	8 822	4 020
1985	933	3 655	12 501	4 203
1986	3 174	26 923	46 120	15 293
1987	2 646	15 909	45 970	29 024
1988	654	2 942	9 884	2 716
1989	702	3 184	10 467	3 159
1990	1 169	7 942	19 922	7 944
1991	2 476	11 324	22 877	12 453
1992	609	2 517	7 435	2 688
1993	404	1 499	3 536	1 566
1994	418	1 313	2 961	1 381
1995	450	1 653	3 879	1 679
1996	852	2 681	5 805	2 941
1997	409	1 425	3 443	1 483
1998	407	1 288	2 996	1 313
1999	287	1 000	2 419	1 119
2000	326	1 045	2 523	1 112
2001	1 366	4 691	9 995	4 241

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2002	908	4 791	11 026	5 305
2003	595	2 064	5 443	2 223
2004	447	1 295	3 304	1 422
2005	343	895	2 048	956
2006	283	756	1 779	828
2007	309	892	2 105	958
2008	922	2 509	5 811	2 569
2009	3 071	7 355	12 959	7 216
2010	951	3 661	8 686	3 824
2011	634	2 067	5 280	2 127
2012	528	1 586	3 964	1 733
2013	526	1 656	3 946	1 764
2014	595	1 685	3 904	1 790
2015	455	1 434	3 431	1 534
2016	495	1 368	3 060	1 512
2017	454	1 527	3 805	1 713
2018	638	2 637	11 811	3 110

Tableau 13. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la mortalité par pêche, F, pour le scénario de référence, zone 5ABCD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	0,07	0,09	0,12	0,10
1957	0,11	0,15	0,19	0,16
1958	0,15	0,20	0,26	0,22
1959	0,11	0,16	0,21	0,17
1960	0,09	0,12	0,17	0,14
1961	0,06	0,08	0,12	0,09
1962	0,08	0,13	0,19	0,14
1963	0,05	0,07	0,10	0,08
1964	0,10	0,12	0,16	0,13
1965	0,14	0,18	0,23	0,19
1966	0,16	0,22	0,28	0,23
1967	0,14	0,19	0,26	0,21
1968	0,12	0,17	0,23	0,18
1969	0,09	0,14	0,19	0,15
1970	0,05	0,07	0,10	0,08
1971	0,08	0,12	0,18	0,14
1972	0,10	0,13	0,18	0,13
1973	0,08	0,11	0,15	0,11
1974	0,11	0,14	0,19	0,15
1975	0,13	0,17	0,22	0,18
1976	0,11	0,16	0,21	0,17
1977	0,10	0,13	0,17	0,14
1978	0,09	0,12	0,16	0,13
1979	0,18	0,23	0,31	0,25
1980	0,15	0,19	0,27	0,21
1981	0,10	0,13	0,18	0,14
1982	0,10	0,13	0,17	0,14
1983	0,08	0,11	0,15	0,12
1984	0,07	0,10	0,14	0,10
1985	0,05	0,06	0,09	0,07
1986	0,09	0,13	0,22	0,16
1987	0,24	0,33	0,42	0,36
1988	0,17	0,22	0,30	0,24
1989	0,10	0,13	0,18	0,14
1990	0,11	0,14	0,20	0,15
1991	0,25	0,32	0,41	0,34
1992	0,22	0,29	0,37	0,31
1993	0,19	0,26	0,34	0,27
1994	0,08	0,11	0,15	0,12
1995	0,07	0,09	0,13	0,10
1996	0,08	0,11	0,14	0,11
1997	0,08	0,12	0,16	0,12
1998	0,07	0,10	0,14	0,10
1999	0,06	0,08	0,11	0,08

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	0,05	0,07	0,09	0,07
2001	0,02	0,03	0,05	0,03
2002	0,03	0,04	0,05	0,04
2003	0,04	0,05	0,07	0,06
2004	0,05	0,06	0,09	0,07
2005	0,06	0,08	0,11	0,08
2006	0,05	0,07	0,10	0,08
2007	0,03	0,04	0,05	0,04
2008	0,02	0,03	0,04	0,03
2009	0,04	0,05	0,07	0,05
2010	0,07	0,09	0,13	0,09
2011	0,05	0,07	0,10	0,07
2012	0,04	0,05	0,07	0,05
2013	0,04	0,05	0,07	0,05
2014	0,05	0,06	0,09	0,06
2015	0,05	0,07	0,10	0,07
2016	0,03	0,04	0,06	0,04
2017	0,02	0,03	0,04	0,03
2018	0,01	0,02	0,03	0,02

13.2 RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 3CD

Tableau 14. Paramètres estimés et fixes et distributions de probabilité a priori utilisés dans le scénario de référence, zone 3CD

Paramètre	Number Estimé	Limites [inférieure, supérieure]	Priori (moyenne, ET) (une seule valeur = fixe)
Log recrutement ($\ln(R_0)$)	1	[1, 12]	Uniform
La pente (h)	1	[0,2, 1]	Beta($\alpha = 5, 83333, \beta = 2, 5$)
Log mortalité naturelle ($\ln(M)$)	1	[-2,302585, 0]	
Log recrutement moyen ($\ln(\bar{R})$)	0	Fixe	8,900
Log recrutement initial ($\ln(\bar{R}_{init})$)	0	Fixe	9,540
Rapport de variance (ρ)	0	Fixe	0,059
Variance totale inverse (ϑ^2)	0	Fixe	1,471
La capturabilité dans les relevés (q_k)	4	Aucun	Normal(0, 5, 1)
Log mortalité par pêche ($\Gamma_{k,t}$)	63	[-30, 3]	[-30, 3]
Log des écarts du recrutement (ω_t)	63	Aucun	Normal(0, 2)
Log des écarts du recrutement initial ($\omega_{init,t}$)	8	Aucun	Normal(0, 2)

Tableau 15. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés du scénario de référence, zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 037	2 904	4 482	3 325	367	1,00
h	0,445	0,740	0,937	0,804	831	1,00
M	0,388	0,424	0,462	0,422	564	1,01
B_0	11 424	15 402	22 448	17 761	322	1,00
q_1	0,048	0,076	0,112	0,075	620	1,00
q_2	0,002	0,002	0,003	0,002	587	1,01
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	624	1,00
q_4	0,058	0,089	0,127	0,091	609	1,01

Tableau 16. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et Centile 97,5th) des points de référence pour la zone 3CD. La biomasse est en tonnes.

Point de référence	2,5 %	50 %	97,5 %
B_0	11 423 86	15 402 35	22 448 25
B_{1956}	23 756 87	35 234 00	57 756 57
B_{2019}	11 312 86	17 801 35	29 917 46
B_{2019}/B_0	0 90	1 14	1 65
B_{2019}/B_{1956}	0 32	0 50	0 84
F_{2018}	0 01	0 01	0 02
PRL (1986)	5 774	8 912	14 678
RSS (1956–2004)	17 489	26 816	43 182

Tableau 17. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse (t) pour le scénario de référence, zone 3CD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	23 757	35 234	57 757	31 778
1957	19 801	29 285	48 327	26 795
1958	16 115	23 942	39 300	22 103
1959	13 431	20 020	33 135	18 587
1960	10 792	16 449	27 236	15 375
1961	9 004	14 144	23 709	13 201
1962	8 383	14 014	28 491	12 424
1963	13 787	27 042	47 639	31 612
1964	23 414	37 284	58 988	37 600
1965	26 342	39 744	62 142	37 962
1966	25 665	37 788	58 784	35 418
1967	20 376	31 218	50 116	29 108
1968	16 550	26 041	41 489	24 217
1969	14 529	22 714	37 580	21 438
1970	14 465	23 958	41 730	22 397
1971	41 218	62 166	99 762	60 998
1972	44 117	68 541	110 837	66 165
1973	38 441	60 528	99 436	57 945
1974	37 818	56 630	92 818	54 581
1975	33 965	52 760	84 116	50 212
1976	31 682	48 792	77 775	46 471
1977	28 690	43 170	67 219	40 962
1978	24 445	36 670	57 767	34 881
1979	20 459	30 375	47 893	28 911
1980	16 302	24 185	38 513	23 040
1981	13 057	19 640	31 376	18 704
1982	10 184	15 538	24 909	14 778
1983	8 740	13 303	21 837	12 696
1984	7 369	11 225	18 441	10 752
1985	6 415	9 926	16 470	9 478
1986	5 774	8 912	14 678	8 483
1987	13 268	29 212	49 404	30 768
1988	27 433	40 950	62 176	39 675
1989	26 803	39 281	61 183	37 402
1990	23 868	34 622	53 493	32 723
1991	20 627	29 786	46 118	28 203
1992	17 346	24 909	38 569	23 812
1993	13 604	19 950	31 223	19 273
1994	10 095	15 376	24 546	14 901
1995	8 210	12 452	19 915	12 203
1996	7 514	11 284	17 650	11 144
1997	6 626	10 000	15 861	9 963
1998	6 008	8 965	14 116	8 934
1999	6 050	9 092	13 895	9 029

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	6 455	9 846	16 067	9 761
2001	8 278	12 759	20 615	12 966
2002	9 856	14 935	24 281	15 093
2003	10 479	15 548	24 539	15 606
2004	9 354	13 792	21 983	13 951
2005	7 790	11 548	18 226	11 671
2006	6 265	9 508	15 065	9 575
2007	5 339	8 190	12 919	8 271
2008	5 221	7 856	12 221	8 055
2009	11 095	17 514	27 807	17 364
2010	14 944	22 134	34 650	22 295
2011	14 606	21 889	34 900	22 125
2012	12 934	19 838	32 019	20 040
2013	14 237	22 252	35 026	22 234
2014	17 547	26 621	42 069	26 924
2015	17 618	26 742	43 090	27 030
2016	15 949	24 191	39 377	24 541
2017	13 739	21 029	33 358	21 281
2018	12 072	19 252	31 307	19 420
2019	11 313	17 801	29 917	18 380

Tableau 18. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse par rapport à B_0 pour le scénario de référence, zone 3CD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	1,67	2,30	3,19	1,79
1957	1,45	1,90	2,59	1,51
1958	1,18	1,55	2,07	1,24
1959	0,99	1,29	1,72	1,05
1960	0,80	1,07	1,42	0,87
1961	0,69	0,92	1,24	0,74
1962	0,64	0,90	1,56	0,70
1963	0,89	1,75	2,94	1,78
1964	1,58	2,42	3,49	2,12
1965	1,87	2,60	3,45	2,14
1966	1,87	2,43	3,17	1,99
1967	1,53	2,00	2,62	1,64
1968	1,26	1,68	2,19	1,36
1969	1,08	1,48	1,94	1,21
1970	1,13	1,54	2,32	1,26
1971	2,95	4,03	5,51	3,43
1972	3,13	4,37	6,09	3,73
1973	2,81	3,94	5,35	3,26
1974	2,72	3,69	4,88	3,07
1975	2,54	3,43	4,48	2,83
1976	2,38	3,15	4,15	2,62
1977	2,12	2,76	3,66	2,31
1978	1,86	2,36	3,13	1,96
1979	1,55	1,96	2,56	1,63
1980	1,20	1,56	2,05	1,30
1981	0,98	1,27	1,64	1,05
1982	0,78	1,01	1,30	0,83
1983	0,66	0,87	1,10	0,71
1984	0,56	0,73	0,95	0,61
1985	0,50	0,64	0,84	0,53
1986	0,44	0,58	0,77	0,48
1987	0,91	1,95	2,88	1,73
1988	1,98	2,64	3,52	2,23
1989	2,01	2,57	3,22	2,11
1990	1,79	2,26	2,82	1,84
1991	1,56	1,94	2,41	1,59
1992	1,32	1,62	2,01	1,34
1993	1,06	1,29	1,59	1,09
1994	0,80	0,99	1,23	0,84
1995	0,65	0,81	0,99	0,69
1996	0,60	0,73	0,89	0,63
1997	0,53	0,65	0,80	0,56
1998	0,47	0,58	0,70	0,50
1999	0,46	0,58	0,73	0,51

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	0,49	0,64	0,85	0,55
2001	0,62	0,83	1,10	0,73
2002	0,77	0,97	1,24	0,85
2003	0,82	1,00	1,26	0,88
2004	0,73	0,90	1,12	0,79
2005	0,62	0,75	0,93	0,66
2006	0,50	0,61	0,76	0,54
2007	0,43	0,53	0,67	0,47
2008	0,41	0,51	0,65	0,45
2009	0,86	1,13	1,49	0,98
2010	1,15	1,44	1,82	1,26
2011	1,14	1,42	1,78	1,25
2012	1,03	1,29	1,60	1,13
2013	1,10	1,43	1,84	1,25
2014	1,39	1,73	2,20	1,52
2015	1,39	1,73	2,18	1,52
2016	1,26	1,57	1,99	1,38
2017	1,09	1,36	1,72	1,20
2018	0,97	1,23	1,72	1,09
2019	0,90	1,14	1,65	1,03

Tableau 19. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM du recrutement (en milliers) pour le scénario de référence, Zone 3CD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1958	622	2 524	7 271	2 577
1959	501	1 783	5 098	1 880
1960	449	1 697	5 102	1 750
1961	528	1 883	5 536	1 887
1962	738	3 446	19 285	2 893
1963	2 762	19 896	48 184	29 916
1964	805	9 661	42 306	4 380
1965	904	5 635	24 637	6 990
1966	901	4 698	18 083	6 176
1967	598	2 310	7 819	2 538
1968	609	2 368	6 793	2 599
1969	759	3 343	9 764	3 712
1970	1 536	7 267	27 502	7 437
1971	32 106	57 538	101 254	58 367
1972	767	3 902	21 314	4 095
1973	800	4 371	18 950	4 555
1974	1 369	9 693	31 309	11 672
1975	1 209	8 438	30 194	9 626
1976	1 664	9 358	29 047	10 167
1977	1 198	5 360	17 227	5 971
1978	852	3 809	12 218	4 132
1979	746	2 679	8 398	2 926
1980	591	2 116	5 611	2 311
1981	555	1 966	5 007	2 013
1982	538	1 542	3 871	1 628
1983	595	1 878	4 325	1 882
1984	599	1 631	3 878	1 656
1985	482	1 405	3 500	1 446
1986	405	1 359	3 573	1 388
1987	9 808	30 938	55 144	33 056
1988	882	8 612	37 426	7 177
1989	691	3 194	11 561	3 864
1990	655	2 466	8 133	2 838
1991	948	3 831	10 402	4 217
1992	872	3 950	9 415	4 492
1993	480	1 674	4 438	1 809
1994	454	1 523	3 758	1 569
1995	346	1 111	2 887	1 221
1996	697	1 950	4 378	2 130
1997	289	989	2 830	1 069
1998	385	1 194	2 749	1 220
1999	796	2 271	5 154	2 359
2000	892	2 688	6 963	2 688
2001	1 261	5 407	11 758	5 954

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2002	965	3 884	9 799	3 952
2003	616	2 323	5 970	2 442
2004	285	917	2 360	1 028
2005	251	719	1 708	746
2006	214	637	1 482	700
2007	436	1 101	2 528	1 178
2008	680	1 770	3 908	1 948
2009	8 289	14 881	25 242	14 492
2010	983	4 430	11 732	5 174
2011	476	1 860	5 127	2 007
2012	433	1 669	4 668	1 865
2013	2 755	8 260	16 928	8 226
2014	3 011	8 806	19 378	9 539
2015	679	2 765	8 092	2 932
2016	490	1 778	5 133	2 087
2017	440	1 524	4 732	1 739
2018	637	2 685	11 897	3 284

Tableau 20. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la mortalité par pêche, F, pour le scénario de référence, zone 3CD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	0,03	0,05	0,08	0,06
1957	0,04	0,07	0,11	0,08
1958	0,03	0,04	0,06	0,05
1959	0,04	0,06	0,09	0,06
1960	0,03	0,05	0,07	0,05
1961	0,03	0,05	0,07	0,05
1962	0,04	0,08	0,13	0,09
1963	0,03	0,05	0,11	0,05
1964	0,04	0,07	0,11	0,07
1965	0,05	0,09	0,13	0,09
1966	0,07	0,12	0,18	0,12
1967	0,05	0,07	0,12	0,08
1968	0,03	0,05	0,08	0,06
1969	0,03	0,05	0,08	0,06
1970	0,05	0,09	0,15	0,09
1971	0,06	0,10	0,16	0,11
1972	0,06	0,11	0,17	0,11
1973	0,04	0,06	0,10	0,07
1974	0,05	0,09	0,14	0,09
1975	0,06	0,10	0,16	0,11
1976	0,06	0,10	0,16	0,11
1977	0,06	0,09	0,14	0,09
1978	0,05	0,08	0,12	0,08
1979	0,06	0,10	0,15	0,10
1980	0,05	0,07	0,11	0,08
1981	0,06	0,10	0,15	0,10
1982	0,03	0,05	0,08	0,05
1983	0,05	0,08	0,13	0,09
1984	0,03	0,06	0,09	0,06
1985	0,03	0,06	0,09	0,06
1986	0,04	0,06	0,10	0,07
1987	0,04	0,06	0,14	0,06
1988	0,06	0,10	0,15	0,10
1989	0,04	0,06	0,09	0,07
1990	0,05	0,08	0,11	0,08
1991	0,08	0,13	0,19	0,14
1992	0,07	0,12	0,17	0,12
1993	0,08	0,14	0,21	0,14
1994	0,04	0,07	0,11	0,07
1995	0,02	0,03	0,04	0,03
1996	0,01	0,02	0,03	0,02
1997	0,01	0,02	0,03	0,02
1998	0,01	0,01	0,01	0,01
1999	0,01	0,01	0,02	0,01

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	0,01	0,02	0,03	0,02
2001	0,02	0,03	0,05	0,03
2002	0,01	0,02	0,03	0,02
2003	0,03	0,04	0,06	0,04
2004	0,03	0,04	0,06	0,04
2005	0,02	0,03	0,05	0,03
2006	0,01	0,02	0,03	0,02
2007	0,01	0,01	0,02	0,01
2008	0,01	0,02	0,03	0,02
2009	0,02	0,03	0,05	0,03
2010	0,02	0,03	0,05	0,03
2011	0,02	0,03	0,04	0,03
2012	0,02	0,03	0,04	0,03
2013	0,01	0,02	0,03	0,02
2014	0,01	0,02	0,03	0,02
2015	0,01	0,02	0,03	0,02
2016	0,01	0,02	0,03	0,02
2017	0,01	0,01	0,01	0,01
2018	0,01	0,01	0,02	0,01

13.3 QUELQUES RÉSULTATS DE SENSIBILITÉ : ZONE 5ABCD

Tableau 21. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 2a (la moyenne du relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte a été établie à la même moyenne que pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 776	3 604	4 775	4 104	307	1,00
h	0,462	0,746	0,942	0,810	769	1,00
M	0,294	0,326	0,357	0,324	597	1,00
B_0	25 940	30 652	37 185	35 115	376	1,00
q_1	0,042	0,056	0,071	0,058	542	1,00
q_2	0,027	0,037	0,050	0,038	673	1,00
q_3	0,046	0,064	0,087	0,065	678	1,00
q_4	0,002	0,003	0,003	0,003	608	1,00
q_5	0,005	0,006	0,008	0,006	655	1,00

Tableau 22. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 2b (valeurs a priori uniformes pour la capturabilité des relevés synoptiques), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	4 017	8 216	17 782	8 550	143	1,02
h	0,449	0,726	0,938	0,802	903	1,00
M	0,324	0,372	0,408	0,368	141	1,02
B_0	34 607	56 364	111 382	59 712	149	1,02
q_1	0,011	0,023	0,047	0,027	98	1,02
q_2	0,006	0,014	0,027	0,015	104	1,02
q_3	0,010	0,024	0,047	0,026	105	1,02
q_4	0,001	0,001	0,002	0,001	94	1,02
q_5	0,001	0,002	0,005	0,003	102	1,02

Tableau 23. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3a (moyenne $\ln(M)=\ln(0,5)$, $ET=0,2$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 109	2 695	3 519	3 012	266	1,01
h	0,459	0,748	0,941	0,813	843	1,00
M	0,260	0,293	0,324	0,287	640	1,01
B_0	23 270	27 168	32 007	31 222	211	1,00
q_1	0,058	0,074	0,092	0,078	375	1,00
q_2	0,040	0,053	0,069	0,054	490	1,00
q_3	0,068	0,092	0,120	0,093	490	1,00
q_4	0,003	0,003	0,004	0,004	356	1,00
q_5	0,007	0,009	0,011	0,009	467	1,00

Tableau 24. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3b (moyenne $\ln(M)=\ln(0,4)$, $ET=0,1$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 635	2 114	2 771	2 369	313	1,00
h	0,503	0,783	0,953	0,839	1026	1,00
M	0,211	0,251	0,293	0,242	289	1,00
B_0	23 394	27 376	31 808	32 200	293	1,01
q_1	0,069	0,088	0,113	0,093	402	1,00
q_2	0,045	0,062	0,083	0,064	594	1,00
q_3	0,077	0,105	0,142	0,110	610	1,00
q_4	0,003	0,004	0,005	0,004	305	1,00
q_5	0,008	0,010	0,014	0,011	565	1,00

Tableau 25. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3c (moyenne $\ln(M)=\ln(0,4)$, $ET=0,2$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 657	2 178	2 776	2 450	409	1,00
h	0,503	0,772	0,947	0,836	924	1,00
M	0,217	0,257	0,294	0,249	540	1,00
B_0	23 218	27 134	31 409	31 966	309	1,00
q_1	0,068	0,086	0,106	0,091	597	1,00
q_2	0,046	0,060	0,082	0,063	793	1,00
q_3	0,078	0,104	0,142	0,107	791	1,00
q_4	0,003	0,004	0,005	0,004	549	1,00
q_5	0,008	0,010	0,013	0,011	739	1,00

Tableau 26. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 4a (valeur a priori uniforme pour la pente), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 397	3 053	3 986	3 445	197	1,01
h	0,207	0,333	0,885	0,590	115	1,02
M	0,288	0,321	0,353	0,313	411	1,01
B_0	21 972	26 735	32 014	31 196	86	1,00
q_1	0,050	0,065	0,081	0,070	504	1,00
q_2	0,037	0,050	0,066	0,051	593	1,00
q_3	0,065	0,087	0,115	0,088	571	1,00
q_4	0,002	0,003	0,004	0,003	292	1,01
q_5	0,006	0,008	0,011	0,008	582	1,00

Tableau 27. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 4b (valeur a priori bêta pour la pente avec moyenne = 0,85 et ET = 0,15), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 362	2 996	3 816	3 386	255	1,01
h	0,644	0,889	0,994	0,973	359	1,00
M	0,279	0,311	0,346	0,308	570	1,00
B_0	23 299	27 412	32 203	31 339	175	1,01
q_1	0,054	0,069	0,086	0,071	482	1,00
q_2	0,037	0,049	0,065	0,050	798	1,00
q_3	0,064	0,085	0,113	0,086	805	1,00
q_4	0,002	0,003	0,004	0,003	365	1,00
q_5	0,006	0,008	0,011	0,008	774	1,00

Tableau 28. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6a ($\sigma_O = 0,1$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 333	2 876	3 605	3 280	932	1,00
h	0,534	0,800	0,952	0,852	709	1,00
M	0,368	0,404	0,443	0,409	1076	1,00
B_0	15 181	17 412	19 846	19 421	520	1,00
q_1	0,070	0,086	0,103	0,088	968	1,00
q_2	0,042	0,053	0,066	0,054	962	1,00
q_3	0,075	0,095	0,118	0,096	955	1,00
q_4	0,004	0,004	0,005	0,005	969	1,00
q_5	0,008	0,009	0,012	0,010	973	1,00

Tableau 29. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6b ($\sigma_O = 0,15$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 237	2 797	3 594	3 228	368	1,02
h	0,478	0,765	0,952	0,832	601	1,02
M	0,301	0,337	0,374	0,341	428	1,02
B_0	19 559	22 571	26 240	25 424	266	1,00
q_1	0,060	0,077	0,093	0,081	530	1,02
q_2	0,040	0,051	0,067	0,054	599	1,00
q_3	0,069	0,090	0,117	0,094	596	1,00
q_4	0,003	0,004	0,004	0,004	194	1,04
q_5	0,007	0,009	0,011	0,009	582	1,00

Tableau 30. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6c ($\sigma_O = 0,25$), zone 5ABCD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 515	3 214	4 074	3 693	353	1,00
h	0,383	0,679	0,929	0,767	894	1,01
M	0,270	0,300	0,330	0,297	637	1,00
B_0	25 646	31 076	38 190	36 353	199	1,00
q_1	0,048	0,061	0,078	0,064	598	1,00
q_2	0,036	0,048	0,063	0,048	685	1,00
q_3	0,062	0,082	0,109	0,082	690	1,00
q_4	0,002	0,003	0,003	0,003	604	1,00
q_5	0,006	0,008	0,010	0,008	647	1,00

13.4 QUELQUES RÉSULTATS DE SENSIBILITÉ : ZONE 3CD

Tableau 31. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 2a (l'écart-type du relevé synoptique de la COIV dans le bassin de la Reine-Charlotte a été établi au même écart-type que pour le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 663	4 330	7 555	4 945	359	1,00
h	0,443	0,741	0,937	0,807	711	1,00
M	0,394	0,432	0,471	0,436	481	1,00
B_0	14 449	22 241	38 513	25 256	293	1,00
q_1	0,027	0,046	0,080	0,047	400	1,00
q_2	0,001	0,002	0,003	0,002	410	1,01
q_3	0,001	0,001	0,002	0,001	390	1,00
q_4	0,033	0,058	0,095	0,060	402	1,01

Tableau 32. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 2b (valeurs a priori uniformes pour la capturabilité des relevés synoptiques), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	12 036	59 688	154 665	109 795	873	1,00
h	0,447	0,736	0,941	0,801	806	1,01
M	0,427	0,460	0,496	0,468	805	1,00
B_0	59 562	278 932	731 890	507 724	856	1,00
q_1	0,001	0,003	0,015	0,002	483	1,00
q_2	0,000	0,000	0,001	0,000	469	1,00
q_3	0,000	0,000	0,000	0,000	476	1,00
q_4	0,002	0,004	0,020	0,003	462	1,00

Tableau 33. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3a (moyenne $\ln(M)=\ln(0,5)$, $ET=0,2$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 726	2 490	3 728	2 856	317	1,00
h	0,458	0,751	0,958	0,806	690	1,00
M	0,361	0,399	0,438	0,399	665	1,00
B_0	10 765	14 295	20 629	16 518	255	1,00
q_1	0,052	0,082	0,122	0,082	632	1,00
q_2	0,002	0,003	0,004	0,003	664	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	650	1,00
q_4	0,066	0,099	0,139	0,100	657	1,00

Tableau 34. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3b (moyenne $\ln(M)=\ln(0,4)$, $ET=0,1$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 650	2 527	4 007	2 850	144	1,01
h	0,448	0,749	0,945	0,806	864	1,00
M	0,355	0,400	0,444	0,399	335	1,00
B_0	10 612	14 581	20 963	16 503	125	1,01
q_1	0,053	0,081	0,124	0,082	401	1,01
q_2	0,002	0,003	0,004	0,003	338	1,01
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	412	1,01
q_4	0,064	0,098	0,143	0,100	335	1,01

Tableau 35. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 3c (moyenne $\ln(M)=\ln(0,4)$, $ET=0,2$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 764	2 590	3 959	2 946	358	1,00
h	0,454	0,740	0,949	0,806	741	1,00
M	0,364	0,406	0,449	0,404	476	1,00
B_0	10 790	14 683	21 189	16 763	292	1,00
q_1	0,051	0,080	0,121	0,080	543	1,00
q_2	0,002	0,003	0,004	0,003	697	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	590	1,00
q_4	0,062	0,095	0,137	0,098	592	1,00

Tableau 36. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 4a (valeur a priori uniforme pour la pente), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 981	2 896	4 298	3 322	466	1,00
h	0,248	0,479	0,970	0,270	93	1,04
M	0,383	0,421	0,460	0,427	546	1,01
B_0	11 478	15 498	21 613	17 470	392	1,01
q_1	0,052	0,077	0,117	0,080	663	1,00
q_2	0,002	0,002	0,003	0,002	608	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	715	1,00
q_4	0,061	0,089	0,129	0,090	738	1,00

Tableau 37. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 4b (valeur a priori bêta pour la pente avec moyenne = 0,85 et ET = 0,15), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 948	2 912	4 606	3 317	247	1,02
h	0,573	0,878	0,991	0,975	277	1,00
M	0,384	0,426	0,465	0,422	530	1,00
B_0	11 229	15 329	22 832	17 725	218	1,04
q_1	0,048	0,074	0,110	0,075	667	1,01
q_2	0,002	0,002	0,003	0,003	679	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	660	1,01
q_4	0,056	0,086	0,126	0,091	628	1,00

Tableau 38. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6a ($\sigma_O = 0,1$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 660	4 129	6 366	4 734	494	1,01
h	0,540	0,784	0,953	0,834	866	1,00
M	0,521	0,565	0,611	0,583	433	1,00
B_0	10 117	14 674	21 521	16 220	518	1,00
q_1	0,046	0,073	0,114	0,073	507	1,00
q_2	0,001	0,002	0,003	0,002	570	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	508	1,00
q_4	0,054	0,081	0,122	0,083	552	1,00

Tableau 39. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6b ($\sigma_O = 0,15$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	2 298	3 244	4 991	3 759	423	1,00
h	0,496	0,773	0,941	0,821	453	1,01
M	0,431	0,472	0,510	0,478	486	1,00
B_0	11 084	14 887	21 411	16 867	360	1,00
q_1	0,047	0,074	0,110	0,074	590	1,00
q_2	0,001	0,002	0,003	0,002	528	1,01
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	583	1,00
q_4	0,055	0,085	0,119	0,086	575	1,00

Tableau 40. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM des paramètres clés pour le Scénario 6c ($\sigma_O = 0,25$), zone 3CD. R_0 est en milliers de poissons. B_0 est en tonnes.

Paramètre	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM	n_{eff}	$\hat{R}$
R_0	1 905	2 763	4 038	3 095	384	1,01
h	0,440	0,728	0,937	0,798	583	1,00
M	0,356	0,392	0,427	0,394	651	1,00
B_0	12 004	16 452	22 722	18 235	286	1,01
q_1	0,049	0,075	0,118	0,077	660	1,01
q_2	0,002	0,002	0,004	0,003	664	1,00
q_3	0,001	0,002	0,003	0,002	665	1,01
q_4	0,061	0,090	0,134	0,094	694	1,00

13.5 POINTS DE RÉFÉRENCE FONDÉS SUR LA MOYENNE DES MODÈLES ET TABLEAUX DE DÉCISION

Tableau 41. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) des points de référence pour la moyenne des modèles pour la zone 5ABCD. La biomasse est en tonnes.

Point de référence	2,5 %	50 %	97,5 %
B_0	18 872,55	26 072,95	39 743,86
B_{1956}	25 747,48	46 965,35	84 161,39
B_{2019}	8 701,41	15 687,40	33 339,51
B_{2019}/B_0	0,39	0,60	1,01
B_{2019}/B_{1956}	0,20	0,34	0,64
F_{2018}	0,01	0,02	0,04
PRL (2000)	5 563	9 762	20 781
RSS (1956–2004)	20 048	33 780	61 615

Tableau 42. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse (t) pour la moyenne des modèles dans la zone 5ABCD

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	37 540	50 217	67 959	45 179
1957	39 125	49 415	64 880	45 319
1958	34 214	43 655	57 501	40 341
1959	26 990	35 555	48 035	32 611
1960	21 923	29 725	41 177	27 147
1961	18 376	25 756	36 583	23 397
1962	16 352	23 741	34 725	21 490
1963	44 167	56 542	73 891	54 181
1964	60 565	76 396	98 583	73 288
1965	61 363	75 834	97 665	72 428
1966	51 665	64 235	83 301	60 719
1967	38 723	49 456	67 102	46 209
1968	28 963	37 750	51 664	35 061
1969	21 959	29 493	41 325	27 148
1970	17 852	24 356	34 856	22 340
1971	16 245	22 708	32 759	20 700
1972	37 584	51 225	66 072	48 618
1973	48 431	64 454	83 932	61 107
1974	51 298	66 297	85 363	62 438
1975	47 350	60 590	78 658	56 875
1976	39 882	52 304	69 580	48 770
1977	36 214	47 778	62 422	44 451
1978	34 976	45 172	58 545	41 795
1979	34 581	43 413	55 299	40 794
1980	28 155	36 461	47 681	34 132
1981	24 647	32 138	42 381	29 987
1982	23 284	29 955	39 071	28 257
1983	21 278	27 615	36 465	26 090
1984	19 659	26 095	35 068	24 752
1985	18 535	25 400	35 589	24 311
1986	25 269	39 126	54 220	31 882
1987	42 585	52 710	66 423	48 706
1988	36 226	46 178	59 125	43 430
1989	29 867	39 727	52 206	37 312
1990	28 728	39 203	50 525	36 419
1991	33 336	41 097	50 857	39 139
1992	26 776	32 944	41 233	31 348
1993	19 898	25 167	32 102	23 728
1994	14 585	18 944	24 944	17 829
1995	12 700	16 600	21 838	15 587
1996	12 048	15 648	20 615	14 874
1997	10 944	14 421	19 073	13 844
1998	9 709	12 876	17 368	12 492
1999	8 519	11 589	15 897	11 312

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	7 728	10 642	14 719	10 431
2001	8 691	12 248	17 431	11 724
2002	11 820	15 877	21 431	15 241
2003	13 507	17 941	24 109	17 464
2004	13 768	18 068	24 586	17 669
2005	12 670	16 761	22 969	16 500
2006	11 043	14 707	20 235	14 581
2007	9 509	12 893	17 573	12 802
2008	9 259	12 820	18 098	12 705
2009	12 087	16 627	22 450	16 327
2010	14 695	19 781	26 487	19 492
2011	15 161	20 307	27 357	19 936
2012	14 617	19 806	26 706	19 340
2013	14 026	18 895	25 359	18 526
2014	13 332	17 789	23 980	17 531
2015	12 243	16 431	22 410	16 281
2016	11 046	15 044	20 654	14 984
2017	10 459	14 219	19 472	14 344
2018	10 596	14 797	21 965	14 941
2019	11 348	15 950	26 145	16 502

Tableau 43. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM du recrutement (en milliers) selon la moyenne des modèles pour la zone 5ABCD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1958	672	3 024	9 169	2 959
1959	703	2 685	7 563	2 874
1960	672	2 513	6 439	2 510
1961	644	2 365	6 113	2 407
1962	708	2 687	7 878	2 828
1963	40 312	59 872	81 698	58 977
1964	733	4 102	21 643	4 511
1965	805	3 455	14 979	4 032
1966	758	2 911	8 934	3 168
1967	597	2 125	6 121	2 396
1968	538	1 713	4 290	1 816
1969	573	1 938	4 660	1 980
1970	748	2 429	6 022	2 460
1971	815	2 931	8 118	3 117
1972	32 466	52 036	71 439	50 882
1973	756	3 722	21 390	3 658
1974	849	5 091	18 812	5 790
1975	1 136	4 852	15 313	5 708
1976	975	4 580	14 720	4 878
1977	2 035	8 140	19 896	8 908
1978	1 217	5 980	16 951	6 080
1979	1 133	6 743	17 758	7 978
1980	805	3 838	10 564	4 043
1981	1 195	4 936	11 328	5 106
1982	1 159	4 346	9 538	4 528
1983	781	2 926	7 490	3 071
1984	1 006	3 708	8 822	4 020
1985	933	3 655	12 501	4 203
1986	3 174	26 923	46 120	15 293
1987	2 646	15 909	45 970	29 024
1988	654	2 942	9 884	2 716
1989	702	3 184	10 467	3 159
1990	1 169	7 942	19 922	7 944
1991	2 476	11 324	22 877	12 453
1992	609	2 517	7 435	2 688
1993	404	1 499	3 536	1 566
1994	418	1 313	2 961	1 381
1995	450	1 653	3 879	1 679
1996	852	2 681	5 805	2 941
1997	409	1 425	3 443	1 483
1998	407	1 288	2 996	1 313
1999	287	1 000	2 419	1 119
2000	326	1 045	2 523	1 112
2001	1 366	4 691	9 995	4 241

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2002	908	4 791	11 026	5 305
2003	595	2 064	5 443	2 223
2004	447	1 295	3 304	1 422
2005	343	895	2 048	956
2006	283	756	1 779	828
2007	309	892	2 105	958
2008	922	2 509	5 811	2 569
2009	3 071	7 355	12 959	7 216
2010	951	3 661	8 686	3 824
2011	634	2 067	5 280	2 127
2012	528	1 586	3 964	1 733
2013	526	1 656	3 946	1 764
2014	595	1 685	3 904	1 790
2015	455	1 434	3 431	1 534
2016	495	1 368	3 060	1 512
2017	454	1 527	3 805	1 713
2018	638	2 637	11 811	3 110

Tableau 44. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) des points de référence pour la moyenne des modèles pour la zone 3CD. La biomasse est en tonnes.

Point de référence	2,5 %	50 %	97,5 %
B_0	8 154,83	14 548,70	41 282,42
B_{1956}	11 727,18	32 454,25	94 423,73
B_{2019}	7 100,31	16 817,45	57 754,00
B_{2019}/B_0	0,78	1,13	1,73
B_{2019}/B_{1956}	0,32	0,53	0,98
F_{2018}	0,00	0,01	0,03
PRL (1986)	2 859	8 108	26 730
RSS (1956–2004)	9 952	24 982	74 478

Tableau 45. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM de la biomasse (t) pour la moyenne des modèles dans la zone 3CD

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1956	23 757	35 234	57 757	31 778
1957	19 801	29 285	48 327	26 795
1958	16 115	23 942	39 300	22 103
1959	13 431	20 020	33 135	18 587
1960	10 792	16 449	27 236	15 375
1961	9 004	14 144	23 709	13 201
1962	8 383	14 014	28 491	12 424
1963	13 787	27 042	47 639	31 612
1964	23 414	37 284	58 988	37 600
1965	26 342	39 744	62 142	37 962
1966	25 665	37 788	58 784	35 418
1967	20 376	31 218	50 116	29 108
1968	16 550	26 041	41 489	24 217
1969	14 529	22 714	37 580	21 438
1970	14 465	23 958	41 730	22 397
1971	41 218	62 166	99 762	60 998
1972	44 117	68 541	110 837	66 165
1973	38 441	60 528	99 436	57 945
1974	37 818	56 630	92 818	54 581
1975	33 965	52 760	84 116	50 212
1976	31 682	48 792	77 775	46 471
1977	28 690	43 170	67 219	40 962
1978	24 445	36 670	57 767	34 881
1979	20 459	30 375	47 893	28 911
1980	16 302	24 185	38 513	23 040
1981	13 057	19 640	31 376	18 704
1982	10 184	15 538	24 909	14 778
1983	8 740	13 303	21 837	12 696
1984	7 369	11 225	18 441	10 752
1985	6 415	9 926	16 470	9 478
1986	5 774	8 912	14 678	8 483
1987	13 268	29 212	49 404	30 768
1988	27 433	40 950	62 176	39 675
1989	26 803	39 281	61 183	37 402
1990	23 868	34 622	53 493	32 723
1991	20 627	29 786	46 118	28 203
1992	17 346	24 909	38 569	23 812
1993	13 604	19 950	31 223	19 273
1994	10 095	15 376	24 546	14 901
1995	8 210	12 452	19 915	12 203
1996	7 514	11 284	17 650	11 144
1997	6 626	10 000	15 861	9 963
1998	6 008	8 965	14 116	8 934
1999	6 050	9 092	13 895	9 029

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2000	6 455	9 846	16 067	9 761
2001	8 278	12 759	20 615	12 966
2002	9 856	14 935	24 281	15 093
2003	10 479	15 548	24 539	15 606
2004	9 354	13 792	21 983	13 951
2005	7 790	11 548	18 226	11 671
2006	6 265	9 508	15 065	9 575
2007	5 339	8 190	12 919	8 271
2008	5 221	7 856	12 221	8 055
2009	11 095	17 514	27 807	17 364
2010	14 944	22 134	34 650	22 295
2011	14 606	21 889	34 900	22 125
2012	12 934	19 838	32 019	20 040
2013	14 237	22 252	35 026	22 234
2014	17 547	26 621	42 069	26 924
2015	17 618	26 742	43 090	27 030
2016	15 949	24 191	39 377	24 541
2017	13 739	21 029	33 358	21 281
2018	12 072	19 252	31 307	19 420
2019	11 313	17 801	29 917	18 380

Tableau 46. Valeur a posteriori (centile 2,5th, médiane et centile 97,5th) et estimations de la DPM du recrutement (en milliers) selon la moyenne des modèles pour la zone 3CD.

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
1958	622	2 524	7 271	2 577
1959	501	1 783	5 098	1 880
1960	449	1 697	5 102	1 750
1961	528	1 883	5 536	1 887
1962	738	3 446	19 285	2 893
1963	2 762	19 896	48 184	29 916
1964	805	9 661	42 306	4 380
1965	904	5 635	24 637	6 990
1966	901	4 698	18 083	6 176
1967	598	2 310	7 819	2 538
1968	609	2 368	6 793	2 599
1969	759	3 343	9 764	3 712
1970	1 536	7 267	27 502	7 437
1971	32 106	57 538	101 254	58 367
1972	767	3 902	21 314	4 095
1973	800	4 371	18 950	4 555
1974	1 369	9 693	31 309	11 672
1975	1 209	8 438	30 194	9 626
1976	1 664	9 358	29 047	10 167
1977	1 198	5 360	17 227	5 971
1978	852	3 809	12 218	4 132
1979	746	2 679	8 398	2 926
1980	591	2 116	5 611	2 311
1981	555	1 966	5 007	2 013
1982	538	1 542	3 871	1 628
1983	595	1 878	4 325	1 882
1984	599	1 631	3 878	1 656
1985	482	1 405	3 500	1 446
1986	405	1 359	3 573	1 388
1987	9 808	30 938	55 144	33 056
1988	882	8 612	37 426	7 177
1989	691	3 194	11 561	3 864
1990	655	2 466	8 133	2 838
1991	948	3 831	10 402	4 217
1992	872	3 950	9 415	4 492
1993	480	1 674	4 438	1 809
1994	454	1 523	3 758	1 569
1995	346	1 111	2 887	1 221
1996	697	1 950	4 378	2 130
1997	289	989	2 830	1 069
1998	385	1 194	2 749	1 220
1999	796	2 271	5 154	2 359
2000	892	2 688	6 963	2 688
2001	1 261	5 407	11 758	5 954

Année	2,5 %	50 %	97,5 %	DPM
2002	965	3 884	9 799	3 952
2003	616	2 323	5 970	2 442
2004	285	917	2 360	1 028
2005	251	719	1 708	746
2006	214	637	1 482	700
2007	436	1 101	2 528	1 178
2008	680	1 770	3 908	1 948
2009	8 289	14 881	25 242	14 492
2010	983	4 430	11 732	5 174
2011	476	1 860	5 127	2 007
2012	433	1 669	4 668	1 865
2013	2 755	8 260	16 928	8 226
2014	3 011	8 806	19 378	9 539
2015	679	2 765	8 092	2 932
2016	490	1 778	5 133	2 087
2017	440	1 524	4 732	1 739
2018	637	2 685	11 897	3 284

Tableau 47. Tableau de décision avec moyenne des modèles pour la zone 5ABCD. Les modèles pris en compte dans la moyenne sont les suivants : 1a) Reference model 5ABCD, 2d) HSSS $\ln(q)$ prior mean = $\ln(1.0 * 0.35)$, QCSSS = $\ln(1.0 * 0.65)$, 2e) HSSS and QCSS $\ln(q)$ prior SD = 0.6, 3a) M prior mean = 0.4, SD = 0.1, 5a) kage = 3y and update FW parameters, 6b) Fix sigma O = 0.15 and 7b) Fix sigma W = 0.15.

2019 Prise(mt)	$P(B_{2020} < B_{2019})$	$P(F_{2019} > F_{2018})$	$P(B_{2020} < \text{PRL})$	$P(B_{2020} < \text{RSS})$	$P(F_{2019} > \text{TEL})$
0	0,12	<0,01	<0,01	0,98	<0,01
100	0,14	<0,01	<0,01	0,98	<0,01
200	0,17	<0,01	<0,01	0,99	<0,01
300	0,21	0,98	<0,01	0,99	<0,01
400	0,25	>0,99	<0,01	0,99	<0,01
500	0,29	>0,99	0,01	0,99	<0,01
600	0,34	>0,99	0,01	0,99	<0,01
700	0,38	>0,99	0,01	0,99	<0,01
800	0,43	>0,99	0,01	0,99	<0,01
900	0,47	>0,99	0,01	0,99	<0,01
1 000	0,52	>0,99	0,01	0,99	<0,01
1 100	0,56	>0,99	0,01	0,99	0,01
1 200	0,60	>0,99	0,01	0,99	0,02
1 300	0,63	>0,99	0,02	0,99	0,04
1 400	0,66	>0,99	0,02	0,99	0,08
1 500	0,69	>0,99	0,02	0,99	0,14
1 600	0,71	>0,99	0,03	0,99	0,22
1 700	0,74	>0,99	0,03	0,99	0,31
1 800	0,75	>0,99	0,03	0,99	0,40
1 900	0,78	>0,99	0,04	0,99	0,50
2 000	0,79	>0,99	0,04	0,99	0,58
2 100	0,81	>0,99	0,05	0,99	0,66
2 200	0,82	>0,99	0,05	0,99	0,73
2 300	0,83	>0,99	0,06	0,99	0,78
2 400	0,84	>0,99	0,07	0,99	0,83
2 500	0,85	>0,99	0,07	0,99	0,86
2 600	0,86	>0,99	0,08	0,99	0,89
2 700	0,87	>0,99	0,09	0,99	0,91
2 800	0,88	>0,99	0,09	0,99	0,93
2 900	0,89	>0,99	0,10	0,99	0,94
3 000	0,89	>0,99	0,11	0,99	0,95

Tableau 48. Tableau de décision avec moyenne des modèles pour la zone 3CD. Les modèles pris en compte dans la moyenne sont les suivants : 1a) Reference model 3CD, 2d) WCVISS $\ln(q)$ prior mean = $\ln(1.0)$, 2e) WCVISS $\ln(q)$ prior SD = 0.6, 3a) M prior mean = 0.4, SD = 0.1, 5a) kage = 3y and update FW parameters, 6b) Fix sigma O = 0.15 and 7b) Fix sigma W = 0.15.

2019 Prise(mt)	$P(B_{2020} < B_{2019})$	$P(F_{2019} > F_{2018})$	$P(B_{2020} < \text{PRL})$	$P(B_{2020} < \text{RSS})$	$P(F_{2019} > \text{TEL})$
0	0,76	<0,01	<0,01	0,95	<0,01
100	0,77	<0,01	<0,01	0,95	<0,01
200	0,79	>0,99	<0,01	0,95	<0,01
300	0,80	>0,99	<0,01	0,96	<0,01
400	0,81	>0,99	<0,01	0,96	<0,01
500	0,82	>0,99	<0,01	0,96	<0,01
600	0,83	>0,99	<0,01	0,96	0,01
700	0,84	>0,99	<0,01	0,96	0,05
800	0,85	>0,99	<0,01	0,96	0,18
900	0,86	>0,99	0,01	0,96	0,36
1 000	0,87	>0,99	0,01	0,96	0,55
1 100	0,87	>0,99	0,01	0,96	0,71
1 200	0,88	>0,99	0,01	0,96	0,83
1 300	0,88	>0,99	0,01	0,97	0,90
1 400	0,89	>0,99	0,01	0,97	0,94
1 500	0,89	>0,99	0,01	0,97	0,96

14 FIGURES

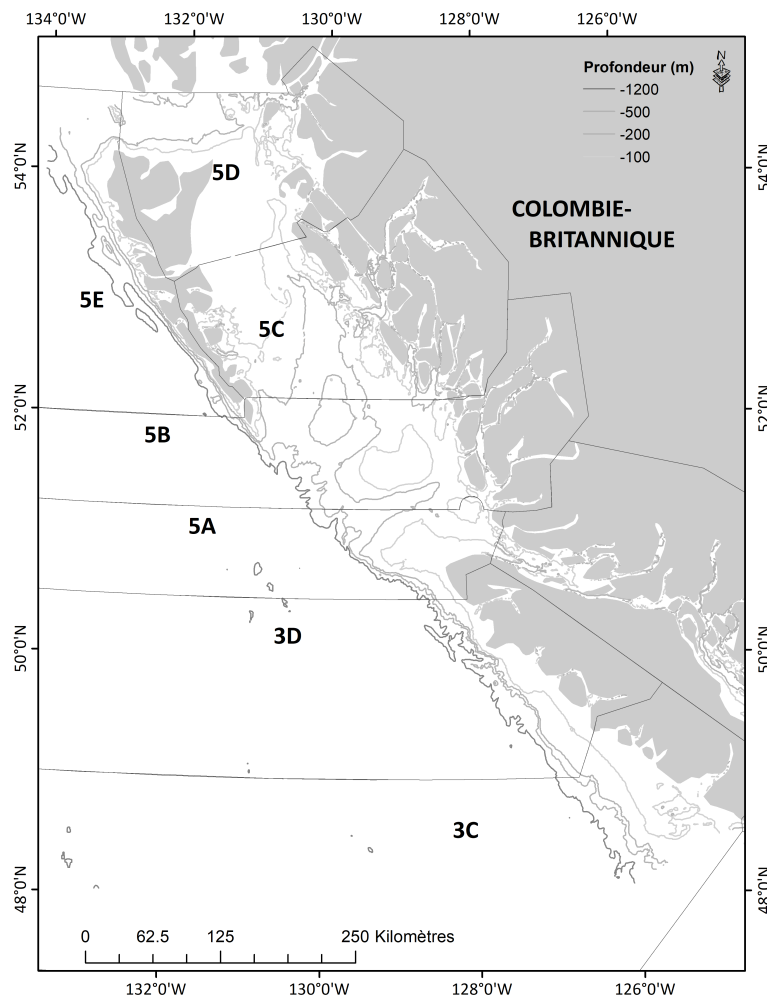


Figure 1. Carte des zones de gestion 5AB (bassin de la Reine-Charlotte), 5CD (détroit d'Hécate) et 3CD (côte ouest de l'île de Vancouver).

14.1 PRISES : ZONE 5ABCD

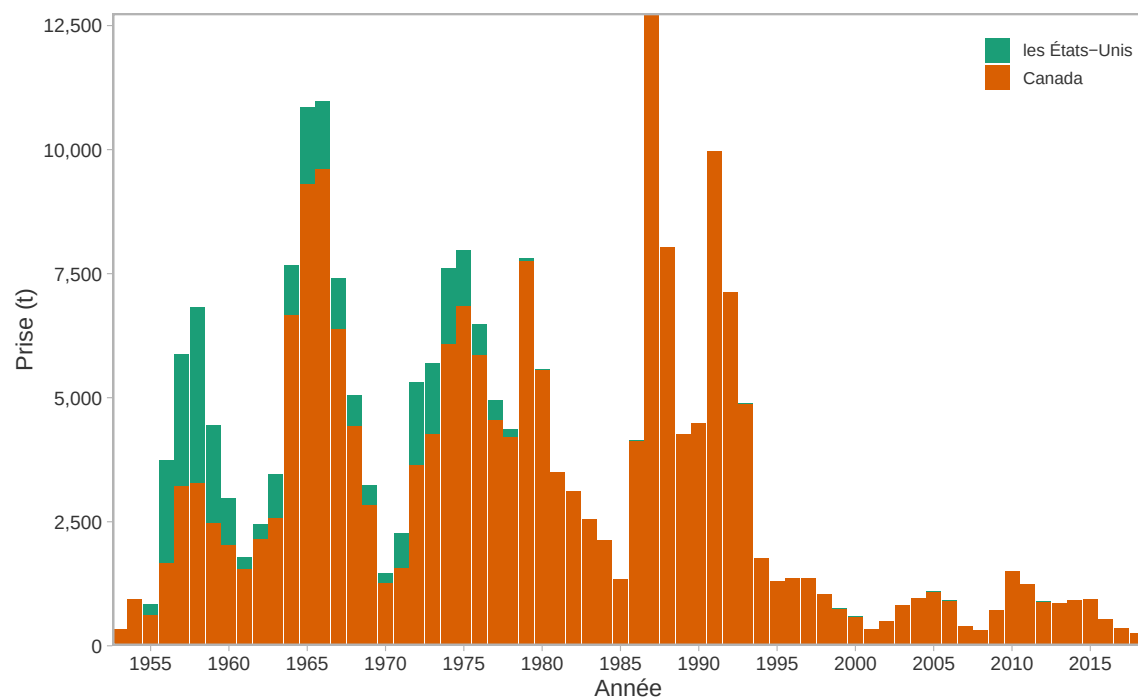


Figure 2. Prises pour la zone 5ABCD. Les prises canadiennes comprennent les remises à l'eau.

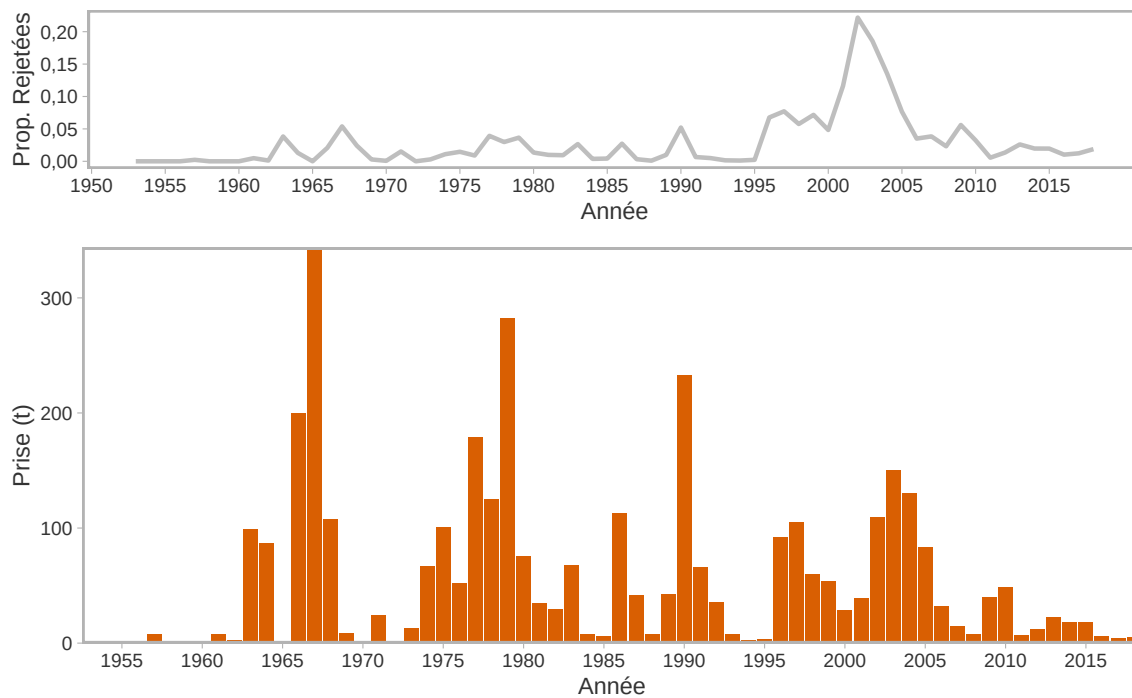


Figure 3. Estimation des remises à l'eau de morue du Pacifique par les chalutiers de fond pour la zone 5ABCD.

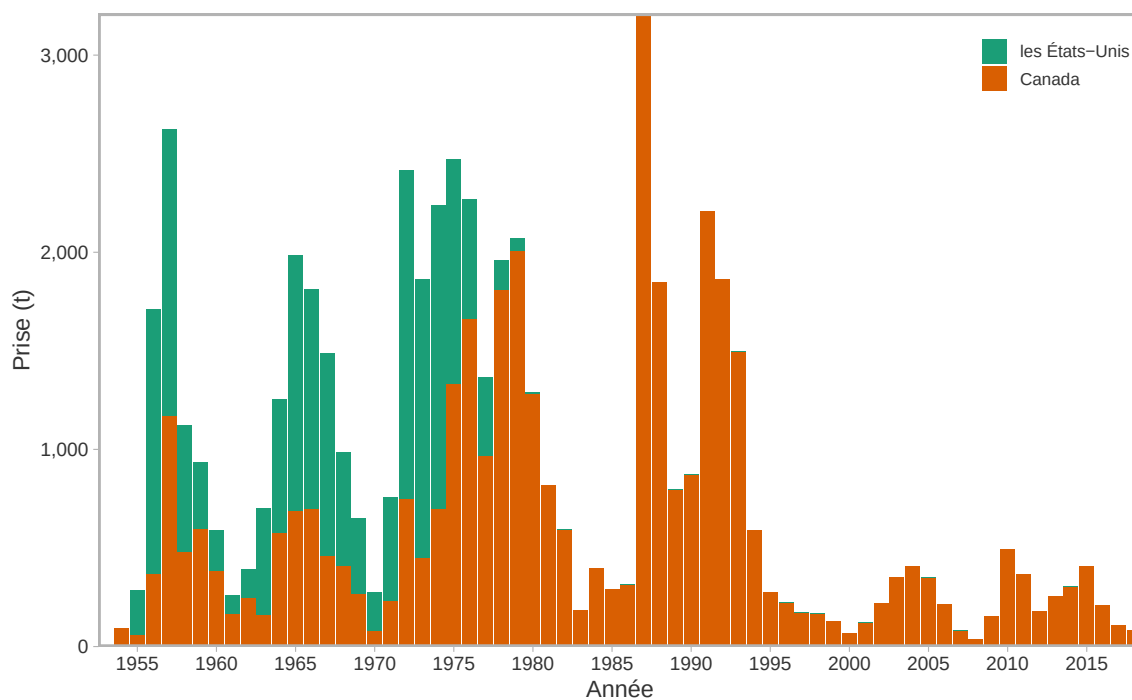


Figure 4. Prises pour la zone 5AB. Les prises canadiennes comprennent les remises à l'eau.

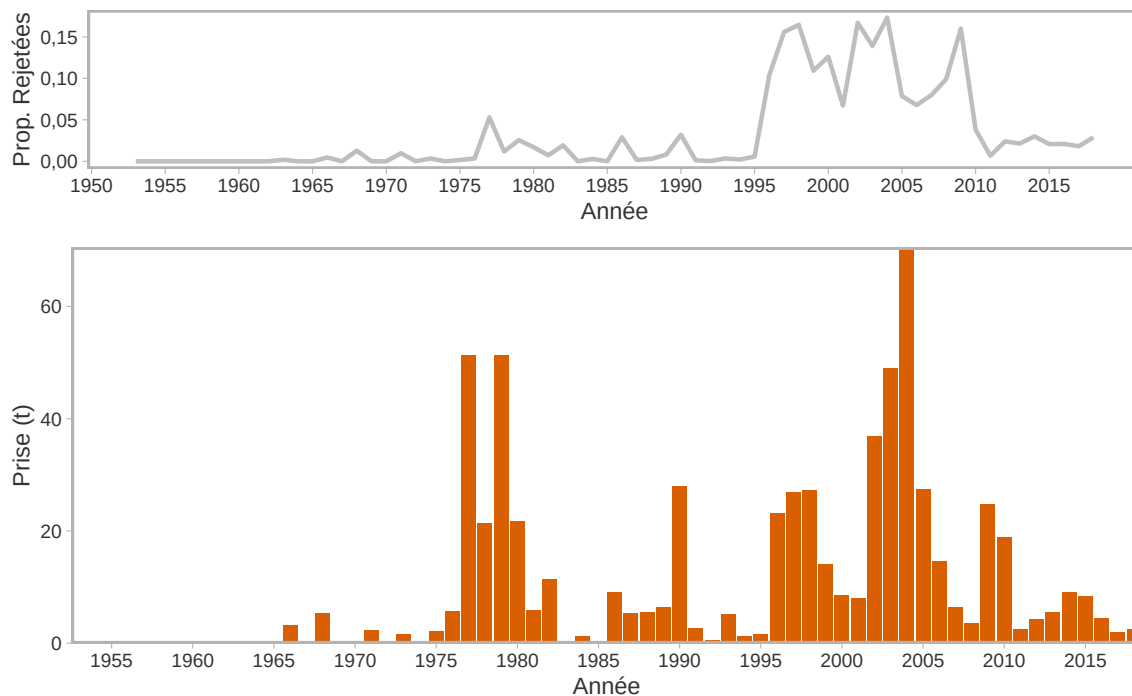


Figure 5. Estimation des remises à l'eau de morue du Pacifique par les chalutiers de fond pour la zone 5AB.

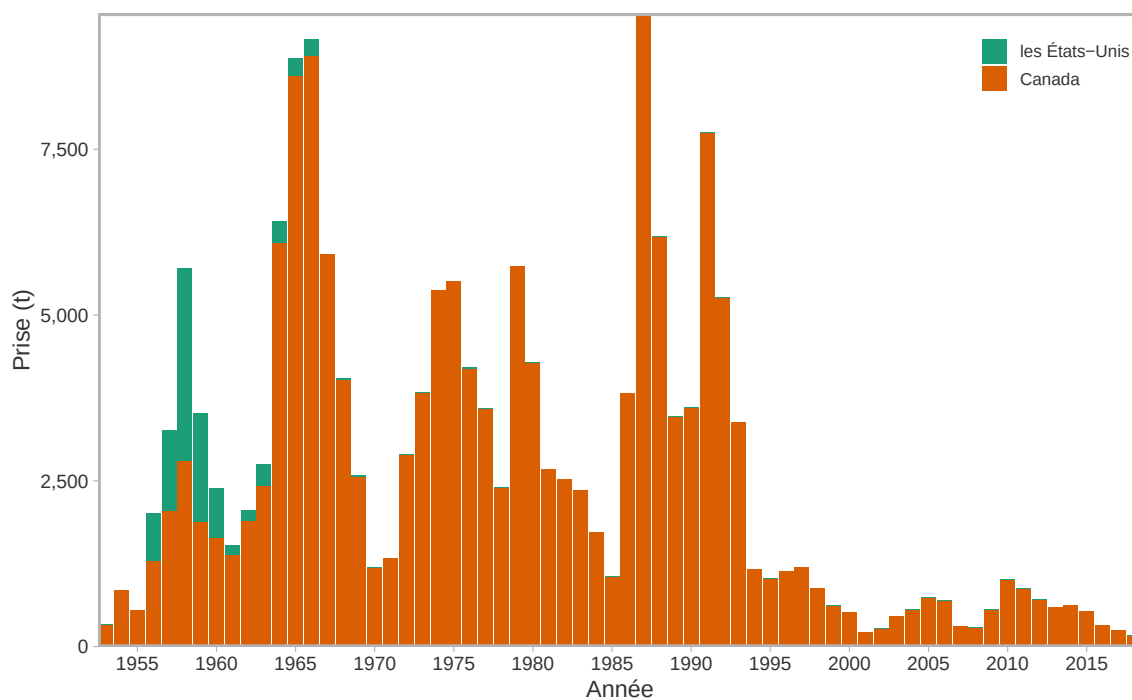


Figure 6. Prises pour la zone 5CD. Les prises canadiennes comprennent les remises à l'eau.

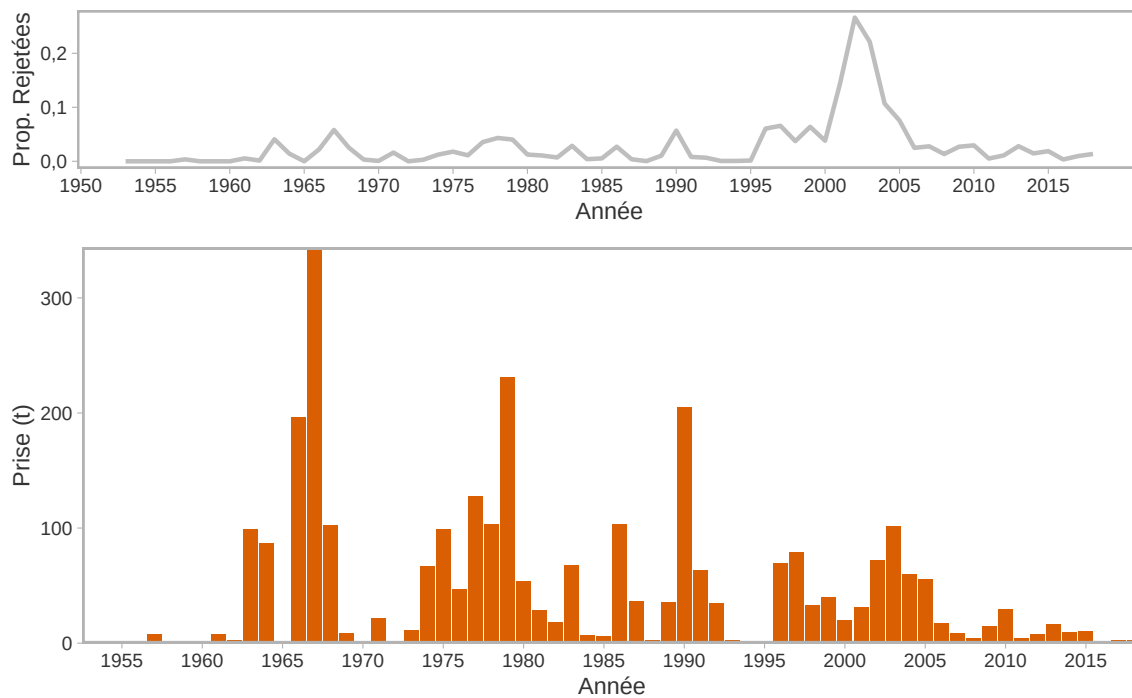


Figure 7. Estimation des remises à l'eau de morue du Pacifique par les chalutiers de fond pour la zone 5CD.

14.2 PRISES : ZONE 3CD

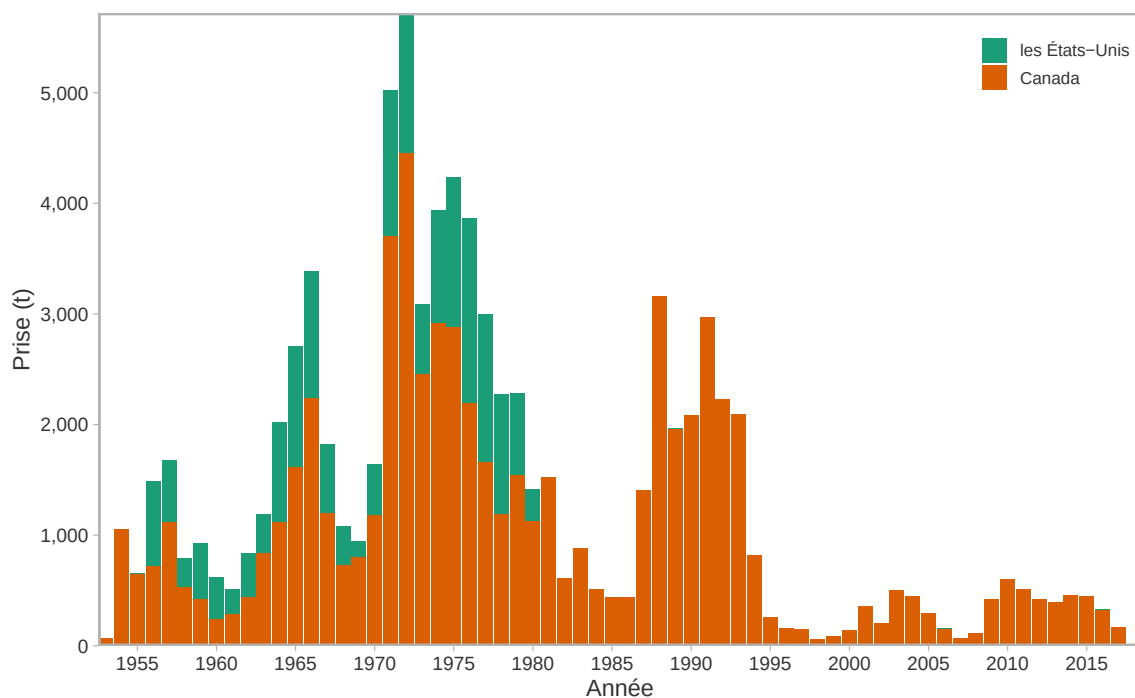


Figure 8. Prises pour la zone 3CD. Les prises canadiennes comprennent les remises à l'eau.

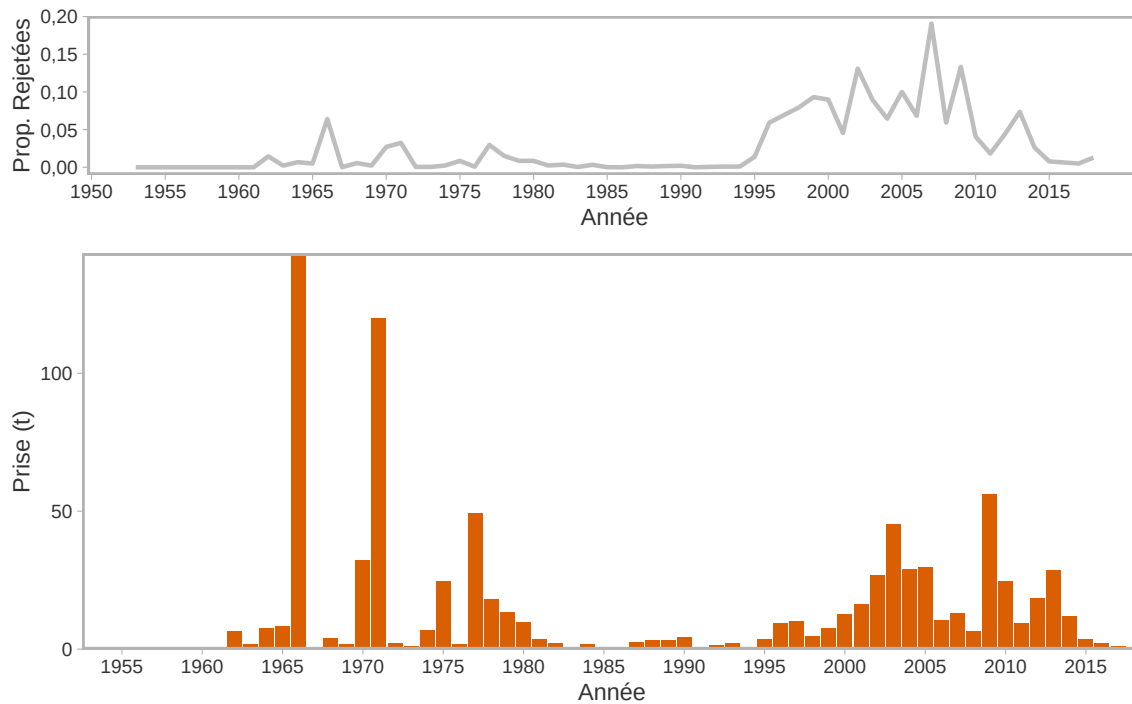


Figure 9. Estimation des remises à l'eau de morue du Pacifique par les chalutiers de fond pour la zone 3CD.

14.3 DISTRIBUTIONS DE PROBABILITÉ A PRIORI

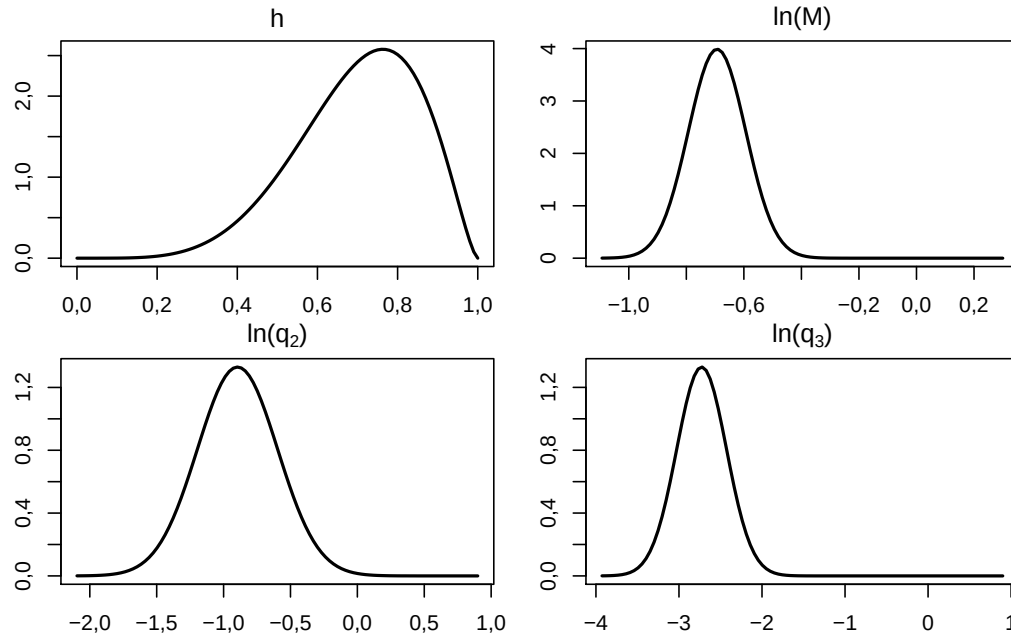


Figure 10. Distributions de probabilité a priori utilisées dans le modèle de référence de la zone 5ABCD. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

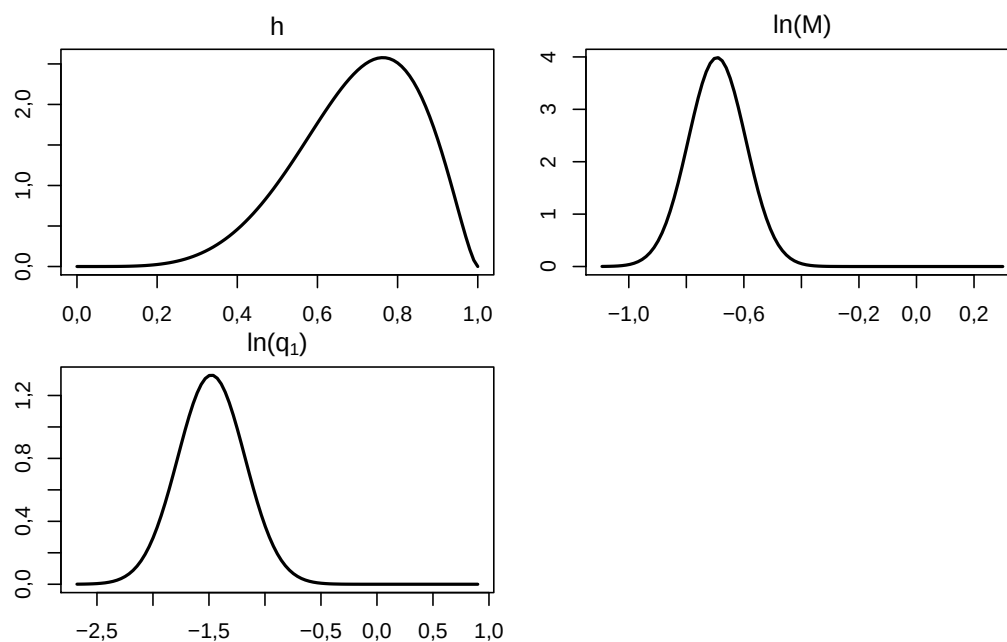


Figure 11. Distributions de probabilité a priori utilisées dans le modèle de référence de la zone 3CD. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

14.4 RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 5ABCD

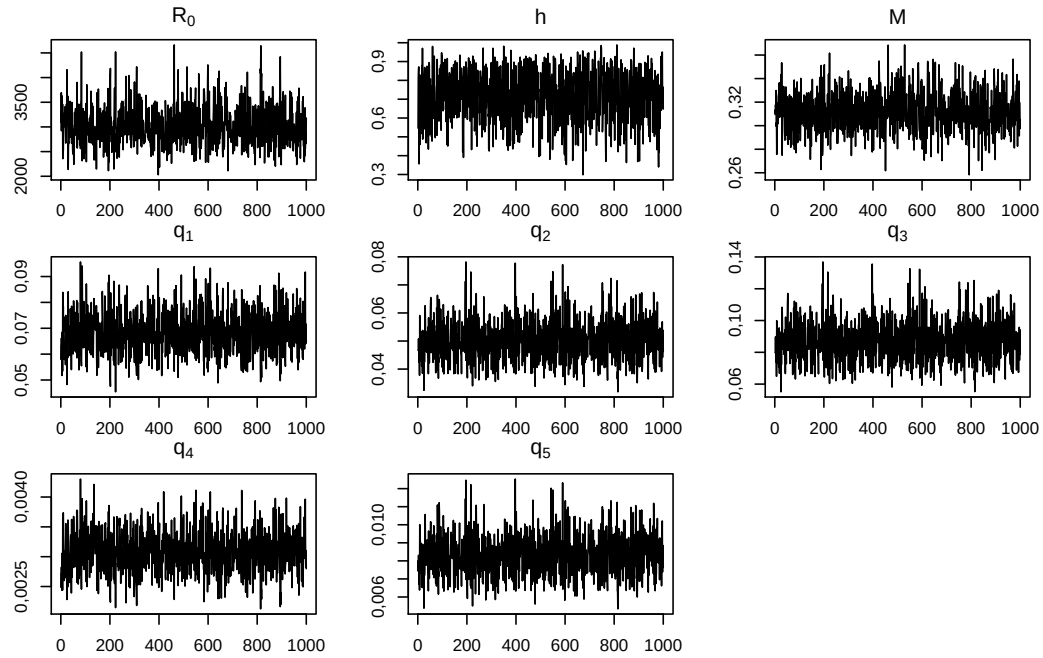


Figure 12. Graphiques des traces des échantillons a posteriori pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

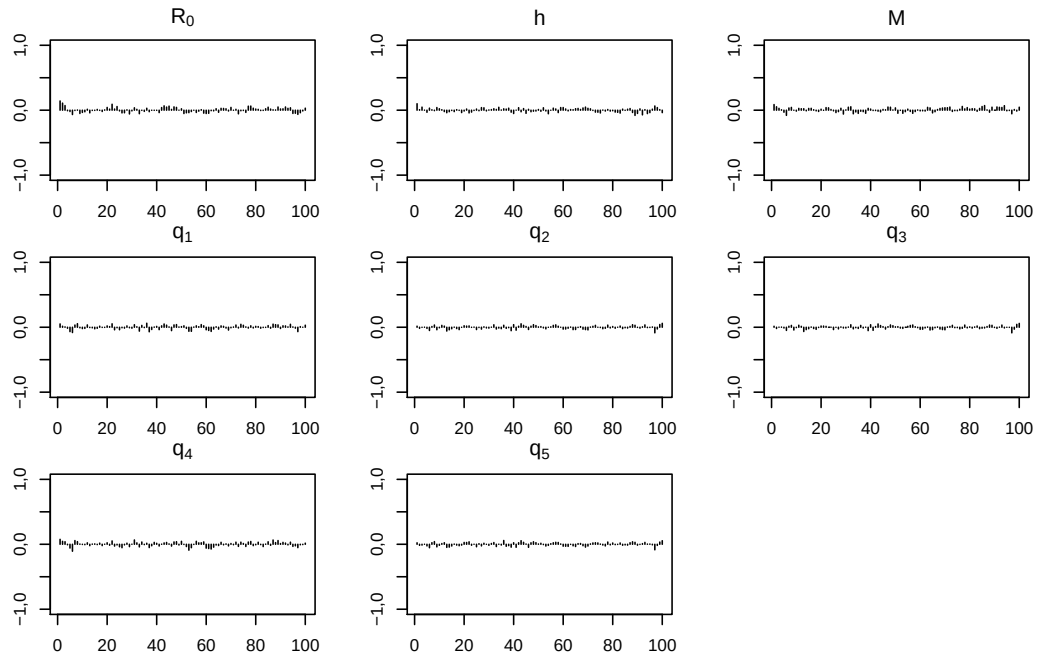


Figure 13. Graphiques d'autocorrélation pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

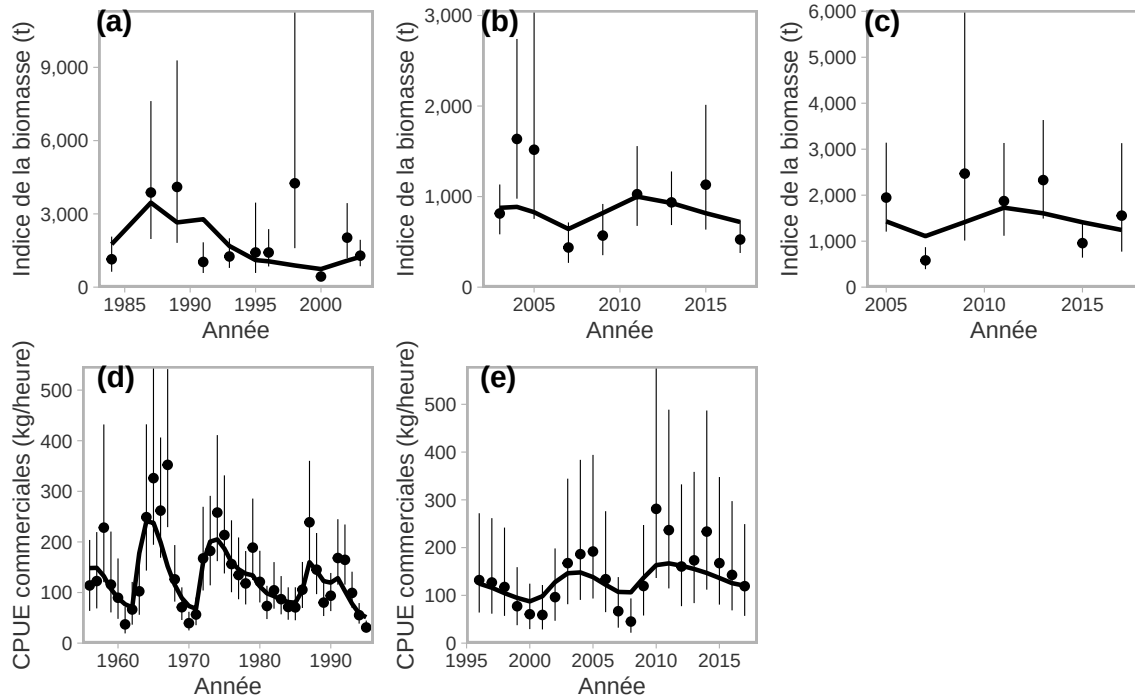


Figure 14. Ajustements de la DPM aux indices observés de l'abondance (points) pour le modèle de référence de la zone 5ABCD, d'après : a) le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate, b) le relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, c) le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, d) les CPUE commerciales avant 1996 et e) les CPUE commerciales après 1995. Dans un souci de clarté, seuls les résultats de la DPM sont illustrés.

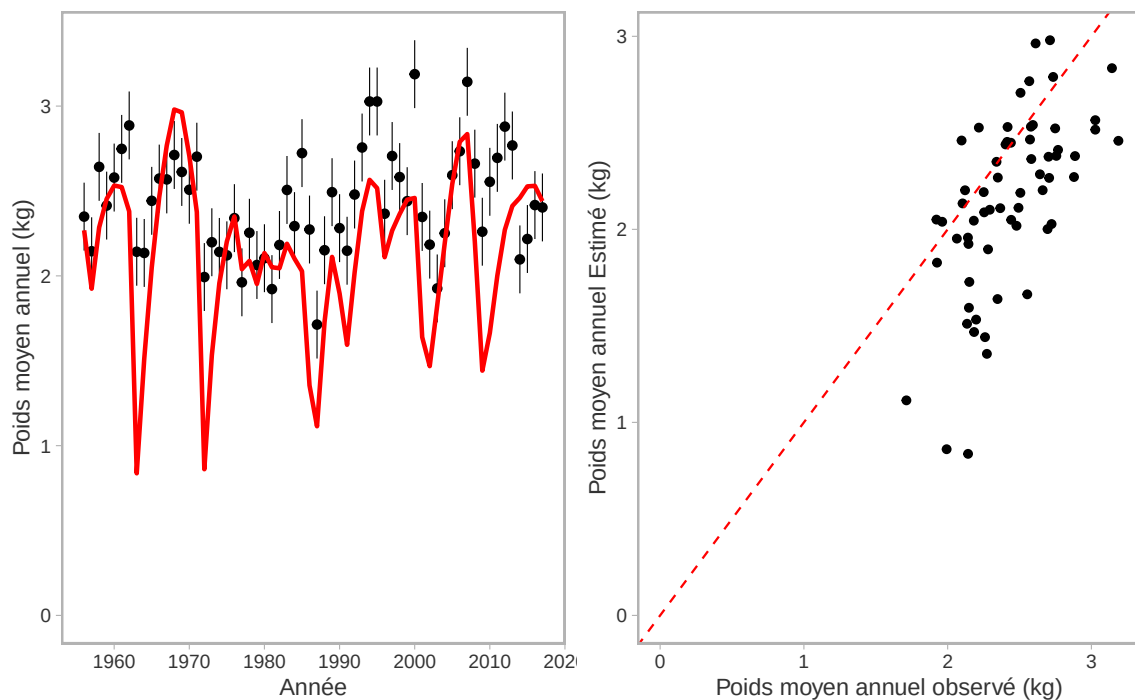


Figure 15. Ajustement de la DPM aux données sur le poids moyen pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. Dans un souci de clarté, seuls les résultats de la DPM sont illustrés.

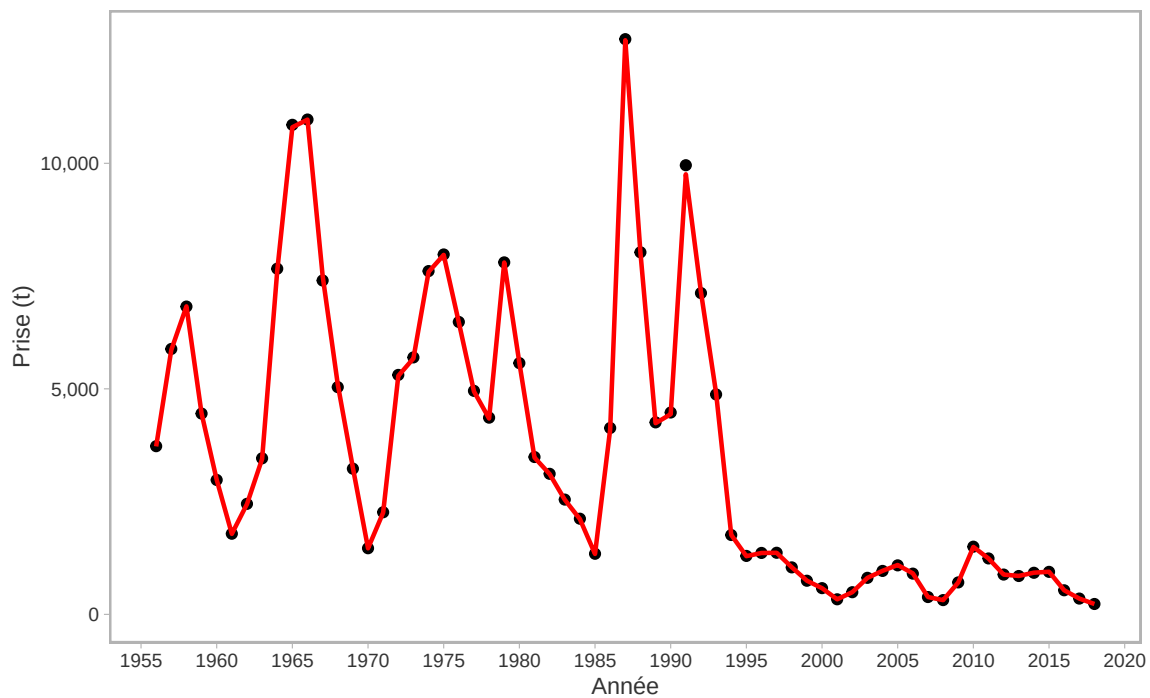


Figure 16. Ajustement de la DPM aux données sur les prises pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. Dans un souci de clarté, seuls les résultats de la DPM sont illustrés.

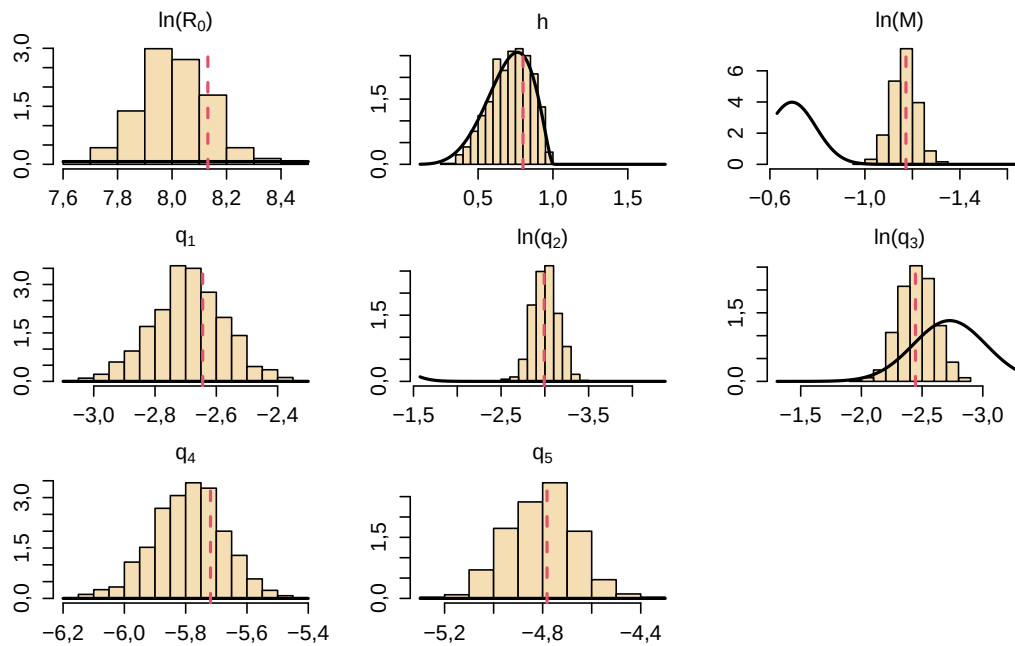


Figure 17. Histogrammes des échantillons a posteriori avec des distributions de probabilité a priori (lignes) utilisés dans le modèle de référence de la zone 5ABCD. L'estimation de la DPM est représentée par une ligne pointillée verticale. Il convient de noter que les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate ont utilisé des distributions a priori normales sur $\ln(q)$, voir la distribution complète sur la figure 10. q_1 = Hecate Strait Assemblage survey, q_2 = Queen Charlotte Sound Synoptic Survey, q_3 = Hecate Strait Synoptic Survey, q_4 = Commercial CPUE pre-1996, and q_5 = Commercial CPUE post-1995.

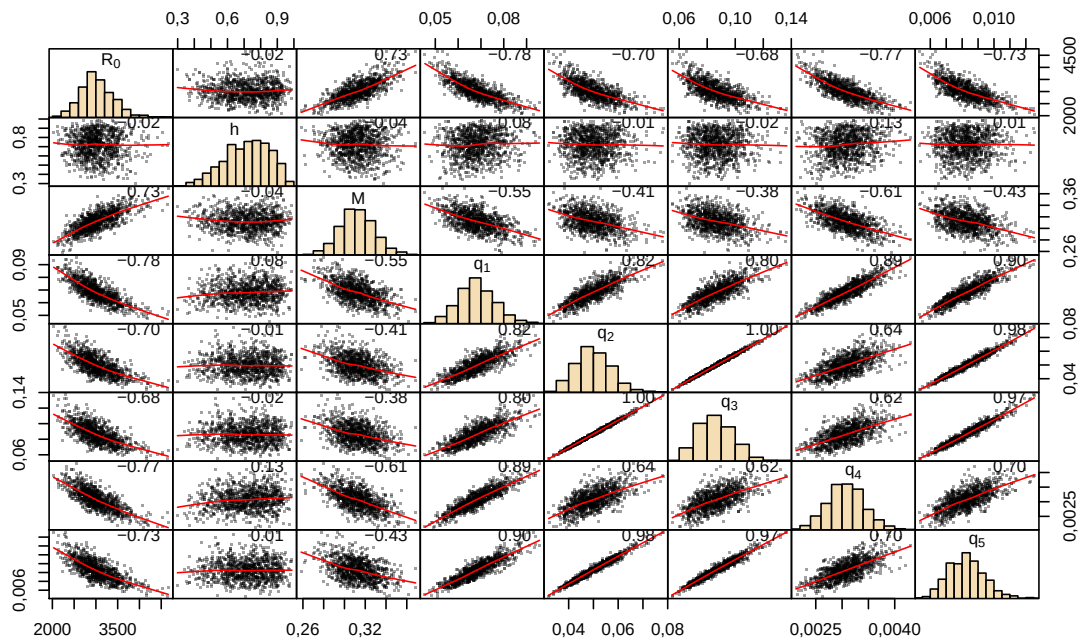


Figure 18. Tracés par paires des échantillons a posteriori pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. $\bar{R} = R_{Avg}$, q_1 = Relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate, q_2 = Relevé synoptique dans le bassin de la Reine-Charlotte, q_3 = Relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, q_4 = CPUE commerciales avant 1996 et q_5 = CPUE commerciales après 1995.

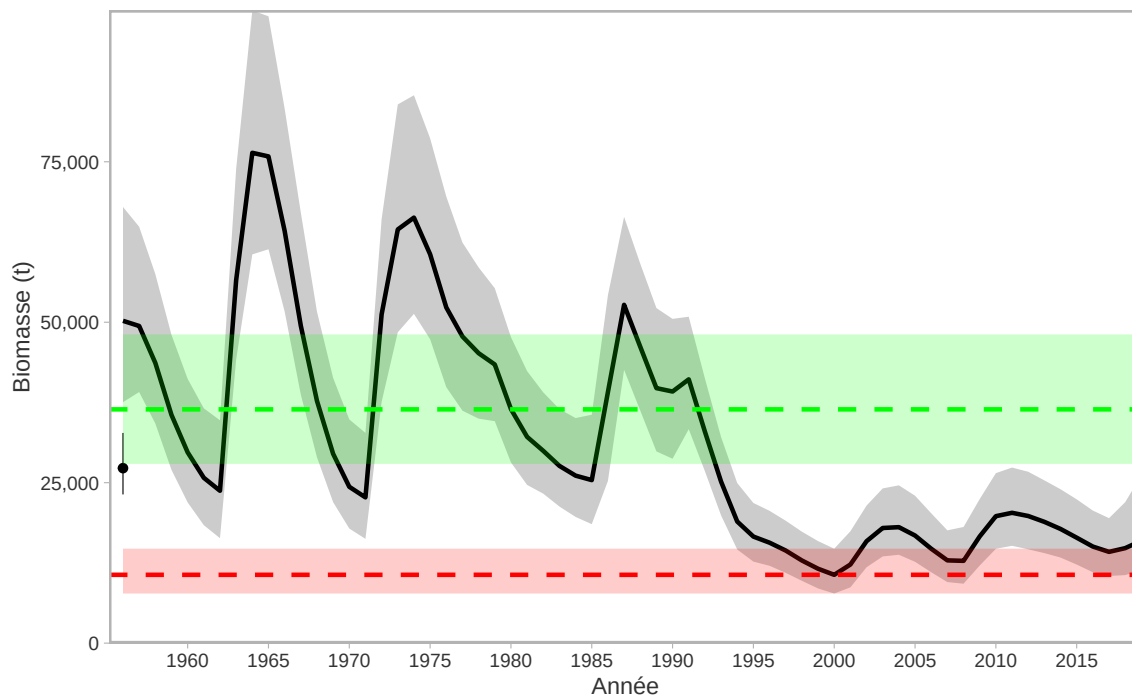


Figure 19. Biomasse estimée a priori pour le modèle de référence de la zone 5ABCD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 2000.

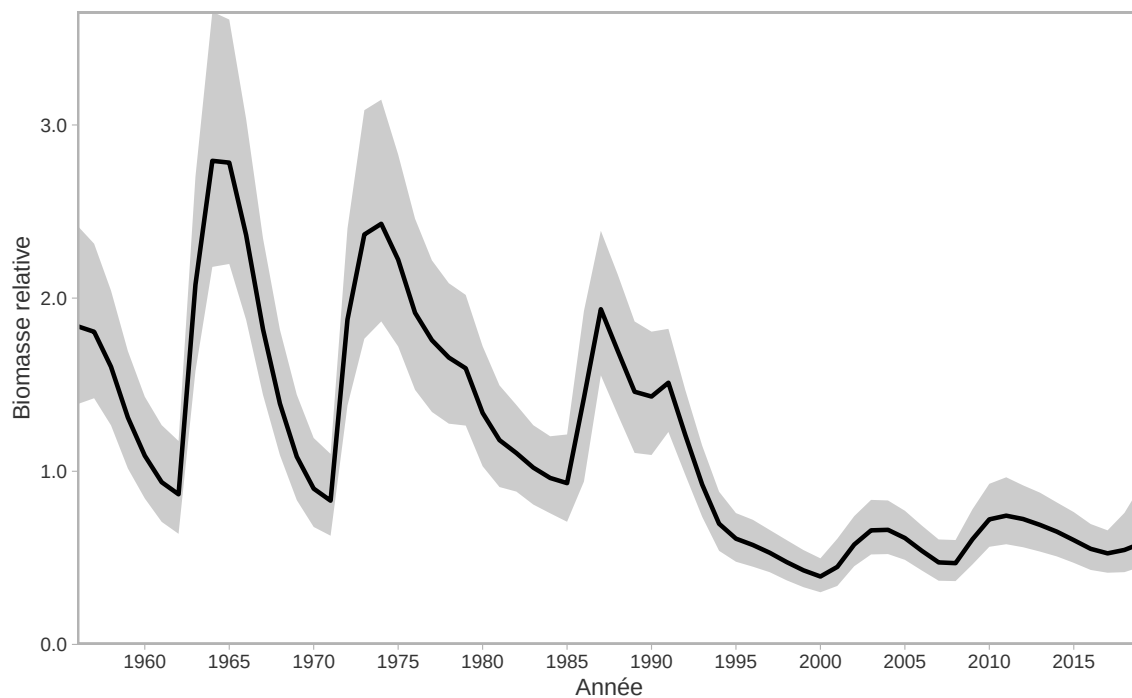


Figure 20. Biomasse relative pour le modèle de référence, zone 5ABCD.

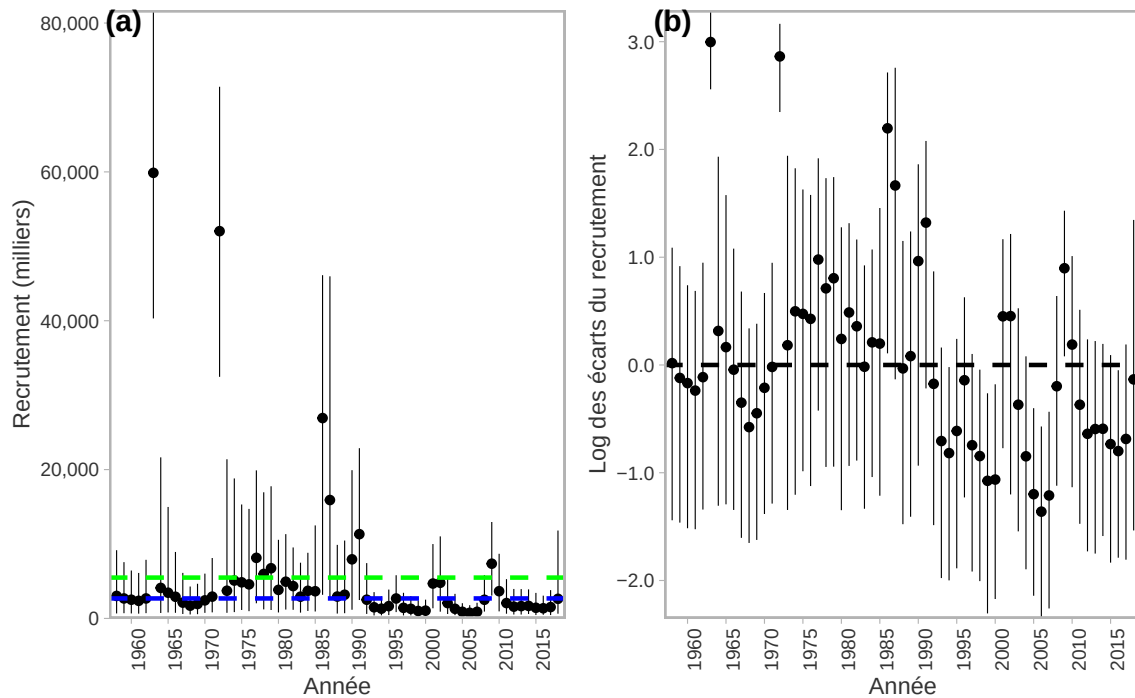


Figure 21. Recrutement (a) et écarts du recrutement (b) pour le modèle de référence, zone 5ABCD. La ligne pointillée verte représente la moyenne des médianes a posteriori des MCMC, la ligne pointillée bleue représente la médiane des médianes a posteriori des MCMC.

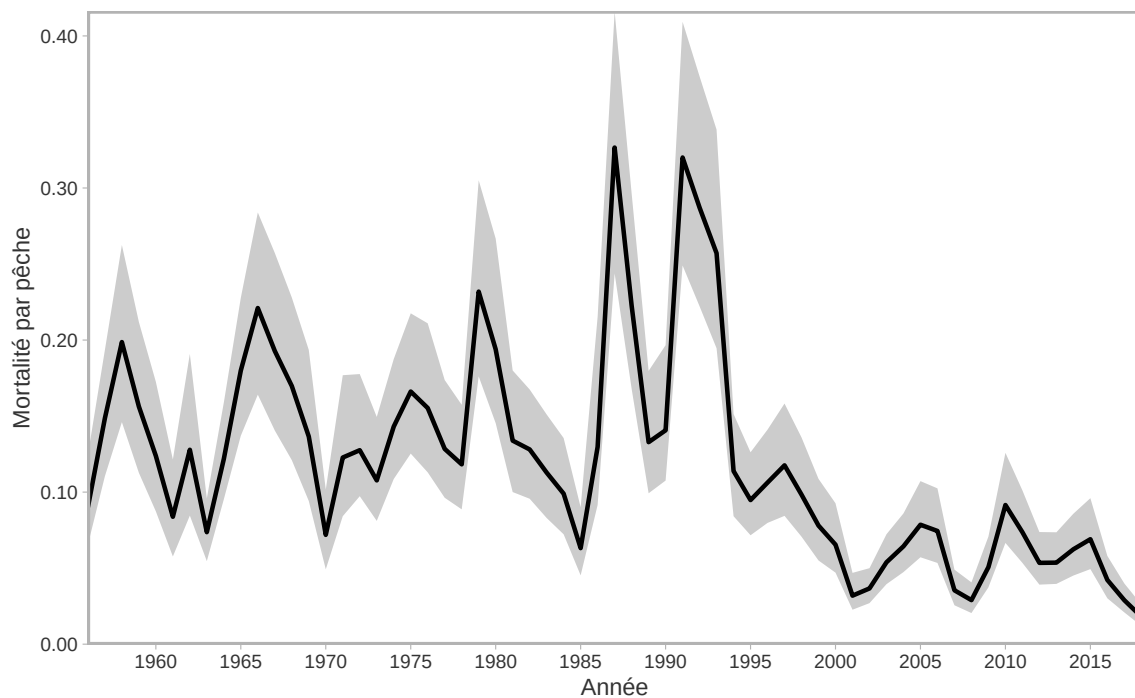


Figure 22. Mortalité par pêche pour le modèle de référence, zone 5ABCD.

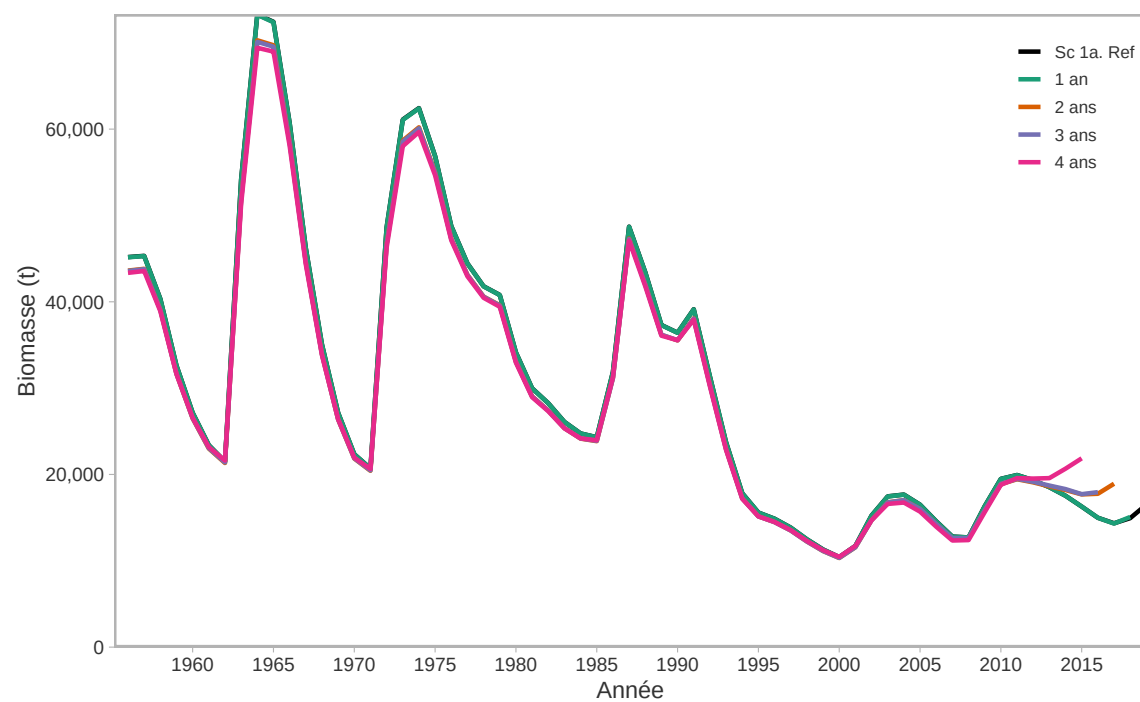


Figure 23. Biomasse rétrospective pour le modèle de référence, zone 5ABCD.

14.5 RÉSULTATS DU MODÈLE : ZONE 3CD

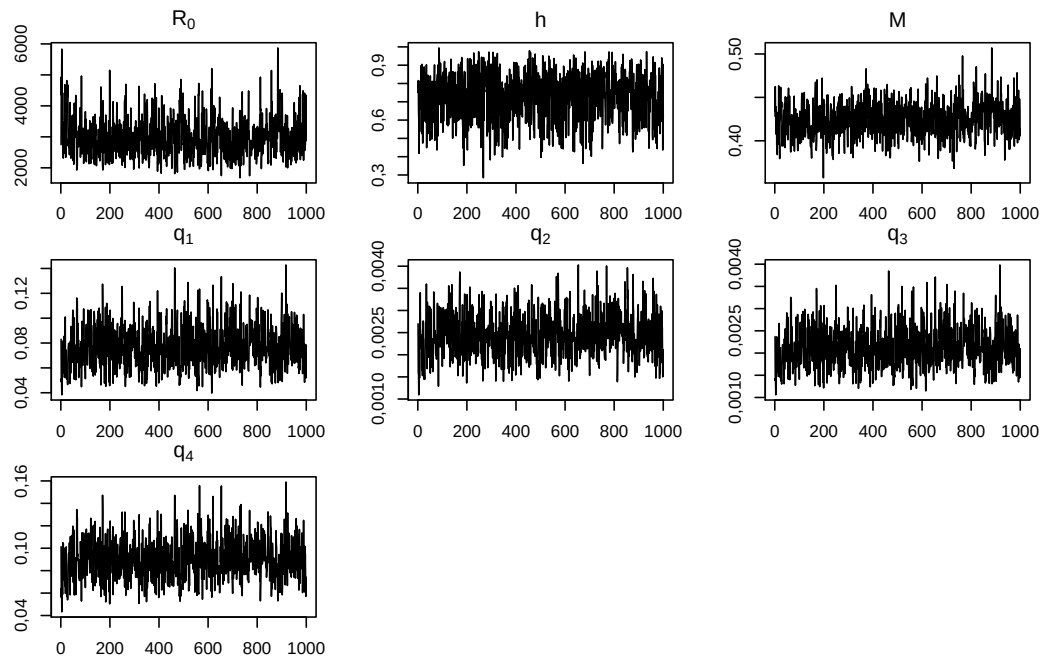


Figure 24. Graphiques des traces des échantillons a posteriori pour le modèle de référence de la zone 3CD. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

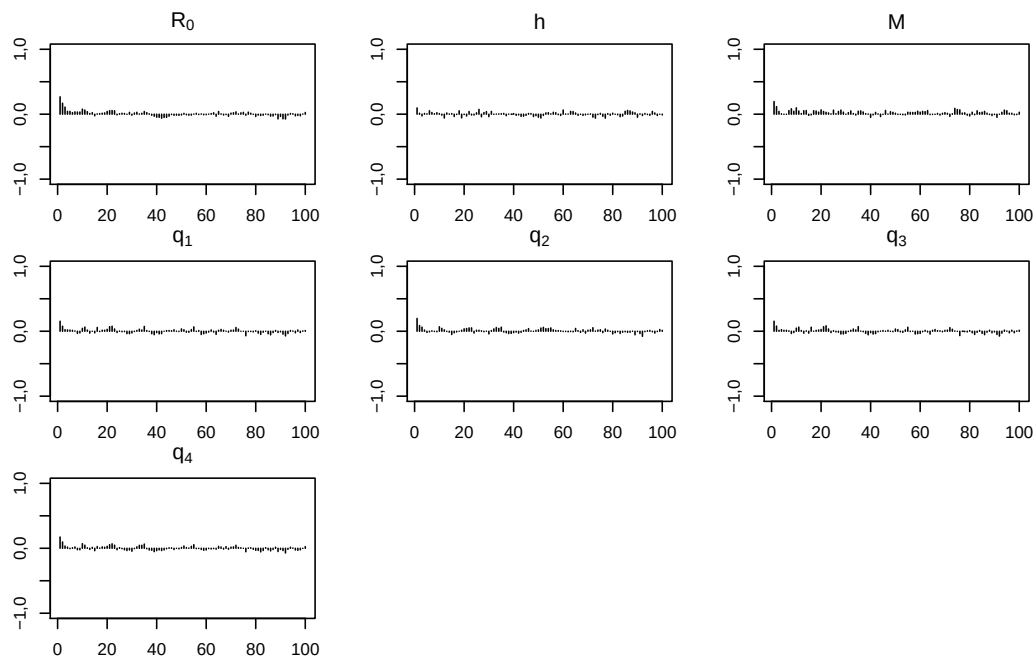


Figure 25. Graphiques d'autocorrélation pour le modèle de référence de la zone 3CD. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

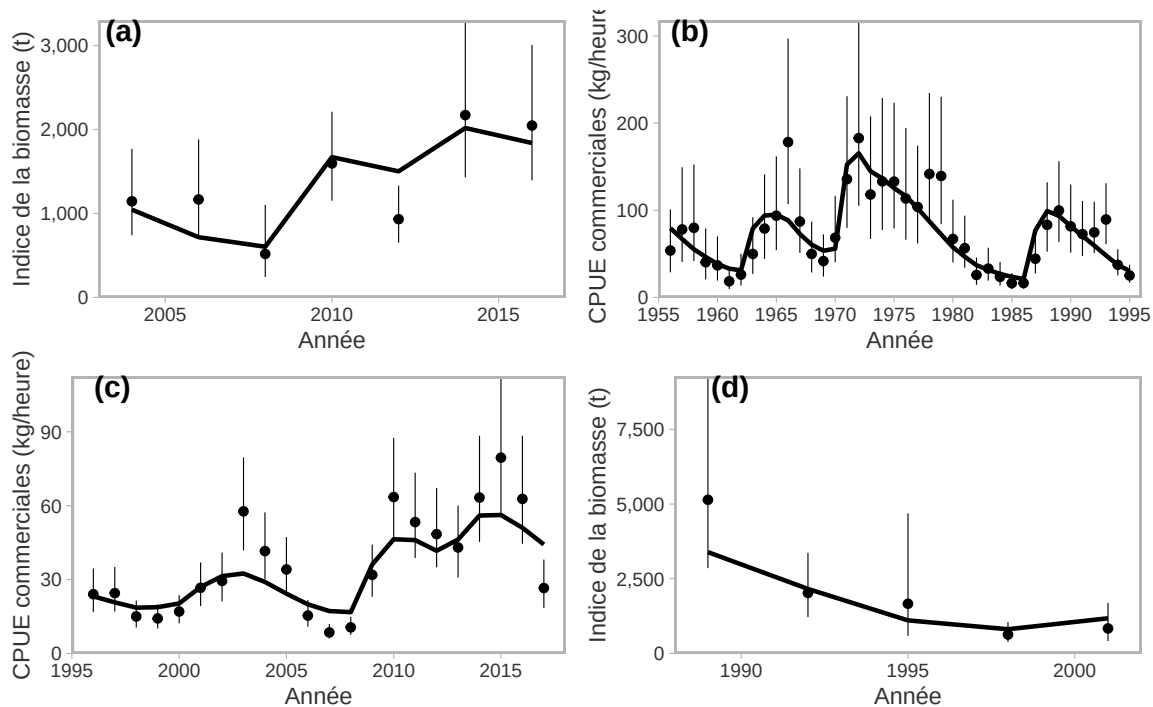


Figure 26. Ajustements de la DPM aux indices observés de l'abondance (points) pour le modèle de référence de la zone 3CD, d'après : a) le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver, b) les CPUE commerciales avant 1996, c) les CPUE commerciales après 1995 et d) le relevé triennal du NMFS (partie canadienne).

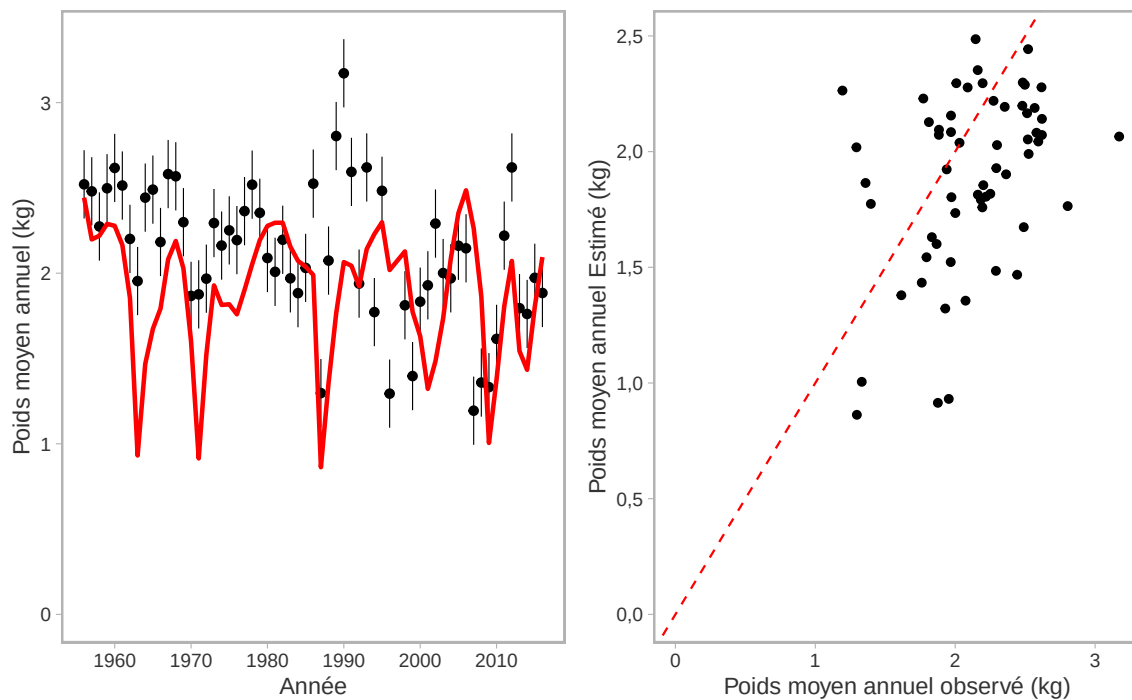


Figure 27. Ajustement de la DPM aux données sur le poids moyen pour le modèle de référence de la zone 3CD.

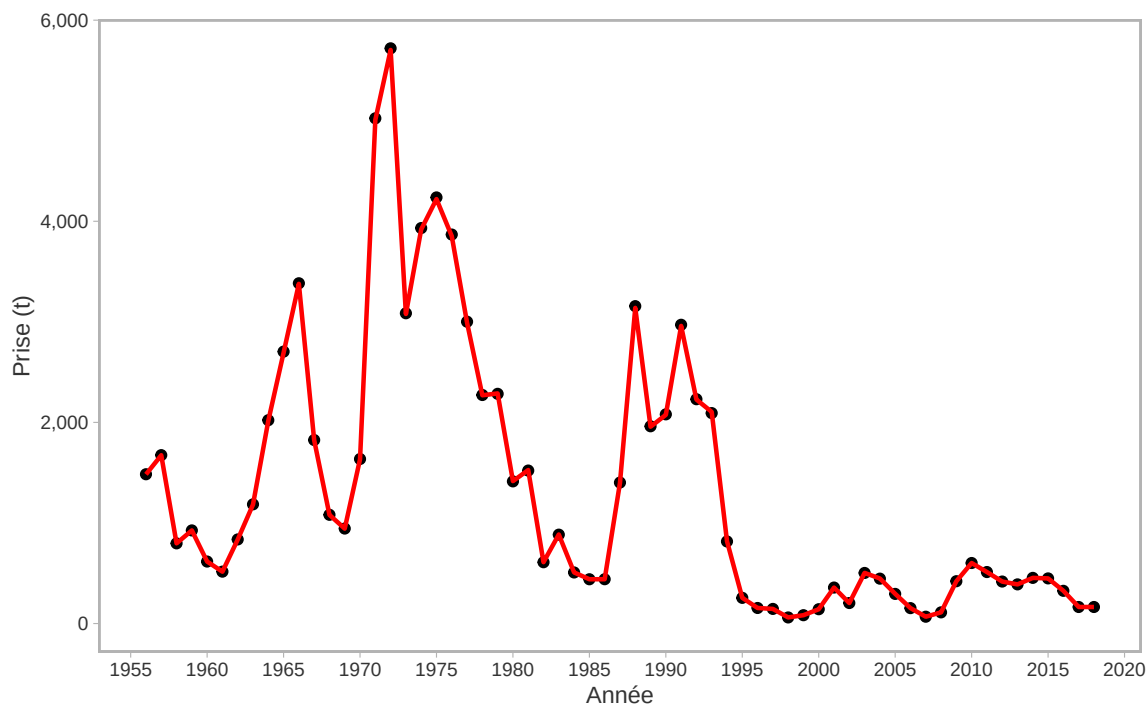


Figure 28. Ajustement de la DPM aux données sur les prises pour le modèle de référence de la zone 3CD.

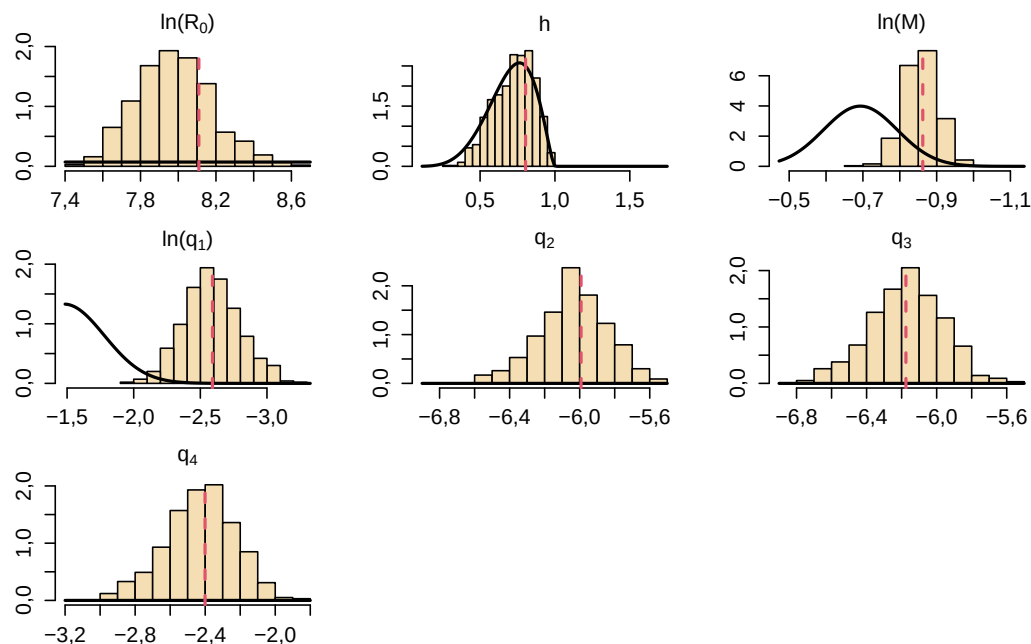


Figure 29. Histogrammes des échantillons a posteriori avec des distributions de probabilité a priori (lignes) utilisés dans le modèle de référence de la zone 3CD. L'estimation de la DPM est représentée par une ligne pointillée verticale. Il convient de noter que le relevé synoptique sur la côte ouest de l'île de Vancouver a utilisé une distribution a priori normale sur $\ln(q)$, voir la distribution complète sur la figure 11. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

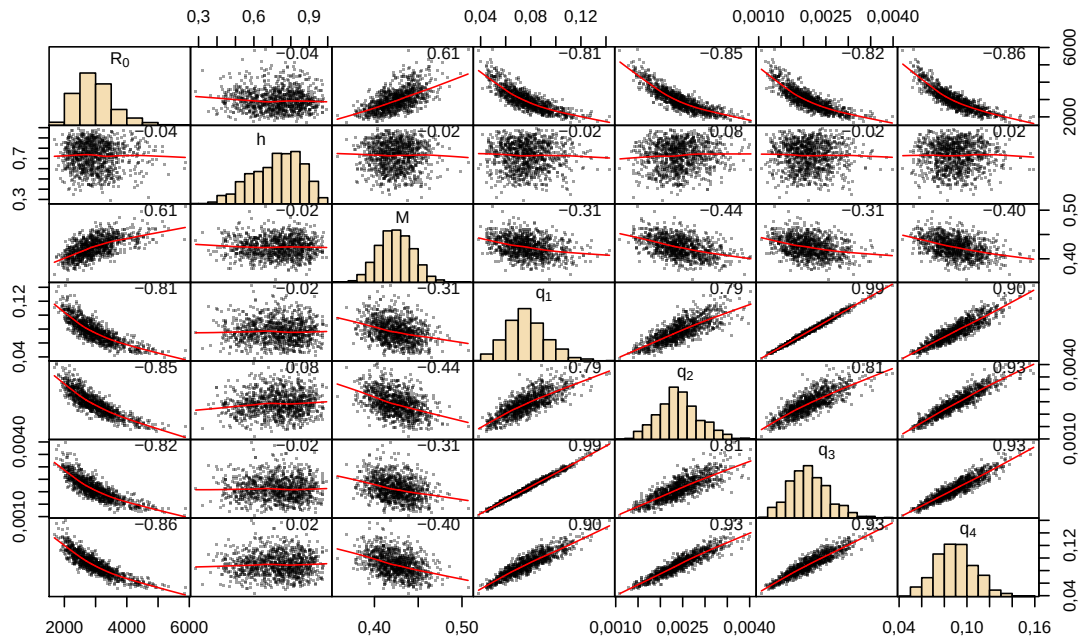


Figure 30. Tracés par paires des échantillons a posteriori pour le modèle de référence de la zone 3CD. q_1 = West Coast Vancouver Island Synoptic Survey, q_2 = Commercial CPUE pre-1996, q_3 = Commercial CPUE post-1995, and q_4 = NMFS Triennial Survey (Canadian portion).

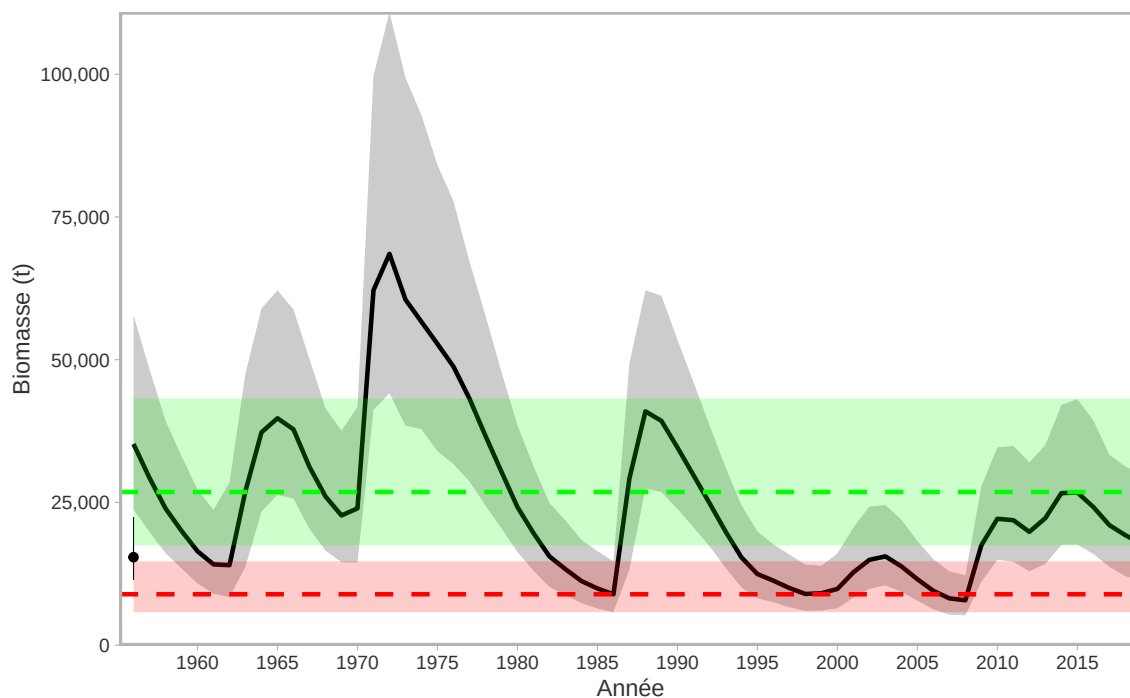


Figure 31. Biomasse estimée a priori pour le modèle de référence de la zone 3CD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 1986.

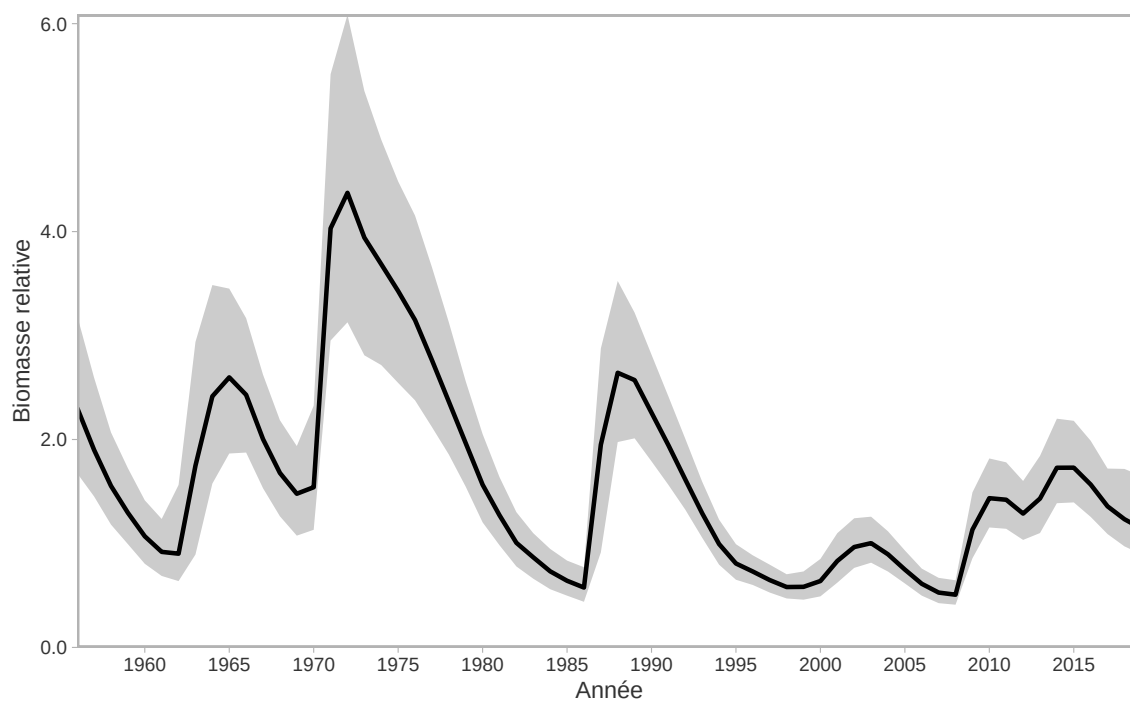


Figure 32. Biomasse relative pour le modèle de référence, zone 3CD.

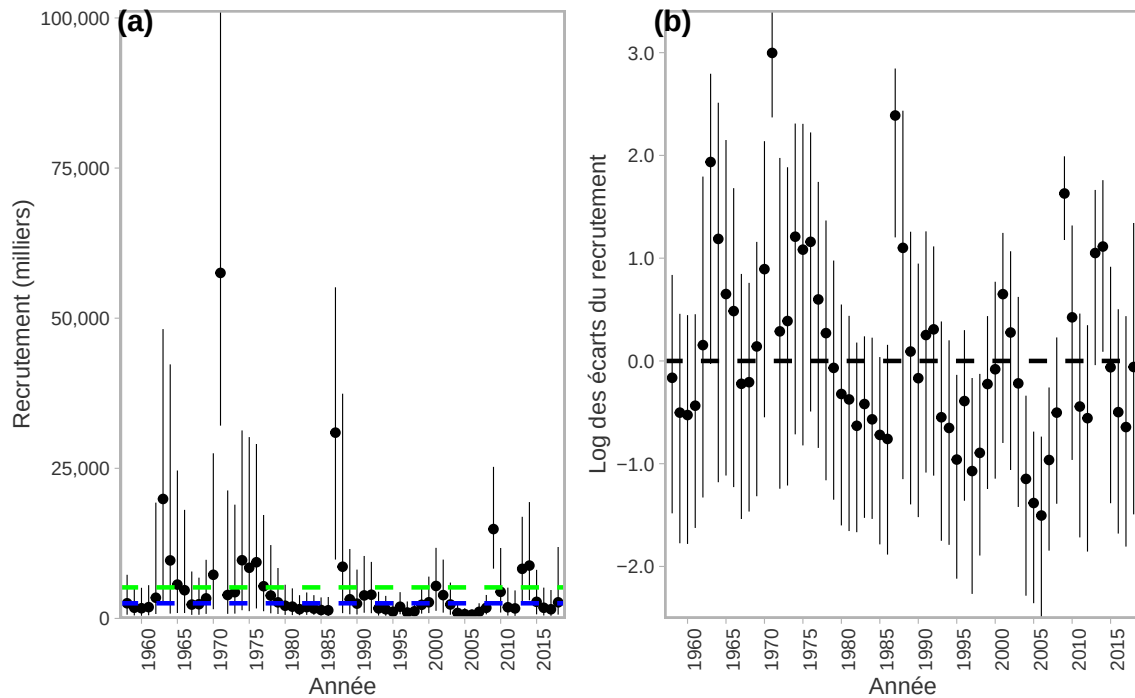


Figure 33. Recrutement (a) et écarts du recrutement (b) pour le modèle de référence, zone 3CD. La ligne pointillée verte représente la moyenne des médianes a posteriori des MCCM, la ligne pointillée bleue représente la médiane des médianes a posteriori des MCCM.

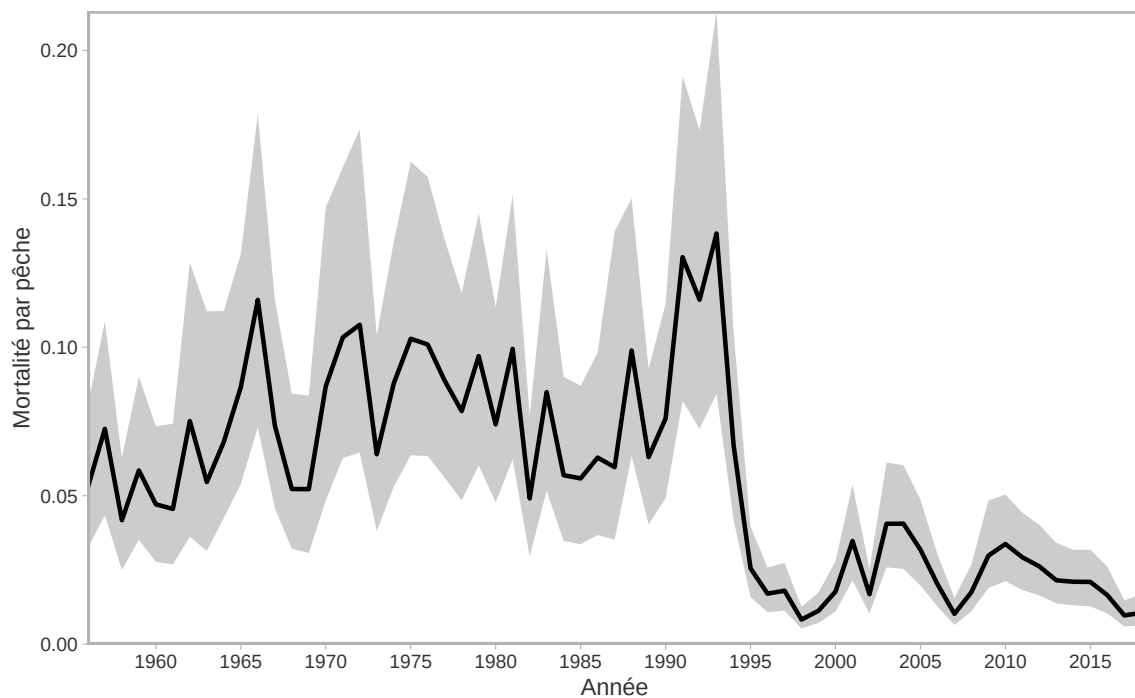


Figure 34. Mortalité par pêche pour le modèle de référence, zone 3CD.

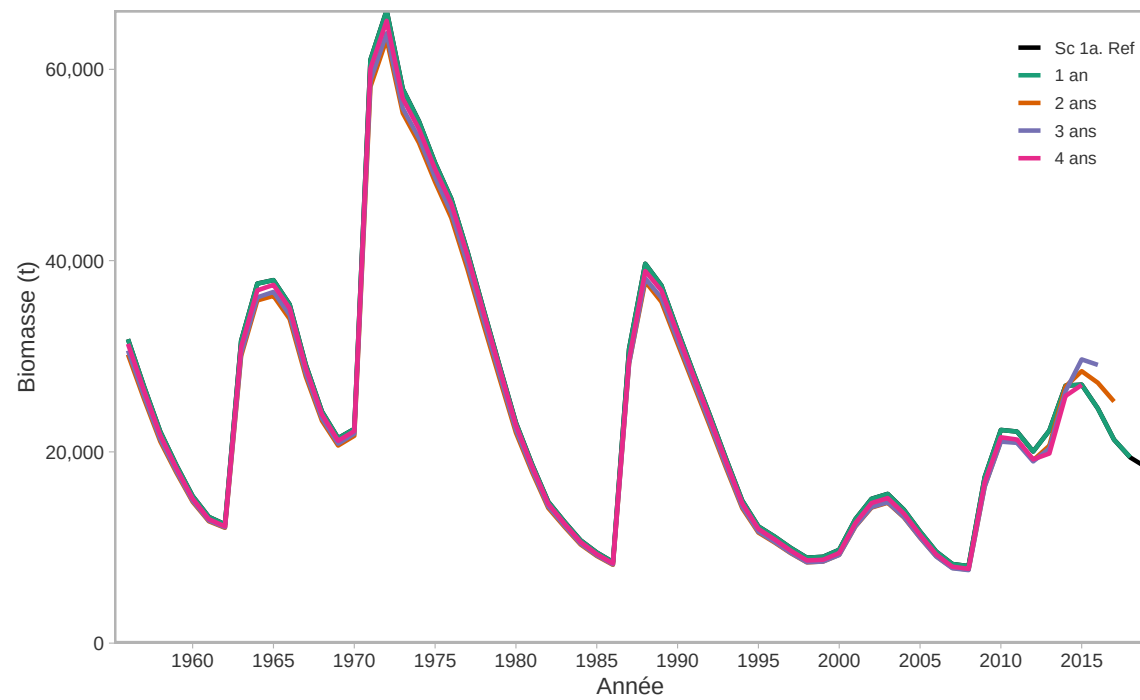


Figure 35. Biomasse rétrospective pour le modèle de référence, zone 3CD.

14.6 ANALYSES DE SENSIBILITÉ : ZONE 5ABCD

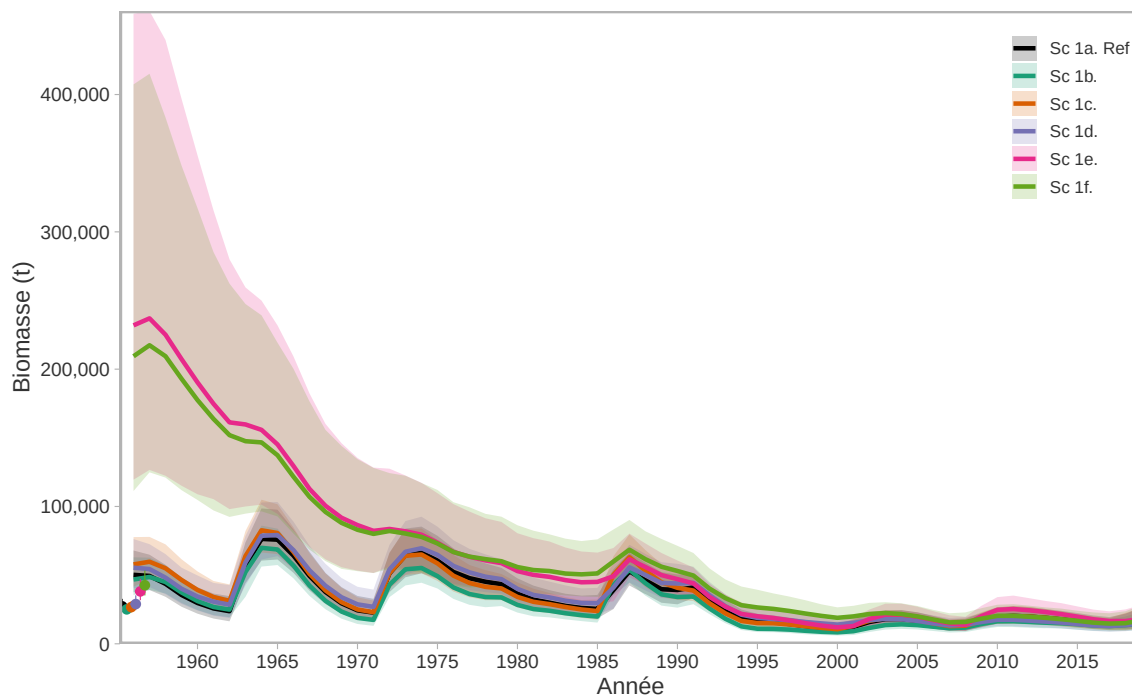


Figure 36. Sensibilité des estimations de la biomasse au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, ainsi qu'au retrait des indices des CPUE commerciales, zone 5ABCD.

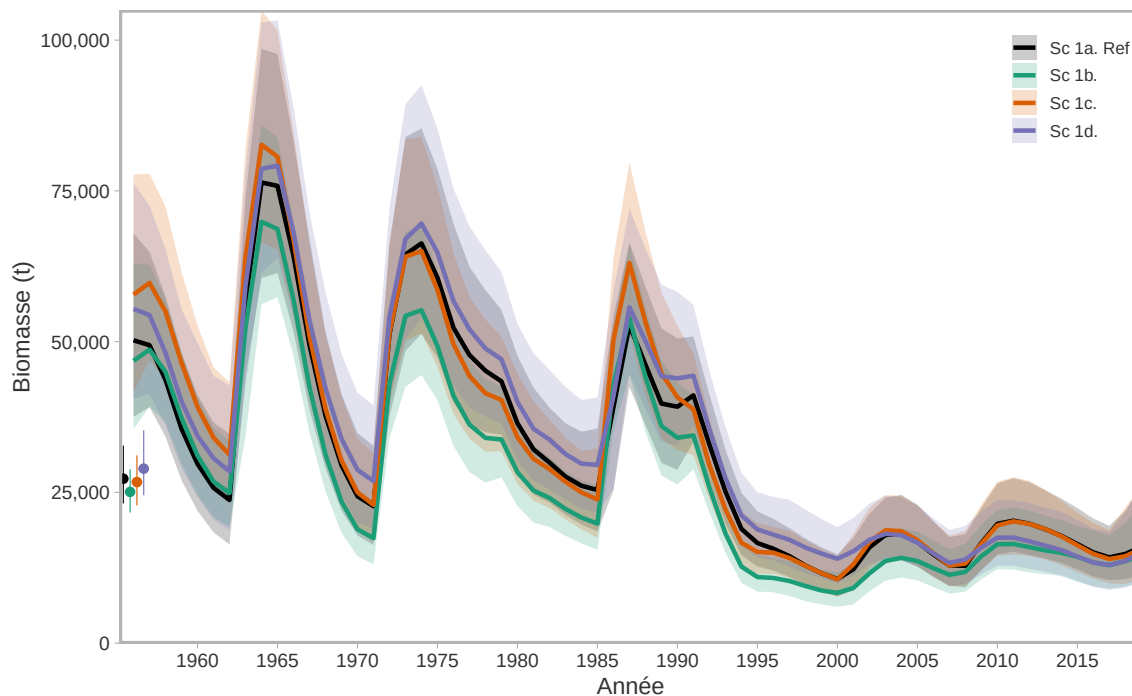


Figure 37. Sensibilité des estimations de la biomasse au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, ainsi qu'au retrait des indices des CPUE commerciales d'après 1995, zone 5ABCD.

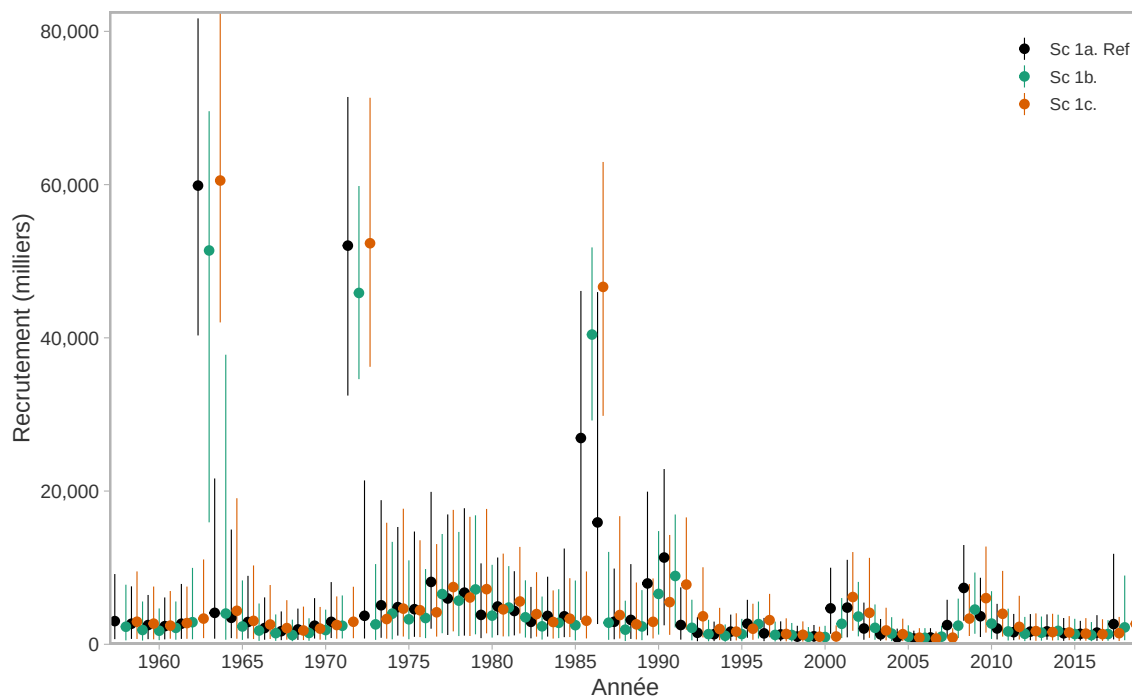


Figure 38. Sensibilité des estimations du recrutement au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, zone 5ABCD.

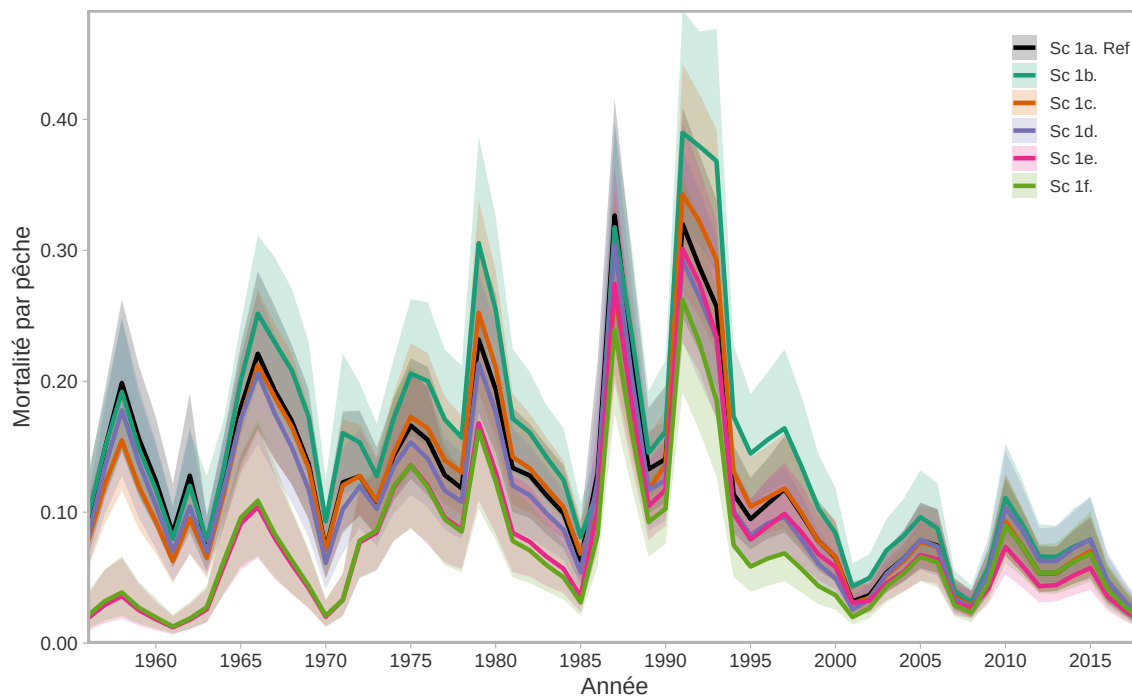


Figure 39. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, ainsi qu'au retrait des indices des CPUE commerciales, zone 5ABCD.

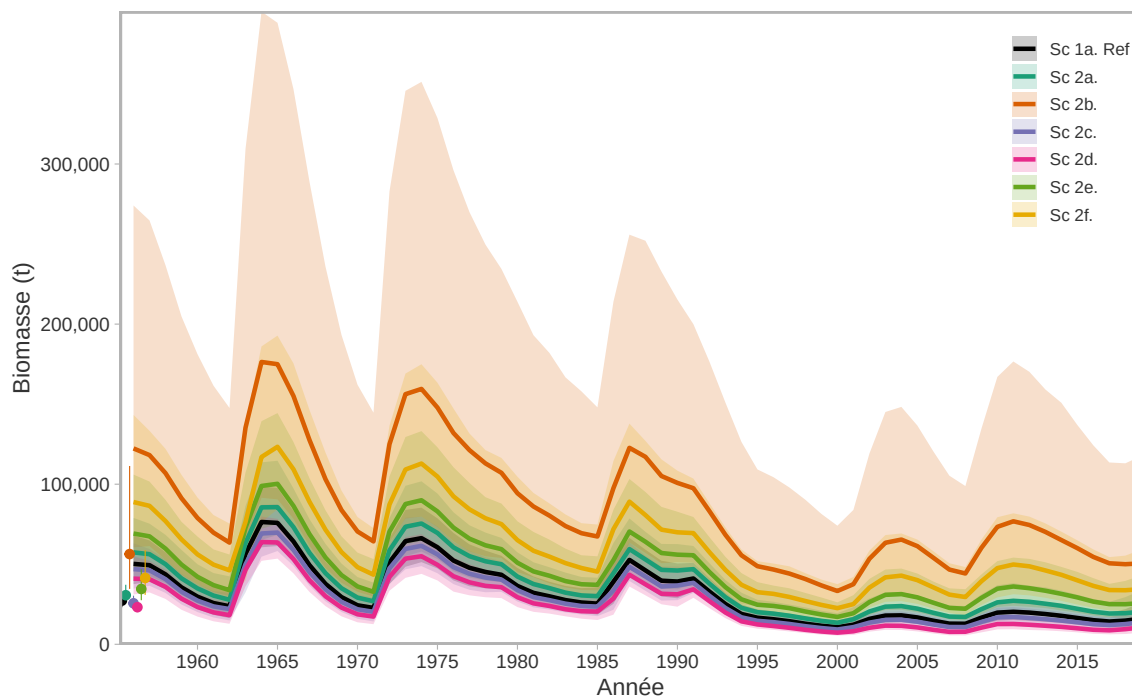


Figure 40. Sensibilité des estimations de la biomasse à la moyenne de la capturabilité, q , fixée pour être égale pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate, à une valeur a priori uniforme utilisée pour les deux relevés, zone 5ABCD.

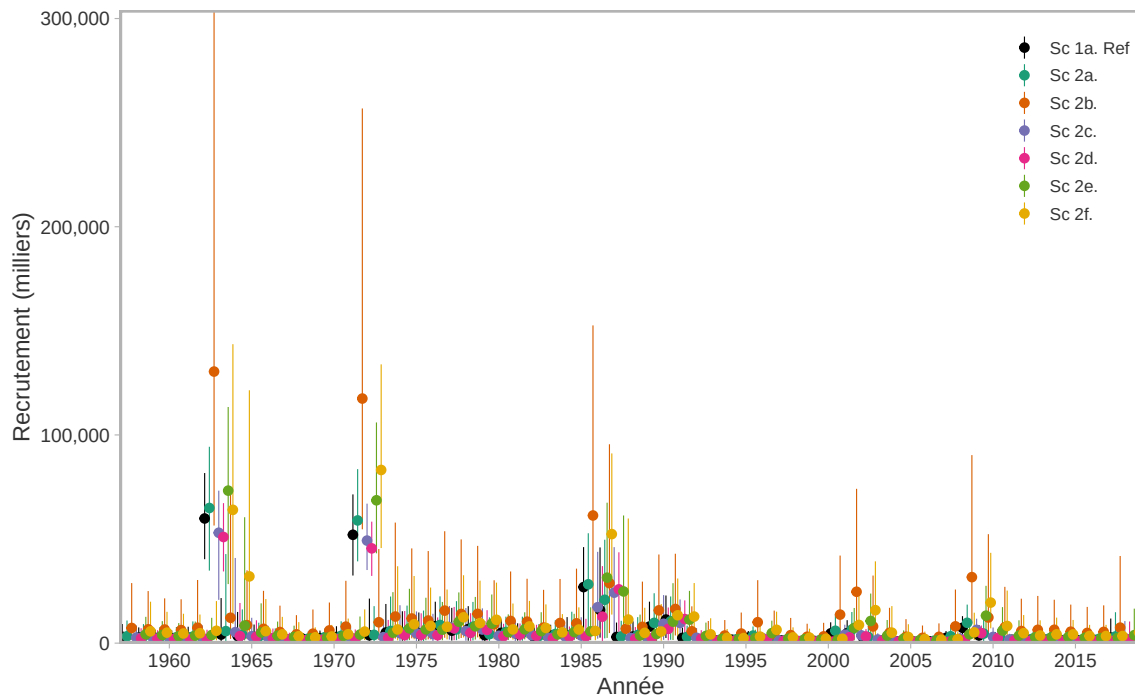


Figure 41. Sensibilité des estimations du recrutement à la moyenne de la capturabilité, q , fixée pour être égale pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécaté, à une valeur a priori uniforme utilisée pour les deux relevés, zone 5ABCD.

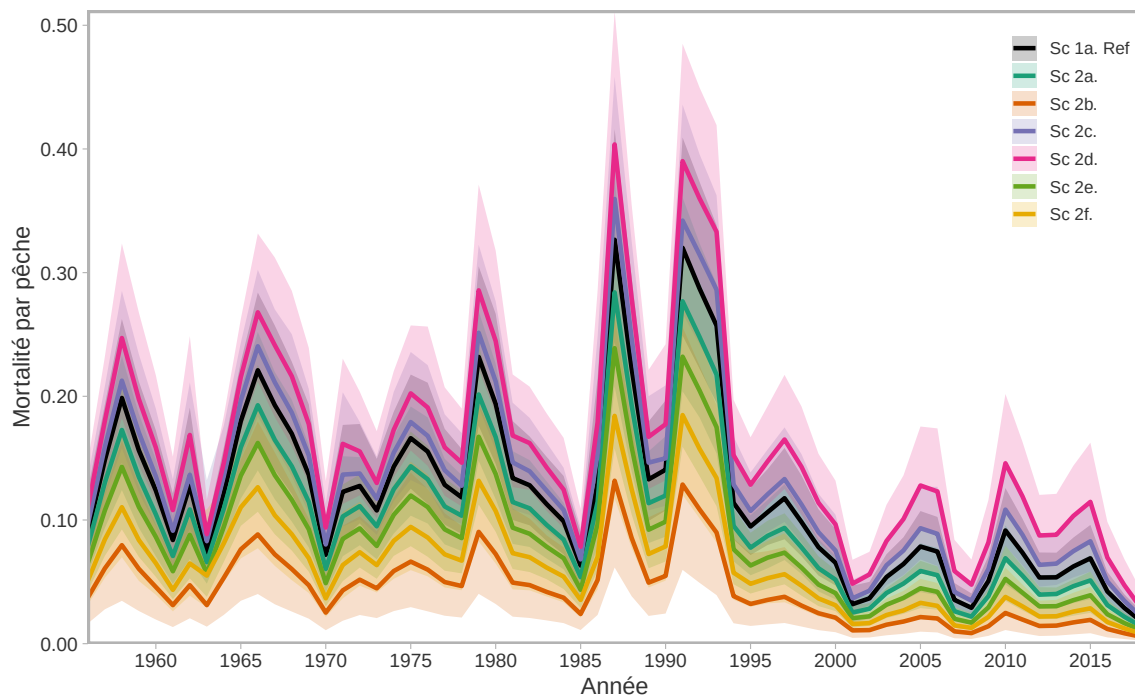


Figure 42. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la moyenne de la capturabilité, q , fixée pour être égale pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécaté, à une valeur a priori uniforme utilisée pour les deux relevés, zone 5ABCD.

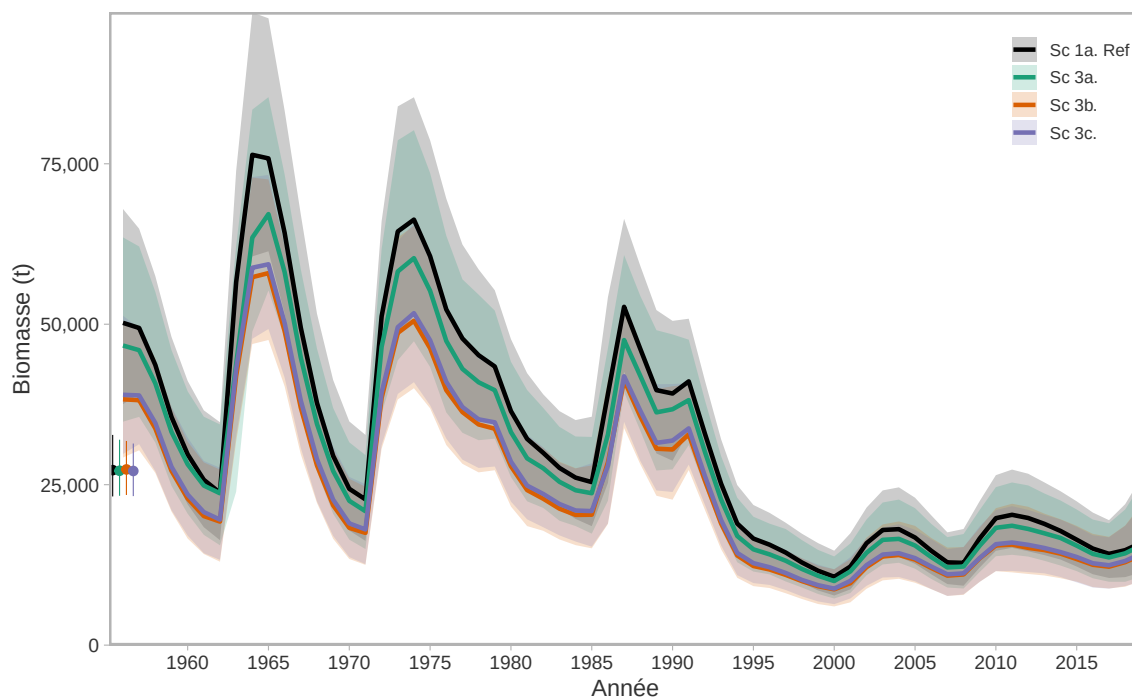


Figure 43. Sensibilité des estimations de la biomasse aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M, zone 5ABCD.

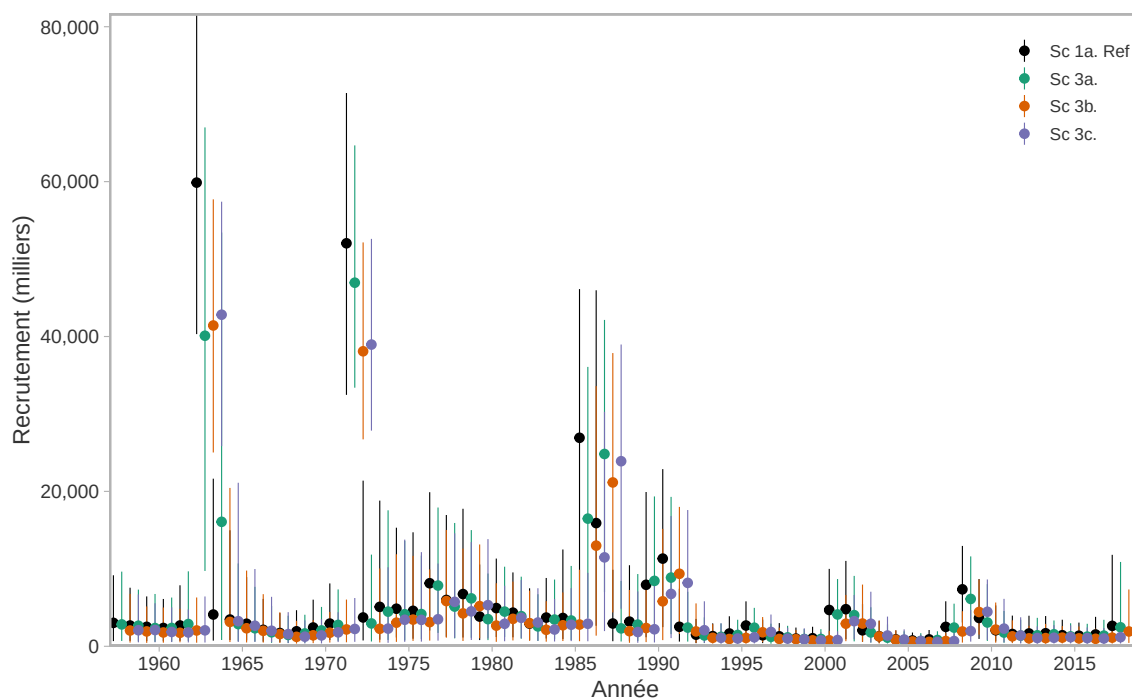


Figure 44. Sensibilité des estimations du recrutement aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M, zone 5ABCD.

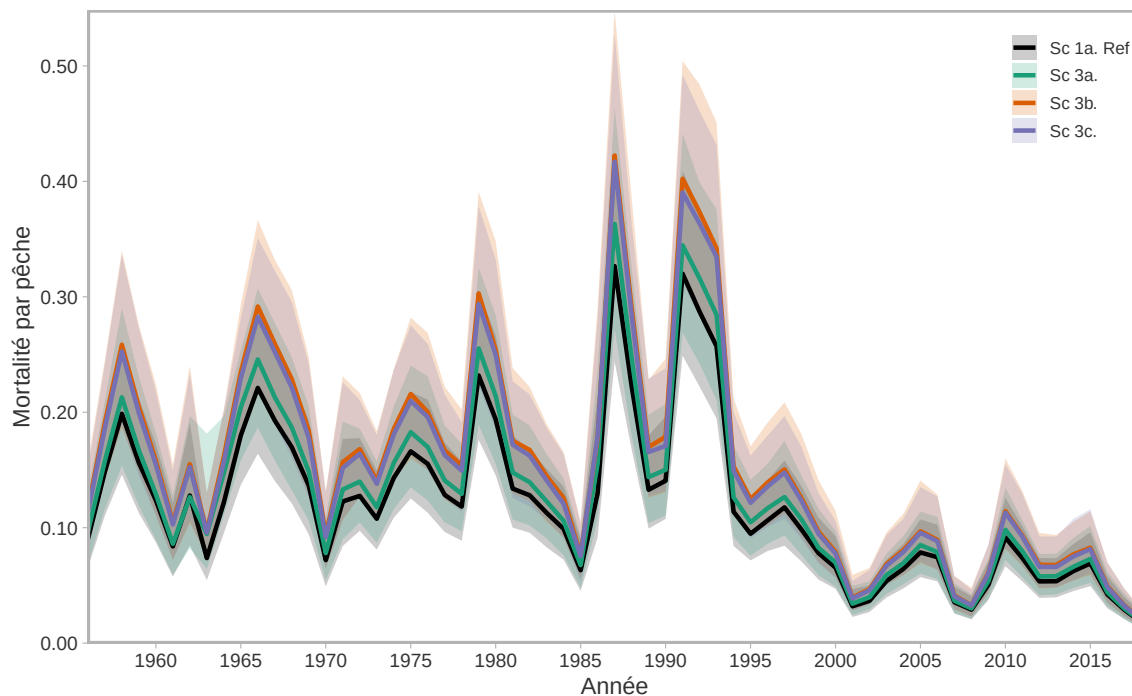


Figure 45. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M , zone 5ABCD.

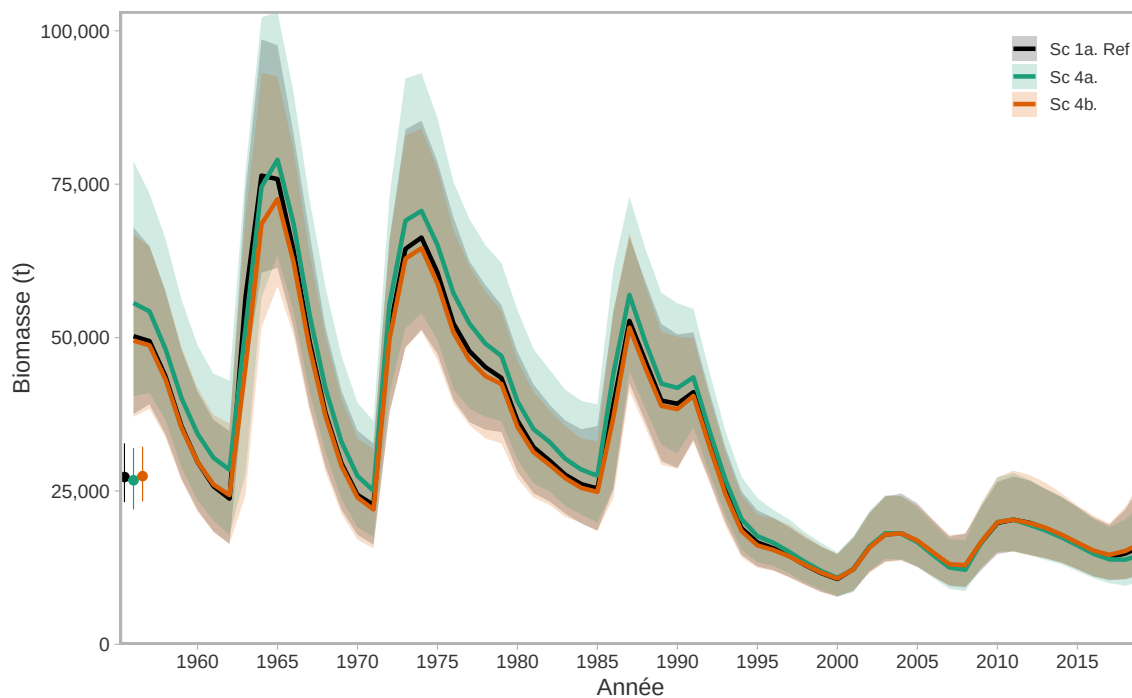


Figure 46. Sensibilité des estimations de la biomasse à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 5ABCD.

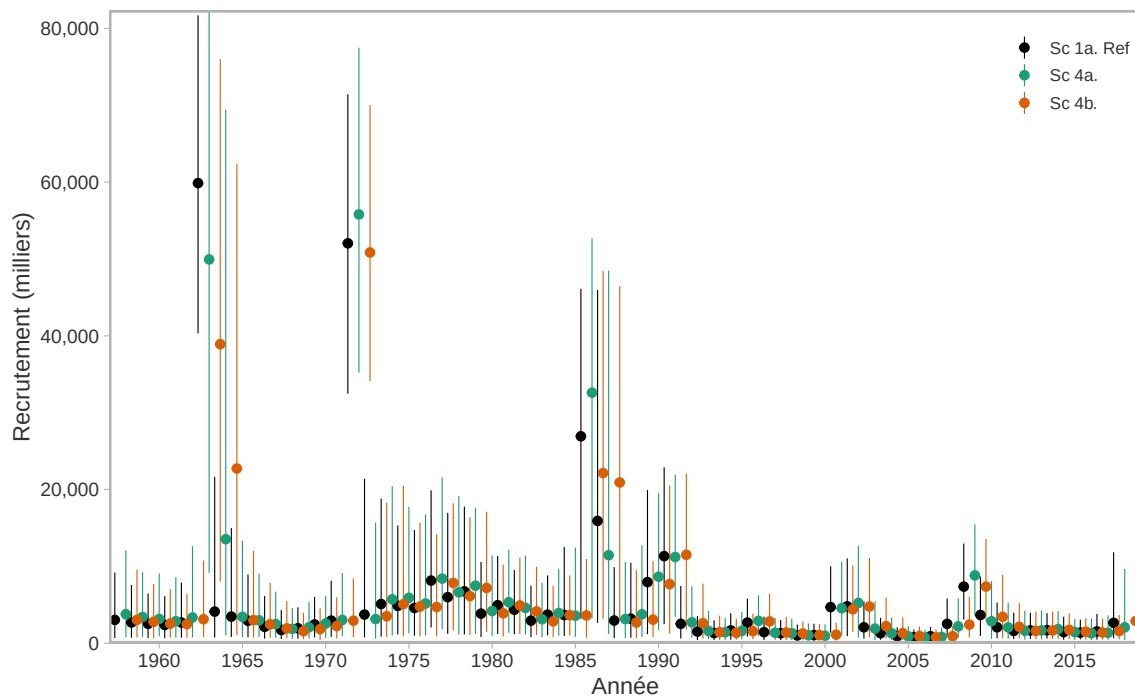


Figure 47. Sensibilité des estimations du recrutement à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 5ABCD.

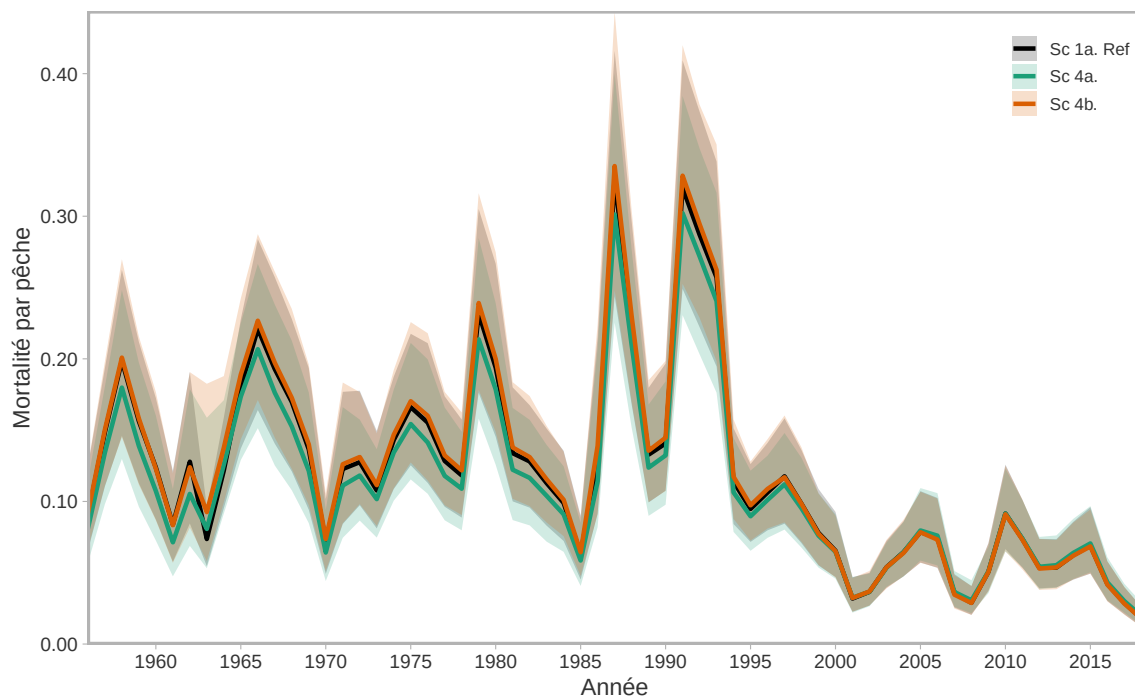


Figure 48. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 5ABCD.

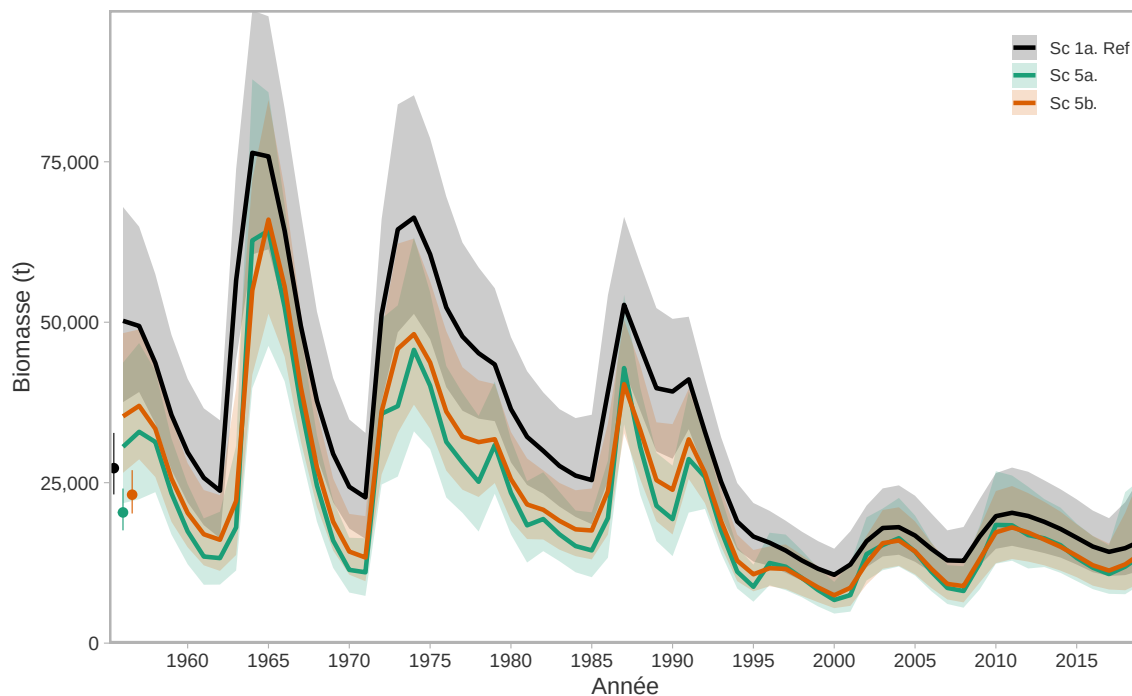


Figure 49. Sensibilité des estimations de la biomasse à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 5ABCD.

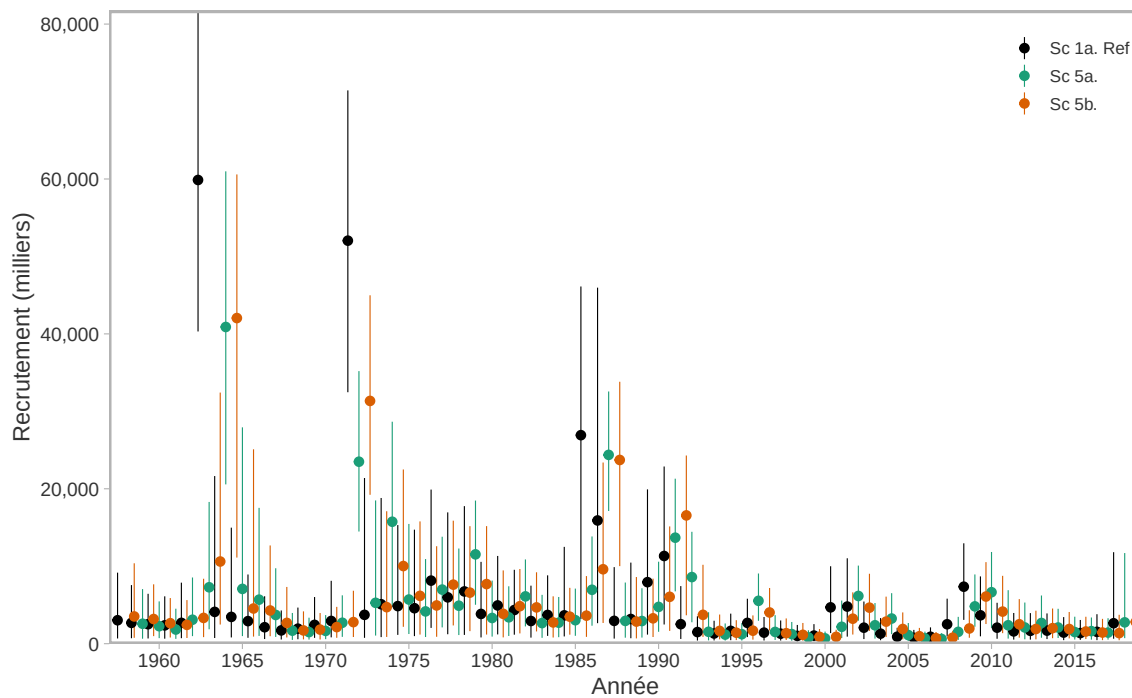


Figure 50. Sensibilité des estimations du recrutement à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 5ABCD.

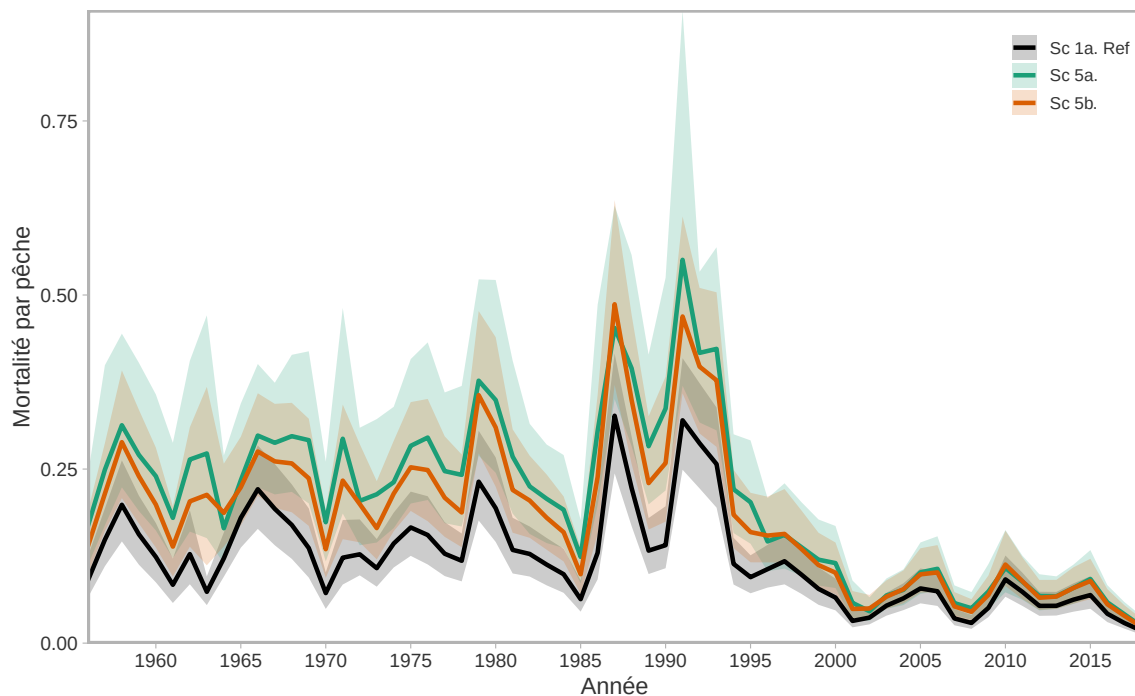


Figure 51. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 5ABCD.

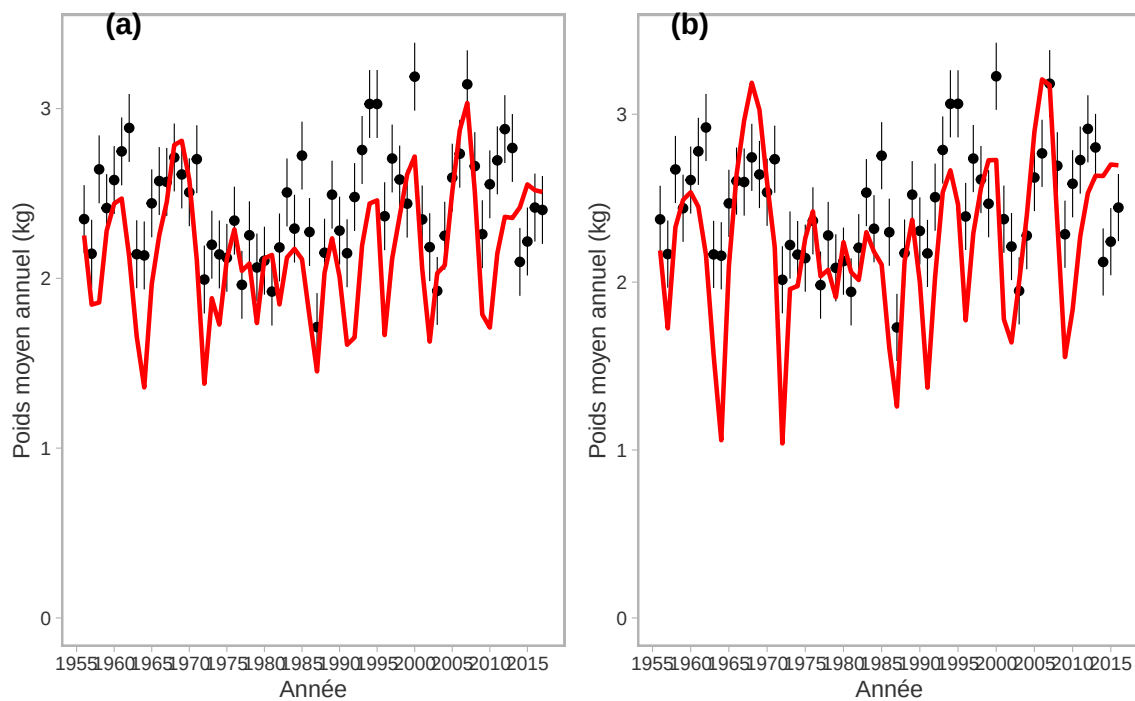


Figure 52. Ajustements de la DPM à la moyenne des poids moyens annuels pour : a) la sensibilité à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et b) l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente de la zone 5CD.

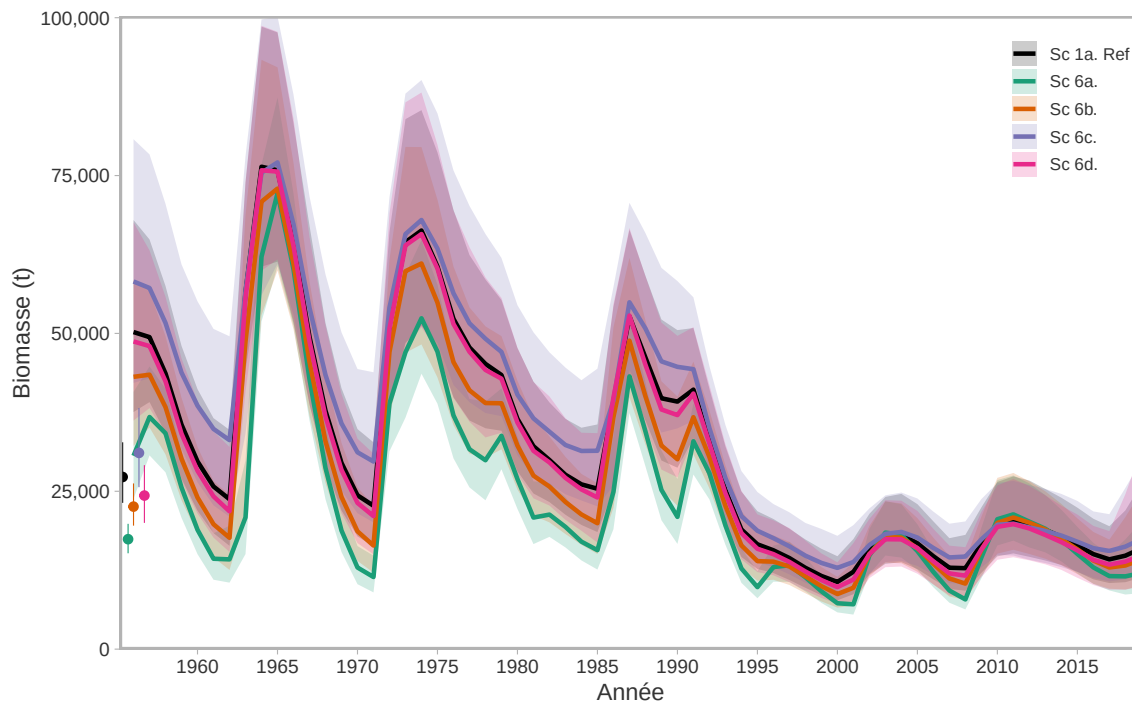


Figure 53. Sensibilité des estimations de la biomasse à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 5ABCD.

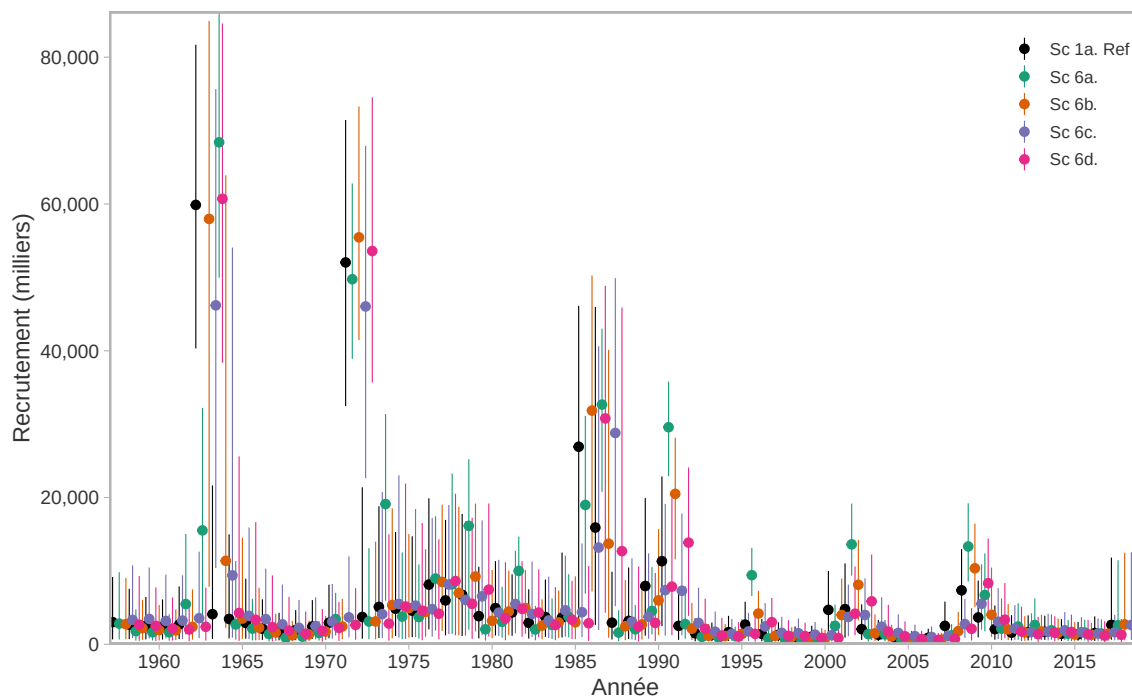


Figure 54. Sensibilité des estimations du recrutement à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 5ABCD.

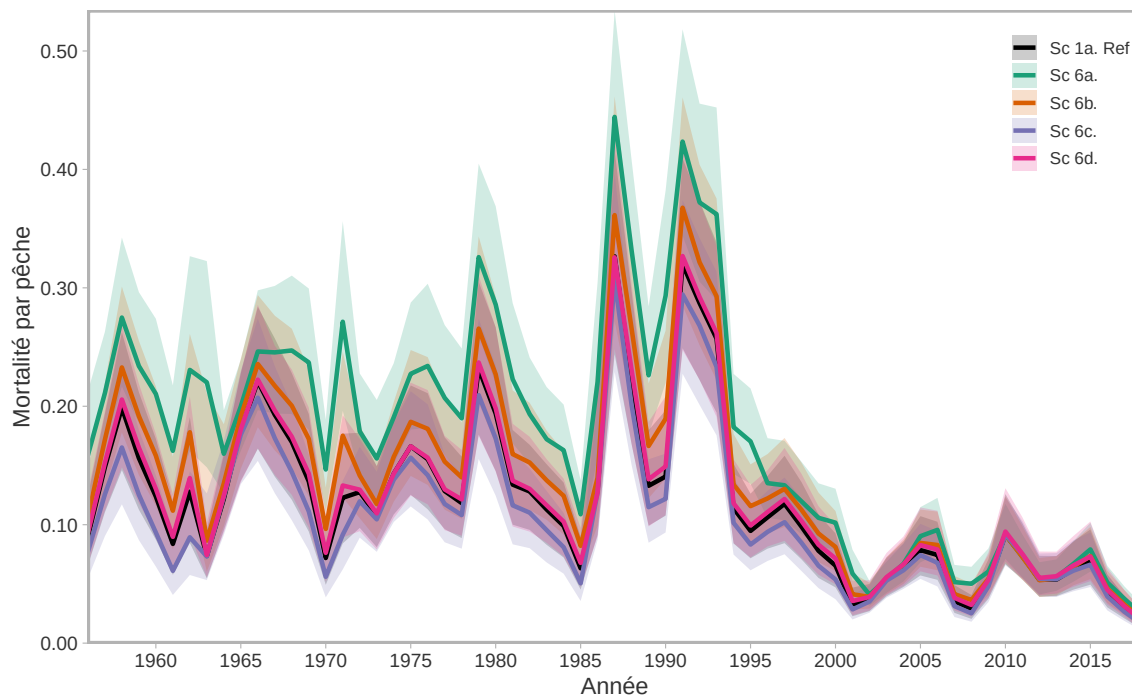


Figure 55. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 5ABCD.

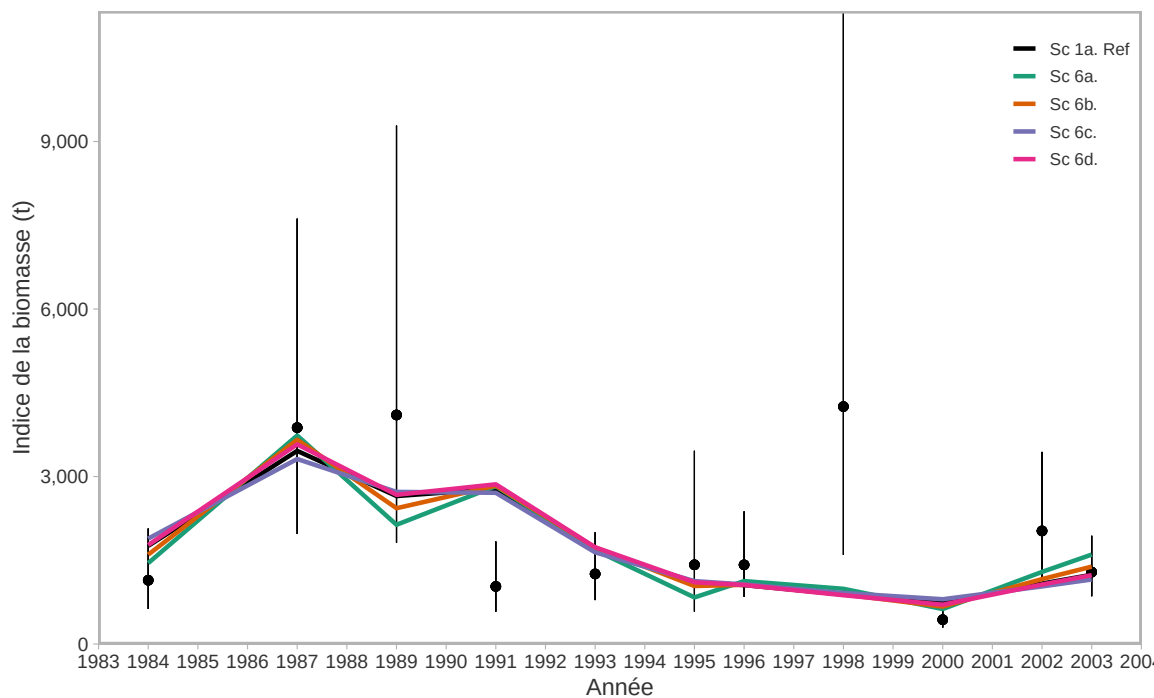


Figure 56. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, relevé de la communauté d'espèces ou multispécifique dans le détroit d'Hécate, zone 5ABCD.

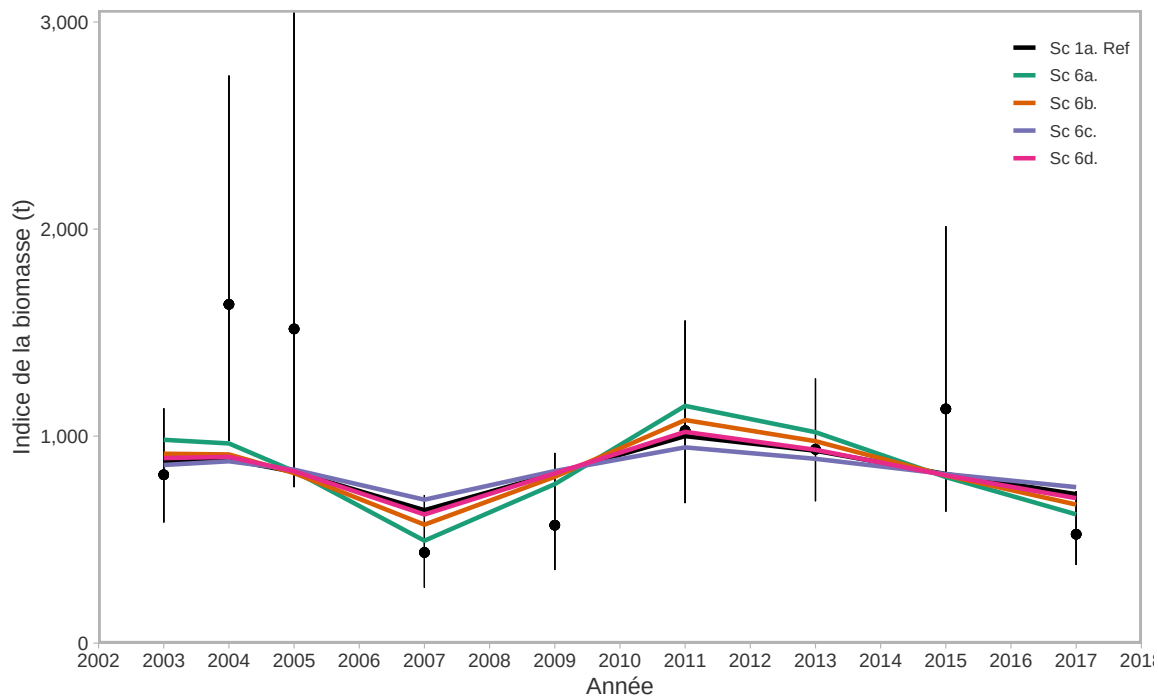


Figure 57. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte, zone 5ABCD.

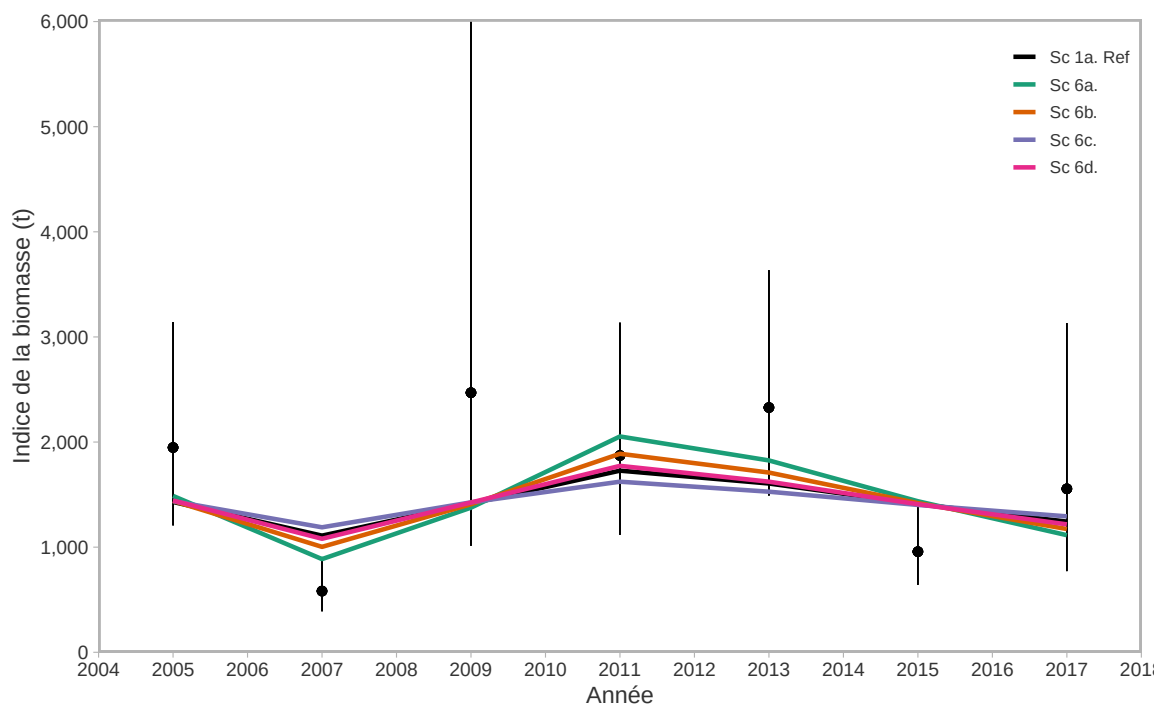


Figure 58. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, relevé synoptique dans le détroit d'Hécate, zone 5ABCD.

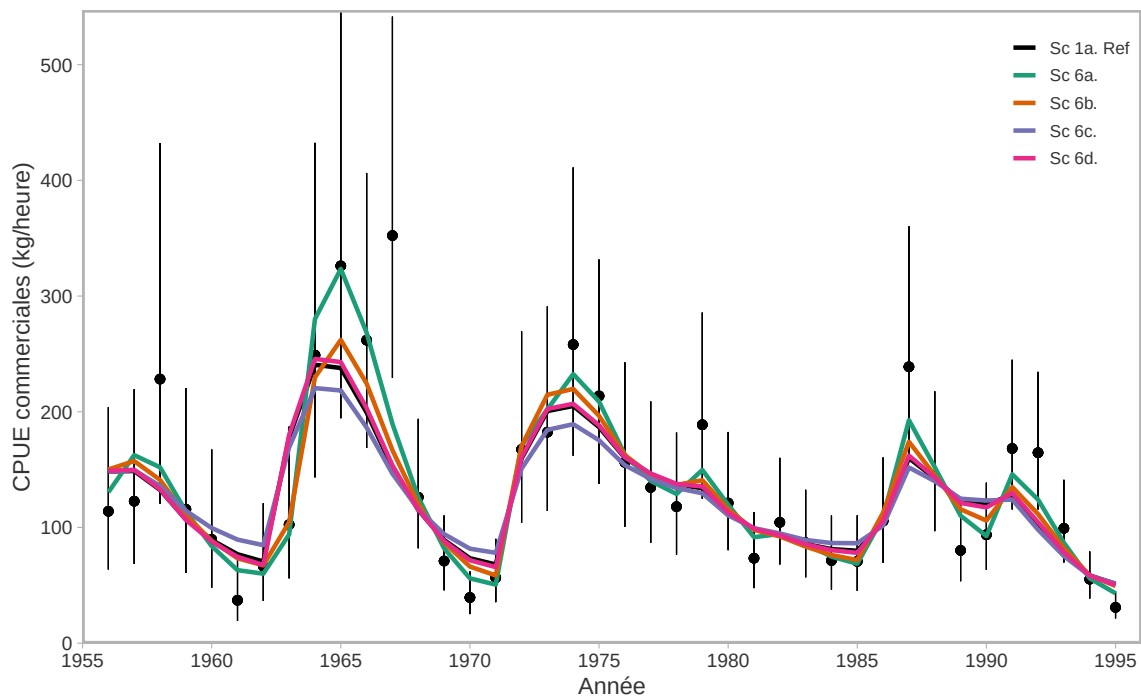


Figure 59. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, CPUE commerciales avant 1996, zone 5ABCD.

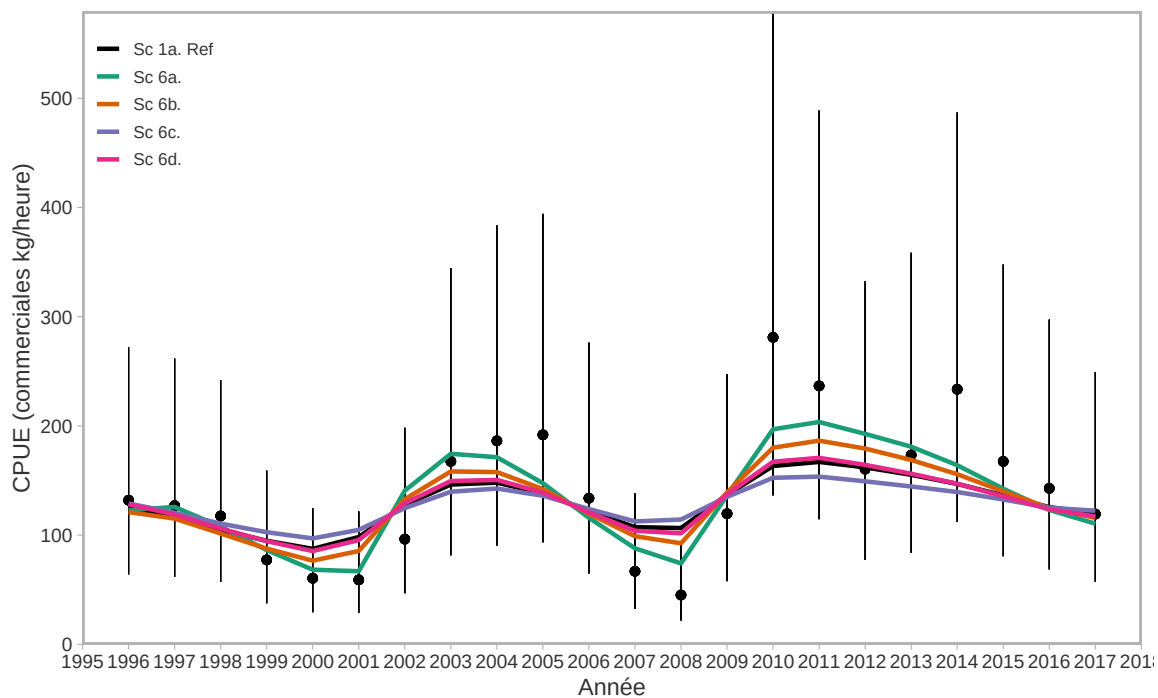


Figure 60. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, CPUE commerciales après 1995, zone 5ABCD.

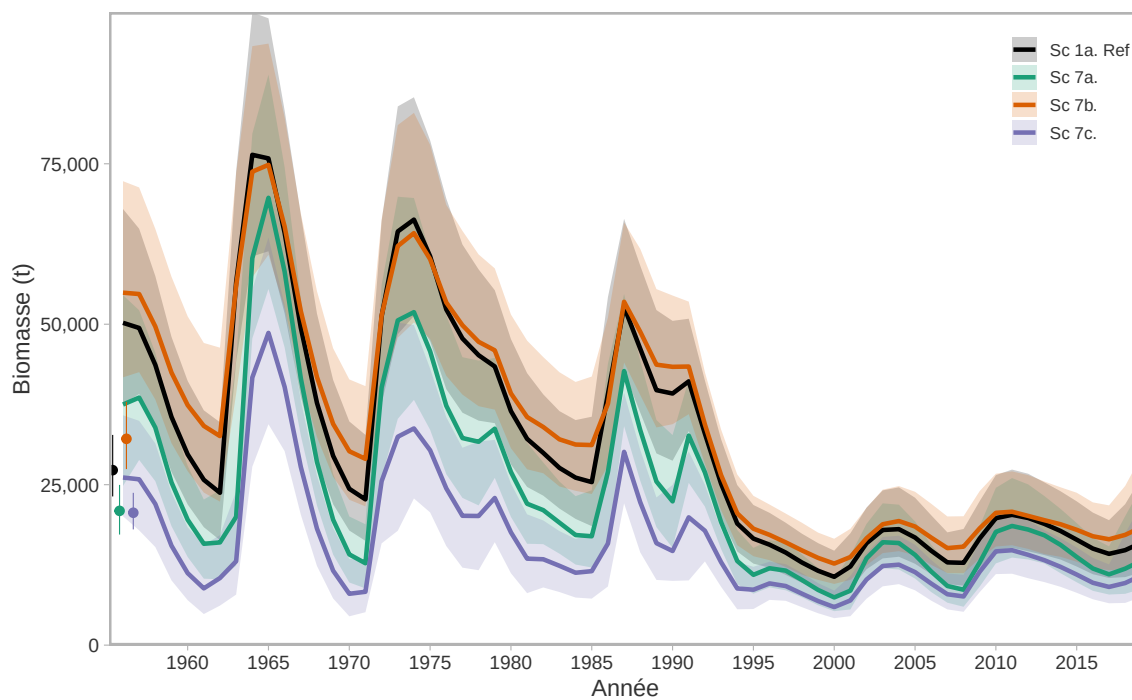


Figure 61. Sensibilité des estimations de la biomasse à la valeur présumée de σ_W , zone 5ABCD.

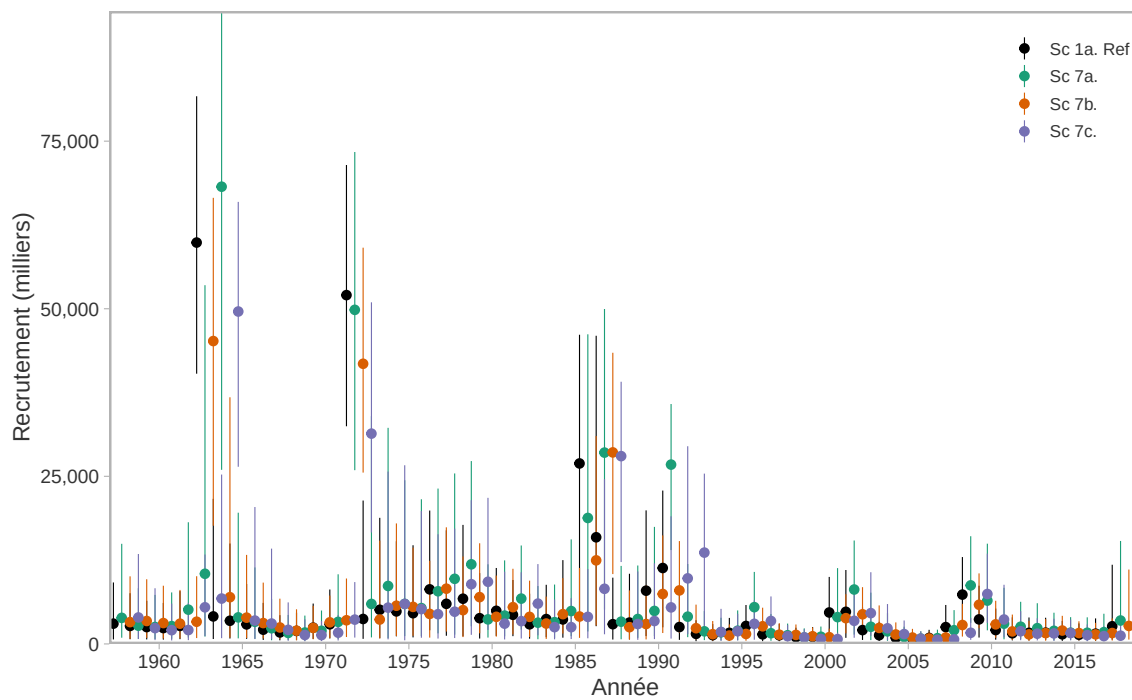


Figure 62. Sensibilité des estimations du recrutement à la valeur présumée de σ_W , zone 5ABCD.

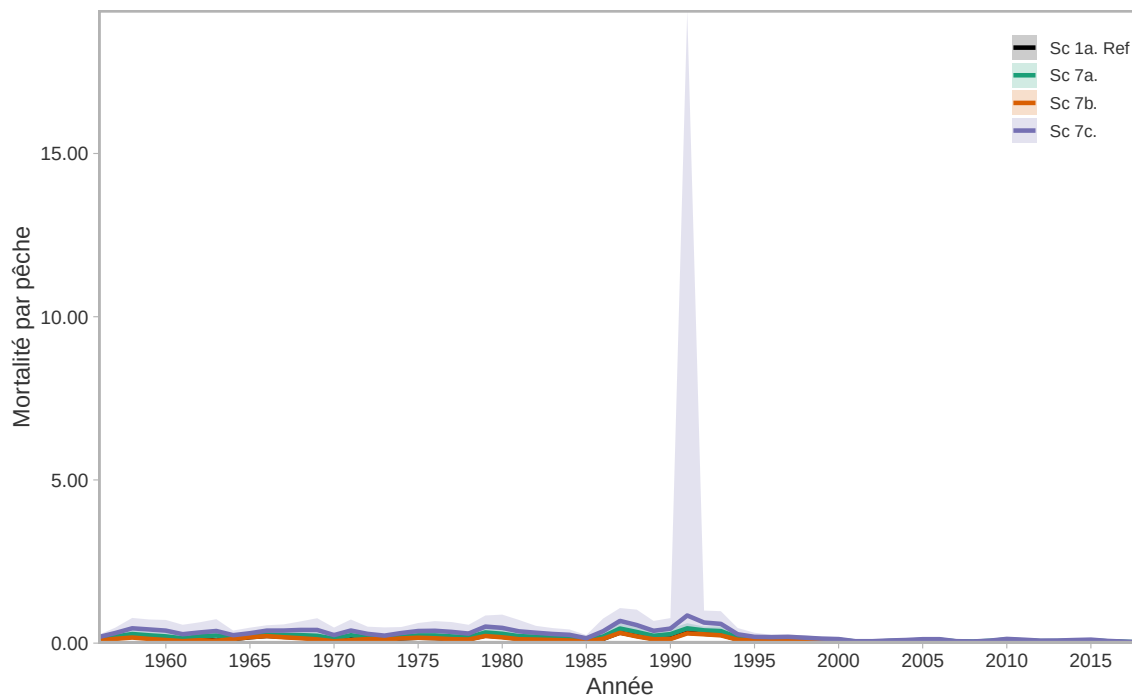


Figure 63. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la valeur présumée de σ_W , zone 5ABCD.

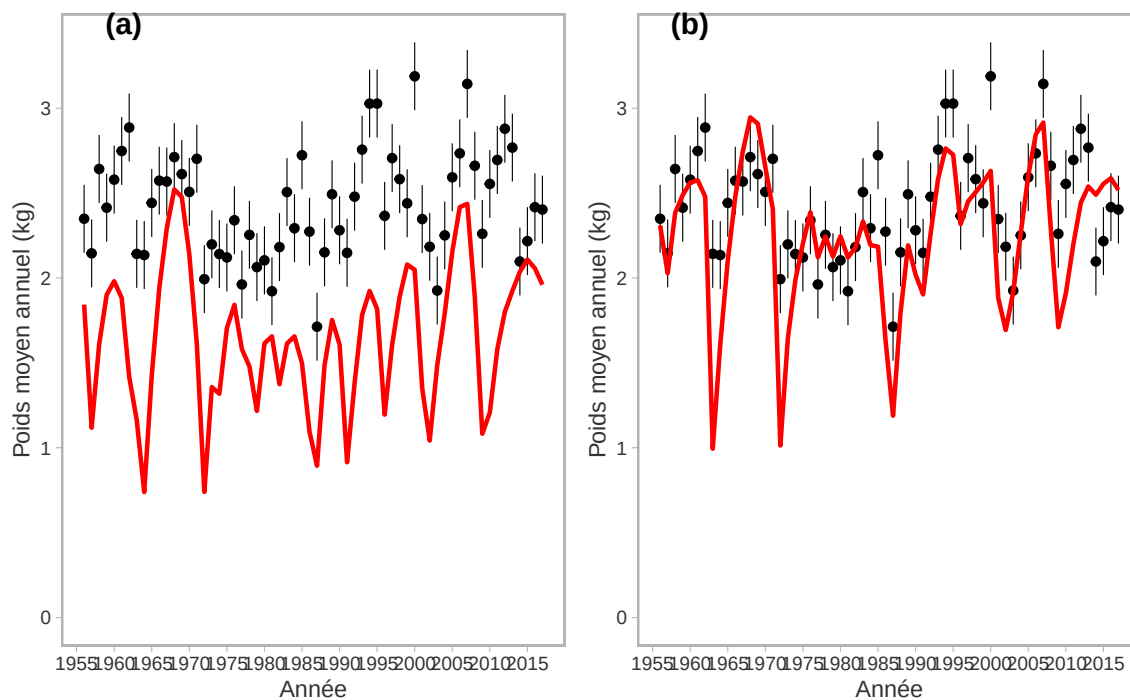


Figure 64. Ajustements de la DPM à la moyenne des poids moyens annuels montrant la sensibilité à la valeur présumée de σ_W pour a) $\sigma_W = 0,4$ et b) $\sigma_W = 0,15$, zone 5ABCD.

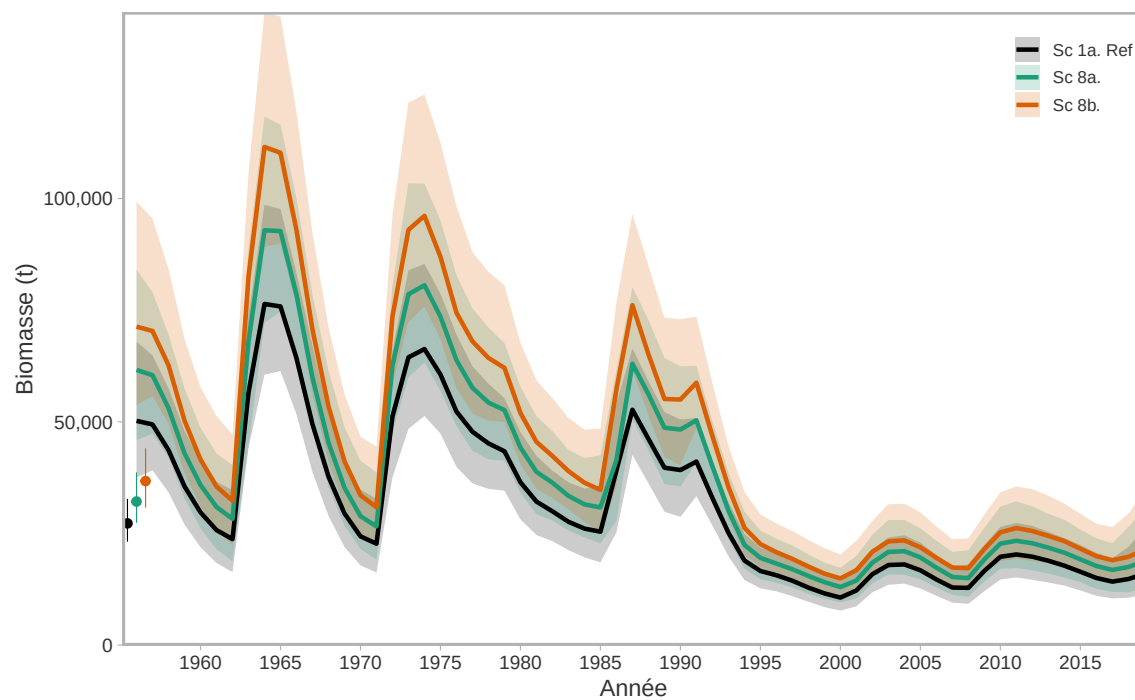


Figure 65. Sensibilité des estimations de la biomasse à l'inflation des données sur les prises historiques, zone 5ABCD.

14.7 ANALYSES DE SENSIBILITÉ : ZONE 3CD

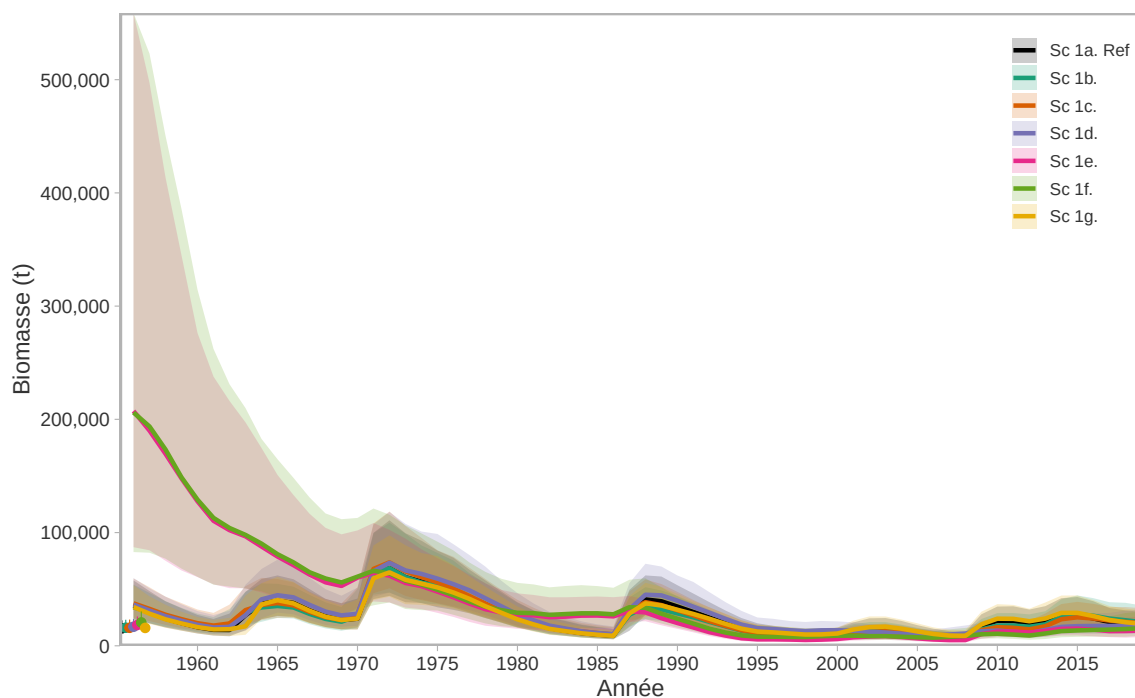


Figure 66. Sensibilité des estimations de la biomasse au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, au retrait des indices des CPUE et au retrait de l'indice du relevé triennal, zone 3CD.

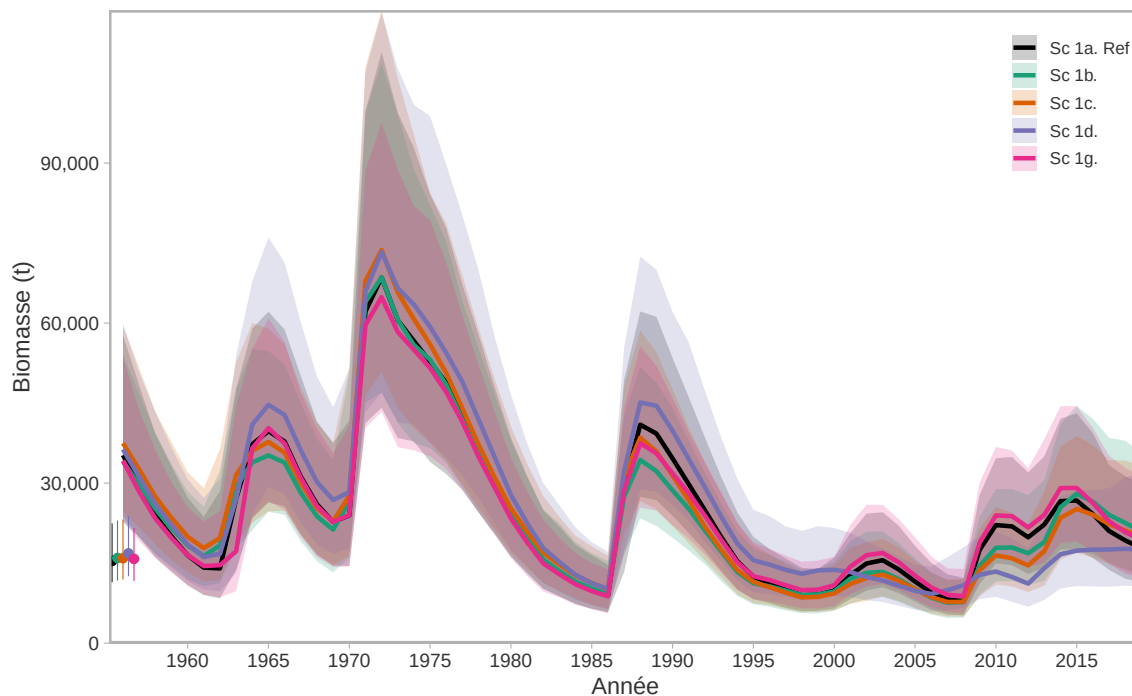


Figure 67. Sensibilité des estimations de la biomasse au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, ainsi qu'au retrait des indices des CPUE commerciales d'après 1995, zone 3CD.

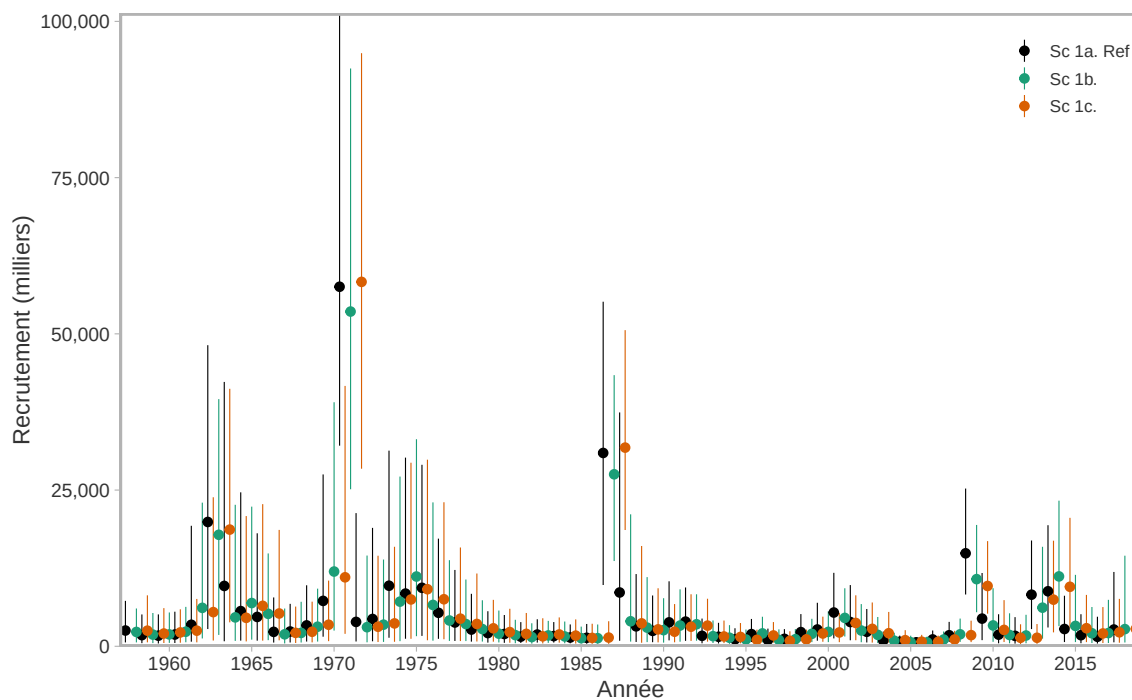


Figure 68. Sensibilité des estimations du recrutement au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, zone 3CD.

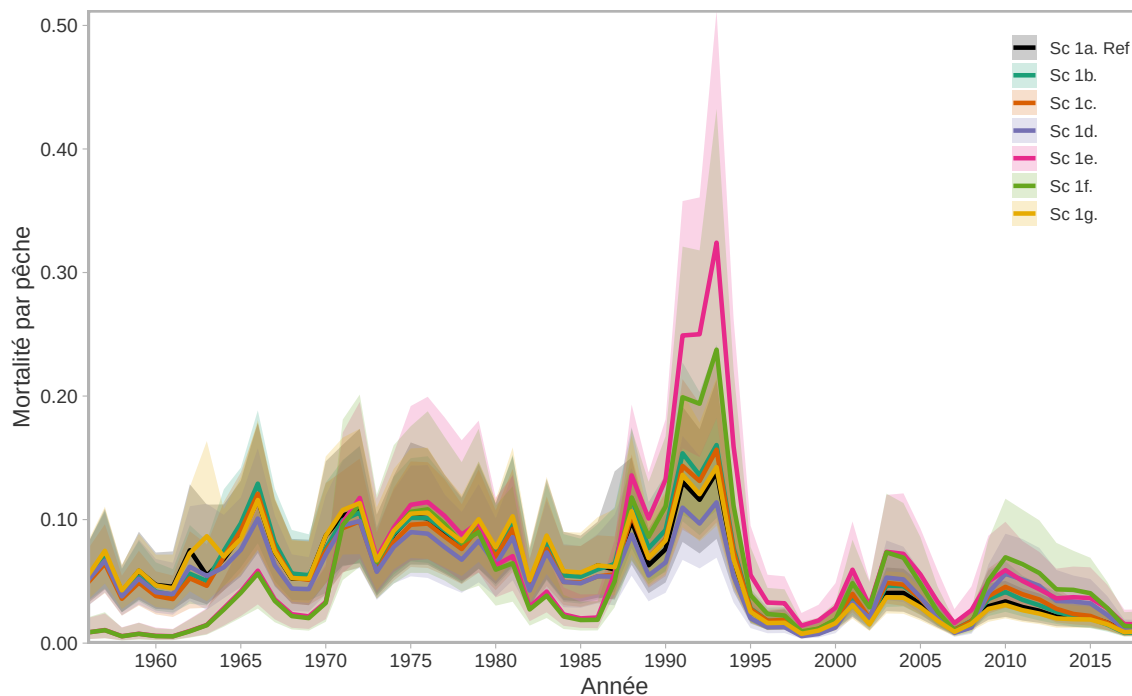


Figure 69. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche au retrait du terme d'interaction année/lieu des indices des CPUE commerciales et de l'utilisation des CV annuels produits par l'analyse en tant que termes de pondération annuelle dans la fonction objective pour deux options de CV, zone 3CD.

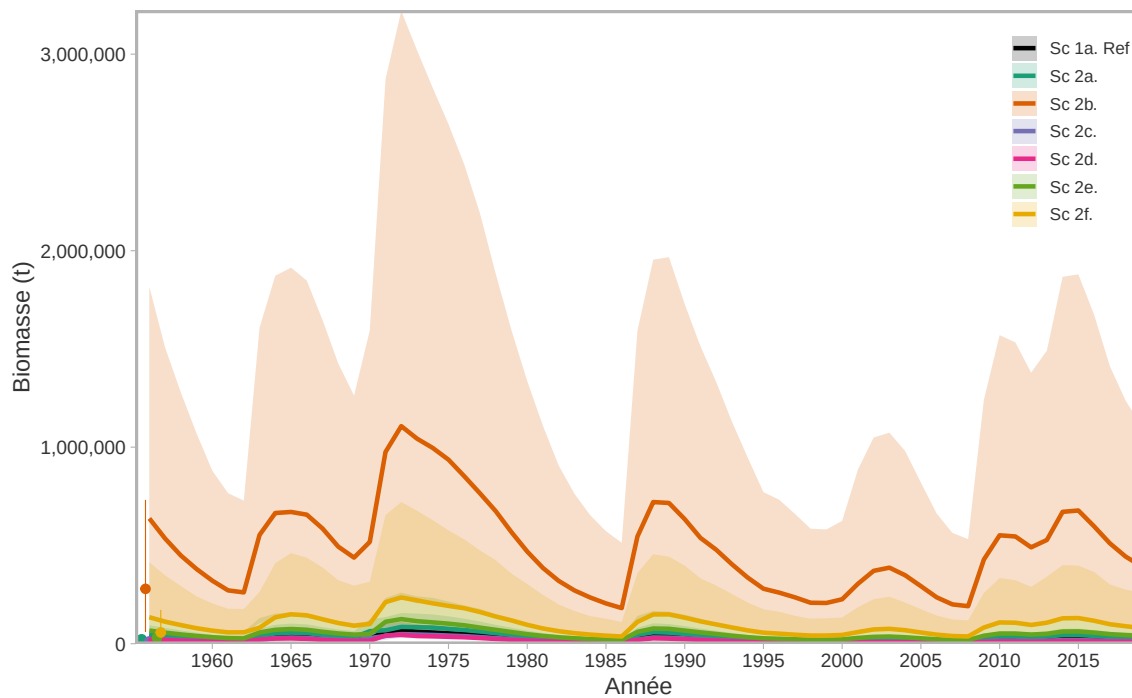


Figure 70. Sensibilité des estimations de la biomasse à l'écart-type du relevé sur la COIV, fixé pour être égal à l'écart-type pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate, et à une valeur a priori uniforme utilisée pour le relevé sur la COIV, zone 3CD.

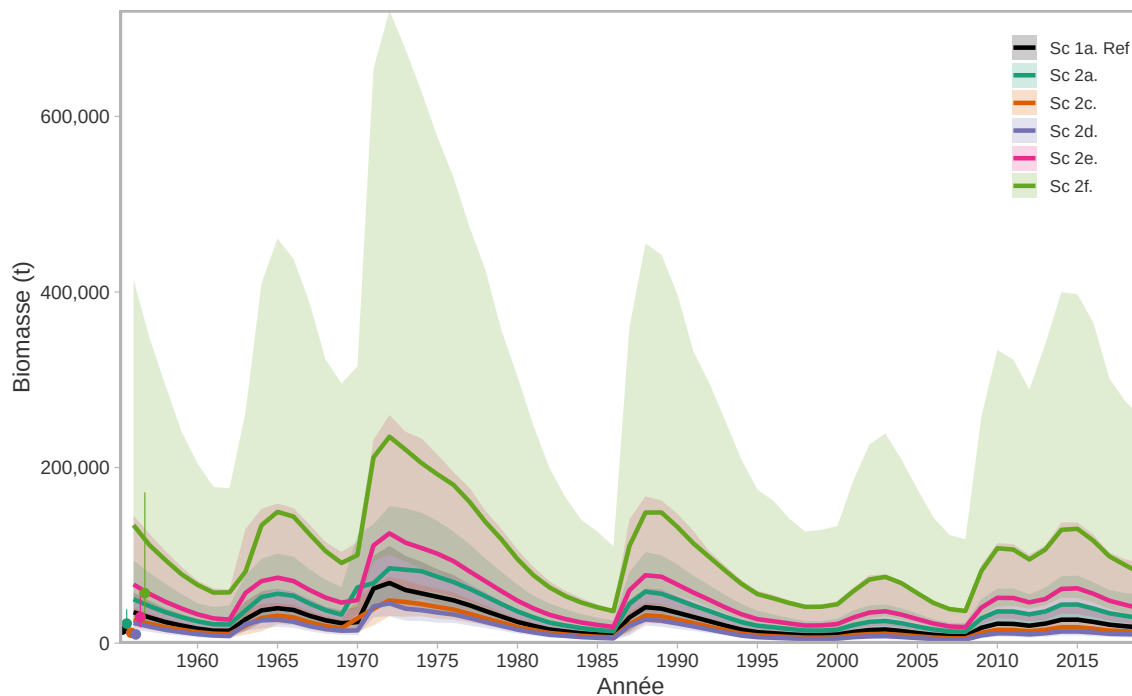


Figure 71. Sensibilité des estimations de la biomasse à l'écart-type du relevé sur la COIV, fixé pour être égal à l'écart-type pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécaté, zone 3CD.

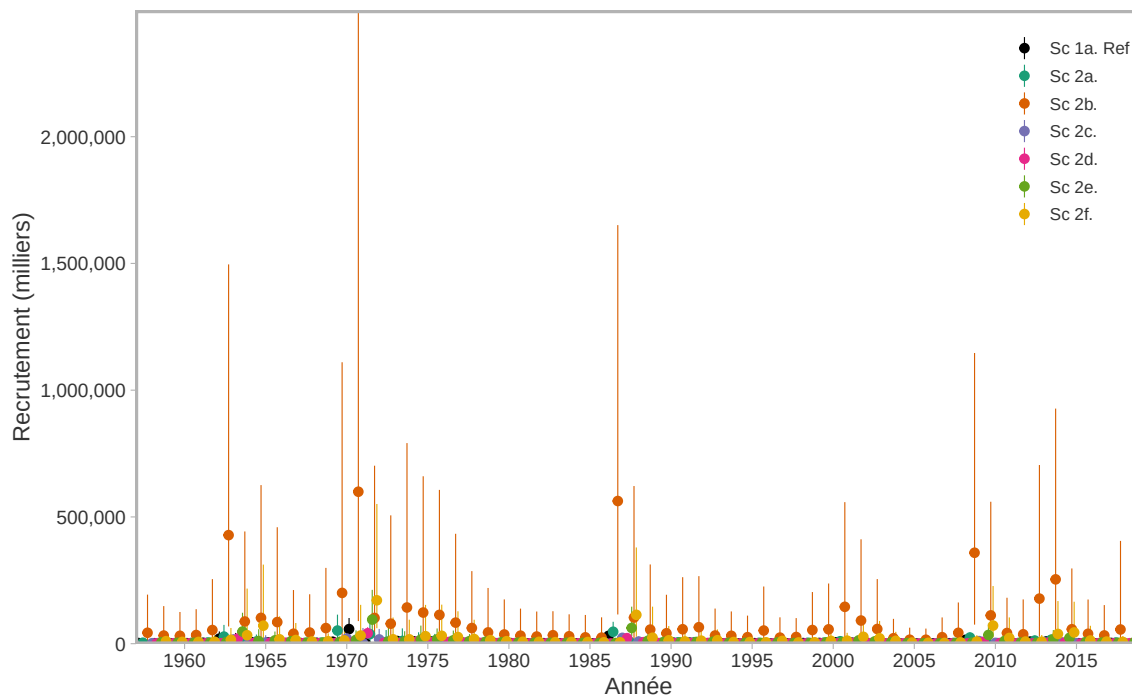


Figure 72. Sensibilité des estimations du recrutement à l'écart-type du relevé sur la COIV, fixé pour être égal à l'écart-type pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécaté, et à une valeur a priori uniforme utilisée pour le relevé sur la COIV, zone 3CD.

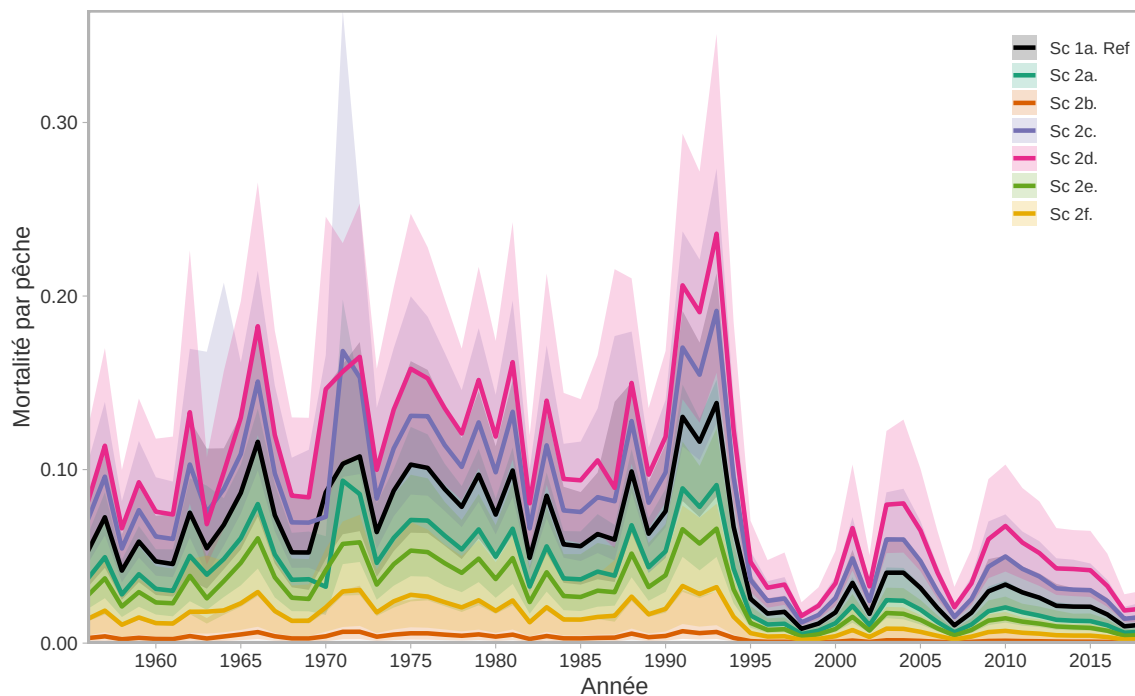


Figure 73. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à l'écart-type du relevé sur la COIV, fixé pour être égal à l'écart-type pour les relevés synoptiques dans le bassin de la Reine-Charlotte et le détroit d'Hécate, et à une valeur a priori uniforme utilisée pour le relevé sur la COIV, zone 3CD.

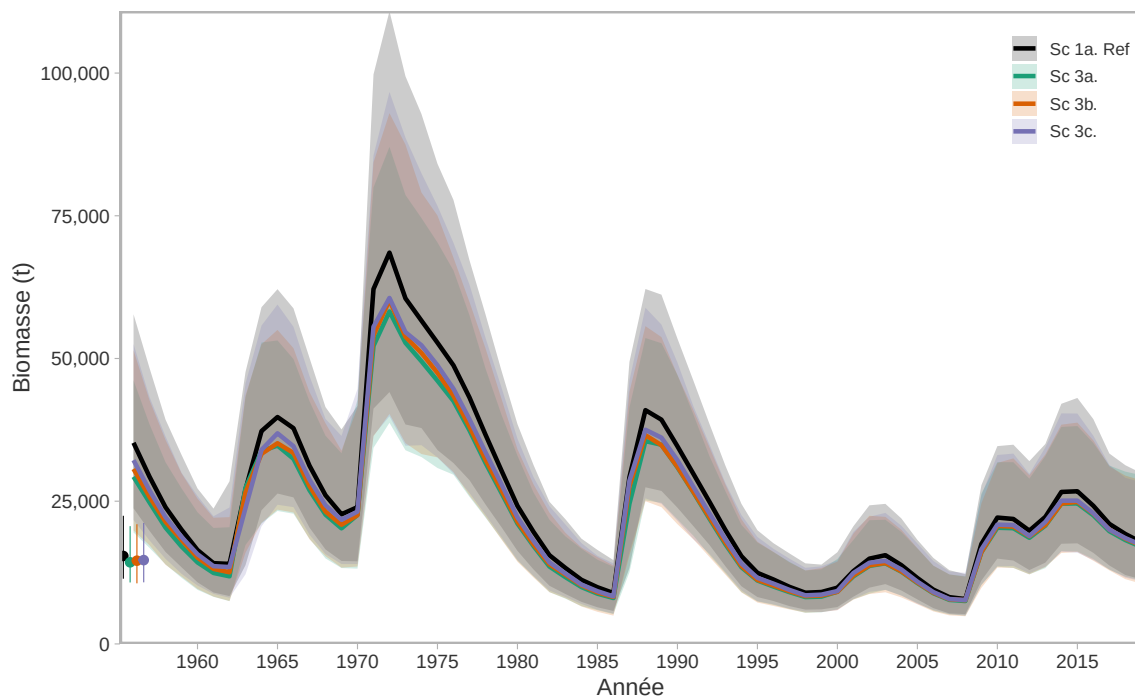


Figure 74. Sensibilité des estimations de la biomasse aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M , zone 3CD.

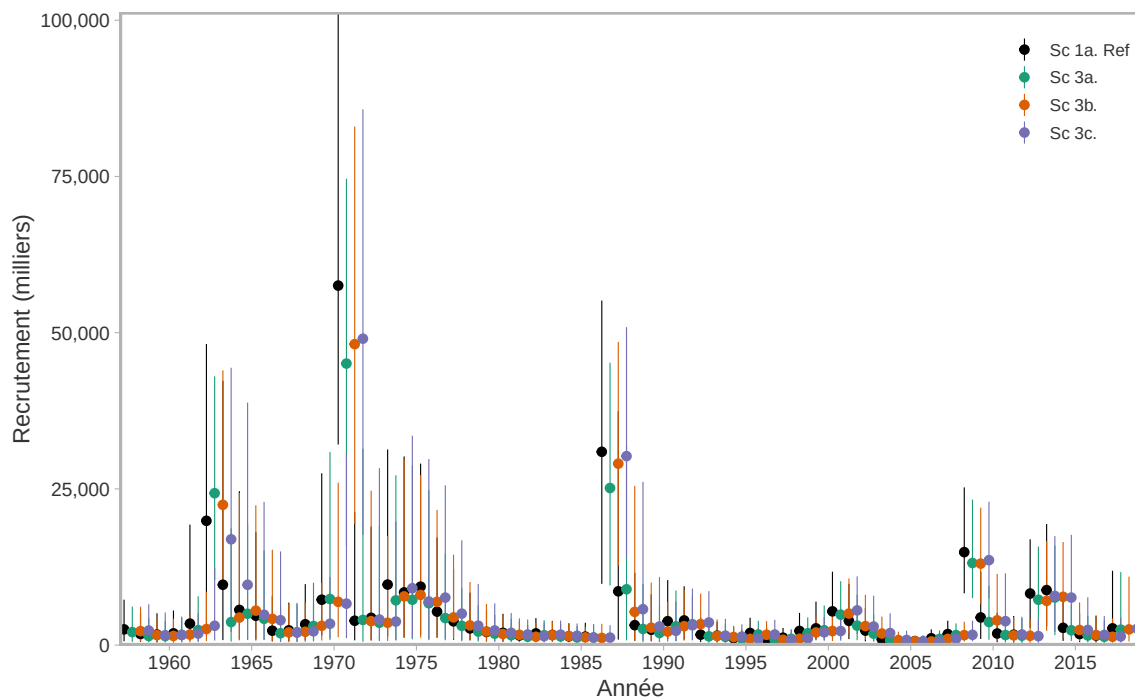


Figure 75. Sensibilité des estimations du recrutement aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M , zone 3CD.

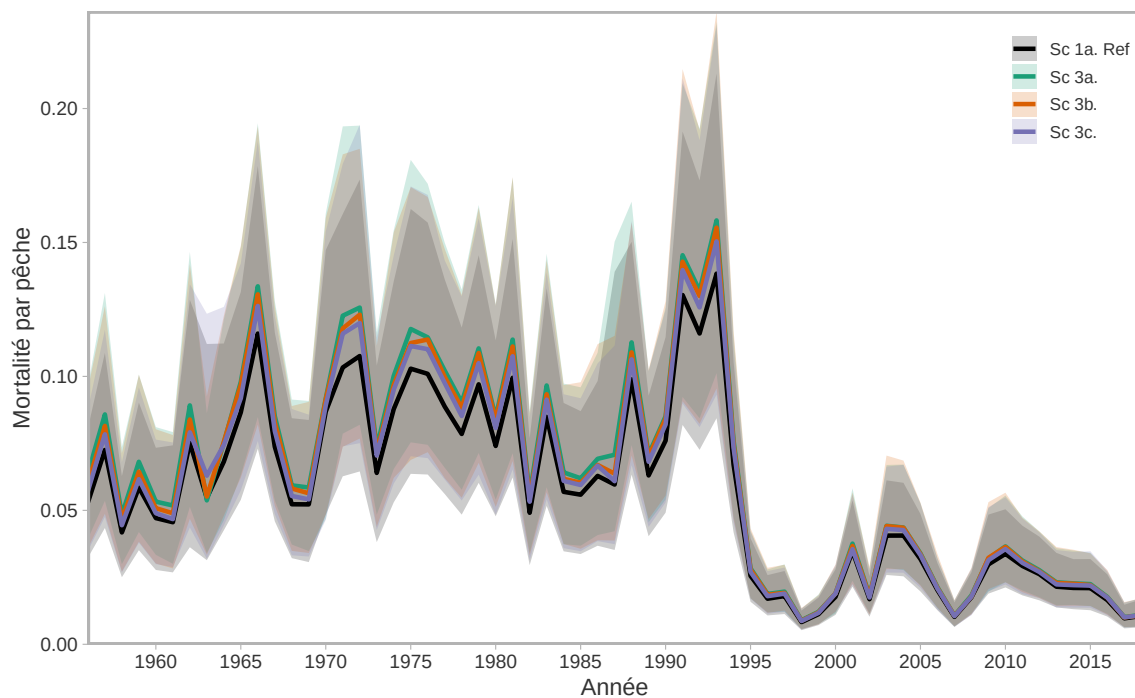


Figure 76. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche aux paramètres de la valeur a priori normale pour la mortalité naturelle, M , zone 3CD.

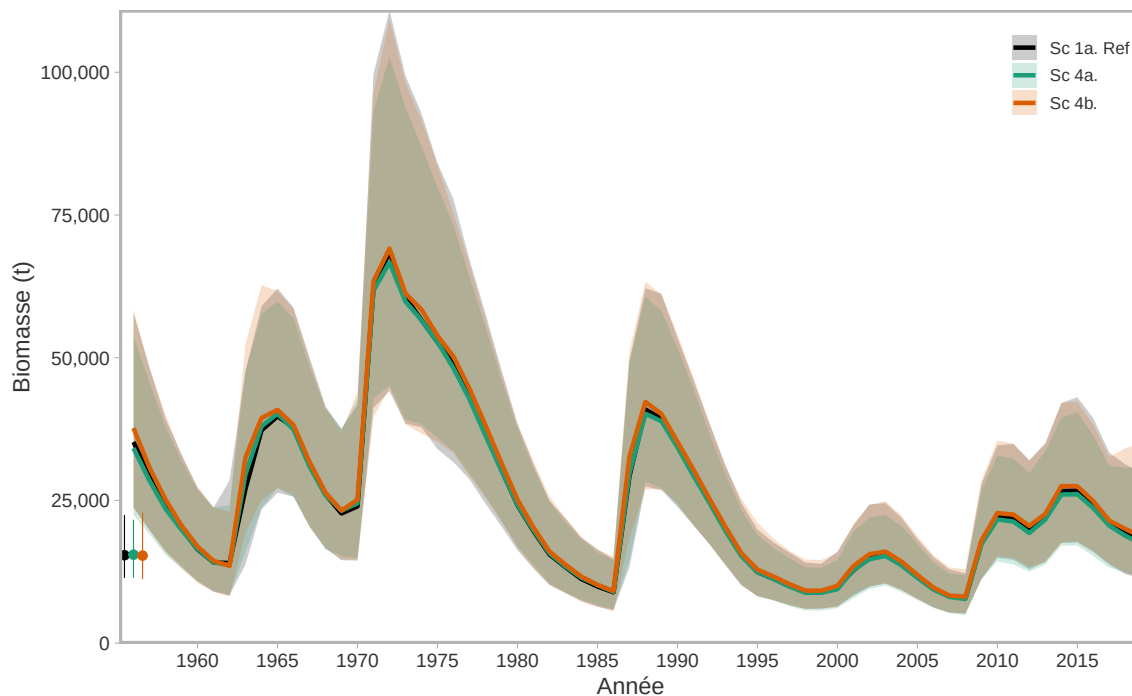


Figure 77. Sensibilité des estimations de la biomasse à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 3CD.

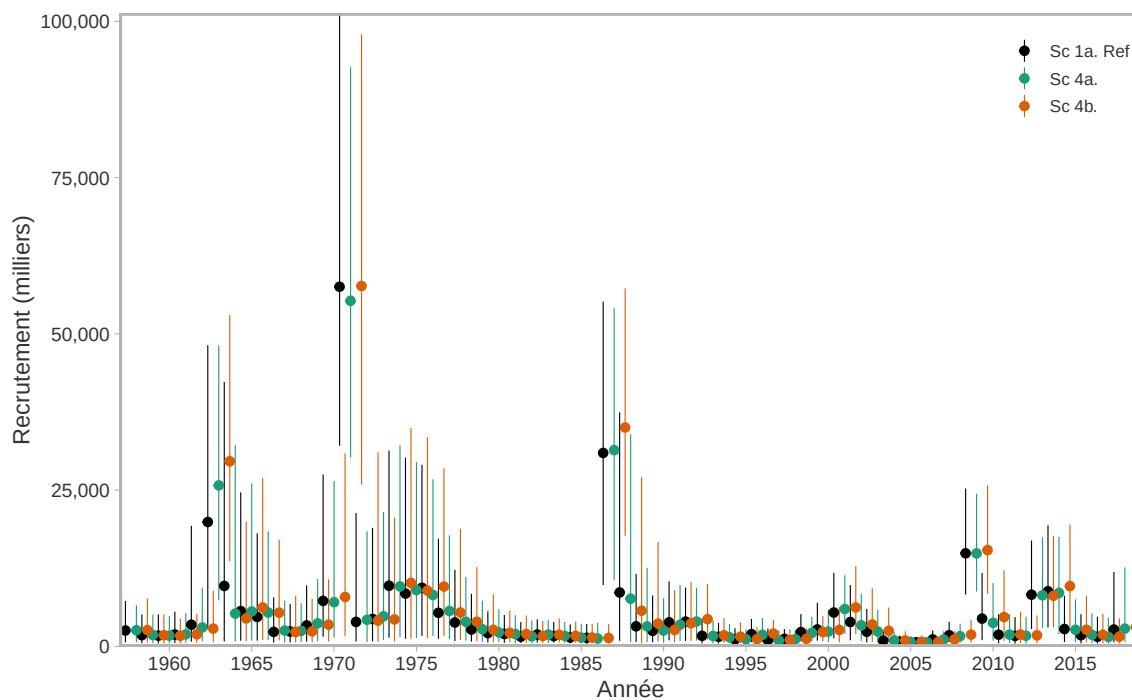


Figure 78. Sensibilité des estimations du recrutement à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 3CD.

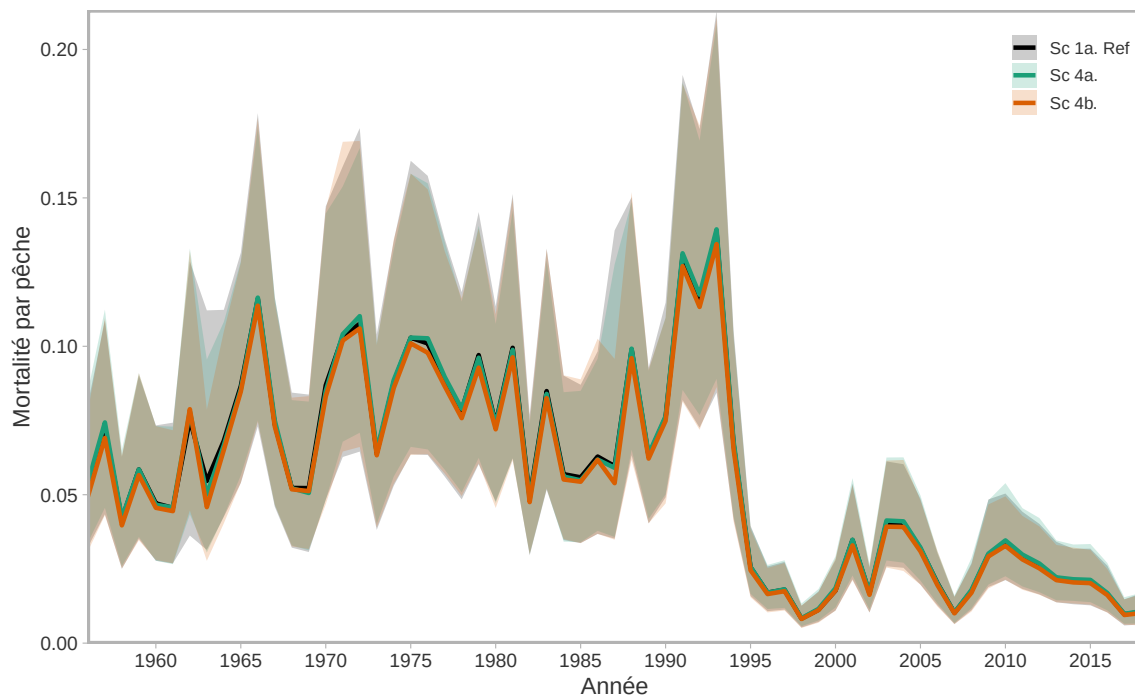


Figure 79. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la distribution de probabilité a priori pour la pente, y compris l'utilisation d'une valeur a priori uniforme limitée et d'une valeur a priori bêta, zone 3CD.

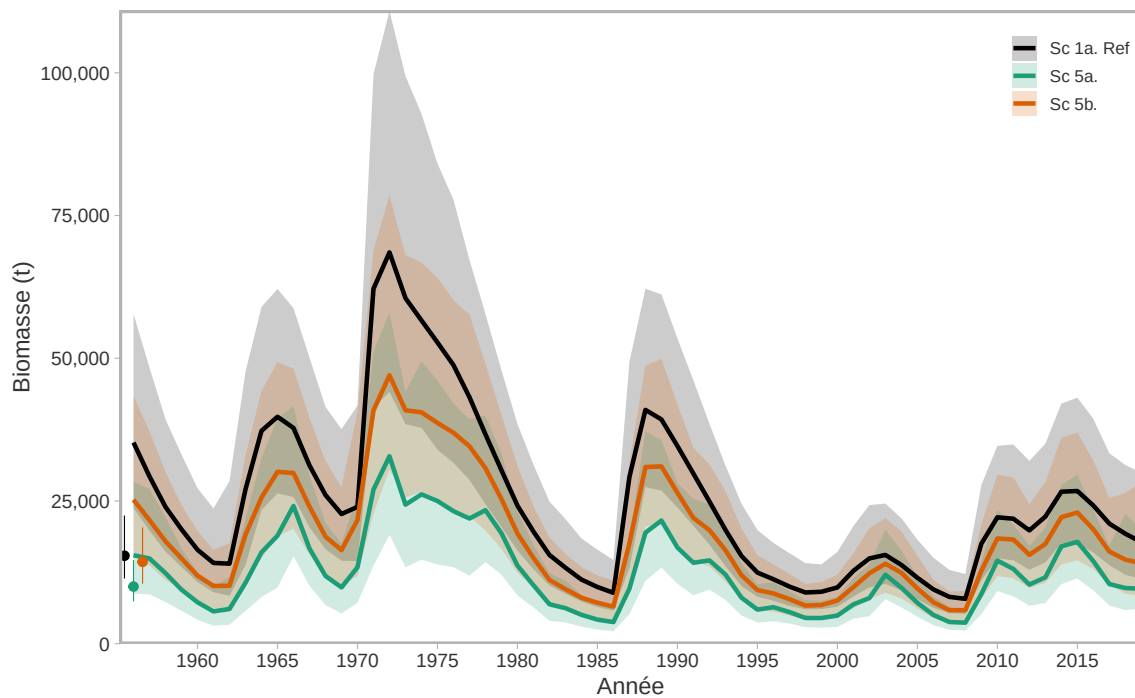


Figure 80. Sensibilité des estimations de la biomasse à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 3CD.

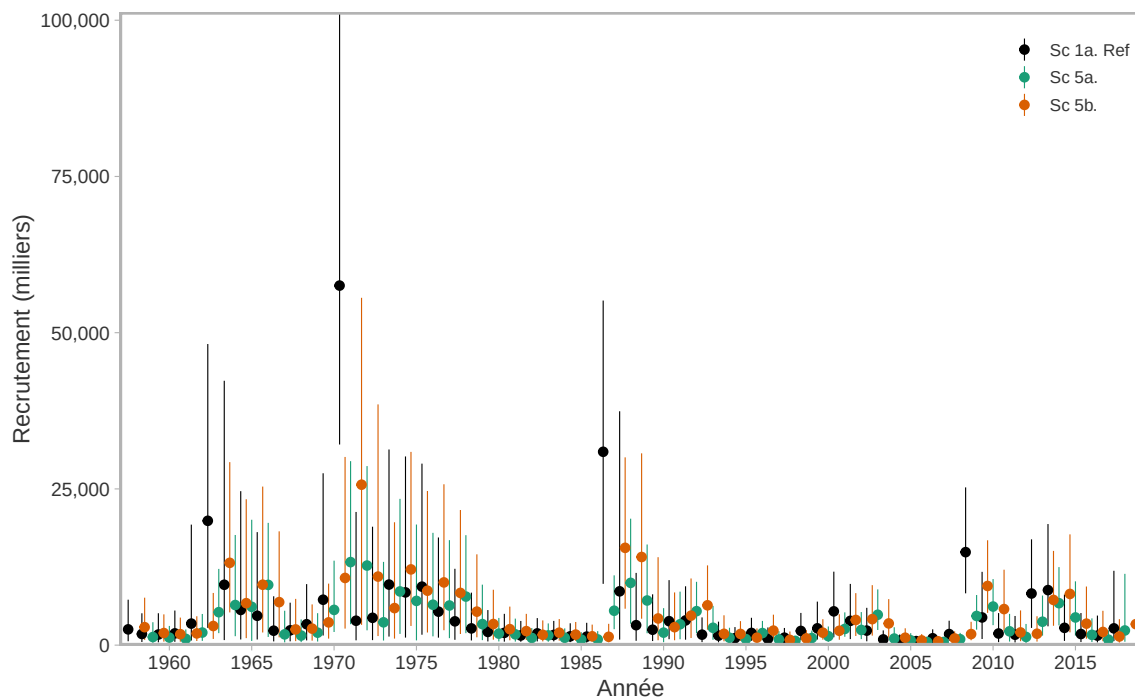


Figure 81. Sensibilité des estimations du recrutement à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 3CD.

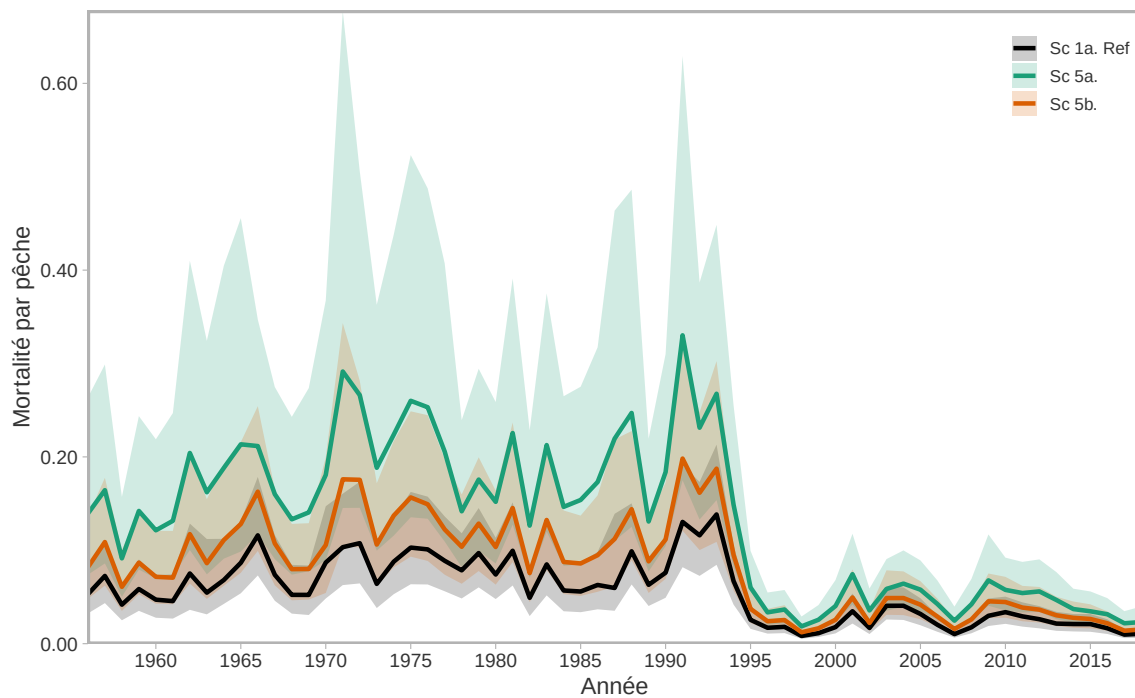


Figure 82. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et à l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente, zone 3CD.

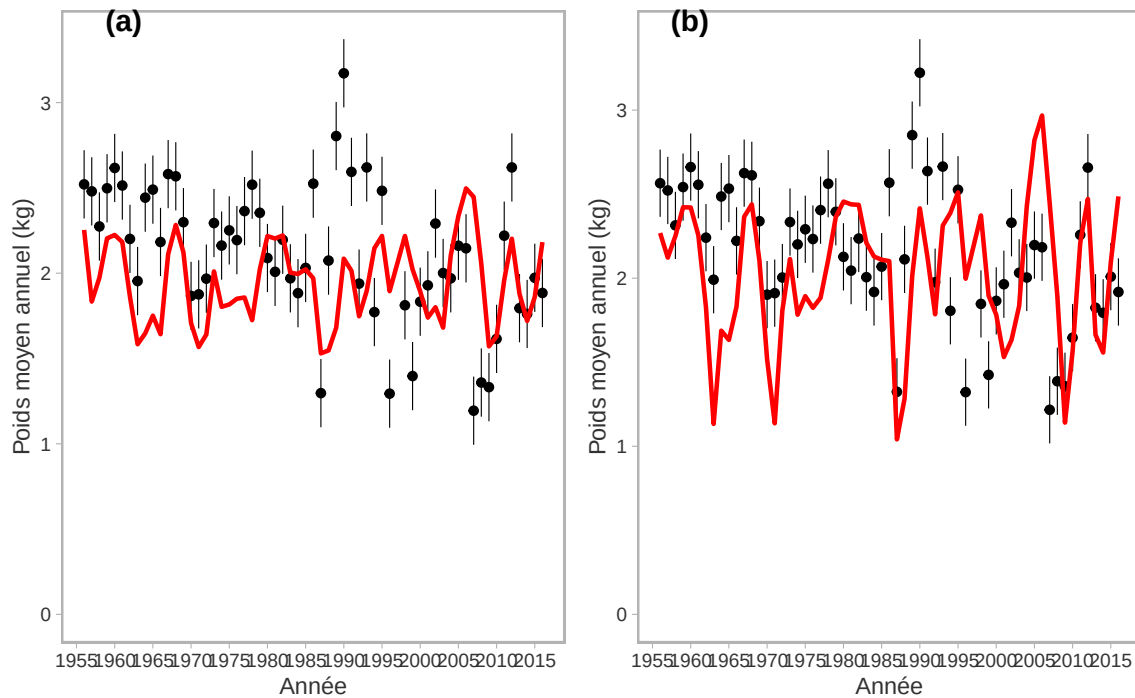


Figure 83. Ajustements de la DPM à la moyenne des poids moyens annuels pour : (a) la sensibilité à la fixation de $k_{age} = 3y$ et mise à jour des paramètres de Ford-Walford en conséquence, et (b) l'utilisation des paramètres de croissance utilisés dans l'évaluation des stocks précédente de la zone 3CD.

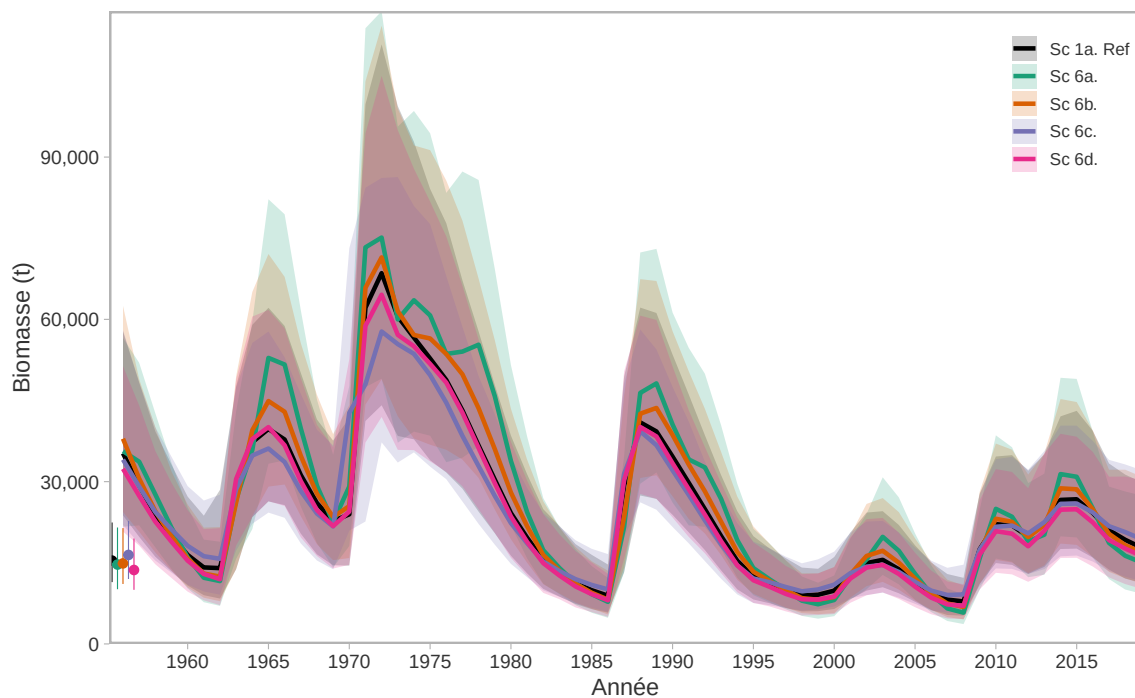


Figure 84. Sensibilité des estimations de la biomasse à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 3CD.

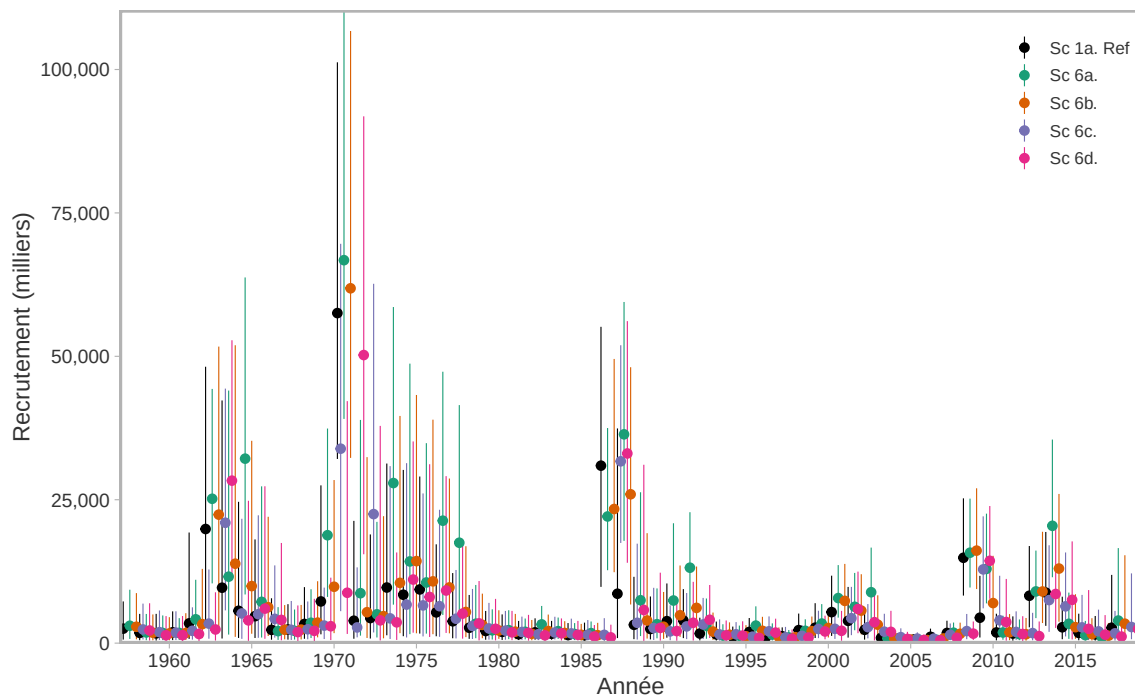


Figure 85. Sensibilité des estimations du recrutement à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 3CD.

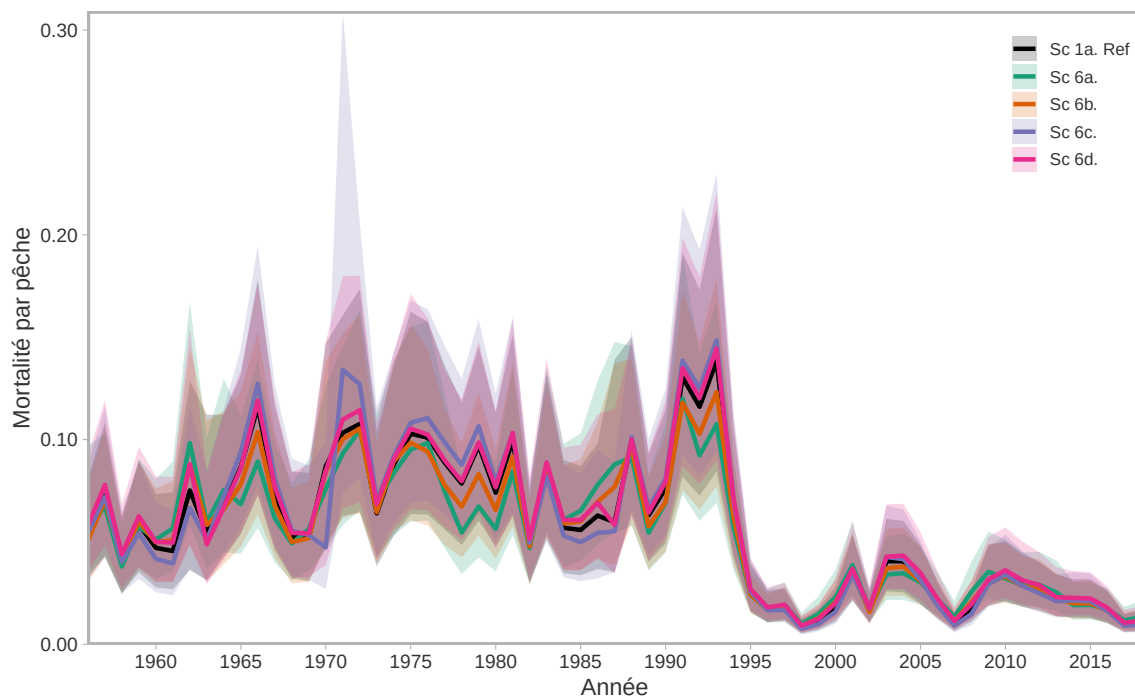


Figure 86. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, zone 3CD.

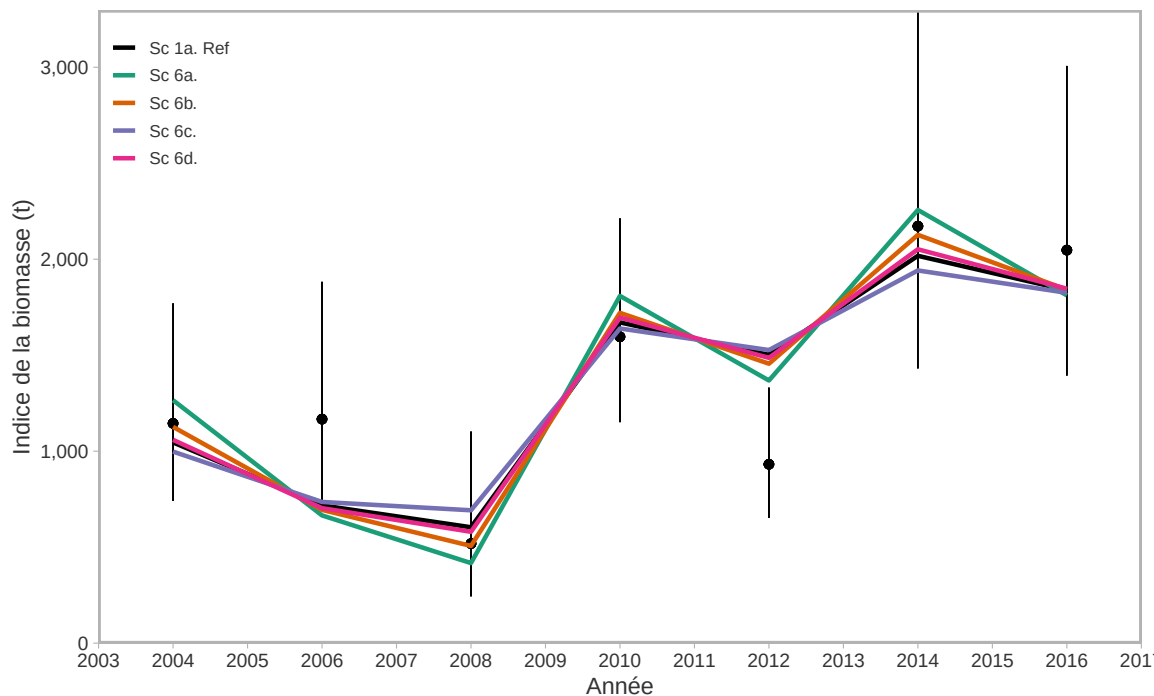


Figure 87. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, relevé synoptique sur la COIV, zone 3CD.

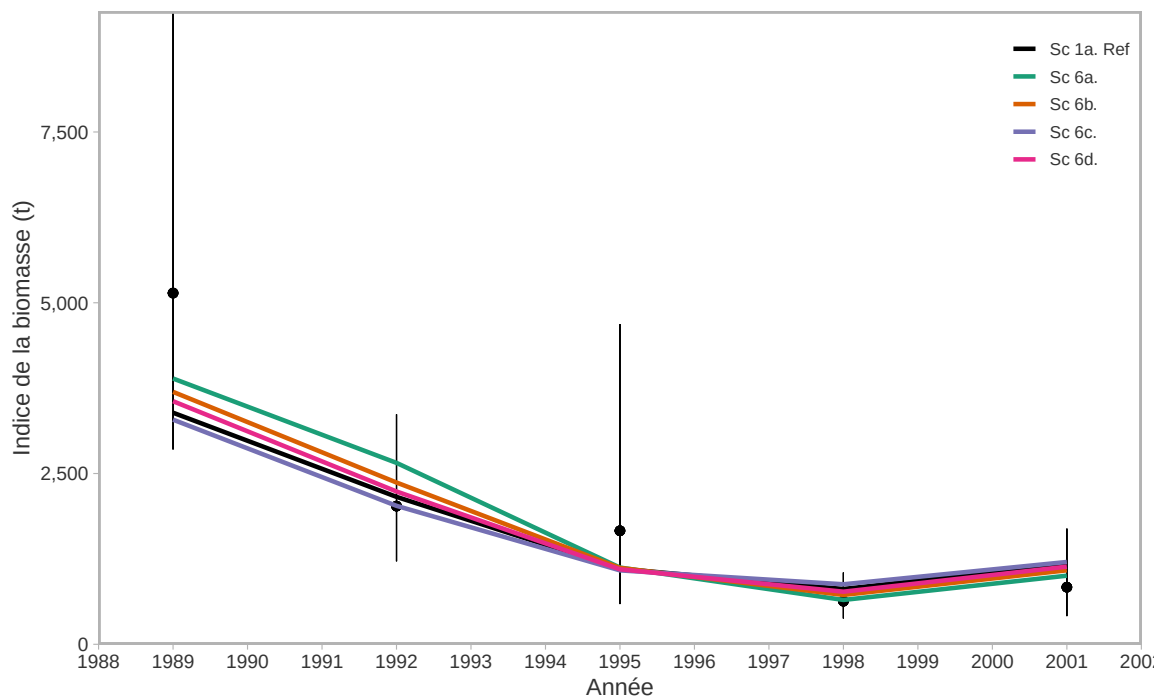


Figure 88. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, relevé triennal du NMFS, zone 3CD.

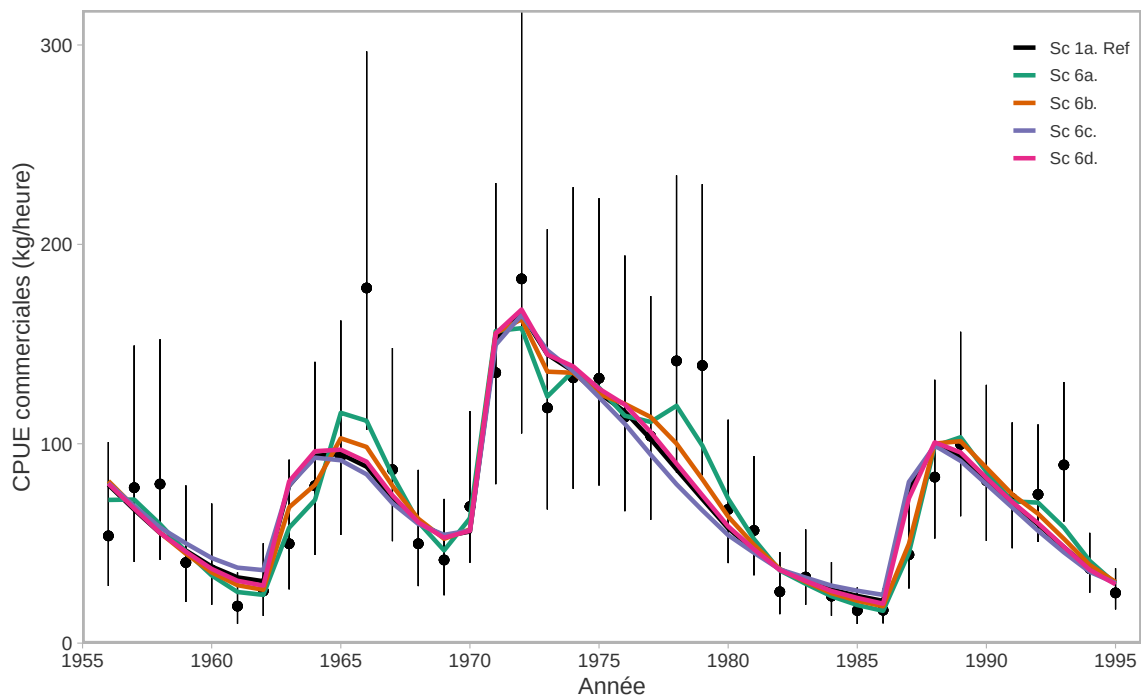


Figure 89. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, CPUE commerciales avant 1996, zone 3CD.

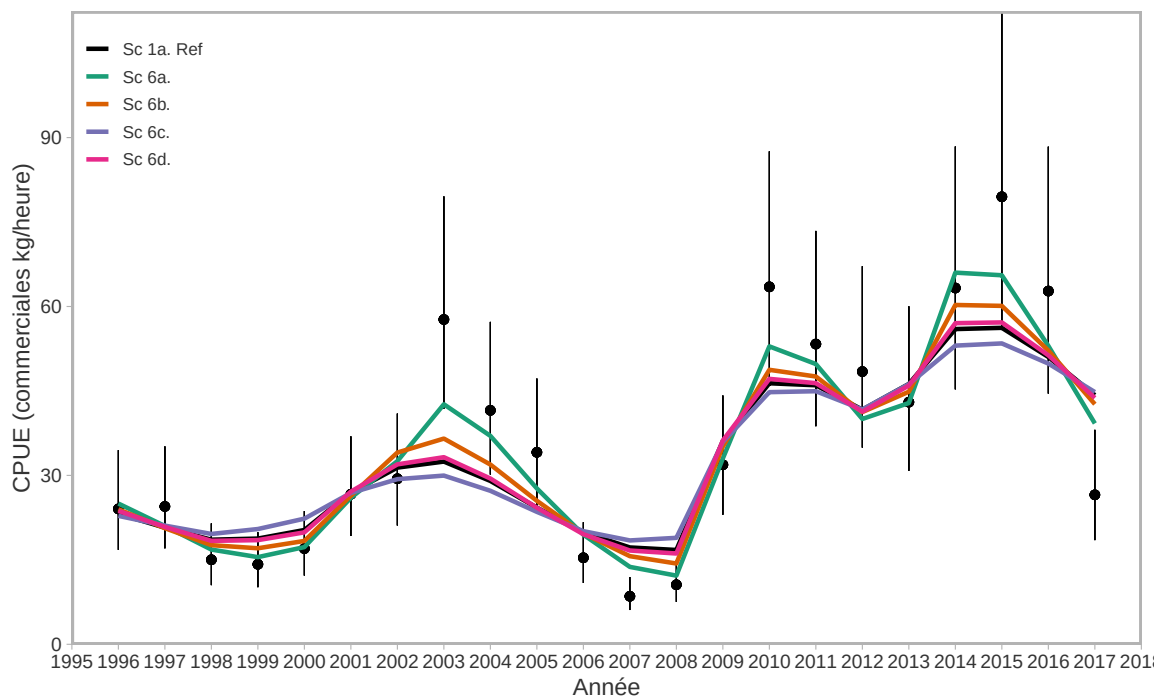


Figure 90. Ajustements de l'indice de la DPM montrant la sensibilité à la valeur présumée des erreurs d'observation et de traitement, CPUE commerciales après 1995, zone 3CD.

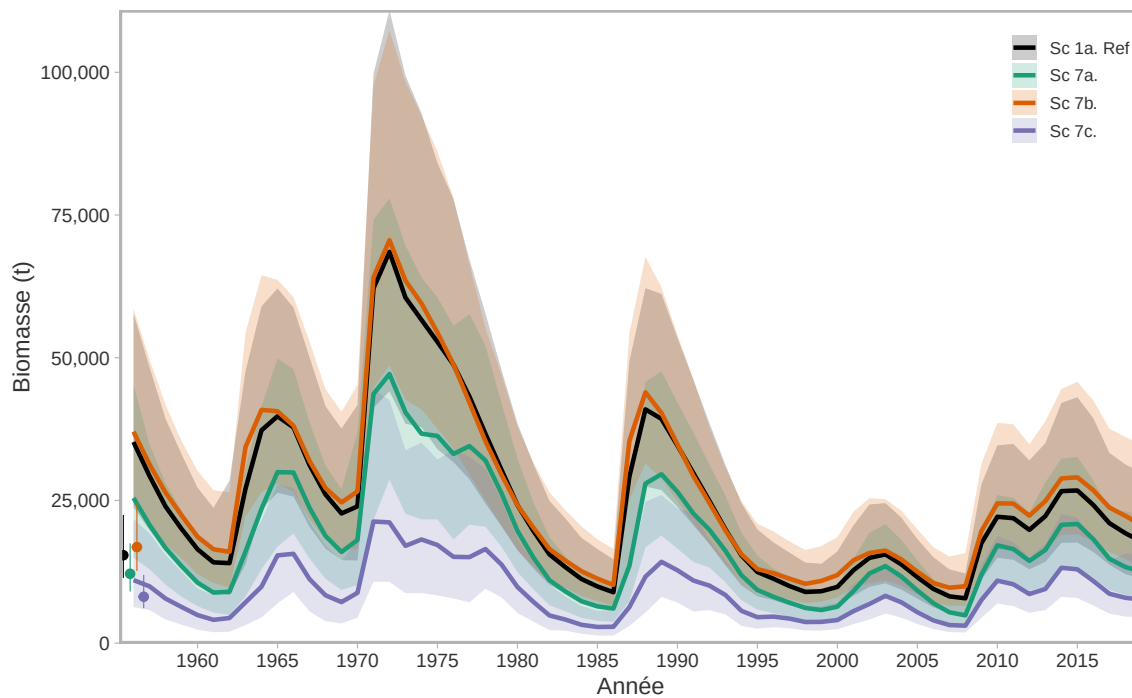


Figure 91. Sensibilité des estimations de la biomasse à la valeur présumée de σ_W , zone 3CD.

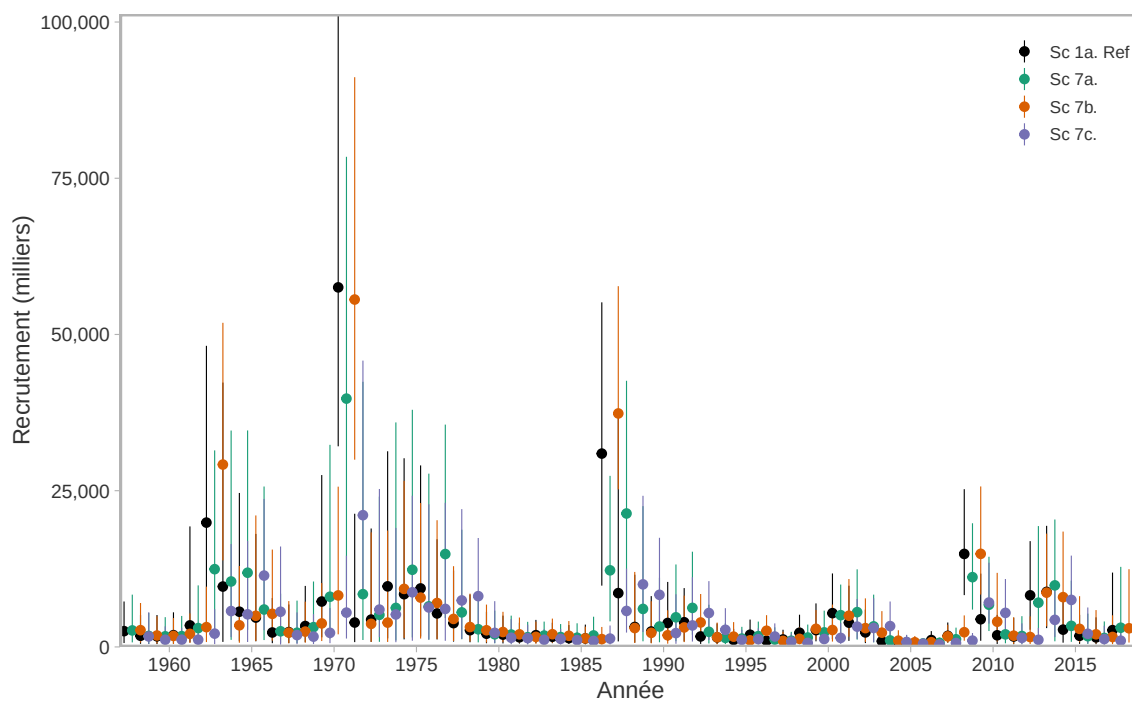


Figure 92. Sensibilité des estimations du recrutement à la valeur présumée de σ_W , zone 3CD.

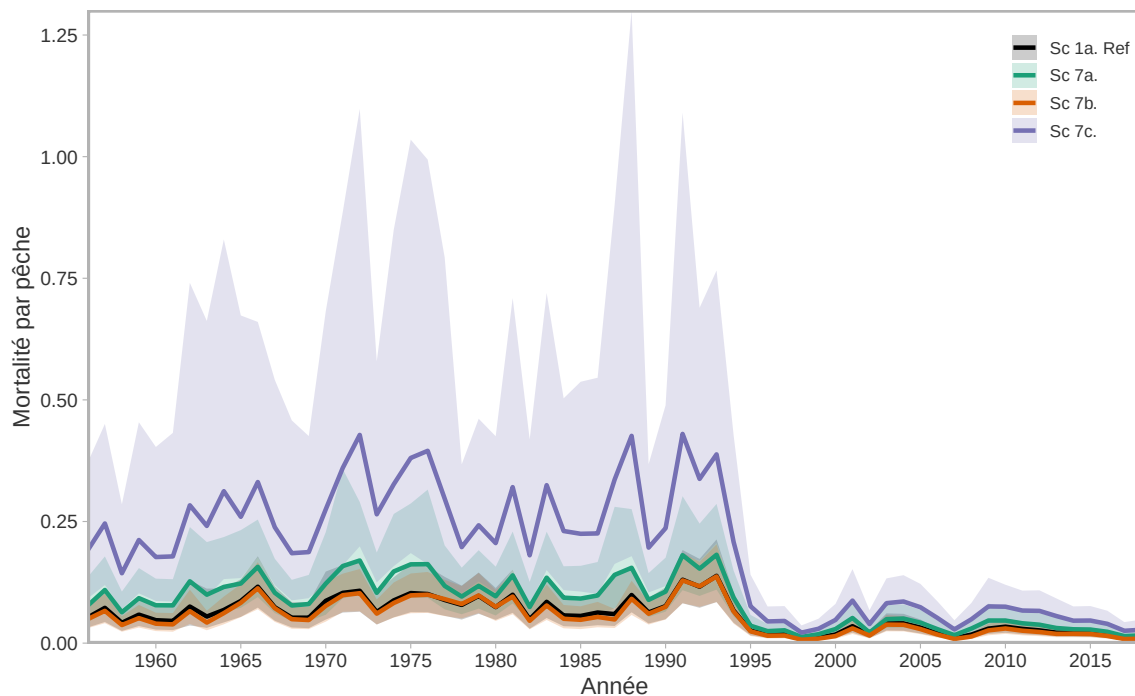


Figure 93. Sensibilité des estimations de la mortalité par pêche à la valeur présumée de σ_W , zone 3CD.

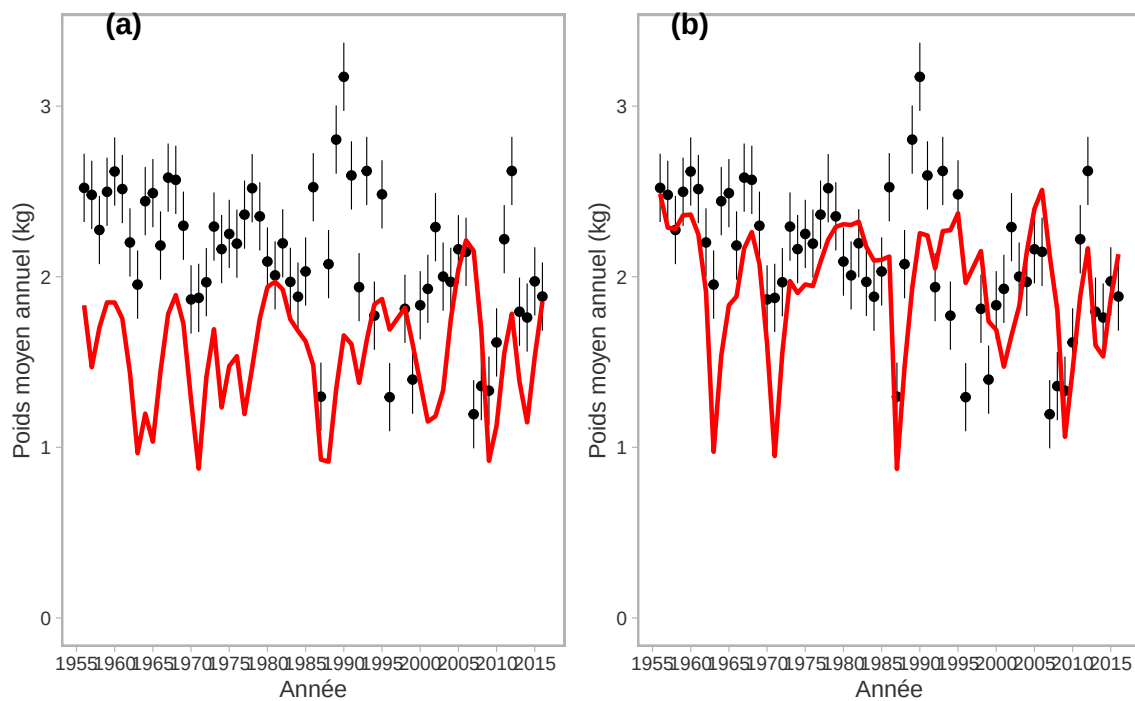


Figure 94. Ajustements de la DPM à la moyenne des poids moyens annuels montrant la sensibilité à la valeur présumée de σ_W pour a) $\sigma_W = 0,4$ et b) $\sigma_W = 0,15$, zone 3CD.

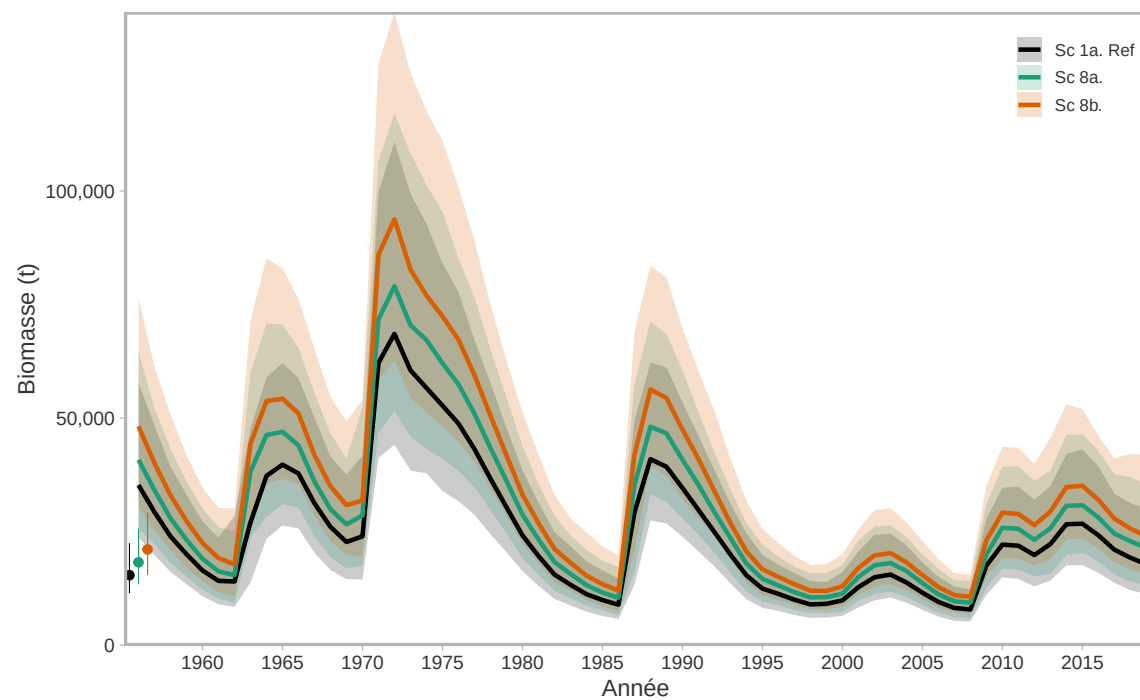


Figure 95. Sensibilité des estimations de la biomasse à l'inflation des données sur les prises historiques, zone 3CD.

14.8 BIOMASSE FONDÉE SUR LA MOYENNE DES MODÈLES ET PROJECTIONS

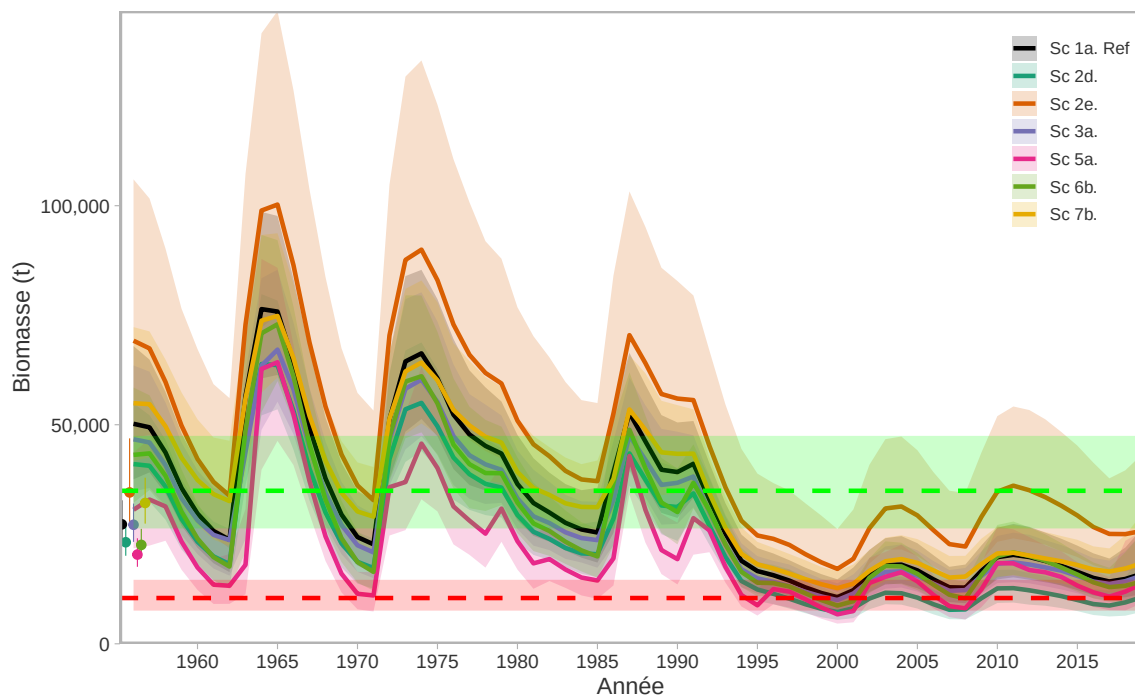


Figure 96. Estimations a priori de la biomasse pour la moyenne des modèles fixée pour la zone 5ABCD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 2000.

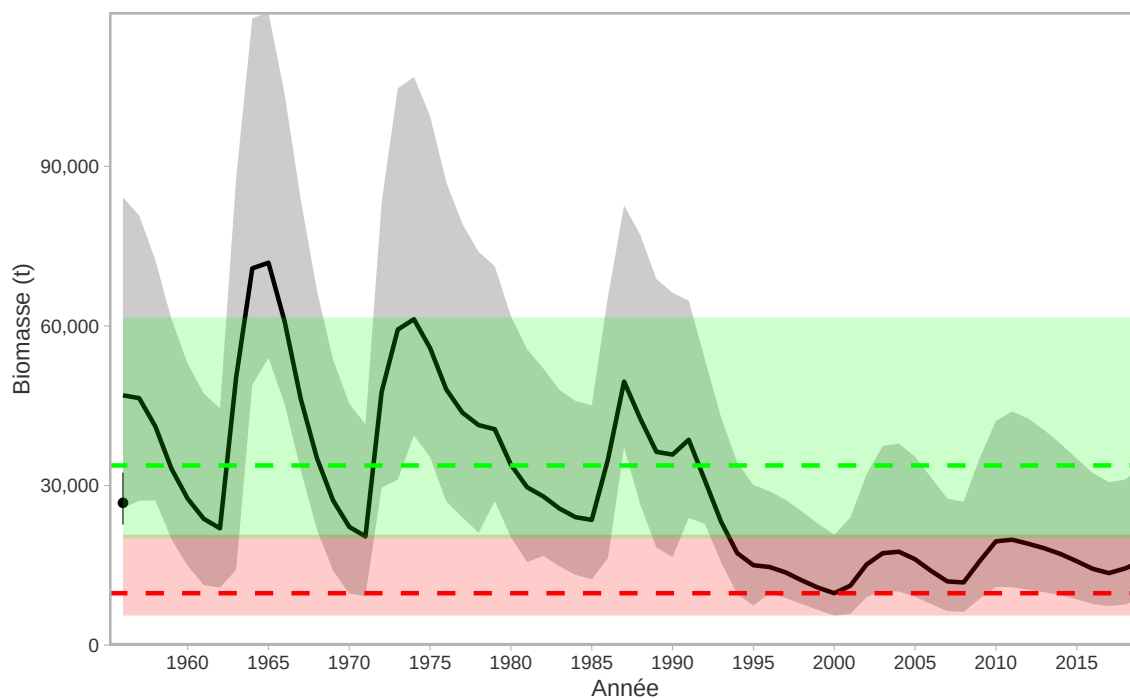


Figure 97. Biomasse a posteriori combinée pour la moyenne des modèles, zone 5ABCD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 2000.

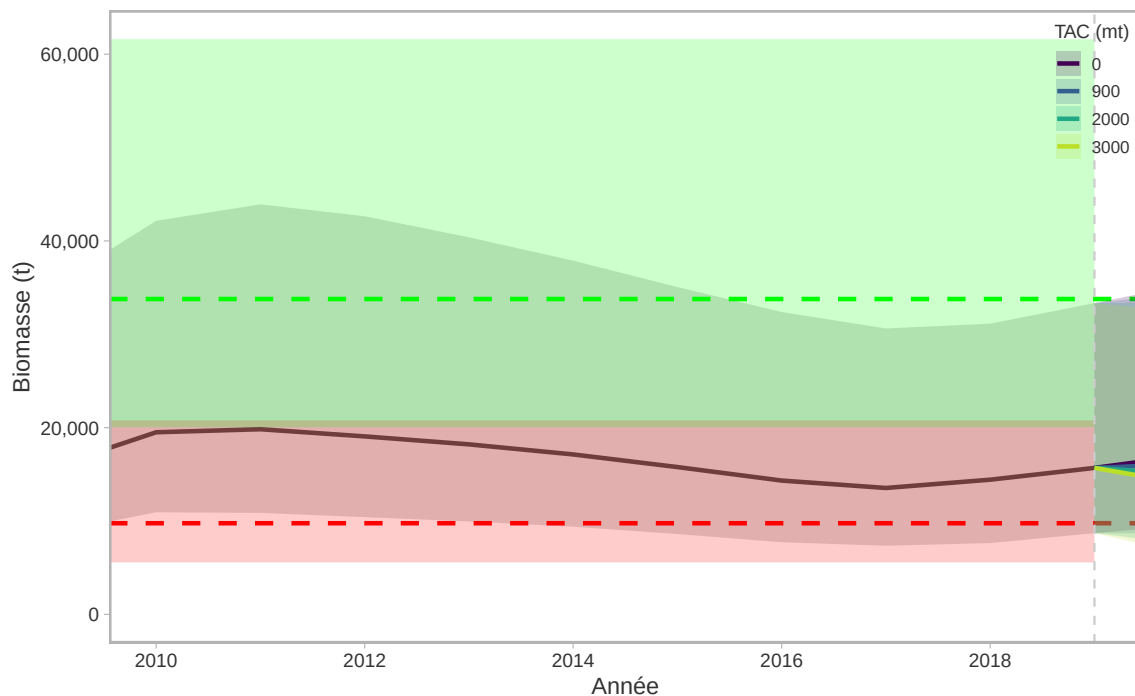


Figure 98. Estimations a posteriori combinées de la biomasse pour la moyenne des modèles fixée pour la zone 5ABCD, avec projections (jusqu'à la fin de 2019). La ligne horizontale supérieure verte représente la médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne horizontale inférieure rouge représente la médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 2000. Les régions en couleur à droite de la ligne verticale représentent les projections fondées sur divers TAC. La ligne représente la médiane a posteriori et la région ombrée représente l'intervalle de crédibilité de 95%. Dans un souci de clarté, les années antérieures à 2010 sont omises.

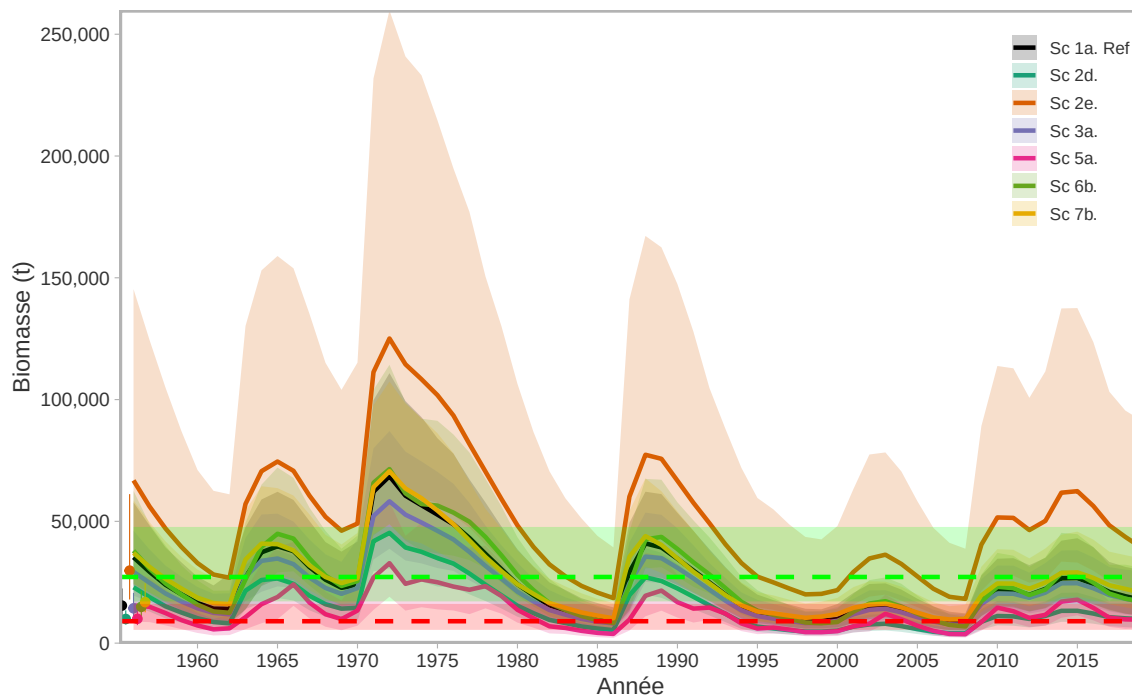


Figure 99. Estimations a priori de la biomasse pour la moyenne des modèles fixée pour la zone 3CD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 1986.

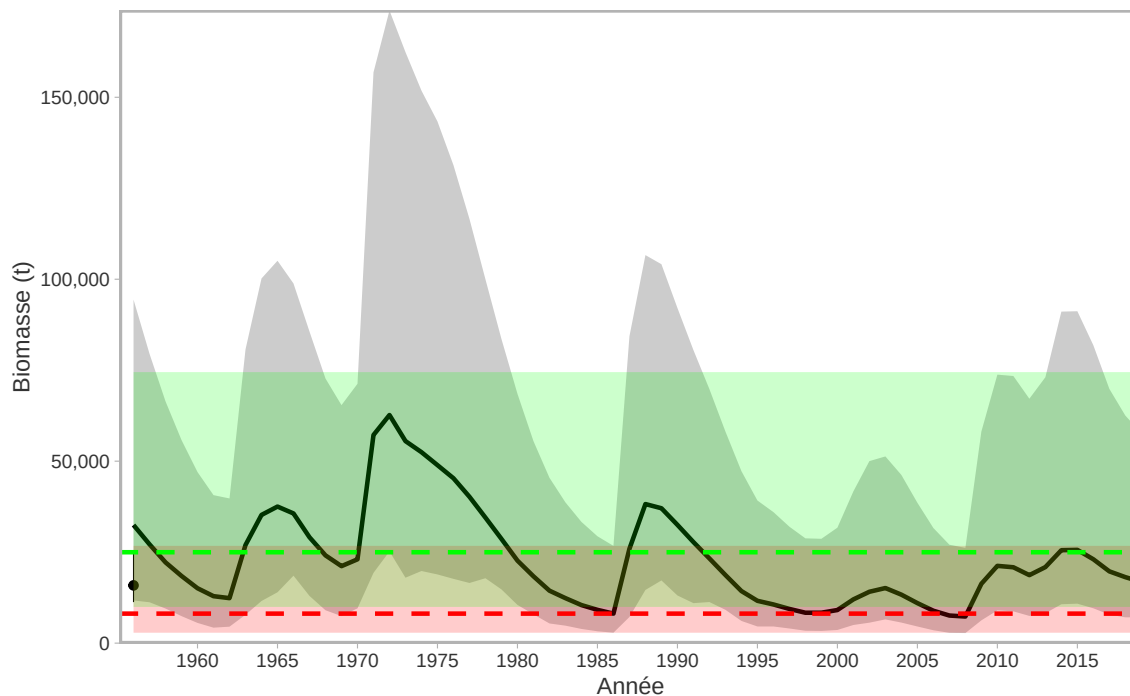


Figure 100. Biomasse a posteriori combinée pour la moyenne des modèles fixée pour la zone 3CD. La ligne pointillée verte représente la valeur médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne pointillée rouge représente la valeur médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 1986.

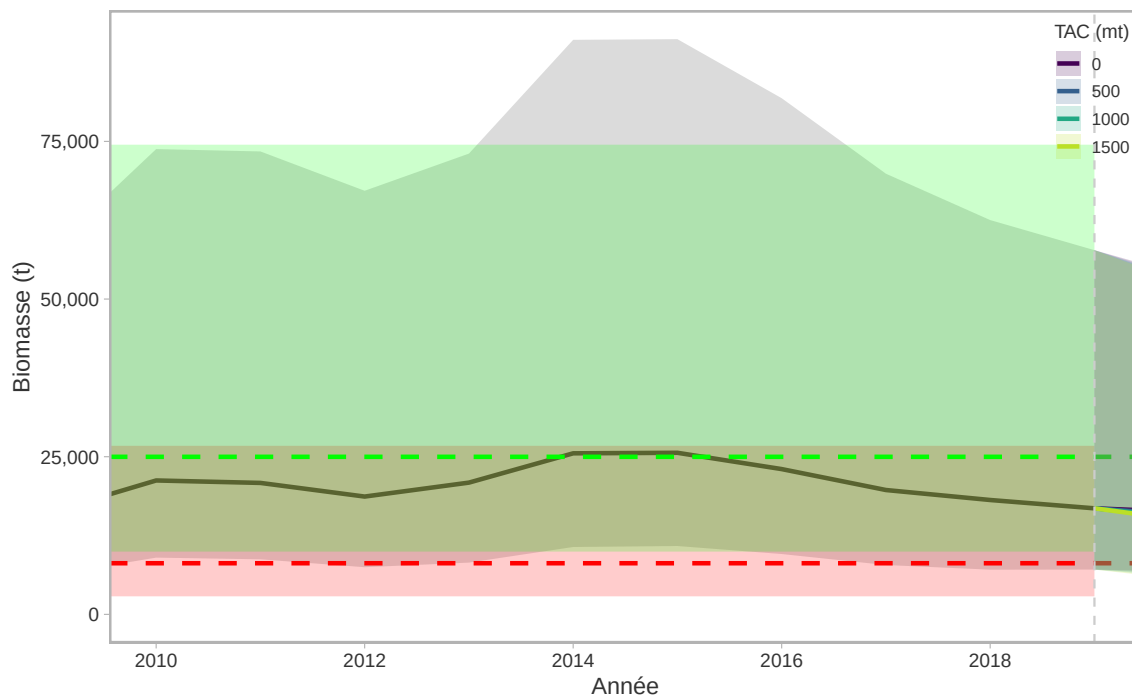


Figure 101. Estimations a posteriori combinées de la biomasse pour la moyenne des modèles fixée pour la zone 3CD, avec projections (jusqu'à la fin de 2019). La ligne horizontale supérieure verte représente la médiane du point de référence supérieur du stock (RSS), qui est l'estimation moyenne de la biomasse pour les années 1956-2004. La ligne horizontale inférieure rouge représente la médiane du point de référence limite (PRL), qui est la biomasse estimée la plus faible reconnue comme constituant un état indésirable à éviter; dans ce cas, il s'agit de l'estimation de la biomasse pour 2000. Les régions en couleur à droite de la ligne verticale représentent les projections fondées sur divers TAC. La ligne représente la médiane a posteriori et la région ombrée représente l'intervalle de crédibilité de 95%. Dans un souci de clarté, les années antérieures à 2010 sont omises.

ANNEXE A. INDICES DE L'ABONDANCE INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE

A.1 RELEVÉS AU CANADA

A.1.1 RELEVÉ DE LA COMMUNAUTÉ D'ESPÈCES DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

Une série de relevés multispécifiques au chalut de fond sur le poisson de fond ont été effectués en mai-juin 1984, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1996, 1998, 2000, 2002 et 2003 dans le détroit d'Hécate (Westrheim 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))) (figure A.1. Les résultats jusqu'en 2000 ont été présentés dans l'évaluation de 2001 (Sinclair et al. 2001) et ceux de 2002 et 2003 dans l'évaluation de 2005 (Sinclair and Starr 2005).

Le plan original de ce relevé fixait les lieux de pêche à des intervalles de profondeur de 10 brasses dans un quadrillage de 10 milles marins du détroit d'Hécate. On a post-stratifié le relevé afin de calculer un indice de l'abondance pour la morue du Pacifique (Sinclair 1999). La post-stratification utilisait des intervalles de profondeur de 10 brasses pour toute la zone du relevé, traitant ainsi chaque intervalle de profondeur comme une seule strate.

Le relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate a été conçu comme un relevé systématique à stations fixes. Bien que l'on ait tenté d'appliquer la stratification après l'échantillonnage, cette approche présentait une forte variance du relevé (Sinclair et al. 2007). En 2004, on a mis fin au relevé de la communauté d'espèces dans le détroit d'Hécate pour le remplacer par le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate (décrit ci-après).

A.1.2 RELEVÉ SYNOPTIQUE DANS LE DÉTROIT D'HÉCATE

Le relevé synoptique au chalut de fond sur le poisson de fond dans le détroit d'Hécate fait partie d'un ensemble coordonné de relevés à long terme qui, ensemble, couvrent le plateau continental et le talus supérieur de la plus grande partie de la côte de la Colombie-Britannique (figure A.2. Le relevé synoptique dans le détroit d'Hécate est effectué en mai et juin les années impaires depuis 2005. Tous les relevés synoptiques suivent un plan à stratification aléatoire de profondeur. La zone du relevé est divisée en blocs de 2 km par 2 km et chacun de ces blocs est attribué à l'une des quatre strates de profondeur en fonction de sa profondeur au fond moyenne. Les quatre strates de profondeur pour le relevé dans le détroit d'Hécate 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. Pour ce relevé et les autres relevés synoptiques décrits ci-dessous, on a déterminé l'allocation relative des blocs entre les strates de profondeur en modélisant les prises prévues de poisson de fond et en calculant le nombre cible de traits par strate qui fournirait des données suffisamment précises sur le taux de prises pour autant d'espèces que possible.

A.1.3 RELEVÉ SYNOPTIQUE DANS LE BASSIN DE LA REINE-CHARLOTTE

Le relevé synoptique au chalut de fond sur le poisson de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte a été effectué en juillet-août 2003, 2004 et les années impaires depuis 2005 (figure A.3. Les quatre strates de profondeur pour le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte 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. De plus, aux fins de l'attribution des blocs, le relevé dans le bassin de la Reine-Charlotte est divisé en strates spatiales du nord et du sud.

A.1.4 RELEVÉ SYNOPTIQUE SUR LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

Le relevé synoptique au chalut de fond sur la côte ouest de l'île de Vancouver a été réalisé pour la première fois en 2004 et est effectué une année sur deux (les années paires) sur un chalutier commercial affrété (figure A.4). La zone du relevé se trouve au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, entre environ 49 ° 12' et 50 ° 36' de latitude Nord et environ 124 ° 48' à 128 ° 30' de longitude Ouest. Sa limite méridionale longe la frontière canado-américaine. Le relevé comporte une seule strate aérienne dans les régions 3C et 3D du secteur de gestion des pêches du Pacifique, séparée en quatre strates de profondeur : 50-125 m; 125-200 m; 200-330 m; et 330-500 m. Environ 150 à 180 blocs de 4 km² sont sélectionnés au hasard parmi les quatre strates de profondeur lors de chaque relevé.

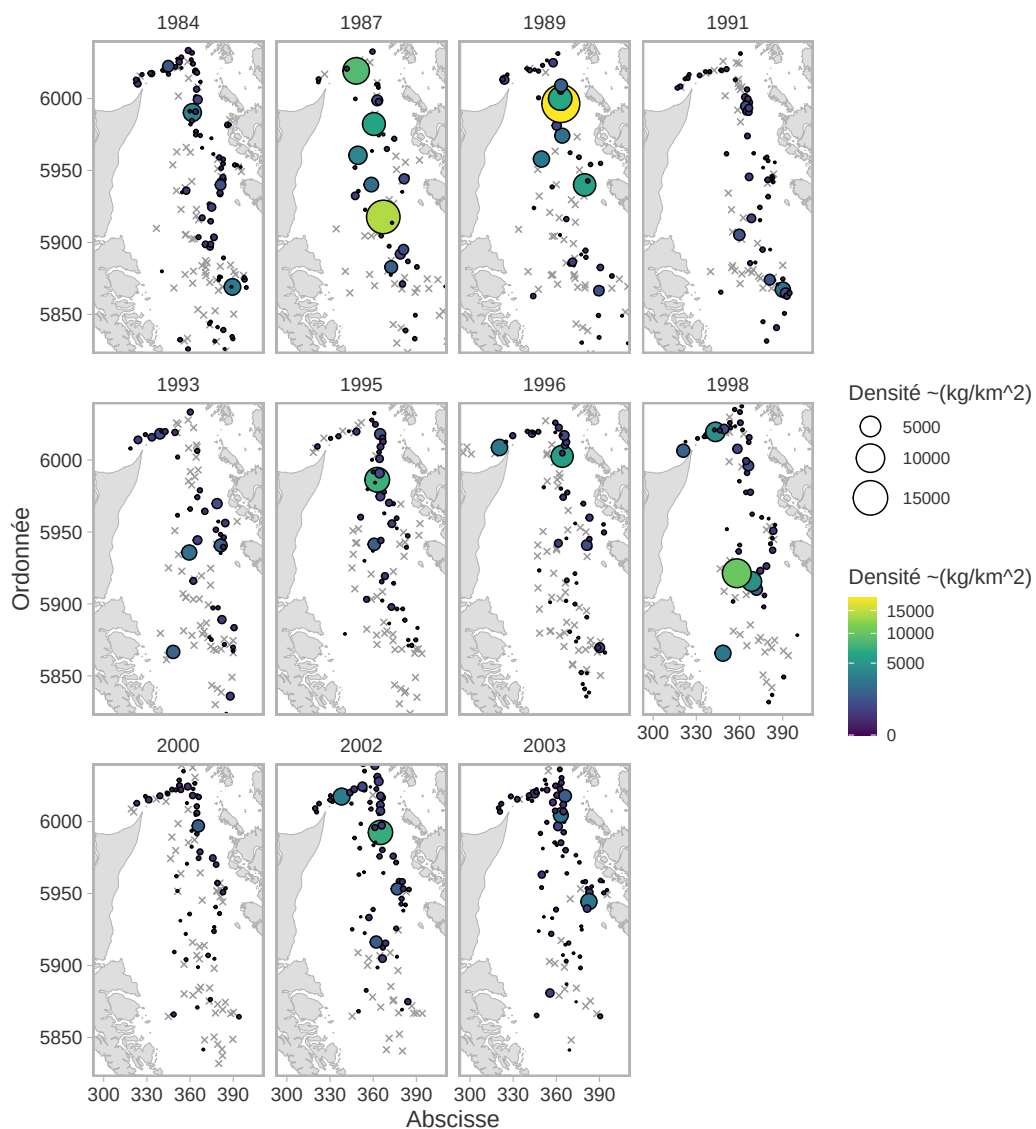


Figure A.1. Différents traits du relevé multispécifique au chalut de fond sur le poisson de fond dans le détroit d'Hécaté. Les croix gris pâle indiquent les traits du relevé qui n'ont pas capturé de morue du Pacifique. La superficie et la couleur des cercles sont proportionnelles à la densité de la morue du Pacifique pour ce trait du relevé. Les coordonnées en abscisse et en ordonnée sont indiquées pour la zone 9 UTM.

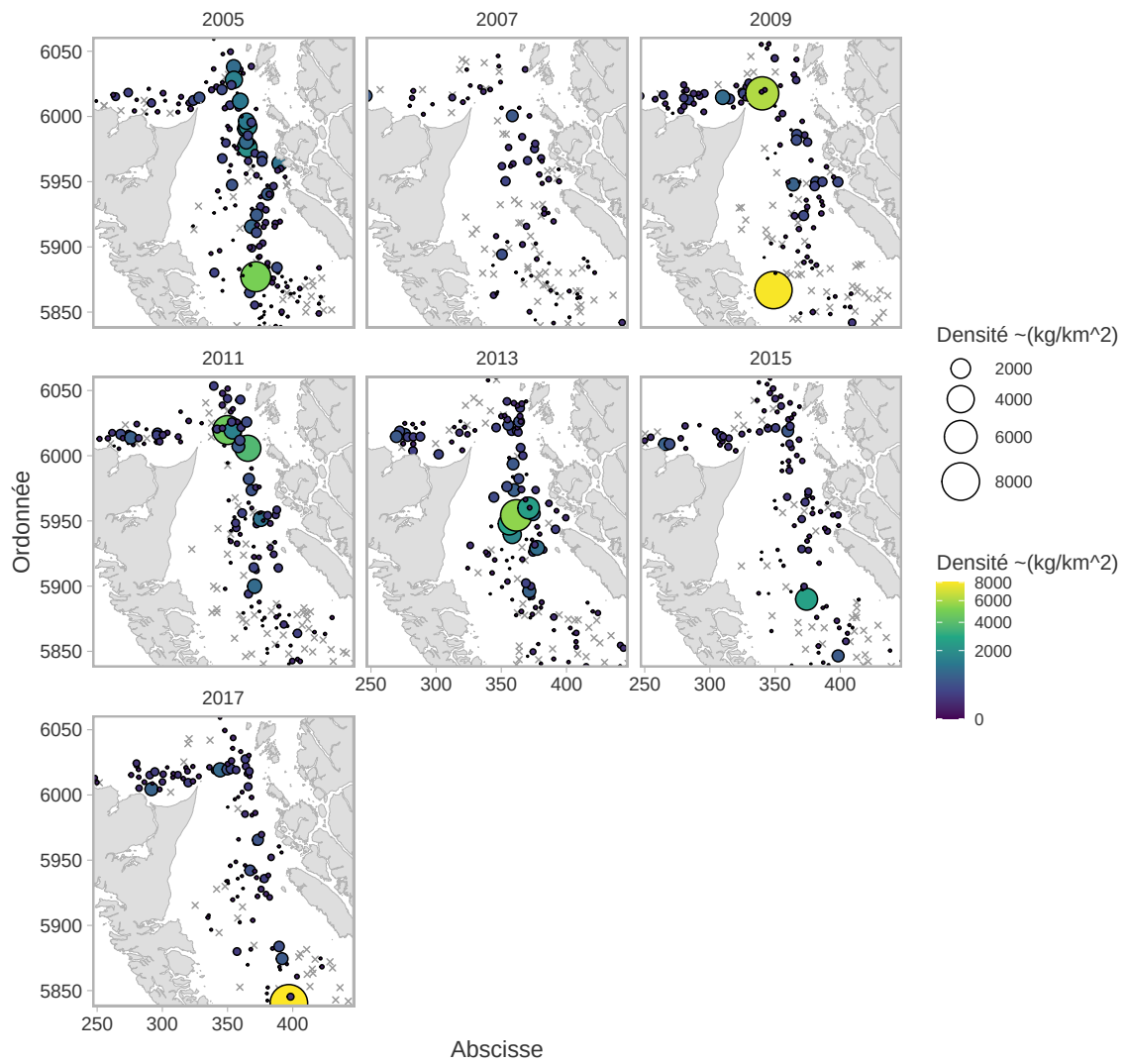


Figure A.2. Différents traits du relevé synoptique au chalut de fond sur le poisson de fond dans le détroit d'Hécaté. Les croix gris pâle indiquent les traits du relevé qui n'ont pas capturé de morue du Pacifique. La superficie et la couleur des cercles sont proportionnelles à la densité de la morue du Pacifique pour ce trait du relevé. Les coordonnées en abscisse et en ordonnée sont indiquées pour la zone 9 UTM.

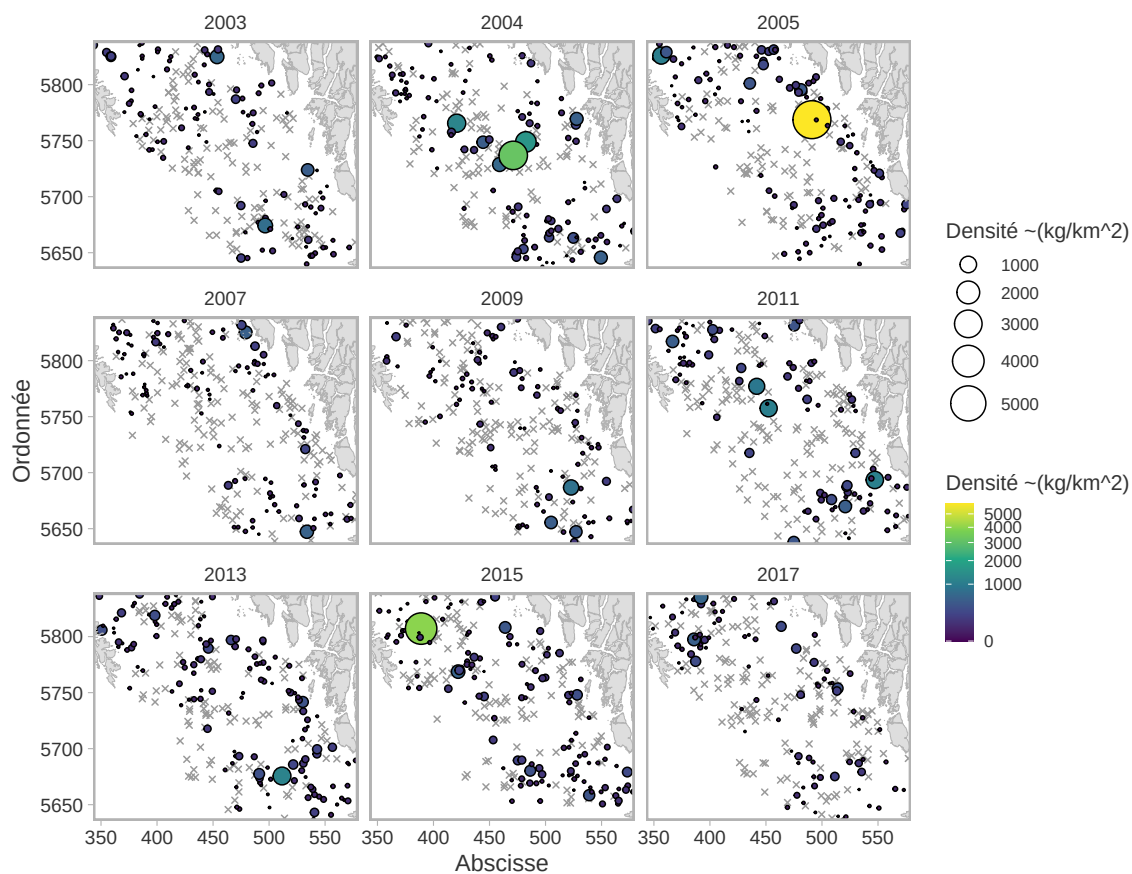


Figure A.3. Différents traits du relevé synoptique au chalut de fond sur le poisson de fond dans le bassin de la Reine-Charlotte. Les croix gris pâle indiquent les traits du relevé qui n'ont pas capturé de morue du Pacifique. La superficie et la couleur des cercles sont proportionnelles à la densité de la morue du Pacifique pour ce trait du relevé. Les coordonnées en abscisse et en ordonnée sont indiquées pour la zone 9 UTM.

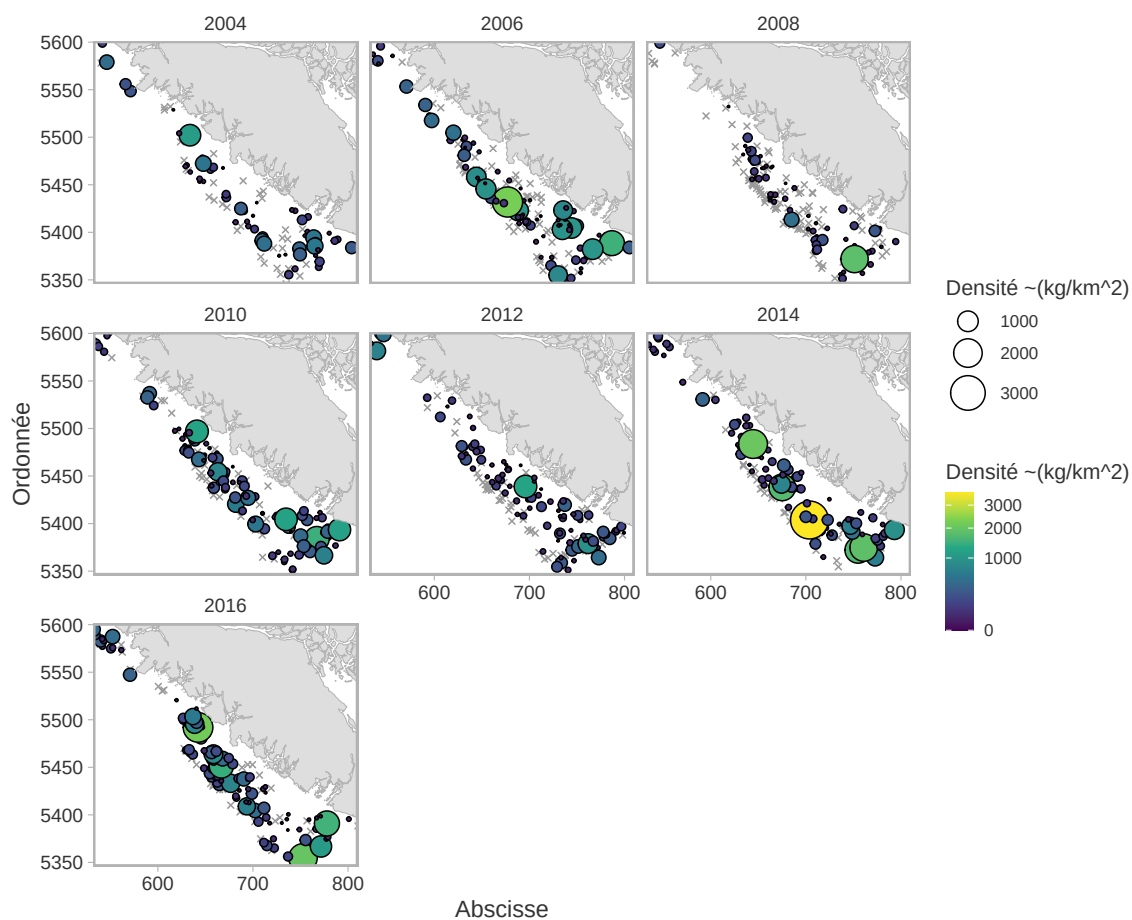


Figure A.4. Différents traits du relevé synoptique au chalut de fond sur le poisson de fond sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Les croix gris pâle indiquent les traits du relevé qui n'ont pas capturé de morue du Pacifique. La superficie et la couleur des cercles sont proportionnelles à la densité de la morue du Pacifique pour ce trait du relevé. Les coordonnées en abscisse et en ordonnée sont indiquées pour la zone 9 UTM.

A.1.5 ANALYSE DE LA SUPERFICIE BALAYÉE

Pour tous les relevés réalisés au Canada, on a estimé la biomasse dans la superficie balayée l'année y en additionnant le produit de la CPUE et la superficie du relevé dans les strates étudiées i :

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

où C_{y_i} = densité moyenne de la CPUE (kg/km^2) pour la morue du Pacifique dans la strate i , A_i = superficie de la strate i (km^2), B_{y_i} = biomasse de la morue du Pacifique dans la strate i l'année y et k = nombre de strates.

La CPUE (C_{y_i}) pour la morue du Pacifique dans la strate i pour l'année y a été calculée comme une densité en kg/km^2 selon l'équation

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

où $W_{y_i,j}$ = poids des prises (kg) de morue du Pacifique dans la strate i l'année y et dans le trait j , $D_{y_i,j}$ = distance parcourue (km) par trait j dans la strate i l'année y , $w_{y_i,j}$ = ouverture nette (km) par trait j dans la strate i l'année y et n_{y_i} = nombre de traits dans la strate i .

La variance de l'estimation de la biomasse du relevé, V_y , pour la morue du Pacifique l'année y , a été calculée en kg^2 comme suit :

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

où $\sigma_{y_i}^2$ est la variance de la CPUE en kg^2/km^4 l'année y dans la strate i , V_{y_i} est la variance de la morue du Pacifique dans la strate i l'année y , et où $\sigma_{y_i}^2$ a été obtenu à partir d'échantillons d'autoamorçage (voir ci-après).

Le CV pour la morue du Pacifique pour chaque année y a été calculé comme suit :

$$(CV)_y = \frac{V_y^{1/2}}{B_y} \quad (\text{A.4})$$

où $(CV)_y$ est le CV pour l'année y .

On a construit mille répliques d'autoamorçage avec remplacement à partir des données du relevé pour estimer les intervalles de confiance à 95 % avec correction du biais pour chaque année de relevé (Efron 1982). Les valeurs obtenues sont présentées dans le tableau A.1 et sur la figure A.5.

Tableau A.1. Données des relevés au chalut sur la morue du Pacifique au Canada. La biomasse relative et les intervalles de confiance (IC) inférieurs et supérieurs correspondants sont indiqués en tonnes métriques (sans tenir compte de la capturabilité du relevé). Les traits positifs désignent le nombre de traits de chalut qui ont capturé des morues du Pacifique.

Relevé	Année	Biomasse	CV	IC inf.	IC sup.	Traits	Traits positifs
OTHER HS MSA	1984	1142,4	0,30	606,6	1929,9	146	88
OTHER HS MSA	1987	3875,7	0,35	1501,2	6778,9	85	43
OTHER HS MSA	1989	4102,8	0,43	1318,5	7976,0	90	48
OTHER HS MSA	1991	1031,8	0,30	506,1	1679,0	97	59
OTHER HS MSA	1993	1255,6	0,24	719,9	1862,4	94	40
OTHER HS MSA	1995	1419,8	0,46	528,7	2880,5	101	52
OTHER HS MSA	1996	1418,5	0,26	793,2	2208,0	158	83
OTHER HS MSA	1998	4253,0	0,51	1223,7	9186,9	86	52
OTHER HS MSA	2000	436,1	0,20	283,7	622,8	105	54
OTHER HS MSA	2002	2025,9	0,27	1137,3	3203,6	91	66
OTHER HS MSA	2003	1288,7	0,21	808,3	1871,8	95	77
SYN HS	2005	1948,0	0,24	1147,1	3016,2	198	161
SYN HS	2007	582,4	0,21	355,9	833,5	134	74
SYN HS	2009	2469,5	0,46	792,3	4972,0	156	103
SYN HS	2011	1872,0	0,26	1079,6	2984,8	185	125
SYN HS	2013	2328,3	0,23	1407,2	3477,4	175	132
SYN HS	2015	957,4	0,20	630,5	1389,8	148	107
SYN HS	2017	1555,3	0,35	771,3	2832,9	138	107
SYN QCS	2003	813,3	0,17	556,5	1101,0	233	101
SYN QCS	2004	1636,5	0,26	926,7	2553,9	230	118
SYN QCS	2005	1517,7	0,36	783,3	2885,5	224	125
SYN QCS	2007	437,9	0,25	258,4	681,2	255	105
SYN QCS	2009	569,6	0,24	333,4	871,8	233	95
SYN QCS	2011	1026,6	0,21	653,6	1537,9	251	98
SYN QCS	2013	936,1	0,16	668,1	1247,8	240	134
SYN QCS	2015	1131,3	0,30	650,5	1902,9	238	124
SYN QCS	2017	526,0	0,17	358,9	705,2	240	90
SYN WCHG	2006	52,0	0,23	30,9	77,1	110	36
SYN WCHG	2007	33,8	0,42	10,8	65,3	111	23
SYN WCHG	2008	12,7	0,26	6,5	19,5	118	20
SYN WCHG	2010	22,0	0,49	7,7	47,5	129	27
SYN WCHG	2012	40,8	0,32	18,9	69,6	130	34
SYN WCHG	2016	33,1	0,16	23,1	44,0	112	42
SYN WCVI	2004	1144,9	0,22	700,9	1676,8	89	54
SYN WCVI	2006	1166,9	0,24	655,8	1795,8	164	88
SYN WCVI	2008	518,5	0,39	238,8	980,0	159	65
SYN WCVI	2010	1596,0	0,17	1138,9	2165,9	136	100
SYN WCVI	2012	931,8	0,18	643,5	1294,7	151	94
SYN WCVI	2014	2172,2	0,21	1375,0	3170,4	146	110
SYN WCVI	2016	2047,4	0,19	1347,0	2911,2	140	99

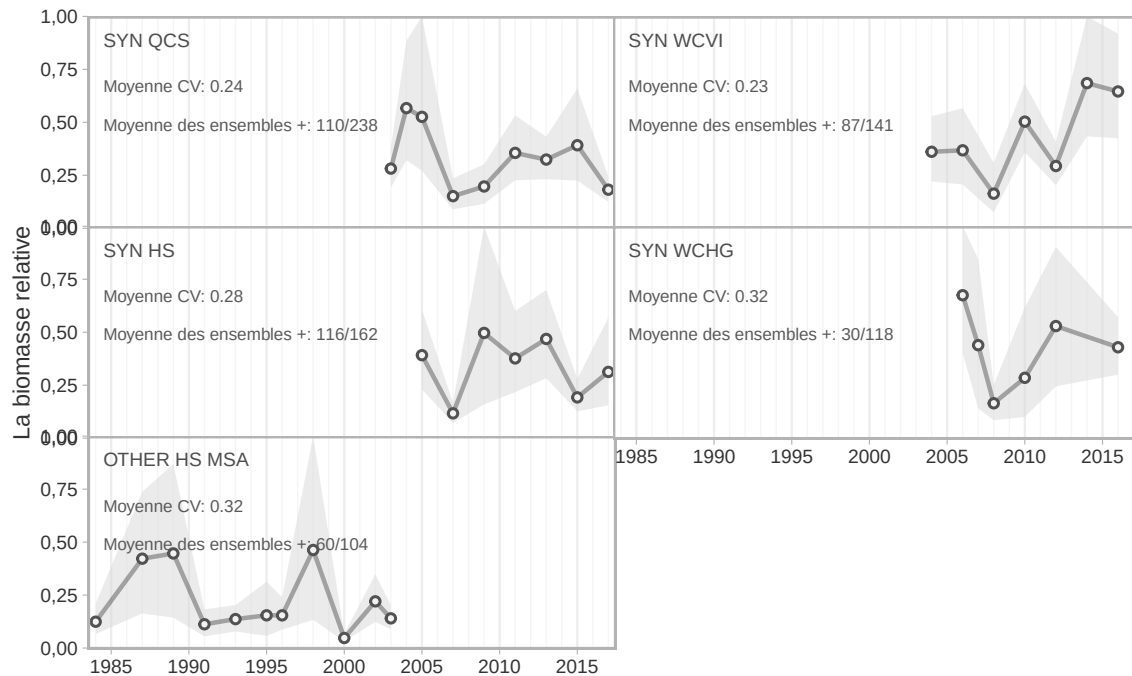


Figure A.5. Données des relevés au chalut sur la morue du Pacifique au Canada. La figure illustre la biomasse relative et les intervalles de confiance inférieurs et supérieurs correspondants. Les traits positifs désignent le nombre de traits de chalut qui ont capturé des morues du Pacifique.

A.2 RELEVÉ TRIENNAL DU NMFS (DANS LES EAUX CANADIENNES)

Un indice de l'abondance relative a été établi pour la zone 3CD à partir des données du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS), qui est effectué au large de la moitié inférieure de l'île de Vancouver.

A.2.1 SÉLECTION DES DONNÉES

Les données trait par trait tirées du relevé triennal du National Marine Fisheries Service (NMFS) des États-Unis, qui couvre la région de Vancouver de la CIPPN (Commission internationale des pêches du Pacifique Nord) ont été fournies par Mark Wilkins (NMFS, comm pers.) pour les sept années où le relevé a été réalisé dans les eaux de la Colombie-Britannique, figure A.6)). Ces traits ont été attribués aux strates par le NMFS, bien que la taille et la définition de ces strates aient changé au cours de la durée du relevé. La base de données des relevés du NMFS indiquait également le pays dans lequel le trait a eu lieu. Cette information a été reportée sur des cartes et vérifiée par rapport à la frontière maritime acceptée entre le Canada et les États-Unis : tous les traits semblaient être correctement situés par rapport au pays, en fonction de leur position de départ (figure A.6)). Les désignations du NMFS ont été acceptées pour les traits situés près de la frontière maritime.

Pour tous les traits utilisables, on connaissait la largeur médiane du filet (quantiles 1-99 %) de 13,4 (11,3-15,7) m et la distance médiane parcourue de 2,8 (1,4–3,5) km, ce qui a permis de calculer la superficie balayée par chaque trait. Les indices de la biomasse et les CV analytiques connexes pour la morue du Pacifique ont été calculés pour l'ensemble de la région de Vancouver de la CIPPN et pour chacune des sous-régions de Vancouver du Canada et des États-Unis, à l'aide des estimations de superficie appropriées pour chaque strate et année. Les strates qui n'ont pas été régulièrement visées par le relevé au cours des sept années ont été retirées de l'analyse, ce qui a permis d'obtenir un ensemble de données comparables pour chaque année à partir des données restantes.

Tableau A.2. Nombre de traits par strate et par année du relevé pour le relevé triennal du NFMS. Les strates marquées d'un astérisque ont été exclues de l'analyse, car elles n'avaient pas été couvertes complètement au cours des sept années du relevé ou parce que les emplacements étaient situés à l'extérieur de la zone de Vancouver de la CIPPN.

Strate	1980	1980	1983	1983	1989	1989	1992	1992	1995	1995	1998	1998	2001	2001
	CDN	US	CDN	US	CDN	US	CDN	US	CDN	US	CDN	US	CDN	US
10	-	15	-	7	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11	38	-	-	34	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12	-	-	32	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
17N	-	-	-	-	-	8	-	9	-	8	-	8	-	8
17S*	-	-	-	-	-	27	-	27	-	24	-	26	-	25
18N*	-	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-
18S	-	-	-	-	-	31	-	20	-	12	-	20	-	14
19N	-	-	-	-	56	-	53	-	55	-	48	-	33	-
19S	-	-	-	-	-	4	-	6	-	3	-	3	-	3
27N	-	-	-	-	-	2	-	1	-	2	-	2	-	2
27S*	-	-	-	-	-	4	-	2	-	3	-	4	-	5
28N*	-	-	-	-	1	-	1	-	2	-	1	-	-	-
28S	-	-	-	-	-	6	-	9	-	7	-	6	-	7
29N	-	-	-	-	7	-	6	-	7	-	6	-	3	-
29S	-	-	-	-	-	3	-	2	-	3	-	3	-	3
30	-	4	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
31	7	-	-	11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
32	-	-	5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
37N*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	-	1
37S*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	1	-	1
38N*	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-
38S*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	-	-	3
39*	-	-	-	-	-	-	-	-	6	-	4	-	2	-
50	-	4	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
51	3	-	-	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
52	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Total	48	23	39	65	65	85	61	76	71	67	59	74	38	72

Les définitions des strates utilisées dans les relevés de 1980 et de 1983 étaient différentes de celles utilisées dans les relevés ultérieurs, particulièrement dans les eaux canadiennes. De ce fait, ces indices n'ont pas été utilisés dans l'évaluation des stocks de la zone 3CD. La densité des traits était beaucoup plus forte dans les eaux américaines, bien que leur nombre total ait été à peu près le même dans chaque pays. Cela s'explique par le fait que la superficie totale de la zone de pêche de Vancouver de la CIPPN était environ deux fois plus grande dans les eaux canadiennes que dans les eaux américaines. Il convient de noter que la limite nord du relevé a varié d'une année à l'autre (figure A.6), mais cette différence a été compensée en utilisant une superficie de relevé constante pour toutes les années et en supposant que les taux de prises dans les zones non échantillonnées étaient les mêmes que dans la zone échantillonnée.

Un examinateur de la NOAA qui travaillait sur le sébaste à queue jaune en 2014 a noté qu'un certain nombre des premiers traits du relevé triennal avaient été considérés comme des « pêches nulles » (aucune capture de poisson ou d'invertébré) et qu'il faudrait les rejeter. Les traits utilisés pour estimer la biomasse relative de la morue du Pacifique excluent ces traits.

A.2.2 MÉTHODES DU RELEVÉ TRIENNAL

Pour calculer la variance pour ce relevé, on a supposé que la variance et la CPUE dans une strate étaient égales, même pour les strates divisées par la frontière canado-américaine. La biomasse totale dans une strate chevauchant la frontière a été divisée entre les deux pays selon

le ratio de la superficie relative dans chaque pays :

$$B_{y_i,c} = B_{y_i} \frac{A_{y_i,c}}{A_{y_i}} \quad (\text{A.5})$$

où $A_{y_i,c}$ = superficie (km²) dans le pays c l'année y dans la strate i et B représente la biomasse.

La variance V pour cette partie de la strate i dans le pays c a été calculée en proportion du ratio du carré de la superficie dans chaque pays c par rapport à la superficie totale de la strate i . Avec cette hypothèse, les CV de la strate dans chaque pays sont les mêmes que celui de l'ensemble de la strate :

$$V_{y_i,c} = V_{y_i} \frac{A_{y_i,c}^2}{A_{y_i}^2}. \quad (\text{A.6})$$

On a utilisé la variance partielle pour le pays c au lieu de la variance totale dans la strate pour calculer la variance pour la biomasse totale dans les eaux canadiennes ou américaines.

Les estimations de la biomasse et les erreurs-types connexes ont été ajustées en fonction d'une superficie constante couverte à l'aide des ratios de la superficie étudiée. Cela a été nécessaire pour ajuster les estimations de la biomasse canadienne pour 1980 et 1983 afin de tenir compte de la superficie plus petite du relevé ces années-là par rapport aux relevés suivants. Les estimations de la biomasse dans les eaux canadiennes en 1980 et 1983 ont par conséquent été multipliées par le ratio de 1,24 (= 9 166 km² / 7 399 km²) pour les rendre équivalentes à la couverture des relevés à partir de 1989.

Les estimations de la biomasse ont été autoamorcées pour 1 000 tirages aléatoires avec remplacement afin d'obtenir des intervalles de confiance à 95 % avec correction du biais (Efron 1982) pour chaque année et pour trois superficies (total de la région de Vancouver, partie canadienne de Vancouver seulement et partie américaine de Vancouver seulement) d'après la distribution des estimations de la biomasse et les équations ci-dessus.

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

$$U_{yi} = \frac{1}{n_{yi}} \sum_{j=1}^{n_{yi}} \frac{C_{yij}}{E_{yij}}, \quad (\text{A.7})$$

où C_{yij} = prises (kg) dans le trait j , la strate i , l'année y ; E_{yij} = effort (h) dans le trait j , la strate i , l'année y ; et n_{yi} = nombre de traits dans la strate i , l'année y .

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

$$\delta_{yi} = \frac{1}{vw} U_{yi}, \quad (\text{A.8})$$

où v = vitesse moyenne du navire (km/h) et w = largeur moyenne du filet (km).

Si on connaît l'information sur le navire pour chaque trait, la densité de CPUE peut s'exprimer comme suit :

$$\delta_{yi} = \frac{1}{n_{yi}} \sum_{j=1}^{n_{yi}} \frac{C_{yij}}{D_{yij} w_{yij}}, \quad (\text{A.9})$$

où C_{yij} = poids des prises (kg) pour le trait j , la strate i , l'année y ; D_{yij} = distance parcourue (km) pour le trait j , la strate i , l'année y ; w_{yij} = ouverture nette (km) pour le trait j , la strate i , l'année y ; et n_{yi} = nombre de traits dans la strate i , l'année y .

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

$$B_y = \sum_{i=1}^m \delta_{yi} A_i = \sum_{i=1}^m B_{yi}, \quad (\text{A.10})$$

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

La variance de l'estimation de la biomasse du relevé V_y (kg²) est alors la suivante :

$$V_y = \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_{yi}^2 A_i^2}{n_{yi}} = \sum_{i=1}^m V_{yi}, \quad (\text{A.11})$$

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

Le coefficient de variation (CV) de l'estimation annuelle de la biomasse pour l'année y est exprimé comme suit :

$$CV_y = \frac{\sqrt{V_y}}{B_y}. \quad (\text{A.12})$$

A.2.3 RÉSULTATS DU RELEVÉ TRIENNAL

Les estimations de la biomasse relative et les intervalles de confiance sont présentés dans le tableau A.3 et sur la figure A.8. La plupart des prises de morue du Pacifique sont effectuées le long du rebord du plateau et dans le profond canyon à l'entrée du détroit de Juan de Fuca (p. ex. figure A.6). L'exclusion des strates profondes qui n'étaient pas couvertes dans les premiers relevés a donné une estimation de la biomasse plus uniforme. La figure A.7 montre que l'espèce se trouvait principalement entre 57 et 256 m (quantiles de profondeur au fond de 1 à 99 %), avec des observations peu fréquentes à des profondeurs allant jusqu'à 326 m, ce qui signifie que les strates plus profondes (>367 m) ne sont pas nécessaires pour surveiller la morue du Pacifique. Il convient de noter que les strates profondes qui n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse sont incluses sur la figure A.7.

Tableau A.3. Estimations de la biomasse et intervalles de confiance pour le relevé triennal du NMFS concernant les eaux canadiennes.

Année	Biomasse	Moyenne	Inférieure	Supérieure	CV	CV Analytique
1989	5142	5022	2751	8726	0,30	0,30
1992	2023	2011	1091	3119	0,26	0,26
1995	1662	1685	620	4410	0,53	0,53
1998	631	623	369	975	0,24	0,26
2001	836	838	356	1464	0,33	0,36

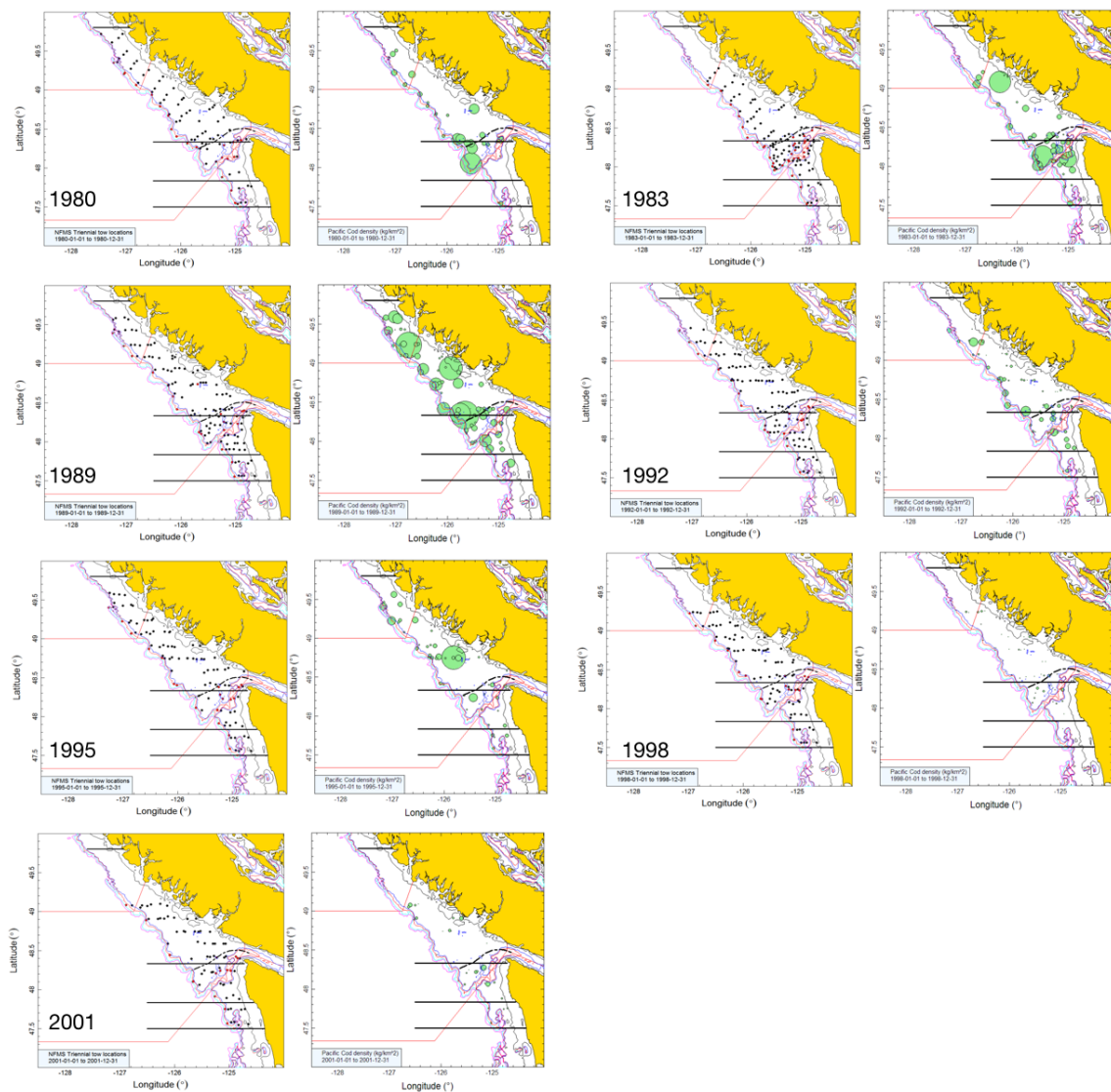


Figure A.6. (Graphiques de gauche) : tracé des emplacements des traits dans la région de Vancouver de la CIPPN pour le relevé triennal du NMFS dans les eaux américaines et canadiennes. Les emplacements des traits sont codés par couleur selon la plage de profondeur : noir = 55–183 m; rouge = 184–366 m; gris = 367–500 m. La ligne pointillée indique la position approximative de la frontière maritime entre le Canada et les États-Unis. Les lignes horizontales sont les limites des strates : 47 30, 47 50, 48 20 et 49 50. Les traits au sud de la limite 47-30 n'ont pas été inclus dans l'analyse. (Graphiques de droite) : les tailles des cercles dans la courbe de densité sont réparties sur toutes les années (1980, 1983, 1989, 1992, 1995, 1998 et 2001), le plus grand cercle = 7 229 kg/km² en 1989. Les lignes rouges pleines indiquent les limites entre les zones 3B, 3C et 3D du secteur de gestion des pêches du Pacifique.

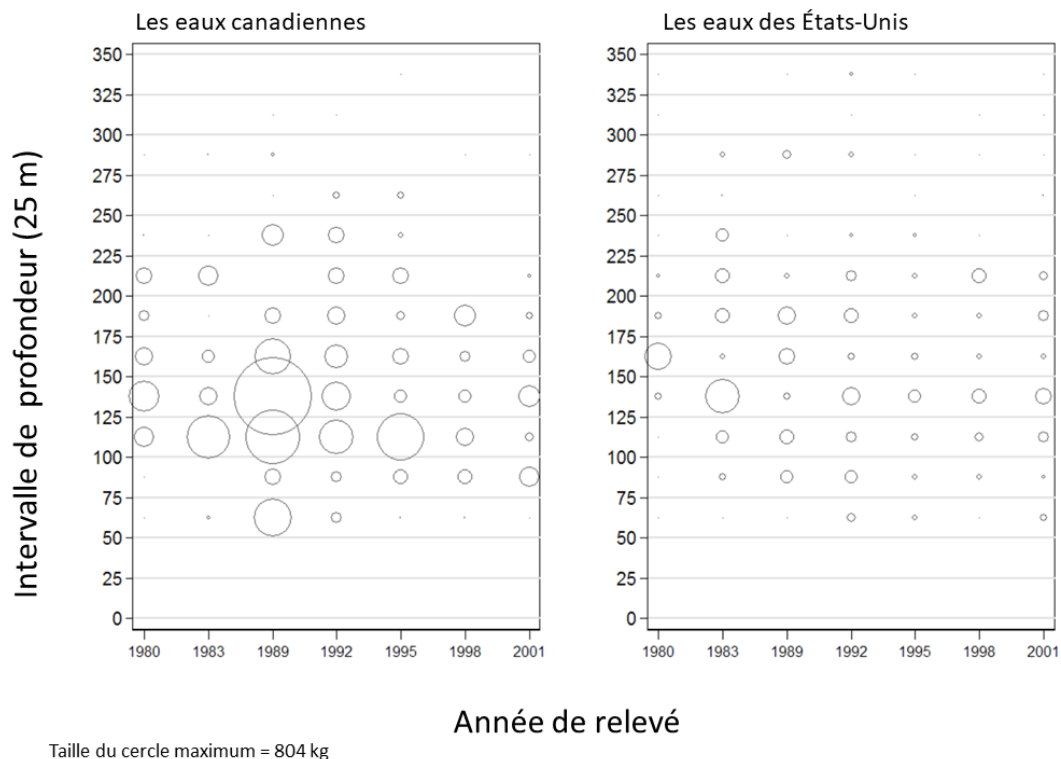


Figure A.7. Distribution des poids des prises de morue du Pacifique pour chaque année de relevé, résumée en intervalles de 25 m pour tous les traits (tableau B.2) dans les eaux canadiennes et américaines de la zone de Vancouver de la CIPPN. Les prises sont tracées au milieu de l'intervalle. Il est à noter que les strates profondes introduites en 1995 (voir le tableau B.2) ont été incluses dans ce graphique, mais n'ont pas été utilisées dans l'estimation de la biomasse.

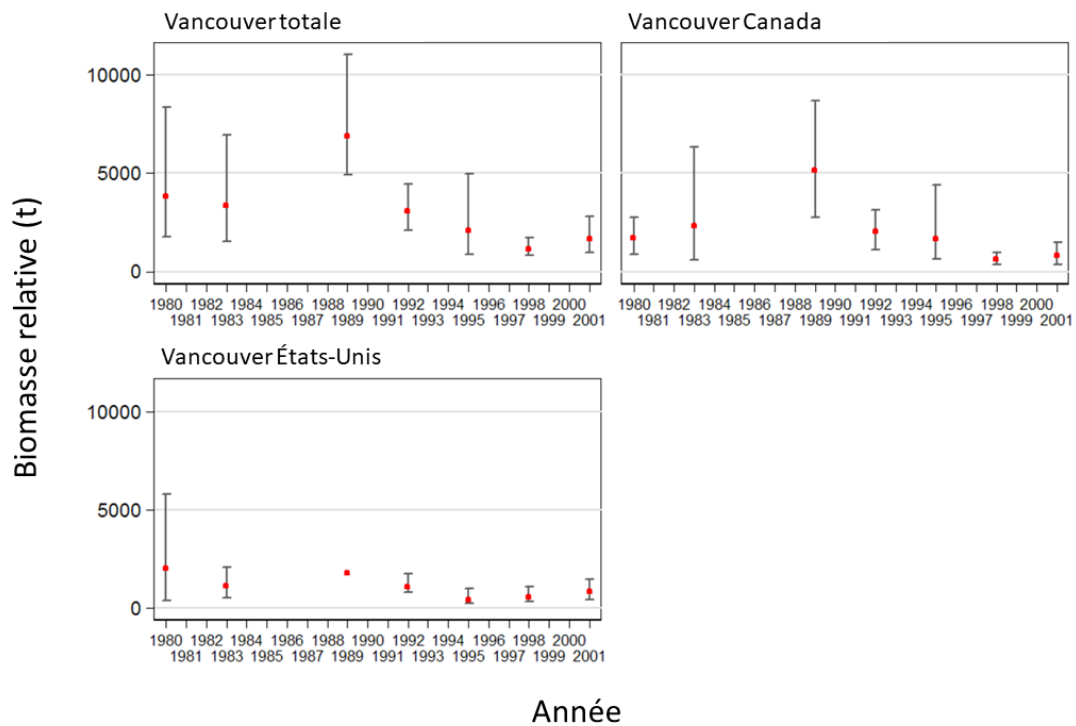


Figure A.8. Estimations de la biomasse pour trois séries sur la morue du Pacifique dans la région de Vancouver de la CIPPN (total de la région, eaux canadiennes seulement, eaux américaines seulement) avec des barres d'erreur de 95% estimées à partir de 1 000 autoamorçages.

ANNEXE B. NORMALISATION DES CPUE COMMERCIALES

Nous avons cherché à générer un indice de l'abondance de la morue du Pacifique à partir des données sur les captures commerciales par unité d'effort, qui ont été normalisées pour la profondeur, le lieu de pêche (régions spatiales définies; figures B.1, B.2), le mois, le navire et la latitude, lorsque ces renseignements étaient disponibles. Avant d'ajuster un modèle de normalisation, nous avons dû filtrer et manipuler les données disponibles sur les captures et l'effort afin de générer un ensemble de données approprié pour l'ajustement du modèle. Dans les sections qui suivent, nous décrivons ces décisions pour les données « historiques » (1956-1995) et « modernes » (1996–2017). Nous décrivons ensuite notre modèle de normalisation des indices, explorons la contribution des diverses composantes de normalisation et déterminons l'effet de l'inclusion ou de l'omission des interactions espace-temps.

B.1 DÉFINITION DE LA FLOTTILLE DE 1956 À 1995

Les données sur la pêche commerciale du poisson de fond au chalut avant 1991 ont été consignées au moyen d'entrevues à quai et regroupées en combinaisons du lieu de pêche et des sorties. Les données de 1991 à 1995 ont été consignées dans les journaux de bord au niveau des événements de pêche (chalut). Nous avons donc regroupé les données de 1991-1995 au niveau lieu-sortie (ci-après les « sorties » dans la présente annexe) pour les faire correspondre à la résolution des données antérieures. Pour regrouper ces données de 1991-1995, nous avons retiré tous les cas de chalutage de plus de cinq heures, puisqu'il s'agit probablement d'erreurs de saisie de données. Pendant ces périodes, les variables « profondeur », « date » et « lieu » sont disponibles comme covariables du modèle.

B.2 DÉFINITION DE LA FLOTTILLE DE 1996 À 2017

Les données de la pêche commerciale du poisson de fond au chalut de fond de 1996 jusqu'à aujourd'hui ont été enregistrées au niveau des événements de pêche en présence d'observateurs à bord ou par surveillance vidéo. Nous avons traité cet ensemble de données moderne séparément de celui des données historiques pour 1) tirer parti de la résolution des données plus élevée, 2) inclure l'information sur la latitude et l'ID du navire dans notre modèle de normalisation et 3) éviter de supposer une capturabilité constante et une relation entre la CPUE et les covariables de la normalisation entre les principaux changements réglementaires.

Étant donné que nous disposons de données sur les différents navires de cette flottille moderne, et conformément aux analyses antérieures des stocks de poisson de fond du Pacifique, nous avons défini pour l'ensemble des données modernes une « flottille » qui ne comprend que les navires jugés admissibles parce qu'ils répondent à certains critères de captures régulières de morues du Pacifique. Nous suivons l'approche utilisée dans un certain nombre d'évaluations récentes des stocks de poisson de fond de la Colombie-Britannique en exigeant que les navires aient capturé l'espèce dans au moins 100 traits toutes les années d'intérêt et qu'ils aient dépassé un seuil de cinq sorties (sorties ayant enregistré certains individus de l'espèce) pendant au moins cinq ans, entre 1996 et 2017.

B.3 DÉFINITION DES PRÉDICTEURS DU MODÈLE DE NORMALISATION

Pour la profondeur et la latitude, nous avons regroupé les valeurs dans une séquence de tranches pour établir des relations non linéaires entre ces prédictors et les CPUE (p. ex. Maunders and Punt 2004). Pour la profondeur, nous avons compartimenté la profondeur du chalut en tranches de 25 m. Pour la latitude, nous avons utilisé des tranches de 0,1 degré. Afin d'obtenir suffisamment de données pour estimer un coefficient pour chaque niveau de facteur, nous avons limité la fourchette des tranches de profondeur à celles qui se situaient dans la probabilité cumulative d'observations positives de 0,1 % à 99,9 %, puis nous avons supprimé tous les niveaux de facteur (pour tous les prédictors) contenant moins de 0,1 % de ces observations positives.

Les prédictors qui sont traités comme des facteurs dans un modèle statistique ont besoin d'un niveau de référence ou de base — un niveau à partir duquel les autres coefficients de cette variable estiment une différence. Ce niveau de base devient alors la valeur du prédictor utilisée dans la prévision pour l'indice normalisé. Nous avons choisi le niveau de facteur le plus fréquent comme niveau de base — un choix courant pour ces types de modèles (Maunders and Punt 2004). Par exemple, nous avons établi le mois de base comme étant le mois le plus couramment observé dans l'ensemble de données filtré pour seulement les traits dans lesquels l'espèce a été capturée. Ce choix du niveau de base ne touche que l'interception ou l'ampleur relative de notre indice en raison de la forme de notre modèle (voir ci-après). Cette ampleur relative ne devrait pas avoir d'incidence sur les résultats du modèle d'évaluation des stocks parce que nous avons estimé des capturabilités distinctes pour chaque indice des CPUE commerciales.

B.4 UN MODÈLE DE NORMALISATION DE L'INDICE DU MLGM DE TWEEDIE

Les données sur les CPUE des pêches contiennent à la fois des valeurs nulles et des valeurs continues positives. Diverses approches ont été utilisées dans la documentation sur les pêches pour modéliser ces données. Une approche consistait à ajuster un modèle linéaire généralisé (MLG) de type delta, un modèle qui ajuste les valeurs nulles par rapport aux valeurs non nulles selon une régression logistique (un MLG binomial et un lien logit) et les valeurs positives selon une régression linéaire adaptée aux données log-transformées ou un MLG de type gamma avec un lien logarithmique (p. ex. Maunders and Punt 2004, Thorson and Ward 2013). La probabilité que les CPUE ne soient pas nulles pour la première composante peut alors être multipliée par les CPUE attendues pour la deuxième composante en vue d'obtenir une estimation inconditionnelle des CPUE. Toutefois, cette approche pose problème sur quelques points :

1. L'approche du MLG Delta ajoute de la complexité en nécessitant l'ajustement et la production de rapports sur deux modèles.
2. Dans l'approche typique du MLG Delta, les deux modèles sont ajustés selon des liens distincts et les coefficients ne peuvent donc pas être combinés.
3. L'approche du MLG Delta suppose l'indépendance entre les deux composantes (p. ex. Thorson 2017).
4. Il a été démontré que l'approche du MLG Delta n'est pas suffisamment solide par rapport à l'intensité variable de l'échantillonnage (p. ex. dans le temps ou l'espace) (Lecomte et al. 2013).
5. Ce qui est peut-être le plus important pour nous, c'est qu'un MLG Delta dans lequel les deux modèles utilisent des liens différents donne un indice final pour lequel la tendance

dépend des niveaux de référence spécifiques auxquels les prédicteurs sont fixés (p. ex. Maunder and Punt 2004).

La distribution de Tweedie (Jorgensen 1987) résout les problèmes ci-dessus (p. ex. Candy 2004, Shono 2008, Foster and Bravington 2013, Lecomte et al. 2013, Thorson 2017), mais elle n'a pas été largement utilisée, probablement principalement en raison du coût informatique du calcul de la fonction de densité de probabilité de Tweedie. Récemment, la fonction de densité de Tweedie a été introduite dans le logiciel TMB (Kristensen et al. 2016) et peut être adaptée relativement rapidement aux grands ensembles de données et aux modèles comportant de nombreux paramètres d'effets fixes et aléatoires, soit au moyen de modèles TMB codés sur mesure, soit au moyen du progiciel R glmmTMB (Brooks et al. 2017).

En plus d'un paramètre moyen, la distribution de Tweedie comporte deux autres paramètres : un paramètre de puissance p et un paramètre de dispersion phi . Si $1 < p < 2$, la distribution de Tweedie représente une distribution composée entre la distribution de Poisson ($p = 1$) et la distribution Gamma ($p = 2$) (figure B.3). En fait, la distribution de Tweedie est aussi appelée « distribution composée Poisson-Gamma » dans ce cas délimité. Nous notons toutefois que la distribution composée Poisson-Gamma est souvent utilisée pour faire référence à un reparamétrage dans lequel les composantes Poisson et Gamma sont ajustées de sorte qu'elles ne sont pas censées avoir les mêmes coefficients prédictifs, comme c'est le cas dans la distribution de Tweedie (p. ex. Foster and Bravington 2013, Lecomte et al. 2013).

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

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

$$\mu_i = \exp \left(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \alpha_{j[i]}^{\text{lieu}} + \alpha_{k[i]}^{\text{lieu-année}} + \alpha_{l[i]}^{\text{navire}} \right), \quad (\text{B.2})$$

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

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

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

où i représente une sortie (données historiques) ou un trait (données modernes) unique, y_i représente les captures (kg) par unité d'effort (heures de chalutage), $\mathbf{X}_i$ représente un vecteur de prédicteurs à effet fixe (historiques : profondeur, mois; modernes : profondeur, mois, latitude), $\boldsymbol{\beta}$ représente un vecteur de coefficients et μ_i représente les CPUE attendues pour une sortie ou un trait. Les interceptions des effets aléatoires (symboles α) peuvent différer de l'interception globale par lieu j ($\alpha_j^{\text{locality}}$), lieu-année k ($\alpha_k^{\text{locality-year}}$) et navire l (α_l^{vessel}) (uniquement pour l'ensemble des données modernes) et sont limitées par des distributions normales dont les écarts-types respectifs sont indiqués par les paramètres σ .

On peut alors calculer l'estimation normalisée des CPUE pour l'année t , μ_t , comme suit :

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

où $\mathbf{X}_t$ représente un vecteur de prédicteurs fixé aux niveaux de référence (r), avec l'année fixée à l'année d'intérêt. Comme chacune des interceptions aléatoires α est fixée à zéro, l'indice est prédit pour un lieu, un lieu-année et un navire moyens (pour les données modernes). Nous avons estimé les effets fixes avec une vraisemblance marginale maximale tout en intégrant les effets aléatoires avec le logiciel statistique TMB à l'aide du progiciel R glmmTMB. Nous avons utilisé les erreurs-types (SE) calculées par le logiciel TMB sur $\log(\mu_t)$ selon la méthode

delta. Nous avons ensuite calculé les intervalles de confiance de Wald à 95% selon la formule $\exp(\mu_t \pm 1.96SE_t)$.

À titre de comparaison, nous avons calculé une série chronologique non normalisée à l'aide d'une procédure semblable, mais sans aucune des covariables autres qu'un prédicteur pour chaque année. Ce calcul est semblable au calcul de la moyenne géométrique de la CPUE chaque année, mais en supposant un modèle d'observation de Tweedie au lieu d'un modèle d'observation log-normal qui ne permet pas les zéros.

B.5 RÉSULTATS DE LA NORMALISATION DES CPUE COMMERCIALES

Les données brutes sur les captures et l'effort de la flottille de pêche de la morue du Pacifique affichent des tendances variables au fil du temps dans les deux ensembles de données, données historiques et données modernes (figure B.4). La majorité des événements de pêche positifs pour la morue du Pacifique se sont produits à des profondeurs d'environ 50 m à 200 m (figure B.5). Nous pouvons constater une augmentation du nombre total de combinaisons sortie-lieu depuis 1991, certains changements dans les lieux habituellement pêchés et le début de sorties avec des profondeurs moyennes de pêche plus grandes vers la fin de la période 1956-1995 (figures B.6, B.7). Pour les ensembles de données modernes, nous observons certains changements dans la distribution des profondeurs, des latitudes et des mois de pêche au fil du temps, ainsi que des changements dans les navires faisant partie de la « flottille » et dans les lieux de pêche (figures B.8, B.9).

Les modèles de normalisation de l'indice du MLGM de Tweedie sont relativement bien ajustés aux données (figure B.10). Les paramètres p de Tweedie avaient tendance à se situer autour de 1.6, dénotant une distribution à peu près à mi-chemin entre les distributions de Poisson et Gamma et les paramètres ϕ indiquaient des observations relativement dispersées (tableau B.1). La variabilité était beaucoup plus grande dans les effets aléatoires du lieu et du lieu-année que dans les effets aléatoires des navires (tableau B.1).

Pour la période entre 1956 et 1995, la profondeur et le lieu ont eu un effet modéré sur l'indice normalisé de la CPUE pour la zone 3CD, mais les séries normalisée et non normalisée étaient quelque peu différentes dans la zone 5ABCD (figure B.11). La prise en compte de la profondeur ou du lieu a réduit la CPUE dans la zone 3CD dans les années 1970 et l'a augmentée du milieu des années 1980 à 1995. La prise en compte de la profondeur a également réduit un pic de la CPUE dans la zone 3CD au milieu des années 1960. De 1996 à 2017, ce sont la profondeur et la latitude qui ont eu l'effet le plus important sur l'indice normalisé et, encore une fois, un effet plus important dans la zone 3CD que dans la zone 5ABCD (figure B.12). La prise en compte de la profondeur ou de la latitude a légèrement abaissé l'indice de la CPUE pendant deux à trois ans avant et après 2010 et cet effet s'est répercuté sur le modèle de normalisation avec toutes les covariables.

La prise en compte des interactions lieu-année a eu peu d'effet sur la forme des indices normalisés, à l'exception d'un léger changement de forme en 2014-2015 pour l'ensemble de données moderne dans la zone 5ABCD (figure B.13). Le principal effet de l'inclusion des interactions de l'effet aléatoire du lieu-année a été d'augmenter la largeur des intervalles de confiance dans toutes les zones et toutes les périodes. Nous pouvons examiner la contribution de tous les paramètres d'effet fixe et aléatoire au moyen de graphiques de coefficients (historiques : figures B.14, B.15, B.16; modernes : figures B.17, B.18, B.19).

B.6 INTERACTIONS ESPACE-TEMPS (LIEU-ANNÉE)

Pour tester l'effet de l'inclusion ou de l'omission des interactions espace-temps lorsque de telles interactions sont présentes ou non, nous avons effectué un essai de simulation. Bien qu'un essai de simulation complet comportant de nombreuses itérations stochastiques et une fourchette de valeurs des paramètres dépasse la portée de la présente annexe, nous pensons que cette simple simulation demeure instructive. Nous avons paramétré notre simulation pour qu'elle corresponde approximativement aux paramètres estimés à partir des données observées. Notre simulation comprenait les éléments suivants : 20 années de données; 12 lieux avec leurs effets ($\alpha_j^{\text{locality}}$) dans l'espace logarithmique, tirés d'une distribution normale avec un écart-type de 0,3 et une moyenne de 0; des effets aléatoires optionnels année-lieu ($\alpha_j^{\text{locality-year}}$) tirés d'une distribution avec un écart-type de 0,5 et une moyenne de 0; 10 observations par année par lieu; un indice réel connu de la CPUE qui, dans l'espace logarithmique, suivait un processus autorégressif avec une corrélation de 0,3 au retard 1, un écart-type de 1 et une moyenne de 2; et des paramètres de Tweedie de $p = 1.6$ et $\phi = 5$. Nous avons généré des versions de cet ensemble de données avec et sans les interactions lieu-année, puis nous avons ajusté des modèles de normalisation à ces ensembles de données qui permettaient ou ignoraient les interactions lieu-année.

En ce qui concerne les données réelles, l'inclusion des effets aléatoires lieu-année a permis de dégager pour chaque lieu une tendance qui s'écarte légèrement de la tendance globale (figure B.20). L'omission de ces effets aléatoires lieu-par-année, en revanche, supposait que la tendance de la CPUE est identique en forme et que seule son ampleur changeait d'un lieu à l'autre (figure B.21). L'omission de ces interactions espace-temps peut produire des intervalles de confiance beaucoup trop étroits si les tendances ne sont, en fait, pas identiques dans tout l'espace (figure B.22). En outre, le fait de permettre les interactions n'a aucun effet qualitatif sur le rendement du modèle ou sur la couverture si les interactions ne sont pas présentes (figure B.22).

L'ajustement d'un modèle adéquat de normalisation spatiotemporelle géostatistique constituerait une solution de rechange à ces effets aléatoires lieu-année (p. ex. Thorson et al. 2015, Monahan and Stewart 2018). Pour cette évaluation, nous avons choisi de modéliser la variation spatiale selon les lieux du MPO afin de maintenir la cohérence avec les évaluations antérieures dans cette région. Toutefois, à l'avenir, nous pourrions envisager un modèle de normalisation spatiotemporelle.

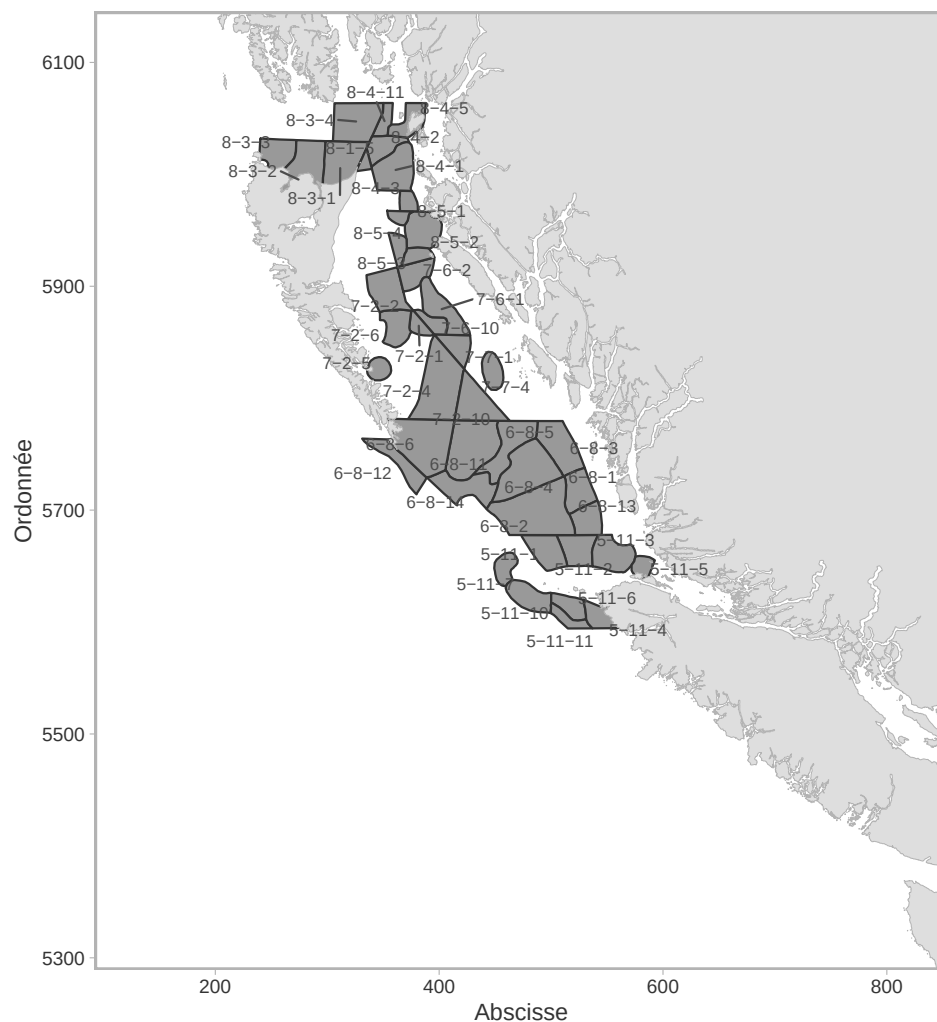


Figure B.1. Lieux du MPO utilisés dans le modèle moderne de normalisation de la CPUE dans la zone 5ABCD.

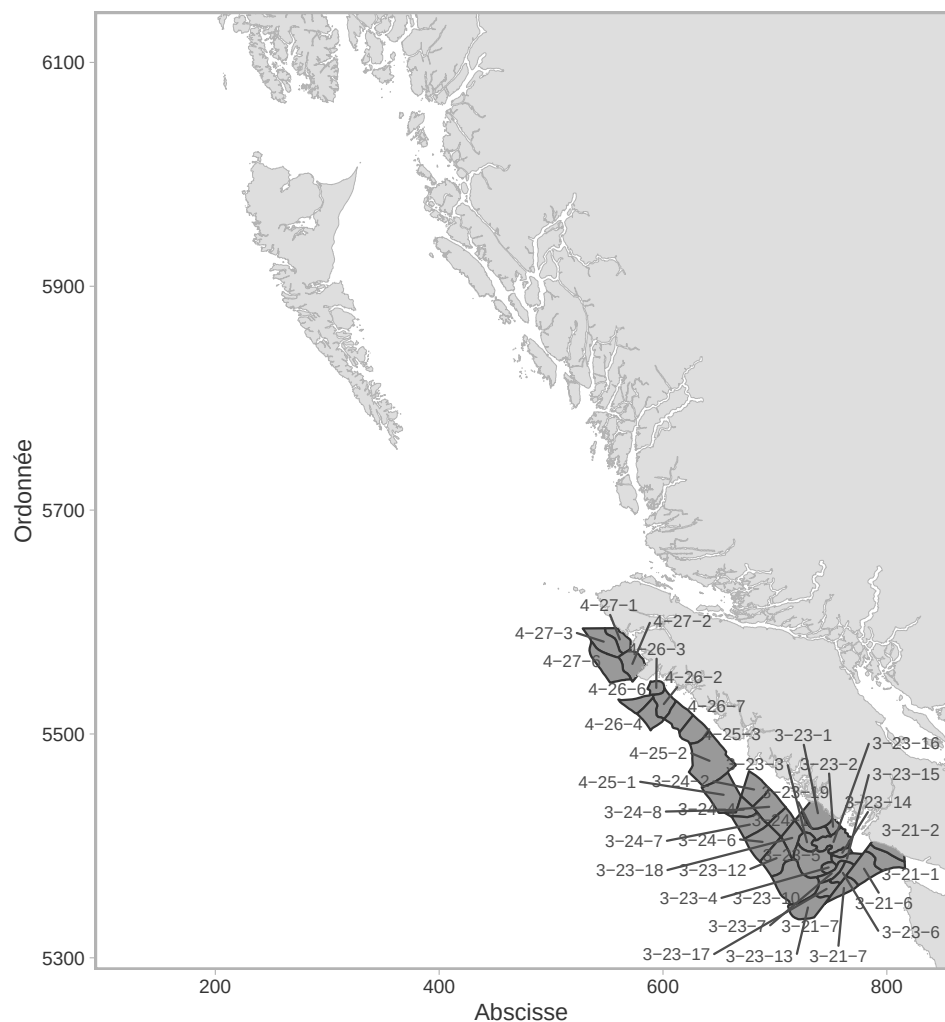


Figure B.2. Lieux du MPO utilisés dans le modèle moderne de normalisation de la CPUE dans la zone 3CD.

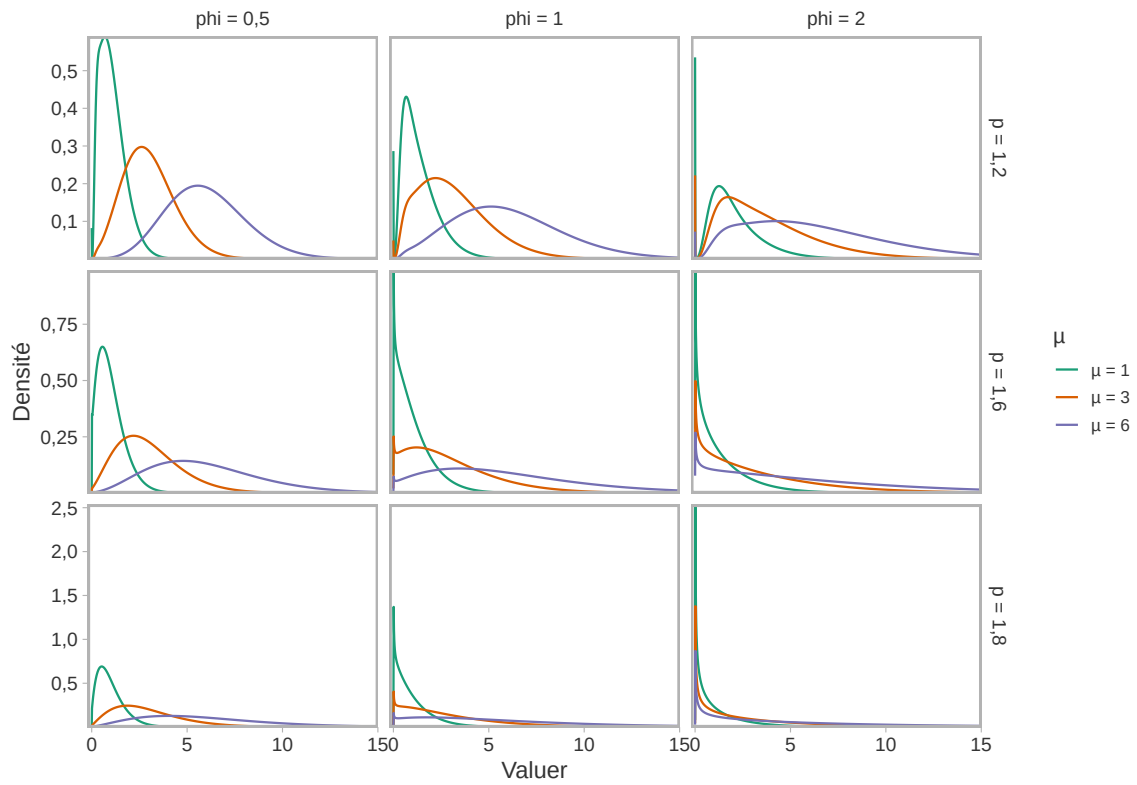


Figure B.3. Exemples de fonctions de densité pour la distribution de Tweedie. Le symbole ϕ (représenté par ϕ sur cette figure) représente le paramètre de dispersion, p représente le paramètre de puissance et μ représente la moyenne. Il convient de noter que le pic de densité que l'on voit sur la gauche des graphiques a une valeur de 0 sur l'axe des x .

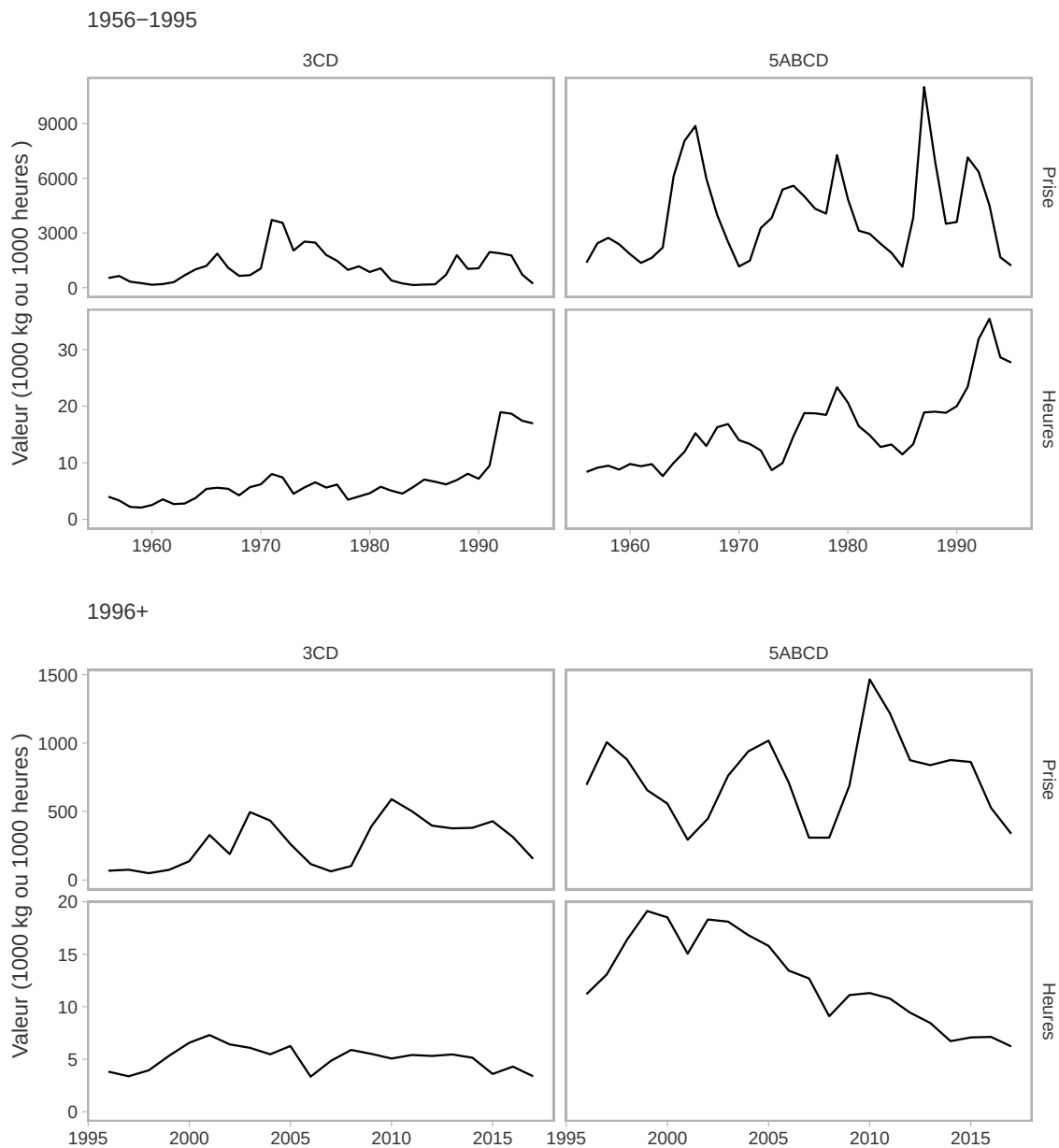


Figure B.4. Série chronologique brute des captures de morue du Pacifique et des heures totales de chalutage (indépendamment des espèces capturées). Les données antérieures à 1996 sont présentées séparément des données postérieures à 1996.

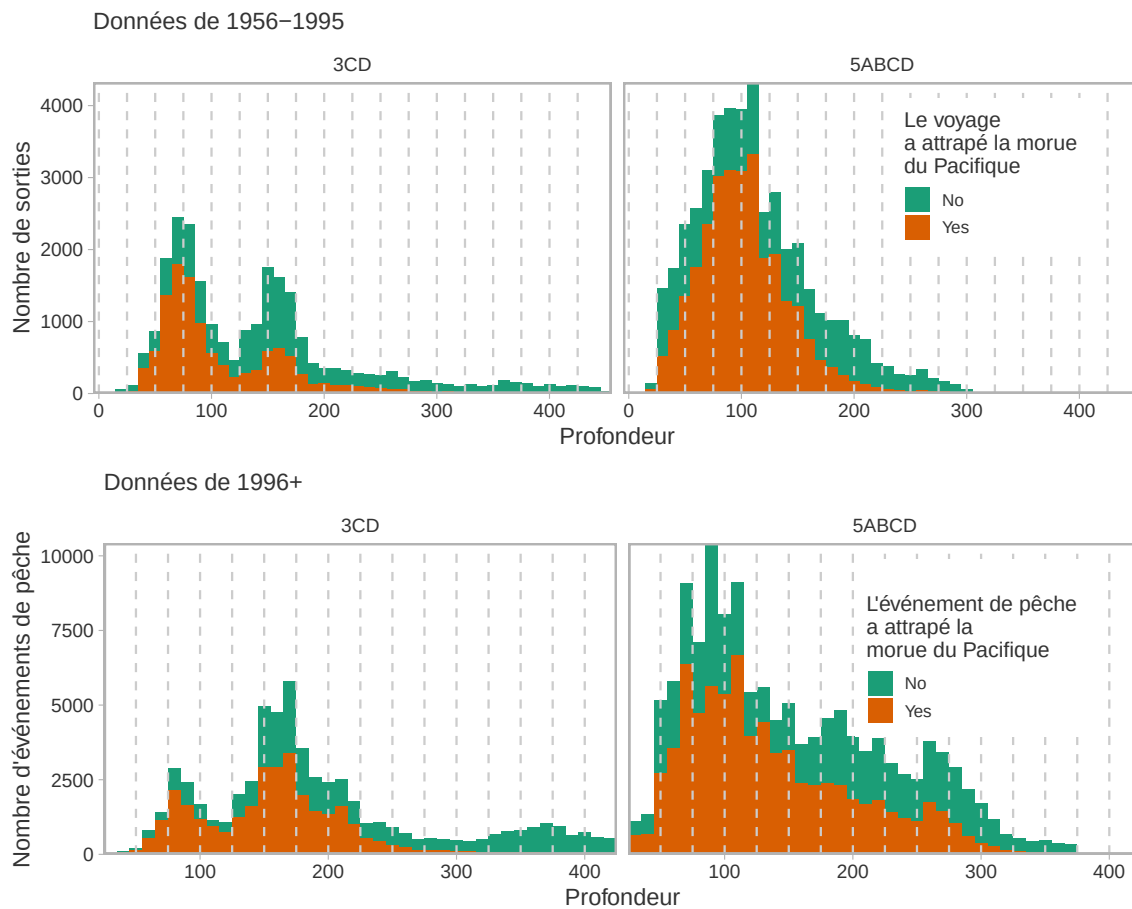


Figure B.5. Distribution en profondeur pour les sorties de pêche (rangée du haut) et les événements de chalutage (rangée du bas) qui ont permis ou non de capturer des morues du Pacifique.

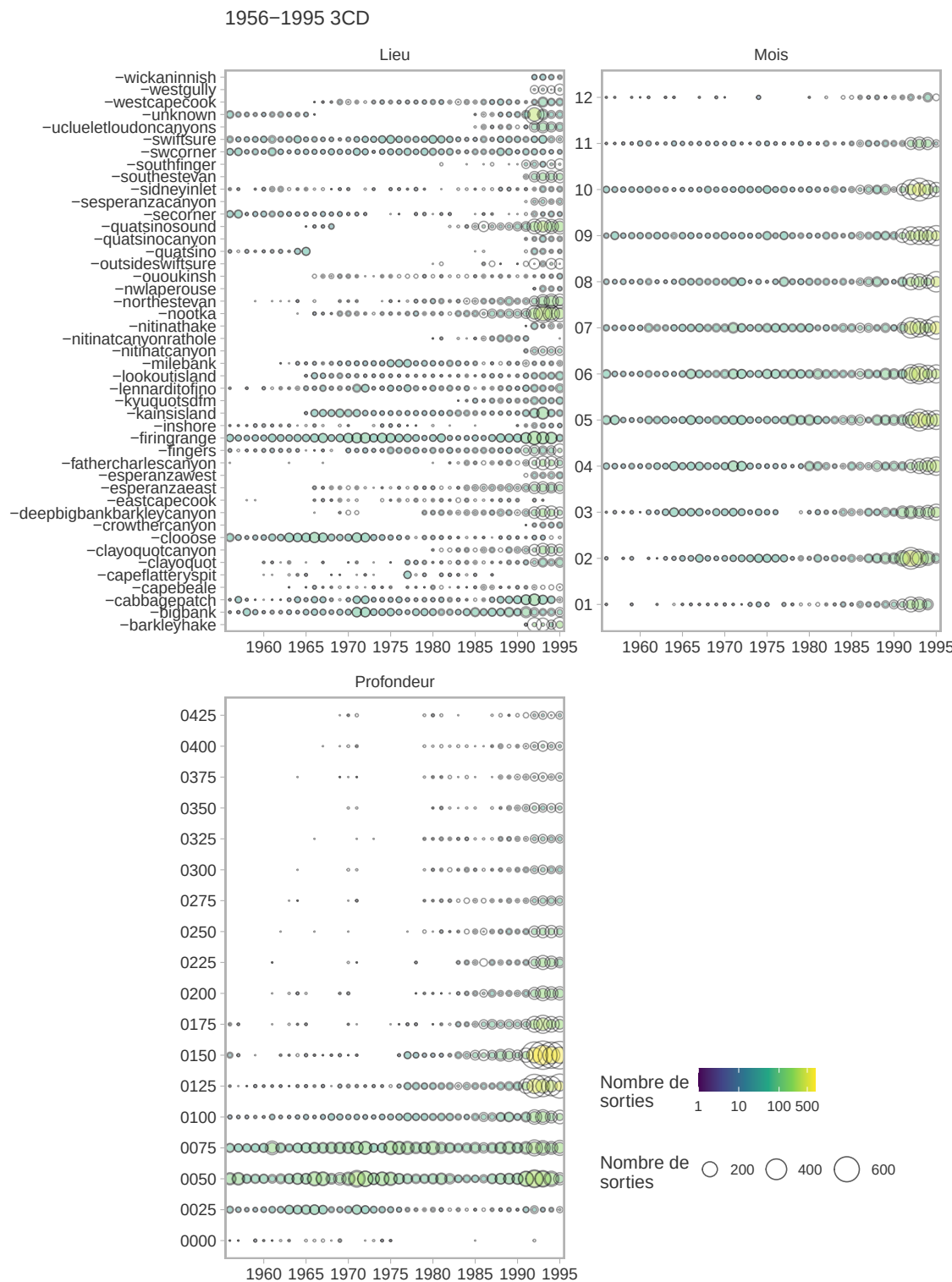


Figure B.6. Distribution des prédicteurs dans les modèles de normalisation de la CPUE pour l'ensemble de données de 1956 à 1995 dans la zone 3CD. La superficie des cercles extérieurs représente le nombre de combinaisons sortie-lieu pour cette combinaison de la valeur prédictive et de l'année. La superficie et l'ombrage des cercles intérieurs représentent le nombre de combinaisons sortie-lieu pour cette combinaison de la valeur prédictive et de l'année qui ont capturé des morues du Pacifique.

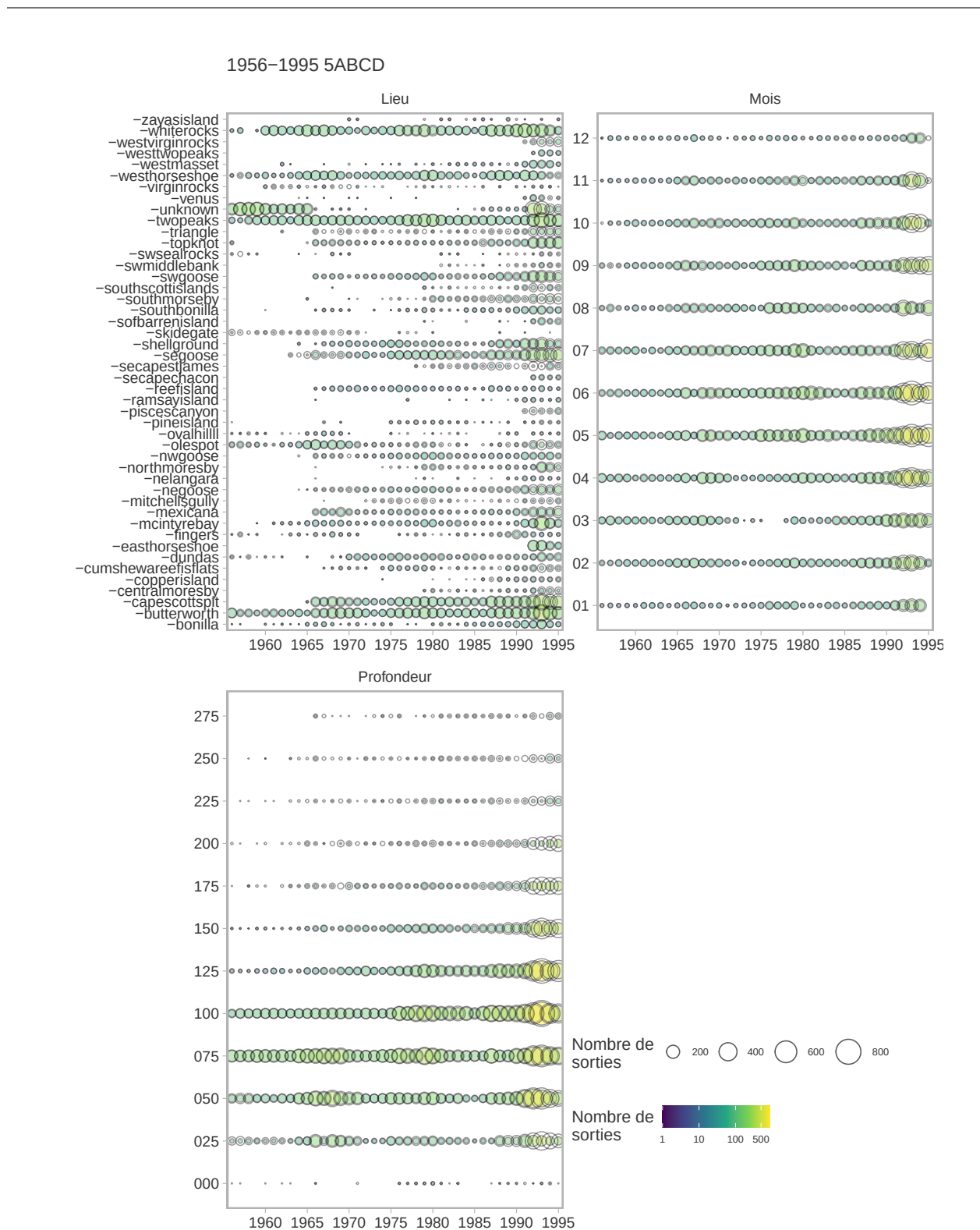


Figure B.7. Même que pour la figure B.6 mais pour 5ABCD.

1996+ 3CD



Figure B.8. Même que pour la figure B.6 mais pour 1996–2017 3CD.

1996+ 5ABCD



Figure B.9. Même que pour la figure B.6 mais pour 1996–2017 5ABCD.

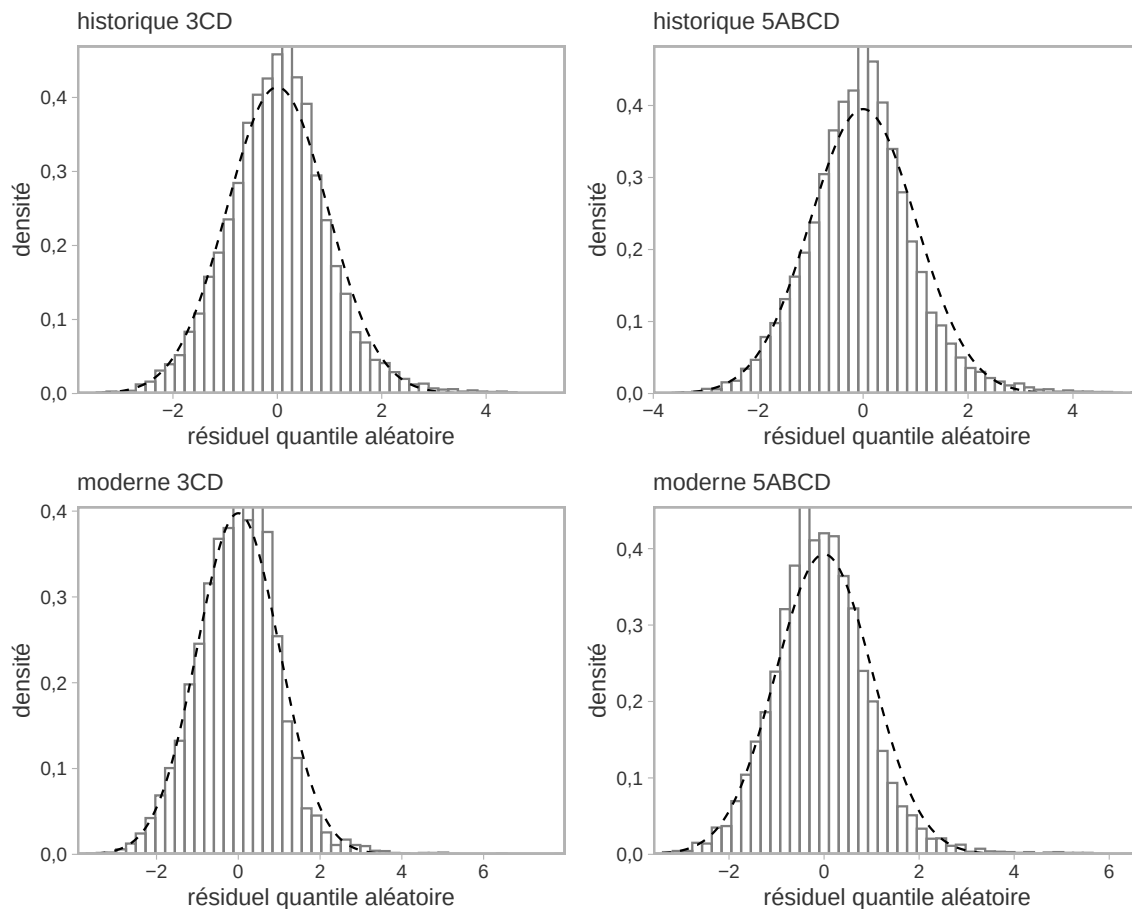


Figure B.10. Histogrammes des résidus de quantiles randomisés (Dunn and Smyth 1996) pour les modèles de normalisation des MLGM des CPUE. Les histogrammes illustrent la distribution de la densité réelle de 10 000 résidus de quantiles randomisés sélectionnés au hasard. Les lignes en pointillés indiquent la densité de probabilité pour une distribution normale avec le même écart-type.

Tableau B.1. Écart-type (ET) de l'effet aléatoire et estimations des paramètres de puissance (p) et de dispersion (ϕ) du modèle d'observation de Tweedie.

Modele	Parametre	Estimation
Historique 3CD	ET lieu	0,83
Historique 3CD	ET année-lieu	0,83
Historique 3CD	p	1,58
Historique 3CD	ϕ	17,88
Historique 5ABCD	ET lieu	0,82
Historique 5ABCD	ET année-lieu	0,79
Historique 5ABCD	p	1,61
Historique 5ABCD	ϕ	16,22
Moderne 3CD	ET lieu	0,44
Moderne 3CD	ET navire	0,21
Moderne 3CD	ET année-lieu	0,67
Moderne 3CD	p	1,60
Moderne 3CD	ϕ	11,29
Moderne 5ABCD	ET lieu	1,06
Moderne 5ABCD	ET navire	0,25
Moderne 5ABCD	ET année-lieu	0,77
Moderne 5ABCD	p	1,65
Moderne 5ABCD	ϕ	10,54

1956–1995 CPUE

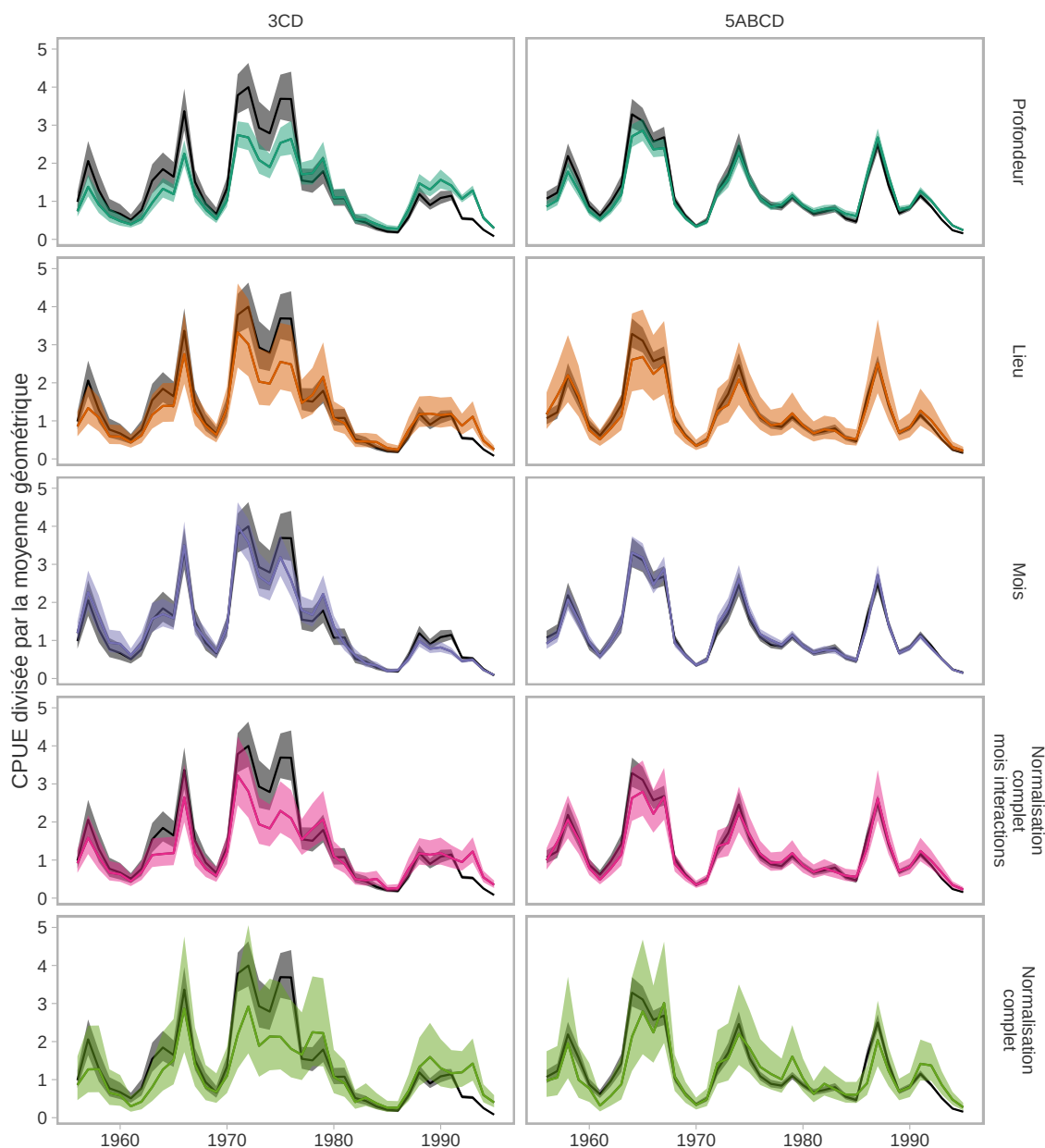


Figure B.11. Modèles de normalisation de la CPUE pour le chalut commercial. Sur tous les graphiques, la ligne noire et la région ombrée en noir indiquent un indice de la CPUE avec seulement un prédicteur d'année. La ligne colorée et les rubans ombrés en couleur indiquent des indices normalisés par un ou plusieurs prédicteurs. Les trois premières rangées illustrent des modèles de normalisation qui comprennent un seul prédicteur, précisé à droite. L'avant-dernière rangée illustre un modèle de normalisation qui inclut tous les prédicteurs dans un modèle. La dernière rangée illustre un modèle de normalisation qui comprend tous les prédicteurs plus les effets aléatoires lieu-par-année (espace-temps). Les interactions lieu et lieu-année sont ajustées comme des effets aléatoires et toutes les autres variables comme des effets fixes.

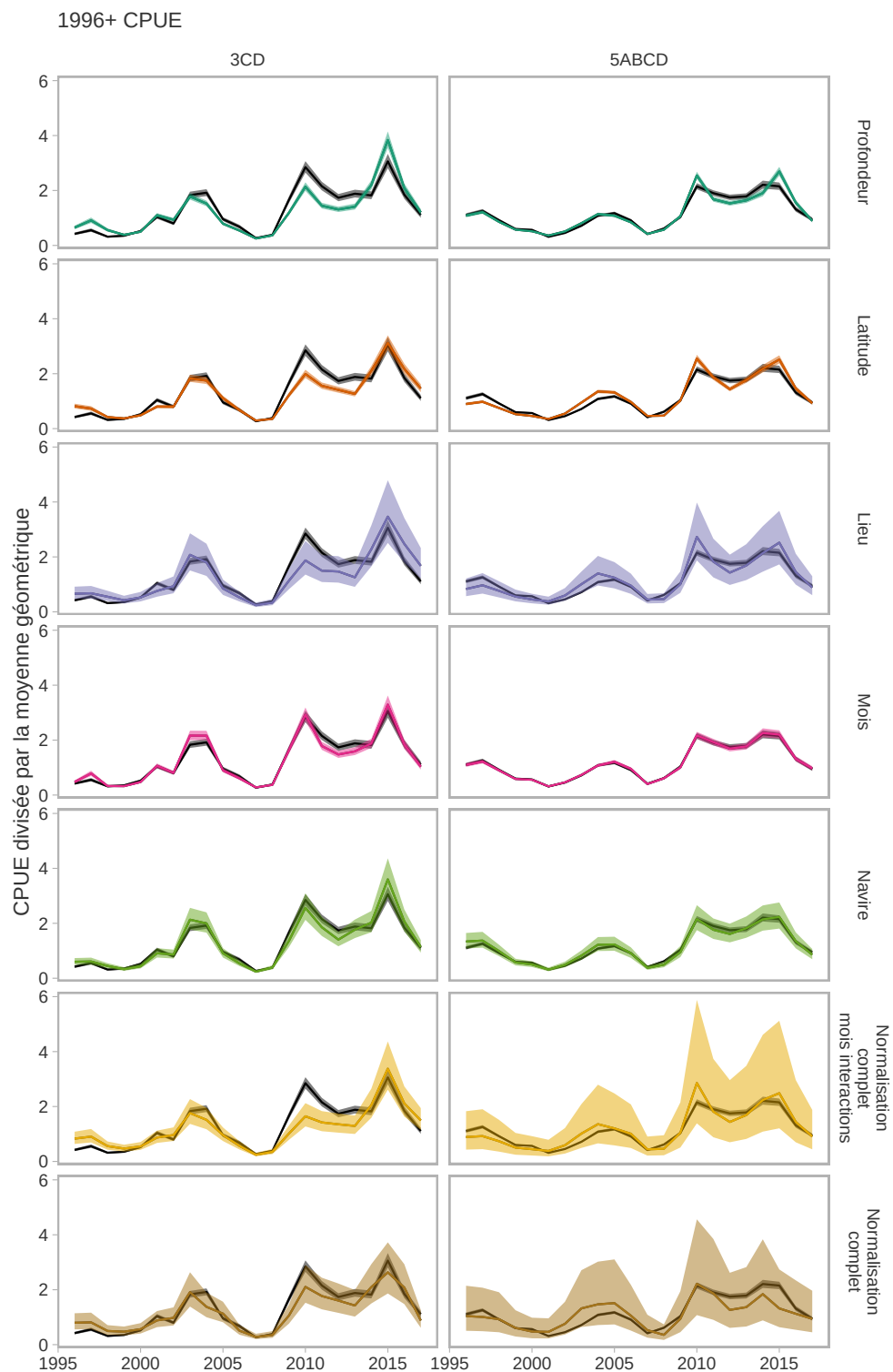


Figure B.12. Même chose que pour la figure B.11, mais pour les données de 1996 à 2017. Les interactions lieu, navire et lieu-année sont ajustées comme des effets aléatoires et toutes les autres variables comme des effets fixes.

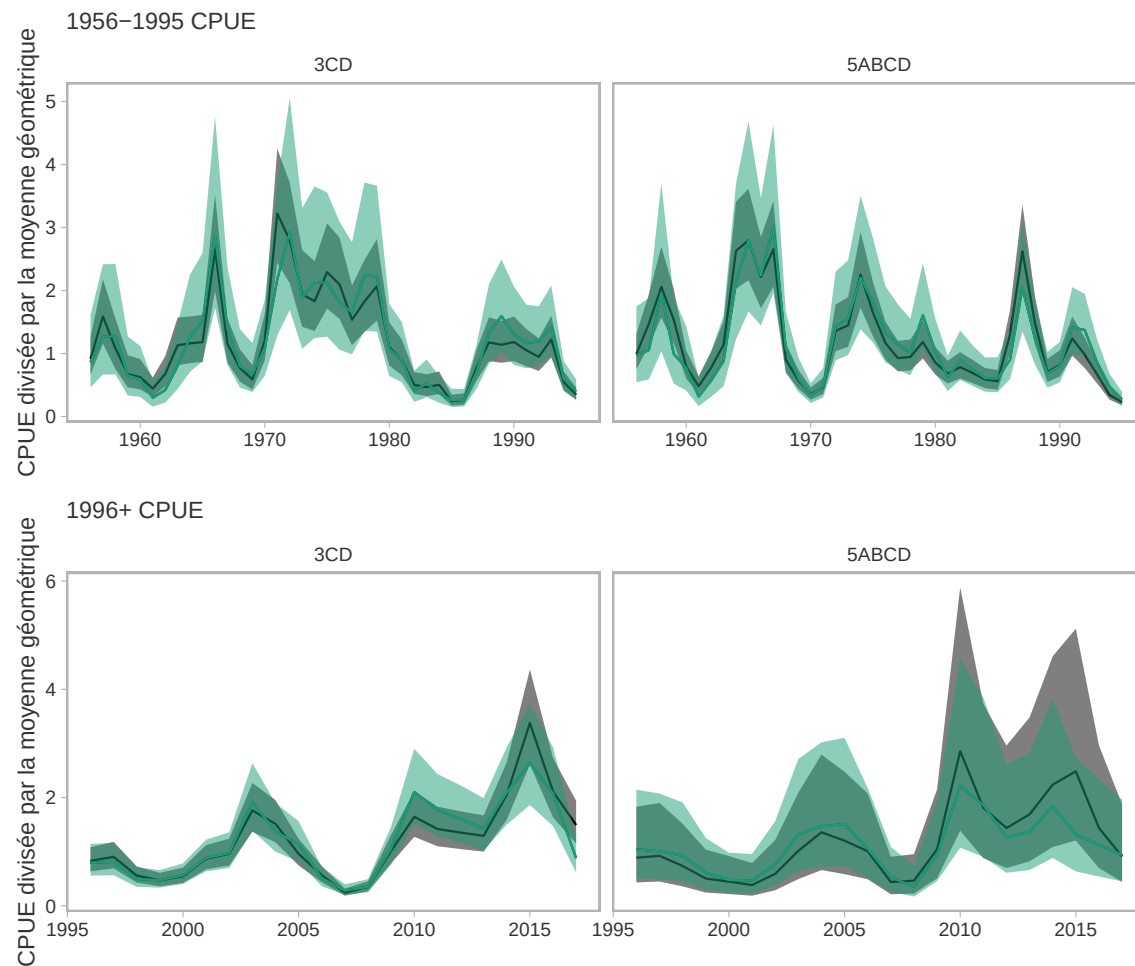


Figure B.13. Comparaison des séries chronologiques des CPUE normalisées avec un modèle qui n'inclut pas les effets aléatoires lieu-année (espace-temps) (noir/gris) et avec un modèle qui inclut les effets aléatoires lieu-année (en couleur).

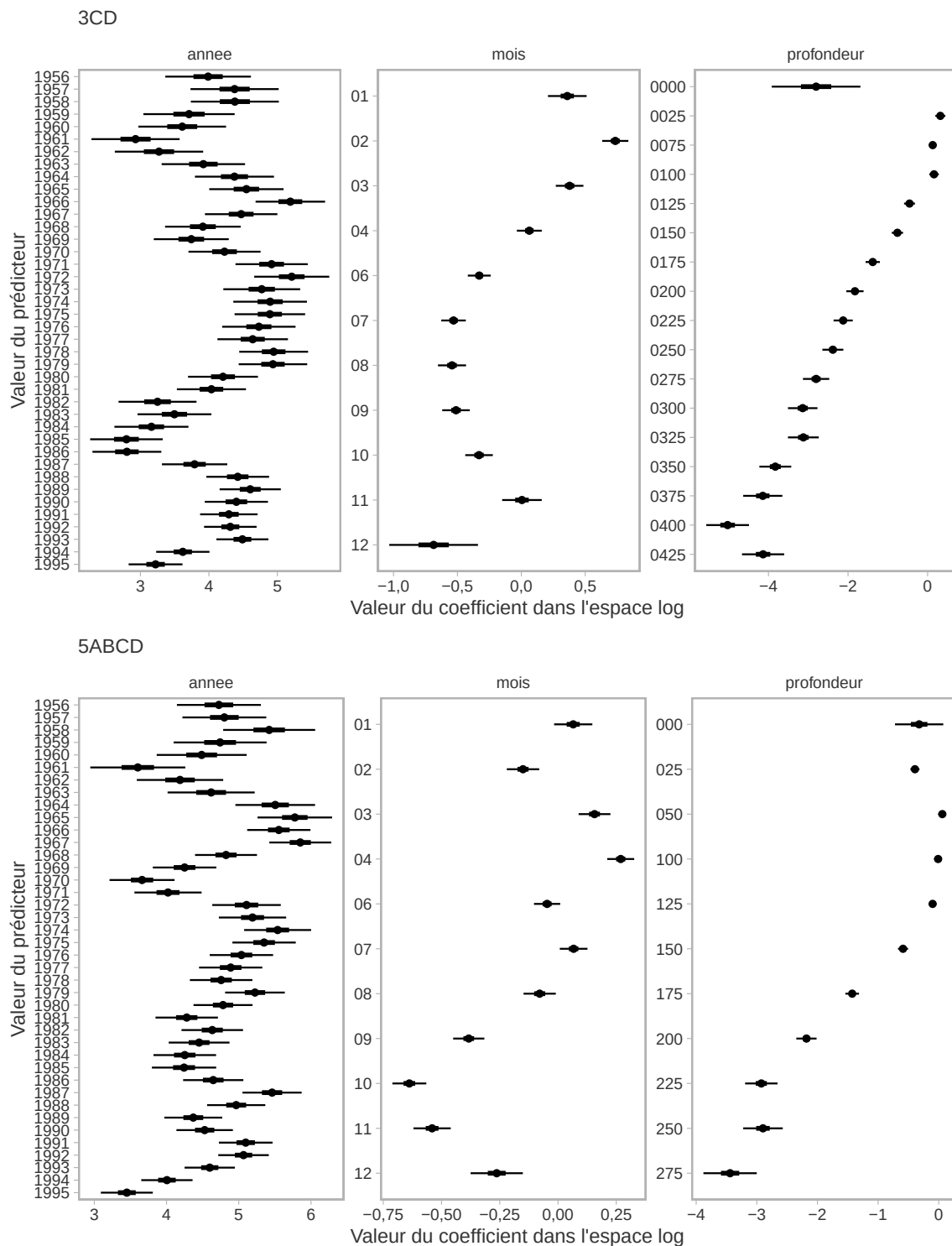


Figure B.14. Coefficients à effet fixe pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales historiques. Les points et les segments épais et minces représentent les moyennes et les intervalles de confiance de Wald à 50% et 95%.

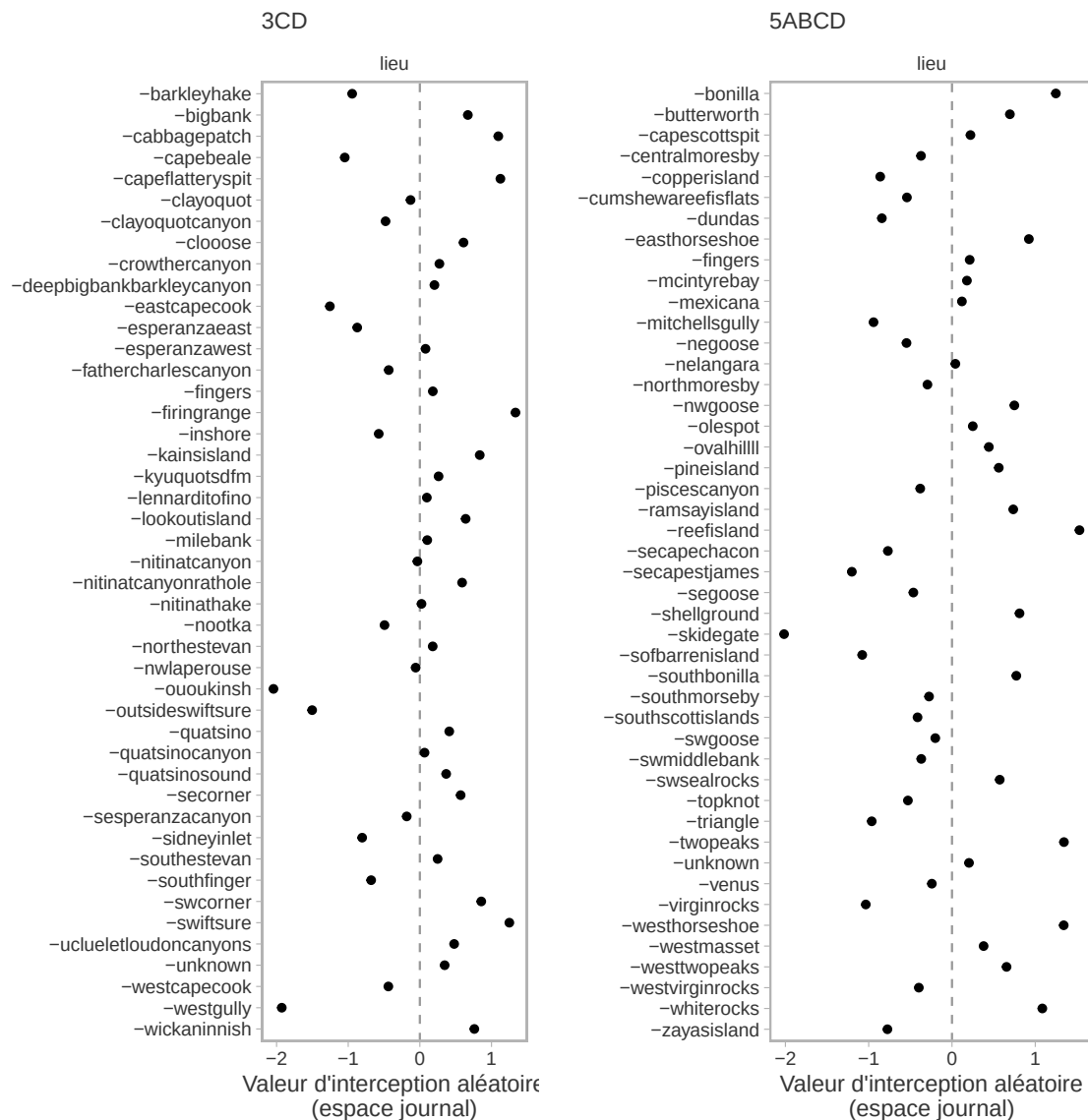


Figure B.15. Effets aléatoires du lieu pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales historiques.

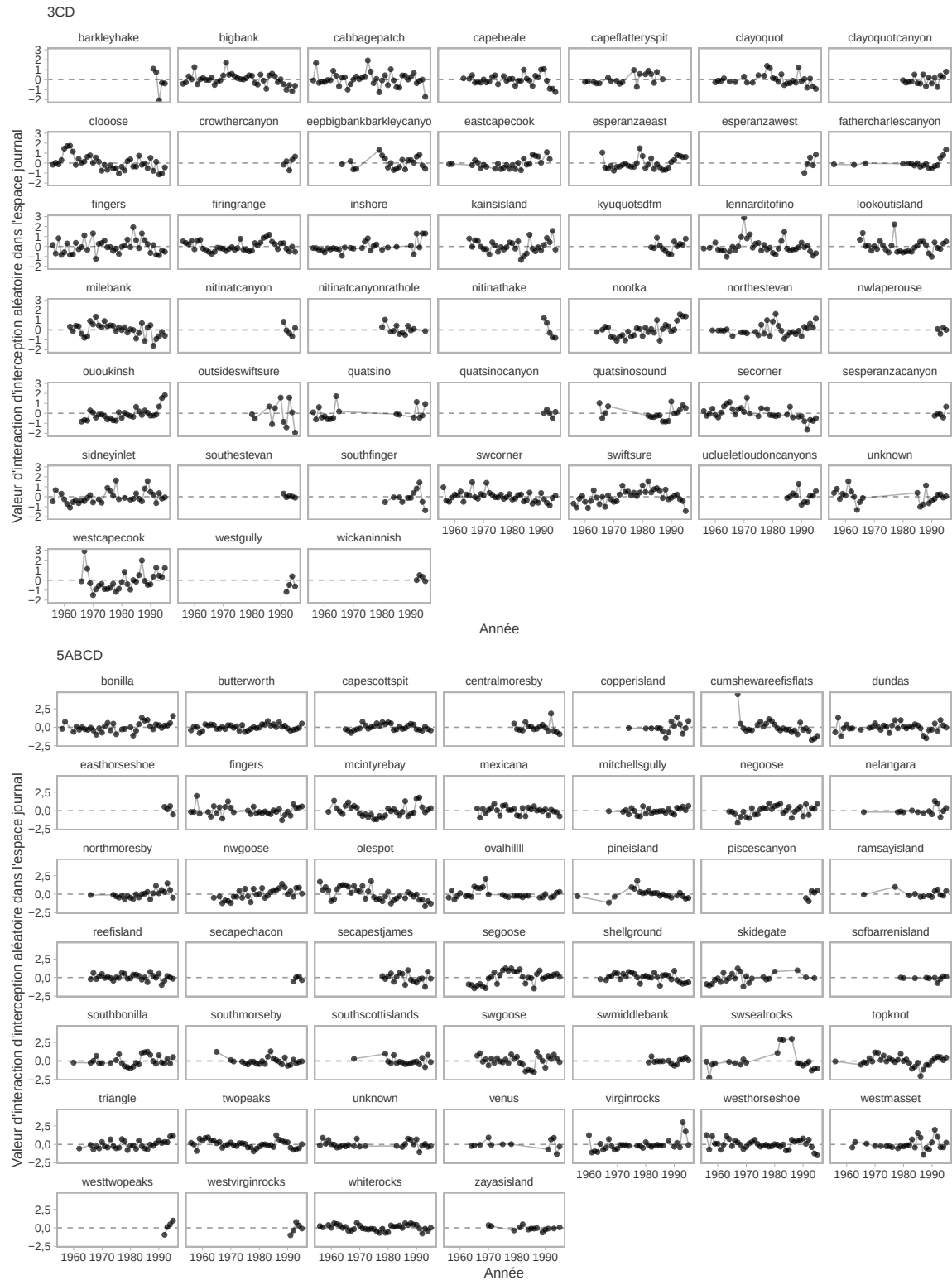


Figure B.16. Effets aléatoires du lieu-par-année (espace-temps) pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales historiques.

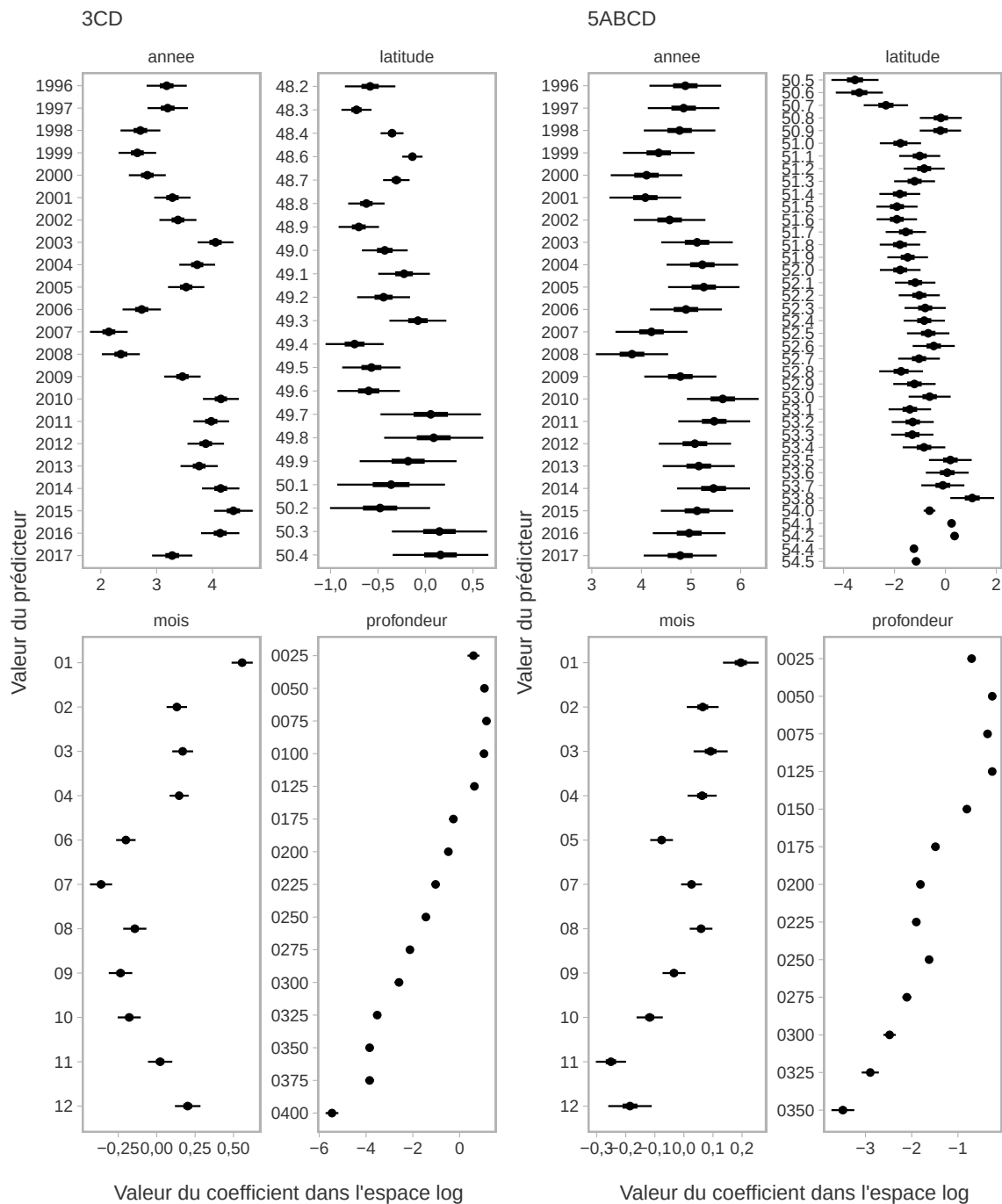


Figure B.17. Coefficients à effet fixe pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales modernes. Les points et les segments épais et minces représentent les moyennes et les intervalles de confiance de Wald à 50% et 95%.

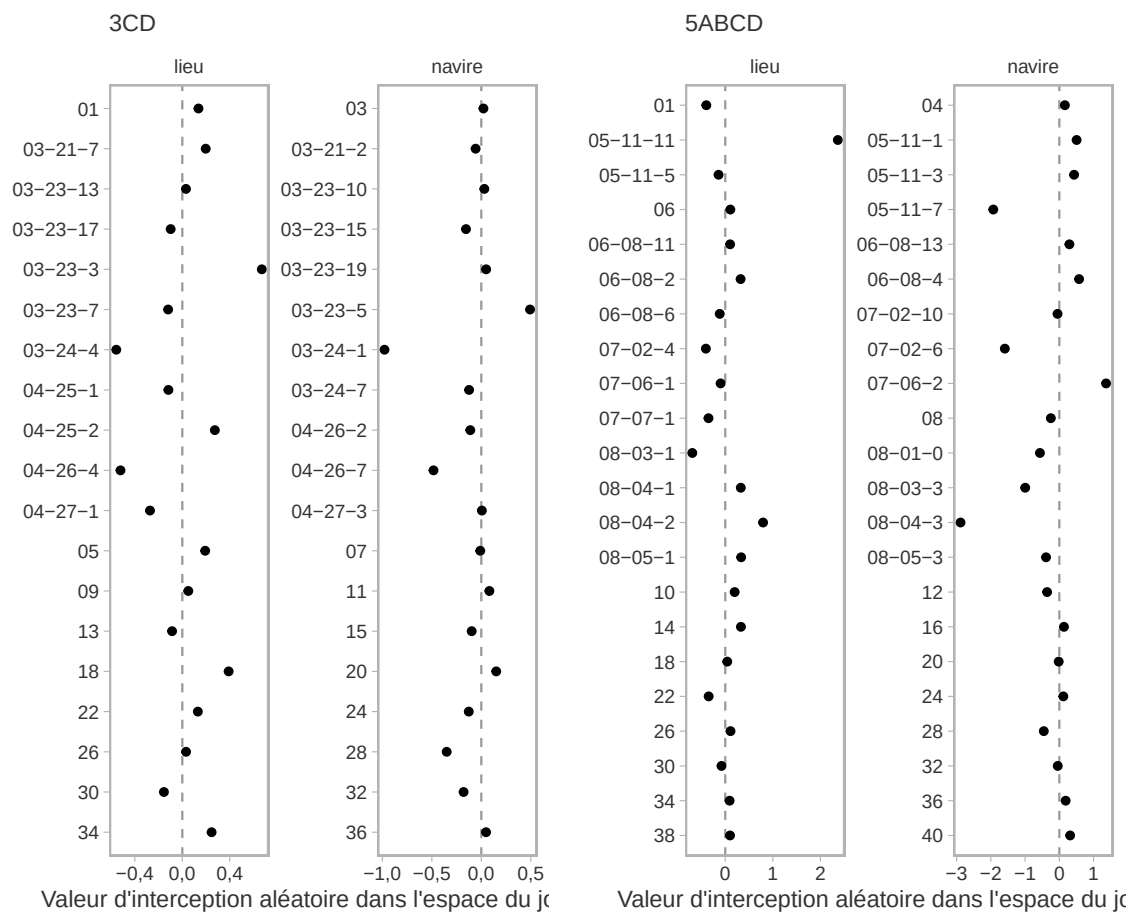


Figure B.18. Effets aléatoires du lieu et du navire pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales modernes.

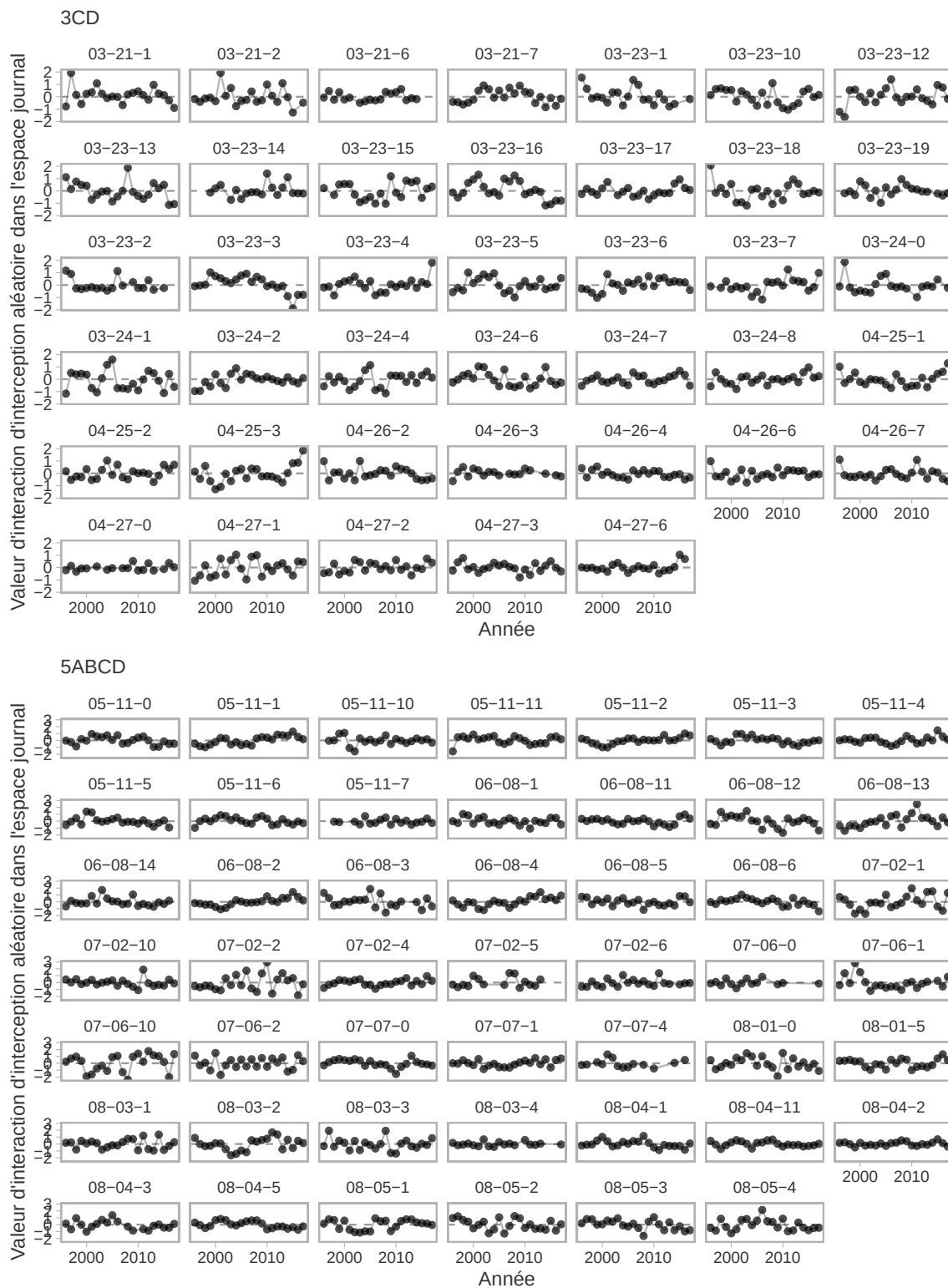


Figure B.19. Effets aléatoires du lieu-par-année (espace-temps) pour le modèle de normalisation des CPUE commerciales modernes.

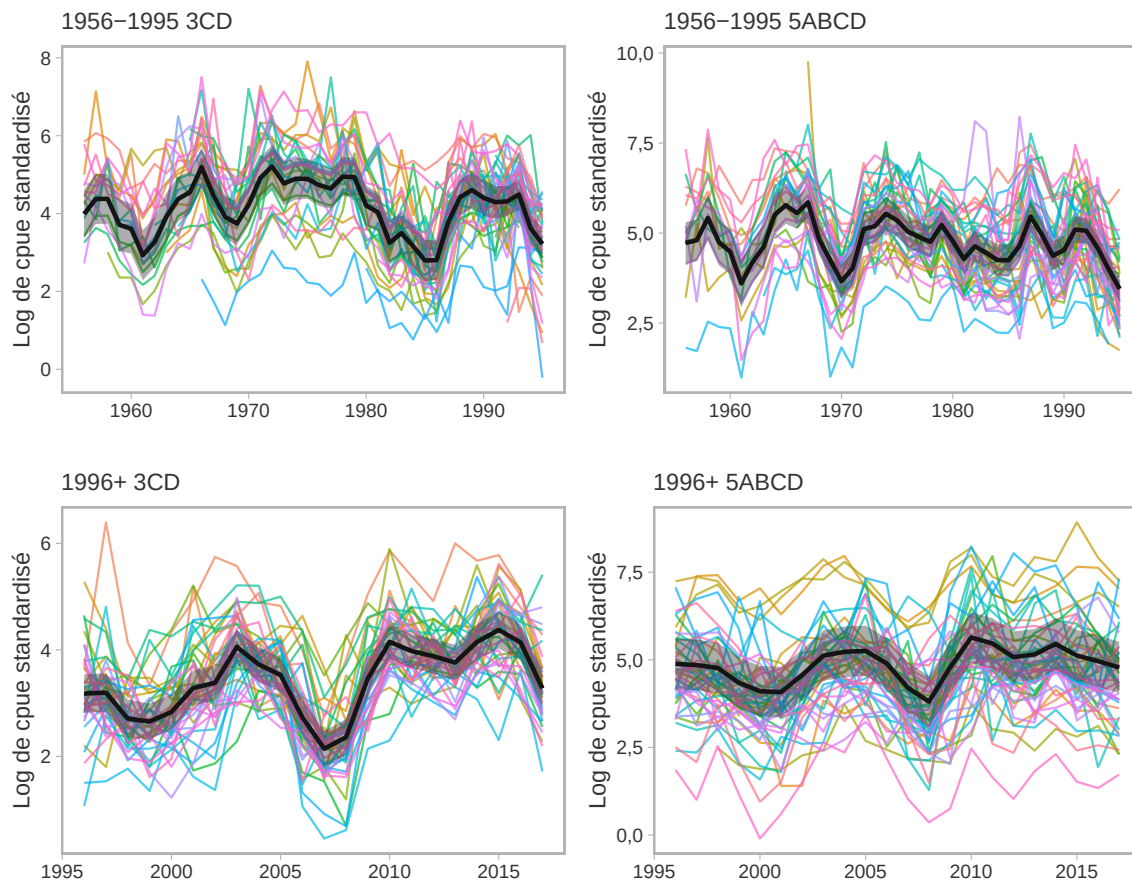


Figure B.20. Tendances de l'indice des CPUE propre à un lieu pour un modèle de normalisation qui permet des interactions lieu-année (espace-temps). Les lignes colorées indiquent les estimations propres au lieu et tous les autres prédicteurs sont réglés à leur niveau de base. La ligne noire et le ruban ombré indiquent les CPUE annuelles moyennes globales.

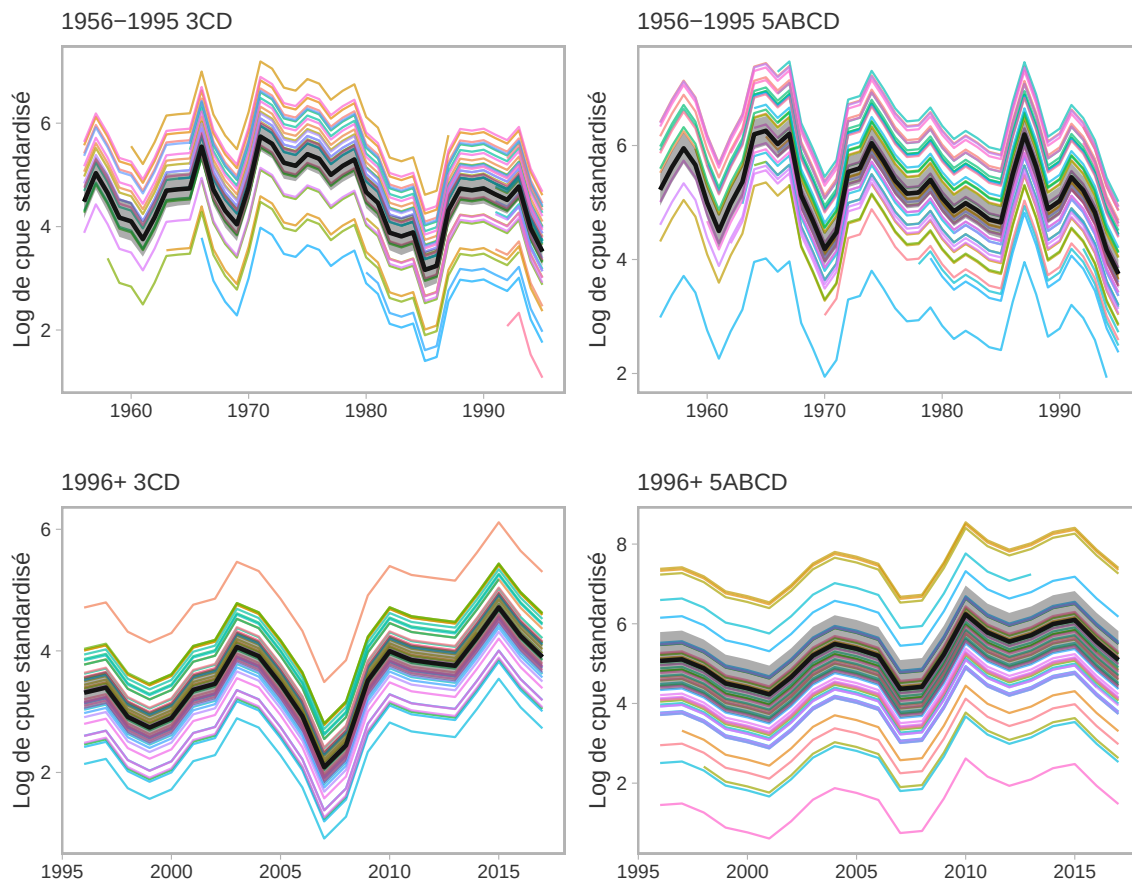


Figure B.21. Tendances de l'indice des CPUE propre à un lieu pour un modèle de normalisation qui ne permet pas les interactions lieu-année (espace-temps). Les lignes colorées indiquent les estimations propres au lieu et tous les autres prédicteurs sont réglés à leur niveau de base. La ligne noire et le ruban ombré indiquent les CPUE annuelles moyennes globales.

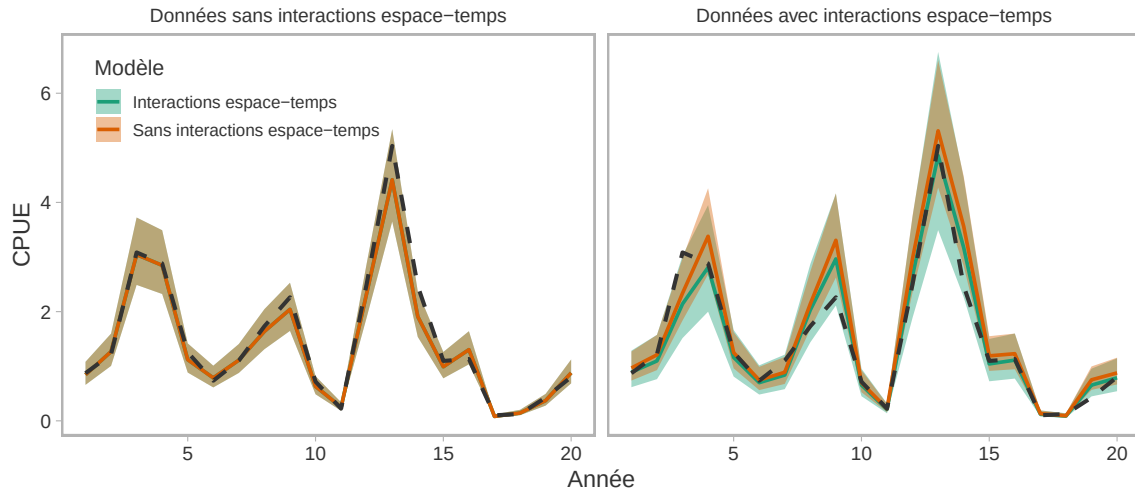


Figure B.22. Exemple de simulation illustrant l'effet de la modélisation ou non des interactions espace-temps comme effets aléatoires dans un modèle de normalisation de l'indice des CPUE. Le graphique de gauche représente un scénario dans lequel les données ont été générées avec la même tendance pour tous les lieux dans l'espace. Le graphique de droite représente un scénario dans lequel les données ont été générées avec des interactions espace-temps. Les lignes vertes et orange et les régions ombrées représentent les indices estimés des CPUE des modèles qui permettent les interactions espace-temps ou ne permettent pas les interactions espace-temps, avec les intervalles de confiance de 95%. La ligne noire pointillée indique la moyenne réelle de la CPUE pour chaque année. Toutes les combinaisons de modèles et de données ont une couverture correcte à 95%, à l'exception du modèle sans interaction espace-temps ajusté aux données qui a des interactions espace-temps, dont la couverture est de 55%. Il convient de noter que les intervalles de confiance se chevauchent complètement sur le graphique de gauche.

ANNEXE C. ANALYSE DES DONNÉES BIOLOGIQUES

Dans cette annexe, nous analysons les données sur la longueur et la maturité, ainsi que les données disponibles sur la détermination de l'âge pour mettre à jour les paramètres de croissance et de maturité. Nous traçons également les courbes des données sur la fréquence selon l'âge dérivées d'une clé âge-longueur pour visualiser la composition probable selon l'âge dans les données des relevés et les données sur les prises commerciales.

C.1 DONNÉES DES RELEVÉS SYNOPTIQUES

Nous avons extrait de la base de données GFBio les données sur la longueur, le poids et la maturité tirées des relevés synoptiques réalisés dans le détroit d'Hécate, le bassin de la Reine-Charlotte et sur la côte ouest de l'île de Vancouver en utilisant les critères suivants :

1. SPECIES_CODE = 222 : morue du Pacifique.
2. TRIP_SUB_TYPE_CODE = 2 ou 3 : sorties de recherche.
3. SAMPLE_TYPE_CODE = 1, 2, 6, 7, ou 8 : inclure seulement les échantillons qui sont de type « aléatoire » ou « total ».
4. SPECIES_CATEGORY_CODE = NULL, 1, 3, 5, 6, ou 7 : pour éliminer les échantillons triés selon des critères inconnus.
5. SAMPLE_SOURCE_CODE = NULL, 1, 2 : pour extraire les échantillons triés et non triés, mais en retirer les échantillons de contenus stomacaux.

Un récapitulatif du nombre de poissons mesurés par année, relevé et sexe est fourni dans le tableau C.1. Les fréquences selon la longueur dans les relevés sont indiquées sur la figure C.1. Un récapitulatif du nombre de poissons pesés par année, relevé et sexe est fourni dans le tableau C.2. Un récapitulatif du nombre d'enregistrements de la maturité par année et relevé est fourni dans le tableau C.3.

Tableau C.1. Nombre (N) de mesures de longueur prises lors des relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI)

Relevé	Année	N mâles	N femelles	N indéterminé	max mâle (cm)	max femelle (cm)	max indéterminé (cm)
SYN HS	2005	324	314	2635	82,1	84,2	93,0
SYN HS	2007	622	613	0	80,7	88,6	NA
SYN HS	2009	568	615	13	77,0	81,0	34,0
SYN HS	2011	687	708	0	82,5	86,0	NA
SYN HS	2013	671	682	402	83,0	83,0	84,0
SYN HS	2015	375	401	127	74,5	88,5	12,0
SYN HS	2017	424	397	0	75,5	84,0	NA
SYN QCS	2003	702	687	0	81,8	83,8	NA
SYN QCS	2004	533	542	0	66,0	82,0	NA
SYN QCS	2005	2	1	1188	55,3	61,6	87,4
SYN QCS	2007	439	359	0	79,9	80,7	NA
SYN QCS	2009	292	323	0	66,0	86,0	NA
SYN QCS	2011	427	478	0	75,5	87,5	NA
SYN QCS	2013	476	564	0	74,0	79,5	NA
SYN QCS	2015	459	503	0	70,5	87,5	NA
SYN QCS	2017	255	312	0	73,5	81,5	NA
SYN WCVI	2004	352	374	0	75,2	83,0	NA
SYN WCVI	2006	663	748	0	71,1	79,3	NA
SYN WCVI	2008	346	380	0	66,5	75,0	NA
SYN WCVI	2010	671	658	0	70,0	76,0	NA
SYN WCVI	2012	489	489	0	77,0	78,5	NA
SYN WCVI	2014	547	648	0	82,5	80,0	NA
SYN WCVI	2016	438	532	0	74,5	82,5	NA

Tableau C.2. Nombre (N) de mesures de poids prises lors des relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

Relevé	Année	N mâles	N femelles	N indéterminé
SYN HS	2005	315	310	2633
SYN HS	2007	622	613	0
SYN HS	2009	536	590	11
SYN HS	2011	515	523	0
SYN HS	2013	455	457	0
SYN HS	2015	319	341	0
SYN HS	2017	366	350	0
SYN QCS	2003	427	406	0
SYN QCS	2004	346	358	0
SYN QCS	2005	2	1	1179
SYN QCS	2007	439	359	0
SYN QCS	2009	263	281	0
SYN QCS	2011	427	478	0
SYN QCS	2013	476	565	0
SYN QCS	2015	458	503	0
SYN QCS	2017	255	311	0
SYN WCVI	2004	352	374	0
SYN WCVI	2006	662	747	0
SYN WCVI	2008	301	306	0
SYN WCVI	2010	565	536	0
SYN WCVI	2012	402	402	0
SYN WCVI	2014	424	475	0
SYN WCVI	2016	369	469	0

Tableau C.3. Nombre (N) de maturité enregistrées lors des relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

Relevé	Année	N mâles	N femelles
SYN HS	2005	19	17
SYN HS	2007	622	613
SYN HS	2009	470	533
SYN HS	2011	514	521
SYN HS	2013	455	455
SYN HS	2015	319	341
SYN HS	2017	309	293
SYN QCS	2003	427	406
SYN QCS	2004	348	359
SYN QCS	2005	2	1
SYN QCS	2007	440	361
SYN QCS	2009	204	218
SYN QCS	2011	330	332
SYN QCS	2013	287	329
SYN QCS	2015	370	408
SYN QCS	2017	189	242
SYN WCVI	2004	353	377
SYN WCVI	2006	663	747
SYN WCVI	2008	298	302
SYN WCVI	2010	407	363
SYN WCVI	2012	344	346
SYN WCVI	2014	424	475
SYN WCVI	2016	368	469

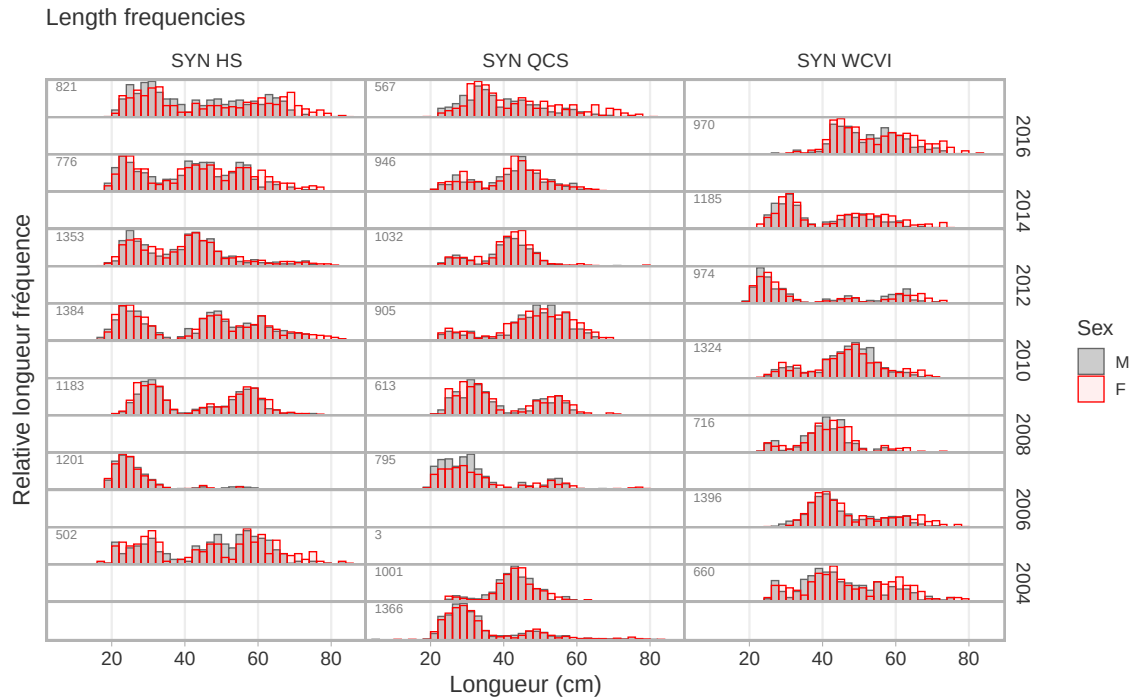


Figure C.1. Fréquences de longueur de la morue du Pacifique prises lors des relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI). Il convient de noter que seuls les spécimens mâles et femelles sont représentés sur le graphique.

C.2 DONNÉES DE LA PÊCHE COMMERCIALE

Nous avons extrait de la base de données GFBio les données sur la longueur et le poids communiquées par les chalutiers commerciaux en utilisant les critères suivants :

1. SPECIES_CODE = 222 : morue du Pacifique.
2. TRIP_SUB_TYPE_CODE = 1 ou 4 : 1 = sans observateur, au pays; 4 = avec observateur, au pays.
3. GEAR_CODE = 1 : Chalut de fond.
4. SAMPLE_TYPE_CODE = 1, 2, 6, 7, ou 8 : inclure seulement les échantillons qui sont de type « aléatoire » ou « total ».
5. SPECIES_CATEGORY_CODE = NULL, 1, 3, 5, 6, ou 7 : pour éliminer les échantillons triés selon des critères inconnus.
6. SAMPLE_SOURCE_CODE = NULL, 1, 2, 3 : pour extraire les échantillons triés et non triés, mais en retirer les échantillons de contenus stomacaux.
7. « SAMPLE_ID » pas en 173726, 173740, 191471, 184243, 184159, 215903 ou 223726; ces échantillons ont été codés comme étant de la morue du Pacifique, mais la composition selon la taille ne correspond pas à l'espèce. Ces échantillons ont donc été exclus du reste de l'analyse.
8. Année de pêche : Du 1er avril au 31 mars d'après trip_start_date.
9. Trimestre : mois 4-6 = 1, mois 7-9 = 2, mois 10-12 = 3, mois 1-3 = 4.

Un récapitulatif du nombre de poissons mesurés par année, relevé et sexe est fourni dans les tableaux C.4 et C.5. Les fréquences selon la longueur dans les pêches commerciales sont indiquées sur la figure C.2.

Tableau C.4. Nombre (N) de mesures de longueur prises dans la pêche commerciale au chalut dans la zone 5ABCD.

Zone	Année	N mâles	N femelles	N indéterminé
5ABCD	1962	97	110	374
5ABCD	1972	0	0	523
5ABCD	1973	44	35	1325
5ABCD	1977	39	44	0
5ABCD	1978	102	107	0
5ABCD	1979	27	37	0
5ABCD	1980	265	230	0
5ABCD	1981	239	326	4880
5ABCD	1982	118	123	5193
5ABCD	1983	0	0	1839
5ABCD	1987	283	324	382
5ABCD	1990	355	395	0
5ABCD	1991	754	755	1672
5ABCD	1993	0	6	3
5ABCD	1996	53	62	0
5ABCD	1997	46	49	484
5ABCD	1998	33	40	2724
5ABCD	1999	0	0	2293
5ABCD	2000	0	0	187
5ABCD	2001	23	24	1359
5ABCD	2002	0	0	4682
5ABCD	2003	24	40	6349
5ABCD	2004	0	0	13407
5ABCD	2005	0	0	11719
5ABCD	2006	0	0	8183
5ABCD	2007	0	0	3617
5ABCD	2008	0	0	1501
5ABCD	2009	0	0	2851
5ABCD	2010	360	436	7220
5ABCD	2011	65	79	4255
5ABCD	2012	1	4	3793
5ABCD	2013	0	0	4723
5ABCD	2014	0	0	3416
5ABCD	2015	0	0	2907
5ABCD	2016	0	0	380
5ABCD	2017	27	29	0

Tableau C.5. Nombre (N) de mesures de longueur prises dans la pêche commerciale au chalut dans la zone 3CD.

Zone	Année	N mâles	N femelles	N indéterminé
3CD	1973	0	0	628
3CD	1974	0	0	698
3CD	1982	0	0	6798
3CD	1988	1503	1381	0
3CD	1996	76	98	0
3CD	1999	0	0	271
3CD	2000	0	0	281
3CD	2001	0	0	2688
3CD	2002	28	21	1689
3CD	2003	0	0	2235
3CD	2004	0	0	5627
3CD	2005	0	0	5555
3CD	2006	0	0	1099
3CD	2007	0	0	557
3CD	2008	0	0	715
3CD	2009	0	0	1866
3CD	2010	0	0	2198
3CD	2011	54	85	2900
3CD	2012	0	0	2065
3CD	2013	0	0	1679
3CD	2014	0	0	1291
3CD	2015	0	0	1233
3CD	2016	0	0	311

Length frequencies

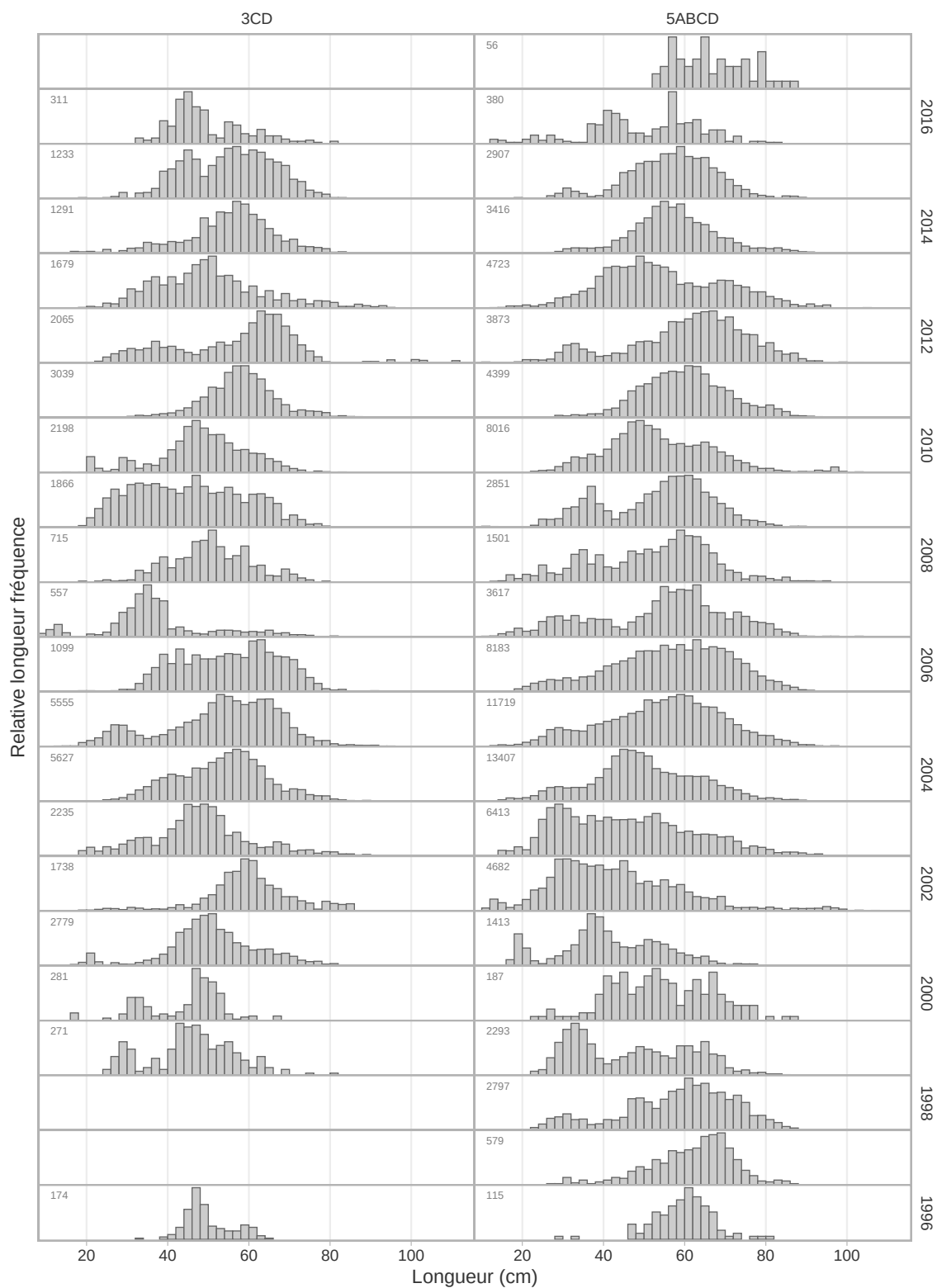


Figure C.2. Fréquences selon la longueur de la morue du Pacifique prises dans la pêche commerciale au chalut. Par souci de clarté, seules les longueurs depuis 1996 sont indiquées.

C.3 ÉCHANTILLONS D'ÂGE

L'âge de la morue du Pacifique est difficile à déterminer en raison de l'incohérence des marques annuelles, surtout au cours des premières années de vie (Beamish 1981, Johnston and Anderl 2012, Kastelle et al. 2017). Une récente étude de validation fondée sur la microchimie des otolithes de la morue du Pacifique de l'Alaska a révélé que la détermination visuelle de l'âge des otolithes entraînait une forte probabilité de sur-vieillir les poissons âgés de 3 à 4 ans. En effet, les lecteurs ont du mal à distinguer les anneaux de croissance (zones translucides) des annuli (Kastelle et al. 2017). En raison des grandes difficultés que pose l'interprétation des modèles de croissance des otolithes de la morue du Pacifique de la Colombie-Britannique, nous avons déterminé ici l'âge des poissons en utilisant des coupes des rayons des nageoires dorsales, bien que cette méthode ne soit pas validée (Beamish 1981). La détermination de l'âge à partir des coupes des rayons de nageoires exige beaucoup de ressources, car les nageoires doivent être séchées, sectionnées et montées dans de la résine avant la lecture. C'est pourquoi on n'a pas régulièrement déterminé l'âge des morues du Pacifique pour les populations de la Colombie-Britannique.

En 2012, une demande dans ce sens a été présentée, à partir des rayons de nageoires dorsales recueillis lors des récents relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte et sur la côte ouest de l'île de Vancouver. Au total, on a déterminé l'âge de 2847 rayons de nageoires, couvrant les années 2007, 2009, 2011 pour le SYN HS, 2011 pour le SYN QCS et 2006, 2008 et 2010 pour le SYN WCVI. Un récapitulatif du nombre de poissons dont l'âge a été déterminé, par année, relevé et sexe, est fourni dans le tableau C.6. Les proportions à chaque âge sont indiquées sur la figure C.3. En raison des difficultés d'interprétation des annuli pour la morue du Pacifique, un deuxième lecteur a procédé à la lecture d'un sous-ensemble des rayons de nageoires. Il y a ainsi eu 162 lectures secondaires pour la zone 5CD et 57 pour la zone 3CD. Les résultats ont montré que les lectures de précision différaient parfois de la lecture primaire d'une année ou plus, particulièrement pour les poissons plus âgés (figure C.4).

Étant donné les petites plages d'années pour lesquelles on dispose de l'âge des poissons, ces données ne sont pas suffisantes pour appuyer un modèle d'évaluation des stocks structuré selon l'âge. Toutefois, elles peuvent servir à estimer les paramètres de croissance et de maturité et peuvent être utiles pour visualiser les compositions probables selon l'âge dans les données sur les prises commerciales.

Tableau C.6. Nombres (N) d'otolithes dont l'âge a été déterminé pour les relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

Relevé	Année	N mâles	N femelles
SYN HS	2007	143	143
SYN HS	2009	191	194
SYN HS	2011	292	286
SYN QCS	2011	179	175
SYN WCVI	2006	273	305
SYN WCVI	2008	157	156
SYN WCVI	2010	209	184

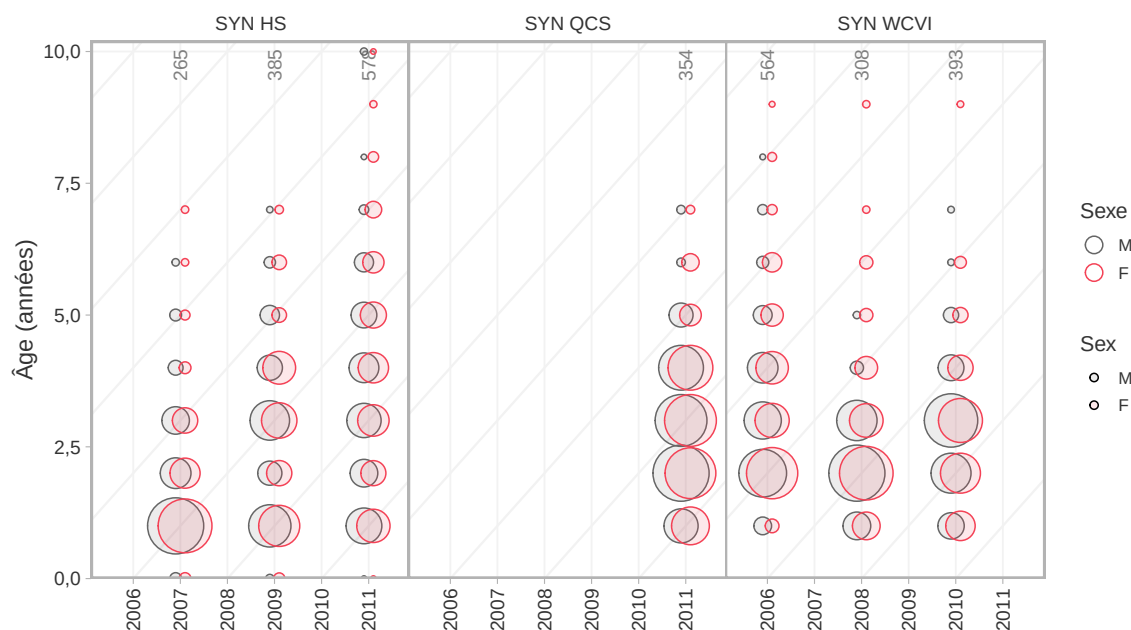


Figure C.3. Proportions selon l'âge des poissons dont l'âge a été déterminé pour les relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI). Cercles gris = mâles. Cercles rouges = femelles.

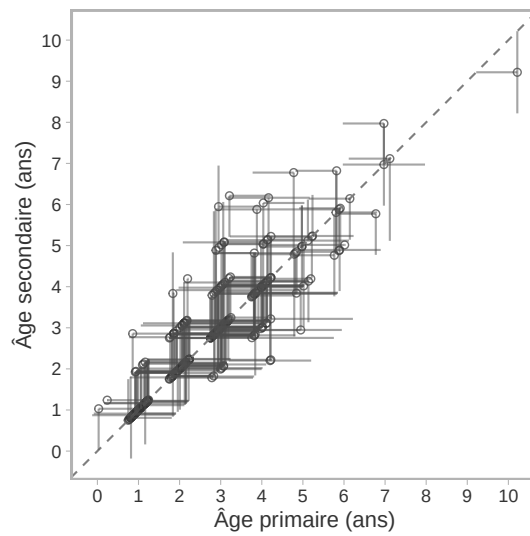


Figure C.4. Précision de la détermination de l'âge pour la morue du Pacifique. Chaque point et hachure représente un poisson individuel dont l'âge a été déterminé deux fois. L'axe des x représente l'âge et l'intervalle de confiance consignés par le lecteur principal. L'axe des y représente l'âge et l'intervalle de confiance consignés par le deuxième lecteur. La ligne diagonale tiretée représente un parfait accord un à un entre les deux lectures de l'âge. On a ajouté une petite quantité de fluctuation aléatoire aux deux axes pour en améliorer la précision de lecture.

C.4 PARAMÈTRES DE CROISSANCE

On a estimé les paramètres de croissance en ajustant la fonction de croissance de von Bertalanffy aux données sur l'âge et la longueur :

$$L_s = L_{\infty,s} \left(1 - e^{-k_s(a_s - a_{0,s})} \right) \quad (\text{C.1})$$

où $L_{\infty,s}$, k_s et $a_{0,s}$ sont les paramètres de l'équation propres au sexe, et L_s et a_s sont les observations jumelées de la longueur (L) et de l'âge (a) tirées des relevés synoptiques (tableaux C.1 et C.6). Nous avons permis une erreur d'observation log-normale.

Le modèle a été ajusté aux données des sexes combinés pour : a) tous les échantillons jumelés âge-longueur; b) les échantillons âge-longueur du détroit d'Hécate et du bassin de la Reine-Charlotte; c) les échantillons âge-longueur de la côte ouest de l'île de Vancouver (figures C.5 et C.6; tableau C.7). Les échantillons du détroit d'Hécate et du bassin de la Reine-Charlotte ont été combinés parce qu'il n'y a eu qu'une année d'observations de l'âge (2011) pour le bassin de la Reine-Charlotte (tableau C.6). Nous avons échantillonné les distributions conjuguées a posteriori de chaque modèle avec Stan (Carpenter et al. 2017, Stan Development Team 2018) en utilisant quatre chaînes et 2 000 itérations par chaîne, en rejetant la première moitié de chacune comme échauffement. Nous avons placé les valeurs a priori uniformes limitées à zéro sur k , L_{∞} et σ (écart-type de l'observation log-normale), et une valeur a priori uniforme sur a_0 .

Tableau C.7. Coefficients de croissance de von Bertalanffy pour la morue du Pacifique dans les relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI). Le modèle de la zone 5ABCD a utilisé les paramètres indiqués pour le SYN HS et le SYN QCS. Le modèle de la zone 3CD a utilisé les paramètres indiqués pour le SYN WCVI.

Relevés	Terme	Estimation	Conf.inf.	Conf.sup.
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	k	0.21	0.19	0.23
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	L_{∞}	90.64	86.43	95.55
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	a_0	-0.77	-0.84	-0.70
SYN HS, SYN QCS	k	0.19	0.17	0.22
SYN HS, SYN QCS	L_{∞}	95.71	89.61	103.58
SYN HS, SYN QCS	a_0	-0.81	-0.91	-0.73
SYN WCVI	k	0.25	0.21	0.29
SYN WCVI	L_{∞}	82.80	77.60	89.89
SYN WCVI	a_0	-0.67	-0.85	-0.53

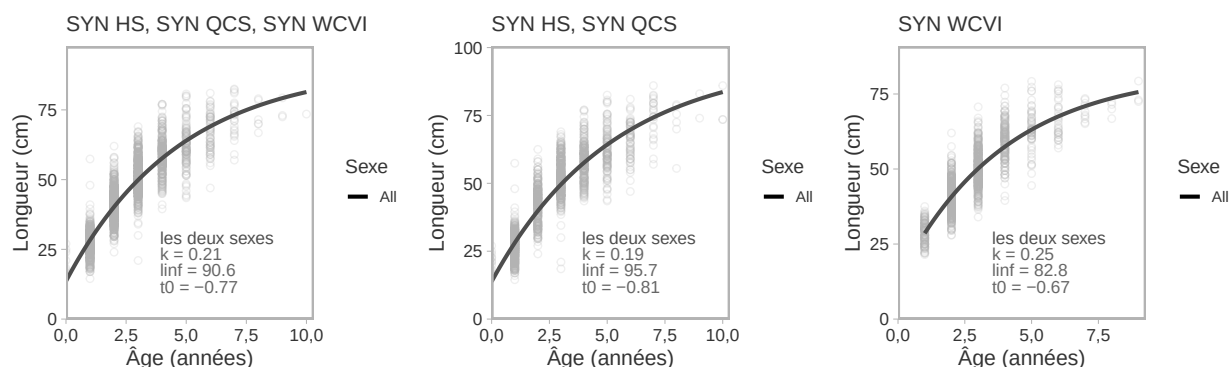


Figure C.5. Ajustements du modèle de l'âge selon la longueur. La courbe de croissance de l'âge selon la longueur est un modèle de von Bertalanffy. Le texte dans les graphiques montre les estimations des paramètres et les points représentent les données pour les poissons individuels.

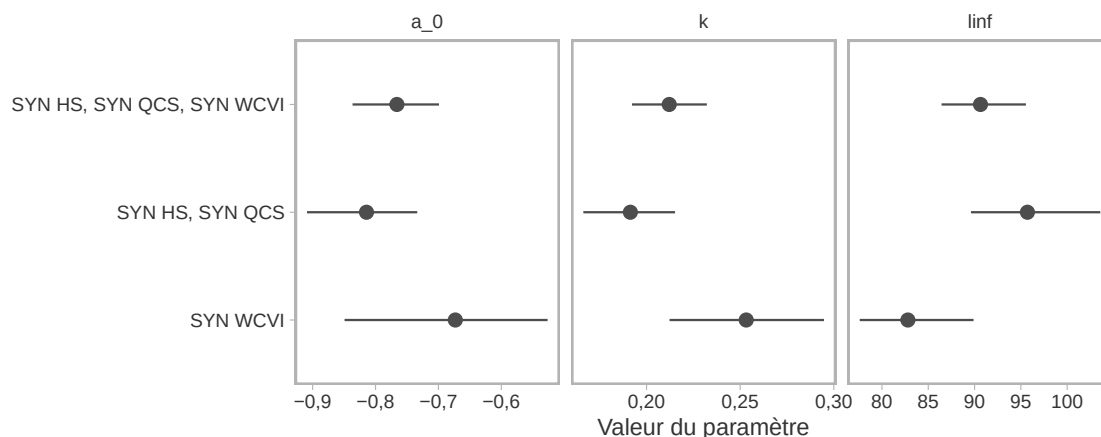


Figure C.6. Estimations de coefficients du modèle de von Bertalanffy.

Les estimations du taux de croissance de von Bertalanffy k étaient plus élevées dans le relevé sur la COIV ($k = 0,25 \text{ y}^{-1}$) que celles de k dans les relevés combinés du détroit d'Hécate et du bassin de la Reine-Charlotte ($k = 0,19 \text{ y}^{-1}$) et de tous les relevés combinés ($k = 0,21 \text{ y}^{-1}$) (tableau C.7). Les évaluations des stocks de 2013 pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte (Forrest et al. 2015) ont utilisé les mêmes paramètres de croissance que ceux employés dans l'évaluation de 2004 pour le détroit d'Hécate ($L_{\infty} = 89,48 \text{ cm}$; $k = 0,307 \text{ y}^{-1}$ et $a_0 = -0,116 \text{ y}$ (Sinclair and Starr 2005)). Ces valeurs avaient été indiquées par Westrheim (1996) pour le stock de la COIV, d'après les analyses des données sur la fréquence des longueurs (Foucher and Fournier 1982). Westrheim (1996) avait en fait présenté un taux de croissance plus faible pour le stock du détroit d'Hécate, $k = 0,203 \text{ y}^{-1}$.

Les résultats actuels pour le détroit d'Hécate (tableau C.7) sont conformes aux paramètres indiqués par Westrheim (1996). On peut en déduire que le taux de croissance utilisé dans les modèles de type différence-délai de Forrest et al. (2015) et Sinclair and Starr (2005) était peut-être trop élevé pour le stock du détroit d'Hécate. Les modèles du scénario de référence actuels utilisent donc les paramètres de croissance indiqués dans le tableau C.7, c.-à-d. "SYN HS, SYN QCS" pour la zone 5ABCD et "SYN WCVI" pour la zone 3CD.

Les paramètres de longueur-poids (équation C.2) ont été estimés à l'aide des données jumelées de longueur et de poids provenant des relevés synoptiques.

$$W_s = \alpha_s L_s^{\beta_s} \quad (\text{C.2})$$

où α_s et β_s sont les paramètres de l'équation propres au sexe et où L_s et W_s sont les observations jumelées de la longueur (L) et du poids (W) des relevés synoptiques (tableaux C.1 et C.2). En ce qui concerne les paramètres de croissance, l'équation C.2 a été évaluée à l'aide des données de tous les relevés combinés; des relevés HS-QCS combinés; et du relevé WCVI (figures C.7 et C.8, tableau C.8). Les modèles correspondaient à des régressions linéaires solides : $\ln(W_s) = \ln(a) + b \cdot \ln(L_s)$ avec un estimateur M (Venables and Ripley 2002). Nous avons choisi des modèles linéaires solides plutôt que des modèles linéaires avec une erreur à distribution normale pour réduire l'influence d'un petit nombre de spécimens aberrants.

Tableau C.8. Coefficients longueur-poids pour la morue du Pacifique dans les relevés synoptiques effectués dans le détroit d'Hécate (SYN HS), le bassin de la Reine-Charlotte (SYN QCS) et sur la côte ouest de l'île de Vancouver (SYN WCVI).

Relevés	Sexe	Terme	Estimation	Conf.inf.	Conf.sup.
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Mâle et Femelle	$\ln(\alpha_s)$	-11,90	-11,91	-11,89
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Mâle et Femelle	β_s	3,11	3,11	3,12
SYN HS, SYN QCS	Mâle et Femelle	$\ln(\alpha_s)$	-11,91	-11,92	-11,90
SYN HS, SYN QCS	Mâle et Femelle	β_s	3,11	3,11	3,12
SYN WCVI	Mâle et Femelle	$\ln(\alpha_s)$	-11,78	-11,80	-11,76
SYN WCVI	Mâle et Femelle	β_s	3,08	3,08	3,09

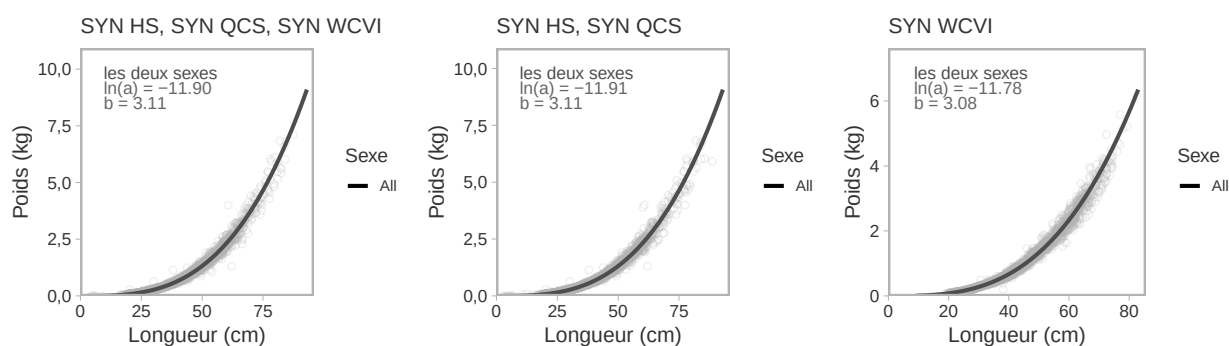


Figure C.7. Ajustements du modèle longueur-poids. Le texte dans les graphiques montre les estimations des paramètres et les points représentent les données pour les poissons individuels.

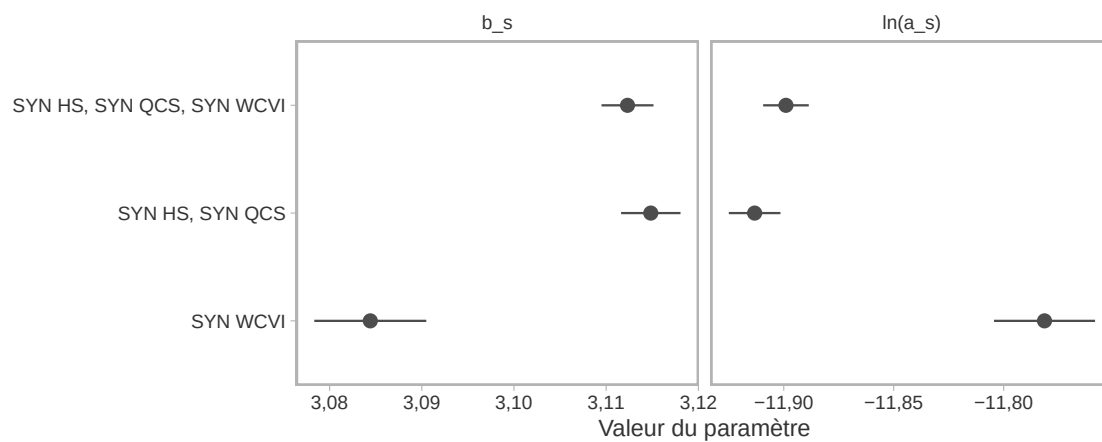


Figure C.8. Coefficients des ajustements du modèle longueur-poids.

C.5 PARAMÈTRES DE LA MATURITÉ

La maturité de la morue du Pacifique est évaluée par une inspection visuelle des gonades, qui permet d'attribuer un code à la maturité selon le stade de maturité pour les gadidés. Les poissons sont évalués comme relevant de l'un des six états suivants : 1.immature; 2.en cours de maturation; 3.mature (repos); 4.mature; 5.mature (guai); et 6.mature (plein). Pour pouvoir l'ajuster à une courbe logistique, on a attribué à la maturité un code binaire, où les poissons dont les gonades présentent un code de maturité de 3 ou plus étaient définis comme matures (maturité attribuée 1), et les poissons dont les gonades présentent un code de 1 ou 2 étaient définis comme immatures (maturité attribuée 0).

Nous avons ajusté les ogives de la maturité en tant que régressions logistiques de la maturité (mature par rapport à immature) selon la longueur ou l'âge :

$$y_i \sim \text{Binomial}(\pi_i) \quad (\text{C.3})$$

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 F_i + \beta_3 x_i F_i \quad (\text{C.4})$$

où y_i représente un 1 si le poisson i est considéré comme étant mature et un 0 si le poisson i est considéré comme étant immature. Les paramètres β représentent les coefficients estimés, x_i l'âge du poisson i et F_i un prédicteur binaire qui a la valeur 1 si le poisson est une femelle et 0 si le poisson est un mâle. La variable π_i représente la probabilité prévue que le poisson i soit mature. Nous pouvons ensuite calculer l'âge à 50 % de maturité comme suit : $-(\log(1/0.5) - 1) + \beta_0)/\beta_1$ ou $-(\log(1) + \beta_0)/\beta_1$ pour les mâles et $-(\log(1) + \beta_0 + \beta_2)/(\beta_1 + \beta_3)$ pour les femelles.

Les paramètres estimés sont fournis dans les tableaux C.10 et C.9, ainsi que sur la figure C.10. Les ogives de la maturité estimée sont présentées sur la figure C.9.

D'après les résultats, l'âge de 3 ans pourrait être une hypothèse plus appropriée pour la maturité en lame de couteau que l'âge de 2 ans.

Tableau C.9. Coefficients des ogives de la maturité par régression logistique.

Relevé	Terme	Estimation	Conf.inf.	Conf.sup.
SYN HS, SYN QCS	Ordonnée à l'origine mâle: β_0	-3,83	-4,35	-3,31
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Ordonnée à l'origine mâle: β_0	-4,68	-5,16	-4,20
SYN WCVI	Ordonnée à l'origine mâle: β_0	-6,58	-7,61	-5,56
SYN HS, SYN QCS	Ordonnée à l'origine femelle: $\beta_0 + \beta_2$	-3,47	-3,97	-2,98
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Ordonnée à l'origine femelle: $\beta_0 + \beta_2$	-4,47	-4,93	-4,01
SYN WCVI	Ordonnée à l'origine femelle: $\beta_0 + \beta_2$	-6,93	-7,95	-5,90
SYN HS, SYN QCS	Pente mâle: β_1	1,47	1,27	1,66
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Pente mâle: β_1	1,58	1,41	1,75
SYN WCVI	Pente mâle: β_1	2,04	1,70	2,39
SYN HS, SYN QCS	Pente femelle: $\beta_1 + \beta_3$	1,47	1,27	1,66
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Pente femelle: $\beta_1 + \beta_3$	1,58	1,41	1,74
SYN WCVI	Pente femelle: $\beta_1 + \beta_3$	2,15	1,81	2,49

Tableau C.10. Estimations de l'âge à 50% de maturité d'après les ogives de la maturité par régression logistique.

Relevé	Sexe	Âge à 50% maturité estimé
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Femelle	2,8
SYN HS, SYN QCS, SYN WCVI	Mâle	3,0
SYN HS, SYN QCS	Femelle	2,4
SYN HS, SYN QCS	Mâle	2,6
SYN WCVI	Femelle	3,2
SYN WCVI	Mâle	3,2

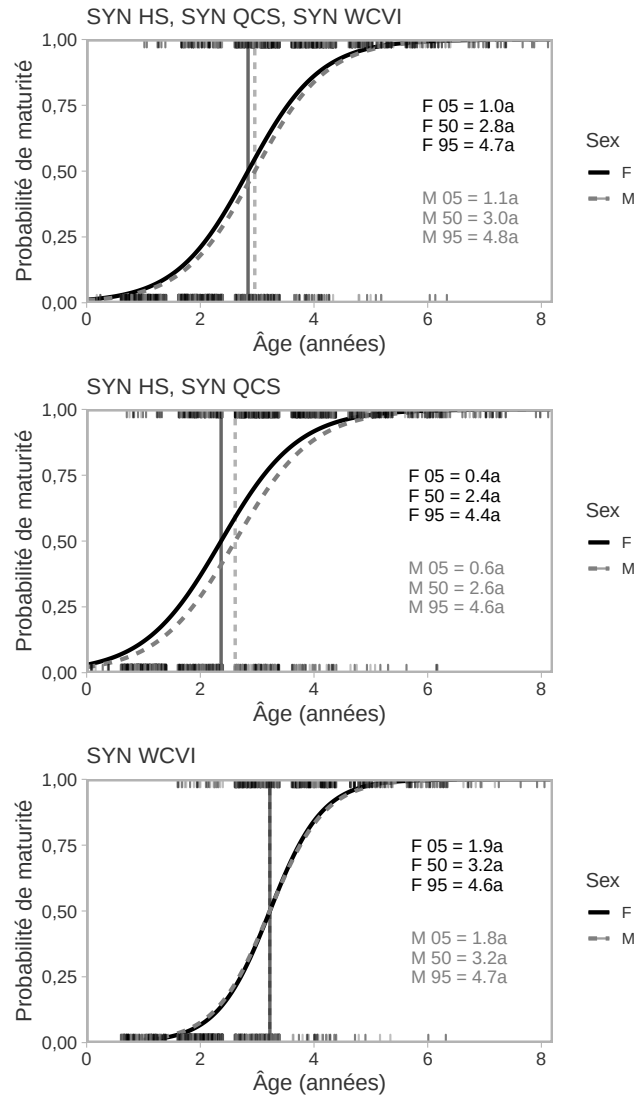


Figure C.9. Ogives de l'âge à maturité. Les ogives de la maturité sont ajustées en tant que régressions logistiques aux spécimens de poissons individuels, qui sont classés comme étant matures ou non matures. Les lignes noires pleines représentent les ajustements aux poissons femelles et les lignes grises tiretées représentent les ajustements aux poissons mâles. Les lignes verticales indiquent l'âge ou la longueur estimés à 50% de maturité. Le texte dans les graphiques indique l'âge et la longueur estimés à 5, 50 et 95% de maturité pour les femelles (F) et les mâles (M). Les traits courts le long du haut et du bas de chaque graphique représentent jusqu'à 1 500 poissons choisis au hasard, avec une petite fluctuation aléatoire pour aider à différencier les poissons individuels.

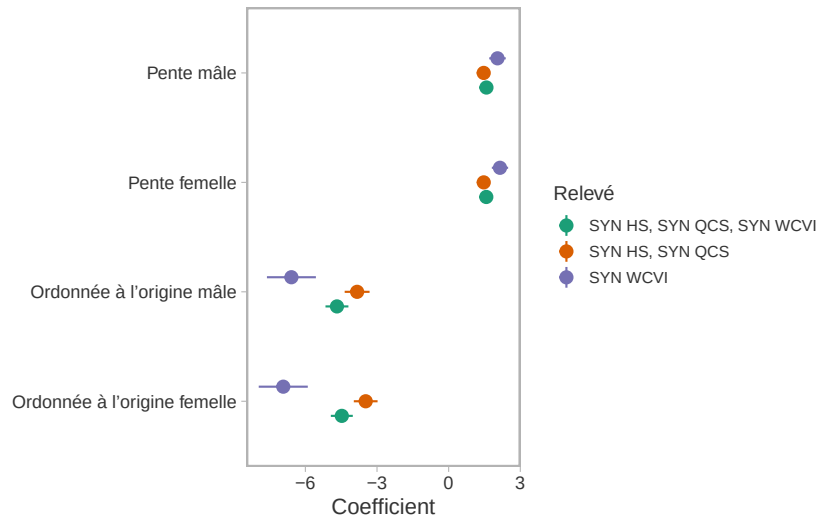


Figure C.10. Coefficients réorganisés à partir des ogives de la maturité par régression logistique (p. ex. Ordonnée à l'origine femelle = $\beta_0 + \beta_2$). Les paramètres sont dans l'espace logit ou des probabilités logarithmiques. L'interception fait référence aux probabilités logarithmiques de la maturité pour un poisson théorique de 0 an.

C.6 MOYENNE DU POIDS MOYEN ANNUEL DANS LES PRISES COMMERCIALES

Le calcul du poids moyen annuel a été effectué selon les étapes suivantes. Les mêmes étapes ont été appliquées dans les zones 3CD et 5ABCD. La même relation longueur-poids a été utilisée pour tous les trimestres, mais elle diffèrait selon la zone. Pour la zone 3CD, les valeurs des paramètres de poids-longueur utilisées sont les suivantes : $\alpha = 7,65616e - 06$ et $\beta = 3,08$; pour la zone 5ABCD : $\alpha = 6,79e - 06$ et $\beta = 3,11$.

Étape 1. Convertir la longueur individuelle (l_i) dans chaque ID d'échantillon (j) en poids (w_i) :

$$W_i = a^q L_i^{b^q} \quad (C.5)$$

où a^q et b^q sont des paramètres de longueur-poids constants.

Étape 2. À partir de l'ensemble de données sélectionné, calculer le poids moyen (W_j) pour chaque ID d'échantillon (j) :

$$W_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_j} w_{i,j}}{N_j} \quad (C.6)$$

où N_j est le nombre de poids en w_{ij} dans l'ID d'échantillon (j).

Étape 3. Calculer ensuite le poids moyen (W_s) pour chaque trimestre séquentiel, pondéré par le poids de l'échantillon de la morue du Pacifique (S_j) dans chaque ID d'échantillon (j). Si le poids de l'échantillon a été consigné dans les données, il est utilisé. Sinon, on utilise la somme des poids calculés à partir de l'échantillon :

$$W_s = \frac{\sum_{j=1}^{K_s} W_{j,s} S_{j,s}}{\sum_{j=1}^{K_s} S_{j,s}} \quad (C.7)$$

où K_j est le nombre d'ID d'échantillon (j) dans le trimestre séquentiel (s), où le trimestre séquentiel est un identificateur unique pour chaque trimestre dans la série chronologique.

Étape 4. Calculer le poids moyen (W_f) pour une année de pêche en faisant la moyenne du poids moyen trimestriel pondéré par les prises commerciales de morue du Pacifique (C_s) au cours du trimestre séquentiel (s) :

$$W_f = \frac{\sum_{s=1}^4 W_s C_s}{\sum_{s=1}^4 C_s} \quad (C.8)$$

ANNEXE D. MODÈLE DE TYPE DIFFÉRENCE-DÉLAI

La dernière évaluation de la morue du Pacifique dans les zones 5AB et 5CD a utilisé un modèle de type différence-délai (Forrest et al. 2015). Un modèle de type différence-délai est essentiellement un modèle combiné structuré selon l'âge, assujéti à certaines hypothèses des modèles selon l'âge. La structure en différence-délai suit les effets du recrutement, de la survie et de la croissance sur la biomasse, sans nécessiter un cadre entièrement structuré selon l'âge. On utilise des équations de différences, qui permettent un délai entre le frai et le recrutement, pour construire le modèle de population en pas de temps annuels discrets; dans ce modèle, la biomasse survivante pour l'année suivante est prévue à partir de la biomasse qui a survécu l'année précédente, après un ajustement en fonction de la croissance et l'ajout du recrutement. L'un des avantages des modèles de type différence-délai par rapport aux modèles de production plus simples est qu'ils ne supposent pas un recrutement constant au fil du temps.

Les principales hypothèses du modèle de type différence-délai sont les suivantes :

- La croissance du poids corporel moyen W_a suit la relation linéaire décrite par l'équation de Ford-Walford, $W_a = \alpha_g + \rho W_{a-1}$, où W_a est dérivé des paramètres de croissance de von Bertalanffy;
- Une sélectivité en lame de couteau, où tous les poissons âgés de k et plus sont également vulnérables aux engins de pêche, et une maturité en lame de couteau à l'âge de k ;
- Une mortalité M constante selon l'âge.

Le modèle de type différence-délai combine toutes les équations nécessaires pour décrire complètement la structure selon l'âge de la population en équations pour les nombres totaux (N_t) et la biomasse (B_t) au temps t :

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

et

$$N_t = S_{t-1} N_{t-1} + R_t \quad (\text{D.2})$$

où S est la survie, donnée par la formule

$$S_t = e^{-(M+F_t)} \quad (\text{D.3})$$

où M est le taux de mortalité naturelle; F est le taux estimé de mortalité par pêche instantanée; α_g et ρ_g sont l'interception et la pente de l'équation de Ford-Walford pour tous les âges $> k$, où k est l'âge auquel on présume que les poissons deviennent entièrement vulnérables à la pêche; w_k est le poids à k ; et R_t est la fonction présumée stock-recrutement, ici contrainte pour être conforme à une fonction de Beverton-Holt, a et b étant les constantes de cette équation (éq. D.21). Pour les stocks des zones 5ABCD et 3CD, on suppose que le recrutement dans la pêche, le relevé et le stock reproducteur se fait à l'âge de 2 ans (c.-à-d. $k = 2$ y), conformément aux hypothèses formulées dans Sinclair et al. (2001), Sinclair and Starr (2005) et Forrest et al. (2015).

La liste des paramètres du modèle est fournie dans le tableau D.1. Les équations d'équilibre et dynamiques sont présentées dans les sections D.7 et D.8. Les paramètres de variance et les composantes de la fonction objective sont indiqués dans la section D.8. Les paramètres avancés estimés sont indiqués en caractères gras dans le tableau D.1. Les valeurs fixes des paramètres et les distributions de probabilité a priori sont données dans la description des modèles du scénario de référence (section 5).

Pour éviter l'hypothèse selon laquelle les stocks étaient à l'équilibre en 1956, Forrest et al. (2015) ont utilisé la même approche qu'un modèle structuré selon l'âge pour initialiser les nombres la première année. Nous avons repris la même approche ici (éq. D.15).

De 1956 à 2017, les recrutements annuels avec correction du biais ont été estimés comme le produit d'un recrutement non exploité moyen estimatif (R_0 , estimé dans l'espace logarithmique) et des écarts logarithmiques annuels du recrutement avec correction du biais (ω_t), qui étaient faiblement contraints à une distribution normale avec $\omega_t \sim \mathcal{N}(0, 2^2)$. On a utilisé $\ln(R_0)$ et un vecteur estimé de huit années d'écarts logarithmique (âge 3–âge 10; $\omega_{t_{init}}$) pour remplir la première année de la matrice des nombres selon l'âge, et la mortalité naturelle pour calculer la survie (éq. D.15). On a ensuite calculé le nombre de poissons la première année comme la somme des nombres selon l'âge la première année (éq. D.16). Pour les années 1957 à 2013, le nombre annuel de poissons (N_t) a été calculé à l'aide de la formule (éq. D.16). La biomasse la première année a été calculée comme la somme sur l'âge du produit des nombres selon l'âge et du poids selon l'âge (éq. D.17, ce dernier étant dérivé des paramètres de croissance de von Bertalanffy (tableau D.1)). On a appliqué des équations de différence-délai pour calculer la biomasse annuelle (B_t) pour les années 1957 à 2014 (éq. D.17), le recrutement étant donné par la formule (éq. D.21). Les anomalies du recrutement logarithmique pour l'année de projection 2018 ont été tirées d'une distribution normale, $\omega_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_R^2)$.

D.1 CONDITIONNEMENT DU MODÈLE

Les modèles ont été ajustés aux données sur les prises observées, aux données sur le poids moyen observé et aux indices de l'abondance indépendants et dépendants de la pêche.

D.2 COMPOSANTES DE LA FONCTION OBJECTIVE

La fonction objective du modèle de type différence-délai comportait cinq composantes principales :

- la log-vraisemblance négative des données sur l'abondance relative;
- la log-vraisemblance négative des données sur les prises;
- la log-vraisemblance négative des données sur le poids moyen;
- les distributions a priori des paramètres du modèle;
- deux fonctions de pénalité qui : (1) limitent les estimations du recrutement annuel pour la conformer à une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt (éq. D.21); et (2) contraignent faiblement les écarts logarithmiques du recrutement à une distribution normale ($\sim \mathcal{N}(0, 2)$).

Les essais ont montré que le modèle est insensible aux modifications des paramètres de la fonction de pénalité, et donc que les autres composantes de la vraisemblance et les distributions de probabilité a priori étaient les éléments principaux de la fonction objective.

D.3 INDICES DE L'ABONDANCE

Les indices de l'abondance indépendants et dépendants de la pêche (annexes A et B) ont été traités comme des indices de l'abondance relative, présumés directement proportionnels à la

biomasse, avec des erreurs log-normales. Le paramètre de mise à l'échelle du relevé (capturabilité) q_j pour chaque relevé j a été traité comme un paramètre incertain, en utilisant l'estimation de la densité a posteriori maximale (DPM) conditionnelle de q_j dans la fonction objective (éq. D.29, où le paramètre j_z représente l'estimation de la probabilité maximale de $\ln(j_q)$, conditionnelle sur les autres paramètres du modèle, n_j étant le nombre d'observations dans l'indice j (Walters and Ludwig 1994) (éq. D.26–D.28).

D.4 DONNÉES SUR LES PRISES

Le modèle a été conditionné sur les prises totales, et les taux logarithmiques annuels de mortalité par pêche ont été estimés directement pour la pêche au chalut de fond. Les taux estimés de mortalité par pêche (F_t) ont ensuite été utilisés pour prédire les prises à l'aide de l'équation des prises de Baranov (éq. D.26). On a supposé que les résidus logarithmiques (éq. D.30) avaient une distribution normale, avec un écart-type fixe σ_C (éq. D.31).

D.4.1 POIDS MOYEN

On a calculé le poids moyen annuel prévu ($\hat{W}_t$) selon la formule (éq. D.20). On a supposé que les résidus logarithmiques (éq. D.32) avaient une distribution normale, avec un écart-type fixe σ_W (éq. D.33).

D.5 RECRUTEMENT

Le recrutement annuel avec correction du biais (éq. D.21) a été estimé comme le produit du recrutement non exploité moyen estimé (R_0) et des écarts annuels estimés (ω_t), les deux paramètres étant estimés dans l'espace logarithmique. On a supposé que les recrues prévues ($\hat{R}_t$) provenaient de la fonction stock-recrutement de Beverton-Holt. On a supposé que les résidus logarithmiques du recrutement (éq. D.34) avaient une distribution normale, avec un écart-type fixe σ_R (éq. D.35).

Sinclair and Starr (2005) ont inclus une corrélation environnementale dans la relation stock-recrutement, reliant les anomalies du recrutement et celles du niveau de la mer à Prince Rupert (d'après Sinclair and Crawford (2005)). Sinclair and Starr (2005) indiquent que l'effet de l'inclusion de la corrélation environnementale a généré très peu de différence dans les estimations de la biomasse. Des analyses inédites des auteurs de la présente évaluation donnent à penser que les estimations modélisées de la biomasse et du recrutement ont été le plus fortement influencées par les données sur les prises et le poids moyen annuel dans la pêche commerciale; et que l'intégration d'un paramètre reliant la fonction stock-recrutement à une série chronologique actualisée des données sur le niveau de la mer à Prince Rupert ajustées en fonction de la pression atmosphérique (Forrest et al. (2015), leur figure 55) a simplement décalé les anomalies estimées du recrutement, ce qui a donné des estimations presque identiques de la biomasse et des recrues. C'est pourquoi les données sur le niveau de la mer à Prince Rupert ne sont pas prises en compte pour la zone 5ABCD.

D.6 COMPOSANTES DE LA VARIANCE ET PONDÉRATION DES DONNÉES DE L'INDICE

Les composantes de la variance du modèle de type différence-délai appliquées dans le cadre de modélisation ISCAM (Martell et al. 2011) ont été séparées selon une méthode des erreurs sur les variables. Le paramètre de variance clé est l'inverse de la variance totale ϑ^{-2} (c.-à-d. de la précision totale). Ce paramètre peut être fixe ou estimé, et était fixe ici. La variance totale est répartie entre les composantes d'erreur due à l'observation et d'erreur due au traitement par le paramètre de modèle ρ , qui représente la proportion de la variance totale attribuable à une erreur d'observation (Punt and Butterworth 1993, Deriso et al. 2007).

L'équation pour la composante d'erreur d'observation de la variance totale (σ_O) est donnée dans l'éq. D.22, et le terme de l'erreur de traitement, σ_R , dans l'éq. D.22. Le terme de l'erreur de traitement (σ_R) saisit la fonction objective dans la fonction de log-vraisemblance pour les résidus du recrutement (éq. D.35). Dans les cas où les données sur l'indice de l'abondance renseignent sur l'abondance absolue (p. ex. un relevé acoustique), il peut être possible d'estimer l'un de ces paramètres ou les deux, ϑ^{-2} et ρ . Toutefois, dans la pratique, un de ces paramètres ou les deux doivent habituellement être fixes.

Le terme de l'erreur d'observation globale σ_O influence l'ajustement à tous les indices d'abondance par sa contribution à $\sigma_{j,t}$, l'écart-type des résidus d'observation logarithmiques pour chaque indice j l'année de relevé t dans la fonction de log-vraisemblance (éq. D.29). Pour une évaluation théorique avec un seul indice de l'abondance dans lequel les observations ont une pondération égale, $\sigma_{j,t}$ serait égal à σ_O pour toutes les observations. Toutefois, il y a souvent plusieurs relevés disponibles. Dans un relevé donné, les coefficients de variation annuels ($CV_{j,t}$) pour chaque observation peuvent également différer d'une année à l'autre en raison des différences d'échantillonnage annuelles (p. ex. taille de l'échantillon, effets spatiaux, etc.). Il est donc souhaitable de pondérer chaque observation en fonction de son $CV_{j,t}$, où un faible $CV_{j,t}$ pour une observation donnée lui donne un poids plus élevé (et un écart-type plus faible dans la fonction objective). Cela est mis en œuvre de façon multiplicative à l'aide des éqs. D.24 et D.25, où le terme $c_{j,t}$ permet de pondérer chaque observation par rapport à l'erreur d'observation globale σ_O . Dans ce cas, on obtient $c_{j,t}$ simplement à partir de l'inverse de $CV_{j,t}$ (éq. D.25). Par souci de cohérence avec l'utilisation d'un terme de l'erreur d'observation globale appliqué à tous les indices de l'abondance, le vecteur des termes $c_{j,t}$ a été normalisé entre tous les relevés en divisant par la valeur moyenne de $c_{j,t}$. Cela a eu pour effet une pondération uniforme de chaque observation du relevé dans les trois ensembles de données.

Pour les indices des relevés indépendants de la pêche, on a calculé les coefficients de variation annuels ($CV_{j,t}$) à partir de l'auto-amorçage des estimations de la superficie balayée (annexe A). Pour les indices des CPUE commerciales, les coefficients de variation annuels ont été calculés à partir des MLGM utilisés pour produire les indices (annexe B).

Un certain nombre d'auteurs ont remarqué que l'on parvient mal à un consensus sur la meilleure approche pour gérer la pondération relative de plusieurs indices de relevé, et qu'il y a toujours un certain degré de subjectivité dans le choix de la stratégie de pondération. (p. ex. Francis (2011), McAllister et al. (2001)). En particulier, il n'y a pas de moyen objectif de déterminer la mesure dans laquelle un modèle devrait être ajusté aux données sur les CPUE commerciales, étant donné qu'il n'existe pas de moyen indépendant de savoir dans quelle mesure ces données sont proportionnelles à la biomasse sous-jacente. Les pêches commerciales n'échantillonnent pas les populations de façon aléatoire; la capturabilité et la sélectivité ne sont probablement pas

constantes au fil du temps, et les effets spatiaux peuvent avoir une incidence sur la relation sous-jacente entre la CPUE et l'abondance (Hilborn and Walters 1992). On suppose toutefois que les relevés sont proportionnels à l'abondance en raison du plan de relevé, mais cette hypothèse peut elle aussi être vulnérable à divers effets.

Francis (2011) a passé en revue certaines approches pour pondérer les indices de l'abondance dans l'évaluation des stocks de poissons et a mis en garde contre une sous-pondération subjective des données sur les CPUE commerciales. Il décrit une approche en deux étapes pour pondérer une partie ou la totalité des ensembles de données dans le but d'uniformiser d'avantage les pondérations des données avec les sorties du modèle, c.-à-d. de satisfaire à un critère d'ajustement statistique. Il a proposé un terme de pondération propre au relevé, établi de sorte que l'écart-type des résidus normalisés de Pearson pour chaque ensemble de données sur l'indice de l'abondance est égal à environ 1,0 (Francis 2011).

Dans la présente évaluation, l'adoption d'une approche itérative de repondération semblable à celle présentée dans Francis (2011) nécessiterait l'introduction d'un troisième terme de pondération propre au relevé pour calculer $\sigma_{j,t}$. Autrement dit, $\sigma_{j,t}$ serait composé de σ_O , de $c_{j,t}$ et d'un terme de pondération propre au relevé, w_j , ce qui rapprocherait l'écart-type des résidus normalisés de Pearson de 1,0 Francis (2011). Étant donné que tant σ_O que les termes $CV_{j,t}$ des CPUE commerciales étaient déjà fixés à des valeurs déterminées subjectivement, et que $c_{j,t}$ était déjà normalisé entre les relevés, il ne semblait pas justifié d'ajouter un autre terme de pondération fixe. Francis (2011) a déclaré que l'objectif global est une évaluation des stocks qui correspond bien à tous les indices de l'abondance et que l'écart-type des résidus normalisés de Pearson fournit un moyen de déterminer si c'est le cas. Toutefois, on peut aussi faire appel au jugement d'un expert (McAllister et al. 2001). Nous présentons des analyses de sensibilité aux valeurs des paramètres de variance fixes (section 7) et suggérons qu'il est possible de comprendre l'incidence des hypothèses de variance fixe sur les avis de gestion pour la morue du Pacifique sans recourir à une repondération itérative.

Tableau D.1. Liste des paramètres pour le modèle de type différence-délai. Les paramètres avancés estimés (ou fixes) sont mis en évidence en caractères gras.

Paramètre	Description	Valeur 5ABCD	Valeur 3CD
Indices			
t	Période (années)	1956–2018	1956–2018
j	Engin (pêche ou indice d'abondance)		
a	Âge (années) utilisé pour initialiser les données durant la première année	2–10 y	2–10 y
A	Âge maximum (années) utilisé pour initialiser les données durant la première année	10 y	10 y
Paramètres d'entrée fixes			
k	Âge au moment du recrutement en lame de couteau	2 y	2 y
L_{∞}	Longueur maximale théorique	95,51 cm	82,59 cm
K_{VB}	Taux de croissance de von Bertalanffy	0,19	0,26
a_{LW}	Paramètre de mise à l'échelle de la relation entre la longueur et le poids	6,72e-06	7,66e-06
b_{LW}	Exposant de la relation entre la longueur et le poids	3,11	3,08
t_0	Âge théorique à 0 cm	-0,81	-0,67
α_g	Intersection de la courbe de Ford-Walford pour tous les âges $> k$	0,8181	0,7973
ρ_g	Pente de la courbe de Ford-Walford pour tous les âges $> k$	0,9366	0,8838
W_k	Poids à l'âge du recrutement k	0,6214	0,7284
Données d'entrée annuelles			
C_t	Prises (en tonnes métriques)		
W_t	Poids moyen des individus de la population		
$I_{j,t}$	Indice d'abondance j (CPUE tirée d'un relevé ou de la pêche commerciale au chalut)		

Paramètre	Description	Valeur 5ABCD	Valeur 3CD
$CV_{j,t}$	Coefficients annuels de variation de l'indice des observations d'abondance		
Paramètres invariables dans le temps			
R_0	Nombres d'équilibre non exploitée pour les recrues d'âge 0 ^a		
h	Pente de la courbe de la relation stock-recrutement		
M	Mortalité naturelle ^a		
R_{AVG}	Recrutement annuel moyen ^a		
R_{AVG_init}	Recrutement annuel moyen pour initialiser le modèle ^a		
CR	Rapport recrutement-compensation		
a	Pente de la courbe de la fonction stock-recrutement à l'origine		
b	Paramètre de mise à l'échelle de la fonction stock-recrutement		
N_0	Nombres d'équilibre non exploitée		
B_0	Biomasse d'équilibre non exploitée		
S_0	Taux de survie d'équilibre non exploitée		
$\bar{W}_0$	Poids moyen d'équilibre non exploitée		
c_j	Erreur de traitement supplémentaire en ce qui a trait aux observations de l'indice d'abondance pour les engins j		
Paramètres variables dans le temps			
ω_t	Écarts de recrutement à l'échelle logarithmique ^a		
F_t	Mortalité par pêche dans la pêche au chalut		
S_t	Taux de survie annuel		
N_t	Nombres		
R_t	Recrues		
B_t	Biomasse		

Paramètre	Description	Valeur 5ABCD	Valeur 3CD
$\bar{W}_t$	Poids moyen prévu		
Composantes de probabilité			
σ_R	Écart-type des résidus liés au recrutement à l'échelle logarithmique		
σ_R	Écart-type global des résidus d'observation		
$\sigma_{i,j}$	Écart-type annuel des résidus d'observation pour chaque relevé		
σ_C	Écart-type des prises		
σ_W	Écart-type du poids moyen		
ϑ^{-2}	Inverse de l'écart total (précision totale)		
ρ	Proportion de l'écart total entraînée par une erreur d'observation		
τ	Écart lié aux résidus de la composition selon l'âge^b		
q_j	Constante de proportionnalité dans les indices de (capturabilité)^{a,b}		
$d_{j,t}^2$	Différence résiduelle à l'échelle logarithmique pour les indices d'abondance j		
$d_{C_t}^2$	Différence résiduelle à l'échelle logarithmique pour les données sur les prises		
$d_{W_t}^2$	Différence résiduelle à l'échelle logarithmique pour les données sur le poids moyen		

^a Estimé dans l'espace logarithmique

^b Estimations de la DPM conditionnelle

D.7 SOMMAIRE DES ÉQUATIONS D'ÉQUILIBRE POUR LE MODÈLE DE TYPE DIFFÉRENCE-DÉLAI

Équations d'équilibre pour le calcul des paramètres du stock-recrutement

Équilibre - survie non exploitée :

$$S_0 = e^{-M} \quad (D.4)$$

Équilibre - poids moyen non exploité :

$$\bar{w}_0 = \frac{S_0 \alpha_g + w_k (1 - S_0)}{1 - \rho_g S_0} \quad (D.5)$$

Équilibre - nombres non exploités :

$$N_0 = \frac{R_0}{(1 - S_0)} \quad (D.6)$$

Équilibre - biomasse non exploitée :

$$B_0 = N_0 \bar{w}_0 \quad (D.7)$$

Ratio de compensation du recrutement (Beverton-Holt) :

$$CR = \frac{4h}{1 - h} \quad (D.8)$$

Paramètres de la relation stock-recrutement (Beverton-Holt) :

$$b = \frac{CR - 1}{B_0} \quad (D.9)$$

Équations d'équilibre pour les points de référence de la pêche

Équilibre - taux de survie à une mortalité par pêche fixe à long terme F_e :

$$S_e = e^{-(M+F_e)} \quad (D.10)$$

Équilibre - poids moyen à long terme à F_e :

$$\bar{w}_e = \frac{S_e \alpha_g + w_k (1 - S_e)}{1 - \rho_g S_e} \quad (D.11)$$

Équilibre - biomasse à long terme à F_e :

$$B_e = - \frac{(-\bar{W}_e + S_e \alpha_g + S_e \rho_g \bar{W}_e + W_k a \bar{W}_e)}{b (-\bar{W}_e + S_e \alpha_g + S_e \rho_g \bar{W}_e)} \quad (D.12)$$

Équilibre - rendement à long terme à F_e :

$$Y_e = B_e \frac{F_e}{(F_e + M)} \left(1 - e^{-(F_e + M)}\right) \quad (D.13)$$

D.8 ÉQUATIONS DE DYNAMIQUE-TEMPS ET COMPOSANTES DE LA VRAISEM- BLANCE POUR LE MODÈLE DE TYPE DIFFÉRENCE-DÉLAI

Équations de dynamique-temps

Taux de survie :

$$S_t = e^{-(M+F_t)} \quad (D.14)$$

Calcul des nombres initiaux selon l'âge :

$$\left\{ \begin{array}{ll} N_{2,1} = R_0 e^{\omega_1} & a = 2 \\ N_{a,1} = (R_0 e^{\omega_{Init_a}}) e^{-M(a-2)} & 2 < a < A \\ N_{A,1} = \frac{(R_0 e^{\omega_{Init_A}}) e^{-M(A-2)}}{(1-e^{-M})} & a = A \end{array} \right\} \quad (D.15)$$

Nombres :

$$\left\{ \begin{array}{ll} N_t = \sum_{i=2}^A N_{a,1} & t = 1956 \\ N_t = S_{t-1} N_{t-1} + R_t & t > 1956 \end{array} \right\} \quad (D.16)$$

Biomasse :

$$\left\{ \begin{array}{ll} B_t = \sum_{a=2}^A N_{a,t} w_{a,t} & t = 1956 \\ B_t = S_{t-1} (\alpha_g N_{t-1} + \rho_g B_{t-1}) + W_k R_t & t > 1956 \end{array} \right\} \quad (D.17)$$

Recrues :

$$R_t = R_0 e^{\omega_t - \frac{\sigma_R^2}{2}} \quad (D.18)$$

Variables prévues utilisées dans la fonction objective

Prises prévues :

$$\hat{C}_t = B_t \frac{F_t}{(F_t + M)} \left(1 - e^{-(F_t + M)} \right) \quad (D.19)$$

Poids moyen prévu :

$$\hat{W}_t = \frac{B_t}{N_t} \quad (D.20)$$

Recrues prévues :

$$\hat{R}_t = \frac{a B_{t-k+1}}{1 + b B_{t-k+1}} \quad (D.21)$$

D.9 CALCUL DES PARAMÈTRES DE VARIANCE, DES RÉSIDUS ET DES VRAISEM- BLANCES

Paramètres de variance

Écart-type de base dans les résidus de l'indice de l'abondance :

$$\sigma_O = \sqrt{\frac{\rho}{\vartheta^{-2}}} \quad (D.22)$$

Écart-type dans les résidus du recrutement :

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{(1-\rho)}{\vartheta^{-2}}} \quad (D.23)$$

Écart-type dans les observations de l'indice de l'abondance :

$$\sigma_{j,t} = \frac{\sigma_O}{c_{j,t}} \quad (D.24)$$

Terme de pondération pour les observations de l'indice :

$$c_{j,t} = \frac{1}{CV_{j,t}} \quad (D.25)$$

Indices de l'abondance

Résidus :

$$z_{j,t} = \ln(I_{j,t}) - \ln(\hat{B}_t) \quad (D.26)$$

$$\bar{z}_j = \frac{\sum_t^{n_j} z_{j,t}}{n_j} \quad (D.27)$$

$$d_{j,t} = z_{j,t} - \bar{z}_j \quad (D.28)$$

Ln de la vraisemblance :

$$L_{j,t} = \ln(\sigma_{j,t}^2) + \frac{d_{j,t}^2}{2\sigma_{j,t}^2} \quad (D.29)$$

Prises

Résidus :

$$d_{Ct} = \ln(C_t) - \ln(\hat{C}_t) \quad (D.30)$$

Ln de la vraisemblance :

$$L_t = \ln(\sigma_C^2) + \frac{d_{Ct}^2}{2\sigma_C^2} \quad (D.31)$$

Poids moyen

Résidus :

$$d_{Wt} = \ln(\bar{W}_t) - \ln(\hat{\bar{W}}_t) \quad (D.32)$$

Ln de la vraisemblance :

$$L_t = \ln(\sigma_W^2) + \frac{d_{Wt}^2}{2\sigma_W^2} \quad (D.33)$$

Recrutement

Résidus :

$$d_{Rt} = \ln(R_t) - \ln(\hat{R}_t) \quad (D.34)$$

Ln de la vraisemblance :

$$L_t = \ln(\sigma_R^2) + \frac{d_{Rt}^2}{2\sigma_R^2} \quad (D.35)$$

ENVIRONNEMENT INFORMATIQUE

Cette version du document a été produite sur 2020-09-29 14:05:56 avec R version 4.0.2 (2020-06-22) (R Core Team 2018) et des versions du progiciel R :

	Package	Version	Date	Source
bookdown	bookdown	0.20	2020-06-23	CRAN (R 4.0.0)
broom	broom	0.5.6	2020-04-20	CRAN (R 4.0.0)
cowplot	cowplot	1.0.0	2019-07-11	CRAN (R 4.0.0)
csasdown	csasdown	0.0.8	2020-09-28	Github (pbs-assess/csasdown@05a6f3c)
dplyr	dplyr	1.0.0	2020-05-29	CRAN (R 4.0.0)
gfplot	gfplot	0.1.4	2020-09-25	Github (pbs-assess/gfplot@85dec42)
ggplot2	ggplot2	3.3.2	2020-06-19	CRAN (R 4.0.2)
kableExtra	kableExtra	1.2.1	2020-08-27	CRAN (R 4.0.2)
knitr	knitr	1.29	2020-06-23	CRAN (R 4.0.0)
purrr	purrr	0.3.4	2020-04-17	CRAN (R 4.0.0)
rmarkdown	rmarkdown	2.3	2020-06-18	CRAN (R 4.0.2)
rstan	rstan	2.19.3	2020-02-11	CRAN (R 4.0.0)
scales	scales	1.1.1	2020-05-11	CRAN (R 4.0.2)
TMB	TMB	1.7.16	2020-01-15	CRAN (R 4.0.0)
xtable	xtable	1.8-4	2019-04-21	CRAN (R 4.0.0)

En particulier, l'extraction de la plupart des données et beaucoup de graphiques ont été réalisés avec la version 0.1.1 du progiciel gfplot. Le document a été compilé avec la version 0.0.1 du progiciel casdown en R. Les versions précises utilisées pour générer ce rapport peuvent être installées avec :

```
devtools::install_github("pbs-assess/gfplot", ref = "f55710d")
devtools::install_github("pbs-assess/csasdown", ref = "baf78d8")
```