



ÉVALUATION DE LA PLIE DE CALIFORNIE EN COLOMBIE-BRITANNIQUE EN 2024



Sole de Petrale (*Eopsetta jordani*). Source : Jillian Dunic, MPO.

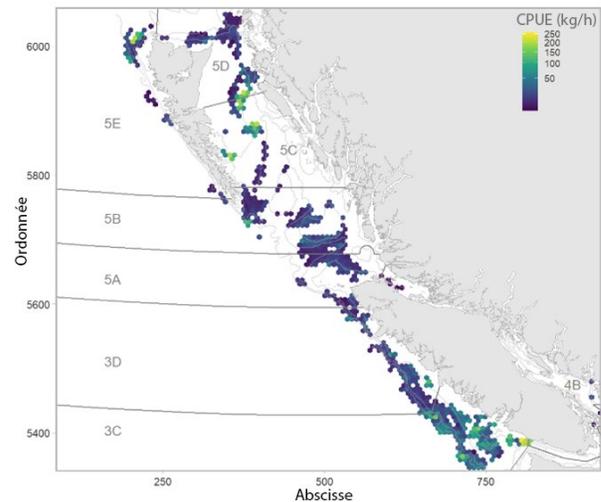


Figure 1. Captures moyennes par unité d'effort (CPUE) pour la plie de Californie au large de la côte de la Colombie-Britannique de 1996 à 2023, indiquées avec les principales zones de la Commission des pêches maritimes du Pacifique (CPMP), qui sont semblables, mais non identiques, aux zones de gestion du poisson de fond du MPO. Cette évaluation couvre un seul stock à l'échelle de la côte : les zones 3CD et 5A-E de la CPMP. Le détroit de Georgia (zone 4B de la CPMP) n'est pas inclus dans le stock à l'échelle de la côte. Les zones 3A-3B de la CPMP se trouvent aux États-Unis.

CONTEXTE

L'Unité de gestion des poissons de fond de Pêches et Océans Canada (MPO) a demandé une évaluation de la plie de Californie (*Eopsetta jordani*) en Colombie-Britannique (C.-B.) par rapport aux points de référence qui sont conformes à l'approche de précaution du MPO (MPO 2009). Le stock à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique a été évalué pour la dernière fois en 2006, date à laquelle un modèle de type différence-délai a été utilisé en raison des données limitées sur l'âge. L'accumulation de 17 années supplémentaires de données depuis 2006, ainsi que l'élaboration des relevés synoptiques au chalut de fond du poisson de fond au début des années 2000 ont permis à l'évaluation actuelle de passer à une approche de modélisation à plus forte intensité de données. On a estimé l'état des stocks en 2024 à l'aide d'un modèle statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes, et des avis sur les récoltes

sont fournis sous forme de tableaux de décision qui prévoient l'effet d'une gamme de niveaux de prises constantes sur l'état des stocks au cours des 10 prochaines années.

Le présent avis scientifique découle de l'examen par les pairs régional du 2 – 3 juillet 2024, sur l'Évaluation de la Plie de Californie en Colombie-Britannique en 2024. Toute autre publication découlant de cette réunion sera publiée, lorsqu'elle sera disponible, sur le [calendrier des avis scientifiques de Pêches et Océans Canada \(MPO\)](#).

SOMMAIRE

- Cette évaluation du stock a porté sur une seule population à l'échelle de la côte de la Colombie-Britannique. La plie de Californie est principalement récoltée dans le cadre de la pêche plurispécifique au chalut du poisson de fond.
- On a estimé l'état des stocks de plie de Californie à l'aide d'un modèle statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes. Le modèle comprenait des données sur les prises (de 1938 à 2023), et était adapté à trois indices de relevés indépendants de la pêche (de 2003 à 2023) et aux données sur l'âge provenant de la pêche et de relevés indépendants de la pêche (de 2004 à 2019).
- La mortalité naturelle (M), qui devait être fixée, a été indiquée comme une incertitude importante dans cette évaluation des stocks, ce qui a mené à l'élaboration d'un modèle d'ensemble fondé sur trois modèles distincts avec des estimations fixes de M faible, moyenne et élevée. Cette approche a permis d'intégrer une certaine incertitude dans M dans l'estimation de l'état des stocks et les avis sur les récoltes.
- On a recommandé des points de référence fondés sur le rendement maximal durable (RMD) pour caractériser l'état des stocks et éclairer les décisions relatives à la récolte. Un point de référence limite (PRL) à 0,4 de la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable (B_{RMD}), un point de référence supérieur candidat (PRS) à $0,8B_{MSY}$, et un taux d'exploitation de référence candidat à un taux de mortalité par pêche au rendement maximal durable (F_{RMD}) ont été utilisés, conformément aux recommandations provisoires de la politique de l'approche de précaution (AP). L'état des stocks par rapport à la biomasse du stock reproducteur femelle non exploitée (B_0) a également été présenté dans le document d'évaluation.
- Le stock au début de 2024 a été estimé comme étant dans la zone saine, avec une biomasse du stock reproducteur femelle au début de 2024 (B_{2024}) estimé à 3,01 (intervalle de crédibilité de 95 % : 1,62;5,60) fois la biomasse du stock reproducteur femelle au rendement maximal durable, B_{RMD} . De même, B_{2024} a été estimé à 0,96 (0,55;1,63) fois B_0 . B_{2024} est supérieur au PRL et au PRS candidat avec une probabilité supérieure à 99 %. En outre, la mortalité par pêche en 2023 était inférieure au taux d'exploitation de référence candidat avec une probabilité supérieure à 99 %.
- On prévoit que le stock de plie de Californie diminuera au cours des 10 prochaines années, même dans un scénario sans prises; toutefois, le stock devrait demeurer au-dessus du PRL et du PRS candidat avec une très forte probabilité (supérieure à 99 %) à des niveaux de prises allant jusqu'à 1 500 t/an (comparativement à la moyenne des prises de 630 t à l'échelle de la côte de 2019 à 2023). On a prévu que des prises allant jusqu'à 1 250 t par année maintiendraient le taux de récolte en deçà du taux d'exploitation maximal de référence (F_{MSY}) dans 10 ans, avec une probabilité très élevée (supérieure à 98 %).
- Les relations entre les conditions environnementales, les écarts de recrutement et l'état corporel moyen ont été explorées. On a observé que la productivité a peut-être augmenté

dans des conditions plus chaudes, bien qu'on ait également laissé entendre qu'un réchauffement supplémentaire pourrait être nuisible.

- On a exploré les incertitudes du modèle au moyen d'analyses de sensibilité pour lesquelles les hypothèses du modèle et les données d'entrée variaient. Les analyses de sensibilité ont montré que la plupart des incertitudes considérées avaient un impact relativement faible, B_{2024} étant estimé supérieur à B_{MSY} et F_{2023} estimé inférieur à F_{MSY} dans tous les cas. Les valeurs présumées pour M ont entraîné les différences les plus importantes dans l'état estimé des stocks, ce qui appuie le choix d'un modèle d'ensemble de base.
- On a établi que les données limitées sur la composition selon l'âge constituaient une source d'incertitude importante dans l'évaluation, le manque de données sur l'âge après 2019 créant une grande incertitude dans les estimations récentes du recrutement.
- Il est recommandé que des évaluations officielles des stocks aient lieu tous les 5 ans, mais cela pourrait aller jusqu'à 10 ans, compte tenu de l'état élevé actuel des stocks estimés. Au cours des années intermédiaires, il est possible de suivre les tendances de l'abondance au moyen d'indices provenant des relevés synoptiques au chalut de fond du poisson de fond.

INTRODUCTION

La plie de Californie (*Eopsetta jordani*) est un poisson plat dextre, c'est-à-dire qu'il porte les yeux sur le côté droit. Cette espèce, de la famille Pleuronectidae, habite le nord-est de l'océan Pacifique, et son aire de répartition s'étend de la Basse-Californie aux îles Aléoutiennes en Alaska (Love 2011). On trouve habituellement la plie de Californie sur des substrats à fond mou à des profondeurs de 0 à 500 m, selon la période de l'année. Pendant les mois d'hiver, la plie de Californie a tendance à se rassembler dans des lieux de fraie bien définis en eau profonde, tandis qu'en été, l'espèce est plus uniformément dispersée à des profondeurs moins profondes le long du plateau continental (Pedersen 1975; Powell *et al.* 2022).

En Colombie-Britannique, la plie de Californie est principalement récoltée dans le cadre de la pêche plurispécifique au chalut du poisson de fond. La pêche de la plie de Californie en Colombie-Britannique s'est développée rapidement entre les années 1930 et 1950 en raison de la forte demande de plie de Californie comme poisson consommé à des fins alimentaires. Une grande partie des prises des premières années ont été effectuées par des navires américains qui pêchaient dans les eaux canadiennes (Ketchen et Forrester 1966). La découverte de bancs de reproducteurs en eau profonde de plie de Californie au large de l'île de Vancouver en 1953 a aidé à maintenir des niveaux de prises annuels relativement stables malgré la diminution des prises dans les localités côtières de pêche estivale. À la fin des années 1950 et 1960, l'abondance de plie de Californie en Colombie-Britannique était considérée comme en déclin en raison de la surexploitation. On a mis en place des restrictions de gestion pour protéger les bancs de reproducteurs et limiter les pêches dirigées. Les limites de sorties saisonnières et les restrictions sur la pêche dirigée sont restées en place jusqu'au passage à la gestion par quotas individuels transférables (QIT) pour la pêche intégrée des poissons de fond à compter de 1996-1997, date à laquelle un total admissible des captures (TAC) a été mis en place à l'échelle de la côte. Les niveaux de capture, y compris les rejets, de 2019 à 2023, s'élevaient en moyenne à 630 t par an, dans une fourchette de 485 à 769 t (figure 3A). Les rejets de plie de Californie sont relativement faibles.

Aux fins de la présente évaluation des stocks, un seul stock de la Colombie-Britannique couvrant toutes les zones de gestion extracôtière (3CD, 5A-E) a été présumé pour plusieurs raisons. Premièrement, il n'y a pas de point de rupture unique et clairement défini entre les régions du nord et du sud le long de la côte de la Colombie-Britannique, étant donné le

chevauchement dans les aires d'alimentation estivales des poissons marqués dans différents bancs de reproducteurs plus au sud. Deuxièmement, les observations selon lesquelles un petit sous-ensemble d'individus de plie de Californie ont effectué des migrations à grande distance le long de la côte (Ketchen et Forrester 1966), combinées à d'importants déplacements possibles vers le nord de poissons pélagiques le long de la côte de la Colombie-Britannique (Santa Cruz *et al.* 2023), indiquent qu'un mélange génétique pourrait se produire entre les bancs de reproducteurs. Enfin, il n'y a aucune différence apparente dans les paramètres de croissance estimés entre les zones de gestion (3CD, 5AB et 5 CD).

ÉVALUATION

On a utilisé un modèle statistique des prises selon l'âge pour les deux sexes mis en œuvre à l'aide du modèle Stock Synthesis (SS) Methot et Wetzel 2013; Methot *et al.* 2020) pour modéliser la dynamique de la population de plie de Californie dans les zones combinées des zones 3CD et 5ABCDE de la CPMP. Les premières tentatives d'estimation de la mortalité naturelle (M) pendant l'ajustement du modèle ont échoué, de sorte qu'il a fallu fixer M à une valeur présumée. La mortalité naturelle est souvent un paramètre incertain et difficile à estimer dans les évaluations des stocks; toutefois, cette variable peut avoir une grande influence, car elle est liée à la productivité et aux points de référence et, par conséquent, aux avis de gestion (Maunder *et al.* 2023). Les analyses de sensibilité (voir ci-dessous) ont montré une incidence importante sur les résultats du modèle concernant la valeur fixe présumée pour M . Afin d'intégrer l'incertitude en M dans le modèle et les avis de gestion, on a utilisé une approche de modèle d'ensemble combinant trois modèles différents dont la valeur présumée de M était différente. Bien que l'estimation fixe de 0,154 ait été considérée comme la valeur la plus plausible pour M , les extrants du modèle des évaluations dont les estimations fixes de M étaient établies à 0,124 et 0,184 ont été combinés au sein d'un ensemble. La valeur moyenne de M (« M moyenne ») de 0,154 était fondée sur l'âge maximal de la relation méta-analytique élaborée par Hamel et Cope (2022) [en utilisant l'âge maximal pour chaque sexe de la plie de Californie dans la base de données]. Les hypothèses de M faible et élevée constituaient une différence arbitraire de $\pm 0,03$ par rapport à l'hypothèse fondée sur l'âge maximal. Pour créer le modèle d'ensemble, on a combiné les valeurs a posteriori des modèles individuels avec des valeurs de M différentes, en appliquant une pondération de 50 %/25 %/25 % pour les choix de M moyenne, faible et élevée, respectivement.

Le modèle a été adapté aux données sur les prises (de 1938 à 2023), à trois indices de relevé (relevés synoptiques de la BRC, du DH et de la COIV de 2003 à 2023) et aux données sur la composition selon l'âge de la pêche et des relevés (de 2004 à 2019; figure 2). Compte tenu de la disponibilité et de l'ampleur des données historiques sur les prises, le modèle a commencé à l'état d'équilibre non exploité en 1938, première année à laquelle on a enregistré les prises de plie de Californie. Les densités de biomasse attendues du relevé spatial au chalut ont été modélisées à l'aide de MLGM (modèles linéaires généralisés à effets mixtes) géostatistiques spatiotemporels (Anderson *et al.* 2024), appliqués indépendamment aux données de chacun des trois relevés synoptiques au chalut.

Les données sur la composition selon l'âge étaient disponibles dans les relevés synoptiques de 2004 à 2018-2019, selon le relevé; les données sur l'âge dans la pêche commerciale étaient disponibles de 2004 à 2013. On a élargi les données sur la composition selon l'âge (des échantillons bruts selon l'âge à un relevé à l'échelle du stock et aux proportions des prises commerciales capturées selon l'âge) en utilisant la même méthode que l'évaluation du sébaste à raie rouge (Starr et Haigh 2021). On a utilisé la méthode bootstrap, semblable à celle élaborée par Stewart et Hamel (2014), pour déterminer la taille des échantillons d'entrée comme mesure de la variance d'échantillonnage pour les compositions qui correspondent aux

modèles d'évaluation. Les compositions par âge ont été ajustées à l'aide d'une probabilité multinomiale.

Le paramètre de pente stock-recrutement a été estimé à l'aide d'une distribution a priori informative qui avait été élaborée pour la fausse limande (Holt *et al.* 2016) et on a supposé une distribution bêta avec une moyenne de 0,85 et un CV de 10 %. On a supposé un modèle de croissance de von Bertalanffy pour la longueur selon l'âge, une régression linéaire pour la relation logarithmique entre le poids et la longueur, et on a modélisé la maturité selon l'âge comme étant logistique. On a pris en compte l'hétérogénéité spatiale d'une population à l'échelle en estimant des sélectivités distinctes pour les trois relevés. On a estimé la sélectivité selon l'âge comme une fonction asymptotique (forcée à partir d'un paramétrage binormal) et celle-ci ne variait pas dans le temps pour la pêche et les relevés. Les paramètres de sélectivité des mâles ont été décalés des paramètres de sélectivité des femelles. Les trois modèles qui composaient l'ensemble ont été ajustés à l'aide d'une routine d'estimation bayésienne qui utilisait l'algorithme « d'échantillonnage sans retour » (No U-Turn Sampling) de simulations Monte-Carlo par chaînes de Markov (MCMC) (Monnahan et Kristensen 2018).

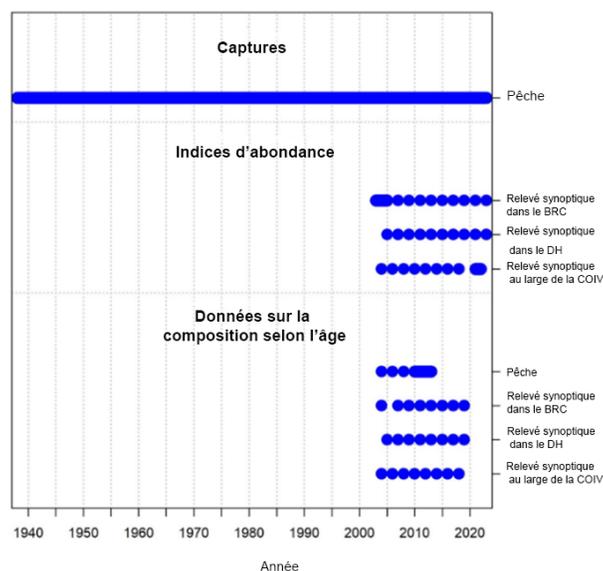


Figure 2. Données utilisées dans le modèle d'ensemble de base de 1938 à 2023. BRC : Bassin de la Reine-Charlotte, DH : Détroit d'Hécate, COIV Côte ouest de l'île de Vancouver.

On a utilisé quatre points de référence différents pour caractériser l'état des stocks et fournir des avis sur les prises, avec des points de référence établis aux valeurs provisoires indiquées dans le Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution (MPO 2009) :

1. Point de référence limite (PRL) fixé à $0,4 B_{RMD}$
2. Point de référence supérieur (PRS) du stock fixé à $0,8 B_{RMD}$
3. Point de référence cible établi à B_{RMD}
4. Un taux d'exploitation de référence maximal à F_{RMD}

Les points de référence fondés sur le RMD, y compris les estimations de B_{RMD} et F_{RMD} , ainsi que le rapport estimé de B_{RMD}/B_0 , étaient robustes relativement à la gamme d'incertitudes prises en compte par les analyses de sensibilité. Si les estimations peu fiables de B_{RMD} peuvent justifier la

sélection d'approximations du RMD (Barrett *et al.* 2024), il n'y avait aucune raison de rejeter les quantités basées sur le RMD dans ce cas. Alors que B_{MSY} et F_{MSY} étaient quelque peu sensibles aux valeurs supposées de M , l'approche du modèle d'ensemble a tenté de saisir cette incertitude dans la caractérisation de l'état des stocks et de l'avis de récolte au moyen de trois niveaux différents de M .

Sur la base des résultats du modèle d'ensemble de base, le stock de plie de Californie a été évalué comme étant supérieur au PRL et au PRS candidat, et la mortalité par pêche était inférieure au taux d'exploitation de référence candidat au début de l'année 2024 (figures 3B et 3C, tableau 1). La B_t médiane estimée a rapidement diminué au cours des premières années et est passée en dessous du PRS pour la première fois en 1955. Le stock a continué de diminuer et est tombé sous le PRL pour la première fois en 1966. La B_t médiane estimée a atteint son niveau le plus bas en 1977 avec une valeur de $0,20 B_{RMD}$. Le stock a ensuite augmenté au-dessus du PRL en 1983. La B_{2024} médiane estimée était de $3,01 B_{RMD}$. Cependant, l'incertitude était grande, avec un intervalle de crédibilité à posteriori à 95 % allant de $1,62 B_{RMD}$ à $5,60 B_{RMD}$. La mortalité par pêche médiane estimée a rapidement augmenté au cours des premières années, puis a dépassé F_{RMD} pour la première fois en 1945, et est restée inférieure à F_{RMD} depuis 1996.

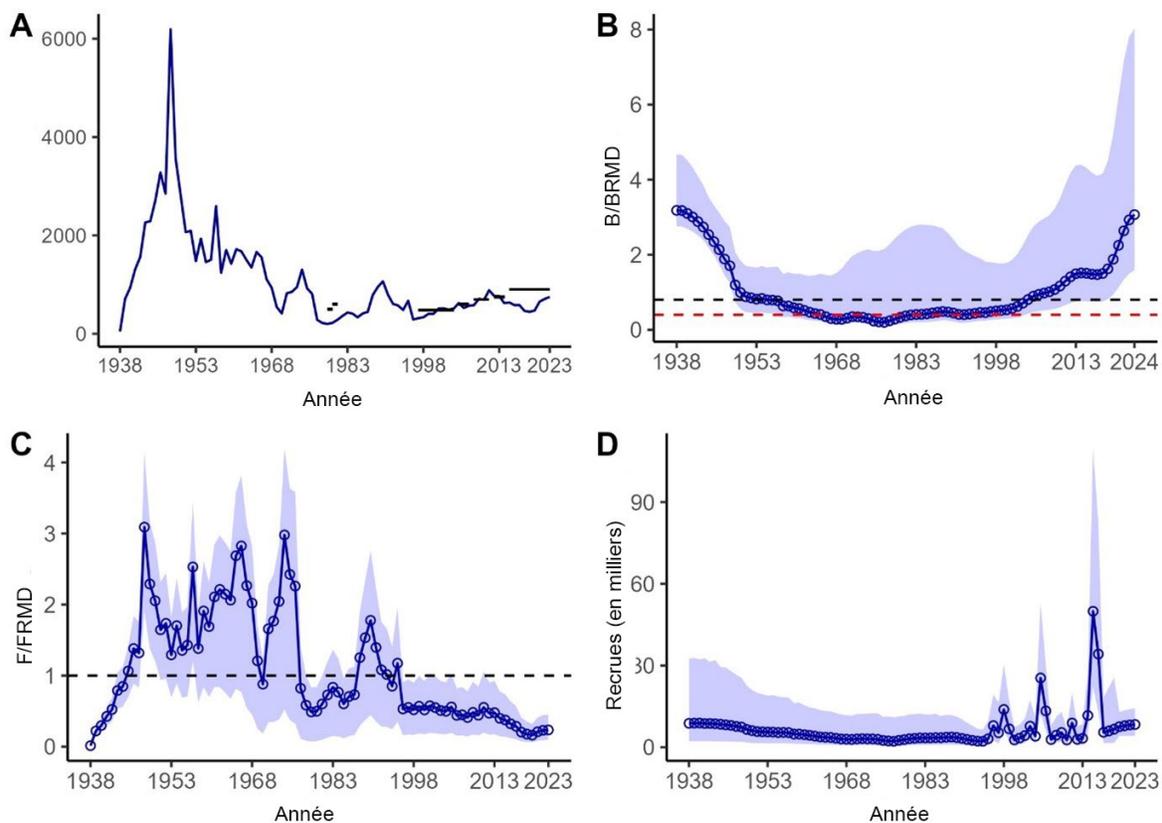


Figure 3. A) Captures (ligne bleu foncé) et le total autorisé des captures (lignes noires horizontales); B) Biomasse médiane estimée du stock reproducteur femelle par rapport à la biomasse du stock reproducteur femelle estimée au RMD avec point de référence limite (ligne rouge en pointillés) et point de référence supérieur (ligne noire en pointillés) et intervalles de crédibilité à 95 %; C) Mortalité par pêche médiane estimée par rapport à la mortalité par pêche estimée au RMD avec taux d'exploitation de référence candidat (ligne noire pointillée) et des intervalles de crédibilité à 95 %; D) Recrutement médian estimé et intervalles de crédibilité à 95 %.

Tableau 1. Quantités de gestion estimées pour le modèle d'ensemble de base (valeurs a posteriori combinées), indiquées comme les 2,5^e, 50^e et 97,5^e centiles de la distribution a posteriori de l'ensemble.

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

Les tableaux de décision présentent l'état projeté des stocks et le taux de mortalité par pêche par rapport aux points de référence en vertu de différentes politiques de récolte à prises constantes. L'incertitude en M a été explicitement abordée par la projection avec le modèle de l'ensemble de base, qui combinait des éléments a posteriori de modèles avec trois hypothèses M différentes. La population a été projetée pour dix ans en fonction de différents niveaux de capture. Les hypothèses et les paramètres du modèle utilisés pour la période de prévision sont les mêmes que ceux du modèle d'évaluation des stocks de l'ensemble de base. On a prédit le recrutement sur la base de la courbe reproducteurs-recrues fondée sur le recrutement moyen (R_0).

Les projections montrent que l'état du stock a une forte probabilité de rester supérieur au PRL et au PRS candidata pour un éventail de politiques de prises constantes (tableaux 2 et 3); figure 4). La probabilité que B_t dépasse $0,4 B_{RMD}$ était supérieure à 99 % pour les prises annuelles de 0 à 2 000 t pour la période de projection de dix ans. La probabilité que B_t dépasse $0,8 B_{RMD}$ était supérieure à 99 % pour 0 à 1 500 t de prises au cours de la période de dix ans. Des niveaux de prises de 1 750 à 2 000 t ont entraîné des probabilités d'un peu moins de 99 % vers la fin de la décennie. La probabilité qu'au cours de la période de projection F_t soit inférieure à F_{RMD} était supérieure à 99 % pour la fourchette de 0 à 1 000 t de prises sur dix ans (tableau 4). Les probabilités que F_t soit inférieur à F_{RMD} étaient encore élevées pour la fourchette de 1 250 à 1 500 t de prises (>84 %). Les probabilités diminuent dans la gamme de 1 750 à 2 000 t de prises, la plus faible étant de 30 % pour les prises de 2 000 t par année à la fin de la période de projection, soit en 2034.

Tableau 2. Probabilité que la biomasse du stock reproducteur femelle dans la projection dépasse le point de référence limite ($0,4B_{RMD}$) sous différents niveaux de prises (en t) pour le modèle d'ensemble.

| Prises (t/an) | 2025 | 2026 | 2027 | 2028 | 2029 | 2030 | 2031 | 2032 | 2033 | 2034 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 750 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1000 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1750 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 2000 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |

Tableau 3. Probabilité que la biomasse du stock reproducteur femelle dans la projection dépasse le point de référence supérieur candidat ($0,8 B_{RMD}$) sous différents niveaux de prises (en t) pour le modèle d'ensemble.

| Prises (t/an) | 2025 | 2026 | 2027 | 2028 | 2029 | 2030 | 2031 | 2032 | 2033 | 2034 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 750 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1000 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1750 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | 0,98 |
| 2000 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | 0,97 | 0,95 |

Tableau 4. Probabilité que la mortalité par pêche dans la projection soit inférieure au taux d'exploitation de référence candidat (F_{RMD}) sous différents niveaux de prises (en t) pour le modèle d'ensemble.

| Prises (t/an) | 2025 | 2026 | 2027 | 2028 | 2029 | 2030 | 2031 | 2032 | 2033 | 2034 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 750 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1000 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 |
| 1250 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | 0,98 | 0,98 |
| 1500 | > 0,99 | > 0,99 | > 0,99 | 0,98 | 0,97 | 0,95 | 0,93 | 0,91 | 0,89 | 0,85 |
| 1750 | 0,97 | 0,96 | 0,94 | 0,91 | 0,88 | 0,84 | 0,78 | 0,72 | 0,66 | 0,58 |
| 2000 | 0,92 | 0,89 | 0,85 | 0,79 | 0,72 | 0,64 | 0,55 | 0,47 | 0,38 | 0,3 |

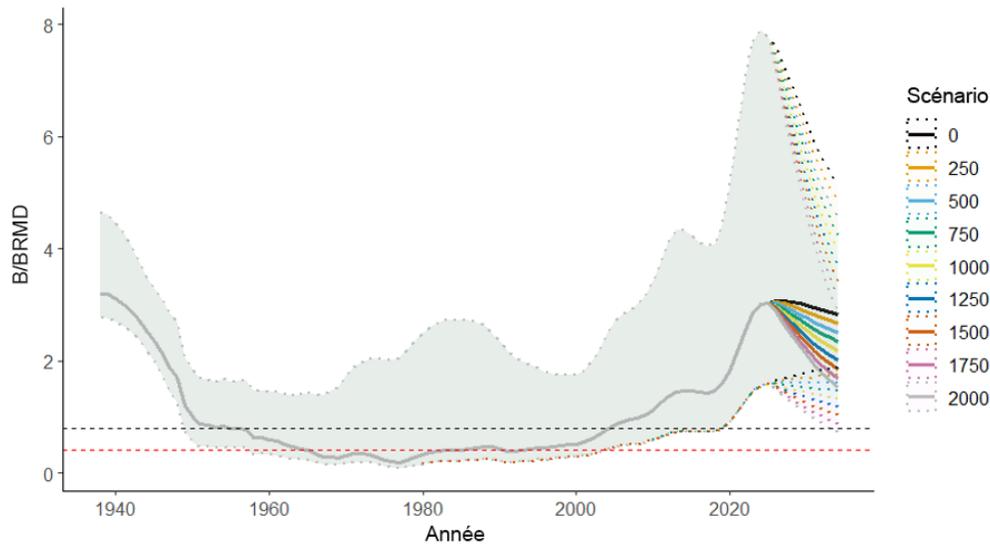


Figure 4. Prévision du rapport médian (lignes pleines) de la biomasse du stock reproducteur femelle par rapport à la biomasse du stock reproducteur femelle à rendement maximal durable ($B/BRMD$) avec des intervalles de crédibilité à 95 % (lignes pointillées) pour chacun des niveaux de prises (scénarios en couleur). La ligne pointillée rouge horizontale représente le point de référence limite à $0,4BRMD$, et la ligne pointillée noire horizontale représente le point de référence supérieur candidat à $0,8 BRMD$.

Considérations en matière d'écosystème et changements climatiques

Les futures évaluations des stocks de plie de Californie pourraient être améliorées si on s'assurait de mieux comprendre la productivité, les effets des changements climatiques et la disponibilité des proies. On a estimé que la pente était d'environ 0,6, ce qui est à l'extrémité inférieure de ce à quoi on peut s'attendre pour les poissons plats (Myers *et al.* 1999). Cependant, en Colombie-Britannique, on trouve la plie de Californie à l'extrémité nord de l'aire de répartition, de sorte qu'une pente de 0,6 peut être réaliste. La pente est également influencée par les caractéristiques du cycle biologique, comme la maturité et la masse selon l'âge, qui peuvent changer au fil du temps (Miller et Brooks 2021). Par conséquent, la pente peut avoir changé entre 1938 et 2023 en raison des conditions environnementales changeantes.

Les analyses environnementales de la présente évaluation fournissent des hypothèses sur l'évolution possible de la productivité. Afin d'évaluer les répercussions possibles des conditions environnementales sur la plie de Californie, on a considéré le recrutement et l'état corporel comme des réponses biologiques. Pour le recrutement, on a utilisé 100 échantillons MCCM des écarts de recrutement par rapport au modèle, avec une hypothèse de M à 0,154. On a caractérisé l'état corporel au moyen d'échantillons de la distribution des paramètres pour un indice des écarts moyens de Le Cren par rapport aux relations longueur-poids estimées selon le sexe (Le Cren 1951), et on l'a normalisé à l'aide d'un modèle spatiotemporel. Pour chaque paire d'échantillons de la série chronologique du recrutement et de l'état corporel (100 paires par année), on a testé la corrélation entre l'état corporel et le recrutement au cours de l'année suivante. On a ensuite mis en relation ces réponses biologiques avec une série d'indices environnementaux ou écosystémiques considérés comme importants pour la plie de Californie sur la base du cycle biologique et de la littérature existante. On a testé les corrélations au moyen de la mise en œuvre bayésienne d'une régression des séries chronologiques.

On a constaté des corrélations positives entre les écarts de recrutement et le réchauffement de la surface de la mer en hiver et au printemps (figure 5), ainsi qu'entre les indices de température du plancher océanique et de l'état corporel. De plus, on a observé une faible relation positive entre l'indice de l'état corporel des individus matures et le recrutement l'année suivante. Cela peut vouloir dire que la pente pourrait augmenter dans des conditions plus chaudes. La relation entre le recrutement et la température correspondait aux résultats publiés dans la littérature, mais cette relation pourrait être liée à la direction du vent facilitant l'advection côtière des œufs et des larves plutôt qu'à la température directement (Ketchen et Forrester 1966, Castillo *et al.* 1994).

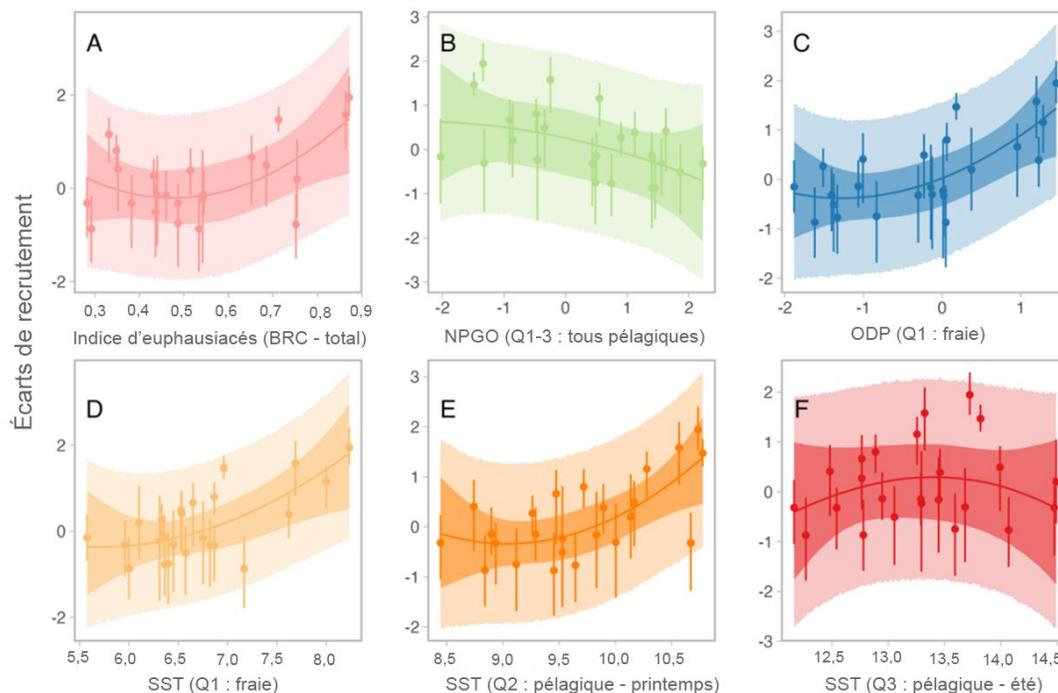


Figure 5. Relations prévues les plus solides entre les conditions environnementales et les écarts de recrutement par rapport au modèle de l'ensemble, avec une M de 0,154, de 1995 à 2018. L'ombrage plus foncé représente l'IC à 95 % des relations prévues. L'ombrage plus clair comprend l'incertitude liée à l'observation de nouveaux écarts de recrutement. Les lignes de points verticales représentent la médiane et les 95^e percentiles de 100 écarts de recrutement estimés.

Cette analyse a pris en compte l'éventail des conditions entre 1995 et 2018, ce qui indique qu'un réchauffement supplémentaire pourrait être nuisible. Cette conclusion se fonde sur la relation entre le recrutement et la température estivale de la surface de la mer, qui est légèrement en forme de dôme, ce qui indique que les incidences sur le recrutement pourraient être négatives si la température de la surface de la mer est supérieure à 14 °C (encadré F, figure 5).

L'abondance des euphausiacés était également corrélée de manière positive au recrutement (figure 5) et à l'état corporel des mâles matures. L'état des corps immatures a montré des relations négatives avec la production primaire et le nombre total d'euphausiacés, et des relations positives avec la concentration d'oxygène au fond de la mer et le l'oscillation de la circulation du Pacifique Nord (NPGO), indiquant possiblement une incidence négative des conditions de remontée d'eau, potentiellement par des répercussions sur les concentrations d'oxygène.

Il est recommandé de recueillir des données supplémentaires et d'étendre les recherches pour inclure d'autres variables océanographiques, des renseignements sur les régimes alimentaires contemporains et la disponibilité des proies. En particulier, les données sur les régimes alimentaires contemporains sont insuffisantes, ce qui nuit à la détermination d'indices pertinents de disponibilité des proies. Les évaluations futures devraient également examiner si l'intégration de variables environnementales dans le modèle d'évaluation des stocks pourrait améliorer la modélisation de la dynamique ou de la pente du recrutement.

Sources d'incertitude

Comme pour toutes les évaluations de stocks, les résultats dépendent des hypothèses relatives à la structure du modèle, aux valeurs des paramètres, aux distributions préalables précisées et à la sélection des données. On a effectué diverses analyses de sensibilité pour étudier les incertitudes de l'évaluation des stocks. La gamme des sensibilités considérées a eu une incidence relativement faible sur les tendances de la biomasse estimée et de la mortalité par pêche au fil du temps, B_{2024} étant estimée supérieure à B_{RMD} et F_{2023} étant estimée inférieure à la F_{RMD} dans tous les cas (figure 6 et figure 7).

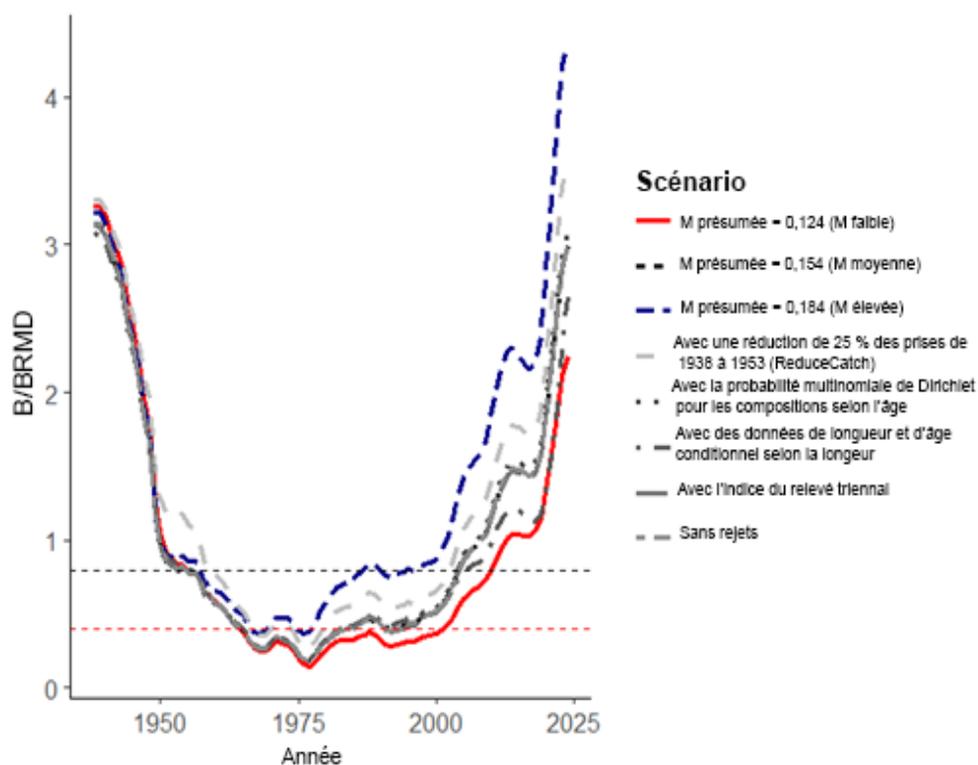


Figure 6. Biomasse médiane estimée du stock reproducteur femelle par rapport à la biomasse du stock reproducteur femelle au ratio de rendement maximal durable du modèle, où $M=0,154$ du modèle d'ensemble de base et des sensibilités sélectionnées, qui supposent également $M=0,154$, à l'exception des scénarios de M élevée ($0,184$) et de M faible ($0,124$). La ligne pointillée rouge représente $0,4 BRMD$, et la ligne pointillée noire représente $0,8 BRMD$.

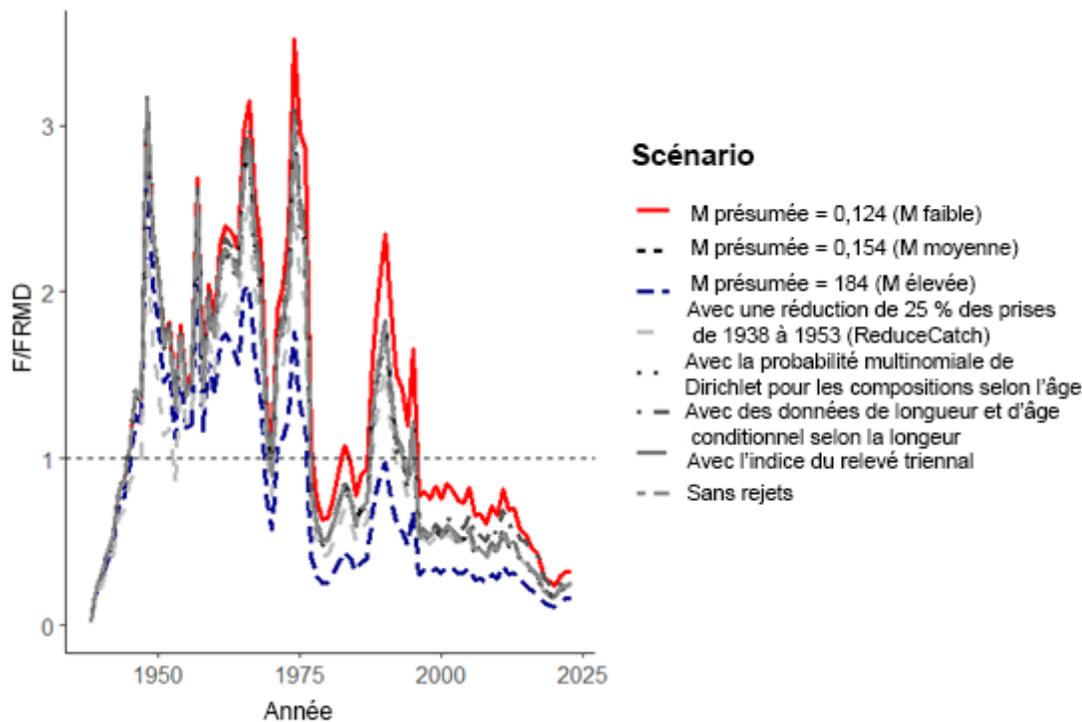


Figure 7. Médiane de la mortalité par pêche estimée par rapport à la mortalité par pêche au ratio de rendement maximal durable du modèle, où $M=0,154$ du modèle d'ensemble de base et des sensibilités sélectionnées, qui supposent également $M=0,154$ à l'exception des scénarios de M élevée ($0,184$) et de M faible ($0,124$). La ligne pointillée noire représente F_{RMD} .

Parmi les analyses de sensibilité examinées, la valeur présumée de M a eu l'effet le plus important sur les résultats du modèle. L'état des stocks en 2024 était le plus élevé dans le scénario de M élevée et le plus faible dans le scénario de M faible. Ce résultat a mené à l'établissement d'un modèle d'ensemble qui intégrait l'incertitude des valeurs de M présumées dans l'état des stocks et l'avis de récolte. Cependant, la plage des trois valeurs de M dans l'ensemble était relativement étroite ($M = 0,124 - 0,184$; une augmentation ou une diminution de 19 % par rapport à l'hypothèse de base de $M = 0,154$) en raison de l'incapacité du modèle à converger lorsque des valeurs de M supérieures ou inférieures à celles du modèle d'ensemble ont été utilisées.

Les limites de la couverture et de la fiabilité des données sur la composition selon l'âge ont également été des sources importantes d'incertitude. Les données sur la composition selon l'âge ne couvrent qu'une petite partie de la période reconstruite, les données allant de 2004 à 2019. Par conséquent, l'évaluation a supposé une courbe de sélectivité de la pêche unique au fil du temps et à l'échelle de la côte, ce qui constitue une hypothèse incertaine compte tenu des changements importants dans les règlements de gestion et le comportement de la flottille. L'absence de données récentes (après 2019) sur la composition selon l'âge a également entraîné une incertitude dans les estimations récentes du recrutement (figure 3D). De plus, la répartition spatiale selon l'âge des échantillons de plie de Californie prélevés à la fois dans le cadre de la pêche et des relevés synoptiques au chalut du MPO a montré une couverture spatiale limitée la plupart des années.

On a exploré une autre structure de modèle qui utilisait les données plus abondantes sur la composition selon la longueur dans le cadre d'une analyse de sensibilité (un modèle de longueur et d'âge conditionnel selon la longueur, appelé « longueur + âge conditionnel selon la

longueur ») afin de déterminer si l'ajout de données sur la longueur aux résultats de l'évaluation avait une incidence sur ces derniers. Le modèle « longueur + âge conditionnel selon la longueur » a estimé une biomasse plus faible et une mortalité par pêche plus élevée ces dernières années que le modèle de M moyenne, en raison de la mise à l'échelle des estimations de recrutement importantes en 2015 et 2016. Cependant, ce modèle a également estimé que B_{2024} se trouvait dans la zone saine et que F_{2023} était inférieur à F_{RMD} . Les travaux futurs visant à élaborer des modèles de longueur et d'âge conditionnel selon la longueur pour la plie de Californie (ou d'autres espèces de poisson de fond) dans le but de compenser les données limitées sur l'âge devraient explorer des méthodes qui permettent de représenter la variation des profils de croissance chez les poissons de la même cohorte. En outre, la recherche pourrait comprendre des analyses de simulation examinant l'effet de données limitées sur le rendement des modèles structurés selon l'âge et d'âge conditionnel selon la longueur ou, de façon équivalente, une analyse documentaire des études de simulation actuelles sur le sujet.

Il est recommandé de prioriser la collecte de données sur l'âge et la longueur auprès des pêcheurs au chalut, ainsi que d'examiner les méthodes utilisées pour sélectionner les otolithes aux fins de la lecture selon l'âge à partir des relevés synoptiques au chalut, en vue d'améliorer la fiabilité des données sur l'âge et la longueur pour les évaluations futures des stocks. Cette question n'est pas propre à la plie de Californie, car il s'agit d'une des nombreuses espèces qui bénéficieraient grandement d'un niveau plus élevé d'échantillonnage biologique de la pêche et de la détermination de l'âge des otolithes prélevés dans le cadre des relevés. Il faudrait envisager des compromis dans la répartition des ressources dédiées à la détermination de l'âge entre les espèces et un examen plurispécifique plus approfondi de la priorisation de l'échantillonnage et de la lecture selon l'âge.

La série de données historiques sur les prises utilisée dans cette évaluation constitue une autre source d'incertitude.

Les données sur les prises avant 1954 provenaient de reconstitutions documentées (Ketchen et Forrester 1966). Les estimations des prises au cours de cette période étaient beaucoup plus élevées que les niveaux de prises récents, ce qui a donné lieu à des estimations élevées de la mortalité par pêche pour les premières années. Bien que les évaluations antérieures des stocks en Colombie-Britannique n'aient pas utilisé les données antérieures à 1954 en raison de préoccupations en matière de fiabilité, des données historiques ont été incluses en raison de la valeur potentielle des renseignements découlant de cette première période de développement de la pêche. En outre, l'inclusion de ces données a permis de commencer l'évaluation à un état d'équilibre non atteint en 1938, ce qui a permis en retour d'éviter les hypothèses hautement incertaines associées au fait de commencer la population à un état de pêche à un moment ultérieur. On a mis à l'essai la sensibilité des résultats d'évaluation à ces prises historiques au moyen de la sensibilité « ReduceCatch », dans laquelle les niveaux de prises entre 1938 et 1954 ont été arbitrairement réduits de 25 %. Ce scénario de sensibilité « ReduceCatch » a donné lieu à des estimations historiques plus faibles de la mortalité par pêche et à une estimation plus élevée de l'état des stocks en 2024 comparativement au modèle de base.

Les autres sources d'incertitude explorées au moyen d'analyses de sensibilité ont eu très peu d'effet sur les extrants du modèle. Ces sources d'incertitude comprenaient notamment l'ajout d'un autre indice de relevé fondé sur le relevé triennal de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) des États-Unis, de l'élimination des rejets et de l'utilisation d'une autre méthode de pondération des données fondée sur une probabilité de Dirichlet-multinomiale.

Enfin, on a supposé une population fermée, mais on sait que la plie de Californie migre entre les États-Unis et le Canada en tant qu'adulte et larve pélagique (Pedersen 1975; Santa Cruz *et al.* 2023). L'évaluation des stocks de plie de Californie aux États-Unis a également reconnu ce

problème (Taylor *et al.* 2023). Les tendances similaires estimées des stocks (surtout au cours des années précédentes) selon l'évaluation des États-Unis et la présente évaluation confirment davantage que la plie de Californie pourrait être un stock transfrontalier. Les évaluations futures pourraient envisager de mettre à l'essai l'effet de l'hypothèse d'un seul stock fermé en Colombie-Britannique à la lumière des déplacements documentés de la plie de Californie entre la Colombie-Britannique et l'État de Washington. D'autres études sur les déplacements de la plie de Californie et la délimitation génétique des stocks seraient également bénéfiques à un tel effort.

CONCLUSIONS ET AVIS

On a utilisé le modèle Stock Synthesis pour ajuster un modèle d'évaluation des stocks pour la plie de Californie avec des données sur les prises, trois indices de relevé et des données sur la composition selon l'âge des pêches et des relevés. La mortalité naturelle a constitué une incertitude importante dans cette évaluation des stocks, ce qui a mené à l'élaboration d'un modèle d'ensemble qui combinait les distributions a posteriori de trois modèles fondés sur trois valeurs fixes pour M (0,124, 0,154 et 0,184). On a recommandé des points de référence fondés sur le RMD, car les points de référence fondés sur l'historique de la dernière évaluation de la plie de Californie n'étaient plus appropriés, et les points de référence fondés sur le RMD étaient robustes pour toutes les sensibilités. Sur la base des résultats du modèle d'ensemble de base, le stock de plie de Californie a été évalué comme étant supérieur au PRL et au PRS candidat au début de 2024, et la mortalité par pêche en 2023 a été évaluée comme étant inférieure au taux d'exploitation de référence candidat. Les projections pour dix ans, soit de 2025 à 2034, selon des niveaux de prises variables, ont montré que l'état des stocks avait une forte probabilité de demeurer au-dessus du PRL et du PRS candidat pour toutes les politiques de prises constantes envisagées. La probabilité que la mortalité par pêche F dans la projection soit inférieure au taux d'exploitation de référence candidat était également élevée (>99 %), du moins jusqu'à ce que les prises atteignent 1 750 t/année ou plus. Il est recommandé que des évaluations officielles des stocks aient lieu tous les 5 ans, mais cela pourrait aller jusqu'à 10 ans, compte tenu des valeurs élevées de l'état du stock estimé en 2024. Au cours des années suivantes, on pourrait suivre les tendances de l'abondance au moyen d'indices des relevés synoptiques au chalut du poisson qui se basent sur le rapport sommaire sur le poisson de fond (Cast *et al.* 2019; Anderson *et al.* 2020; Anderson *et al.* 2024), qui est mis à jour régulièrement. On a estimé que le stock se situait sous le PRS candidat en 2003, de sorte qu'un indice à l'échelle de la cote fondés sur des modèles, estimé au moyen d'un modèle géostatistique, qui tombe en dessous de la valeur moyenne de l'indice de 2003 peut signifier que le stock devrait faire l'objet d'une nouvelle évaluation. On pourrait utiliser les indices individuels issus des relevés synoptiques comme sources de renseignements secondaires pour définir les priorités de la nouvelle évaluation.

AUTRES CONSIDÉRATIONS

Les participants ont discuté de la possibilité d'inclure des systèmes de connaissances autochtones dans les objectifs d'évaluation des stocks et d'autres points de référence pendant la réunion, plus précisément du fait que l'état des stocks pourrait être déterminé à l'aide d'autres points de référence comme B_0 . L'utilisation et l'interprétation d'autres points de vue et seuils dépassaient la portée du présent document et de la présente réunion, mais les participants estiment qu'il s'agit d'une considération importante et qu'il vaut la peine d'encourager les scientifiques et les gestionnaires à en tenir compte dans les futures évaluations des stocks.

LISTE DES PARTICIPANTS DE LA RÉUNION

| Nom | Prénom | Organisme d'appartenance |
|---------------------|---------------|---|
| Anderson | Sean | MPO Science |
| Cornthwaite | Maria | MPO Science |
| Davidson | Lindsay | MPO Science |
| Edwards | Jess | Ha'oom Fisheries |
| English | Philina | MPO Science |
| Finn | Deirdre | MPO Fisheries Management |
| Finney | Jessica | MPO Centre for Science Advice Pacific |
| Fisch | Nick | MPO Science |
| Forrest | Robyn | MPO Science |
| Franceschini | Jaclyn | MPO Science |
| Haggarty | Dana | MPO Science |
| Haigh | Rowan | MPO Science |
| Holt | Kendra | DFO Science |
| Kronlund | Rob | Sablefish Association |
| Leaman | Bruce | COSEWIC Marine Fishes Committee |
| Mazur | Mackenzie | MPO Science |
| Olsen | Norm | MPO Science |
| Regular | Paul | MPO Science |
| Rogers | Luke | MPO Science |
| Richardson-Deranger | Lindsay | MPO Fisheries Management |
| Schut | Steve | MPO - Sciences |
| Sporer | Chris | Pacific Halibut Management Association |
| Starr | Paul | Canadian Groundfish Research and Conservation Society |
| Taylor | Ian | National Oceanic and Atmospheric Administration |
| Turris | Bruce | Canadian Groundfish Research and Conservation Society |
| Williams | Theresa | Canadian Groundfish Research and Conservation Society |

SOURCES DE RENSEIGNEMENTS

- Anderson, S.C., Dunic, J.C., Keppel, E.A., and Edwards, A.M. 2024. A data synopsis for British Columbia groundfish: 2022 data update. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3624: viii + 267 p.
- Anderson, S.C., Dunic, J.C., Keppel, E.A., and Edwards, A.M. 2024. A data synopsis for British Columbia groundfish: 2022 data update. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3624: viii + 267 p.
- Anderson, S.C., Keppel, E.A., Edwards, A.M. 2019. [Synthèse des données reproductibles pour plus de 100 espèces de poissons de fond de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/041. vii + 333 p.

- Anderson, S. C., Keppel, E. A., & Edwards, A. M. 2020. Reproducible visualization of raw fisheries data for 113 species improves transparency, assessment efficiency, and monitoring. *Fisheries*. 45(10), 535-543.
- Barrett, T.J., Marentette, J.R., Forrest, R.E., Anderson, S.C., Holt, C.A., Ings, D.W., et Thiess, M.E. 2024. [Considérations techniques relatives à l'état des stocks et aux points de référence limites dans le cadre des dispositions relatives aux stocks de poissons](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc de rech. 2024/029. v + 66 p.
- Castillo, G.C., Li, H.W., and Golden, J.T. 1994. Environmentally induced recruitment variation in petrale sole, *Eopsetta jordani*. *Fishery Bulletin*, 92(3), 481-493.
- DFO. 2009. [A fishery decision-making framework incorporating the Precautionary Approach](#). Online – last date modified: 2009-03-23.
- Hamel, O.S., and Cope, J.M. 2022. Development and considerations for application of a longevity-based prior for the natural mortality rate. *Fisheries Research*, 256, 106477.
- 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.
- Ketchen, K.S., and Forrester, C.R. 1966. Population dynamics of the Petrale Sole, *Eopsetta jordani*, in waters off western Canada (No. 153). Fisheries Research Board of Canada.
- Le Cren, E.D. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). *J Anim Ecol*, 20: 201–219.
- Love, M.S. 2011. Certainly more than you want to know about the fishes of the Pacific Coast: a postmodern experience. Really Big Press.
- Maunder, M.N., Hamel, O.S., Lee, H.H., Piner, K.R., Cope, J.M., Punt, A.E., and Methot, R.D. 2023. A review of estimation methods for natural mortality and their performance in the context of fishery stock assessment. *Fisheries Research*, 257, 106489.
- Methot Jr, R.D., and Wetzel, C.R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. *Fisheries Research*, 142, 86-99.
- Methot, R.D., Wetzel, C.R., Taylor, I.G., and Doering, K. 2020. Stock synthesis user manual: version 3.30. 15.
- Miller, T.J., and Brooks, E.N. 2021. Steepness is a slippery slope. *Fish and Fisheries*, 22(3), 634-645.
- Monnahan, C.C., and Kristensen, K. 2018. “No-u-turn sampling for fast Bayesian inference in ADMB and TMB: Introducing the Adnuts and Tmbstan r Packages.” *PloS One* 13 (5).
- Myers, R.A., Bowen, K.G., and Barrowman, N.J. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 2404–2419.
- Pedersen, N.G. 1975. Recent investigations of Petrale Sole off Washington and British Columbia, Wash. Dept. Fish. Tech. Rept. 17372.
- Powell, A., Clarke, M.E., Haltuch, M.A., Fruh, E., Anderson, J., Whitmire, C.E., and Johnson, M.M. 2022. First autonomous underwater vehicle observations of a potential Petrale Sole (*Eopsetta jordani*) spawning aggregation off the US West Coast. *Frontiers in Marine Science*, 9:834839.

- Santa Cruz, F., Parada, C., Haltuch, M., Wallace, J., Cornejo-Guzman, S., and Curchitser, E. 2023. Petrale sole transboundary connectivity and settlement success: a biophysical approach. *Frontiers in Marine Science*, 10:1155227.
- Starr, P.J. et Haigh, R. 2021. [Évaluation du stock de sébaste à raie rouge \(*Sebastes proriger*\) en Colombie-Britannique en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/014. viii + 356 p.
- Stewart, I.J., and Hamel, O.S. 2014. Bootstrapping of sample sizes for length-or age-composition data used in stock assessments. *Canadian journal of fisheries and aquatic sciences*, 71(4), 581-588.
- Taylor, I.G., Gertseva, V., and Tolimieri, N. 2023. Status of petrale sole (. Pacific Fishery Management Council, Portland, Oregon. 174 p.

CE RAPPORT EST DISPONIBLE AUPRÈS DU :

Centre des avis scientifiques (CAS)
Région du Pacifique
Pêches et Océans Canada
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

Courriel : DFO.PacificCSA-CASPacifique.MPO@dfo-mpo.gc.ca

Adresse Internet : www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/

ISSN 1919-5117

ISBN 978-0-660-75133-7 Cat No. Fs70-6/2025-002F-PDF

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2025

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



La présente publication doit être citée comme suit :

MPO. 2025. Évaluation de la Plie de Californie en Colombie-Britannique en 2024. Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2025/002.

Also available in English:

DFO. 2025. *Assessment of Petrale Sole in British Columbia in 2024*. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2025/002.