



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2026/039

Région des Maritimes

Cadre d'évaluation de la morue 5Z : Revue des approches de modélisation

Andrushchenko, I.V.^{1.}, Benoit H.P.^{2.}, Clark, C.M.^{1.}, and E. Way-Nee¹

Pêches et Océans Canada

¹St. Andrews Biological Station
125 Marine Science Dr.
St. Andrews, NB E5B 0E4

²Institut Maurice-Lamontagne
850 Rte de la Mer
Mont-Joli, QC G5H 3Z4

Avant-propos

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

Publié par :

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

<http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/>
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca



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

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-99644-8 N° cat. Fs70-5/2026-039F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Andrushchenko, I., Benoit, H.P., Clark, C.M., et Way-Nee, E. 2026. Cadre d'évaluation de la morue 5Z : Revue des approches de modélisation. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2026/039. iv + 62 p.

Also available in English :

Andrushchenko, I., Benoit, H.P., Clark, C.M., and Way-Nee, E. 2026. 5Z Cod Assessment Framework: Review of Modelling Approaches. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2026/039. iv + 58 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION	1
NOUVELLES DONNÉES D'ENTRÉE ET CONSIDÉRATIONS	2
MAUVAISE CARACTÉRISATION DES PRISES ET INCERTITUDES	2
Pêche américaine	2
Pêcherie canadienne	5
STRUCTURE DU MODÈLE	5
MODÈLE DE PROCESSUS.....	5
MODÈLE D'OBSERVATION.....	7
Coefficient de variation (CV) de la pêche.....	8
MODELES CANDIDATS	9
RÉSULTATS DU MODÈLE ET DISCUSSION	10
Recrutement.....	11
Coefficient de variation de la pêche	11
Flottille de mauvaise attribution.....	12
Structure de l'erreur de processus	12
Mortalité naturelle.....	13
Autres considérations.....	15
CONCLUSION	16
ÉLABORATION D'AVIS INTERIMAIRES POUR LA SAISON DE PECHE 2025.....	17
AFFECTATION DES AVIS DU MODELE TGB A L'AIRE DE GESTION EGB.....	18
RECOMMANDATIONS FUTURES.....	19
RÉFÉRENCES CITÉES	19
TABLEAUX	22
FIGURES	27

RÉSUMÉ

En 2023, les Sciences de Pêches et Océans Canada (MPO) ont entrepris l'élaboration d'un nouveau cadre pour la morue franche transfrontalière de la division 5Z (*Gadus morhua*), en raison de l'absence, depuis 2018, d'un modèle de population fonctionnel et de points de référence conformes à l'approche de précaution pour ce stock. À la suite de l'examen par les pairs portant sur les données d'entrée, le présent document résume les étapes subséquentes de l'élaboration du modèle. Des modèles de population ont été élaborés pour deux unités d'évaluation : (1) la grande unité d'évaluation englobant l'ensemble du banc Georges, actuellement utilisée dans les évaluations nationales aux États-Unis (É.-U.), et (2) la plus petite unité d'évaluation de l'est du banc Georges, actuellement utilisée par le Canada et les É.-U. pour fournir des avis sur l'état du stock au Comité directeur pour la gestion des stocks transfrontaliers, en appui à la gestion des stocks transfrontaliers.

INTRODUCTION

La morue franche (*Gadus morhua*) de l'est du banc Georges (EGB) est une ressource transfrontalière cogérée par le Canada et les États-Unis par l'intermédiaire du *Transboundary Management Guidance Committee* (TMGC). Le modèle de population élaboré par le *Transboundary Resource Assessment Committee* (TRAC) a été rejeté en 2018 sans être remplacé, laissant ainsi le stock transfrontalier de morue sans points de référence ni évaluation de l'état du stock. En 2023, les Sciences du MPO ont lancé un processus d'examen du cadre en vue de développer un nouveau cadre de modélisation et d'évaluation conforme à l'approche de précaution pour ce stock transfrontalier (MPO 2009). Le présent document représente l'examen par les pairs du modèle candidat dans le cadre de ce processus; l'examen subséquent portant sur les points de référence et les projections devrait mener à l'achèvement du cadre à l'automne 2024.

Un désalignement entre les limites du stock biologique, les unités agrégées utilisées pour les déclarations de prises aux États-Unis, et l'unité utilisée pour la gestion du stock, a nécessité une attention particulière quant à la couverture spatiale adoptée pour ce cadre, comme le décrit Andrushchenko et al. (2026). Les travaux récents portant sur la structure du stock biologique de la morue dans les sous-zones 5 et 6 de l'OPANO ont mis en évidence une limite entre les secteurs est (EGB) et ouest (WGB) du banc Georges autour du 68^e méridien ouest, lequel coupe en deux les zones statistiques américaines 522 et 525 (McBride et Smedbol 2022; Figure 1). Diviser ces zones statistiques introduirait une incertitude dans les prises américaines, ce qui l'emporterait sur les preuves à l'appui de cette division, et a mené à une révision de la structure du stock incluant les zones statistiques américaines 522 et 525 dans leur intégralité (McBride et Smedbol 2022; Figure 1). Étant donné que cette définition révisée du stock entraîne un décalage entre l'unité d'évaluation et l'unité de gestion, le cadre actuel examine deux configurations spatiales pour l'unité d'évaluation :

1. **Zones statistiques américaines 551, 552, 561 et 562**, couvrant les unités statistiques du MPO 5Zejm (Figure 1, Figure 2); ci-après désignées comme **est du banc Georges (EGB)**. Cette zone correspond aux unités d'évaluation et de gestion de l'est du banc Georges actuellement reconnues par le TMGC (TRAC 2002).
2. **Zones statistiques américaines 551, 552, 561, 562, 522 et 525**, couvrant les unités statistiques du MPO 5Zejmhn (Figure 1, Figure 2); ci-après désignées comme **banc Georges total (TGB)**. Cette zone correspond à l'unité d'évaluation domestique actuellement utilisée par les États-Unis (NEFSC 2023a).

L'examen de modèles candidats couvrant ces deux zones doit permettre des comparaisons pragmatiques quant à la performance et aux résultats des modèles, dans un cadre de modélisation commun partageant une structure et des hypothèses communes. L'examen des différences de performance et de résultats entre les deux devrait aider à quantifier les compromis associés à l'utilisation de l'une ou l'autre unité d'évaluation, étant donné que l'unité de gestion transfrontalière demeure l'EGB.

La majorité des données d'entrée du modèle de population utilisées ici ont été examinées par les pairs et acceptées lors de la réunion d'examen du *Secrétariat canadien de consultation scientifique* (SCCS) portant sur le *Cadre d'évaluation de la morue de l'Atlantique dans la sous-division 5Z de l'OPANO : Partie 1 — Examen des données d'entrée*, qui s'est tenue du 14 au 16 novembre 2023. Les détails techniques pertinents sont documentés dans Andrushchenko et al. (2026). Les descriptions détaillées des données d'entrée ne sont pas répétées ici, mais certains travaux supplémentaires ont été réalisés depuis le dernier examen

du SCCS et sont présentés ici (voir la section **Nouvelles données d'entrée et considérations**).

NOUVELLES DONNÉES D'ENTRÉE ET CONSIDÉRATIONS

Dans les modèles candidats de l'est du banc Georges (EGB) et du banc Georges total (TGB), les pêches américaine et canadienne sont traitées comme des flottilles distinctes, ce qui permet de tenir compte des particularités propres à chacune (c.-à-d. différences et incertitudes dans la fiabilité de la surveillance des pêches et des prises, et changements propres à chaque pêche au fil du temps). Cette approche est mise en œuvre parce que chaque flottille relève de son propre cadre de gestion et de surveillance, et parce que les pratiques de pêche peuvent varier entre pays. Cette séparation est particulièrement utile dans les années récentes, lorsque les données de prises par âge ou par poids pour la pêche américaine ne peuvent être calculées en raison d'un faible échantillonnage, et peuvent donc être traitées comme des valeurs manquantes. Un modèle utilisant une flottille combinée aurait nécessité soit d'imputer les données manquantes de prises par âge de la pêche américaine en supposant qu'elles étaient semblables aux années récentes, soit de supposer que la sélectivité américaine était la même que celle du Canada.

Les produits de données de la pêche américaine représentent la composante des données d'entrée du modèle qui diffère le plus entre les modèles candidats EGB et TGB, et qui explique donc les différences observées entre les sorties des deux modèles. Les données d'entrée de la pêche canadienne sont identiques dans les deux modèles, tandis que la contribution américaine aux prélèvements totaux est naturellement plus élevée dans le modèle TGB (Tableau 1). Historiquement, les prises canadiennes représentaient 50 à 80 % de tous les prélèvements dans l'EGB, mais ont augmenté pour atteindre environ 90 % au cours des dernières années (Figure 3). En comparaison, la contribution canadienne aux prélèvements dans le TGB a varié entre 25 % et 55 % dans le passé, augmentant pour atteindre environ 70 % ces dernières années (Figure 3). Cette augmentation récente est attribuable à une baisse notable des prélèvements américains sur le banc Georges depuis environ 2017, plutôt qu'à une hausse des débarquements canadiens (Figure 4).

Des préoccupations persistantes existent concernant la fiabilité de certaines données provenant des pêcheries américaines utilisées dans l'évaluation de la morue de l'EGB. La caractérisation des erreurs de déclaration dans la pêche américaine a fait l'objet de nombreuses discussions au TRAC, mais l'absence d'estimations fiables de ces erreurs a rendu leur intégration difficile dans les modèles antérieurs (O'Brien et Worcester 2010; Wang et O'Brien 2013; Clark et Trinko-Lake 2019). Dans le contexte d'indications d'une hausse de la mortalité naturelle du stock, cette incertitude a constamment laissé planer un doute quant à la proportion de mortalité naturelle estimée pouvant réellement représenter des prises américaines mal déclarées ou mal attribuées. Par conséquent, des travaux supplémentaires ont été réalisés depuis l'examen des données d'entrée (Andrushchenko et al. 2026) afin de quantifier l'ampleur de la mauvaise attribution présumée de morue de l'EGB dans la pêche américaine, ainsi que les incertitudes touchant les flottilles canadiennes et américaines.

MAUVAISE CARACTÉRISATION DES PRISES ET INCERTITUDES

Pêche américaine

Deux types de mauvaise caractérisation des prises sont reconnus dans la pêche commerciale américaine sur le banc Georges : la mauvaise attribution et la fausse déclaration (Hayes et

Demarest 2023¹; NMFS 2018). La mauvaise attribution des prises entre zones découle de l'exigence selon laquelle les pêcheurs doivent déclarer la zone où l'engin est remonté à bord (Hayes et Demarest 2023¹). Ainsi, toute activité de pêche traversant une limite entre deux zones adjacentes (« *straddle sets* », Figure 1) doit déclarer la totalité des prises comme provenant de la zone où l'engin a été remonté, même si la majeure partie de la traitée a eu lieu dans l'autre zone.

À l'inverse, la fausse déclaration de morue désigne le fait de déclarer intentionnellement une fausse zone de pêche, une quantité inexacte d'une espèce capturée, ou encore de déclarer une espèce en tant qu'une autre (NMFS 2018). Dans une pêche multispécifique, ces trois pratiques peuvent réduire l'effet d'une espèce limitante (*choke species*), c'est-à-dire une espèce capturée accessoirement qui, si elle excède son quota, peut forcer la fermeture de la pêche ciblée. La fausse déclaration permet donc de poursuivre les activités sans dépasser les quotas d'une espèce qui entraînerait la fermeture de la pêche ciblée.

Les incitatifs à la mauvaise attribution, à la fausse déclaration ou au rejet de morue peuvent être liés à des déséquilibres de quotas entre zones ou entre espèces, à des considérations financières, ou à des changements abrupts des niveaux de prises autorisées (Holland et al. 2019; Palmer 2017). Dans le cas de la morue de l'EGB, le déséquilibre des quotas américains entre l'est (EGB) et l'ouest (TGB) du banc Georges entre 2004 et 2015 créait un incitatif fort à attribuer les morues de l'EGB comme capturées dans l'ouest, où les quotas étaient beaucoup plus élevés (Figure 5). Toutefois, la mauvaise attribution entre l'EGB et le WGB n'est devenue légale qu'en 2006, lorsque les navires ont été autorisés pour la première fois à pêcher dans plusieurs zones au cours d'un même voyage (Tableau 2b in Wang 2009). L'écart de TAC est présumé avoir encouragé l'attribution légale de prises de morue de l'EGB au WGB, ce qui a augmenté la proportion moyenne de prises de morue du TGB déclarées le long de la frontière est-ouest, passant de 3 % à 10 % par année (Figures 6 et 7).

Étant donné les décalages entre l'application des mesures de gestion (année de pêche : mai-avril) et l'agrégation des données de captures (année civile : janvier-décembre), les années civiles 2005 et 2016 sont jugées transitoires et exclues des calculs subséquents.

En supposant que l'augmentation des prises de morue le long de la bordure est de la zone statistique américaine 522 entre 2006 et 2015 provienne de *straddle sets*, l'estimation des prises mal attribuées de morue de l'EGB peut être calculée comme :

$$C_y = Si_y - Sn_\mu$$

où C_y = prises mal attribuées en année y , Si_y = prises des *straddle sets* en année y , Sn_μ = moyenne des prises des *straddle sets* en années non incitatives (Figure 7). D'après les années non incitatives, la proportion annuelle moyenne estimée était de 3,1 %, avec un écart-type de 1,8 % (Figure 7). L'application de cette méthode donne des estimations moyennes annuelles de 65 à 232 t de morue mal attribuée, soit une augmentation de 30 à 163 % par rapport aux prises américaines déclarées pour l'EGB durant les années incitatives (Figure 8). L'incertitude entourant le niveau de base de l'activité le long de la frontière durant les années où il existait un incitatif peut être propagée comme une incertitude dans la quantité mal attribuée, en supposant que le niveau de base de l'activité durant ces années suit une distribution normale avec une moyenne de 3,1 et un écart-type de 1,8. Le rééchantillonnage de Sn_μ à partir de cette

¹ Hayes, C., and C. Demarest. 2023. Comparing groundfish landings estimates aggregated at the broad stock area level based on vessel trip reports and vessel monitoring system data. Working Paper presented during the 2023 Cod Research Track

distribution supposée, 1 000 fois, donne un coefficient de variation (CV) de 0,57 autour des estimations de prises mal attribuées (Figure 9).

Cette méthode repose sur plusieurs hypothèses qui pourraient être améliorées grâce à une meilleure connaissance de la pêche et un accès aux données brutes. À l'heure actuelle, l'estimation des prises attribuées aux « straddle sets » dépend en partie du caractère grossier de la grille spatiale dans les graphiques de pêche américains. Une agrégation spatiale plus fine des données de pêche ou une analyse basée sur le système de surveillance des navires (VMS) pourrait aider à distinguer les véritables straddle sets traversant la frontière de ceux qui se produisent entièrement le long de la bordure de la zone statistique 522. En supposant que toutes les captures le long de la frontière orientale durant ces années sont mal attribuées, la quantité de morue de l'EGB mal attribuée augmente à 150–350 t, ce qui représenterait une augmentation de 48 à 281 % des prises annuelles américaines déclarées pour la morue de l'EGB. Bien que peu probable, cela fournit une limite supérieure pour la quantité maximale de morue mal attribuée par l'intermédiaire des straddle sets durant ces années. De plus, cette méthode se concentre sur la quantification de la morue de l'EGB mal attribuée à partir des straddle sets entre l'EGB et le WGB seulement; elle ne tente pas de quantifier l'ampleur de toute fausse déclaration durant ces années ni de toute mauvaise attribution entre d'autres frontières.

Une autre méthode permettant de quantifier tous les prélèvements (y compris mal attribués, faussement déclarés et rejetés) de morue de l'EGB à l'aide des données VMS a été initialement décrite par Palmer (2017) et approfondie par Hayes et Demarest (2023). Cette méthode appliquait un taux de capture moyen présumé de morue sur l'EGB au temps passé à pêcher sur l'EGB par les navires de poisson de fond entre 2009 et 2022. Les estimations obtenues sont généralement plus élevées (2011–2013) ou équivalentes (2014–2016) à celles produites ici (Figure 8). Fait intéressant, en 2009 et 2010, la méthode VMS produit des estimations de captures de l'EGB équivalentes aux captures déclarées pour ces années, laissant entendre qu'il n'y avait pas de mauvaise caractérisation. Cela contredit la méthode des straddle sets présentée ici, qui indique qu'il y avait encore un incitatif à la mauvaise attribution durant ces années. Les deux approches indiquent une diminution de la mauvaise attribution de morue de l'EGB après 2016, renforçant la crédibilité de l'hypothèse selon laquelle la mauvaise caractérisation est, du moins en partie, motivée par des déséquilibres de quotas.

Quantifier l'ampleur des autres types de mauvaise caractérisation de la morue de l'EGB et du TGB est extrêmement difficile et nécessite une compréhension très approfondie des pêches américaines et des systèmes de surveillance. Ainsi, le cadre actuel s'appuie sur les valeurs précédemment calculées pour toute fausse déclaration autre que celles provenant des straddle sets entre l'EGB et le WGB. Les estimations de fausse déclaration de morue de l'EGB et du TGB comme une autre espèce entre 2012 et 2017 ont été compilées par le NMFS (2018) et représentaient 1,7–2,3 t pour l'EGB et 4,4–25 t pour le TGB durant les années de pêche 2014 et 2015 (1,5–2 % des captures déclarées de l'EGB et 1–3 % des captures déclarées du TGB durant ces années). Bien qu'il s'agisse probablement d'une sous-estimation, ce sont les seules estimations quantitatives connues de fausse déclaration d'espèces à Georges Bank. En outre, on pense qu'il y a eu de la fausse déclaration d'espèces avant 2012 également, mais aucune estimation n'existe.

L'incertitude entourant les prélèvements américains de morue de l'EGB a été intégrée dans les modèles en traitant les prises mal attribuées comme une flottille distincte des captures américaines déclarées. Cette approche a permis de séparer le biais estimé (mauvaise attribution directionnelle) de l'incertitude (CV sans directionnalité) entourant les captures américaines déclarées pour l'EGB. Comme ces estimations n'étaient disponibles que pour 2005–2016 et que le logiciel de modélisation actuel ne peut pas accepter des zéros dans les

prises totales d'une flottille, une prise de 1 t a été attribuée à cette flottille pour toutes les autres années; une hypothèse qui peut être facilement modifiée si des estimations plus raffinées et non nulles de mauvaise attribution deviennent disponibles pour d'autres années. La sélectivité de la flottille mal attribuée a été supposée identique à celle de la flottille américaine déclarée, étant donné l'absence de données de composition par âge propres aux prises mal attribuées. Il n'y a aucune raison de s'attendre à une différence de sélectivité entre ces deux flottilles.

Comme les estimations calculées de mauvaise attribution portaient uniquement sur les prises provenant des straddle sets entre l'EGB et le WGB, le modèle TGB prenait déjà en compte cette mauvaise attribution dans sa structure interne et n'avait pas besoin d'une troisième flottille.

Pêcherie canadienne

À l'heure actuelle, la fausse déclaration associée aux flottilles canadiennes du banc Georges est jugée relativement faible, en raison de systèmes de surveillance robustes et d'une forte couverture par observateurs. Tout cas important serait limité aux années 1970 et début 1980, lorsque certains pêcheurs hésitaient à fournir de l'information de peur d'une utilisation à des fins d'application de la loi (Haché 1989).

Les écarts de TAC entre l'EGB et la zone adjacente (4X5Y) n'ont jamais été suffisamment importants pour inciter à déplacer volontairement des prises entre zones, compte tenu d'un risque élevé de détection (Figure 10).

Comme aucune estimation quantifiable de la fausse déclaration historique n'est disponible pour la pêche canadienne, celle-ci est reflétée dans l'incertitude globale des prélèvements (coefficient de variation, CV).

STRUCTURE DU MODÈLE

Deux modèles de population candidats sont présentés pour la morue transfrontalière, l'un couvrant l'EGB (unités 5Zejm du MPO; zones statistiques américaines 551, 552, 561 et 562) et l'autre couvrant le TGB (unités 5Zejmhn du MPO; zones statistiques américaines 551, 552, 561, 562, 525 et 522, Figure 1). Les deux modèles ont été développés à l'aide du cadre de modélisation WHAM (Woods Hole Assessment Model), un modèle de type espaces d'états structuré par âge (Stock et Miller 2021). Dans WHAM, l'erreur de processus sur les effectifs par âge peut être paramétrée comme un effet aléatoire et estimée soit comme des variables IID (indépendantes et identiquement distribuées), soit comme des valeurs corrélées entre les années, les âges ou selon une structure bidimensionnelle. Dans le présent cadre, les effets aléatoires estimés pour les effectifs par âge sont censés englober l'erreur de processus associée au recrutement, à la mortalité naturelle, aux mouvements d'entrée et de sortie de la zone d'évaluation ainsi qu'à la mortalité par pêche, y compris les variations de sélectivité et l'incertitude dans les prises par âge.

Pour les besoins de l'examen, les équations pertinentes portant sur la dynamique de population et sur le modèle d'observation sont résumées brièvement ci-dessous, tandis que des explications détaillées se trouvent dans Stock et Miller (2021), Miller et Hyun (2018) et Miller et al. (2016).

MODÈLE DE PROCESSUS

Le cadre WHAM sépare la dynamique de la population (modèle de processus) des pêches et des relevés utilisés pour observer la population (modèle d'observation). Pour un modèle qui inclut une classe d'âge regroupant l'abondance aux âges les plus élevés, communément

appelée un groupe plus, la structure du modèle de dynamique de cohorte dans WHAM est la suivante :

$$\log N_{a,y} = \begin{cases} \log(N_{1,y-1}) + \varepsilon_{1,y} & \text{if } a = 1 \\ \log(N_{a-1,y-1}) - Z_{a-1,y-1} + \varepsilon_{a,y} & \text{if } 1 < a < A \\ \log(N_{A-1,y-1} e^{-Z_{A-1,y-1}} + N_{A,y-1} e^{-Z_{A,y-1}}) + \varepsilon_{A,y} & \text{if } a = A \end{cases}$$

où $N_{a,y}$ représente l'abondance à l'âge a et à l'année y (A correspondant au groupe plus), $\varepsilon_{a,y}$ est l'erreur de processus associée aux effectifs à l'âge a et à l'année y , et $Z_{a,y}$ est la mortalité totale subie à l'âge a et à l'année y (Stock et Miller 2021). Le modèle est structuré selon les âges 1 à 9+, l'âge 1 étant considéré comme le recrutement et l'âge 9 regroupant les âges plus avancés. L'utilisation d'un groupe plus pour les âges 9+ permet au modèle de traiter les captures nulles observées dans les relevés ou la pêche pour les âges avancés certaines années, tout en conservant une information pertinente sur la dynamique des cohortes. Le recrutement d'une année donnée est estimé comme le recrutement de l'année précédente, auquel s'ajoute une erreur de processus ε supposée suivre un processus AR(1) stationnaire, de variance σ_R^2 et de corrélation ρ :

$$\varepsilon_{1,y+1} \sim \mathcal{N}(\rho_{year}\varepsilon_{1,y} - \frac{\sigma_R^2}{2(1-\rho_{year}^2)}, \sigma_R^2)$$

Le paramètre de corrélation incorporé dans l'erreur de processus du recrutement se traduit par une corrélation du recrutement entre les années. L'option alternative dans WHAM estime un recrutement moyen sur la période, avec une erreur de processus rendant compte des écarts annuels:

$$\log(N_{1,y}) = \log(R_0) + \varepsilon_{1,y}$$

où R_0 est la moyenne de la série de recrutement et $\varepsilon_{1,y}$ est l'erreur de processus associée à une structure de covariance AR(1) à travers les années. Les deux modèles candidats utilisent l'approche en marche aléatoire (random walk), mais des analyses de sensibilité ont également été réalisées avec l'option alternative.

Indépendamment du recrutement, une erreur de processus est aussi appliquée aux âges 2 et plus, et on suppose qu'elle suit une structure de corrélation AR(1) bidimensionnelle selon l'année et l'âge. La mortalité naturelle (M) est paramétrée sous forme d'une matrice d'entrées fixes variant selon l'âge et l'année, estimée en dehors de WHAM à partir de la relation empirique entre le poids corporel et la mortalité décrite par Lorenzen (1996, Figure 11).

Dans WHAM, des effets aléatoires sur la mortalité naturelle (M) peuvent être mis en œuvre avec des effets aléatoires corrélés selon l'âge et l'année [2DAR(1), Stock et Miller 2021]. Toutefois, la structure de corrélation actuelle doit englober tous les âges (1–9+) et ne peut pas être séparée entre effets aléatoires sur le recrutement (âge 1) et effets aléatoires sur les âges plus avancés (2+). Par conséquent, les effets aléatoires corrélés sur la mortalité naturelle sont fortement confondus avec l'erreur de processus du recrutement, ce qui rend l'estimation de M à l'intérieur du modèle non viable à ce stade. Dans les deux modèles, la mortalité naturelle (M) a donc été calculée empiriquement comme une fonction du poids-à-âge (Lorenzen 1996) et fixée comme effet déterministe. Cette approche permet à M de varier selon l'âge tout en reflétant les tendances temporelles du poids-à-âge (Figure 11). Malheureusement, elle ne tient pas compte des facteurs extrinsèques influençant la mortalité naturelle, tels que la prédation ou la compétition (Lorenzen 2022).

MODÈLE D'OBSERVATION

La composante d'observation de WHAM considère les indices de relevé agrégés attendus comme des indices relatifs de la population réelle, définis par:

$$\hat{I}_{y,i} = \sum_a q_i S_{a,i} N_{a,y} W_{a,y,i} e^{-Z_{a,y} f_{y,i}}$$

où q_i est la capturabilité invariante dans le temps pour le relevé i , $S_{a,i}$ est la sélectivité invariante dans le temps à l'âge a pour le relevé i , $W_{a,y,i}$ est le poids à l'âge a , à l'année y et pour le relevé i , et $f_{y,i}$ est la fraction de l'année associée au moment du relevé. $W_{a,y,i}$ et $f_{y,i}$ sont des intrants du modèle. Pour la morue de l'EGB et du TGB, la sélectivité des relevés printaniers du NMFS est estimée sous forme logistique (plateau), tandis que la sélectivité des relevés d'automne du NMFS est supposée suivre une forme dômée. La forme dômée est étayée par l'absence de poissons plus âgés dans les captures automnales (c.-à-d., 7+ durant les années 2000, 5+ depuis 2021), alors que les relevés printaniers du NMFS continuent de capturer des poissons plus âgés. Dans WHAM, la sélectivité dômée est estimée comme des sélectivités spécifiques à l'âge; dans le présent cas, les sélectivités aux âges 2 et 3 sont fixées respectivement à 0,8 et 1. Au départ, l'estimation d'une sélectivité dômée a été tentée en posant une sélectivité double-logistique sous-jacente, mais les deux modèles ont rencontré des problèmes de bornes de paramètres de sélectivité et n'ont pas convergé. L'estimation d'une sélectivité à l'âge nécessitait de fixer au moins un âge, et les analyses empiriques suggéraient une pleine sélectivité aux âges 2–3. Fixer la pleine sélectivité au seul âge 3 entraînait des problèmes intermittents de bornes pour l'estimation à l'âge 2, tandis que fixer la pleine sélectivité à l'âge 2 conduisait à une matrice hessienne non inversible. En se fondant sur le traitement antérieur du relevé d'automne dans les évaluations transfrontalières de la morue, la pleine sélectivité a été fixée à l'âge 3 et la sélectivité à l'âge 2 à 0,8, ce qui a stabilisé le modèle.

L'observation de l'indice de relevé agrégé en log est supposée suivre une loi normale avec un terme de correction du biais ($-\frac{\sigma_{I_{y,i}}^2}{2}$) et un écart-type ($\sigma_{I_{y,i}}^2$) fonction d'un coefficient de variation (CV) défini par l'utilisateur (Figure 12) :

$$\log(I_{y,i}) \sim \mathcal{N} \left(\log(\hat{I}_{y,i}) - \frac{\sigma_{I_{y,i}}^2}{2}, \sigma_{I_{y,i}}^2 \right)$$

Les considérations prises en compte pour déterminer le coefficient de variation (CV) de la pêche sont présentées ci-dessous (section Coefficient de variation de la pêche). La prise agrégée attendue de la pêche est définie comme suit :

$$\hat{C}_{y,i} = \sum_a N_{a,y} (1 - e^{-Z_{a,y}}) \frac{F_{y,i} S_{a,b,i}}{Z_{a,y}} W_{a,y,i}$$

où $F_{y,i}$ est la mortalité par pêche de la flottille i , $S_{a,b,i}$ est la sélectivité de la flottille i dans le bloc temporel b et à l'âge a , et $W_{a,y,i}$ est la matrice des poids à l'âge propres à la flottille. La sélectivité de la pêche est estimée à l'aide d'une fonction logistique, puisqu'aucune preuve n'indique une diminution de la sélectivité de la pêche pour les poissons plus âgés. Il semble que la flottille canadienne capture une proportion légèrement plus élevée de poissons âgés que la flottille américaine, ce qui suggère que l'estimation d'une sélectivité distincte pour chaque flottille est appropriée (Figure 13).

Les décisions concernant les changements dans la sélectivité de la pêche ont été guidées par plusieurs facteurs. D'abord, l'examen des mesures de gestion des pêches indique que le début et le milieu des années 1990 ont été marqués par des modifications des tailles minimales de

maillage : le Canada a instauré un maillage minimal carré de 130 mm en 1990, auquel s'est ajouté un maillage minimal losange de 145 mm en 1991; les États-Unis ont augmenté le maillage minimal de 5,5 à 6 pouces à partir de 1994 (Tableau 2). De plus, la pêche canadienne est passée d'une pêche dirigée sur la morue à une pêche dirigée sur l'aiglefin à cette période (Andrushchenko et al. 2026). Enfin, une diminution notable de la longueur à l'âge s'est produite au milieu des années 1990 chez la morue capturée dans les trois relevés, et ce, dans les deux unités spatiales. Comme la sélectivité est probablement liée à la taille, ce changement devrait influencer la sélectivité par âge (Figure 14).

Ces trois facteurs se sont combinés pour produire un changement attendu de la sélectivité de la pêche dans les flottilles canadienne et américaine, déplaçant le pic des sélectivités empiriques des âges 2–4 avant le milieu des années 1990 vers les âges 3–5 par la suite (Figures 15a et 15b). Par conséquent, la sélectivité a été estimée dans deux blocs temporels pour chaque flottille déclarée (1978–1993 et 1994+), l'année exacte de transition représentant un compromis entre les changements de croissance, de ciblage des espèces et de maillage. Dans les modèles EGB, la sélectivité de la flottille de mauvaise attribution a été supposée identique à celle de la flottille américaine déclarée.

Comme pour les indices de relevé agrégés, la prise agrégée en log est supposée suivre une distribution normale avec un écart-type défini par un coefficient de variation propre à chaque flottille i :

$$\log(C_{y,i}) \sim \mathcal{N} \left(\log(\hat{C}_{y,i}) - \frac{\sigma_{C_{y,i}}^2}{2}, \sigma_{C_{y,i}}^2 \right)$$

La composante de log-vraisemblance négative des compositions par âge pour les données de prises de la pêche et des relevés est supposée suivre une distribution de Dirichlet, les observations de prises nulles étant regroupées avec les classes adjacentes (Stock et Miller 2021). La Dirichlet a été choisie parce qu'elle est auto-pondérée et ne nécessite pas l'utilisation d'une taille d'échantillon effective (ESS) définie par l'utilisateur pour chaque flottille et chaque relevé. L'équation de vraisemblance des compositions par âge est:

$$-\log \mathcal{L}(\hat{p}, \phi | p^*) = \Gamma(\phi) - \sum_a [\Gamma(\phi \hat{p}_{a,y,i}) + (\phi \hat{p}_{a,y,i} - 1) \log p_{a,y,i}^*] \quad \phi > 0$$

où ϕ est un paramètre estimé, $p_{a,y,a}^*$ est la proportion observée à l'âge a , à l'année y , pour le jeu de données i , et $(\hat{p}_{a,y,a})$ est le vecteur de proportions prédites, défini comme :

$$\hat{p}_{a,y,i} = \frac{\hat{C}_{a,y,i}}{\sum_{a=1}^A \hat{C}_{a,y,i}}$$

où $\hat{C}_{a,y,i}$ représente la prise prédite à l'âge a pour chaque flottille i , et est remplacée par $\hat{I}_{a,y,i}$ lorsqu'il s'agit des jeux de données provenant des relevés.

Coefficient de variation (CV) de la pêche

Le coefficient de variation (CV) associé à chaque flottille vise à refléter l'incertitude entourant les prélèvements totaux. Dans le cas de la flottille américaine correspondant aux prises mal attribuées, le CV peut être calculé à partir de l'incertitude entourant les estimations de prélèvements (Figure 9), ce qui donne un CV de 0,57. Toutefois, un niveau d'incertitude aussi élevé peut entraîner des fluctuations interannuelles irréalistes des prises pour cette flottille (par exemple, 4 000 t par année, Figure 16). Afin d'éviter ce problème, le CV appliqué à la flottille des prises mal attribuées a été fixé à 0,2. Les CV des flottilles déclarées (États-Unis et Canada) sont difficiles à estimer quantitativement et reposent donc en partie sur l'avis d'experts.

Pour la flottille canadienne, le CV élevé observé jusqu'en 1990 refléterait une incertitude accrue attribuable au manque de confiance des pêcheurs dans l'utilisation scientifique des données à cette époque (Figure 17; Andrushchenko et al. 2026). Au cours des années 1990, la confiance s'est améliorée, mais les variations marquées du TAC d'une année à l'autre ont probablement maintenu un certain niveau d'incertitude dans les prises déclarées. Lorsque les TAC se sont stabilisés et que le système de surveillance des navires (VMS) est devenu bien implanté à la fin des années 1990, le CV associé aux prélèvements canadiens a diminué davantage. La mise en œuvre de la base de données des pêches des Maritimes (MARFIS) en 2003 a éliminé l'incertitude liée à l'extraction des données, réduisant ainsi l'incertitude principalement à celle associée à l'estimation des rejets de morue dans les pêches au poisson de fond et au pétoncle (Figure 17).

Pour la flottille américaine déclarée, le CV était également élevé jusqu'au milieu des années 1990, période où l'information sur les zones de pêche provenait d'entrevues à quai plutôt que de rapports de voyage (Figure 17). Après l'instauration obligatoire des rapports de voyage des navires, le CV des prises de la flottille américaine a diminué, mais est demeuré plus élevé que celui de la flottille canadienne en raison de l'incertitude découlant de l'existence de deux systèmes de suivi différents aux États-Unis. L'adoption de l'amendement 16 en 2010 a mené à la mise en place de mesures de responsabilisation qui ont amélioré la qualité des données, mais la coexistence des deux systèmes de surveillance est demeurée (NEFMC 2010). L'introduction du système CAMS (Catch Accounting and Monitoring System) en 2021 a résolu ce problème, ce qui a réduit davantage le CV. Le niveau de CV le plus récent associé aux prélèvements déclarés par les États-Unis reflète encore une certaine incertitude quant à l'estimation des rejets, ainsi que certaines lacunes restantes dans la surveillance et la comptabilisation des captures (SSC 2019).

La tendance générale des CV déclarés au fil du temps reflète une amélioration progressive de la qualité des données, une modernisation des systèmes de surveillance et une constance accrue dans la déclaration pour chaque pays. Toutefois, la valeur absolue des CV repose sur un mélange d'avis d'experts et des écarts irréalistes produits par WHAM lorsque le CV dépasse 0,2 (Figure 16). L'avis d'experts a été obtenu en demandant aux pêcheurs l'écart entre les prises réelles et les prises déclarées dans les années 1980 (Figure 18) et aujourd'hui (Figure 19).

MODELES CANDIDATS

Les modèles candidats finaux pour le TGB et l'EGB ont une structure identique, à l'exception de la présence d'une troisième flottille représentant les prises « mal attribuées » dans le modèle EGB seulement. Pour le reste, les deux modèles comportent des flottilles distinctes pour chaque pays, et la sélectivité des flottilles est estimée selon une courbe logistique avec deux périodes temporelles (1978–1993 et 1994–2023) pour chaque flottille. Le CV de la pêche est une entrée propre à chaque flottille et variable dans le temps, fondée sur l'avis d'experts. La sélectivité des relevés des deux modèles candidats est estimée comme une sélectivité logistique à plateau pour le relevé hivernal du MPO et le relevé printanier du NMFS, tandis que la sélectivité du relevé automnal du NMFS est estimée par âge afin de permettre une sélectivité en dôme aux âges plus avancés. Les données d'entrée agrégées pour les pêches et les relevés diffèrent entre les deux modèles, tout comme les compositions par âge pour toutes les flottilles et tous les relevés. Les compositions par âge de la pêche américaine sont manquantes pour les années 2020–2023 dans le modèle EGB et pour 2021–2023 dans le modèle TGB.

Le recrutement dans les deux modèles candidats a été spécifié selon un processus de marche aléatoire (random walk), avec une erreur de processus corrélée entre les années. L'erreur de processus sur les effectifs aux âges 2+ a été dissociée de l'erreur de processus sur le

recrutement, et une structure de corrélation 2DAR(1) a été imposée aux écarts correspondants. La mortalité naturelle a été traitée comme un effet fixe dans les deux modèles candidats, fournie sous forme d'une matrice de valeurs de mortalité M dérivées de Lorenzen et variant dans le temps et selon l'âge.

RÉSULTATS DU MODÈLE ET DISCUSSION

Les tendances de population provenant des deux modèles sont très similaires, avec une biomasse du stock reproducteur (BSR) élevée durant les années 1980, suivie d'une stabilisation à un niveau plus faible après le début des années 1990, puis d'une diminution vers un niveau encore inférieur par la suite (Figure 21). Malgré ces tendances similaires, l'ampleur de la BSR est plus faible dans le modèle TGB, ce qui s'accompagne d'une pression de pêche plus élevée (Figure 21). La plus faible BSR dans le modèle TGB est aussi associée à des estimations de capturabilité beaucoup plus élevées pour les trois relevés, la borne supérieure de l'incertitude autour de l'estimation de q du MPO dépassant même 1 (annexe B). Fait intéressant, la réduction de la BSR dans le modèle TGB apparaît liée à la mise en œuvre d'une erreur de processus corrélée sur les effectifs par âge, puisque le modèle où les erreurs de processus étaient supposées indépendantes (IID) ne montre pas cette diminution de la BSR; le mécanisme sous-jacent expliquant cette différence reste pour l'instant incertain (voir la section sur la structure de l'erreur de processus ci-dessous).

Les résultats des deux modèles montrent également une amélioration du recrutement depuis 2020, ce qui est cohérent avec les signaux du relevé d'automne du NMFS. Toutefois, cette augmentation récente du recrutement s'accompagne d'un nombre de poissons âgés de plus de cinq ans de plus en plus faible dans la population pour les deux modèles (Figure 22).

En ce qui concerne la performance rétrospective globale, les deux modèles présentent des valeurs de rho de Mohn comparables pour la BSR et pour le F pleinement recruté (Tableau 4), avec des tendances similaires dans les différentes années des retraitements sur sept ans (voir annexes A et B pour les Figures détaillées). La différence observée dans le rho de Mohn appliqué au recrutement entre les deux modèles est attribuable à une seule année (retraitement 2; annexes A et B).

Les courbes de sélectivité estimées pour les pêches et les relevés sont similaires entre les deux modèles, et aucune différence notable n'apparaît dans les résidus associés aux prises agrégées de la pêche ou aux indices agrégés des relevés (annexes A et B). Les résidus de composition par âge montrent des modèles comparables pour la flottille canadienne et pour les trois relevés, alors que ceux issus de la flottille américaine présentent certains écarts divergents mais notables depuis 2010 dans les deux modèles (Figure 23). Dans le cas de l'EGB, deux résidus particulièrement élevés aux âges 3 et 4 en 2016 correspondent à une année où l'intensité d'échantillonnage de la pêche américaine dans l'EGB était particulièrement faible (nombre de longueurs mesurées $n = 715$; âges déterminés $n = 149$), ce qui a vraisemblablement contribué à l'incertitude dans la caractérisation des prises cette année-là. De même, les années les plus récentes des prises TGB montrent des résidus systématiquement négatifs à l'âge 3 et systématiquement positifs à l'âge 4.

La structure des deux modèles candidats est cohérente dans les deux zones, tandis que les données d'entrée des pêches et des relevés diffèrent en conséquence. La comparaison de modèles ayant une structure identique vise à mettre en évidence l'effet des différentes données d'entrée entre les deux zones spatiales, alors que les hypothèses influentes, telles que l'estimation du recrutement, l'incertitude associée aux pêches, l'erreur de processus et la mortalité naturelle, demeurent constantes entre les deux modèles. Leur incidence respective sur les résultats des deux modèles est résumée ci-dessous.

Recrutement

Dans les deux modèles candidats, on a supposé que le recrutement suivait une marche aléatoire (*random walk*), avec comme option alternative l'estimation d'une série moyenne utilisée dans une analyse de sensibilité (voir la section Modèle de processus). Il convient de noter que les deux approches reposent sur une structure d'erreur de processus AR(1) entre les années pour estimer le recrutement.

Les estimations de population résultant de ces deux approches sont comparables pour les modèles EGB et TGB (Figure 24), tandis que l'erreur de processus sur le recrutement diffère en conséquence (Figure 25). Les erreurs de processus associées au recrutement modélisé en marche aléatoire oscillent à haute fréquence autour de zéro tout au long de la série chronologique, tandis que l'erreur de processus autour du recrutement moyen montre une tendance constamment positive au début de la série, passant à une tendance constamment négative à partir du début des années 1990 (Figure 25). L'analyse rétrospective montre une valeur de rho de Mohn (retraitement sur sept ans) nettement plus faible pour le recrutement dans le modèle utilisant la marche aléatoire, accompagnée d'une meilleure performance rétrospective pour la mortalité par pêche et la biomasse du stock reproducteur (par exemple, comparaisons des exécutions 1 et 2 pour l'EGB, et 6 et 7 pour le TGB dans le Tableau 3). Bien que les estimations de population soient comparables entre les deux approches, la meilleure performance rétrospective appuie l'utilisation de la marche aléatoire dans les modèles candidats finaux pour les deux zones.

Il convient de souligner que les projections dans WHAM sont stochastiques et qu'elles dépendent de la structure de corrélation estimée pour le recrutement dans le futur, puisque le recrutement projeté converge vers une valeur stationnaire. L'approche utilisée pour estimer le recrutement dans les années historiques détermine donc la valeur stationnaire vers laquelle convergent les projections : dans un cas, la moyenne de la série représente la valeur à long terme, alors que dans le cas de la marche aléatoire, la valeur projetée à long terme correspond au recrutement de l'année terminale (Figure 26). De plus, l'application de l'ajustement du biais sur l'erreur de processus des effectifs par âge dans WHAM semble avoir pour conséquence involontaire de réduire la valeur cible du recrutement projeté par la marche aléatoire à zéro, plutôt qu'au recrutement terminal, ce qui se produit lorsque l'ajustement du biais est désactivé (Thorston et Kristensen 2016, Figure 26). Étant donné l'impact notable de l'hypothèse de recrutement sur les projections dans WHAM, l'élaboration des projections sera probablement menée en parallèle dans MSEtool (Carruthers et Hordyk 2018).

Coefficient de variation de la pêche

L'incertitude entourant les prélèvements totaux de la pêche a été supposée diminuer au fil du temps dans les deux modèles candidats, à l'exception de la flottille représentant les prises mal attribuées dans l'EGB, pour laquelle le coefficient de variation (CV) a été fixé à une valeur constante de 0,2. Cette approche constitue un changement par rapport aux évaluations antérieures, qui supposaient un CV constant dans le temps, par exemple 0,05 (TRAC 2013). Toutefois, l'hypothèse d'un CV variant dans le temps pour ces flottilles est considérée comme mieux refléter la diminution réelle de l'incertitude sur les prises agrégées au fil du temps.

En termes de performance du modèle, un CV variable dans le temps entraîne logiquement une plus grande déviation par rapport aux prises agrégées de la pêche au début de la série chronologique, et une déviation plus faible aux périodes récentes, comparativement à un CV constant de 0,05 (Figures 27 et 28). Bien que l'ampleur des écarts diffère entre les deux hypothèses, le schéma des résidus des prises agrégées demeure le même dans les deux cas (Figures 27 et 28). L'incertitude empirique variable dans le temps ne produit pratiquement

aucune différence discernable dans les tendances du stock, et les indicateurs rétrospectifs ne varient que de manière marginale (Figure 29; Tableau 3).

Étant donné l'absence de changement réel dans les résultats du modèle ou dans sa performance, l'hypothèse d'un CV variable dans le temps a été retenue pour les modèles candidats, puisqu'elle est considérée comme représentant plus fidèlement les variations temporelles de l'incertitude entourant les prises.

Flottille de mauvaise attribution

L'utilisation d'une flottille représentant les prises mal attribuées dans le modèle EGB constitue une première étape pour tenir compte de la quantité connue — mais non quantifiée officiellement — de morue de l'EGB déclarée comme provenant du WGB. L'estimation des prises mal attribuées fournie dans ce cadre comporte une grande incertitude, mais son impact sur les résultats du modèle est minimal. Les valeurs de ρ de Mohn sont comparables à celles des modèles sans cette flottille, et les estimations de la mortalité par pêche (F) ne sont que légèrement plus élevées durant la période où les incitatifs à la mauvaise attribution étaient présents, dans le modèle incluant ces prises (Tableau 3, Figure 30). Étant donné le faible impact sur la performance et les résultats du modèle, la flottille des prises mal attribuées est conservée dans le modèle candidat EGB. Elle constitue un mécanisme permettant d'intégrer des prises manquantes dans l'avenir, si des estimations améliorées deviennent disponibles.

Structure de l'erreur de processus

L'erreur de processus appliquée aux effectifs par âge a été mise en œuvre dans les deux modèles candidats en supposant une structure de corrélation bidimensionnelle, avec des valeurs corrélées à la fois selon l'année et selon l'âge [2DAR(1)]. La tendance générale de l'erreur de processus corrélée est généralement cohérente entre les deux modèles, présentant des schémas similaires à tous les âges avant le début des années 1990, suivis d'une divergence marquée tant en magnitude qu'en direction pour les poissons plus jeunes (âges 2 à 4) et plus âgés (âges 5+) par la suite (Figure 31). Une analyse de sensibilité utilisant une erreur de processus non corrélée (IID) a montré une divergence temporelle similaire dans l'erreur de processus pour les deux modèles (Figure 31).

Une comparaison directe des tendances de l'erreur de processus corrélée entre les modèles candidats révèle que, malgré des tendances globales similaires, le modèle TGB présente des erreurs de processus plus importantes, majoritairement positives, au cours de la première partie de la série chronologique, comparativement au modèle EGB (Figure 32). Cette différence entre l'EGB et le TGB dans la première partie de la série est moins prononcée lorsque la structure IID est utilisée (Figure 33).

La mise en œuvre de la structure de corrélation 2DAR(1) a eu un impact sur l'estimation de la taille de la population dans le modèle TGB, mais pas dans le modèle EGB, lorsqu'on la compare à un modèle assumant une erreur de processus IID (Figure 34). Le mécanisme expliquant cet impact différentiel demeure incertain, mais semble lié à la différence plus marquée dans l'erreur de processus au début de la série temporelle lorsque la structure 2DAR(1) est utilisée (Figures 32 et 33). La structure de corrélation différente dans l'erreur de processus est aussi associée à une différence notable dans les estimations du paramètre q des relevés pour le modèle TGB : les estimations de q des relevés d'hiver et de printemps sont 35% plus élevées avec la structure 2DAR(1) (Tableau 4). En comparaison, les valeurs de q estimées par le modèle EGB ne diffèrent que de 4 % pour ces mêmes relevés lorsque la structure 2DAR(1) est appliquée (Tableau 4).

D'autres conséquences de l'hypothèse 2DAR(1) incluent une réduction des effets rétrospectifs, ce qui touche les deux modèles de manière similaire, avec des valeurs de rho de Mohn sur sept ans diminuées de moitié dans les deux cas (Tableau 5). L'examen des retraitements annuels montre que le changement dans le rho global de Mohn découle à la fois d'une diminution de la magnitude des valeurs rétrospectives annuelles et d'un changement de direction pour le sixième retraitement (Figure 35).

Enfin, le choix entre une structure de corrélation 2DAR(1) et une structure IID devrait également influencer les projections dans WHAM. Étant donné que l'erreur de processus présente une tendance temporelle marquée dans les deux formulations, cela indique qu'un processus important variant dans le temps n'est pas représenté dans le modèle de processus sous-jacent. Dans l'hypothèse IID, aucune structure de corrélation n'est associée à l'erreur de processus sur les effectifs par âge, de sorte que les écarts d'erreur de processus reviennent à un processus de moyenne nulle dès la première année de projection. Avec la structure 2DAR(1), les projections convergent graduellement vers un processus de moyenne nulle dans le temps, ce qui réduit le biais probable dans les estimations à court terme.

Mortalité naturelle

Les erreurs de processus dans les deux modèles candidats présentent des schémas directionnels clairs, avec des valeurs constamment positives pour les âges 2 à 4 depuis le début des années 1990 et des valeurs constamment négatives pour les âges 5 et plus (Figure 31). Une tendance temporelle aussi persistante dans l'erreur de processus indique que le modèle de processus sous-jacent ne tient pas compte d'un gain ou d'une perte de poissons variant dans le temps au sein de l'unité, tels que la migration à l'intérieur ou à l'extérieur de la zone, ou encore une spécification inadéquate de la survie des poissons.

L'évaluation actuelle considère que ce stock présente un faible niveau de mélange avec les populations adjacentes, puisque l'équation de processus sous-jacente dans WHAM ne comporte pas de composante explicite de mélange. Bien que le groupe de travail sur la structure des stocks de morue de l'Atlantique (ACSSWG) ait noté une certaine connectivité entre la morue de l'EGB et des stocks adjacents — principalement le stock de morue des divisions 4X5Y de l'OPANO, et dans une moindre mesure le stock de morue de l'ouest du golfe du Maine — les contraintes logistiques et l'incertitude quant à l'ampleur du mélange ont mené au maintien d'évaluations indépendantes pour les trois stocks (McBride et Smedbol 2022). L'examen des données d'entrée pour le présent cadre d'évaluation de la morue 5Z a mis en évidence une introgression temporaire de poissons dans l'unité 5Z, caractérisée par une hausse soudaine dans les nombres observés au relevé pour plusieurs classes d'âge durant quelques années, avant un retour rapide aux niveaux antérieurs. Cet effet est également visible dans des estimations de mortalité indépendantes du modèle, qui ont montré une chute abrupte entre 2015 et 2017, suivie d'un retour à des niveaux élevés en 2018 et ultérieurement (Andrushchenko et al. 2026). Le même phénomène apparaît dans les estimations d'erreur de processus des deux modèles candidats, sous la forme d'une suspension temporaire d'une tendance descendante continue pour les âges 4 et plus au milieu et à la fin des années 2010 (Figure 31).

Bien que certains indices soutiennent l'existence d'un afflux périodique de poissons dans l'unité (par exemple entre 2015 et 2017), un niveau d'émigration équivalent à l'ampleur de l'erreur de processus dans les modèles TGB et EGB durant les années autres que 2015–2017 exigerait un mouvement unidirectionnel et soutenu de poissons adultes quittant le banc Georges pour un stock adjacent pendant plusieurs années. En termes de taille relative, les estimations de biomasse de l'année terminale du stock 4X5Y sont comparables à celles du modèle de morue de l'EGB, mais réparties sur une zone cinq fois plus vaste (MPO 2023a). De même, les

estimations de l'année terminale pour la morue de l'ouest du golfe du Maine représentent une fraction des estimations actuelles pour l'EGB et le TGB (NEFSC 2024). Étant donné les densités relativement faibles des deux unités adjacentes comparativement au banc Georges, un afflux important de poissons du banc Georges devrait être détectable dans les relevés et évaluations de ces unités.

La plus récente évaluation du stock 4X5Y confirme que celui-ci est passé sous son point de référence limite (PRL) à la fin des années 2000. Il continue d'être soumis à une mortalité naturelle élevée, dont une partie pourrait être confondue avec une mortalité par pêche non comptabilisée, et la population projetée ne devrait pas augmenter même en absence de pêche (MPO 2023a; Rossi et al. 2024). De même, le stock de morue de l'ouest du golfe du Maine — qui inclut le contingent reproducteur hivernal identifié par l'ACSSWG — a connu un déclin marqué de sa biomasse au début des années 2010 et demeure faible depuis (NEFSC 2024). La faible productivité persistante dans les deux stocks adjacents, particulièrement depuis 2010, indique que les erreurs de processus négatives persistantes observées dans les modèles TGB et EGB ces dernières années ne sont probablement pas attribuables à des mouvements de poissons vers ces unités adjacentes.

En l'absence de preuves d'une émigration à grande échelle et de cas généralisés de fausse déclaration massive des prises de morue du banc Georges, les importantes erreurs de processus négatives semblent indiquer une mauvaise spécification d'un ou de deux éléments liés à la survie : des prises manquantes ou une mortalité naturelle plus élevée que celle supposée. Si l'erreur était entièrement attribuée à une sous-déclaration des prises, il faudrait entre 1 000 et 3 500 tonnes de morue non déclarées chaque année depuis 2018 pour expliquer l'ampleur des erreurs de processus estimées. Compte tenu des mesures réglementaires en place dans la pêche canadienne (par exemple, forte couverture par observateurs, systèmes de surveillance des navires, surveillance obligatoire à quai, etc.), un tel niveau de fausse déclaration par la flottille canadienne est irréaliste. La pêche américaine a connu des cas de fausse déclaration très médiatisés au cours de la dernière décennie, mais les mesures de gestion adoptées depuis rendent également improbable une sous-déclaration persistante d'une telle ampleur.

En l'absence de migrations à grande échelle et de fausses déclarations systématiques, les importantes erreurs de processus négatives semblent indiquer une mauvaise spécification de la mortalité naturelle dans les deux modèles. Si l'erreur était entièrement attribuée à la mortalité naturelle, les valeurs de M devraient dépasser 1 pour les âges 6 et plus depuis 2010, ce qui dépasse largement les estimations de M dérivées de Lorenzen (0,25 à 0,3) actuellement utilisées pour ces âges (Figure 36; Figure 11). Comme la méthode de Lorenzen ne tient pas compte des facteurs extrinsèques influençant la mortalité naturelle (par exemple la prédation), il est probable que cette approche sous-estime le niveau réel de mortalité naturelle subi par la morue du banc Georges.

L'hypothèse selon laquelle l'augmentation de la mortalité reflète une mortalité naturelle plus élevée, plutôt qu'une mortalité par pêche non comptabilisée, est renforcée par des changements importants dans les principaux facteurs connus de mortalité naturelle. Une revue de littérature effectuée durant la trajectoire de recherche sur la morue a identifié la température et la prédation comme les deux facteurs les plus fréquemment cités pour la mortalité naturelle des stocks de morue de l'Atlantique Nord-Ouest (NEFSC 2023a). Les consultations tenues avec l'industrie durant ce processus ont révélé des préoccupations similaires exprimées par les pêcheurs américains, notamment concernant l'abondance des phoques dans les eaux américaines et l'effet de la température sur les déplacements de la morue, particulièrement depuis 2010 (NEFSC 2023a). Les données montrent que ces deux facteurs ont connu des changements substantiels ces dernières années : des anomalies record de température de fond

ont été enregistrées sur le banc Georges, et l'abondance des phoques dans l'unité adjacente 4X5Y a atteint un plateau après une décennie de croissance record (NEFSCa 2023; NEFSCb 2023; MPO 2022). Ainsi, une augmentation de la mortalité naturelle de la morue du banc Georges est non seulement plausible, mais apparaît comme le facteur le plus probable expliquant les erreurs de processus importantes observées dans les deux modèles. Bien qu'élevé, ce niveau de mortalité serait conforme à celui observé dans plusieurs autres stocks de morue de l'Atlantique Nord-Ouest, où des taux élevés de M sont attribués à divers facteurs, notamment la prédation par les phoques, une diminution de la condition corporelle et des interactions non comptabilisées avec les pêches (Swain et al. 2019; MPO 2021; MPO 2023a; MPO 2023b; MPO 2024).

Il est évident qu'il existe une mauvaise spécification de M dans les deux modèles candidats, mais y remédier n'est pas simple. Idéalement, l'utilisation d'une matrice de M qui reflète avec précision tous les facteurs intrinsèques et extrinsèques influençant la mortalité naturelle du stock transfrontalier permettrait d'obtenir des erreurs de processus ayant une faible variance et dépourvues de tendances directionnelles marquées. En pratique, il n'est actuellement pas possible de dériver empiriquement une matrice de mortalité naturelle scientifiquement défendable tenant compte de tous les facteurs propres au stock qui influencent la mortalité naturelle de la morue du banc Georges. Par exemple, obtenir des estimations tangibles et spécifiques au stock de la mortalité par prédation nécessiterait idéalement des modèles multispecies ou écosystémiques, ce qui dépasse le cadre d'un modèle uniespèce (Curti et al. 2013). Ainsi, les deux modèles candidats reposent sur une matrice fixe de M dérivée de Lorenzen, et les tendances directionnelles de l'erreur de processus sont interprétées comme reflétant principalement des variations de M. Une exception notable concerne la période 2015–2017, où les erreurs de processus semblent refléter un « effet annuel » s'étendant sur trois années, durant lesquelles l'abondance fluctue de façon cohérente à travers tous les âges; cet effet est interprété comme un épisode d'introggression de poissons dans la zone, suivi de leur émigration.

Le traitement de la mortalité non comptabilisée comme décès naturel, plutôt que comme erreur de processus, devrait avoir des répercussions substantielles sur les projections et sur le calcul des points de référence. Ces impacts, ainsi que les mesures d'atténuation possibles, seront abordés dans les travaux futurs portant sur les points de référence.

Autres considérations

La quantité et la représentativité des données utilisées pour caractériser les prises de la pêche américaine ont diminué au cours des dernières années. L'échantillonnage insuffisant des prises américaines dans l'EGB a nécessité l'utilisation intermittente de clés taille-âge provenant du WGB pour caractériser les prises de l'EGB depuis 2012 (Tableau A2 dans TRAC 2023), tandis que l'échantillonnage de la pêche dans le TGB est trop faible pour permettre une caractérisation fiable des prises commerciales américaines depuis 2021 (NEFSC 2023a). Par conséquent, les modèles EGB et TGB ne disposent plus des compositions par âge de la pêche américaine depuis 2020 et 2021, respectivement.

Il demeure incertain à quel moment l'échantillonnage de la pêche américaine retrouvera un niveau suffisant pour permettre une caractérisation adéquate des prises dans le TGB, tandis que l'échantillonnage ciblé des prises américaines dans l'EGB n'est pas prévu de reprendre à l'avenir. De plus, les différences dans le calendrier et la fréquence des évaluations entre les deux pays pourraient empêcher la disponibilité, en temps opportun, des produits de données de la pêche américaine de l'année terminale dans de futures évaluations canadiennes.

Par conséquent, si les produits de données ne sont pas disponibles à temps, l'application du modèle TGB continuera de traiter les prises par âge de la pêche américaine comme manquantes jusqu'à ce que l'échantillonnage redevienne suffisant, et continuera également de traiter les données de l'année terminale comme manquantes. L'application du modèle EGB nécessitera les mêmes conditions et dépendra en outre d'hypothèses concernant la composition par âge des prises américaines chaque année.

CONCLUSION

On estime que la limite biologique occidentale du stock de morue du banc Georges se situe le long du 68e méridien ouest. Toutefois, la plus petite unité agrégée disponible dans l'information sur la pêche américaine (c.-à-d. la zone statistique) limite la capacité de l'unité de gestion du banc Georges à suivre cette limite, puisque le 68e parallèle ouest coupe en deux les zones statistiques américaines 522 et 525 (Figure 1). Par conséquent, le présent processus a envisagé à la fois une unité d'évaluation plus petite pour l'EGB, qui exclut la portion de l'aire biologique du stock située dans les zones statistiques américaines 522 et 525, et une unité d'évaluation plus grande pour le TGB, qui inclut ces zones 522 et 525, englobant ainsi l'intégralité de la véritable unité biologique ainsi qu'une partie d'un stock adjacent.

En ce qui concerne les données d'entrée, le modèle EGB comporte une incertitude supplémentaire en raison du niveau reconnu de mauvaise attribution de morue de l'EGB comme morue du WGB dans la pêche américaine; cette incertitude est réduite dans le modèle TGB en incluant l'ensemble de la flottille américaine du banc Georges. Les deux modèles sont également touchés par tout niveau de fausse déclaration de la morue comme une autre espèce dans la pêche américaine. Le modèle TGB comporte une incertitude supplémentaire liée à l'utilisation de données de relevés non post-stratifiées et à l'exclusion de certaines strates plus profondes dans la zone statistique américaine 522, où la pêche américaine semble avoir été active ces dernières années. De plus, l'indice du MPO pour le modèle TGB a nécessité un remplissage des strates occidentales au cours des années récentes où la couverture ne s'étendait pas à l'ouest du banc Georges. L'impact s'est avéré minime, étant donné la concentration des poissons sur le pic nord-est du banc Georges durant le relevé hivernal du navire de recherche du MPO. Enfin, l'incertitude concernant la disponibilité des compositions par âge de la pêche américaine et le calendrier de traitement des données constitue un enjeu logistique pour l'application des deux modèles.

Sur le plan de la performance des modèles, aucun des deux ne surpasse nettement l'autre selon les divers indicateurs examinés. L'effet inexplicé de la structure de corrélation 2DAR(1) sur les sorties du modèle TGB soulève certaines préoccupations, le facteur à l'origine de ce changement n'étant pas clair; le modèle EGB ne présente pas le même effet, bien que la cause de cet écart demeure également inconnue. Bien que les tendances de population soient similaires entre les deux, l'ampleur absolue diffère, de même que les estimations de capturabilité des relevés. Le Tableau 5 présente un résumé de ces considérations afin de faciliter les discussions sur le modèle candidat le plus approprié pour évaluer la morue transfrontalière dans un contexte domestique.

Les modèles candidats EGB et TGB ont fait l'objet d'un examen par les pairs, et leurs incertitudes et limites respectives sont répertoriées au Tableau 5. Les examinateurs et les participants ont reconnu que les deux modèles conviennent pour l'évaluation de l'état du stock, bien qu'aucun ne soit exempt d'incertitudes ou de limites. D'un point de vue biologique, le modèle TGB a été proposé comme la meilleure option pour évaluer la morue transfrontalière, puisqu'il englobe l'unité biologique du stock dans les limites des considérations pratiques (McBride et Smedbol 2022).

Selon MPO (2023c), un stock peut être défini en fonction de l'unité de gestion, de l'unité d'évaluation et/ou de l'unité biologique. Un mauvais appariement d'échelle survient lorsqu'il y a un décalage temporel ou spatial entre ces unités, les activités de gestion ou d'évaluation, ou les processus biologiques. Les conséquences peuvent inclure une surestimation ou une sous-estimation de la biomasse du stock et des taux d'exploitation, ainsi que des répercussions sur les points de référence, les indicateurs d'état du stock et le risque d'épuisement en série de sous-unités (MPO 2023c). Toutefois, la morue a été concentrée sur l'EGB au cours de la dernière décennie, et le risque actuel d'hyperdéplétion est faible et devrait le rester.

La mise en œuvre fiable, cohérente et en temps opportun d'un modèle TGB au Canada dépend de l'accès, par les scientifiques du MPO, aux données brutes de la pêche américaine en temps voulu, puisque les prélèvements de la pêche américaine représentent une grande part des prélèvements du TGB. L'accès aux données de la pêche américaine est essentiel pour mettre en œuvre un modèle TGB au pays et pour s'assurer que le modèle reflète fidèlement la dynamique de la pêche américaine. Au moment de l'examen par les pairs, aucune entente de partage de données n'avait encore été conclue. Une entente est nécessaire pour préparer la prochaine évaluation du stock et fournir des avis pour la saison de pêche 2026. À défaut, l'évaluation reviendrait à l'utilisation continue du modèle EGB.

ÉLABORATION D'AVIS INTERIMAIRES POUR LA SAISON DE PECHE 2025

Le processus de cadre actuel se poursuivra jusqu'en 2025 afin de fournir des produits pleinement conformes au cadre d'approche de précaution (AP) et de quantifier les risques associés au passage à un calendrier d'avis pluriannuels. Compte tenu du décalage des échéanciers et de l'absence d'un processus scientifique transfrontalier conjoint en 2024, la Gestion des ressources du MPO a demandé que des **avis intérimaires** pour l'unité de gestion de la morue de l'EGB pour la saison 2025 soient fournis avant l'achèvement de ce cadre.

Des avis intérimaires pour l'EGB ne peuvent pas s'appuyer sur des mortalités de référence par pêche ou sur des points de référence en biomasse, car ceux-ci n'ont pas encore été développés. La stratégie de récolte actuelle du TMGC ($F = 0,18$) ne convient pas, puisqu'elle reposait sur un ancien modèle. Enfin, les projections stochastiques dans WHAM semblent comporter certaines particularités non résolues pouvant biaiser les projections, surtout à long terme.

Les options d'avis intérimaires pour la saison 2025 comprennent :

- Projeter la valeur terminale de F (moyenne des trois années terminales) jusqu'en 2025;
- Projeter la prise de l'année terminale jusqu'en 2025 et faire rapport sur F ;
- Projeter le TAC de l'année terminale jusqu'en 2025 et faire rapport sur F .

Aux fins des avis intérimaires, des projections à court terme seront réalisées pour 2024, 2025 et 2026, en supposant que l'année de pêche en cours (2024) aura la même prise que celle déclarée pour 2023. L'incidence de divers niveaux de pêche (y compris une prise nulle) en 2025 sera présentée, ainsi que leur effet relatif sur la biomasse du stock au début de 2026. Les hypothèses biologiques, telles que la mortalité naturelle, la maturité et la croissance, sont supposées demeurer au niveau moyen des trois années terminales.

Il convient de noter que les projections dans WHAM présentent un biais à la baisse inexplicé sur le recrutement, ce qui crée une incertitude quant à la réalité d'une baisse projetée de la BSR, même en l'absence de pêche. Pour mieux isoler l'effet de divers niveaux de prises de pêche, des projections sur trois ans sont fournies pour les scénarios suivants :

-
1. F_{term} : la moyenne de F pour les trois années terminales (2021–2023) est projetée pour 2025;
 2. TAC_{term} : le TAC de l'année terminale (2023) est projeté pour 2025; ce scénario vise à comprendre le risque d'un TAC plus élevé en sachant que le F réalisé sera plus faible; ce scénario est difficile pour le TGB;
 3. F_0 : la mortalité par pêche en 2025 est fixée à 0,0001; cette simulation vise à montrer la biomasse projetée même en l'absence de pêche, en soulignant l'incertitude liée à l'ajustement du biais projeté sur l'erreur de processus. Elle sert aussi de référence pour évaluer l'impact des scénarios où $F > 0$, sans l'effet de la correction de biais.

AFFECTATION DES AVIS DU MODELE TGB A L'AIRE DE GESTION EGB

Deux modèles candidats ont été soumis à l'examen : un modèle EGB et un modèle TGB. Comme indiqué plus haut, l'examen par les pairs a conclu que le modèle TGB était l'option privilégiée, puisqu'il englobe l'unité biologique du stock. Toutefois, si l'accès aux données de la pêche américaine pour la zone TGB s'avère impossible, comme discuté précédemment, l'application du modèle EGB serait appropriée pour l'évaluation du stock. Si le modèle EGB est appliqué dans l'évaluation canadienne de la morue transfrontalière, les avis qui en découlent peuvent être transmis directement aux gestionnaires canadiens, puisque l'unité d'évaluation correspond à l'unité de gestion actuelle. Si le modèle TGB est appliqué, les avis qui en résultent devront être partitionnés spatialement pour s'aligner sur l'unité de gestion de la morue de l'EGB. Cette partition des avis intérimaires doit prendre en compte la distribution non uniforme de la morue dans la zone TGB afin d'éviter la surpêche.

Les relevés au chalut de fond fournissent une estimation raisonnable de la distribution de la biomasse de morue dans la zone, mais l'utilisation des indices de relevé comporte plusieurs mises en garde importantes. Par exemple, le relevé hivernal du navire de recherche du MPO n'a pas toujours couvert entièrement les strates du WGB; ces années doivent donc être exclues des calculs de distribution de la biomasse (Figure 37). L'inclusion des relevés d'automne et du printemps du NMFS devrait, en principe, saisir la distribution à l'échelle de l'année et éviter un biais saisonnier. Toutefois, le relevé d'automne du NMFS a aussi démontré une sélectivité en dôme, manquant les poissons plus âgés que capturent les relevés d'hiver du MPO et de printemps du NMFS. Faire la moyenne des distributions de printemps et d'automne tempère les effets saisonniers, mais met l'accent sur la distribution des petits poissons dans le relevé d'automne. La moyenne des trois relevés atténue l'effet de la sélectivité en dôme du relevé d'automne du NMFS, car il est difficile d'inférer la distribution des gros poissons à l'automne. Faire la moyenne du seul relevé hivernal du MPO et du relevé printanier du NMFS évite les problèmes liés à la sélectivité en dôme à l'automne, mais ignore la redistribution saisonnière des poissons. Dans ce cas, il est important de tenir compte de la saisonnalité de la distribution; il n'est donc pas recommandé de ne faire la moyenne que des relevés d'hiver du MPO et de printemps du NMFS. L'écart entre la moyenne printemps-automne et la moyenne des trois relevés est relativement faible (Figure 38).

La forte variabilité interannuelle de la proportion de biomasse dans l'EGB a nécessité l'utilisation d'une fonction de lissage pour stabiliser les observations interannuelles dans l'allocation finale. En l'occurrence, un lissage loess a été appliqué sur une fenêtre de 33 ans avec un paramètre de lissage de 30 % (Cleveland 1979). Cette approche a déjà été appliquée à ces relevés au chalut de fond dans d'autres contextes et est jugée équilibrer réactivité et stabilité (Andrushchenko et al. 2023). L'estimation de l'année terminale du lissage (c.-à-d. 2023) sera considérée comme la division proportionnelle la plus appropriée de la biomasse entre le WGB et l'EGB, compte tenu de sa proximité avec l'année de pêche à laquelle elle s'applique

(c.-à-d. 2025). Afin de saisir tout déplacement de biomasse entre l'EGB et le WGB, cette allocation sera appliquée sur une fenêtre glissante de 33 ans se terminant à l'année terminale de données (c.-à-d. avis 2025 fondés sur des séries de données de relevés couvrant 1991–2023). Si les proportions de biomasse dans l'EGB et le WGB ne peuvent être calculées pour un relevé donné dans une année donnée, la moyenne sera basée sur les deux autres relevés.

L'approche proposée conduit à allouer 92–93 % des avis issus du modèle TGB à l'EGB, selon la méthode de moyenne utilisée.

RECOMMANDATIONS FUTURES

- Explorer le lien entre la morue dans les divisions 4X (baie de Fundy/banc Browns) et 5Z de l'OPANO.
- Séparer la dynamique des flottilles fixes et mobiles de la pêche canadienne au poisson de fond.
- Explorer l'effet d'une sélectivité de pêche variant dans le temps dans WHAM.
- Explorer les causes de l'augmentation apparente de la mortalité naturelle sur le banc Georges.
- Travailler à améliorer l'alignement entre les aires de relevé, de pêche et d'évaluation. Par exemple, examiner l'écart entre l'ampleur des prélèvements dans le WGB et les captures des relevés dans les strates du WGB pourrait aider à concilier les différences entre les deux modèles.
- Approfondir l'étude des déplacements saisonniers de la morue du banc Georges.
- Les anomalies de température de fond atteignent des niveaux records sur le banc Georges et la population de phoque gris a considérablement augmenté au cours des dernières décennies. Des changements substantiels de ces deux facteurs devraient influencer sur la productivité du stock, et leur intégration à l'évaluation mérite d'être explorée davantage.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Andrushchenko, I., Clark, C.M., Brunson, E., Way-Nee, E., et Benoît, H.P. 2026. [Examen du cadre d'évaluation de la morue franche dans la division 5Z de l'OPANO : Partie 1 - Examen des données d'entrée](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2026/032. iv + 112 p.
- Andrushchenko, I., K. Curti and E. Way-Nee. 2023. Allocation Shares for Canada and the USA of the Transboundary Resources of Atlantic Cod, Haddock, and Yellowtail Flounder on Georges Bank Through Fishing Year 2024. TRAC Ref. Doc. 2023:02. 28 Pages.
- Carruthers, T.R., and A.R. Hordyk. 2018. The Data-Limited Methods Toolkit (DLMtool): An R package for informing management of data-limited populations. *Meth. Ecol. Evol.* 9(12): 2388-2395.
- Clark, K.J., and T. Trinko-Lake. 2019. Proceedings of the 2019 Transboundary Resources Assessment Committee for Eastern Georges Bank Cod and Haddock, and Georges Bank Yellowtail Flounder. Transboundary Resource Assessment Committee. Proceedings Series 2019/001.
- Cleveland, W.S. 1979. Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. *J. Amer. Statist. Assoc.* 74: 829-836.

-
- Curti, K.L., Collie, J.S., Legault, C.M. and J.S. Link. 2013. Evaluating the performance of a multispecies statistical catch-at-age model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70:470-484.
- Demarest, C., Heil, S., Sullivan, L., Linden, D., and T. Gaffney. 2018. [Determining the Stock Area Apportionment of Misreported Catch for the Purpose of Calculating the Northeast Fishery Sector IX Overages. Working Group Summary – White Paper.](#)
- Haché, J.-E. 1989. Report of the Scotia-Fundy Groundfish Task Force. Department of Fisheries and Oceans, Canada, Misc.Publ. Cat. No. Fs 23-157/1989E, 86 p.
- Holland, D., Kerr, L., McNamee, J, and H. Uchida. 2019. [Scientific and Statistical Committee Sub-Panel: Peer Review Report of the Groundfish Plan Development Team Analyses of Groundfish Monitoring.](#)
- Lorenzen, K. 1996. The relationship between body weight and natural mortality in juvenile and adult fish: a comparison of natural ecosystems and aquaculture. *J. Fish. Bio.* 49:627-647.
- Lorenzen, K. 2022. Size- and age-dependent natural mortality in fish populations: Biology, models, implications and a generalized length-inverse mortality paradigm. *Fish. Res.* 255.
- McBride RM, and RK Smedbol (Eds.). 2022. An Interdisciplinary Review of Atlantic Cod (*Gadus morhua*) Stock Structure in the Western North Atlantic Ocean. NOAA Technical Memorandum NMFS-NE-273.
- Miller, T.J., Hare, J.A. and L.A. Alade. 2016. A state-space approach to incorporating environmental effects on recruitment in an age-structured assessment model with an application to southern New England yellowtail flounder. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 73: 1261-1270.
- Miller, T.J. and S.Y. Huyn. 2018. Evaluating evidence for alternative natural mortality and process error assumptions using a state-space, age-structured assessment model. *Can. J. F. Aq. Sci.* 75:5.
- MPO. 2021. [Évaluation du stock de morue dans la sous-division 3Ps de l'OPANO.](#) Secr. can.de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2021/031. (Erratum: décembre 2023)
- MPO. 2022. [Évaluation des stocks de phoque gris de l'Atlantique Nord-Ouest \(*Halichoerus grypus*\) au Canada en 2021.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2022/018.
- MPO. 2023a. [Mise à jour de l'état du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) dans les divisions 4X5Y de l'OPANO pour 2022.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2023/017.
- MPO. 2023b. [Évaluation du stock de morue franche du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2022.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2023/035.
- MPO. 2023 [Avis scientifique concernant les lignes directrices sur les points de référence limites dans le cadre des dispositions relatives aux stocks de poissons.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2023/009.
- MPO. 2024. [Évaluation du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) jusqu'à 2023 dans le sud du golfe du Saint-Laurent, zone 4T-4VN \(novembre-avril\) de l'OPANO.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2024/026.
- [NEFMC]. 2010. Framework Adjustment 44 to the Northeast Multispecies Fisheries Management Plan. New England Fishery Management Council.

-
- [NMFS]. 2018. Determining the Stock Area Apportionment of Misreported Catch for the Purpose of Calculating the Northeast Fishery Sector IX Overages. NOAA. Retrieved from <https://downloads.regulations.gov/NOAA-NMFS-2018-0069-0006/content.pdf> on 23 April 2024.
- [NEFSC]. 2023a. 2023 Atlantic Cod Research Track Assessment. US Dept Commer, Northeast Fish Sci Cent Ref Doc.
- [NEFSC]. 2023b. State of the Ecosystem 2023: New England. US Dept Commer, Northeast Fish Sci Cent Ref Doc.
- [NEFSC]. 2024. Eastern Gulf of Maine Atlantic Cod. 2024 Management Track Assessment Report. US Dept Commer, Northeast Fish Sci Cent Ref Doc.
- O'Brien, L. and T. Worcester. 2010. Proceedings of the Transboundary Resource Assessment Committee for Eastern Georges Bank Cod and Haddock, and Georges Bank Yellowtail Flounder. Transboundary Resource Assessment Committee. Proceedings 2010/02.
- Palmer, M. 2017. Vessel trip reports catch-area reporting errors: potential impacts on the monitoring and management of the northeast United States groundfish resource. Northeast Fisheries Science Center reference document; 17-02.
- Rossi, S.P., Wang, Y. den Heyer, C.E., and Benoît, H.P. 2024. Evaluating the potential impacts of Grey Seal predation and fishery bycatch/discards on cod productivity on the Western Scotian Shelf and in the Bay of Fundy. ICES J Mar. Sci. doi.org/10.1093/icesjms/fsae053
- SSC. 2019. Groundfish Plan Development Team Conclusions Based on Monitoring Analyses Conducted. SSC. Retrieved from <https://www.nefmc.org/calendar/apr-24-25-2019-ssc-meeting-on-23-April-2024><https://www.nefmc.org/calendar/apr-24-25-2019-ssc-meeting-on-23-April-2024>
- Stock C.S. and T.J. Miller. 2021. The Woods Hole Assessment Model (WHAM): A general state-space assessment framework that incorporates time-and age-varying processes via random effects and links to environmental covariates. Fish. Res. 240.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N., and Aubry, É. 2019. [Assessment of the southern Gulf of St. Lawrence Atlantic Cod \(*Gadus morhua*\) stock of NAFO Div. 4T and 4Vn \(November to April\), March 2019](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2019/038. iv + 105 p.
- Thorston, J.T. and K. Kristensen. 2016. Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. Fish. Res. 175: 66-74.
- [TRAC] Transboundary Resource Assessment Committee. 2013. Eastern Georges Bank Cod [5Zjm; 551,552,561,562]. Transboundary Resource Assessment Committee Status Report. 2013/02.
- Wang, Y., and L. O'Brien. 2013. 2013 Benchmark Assessment of Eastern Georges Bank Atlantic Cod (*Gadus morhua*). Transboundary Resource Assessment Committee Reference Document 2013/07.
- Wang, Y. L. O'Brien, K. Clark, S. Gavaris, and B. Hatt. 2009. Assessment of Eastern Georges Bank Atlantic Cod for 2009. Transboundary Resource Assessment Committee Reference Document 2009/01.

TABLEAUX

Tableau 1. Prises totales par flottille (tonnes métriques, t) pour les pêches du Canada et des États-Unis utilisées dans les modèles candidats (EBG – est du banc Georges; TBG – banc Georges total).

Année	Débarquements déclarés par le Canada	Débarquements déclarés de l'EGB par les États-Unis	Débarquements de l'EGB mal attribués par les États-Unis	Débarquements déclarés du TGB par les États-Unis
1978	8875	5502	1	10327
1979	6082	6408	1	12637
1980	8149	6418	1	15591
1981	8606	8092	1	15541
1982	17898	8565	1	15234
1983	12196	8572	1	15984
1984	5829	10558	1	16906
1985	10545	6641	1	11726
1986	8555	5696	1	8395
1987	11920	4793	1	9123
1988	12824	7645	1	13433
1989	7971	6266	1	10855
1990	14434	6483	1	11693
1991	13532	6465	1	11743
1992	11738	5257	1	8781
1993	8589	4076	1	7884
1994	5340	1003	1	4257
1995	1140	543	1	2258
1996	1980	677	1	2602
1997	3405	555	1	2905
1998	2272	686	1	2694
1999	2156	1204	1	2952
2000	1641	788	1	2517
2001	2286	1634	1	3786
2002	1372	1697	1	4141
2003	1517	1936	1	3714
2004	1257	1063	1	1845
2005	858	370	45	1614
2006	1445	225	186	1365
2007	1222	513	233	2168
2008	1529	244	204	1543
2009	1209	580	211	2042
2010	840	454	134	1596
2011	744	287	148	1393
2012	468	148	156	1095
2013	424	40	65	552
2014	458	116	147	852

Année	Débarquements déclarés par le Canada	Débarquements déclarés de l'EGB par les États-Unis	Débarquements de l'EGB mal attribués par les États-Unis	Débarquements déclarés du TGB par les États-Unis
2015	492	116	167	805
2016	440	97	55	645
2017	488	38	1	205
2018	517	49	1	228
2019	396	31	1	239
2020	377	67	1	225
2021	431	41	1	184
2022	326	37	1	108
2023	329	31	1	96

Tableau 2. Résumé des modifications connues des restrictions de taille minimale de maillage pour les chaluts de fond de poisson de fond sur le banc Georges. Renseignements tirés du Plan de gestion intégrée des pêches pour le poisson de fond de Pêches et Océans Canada (DFO) et de Wang 2009. Le tiret indique aucun changement.

Année	États-Unis	Canada
1978	Minimum 5,13 pouces (130 mm)	—
1985	Minimum 5,5 pouces (140 mm)	—
1990	—	Minimum carré de 130 mm
1991	—	Minimum carré de 130 mm ou losange de 145 mm
1994	Minimum 6 pouces (152 mm)	—
1995	—	—
1999	Carré 6,5 pouces (165 mm), losange 6 pouces (152 mm)	—
2015	—	Minimum carré de 125 mm ou losange de 145 mm

Tableau 3. Résumé des valeurs rétrospectives (ρ de Mohn; retrait de 7 ans) pour diverses exécutions candidates et de sensibilité. Les modèles de population candidats proposés pour chaque zone sont indiqués en gras. Les valeurs d'exécution entre parenthèses renvoient aux exécutions séquentielles présentées uniquement durant l'examen par les pairs (CV = coefficient de variation; EBG = est du banc Georges; TBG = banc Georges total; EA NAA RE = Effets aléatoires pour les nombres à l'âge; BSR – biomasse du stock reproducteur; Fbar – mortalité par pêche moyenne). NA indique non applicable.

Zone	Exécution du modèle	Recrutement	CV de la pêche	Flottille mal attribuée	Structure ÉA NAA	Rho Recrutement	Rho BSR	Rho Fbar
EBG	Run 1	Marche aléatoire	Décroissant	Inclus	2DAR(1)	0.1134	0.2045	-0.1205
EBG	Run 2	Moyenne	Décroissant	Inclus	2DAR(1)	0.3271	0.2591	-0.1513
EBG	Run 3	Marche aléatoire	0,05 invariant	Inclus	2DAR(1)	0.1368	0.2282	-0.1411
EBG	Run 4	Marche aléatoire	Décroissant	Exclu	2DAR(1)	0.1044	0.1979	-0.1176
EBG	Run 5	Marche aléatoire	Décroissant	Inclus	IID	0.2213	0.4143	-0.2514
TBG	Run 6	Marche aléatoire	Décroissant	NA	2DAR(1)	0.065	0.2139	-0.1251
TBG	Run 7	Moyenne	Décroissant	NA	2DAR(1)	0.1495	0.2721	-0.1425
TBG	Run 8	Marche aléatoire	0,05 invariant	NA	2DAR(1)	-0.0254	0.2379	-0.1296
TBG	Run 9	Marche aléatoire	Décroissant	NA	IID	0.212	0.418	-0.2485

Tableau 4. Comparaison de la capturabilité au relevé (q) et des valeurs rétrospectives (ρ) pour les modèles du banc Georges total (TBG) et de l'est du banc Georges (EBG) avec des effets aléatoires sur les nombres à l'âge (EA NAA) corrélés (2DAR(1)) et non corrélés. BSR – biomasse du stock reproducteur; Fbar – mortalité par pêche moyenne. NA indique non applicable.

Modèle	Exécution du modèle	Structure RE NAA	q du relevé MPO	q du relevé NMFS printemps	q du relevé NMFS automne	rho R	rho BSR	rho Fbar
EBG	Run 1 (84)	2DAR(1)	0.434	0.223	0.109	0.1134	0.2045	-0.1205
EBG	Run 5 (89)	IID	0.415	0.214	0.081	0.2213	0.4143	-0.2514
TBG	Run 6 (115)	2DAR(1)	0.811	0.419	0.159	0.065	0.2139	-0.1251
TBG	Run 9 (117)	IID	0.607	0.309	0.083	0.212	0.418	-0.2485

Tableau 5. Résumé des considérations pour les modèles de l'est du banc Georges (EBG) et du banc Georges total (TBG).

considérations	est du banc Georges	banc Georges total
Incertitude dans les données de la pêche américaine	Les compositions par âge de la pêche américaine sont manquantes depuis 2020 et ne seront plus disponibles à l'avenir. Nécessite de poser une hypothèse concernant les compositions d'âge manquantes ou d'assumer une sélectivité égale dans les captures américaines du TBG et de l'EBG.	Les compositions par âge de la pêche américaine sont manquantes depuis 2021, mais redeviendront disponibles lorsque l'échantillonnage sera à nouveau suffisant. Nécessite de poser une hypothèse concernant les compositions d'âge manquantes pour les années touchées.
Incertitude sur la disponibilité des données de la pêche américaine	Les données de la pêche américaine peuvent ne pas être disponibles pour l'année terminale (ou les deux dernières années) d'une nouvelle exécution du modèle. Nécessite l'imputation des captures américaines pour l'année terminale.	Les données de la pêche américaine peuvent ne pas être disponibles pour l'année terminale (ou les deux dernières années) d'une nouvelle exécution du modèle. Nécessite l'imputation des captures américaines pour l'année terminale.
Incertitude dans la pêche américaine	L'ampleur de la fausse déclaration comme une autre espèce ou de la sous-déclaration dans la pêche américaine est inconnue. Aucune solution n'existe pour le moment.	L'ampleur de la fausse déclaration comme une autre espèce ou de la sous-déclaration dans la pêche américaine est inconnue. Aucune solution n'existe pour le moment.
Couverture par le relevé du MPO	Le MPO couvre régulièrement toute l'aire d'évaluation et il n'existe aucune inquiétude quant à la capacité d'assurer une couverture complète à l'avenir. Aucune solution n'est nécessaire. Envisager d'intégrer 5Z9 dans un futur indice.	Le MPO vise une couverture complète de l'aire d'évaluation, mais les strates du banc Georges occidental sont les premières à être omises en cas de problèmes liés au navire ou aux conditions météorologiques. Nécessite une extrapolation ou une imputation si des strates sont manquantes; l'impact a été faible par le passé, mais cela exige tout de même des ressources supplémentaires. Envisager d'intégrer 5Z9 dans un futur indice.
Couverture par les relevés du NMFS	Les données des relevés du NMFS sont post-stratifiées pour correspondre à l'unité d'évaluation de l'est du banc Georges (EBG), c'est-à-dire que seuls les traits situés dans l'unité EBG contribuent à l'indice, et seule la portion de la strate située à l'intérieur de l'unité EBG est utilisée pour calculer l'indice agrégé de biomasse. Aucune solution requise.	Les données des relevés du NMFS ne sont actuellement pas post-stratifiées pour correspondre à l'unité d'évaluation du banc Georges total (TBG); ainsi, tous les traits d'une strate contribuent au produit de données de relevé du TBG, et certaines strates sont entièrement exclues. Il en résulte un décalage entre l'unité d'évaluation et la couverture du relevé. Nécessite une post-stratification des données de relevé américaines.
Décalage entre la couverture des relevés et l'empreinte de la pêche américaine ?	Aucun décalage n'est apparent entre la couverture des relevés et la pêche sur l'EBG. Aucune solution requise.	Décalage apparent entre la couverture des relevés du NMFS et l'empreinte de la pêche américaine, mais l'ampleur de ce décalage demeure inconnue en l'absence d'accès aux données de la pêche américaine. Nécessite une post-stratification des données de relevé américaines.
Incertitude liée à la performance et à l'échelle du modèle	L'implantation de la structure de corrélation 2DAR(1) sur l'erreur de processus des NAA n'a pas d'effet notable sur les sorties du modèle ni sur les diagnostics. Aucune solution requise.	L'implantation de la structure de corrélation 2DAR(1) sur l'erreur de processus des NAA augmente de façon notable la valeur de q des relevés et d'autres paramètres ou quantités connexes, tels que la mortalité par pêche et la BSR. Nécessite une investigation.

considérations	est du banc Georges	banc Georges total
Estimations de la sélectivité des relevés	Les estimations de q et leurs bornes associées sont inférieures à 1. Aucune solution requise.	Les estimations de q sont inférieures à 1, mais la borne supérieure de la sélectivité du MPO dépasse 1. Aucune solution n'est proposée pour le moment.
Allocation post-hoc de l'avis à l'unité de gestion	Les unités d'évaluation et de gestion concordent, de sorte qu'aucune allocation spatiale de l'avis n'est nécessaire. Aucune solution requise.	Décalage entre les unités d'évaluation et de gestion. Nécessite une allocation a posteriori de l'avis pour s'aligner sur l'unité de gestion de l'est du banc Georges (EBG). Ressources additionnelles requises.
Alignement avec le stock biologique	N'englobe pas l'ensemble du stock biologique transfrontalier. Accroît le risque de non-hyperdéplétion si le stock s'étend.	Englobe l'ensemble du stock biologique et peut englober une portion d'un autre. Risque incertain.
Ignore le mélange	Ignore le mélange	Ignore le mélange
Enjeux d'implantation	Aucun enjeu d'implantation pour l'évaluation canadienne (statu quo).	Nécessite des ressources additionnelles ou une réaffectation de dossiers au sein des Sciences du MPO.

FIGURES

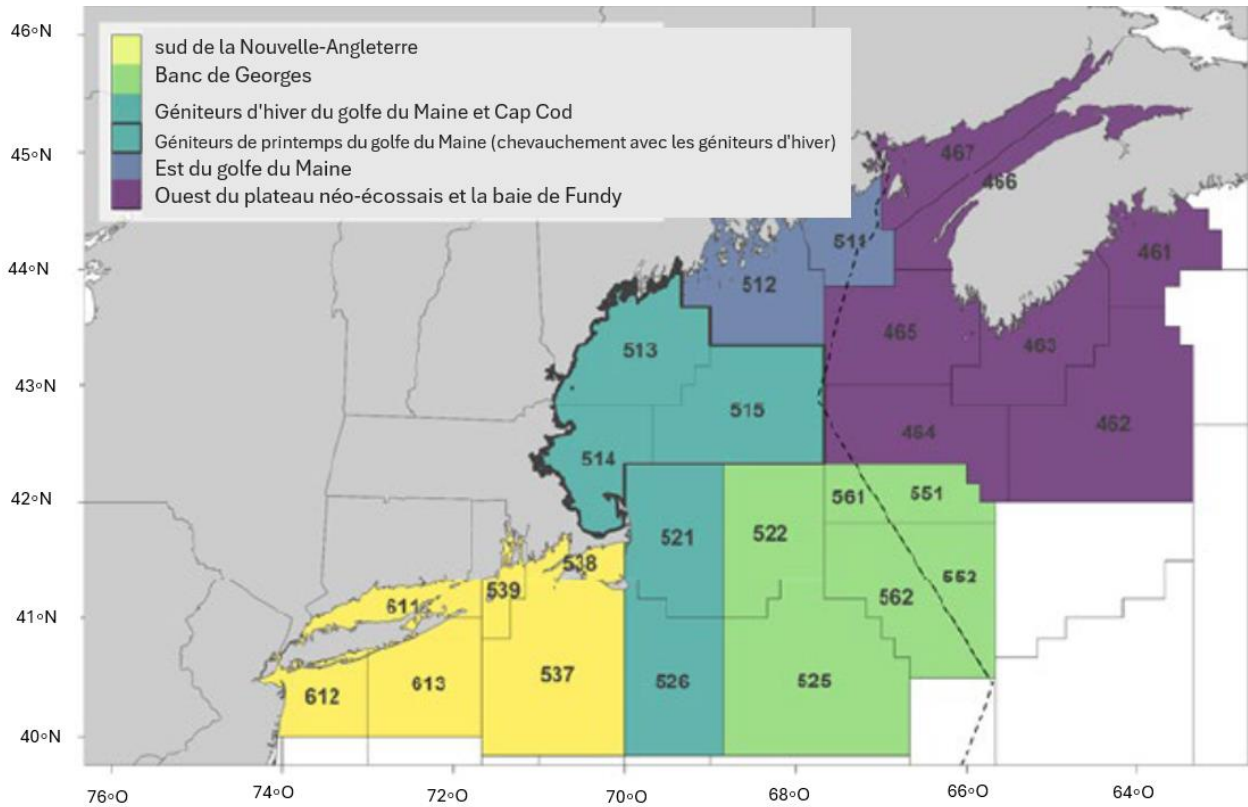


Figure 1. Structure révisée du stock biologique de la morue de l'Atlantique dans les eaux américaines, cartographiée selon les unités statistiques américaines (sous-zones 5 et 6 de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest). Les chiffres identifient les zones statistiques utilisées dans les évaluations et la gestion des pêches américaines. Figure tirée de McBride et Smedbol (2022). La ligne pointillée/grise représente la ligne de La Haye.

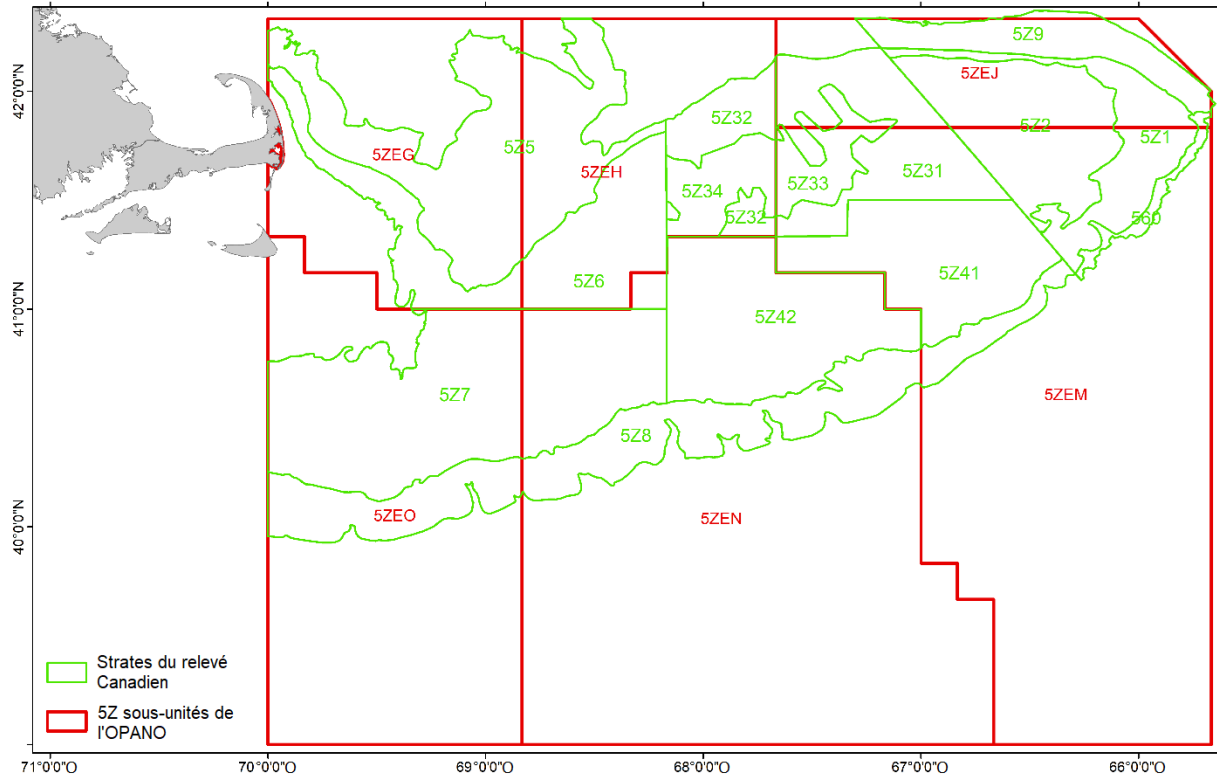


Figure 2. Strates du relevé hivernal écosystémique par navire de recherche de Pêches et Océans Canada (MPO) dans la division 5Z (en vert). Aucun trait n'est effectué sur les hauts-fonds du banc Georges (5Z33, 5Z34). Les lignes rouges représentent les unités de gestion du MPO, qui s'alignent généralement avec les zones statistiques américaines comme suit : 5ZEJ = 551+561, 5ZEM = 552+562, 5ZEH = 522, 5ZEN = 525, 5ZEG = 521 et 5ZEO = 526.



Figure 3. Proportion des prélèvements totaux déclarés pour l'est du banc Georges (ligne rouge) et pour l'ensemble du banc Georges (ligne bleue) attribuable à la flottille canadienne.

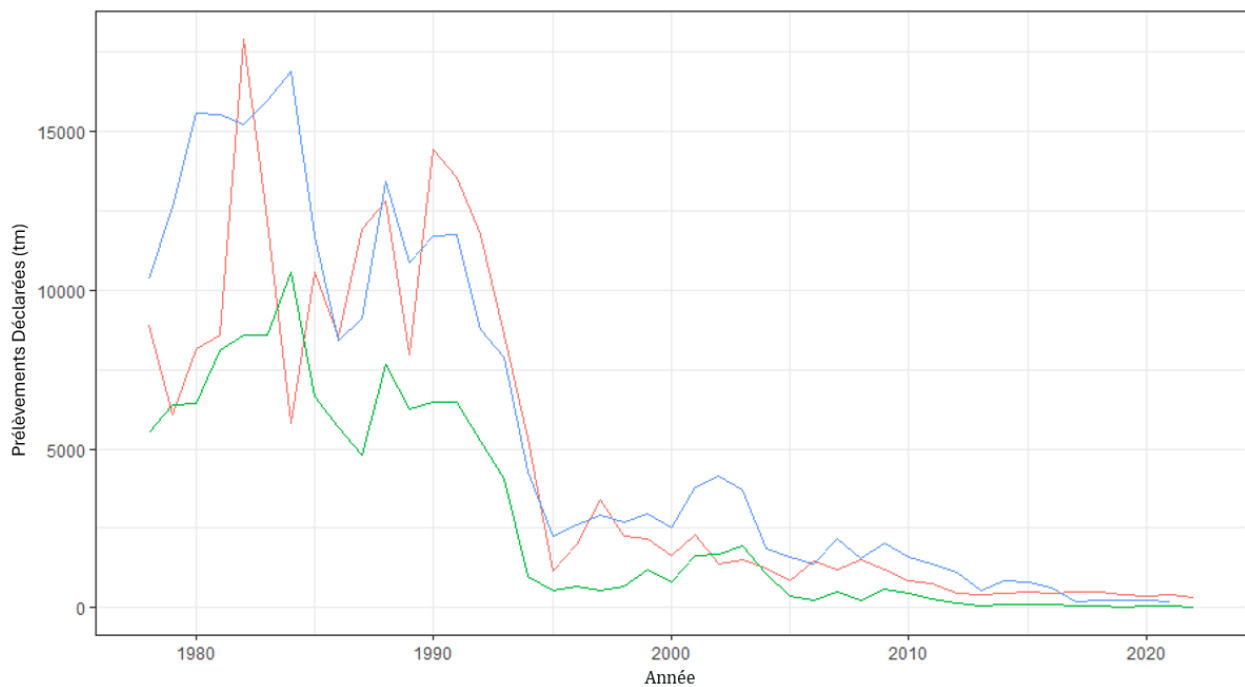


Figure 4. Prélèvements annuels totaux déclarés (t, incluant les rejets) par la flottille américaine sur l'est du banc Georges (lignes vertes), la flottille canadienne sur l'est du banc Georges (lignes rouges) et la flottille américaine sur l'ensemble du banc Georges.

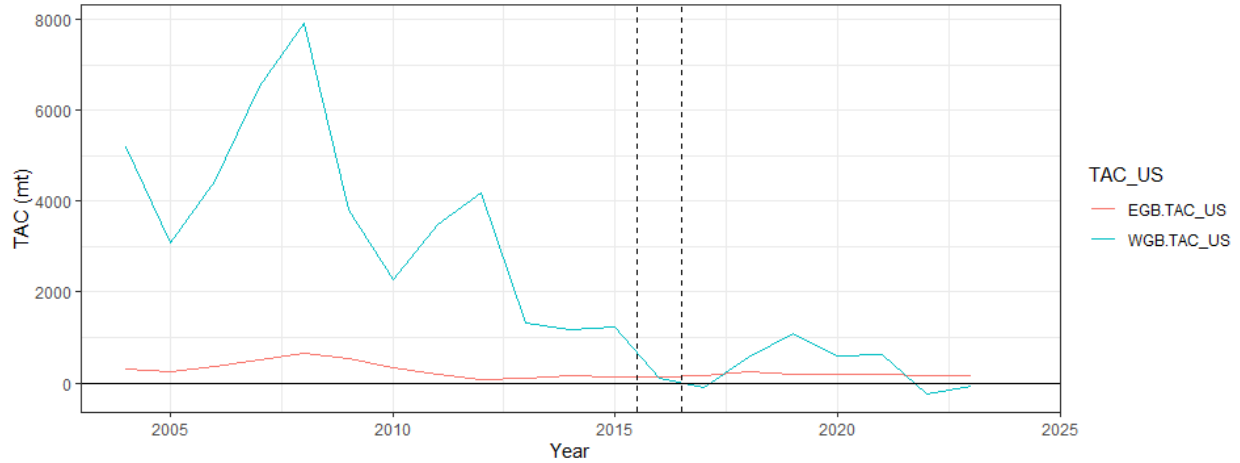


Figure 5. Total autorisé des captures (TAC) de la pêche américaine au poisson de fond pour la morue de l'est du banc Georges (EGB, ligne rouge) et de l'ouest du banc Georges (WGB, ligne bleue). Les valeurs n'incluent pas les reports (« carryovers ») ou dépassements. La ligne pointillée indique l'année où l'incitatif de mauvaise attribution de la morue de l'EGB vers le WGB disparaît en raison de la réduction du déséquilibre des quotas.

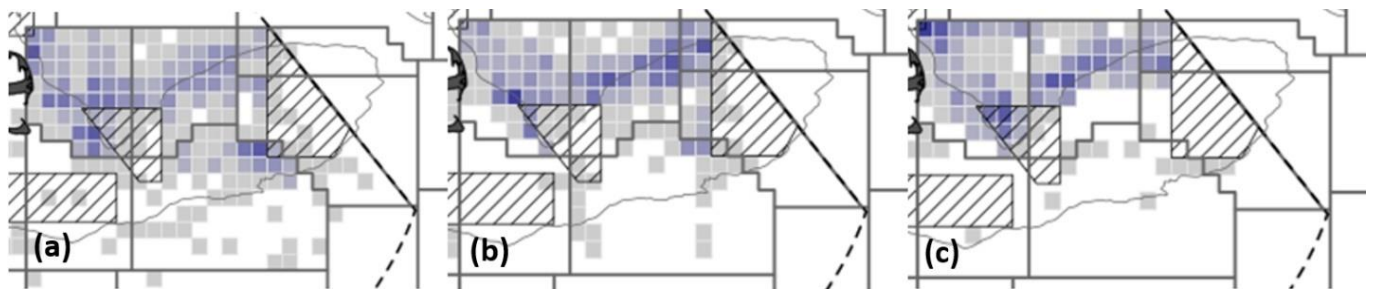


Figure 6. Exemple de distribution des captures américaines dans une année (a) antérieure à 2004, (b) entre 2006 et 2015 et (c) après 2016. Les années exactes ne peuvent être identifiées en raison de restrictions de confidentialité.

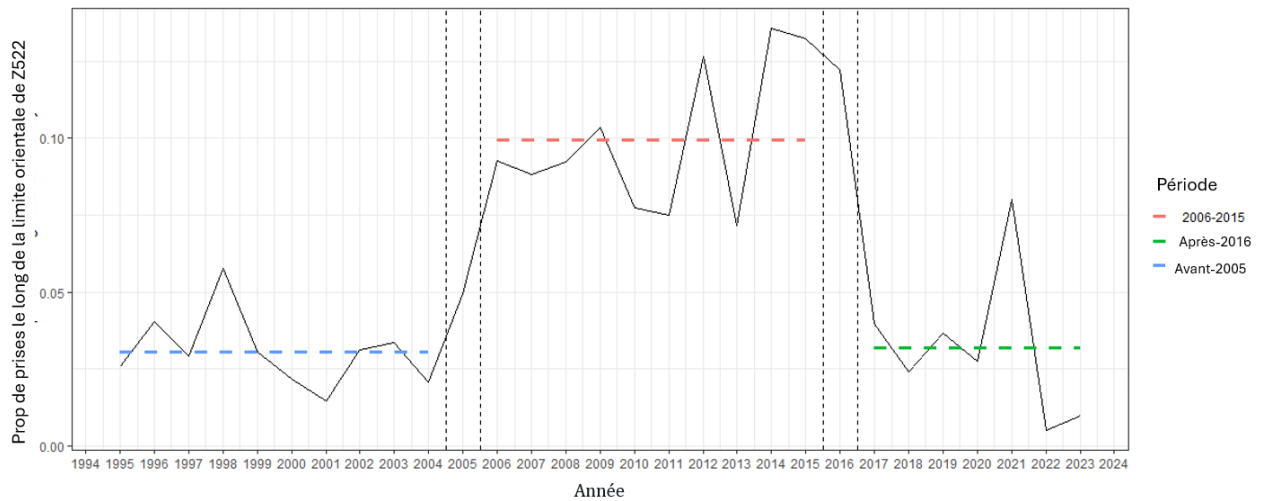


Figure 7. Proportion annuelle des captures américaines de morue dans l'unité du banc Georges total (ancienne définition) le long de la frontière orientale de la zone statistique 522 pour chaque année civile (janv.–déc.). Les lignes verticales pointillées identifient les années transitoires où les mesures de gestion introduites en années de pêche 2006 et 2016 influencent le comportement de pêche et les modèles de captures dans les années civiles 2005 et 2016. Les lignes horizontales colorées montrent la moyenne de la série pour chaque période.

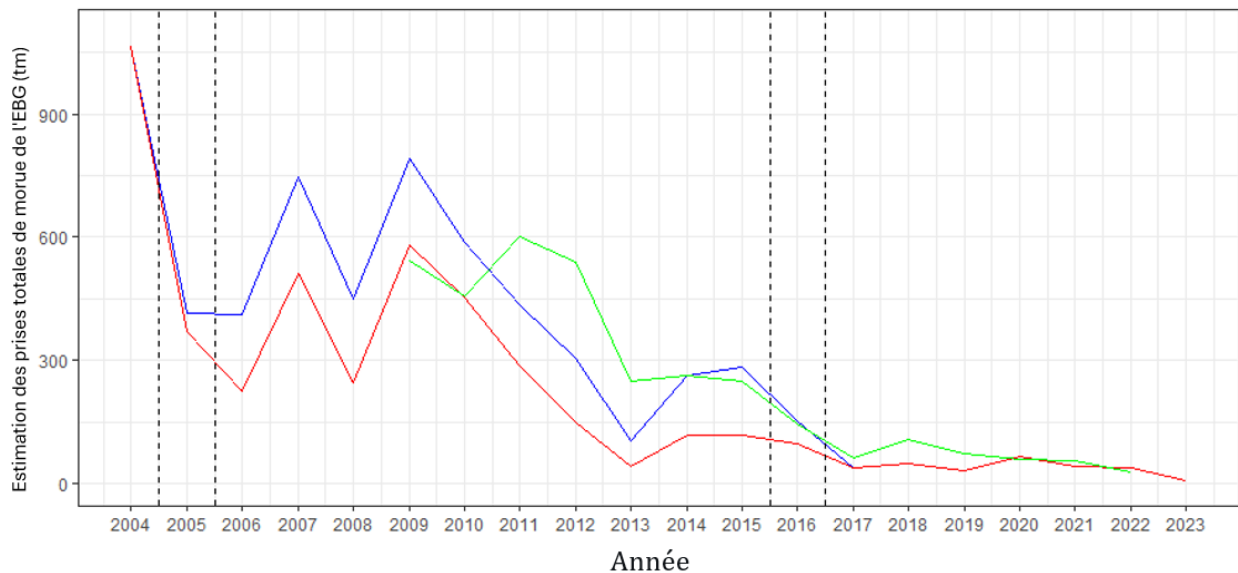


Figure 8. Diverses estimations des captures annuelles de morue de l'est du banc Georges (EGB). Les couleurs représentent : les captures déclarées (ligne rouge), les captures déclarées incluant les captures estimées provenant des straddle sets (ligne bleue) et les captures estimées dans l'EGB à partir des données du système de surveillance des navires (VMS) (ligne verte; Hayes et Demarest 2023). Les trois séries sont exprimées par année civile et incluent les rejets déclarés.

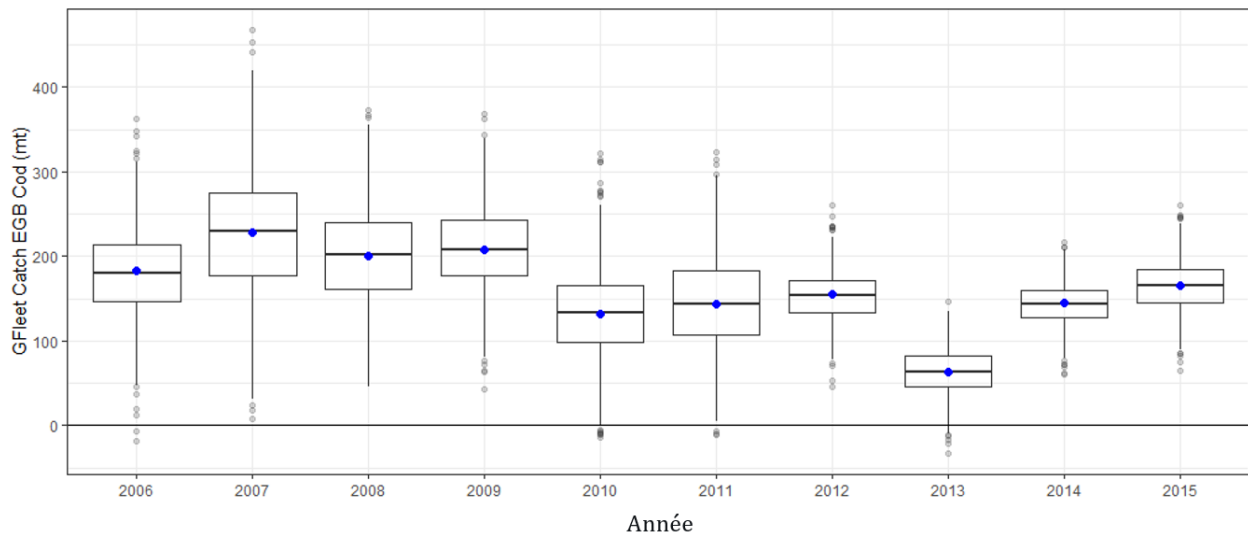


Figure 9. Estimation des captures de morue de l'est du banc Georges (EGB) (tonnes métriques) par la flottille américaine de poisson de fond provenant des straddle sets le long de la frontière de la zone statistique 522 et déclarées comme des captures du WGB. Les boîtes montrent la variabilité introduite par le niveau « de base » des captures le long de la frontière durant les années sans incitatif. Cette variabilité est estimée en supposant une distribution normale dont la moyenne et l'écart type proviennent des années non incitatives, avec 1 000 tirages.

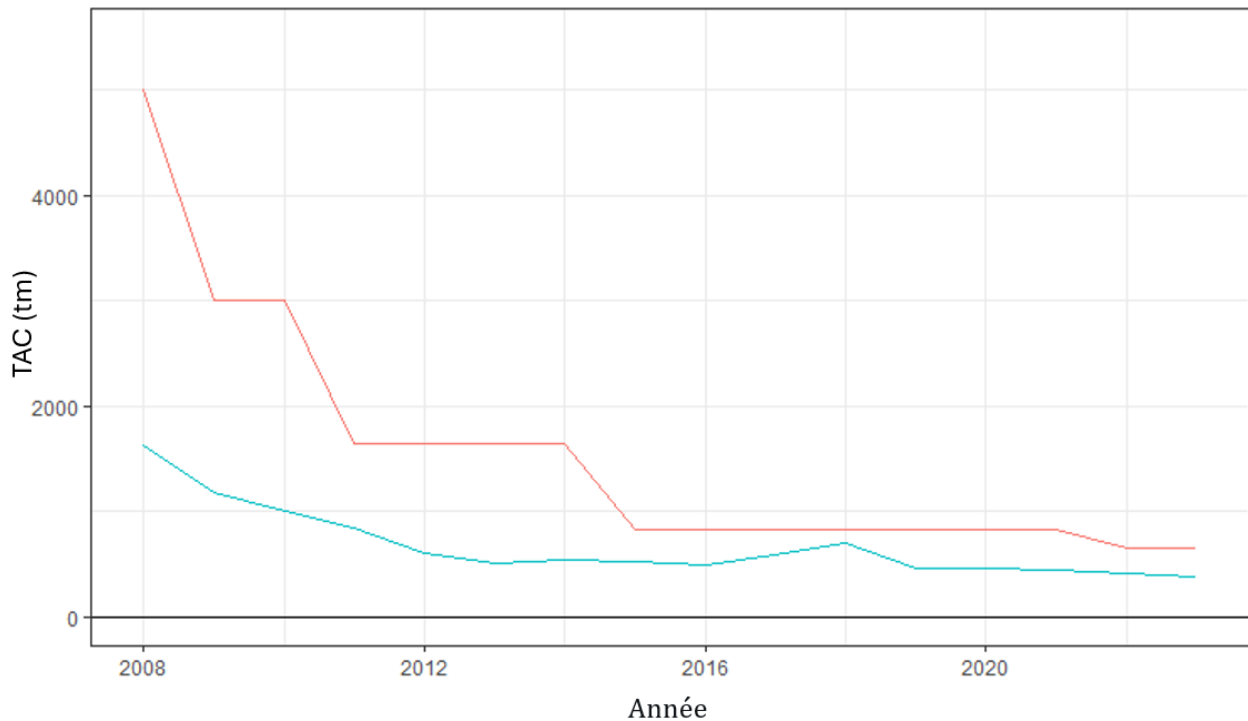


Figure 10. Total autorisé des captures (TAC) de morue de la pêche canadienne au poisson de fond pour l'est du banc Georges (5Z, ligne bleue) et l'unité adjacente 4X5Y (ligne rouge).

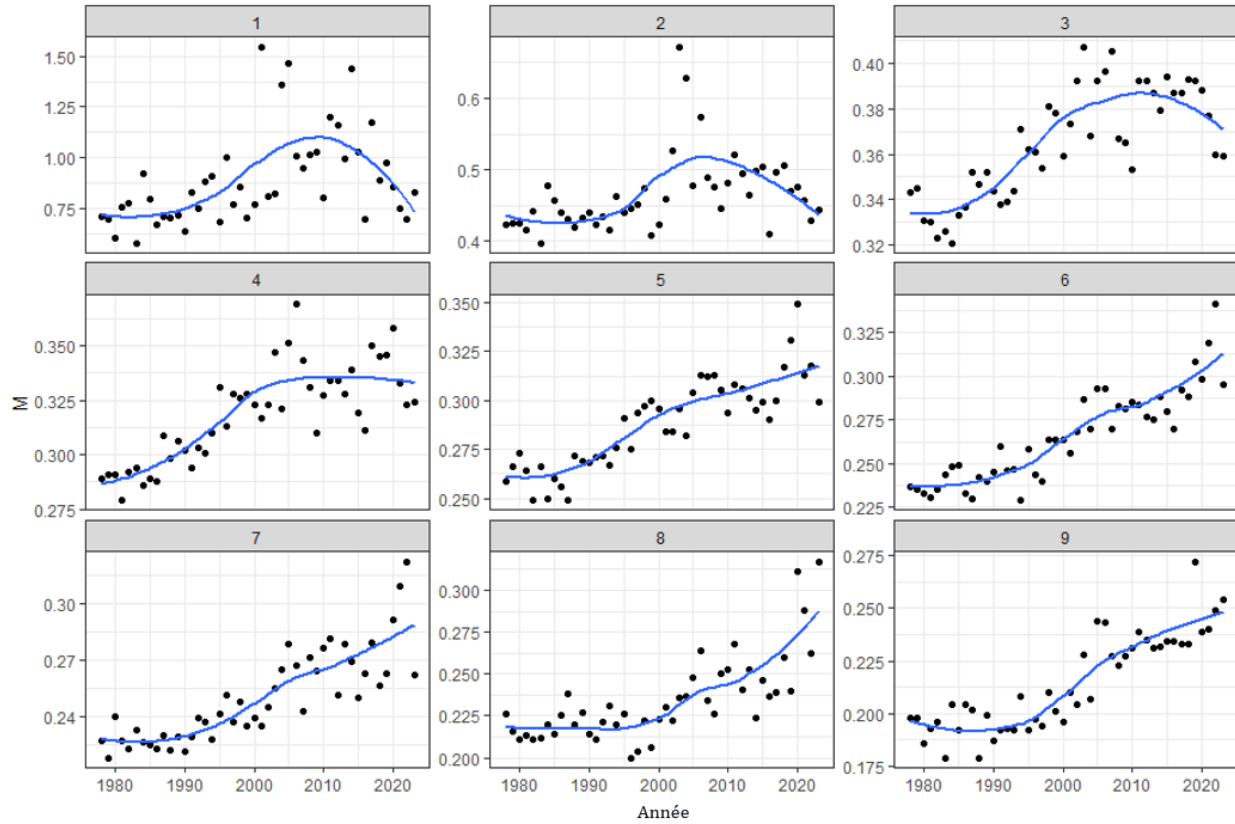


Figure 11. Estimations empiriques de la mortalité naturelle (M , axe vertical) selon l'âge (panneaux) à travers les années (axe horizontal), dérivées du poids à l'âge en utilisant l'équation de Lorenzen (1996). Les points noirs représentent les valeurs annuelles et la ligne bleue représente un lissage appliqué à ces valeurs.

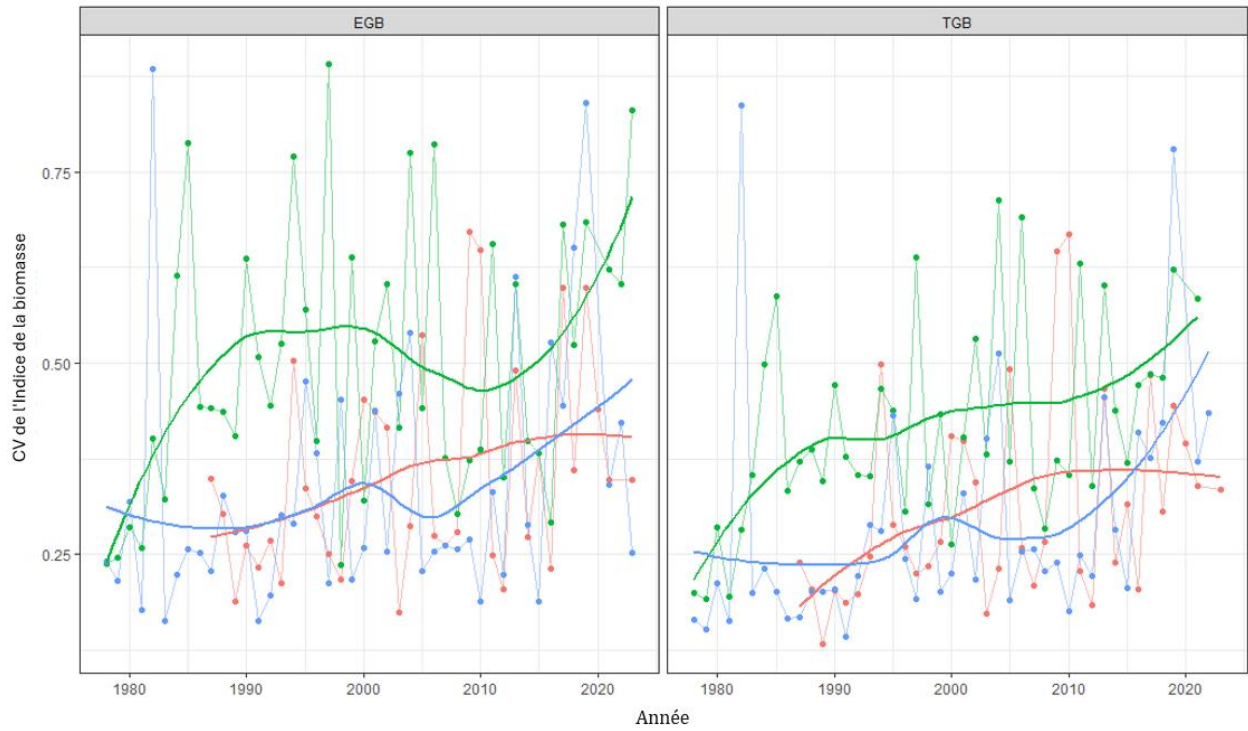


Figure 12. Coefficients de variation (CV) estimés pour les trois relevés (couleurs : rouge = relevé hivernal MPO, vert = relevé d'automne du NMFS, bleu = relevé printanier du NMFS) pour l'est du banc Georges (panneau de gauche) et le banc Georges total (TGB) (panneau de droite). Un lissage loess a été appliqué pour aider à interpréter les tendances.

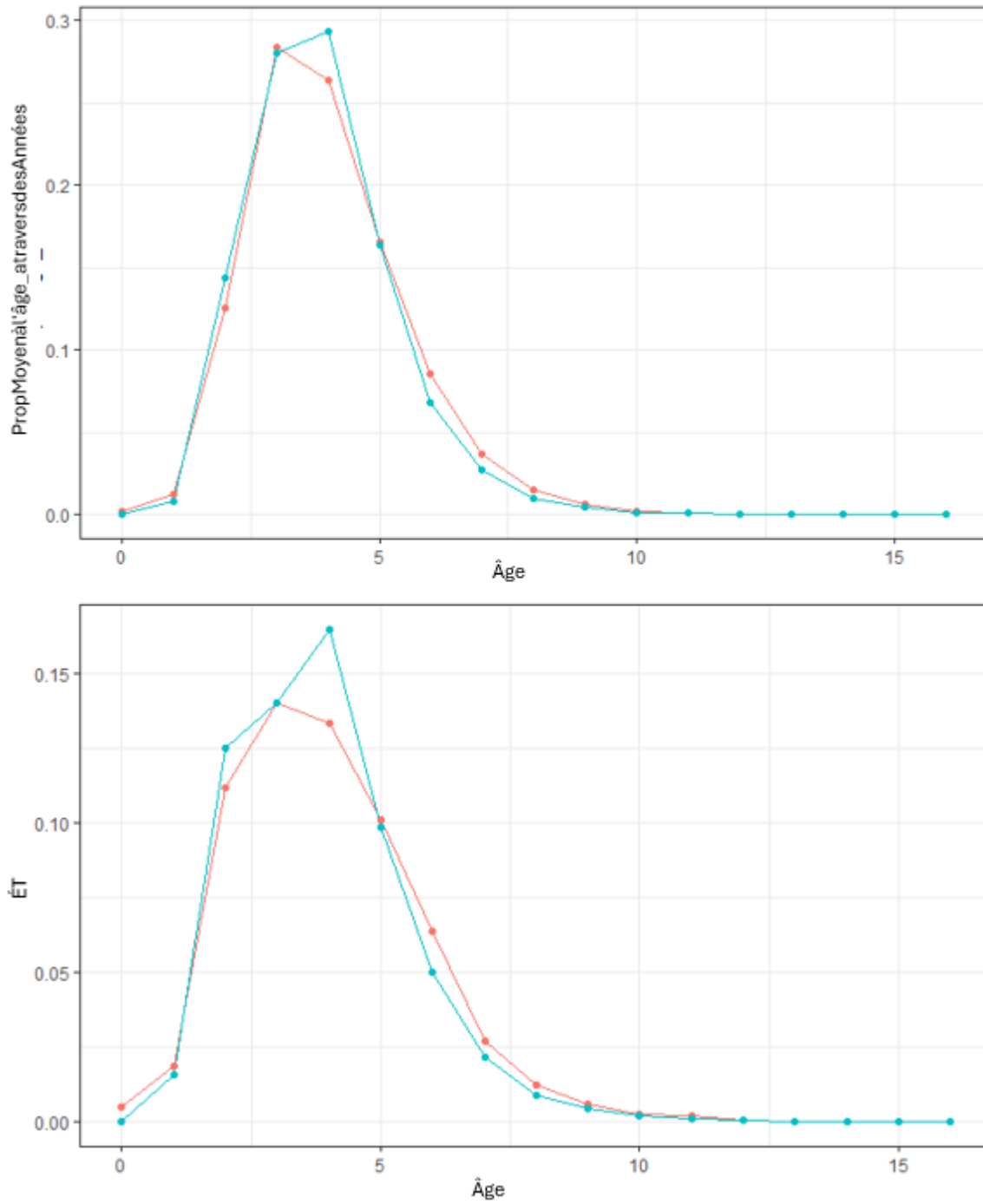


Figure 13. Moyenne (panneau supérieur) et écart-type (panneau inférieur) des proportions annuelles à l'âge pour la flottille canadienne (lignes rouges) et la flottille américaine (lignes bleues) dans l'est du banc Georges.

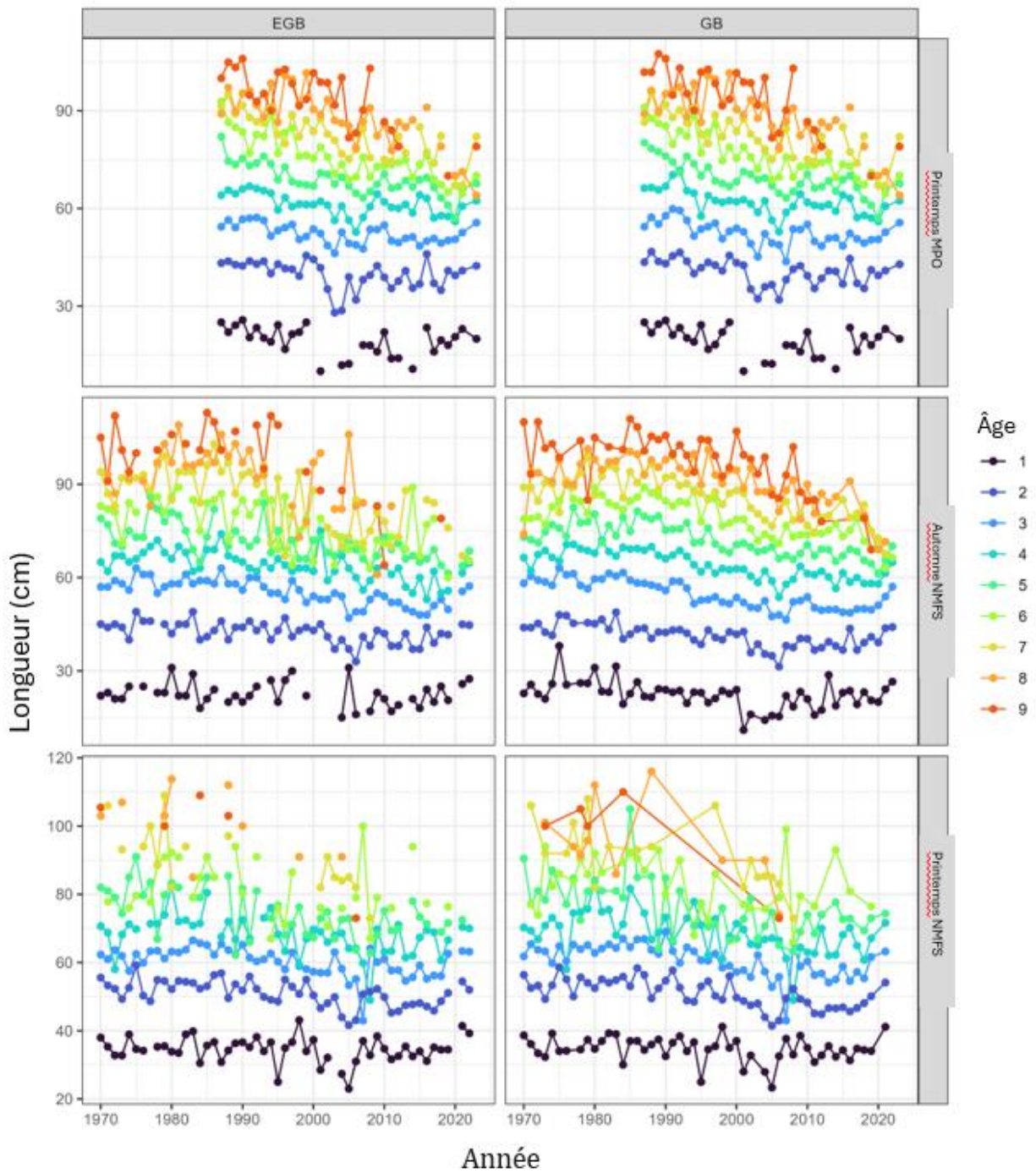


Figure 14. Longueur à l'âge des relevés printaniers et automnaux du NMFS et du relevé hivernal du MPO pour la morue de l'est du banc Georges (EGB) et du banc Georges total (TGB). Figure tirée de Andrushchenko et al. (2026).

CanTota	s0	s1	s2	s3	s4	s5	s6	s7	s8	s9	s10	s11	s12	s13	s14	s15	s16
1978	0.0007	0.0083	0.0582	1	0.239	0.0814	0.0443	0.0337	0.0034	0.0091	0.0026	0.0016	0.0018	0.0003	0.0002	0.0005	0.0003
1979	0.0024	0.0195	0.8001	1	0.314	0.481	0.1481	0.0729	0.033	0.0204	0.0077	0.0017	0.002	0.0005	0.0011	0	0
1980	0.0026	0.0074	0.7811	1	0.2018	0.5952	0.1881	0.0427	0.0068	0.0327	0.0194	0.0016	0.0001	7E-05	5E-05	0	0
1981	0.0059	0.0442	0.3229	0.9856	1	0.275	0.5177	0.1882	0.1176	0.0553	0.0195	0.0019	0.0019	0	0	0.0004	0
1982	8E-06	0.0107	1	0.3261	0.6188	0.4358	0.1091	0.1782	0.0674	0.024	0.0115	0.0171	0.0012	6E-05	0.0018	0.0005	0
1983	0.0078	0.0207	0.2646	1	0.6431	0.2699	0.1551	0.0609	0.0718	0.0359	0.0031	0.0104	0.0015	0.0001	0.0005	0.0002	6E-05
1984	0.0005	0.0361	0.3146	0.4687	0.8565	0.8322	1	0.5131	0.0844	0.1205	0.0505	0.0431	0.004	0.0005	0.0003	0.001	0.0002
1985	0.0222	0.0059	1	0.399	0.2696	0.3773	0.1482	0.0484	0.0337	0.0093	0.0081	0.0049	0.0012	0.0005	0.0002	0	4E-05
1986	0.001	0.0849	0.2865	1	0.2584	0.1233	0.1684	0.0323	0.0169	0.0098	0.0029	0.0015	0.0008	0	3E-05	0	2E-05
1987	0.0011	0.0117	1	0.2447	0.3963	0.0505	0.0414	0.0535	0.0118	0.0087	0.0023	0.0014	7E-05	2E-05	0	0	0
1988	0.0004	0.0107	0.1123	1	0.1639	0.2058	0.0277	0.03	0.0613	0.0129	0.0084	0.0068	0.0034	0.001	0	0.0001	0
1989	0.0016	0.0052	0.2153	0.2539	1	0.1473	0.2038	0.0366	0.0299	0.0441	0.0109	0.007	0.0037	0.0001	0.0004	0	0
1990	0.0006	0.005	0.2262	1	0.3626	0.4468	0.0516	0.0431	0.0032	0.0058	0.0101	0.0015	0.0017	0.0003	0	0.0004	1E-06
1991	0.0004	0.0282	0.4263	0.4735	1	0.4676	0.3937	0.0581	0.0427	0.0126	0.0088	0.0064	0.003	0.002	0.0002	0.0005	0
1992	0	0.0244	1	0.6304	0.2412	0.5025	0.1966	0.1774	0.0257	0.0213	0.0024	0.004	0.0005	0.0008	0.0001	0	0
1993	0	0.0064	0.1846	1	0.5925	0.2055	0.2597	0.1047	0.0782	0.0232	0.014	0.0021	3E-05	0.0004	0	0	0
1994	0.0013	0.0064	0.2035	0.4675	1	0.3867	0.0664	0.087	0.041	0.0286	0.0024	0.001	5E-05	5E-07	7E-05	2E-05	0
1995	0.0299	0.0054	0.2235	1	0.5939	0.6247	0.1308	0.0496	0.0347	0.0263	0.0007	0.0004	8E-05	0	0	0	0
1996	0.0004	0.0165	0.0758	0.5035	1	0.2448	0.1858	0.0453	0.0118	0.0098	0.0008	0.0009	0	0	1E-05	0	0
1997	0.0034	0.0191	0.3175	0.4656	0.9979	1	0.2769	0.1232	0.0396	0.015	0.0033	0.0013	2E-05	0	0	0	0
1998	0.0004	0.0127	0.3185	1	0.4861	0.4933	0.382	0.0672	0.0434	0.0135	0.003	0.0021	0.002	0.0004	0.0002	0	0
1999	0.0005	0.0088	0.12	1	0.7101	0.2181	0.1251	0.0966	0.0332	0.0082	0.0012	0.0007	0.002	4E-05	0	0	0
2000	0.005	0.0084	0.1483	0.2995	1	0.3778	0.1188	0.0808	0.0399	0.0064	0.0016	0.0014	0	0	0.0006	0	0
2001	0.0048	0.0145	0.0528	0.8786	0.4984	1	0.3013	0.1027	0.0554	0.0166	0.0012	0.0005	3E-05	0	0.0005	0	0
2002	0.0041	0.0025	0.036	0.2458	1	0.2774	0.4372	0.1079	0.0307	0.0135	0.0058	0.0011	0.0014	0	0.0005	0	0
2003	0.0872	0.0005	0.0561	0.4791	0.5913	1	0.2023	0.3088	0.0725	0.0184	0.0074	0.0028	0.0001	0	3E-05	0	0
2004	0	0.2311	0.0808	1	0.898	0.7373	0.9513	0.2208	0.2576	0.0633	0.0135	0.0056	0.0024	0	0	0	0
2005	0	0.0269	0.1425	0.216	1	0.2542	0.1839	0.2076	0.0878	0.0346	0.0109	4E-05	0.0005	0.0013	0	0	0
2006	0	0.0103	0.098	1	0.3839	0.9549	0.2363	0.1003	0.1077	0.0103	0.008	0.0017	7E-05	0	0	0	0
2007	2E-05	0.0006	0.1123	0.23	1	0.0857	0.2263	0.0469	0.0287	0.0276	0.0014	0.0005	3E-06	0	0	0	0
2008	0	0.0037	0.1478	0.4611	0.2442	1	0.0749	0.1423	0.0211	0.0106	0.0034	0.0004	4E-05	0	0	0	0
2009	0.0073	0.0042	0.1746	0.9678	0.7202	0.242	1	0.0862	0.0809	0.0094	0.0044	0.0006	0	0	0	0	0
2010	0.0001	0.0125	0.1224	0.4003	1	0.4161	0.0376	0.2565	0.0306	0.0192	0.0041	0.0006	0	0	0	0	0
2011	0	0.0803	0.3372	0.6782	0.7147	1	0.1997	0.1348	0.0751	0.0035	0.0043	0.0005	0	0	0	0	0
2012	0	0.0293	0.5628	1	0.4513	0.3183	0.344	0.088	0.0138	0.013	0.0005	0	0	0	0	0	0
2013	0.0054	0.0063	0.2197	1	0.5119	0.1254	0.0939	0.0244	0.006	0.0003	0.0012	0	0	0	0	0	0
2014	0	0.0429	0.123	0.8294	1	0.2525	0.0277	0.003	0.0008	0.0002	2E-06	2E-05	0	0	0	0	0
2015	0	0.0043	0.882	0.4726	1	0.8026	0.1085	0.1003	0.0012	0.0014	0.0082	0	0	0	0	0	0
2016	0	0.0478	0.1545	1	0.1129	0.3235	0.2403	0.0393	0.0004	0.0001	6E-05	4E-05	0	0	0	0	0
2017	0.0005	0.0053	0.1248	0.4596	1	0.1133	0.2175	0.072	0.0097	5E-05	0	1E-05	0	0	0	0	0
2018	0	0.037	0.1514	0.3429	0.6373	1	0.0885	0.0977	0.0518	0.0017	0.0003	6E-05	0	0	0	0	0
2019	0	0.0913	0.8635	0.9896	1	0.6158	0.7589	0.0506	0.03	0.029	5E-05	0	0	0	0	0	0
2020	0	0.1231	0.4335	1	0.4197	0.2733	0.0978	0.0809	0.0061	0.0016	0	0	0	0	0	0	0
2021	0	0.1735	0.3816	0.8909	1	0.2679	0.0791	0.007	0.0064	8E-06	0	0	0	0	0	0	0
2022	0	0.3188	0.6388	0.9115	1	0.5548	0.0964	0.0562	0.0044	0.0011	0	0	0	0	0	0	0

Figure 15a. Estimations empiriques annuelles de la sélectivité relative de la flottille canadienne pour la morue de l'est du banc Georges, dérivées des captures commerciales à l'âge (abondance). Les estimations empiriques sont calculées en divisant la capture de chaque année et âge par la plus grande capture à l'âge dans cette même année. Les couleurs représentent l'intensité (vert près de 1, rouge près de 0).

USATot	a0	a1	a2	a3	a4	a5	a6	a7	a8	a9	a10	a11	a12	a13	a14	a15	a16
1978	0	3E-05	0.0286	1	0.3464	0.1365	0.0671	0.0533	0.008	0.0094	0.0019	0.0005	0.0002	0	4E-05	0.0001	0
1979	0	0.0029	0.4533	0.2822	1	0.382	0.1738	0.0815	0.0673	0.0123	0.0026	0.0013	0.0007	0	0.0005	0	0
1980	0	0	0.4612	1	0.1781	0.8244	0.3871	0.1165	0.0208	0.0357	0.006	0.0013	0	0	0	0	0
1981	0	0.01	0.5371	1	0.7202	0.0981	0.2018	0.0305	0.0555	0.0321	0.0118	0.002	0.001	0	0	0	0
1982	0	0	1	0.3921	0.2796	0.3034	0.0319	0.126	0.0386	0.0147	0.0048	0.0037	0.0024	0.0019	0.0003	0	0
1983	0	0.0047	0.3419	1	0.4051	0.2538	0.1673	0.0261	0.0515	0.0305	0.0128	0.0151	0.0034	0.0013	0.0033	0.0006	0
1984	0	0.0078	0.2114	0.6898	1	0.2979	0.2266	0.1896	0.0212	0.0561	0.024	0.0103	0.0043	0.0022	0.0009	0	0.0004
1985	0	0.0015	1	0.6631	0.3813	0.6436	0.1713	0.0357	0.0893	0.012	0.0264	0.0036	0.0043	0.0012	0.0007	0	0
1986	0	0.0025	0.2243	1	0.213	0.2056	0.2384	0.0334	0.0285	0.0184	0.0017	0.0067	0.0013	0	0	0	0
1987	0	0	1	0.2282	0.365	0.0618	0.0478	0.0556	0.0148	0.0078	0.0039	0.0006	0.0004	0	0	0	0
1988	0	0	0.0397	1	0.231	0.3058	0.0465	0.0309	0.0363	0.0063	0.0041	0.002	0.0004	6E-05	0	8E-05	0
1989	0	0.0128	0.265	0.4478	1	0.087	0.164	0.0201	0.0127	0.0162	0.0023	0.0008	0.0001	0	0	0	0
1990	0	0.0054	0.2962	1	0.336	0.5399	0.0571	0.0597	0.0051	0.0028	0.0037	4E-05	0.0003	0	0	0	0
1991	0	0.027	0.4781	0.5576	1	0.5121	0.4241	0.0605	0.032	0.0086	0.0031	0.0005	0.0013	0	0	0.0005	0
1992	0	0.0243	1	0.559	0.2036	0.4132	0.1329	0.1199	0.0081	0.0079	0.0007	0.001	0	0	0	0	0
1993	0	0.0028	0.3119	1	0.3903	0.1458	0.1529	0.0482	0.032	0.008	0.0028	0.0006	0	0	0	0	0
1994	0	0.0082	0.1864	0.8441	1	0.2806	0.0431	0.0706	0.0323	0.023	0.0019	0.0023	0	0.001	0	0	0
1995	0	3E-05	0.2133	1	0.4349	0.6943	0.0909	0.0309	0.0213	0.0233	0.001	0.001	0	0	0	0	0
1996	0.000135	0.0048	0.0978	0.5407	1	0.2076	0.1994	0.0229	0.0097	0.0116	0.0016	2E-05	0	0	0	0	0
1997	0	0.0438	0.2132	0.3194	0.5117	1	0.2051	0.1191	0.0372	0.0078	0.0045	0.0038	0.0004	0	0	0	0
1998	0	0.052	0.3625	0.3731	0.8254	1	0.3801	0.1249	0.0766	0.0231	0.0036	0.0005	0.001	0	0	0	0
1999	0	0.0158	0.1557	1	0.8239	0.3351	0.1853	0.1876	0.0401	0.0074	0.0014	0	0	0	0	0	0
2000	0	0.0068	0.1829	0.3471	1	0.3896	0.0977	0.0589	0.0304	0.0048	0	0.0002	0	0	0	0	0
2001	0	0	0.309	1	0.3083	0.5788	0.1332	0.0412	0.0256	0.0114	0.0012	0.0005	0.0002	0	0	0	0
2002	0	0.002	0.015	0.2977	1	0.2239	0.2664	0.0529	0.0135	0.0117	0.004	0.0013	0.0006	0	0	0	0
2003	0	0	0.1026	0.2914	0.6033	1	0.2052	0.1883	0.0371	0.0073	0.0021	0.0004	0	0	0	0	0
2004	0	0.0418	0.0636	0.6692	0.8806	1	0.7007	0.2	0.1208	0.0274	0.0031	0.002	0.0004	0	0	0	0
2005	0	0.0028	0.7864	0.272	1	0.268	0.1623	0.1512	0.0174	0.0151	0.003	0.0002	0	0	0	0	0
2006	0	0.0445	0.0544	1	0.3364	0.8432	0.2175	0.059	0.053	0.0117	0.0044	0.0016	0.0012	0	0	0	0
2007	0	0.0139	0.1572	0.1385	1	0.0785	0.1773	0.0091	0.0066	0.0033	0.0008	0.0003	0	0	0	0	0
2008	0	0.0204	0.4609	1	0.2374	0.8436	0.0073	0.0516	0.0008	0.0011	0.0003	0	0	0	0	0	0
2009	0	0.0785	0.2626	1	0.6973	0.239	0.3605	0.009	0.0113	0.001	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0.0219	0.4858	0.6178	1	0.3724	0.0478	0.2126	0.0044	0.0028	0	0	0	0	0	0	0
2011	0	0.0617	0.3659	0.5472	1	0.9394	0.2753	0.0622	0.048	0	0	0	0	0	0	0	0
2012	0	0.0027	0.8781	1	0.5148	0.2096	0.0644	0.0222	7E-05	0	0	0	0	0	0	0	0
2013	0	0.0364	0.5019	1	0.4521	0.0374	0.0087	0.0015	0.0014	0	0	0	0	0	0	0	0
2014	0	0.0283	0.0607	0.5732	1	0.3031	0.0531	0.0005	0.0011	0	0	0	0	0	0	0	0
2015	0	0.0301	0.5571	0.57	1	0.3895	0.0271	0.0007	1E-04	0.0003	0	0.0001	0	0	0	0	0
2016	0	0.0006	0.0471	0.3614	1	0.1691	0.0283	0.0013	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2017	0	0.0075	0.0189	0.2036	1	0.125	0.0594	0.0091	0.0002	0	0	0	0	0	0	0	0
2018	0	0.1938	0.0897	0.0862	1	0.5702	0.0137	0.0137	0.0009	0	0	0	0	0	0	0	0
2019	0	0.0088	0.6634	0.3418	1	0.4574	0.3294	0.0031	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2020																	
2021																	
2022																	

Figure 15b. Estimations empiriques annuelles de la sélectivité relative de la flottille américaine pour la morue de l'est du banc Georges, dérivées des captures commerciales à l'âge (abondance). La méthode de calcul et l'interprétation des couleurs sont identiques à la Figure 15a.

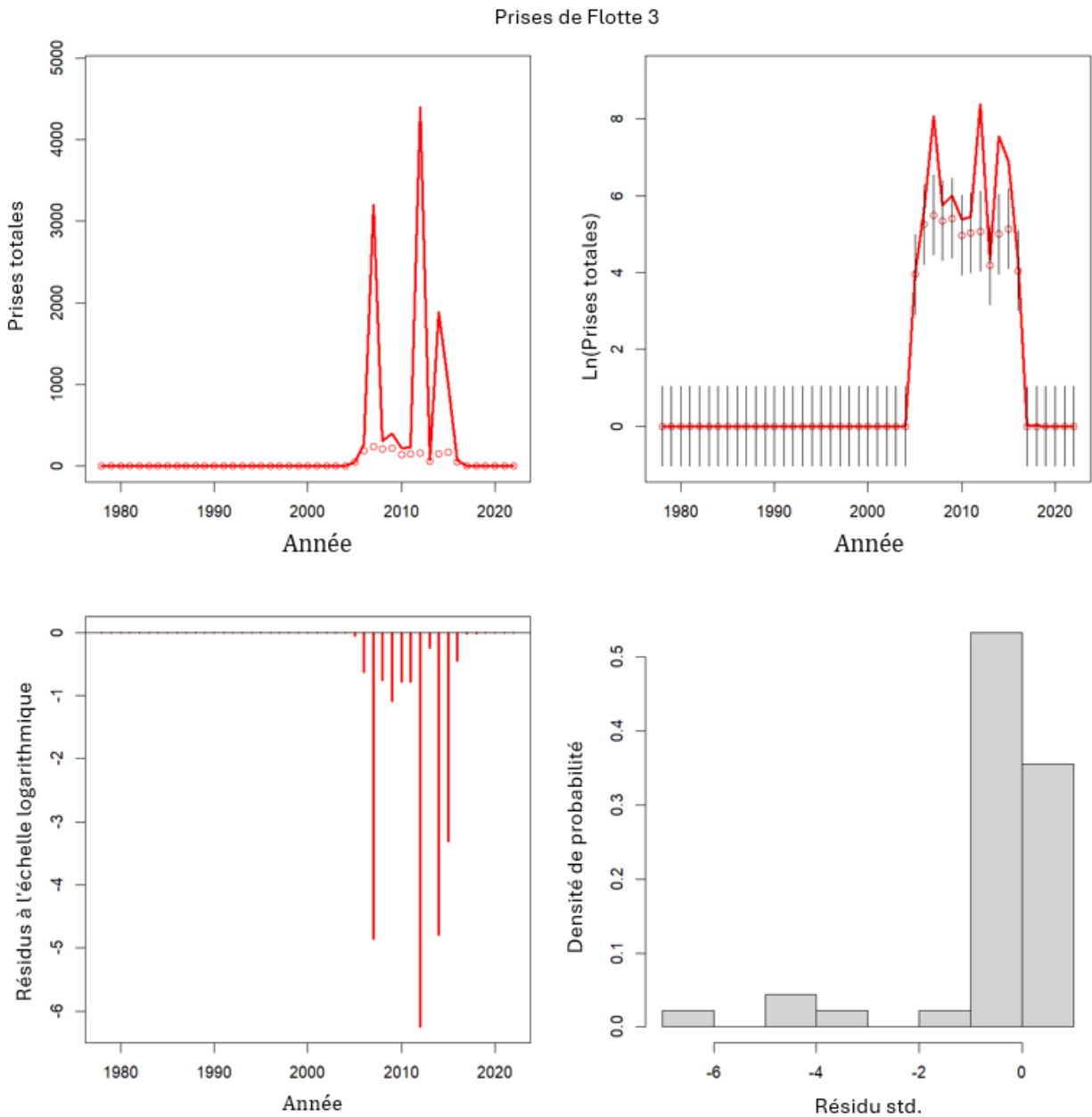


Figure 16. Exemple de diagnostics pour la capture totale de la flottille mal attribuée lorsque le coefficient de variation (CV) est fixé à 0,57. Le panneau supérieur gauche montre les valeurs observées (points) comparées aux valeurs estimées (ligne). Le panneau supérieur droit montre la capture en log avec le CV spécifié; le panneau inférieur gauche montre les résidus transformés en log; le panneau inférieur droit montre la distribution des résidus transformés en log.

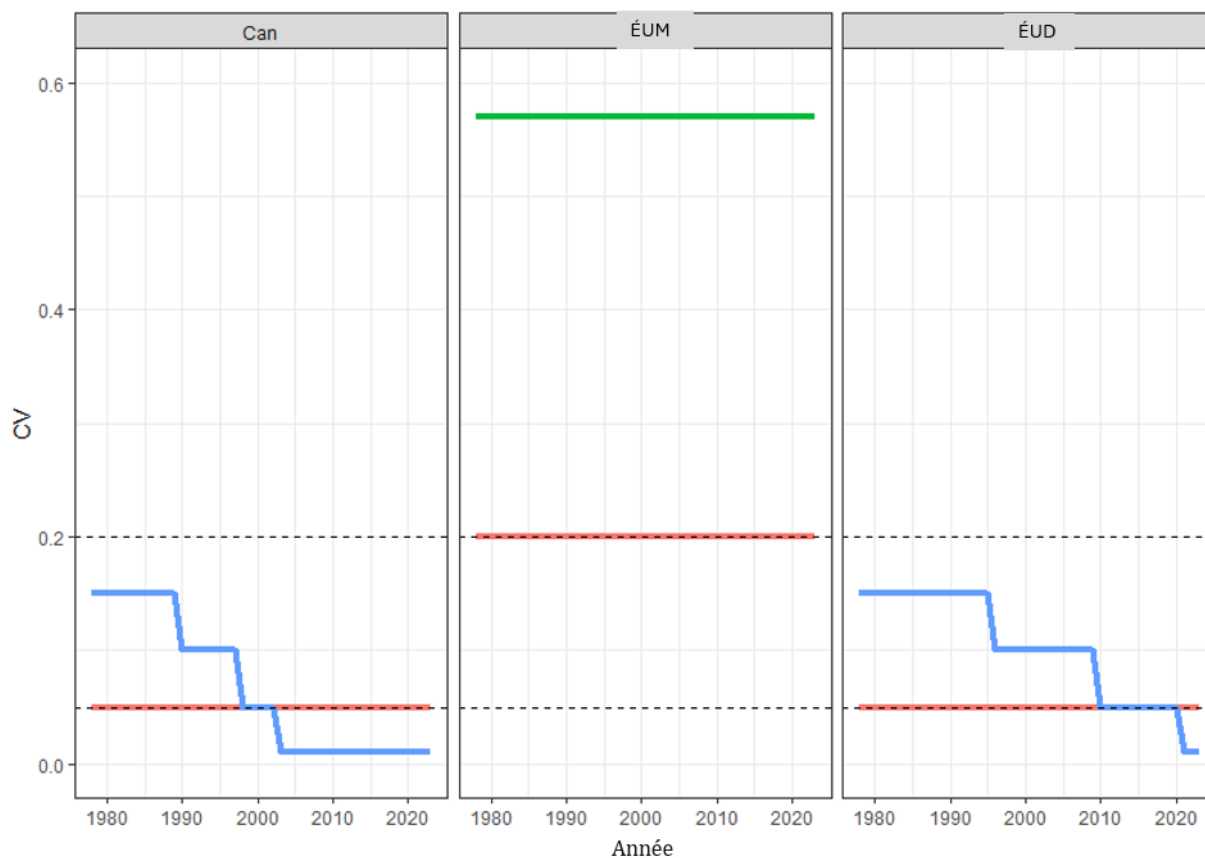


Figure 17. Hypothèses de coefficients de variation (CV) pour les captures de la flottille canadienne (Can; panneau gauche), de la flottille américaine faussement déclarée (USM; panneau central) et de la flottille américaine déclarée (USR; panneau droit). Les lignes rouges représentent une hypothèse non informée; les lignes bleues, une hypothèse fondée sur l'avis d'experts; la ligne verte, le CV calculé pour la flottille mal attribuée. Les lignes pointillées indiquent des repères (CV = 0,05 et 0,2).

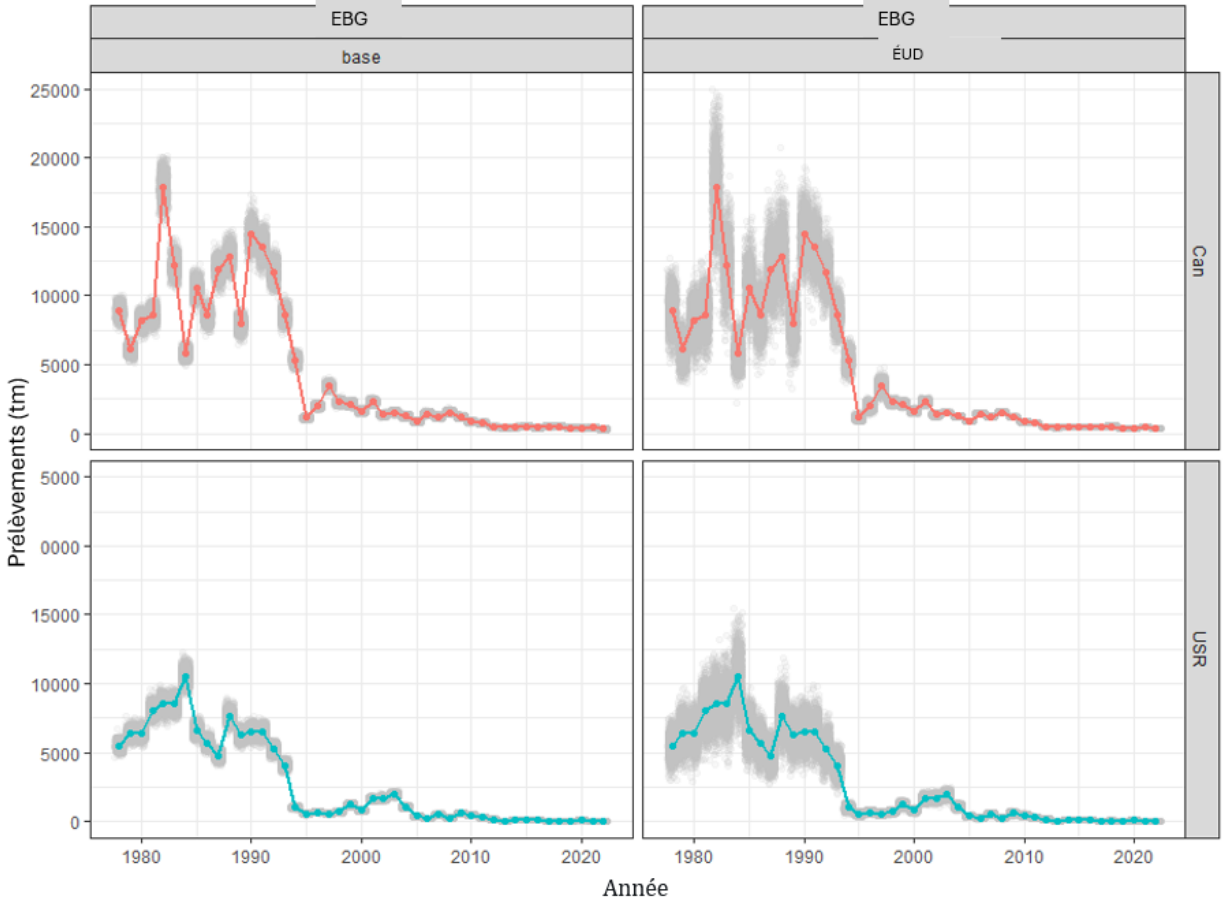


Figure 18. Prélèvements déclarés par les flottilles canadienne (Can, lignes rouges) et américaine (USR, lignes bleues) sur l'est du banc Georges (EBG), avec ombrage gris représentant la distribution attendue des captures réelles sous un CV constant de 0,05 (gauche; « base ») et un CV variant dans le temps (droite; avis d'experts, Figure 17).



Figure 19. Prélèvements déclarés (lignes colorées) pour les flottilles canadienne et américaine sur l'est du banc Georges (EBG) ces dernières années, avec ombrage gris montrant la distribution attendue des captures réelles sous un CV constant de 0,05 (gauche) et un CV variant dans le temps (droite).

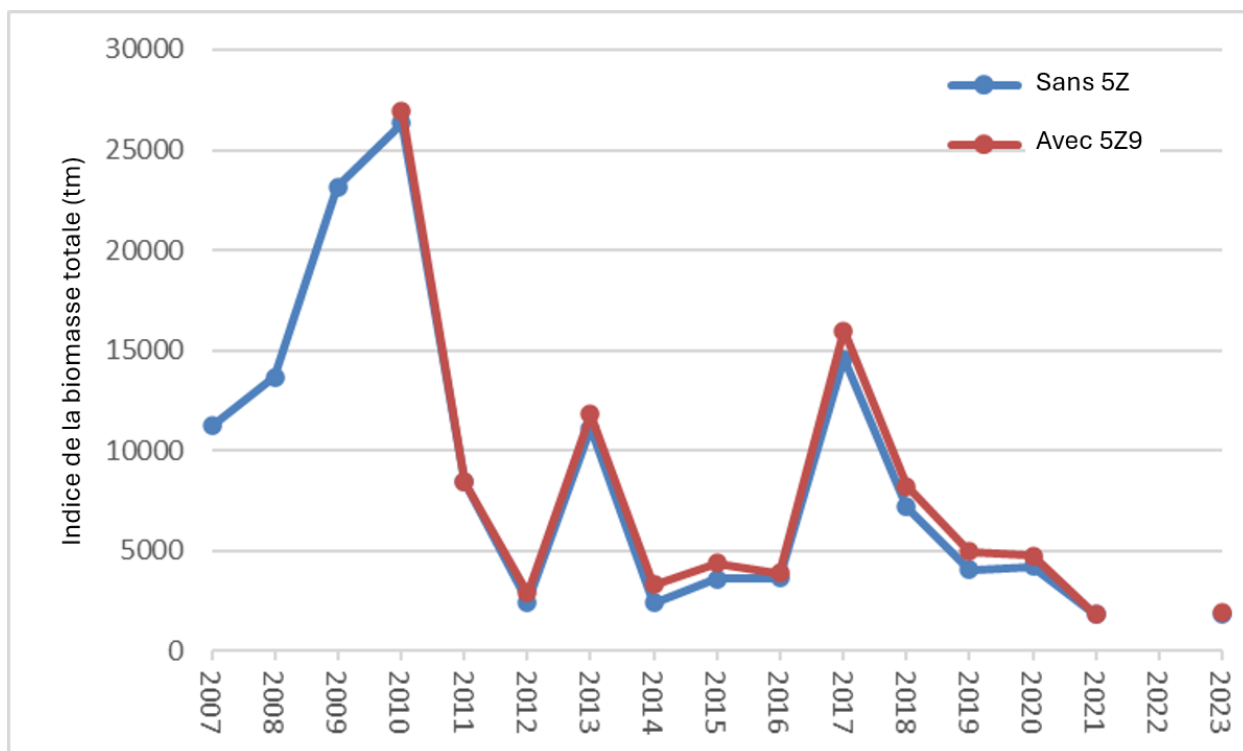


Figure 20. Indice agrégé de biomasse du relevé hivernal du MPO pour l'est du banc Georges (strates 5Z1–5Z4, unités 5Zjm du MPO). La ligne rouge montre l'indice obtenu en incluant la strate 5Z9 (5Z1–5Z4 + 5Z9).

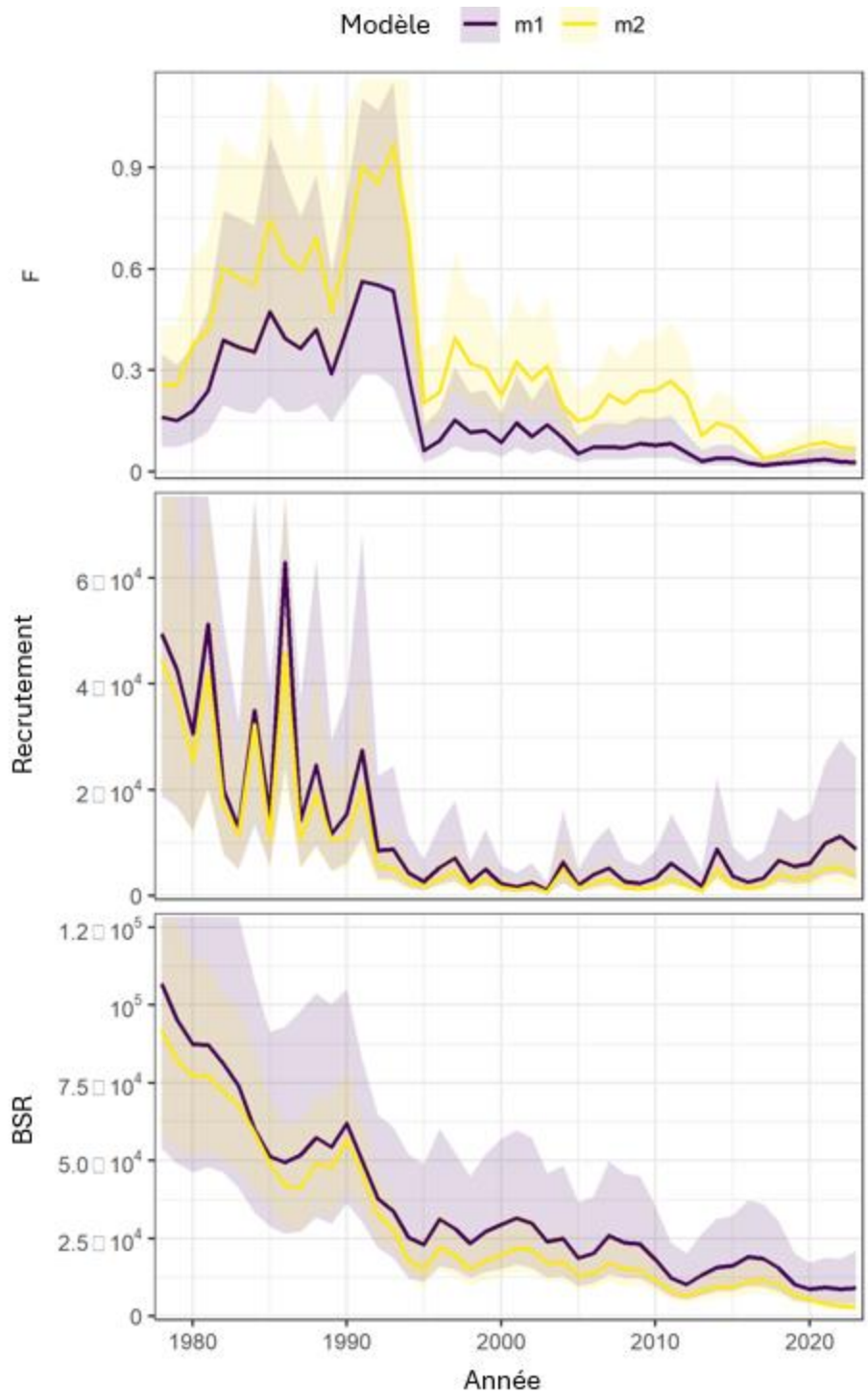


Figure 21. Mortalité par pêche (F), recrutement et biomasse du stock reproducteur (BSR) des deux modèles candidats : Run 1 (EGB) et Run 6 (TGB) du Tableau 3.

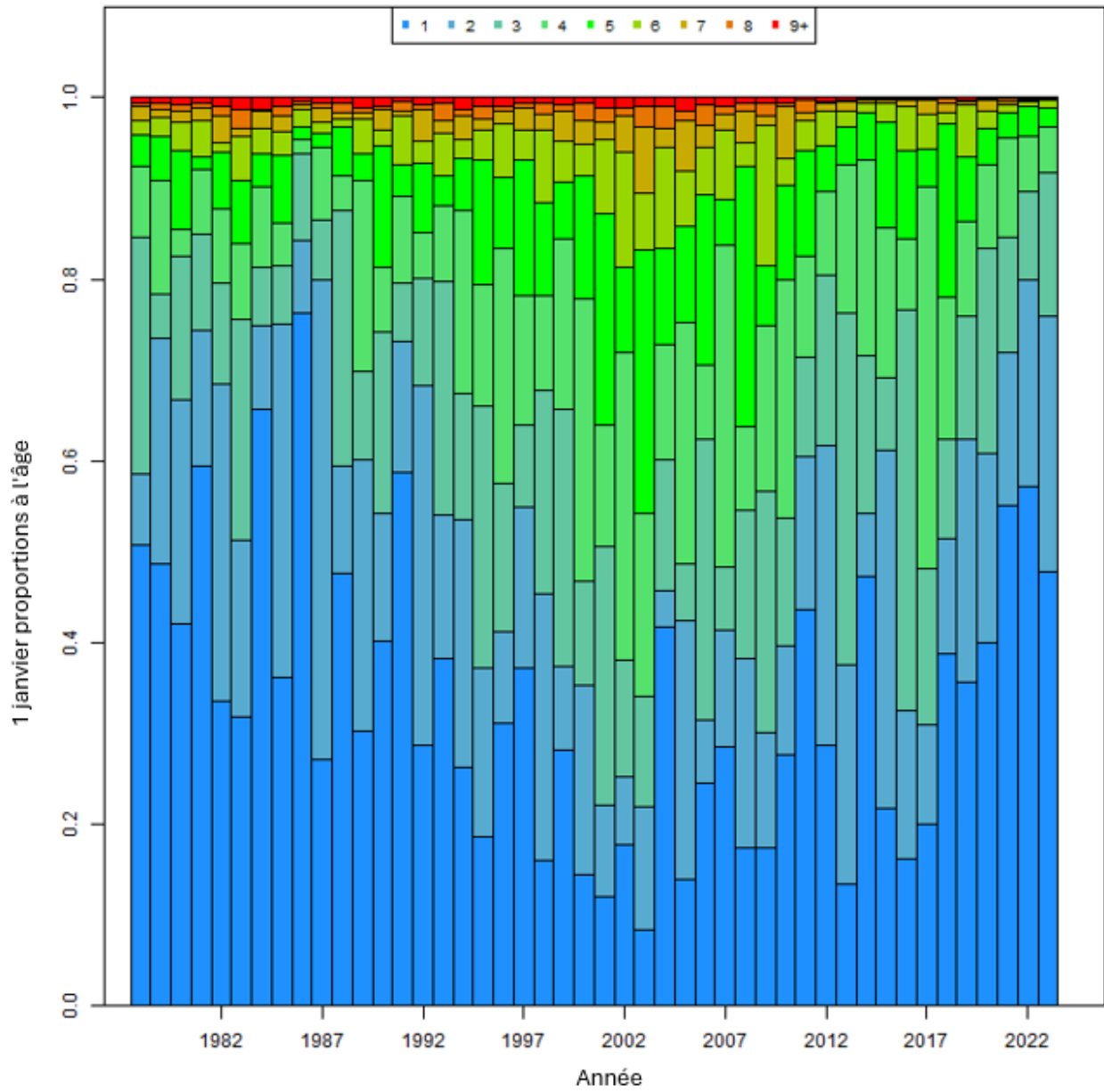


Figure 22a. Abondance proportionnelle de la population par âge pour l'est du banc Georges (en haut; exécution 1 du Tableau 3) modèle candidat.

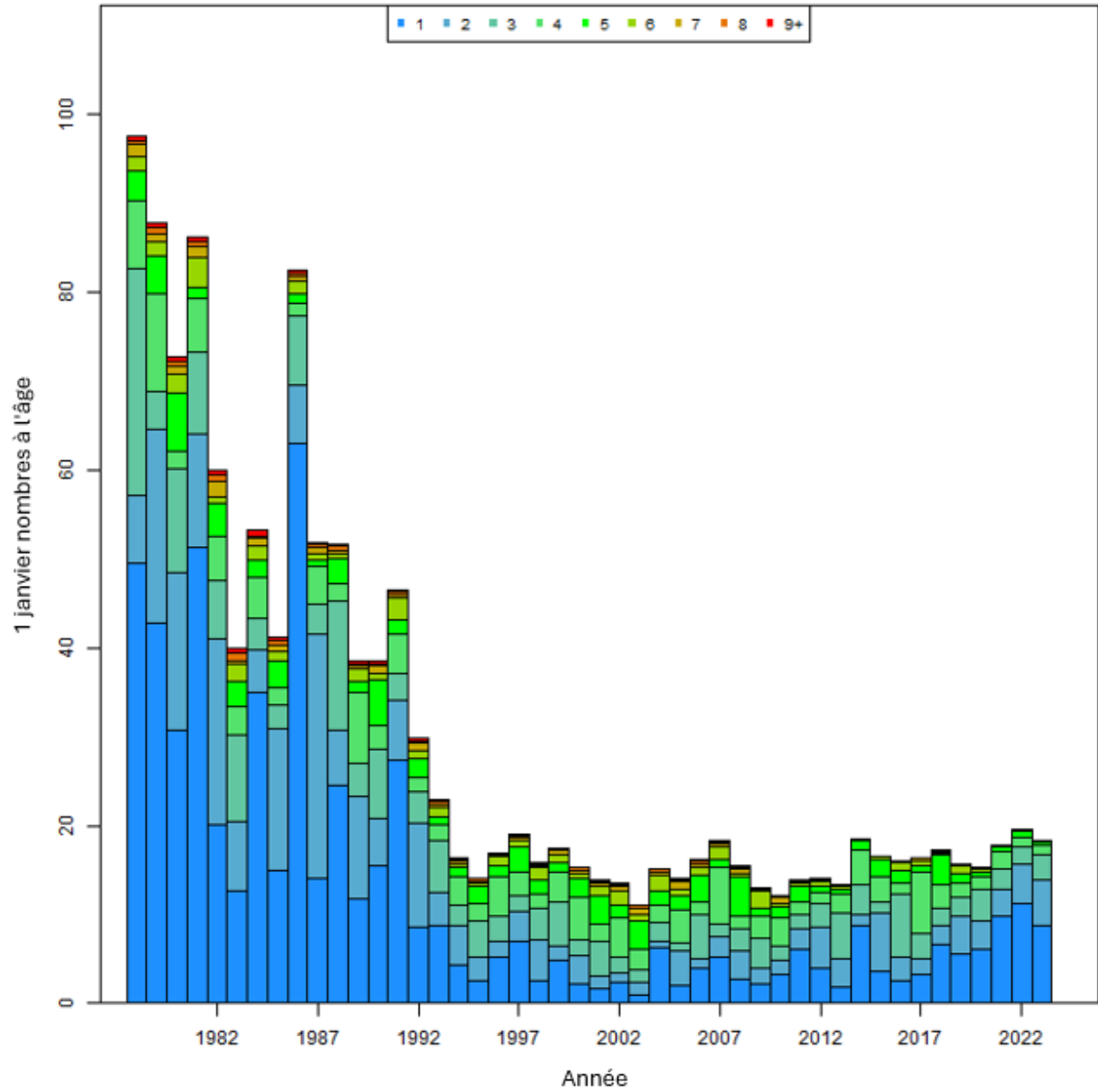


Figure 22b. Abondance réelle de la population par âge pour le modèle candidat du Banc Georges de l'Est (EGB) (Exécution 1 dans le Tableau 3).

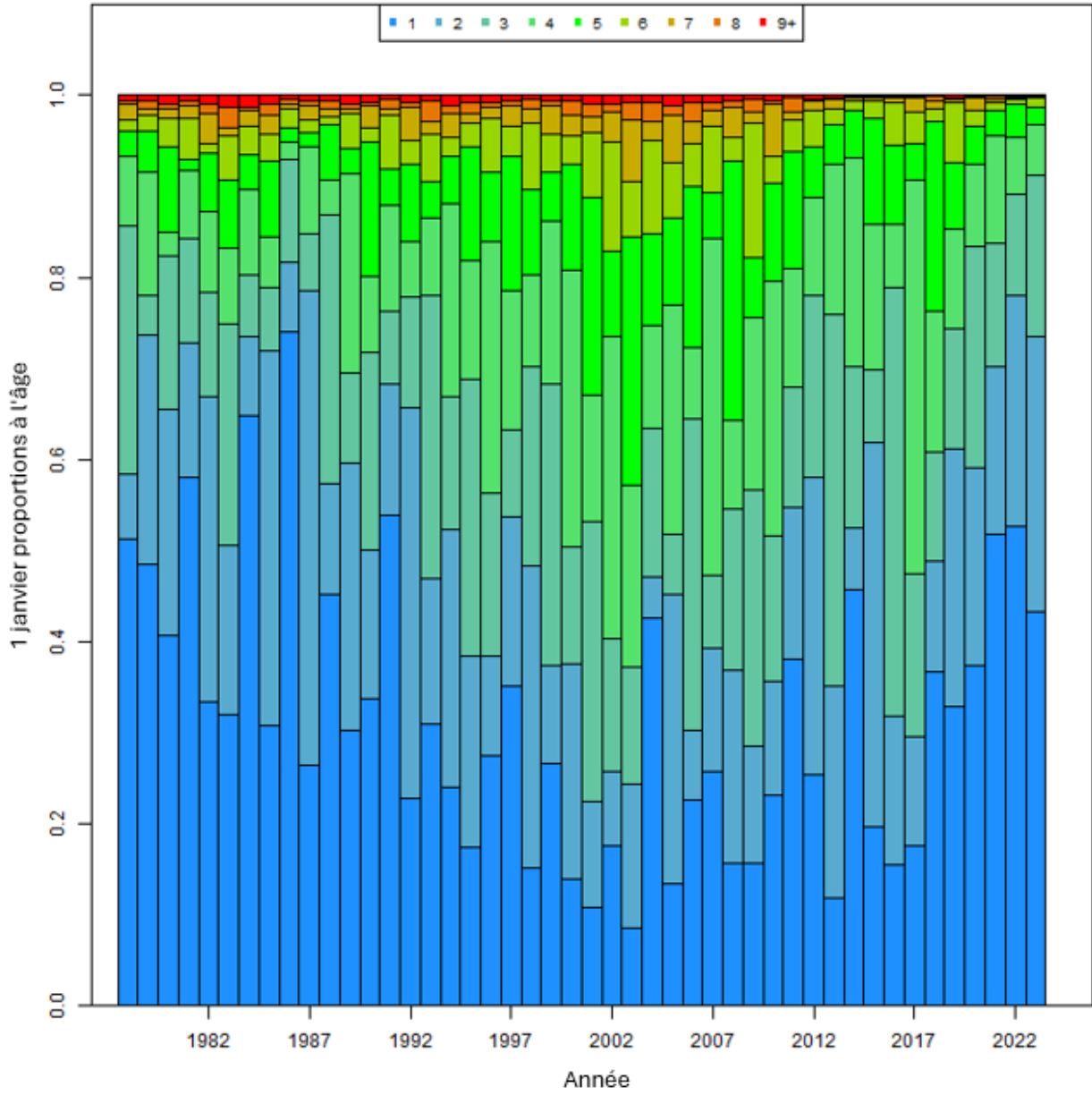


Figure 22c. Abondance proportionnelle de la population par âge pour le modèle candidat de l'ensemble de Georges Bank (Exécution 6 dans le Tableau 3).

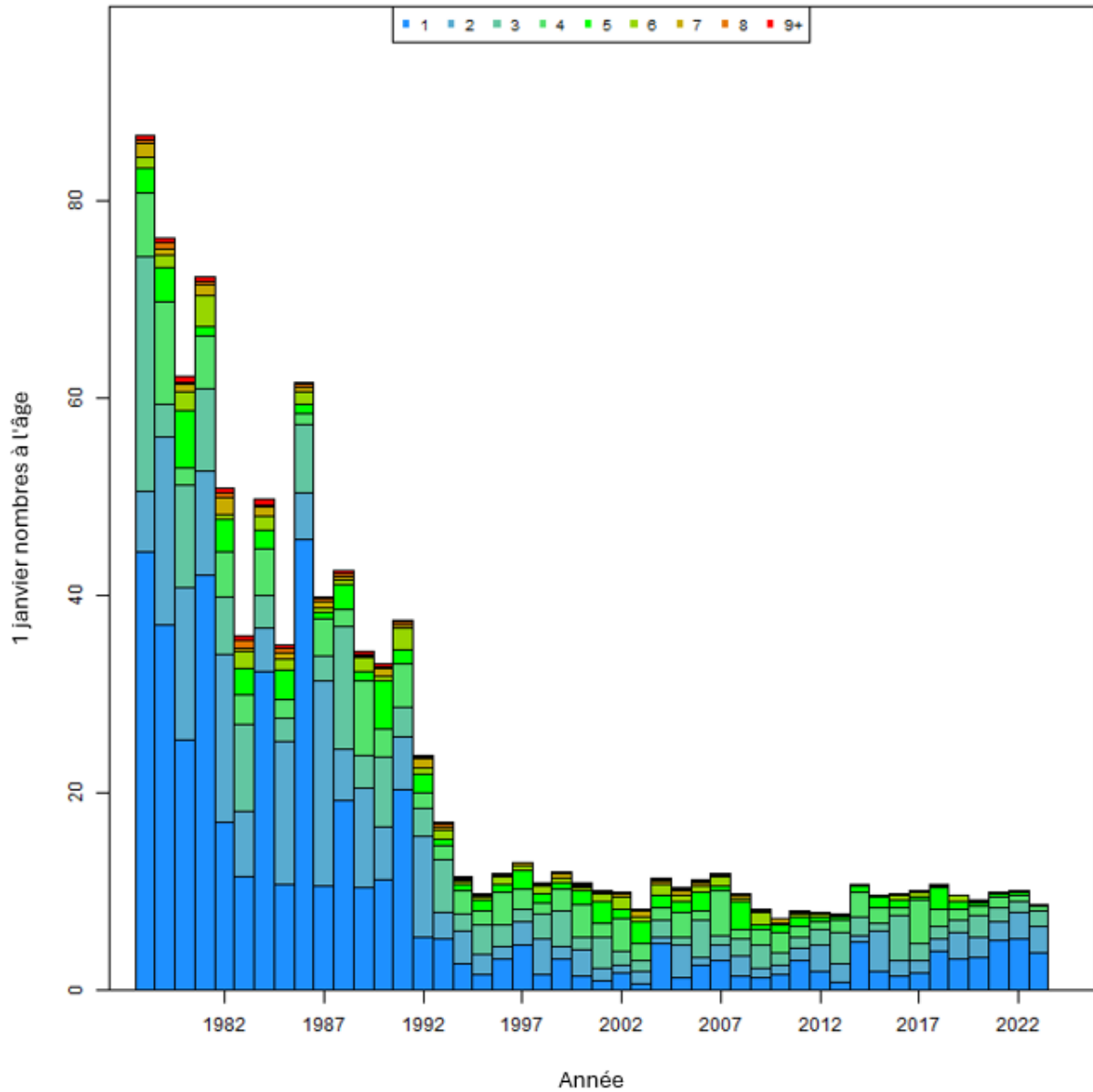


Figure 22d. Abondance réelle de la population par âge pour le modèle candidat total de Georges Bank (Exécution 6 dans le tableau 3).

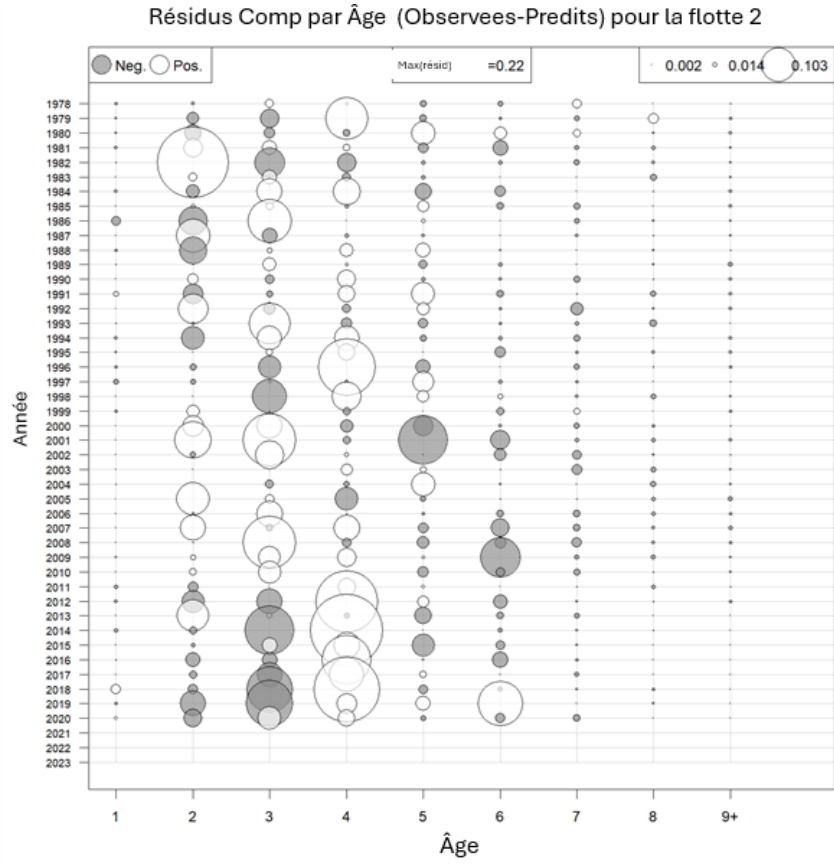
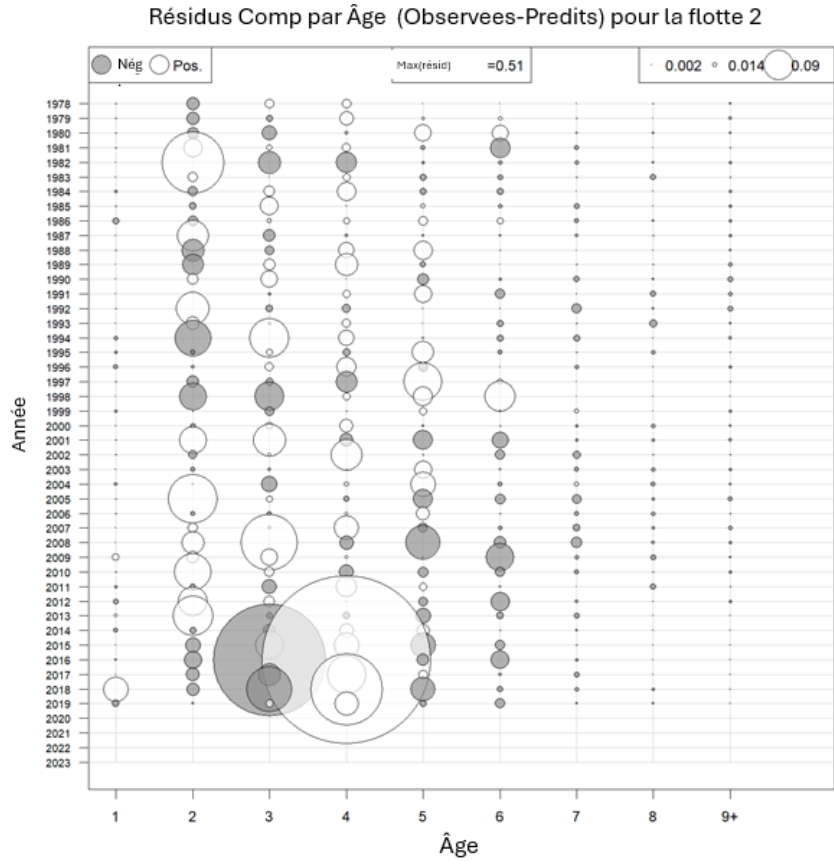


Figure 23. Résidus bruts de composition à l'âge pour la flottille américaine dans les modèles candidats de l'est (EGB, gauche; exécution 1 du Tableau 3) et du total du banc Georges (TGB, droite; exécution 6).

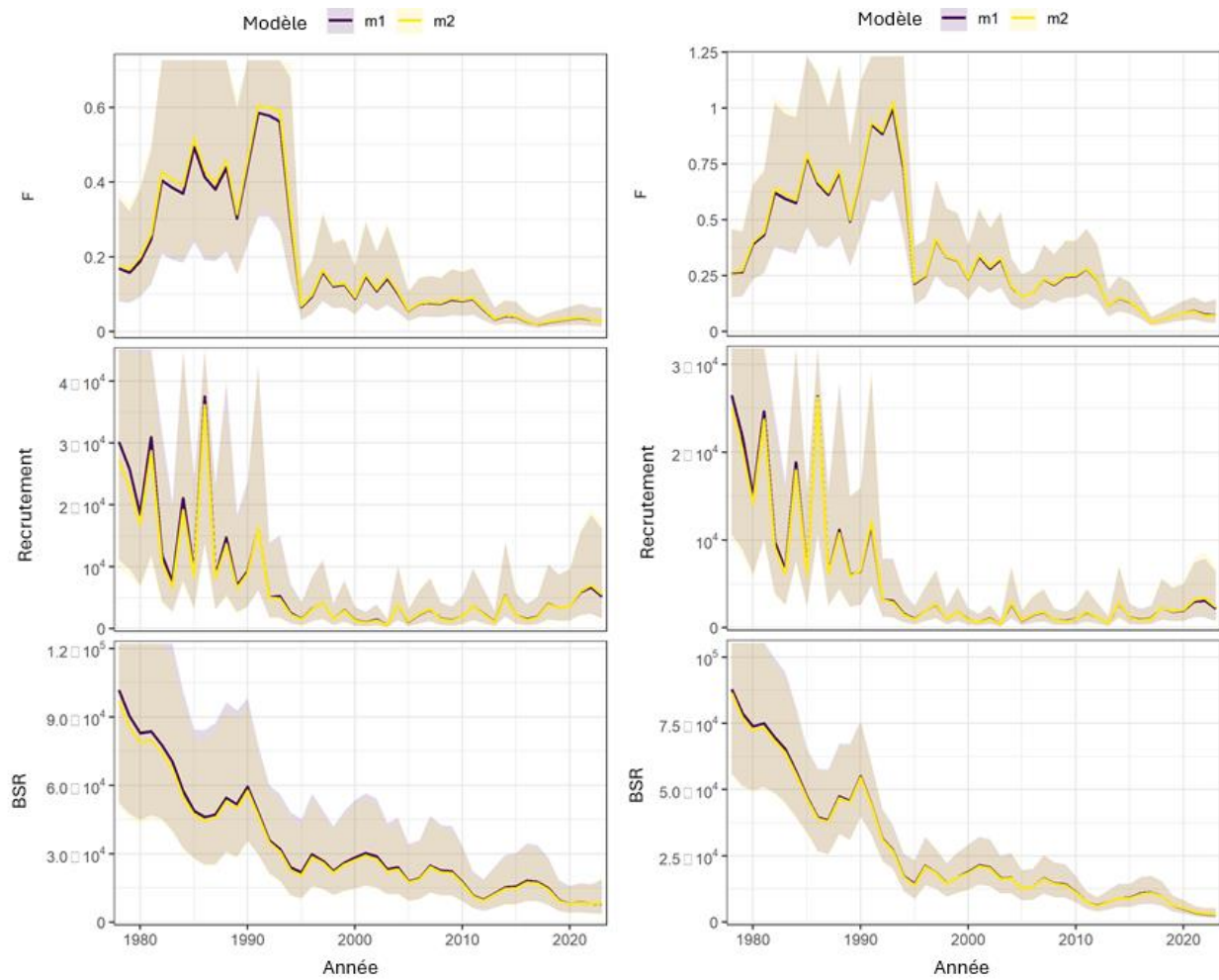


Figure 24. Sorties des modèles candidats de l'est (EGB) et du total du banc Georges (TGB), selon que le recrutement est supposé suivre une marche aléatoire (m1) ou une moyenne à travers les années (m2). Nomenclature : colonne gauche m1 = Run 1, m2 = Run 2; colonne droite m1 = Run 6, m2 = Run 7.

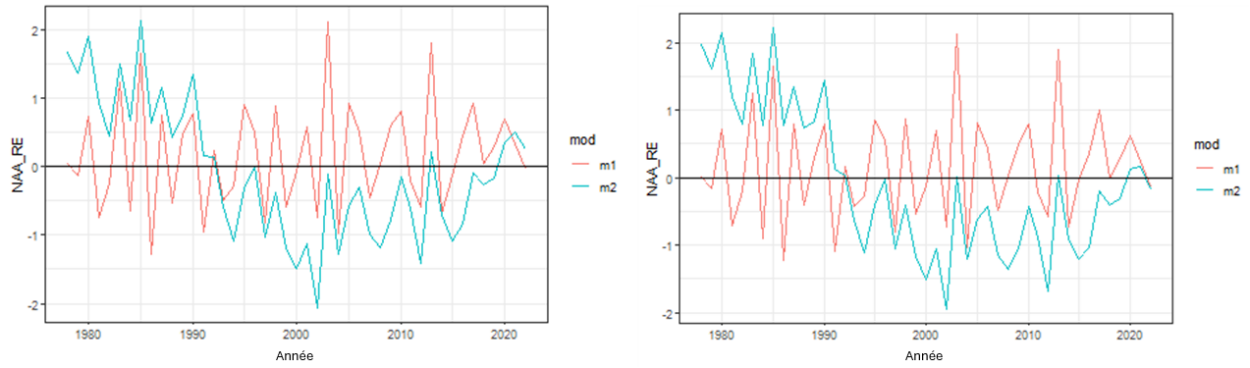


Figure 25. Erreur de processus sur le recrutement (NAA RE) pour les modèles candidats EGB (gauche) et TGB (droite), avec recrutement en marche aléatoire (m1) ou en moyenne (m2). Nomenclature : colonne gauche m1 = Run 1, m2 = Run 2; colonne droite m1 = Run 6, m2 = Run 7.

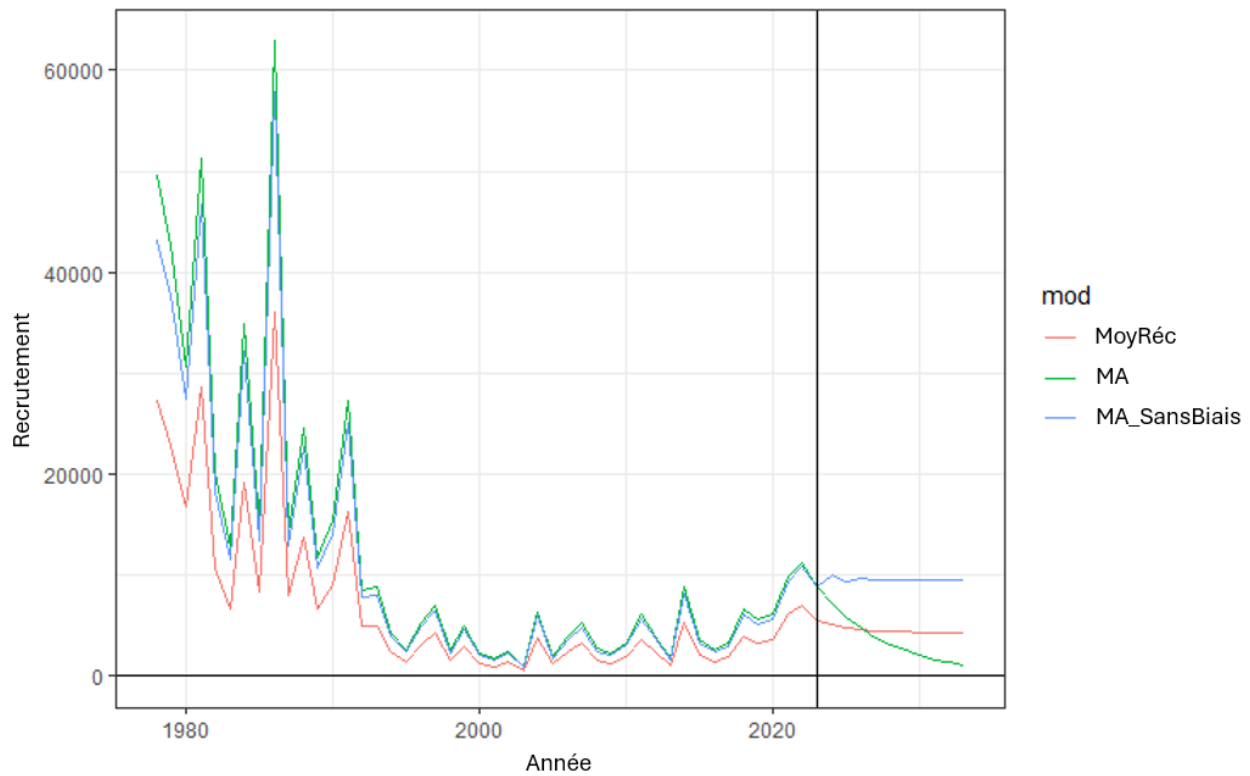


Figure 26. Recrutement historique et projeté (10 ans) pour le modèle EGB lorsque le recrutement est estimé comme une moyenne (MeanRec; Run 2), une marche aléatoire (RW; Run 1), ou une marche aléatoire sans correction de biais (RW_NoBias; version modifiée du Run 1). La ligne verticale identifie l'année terminale historique.

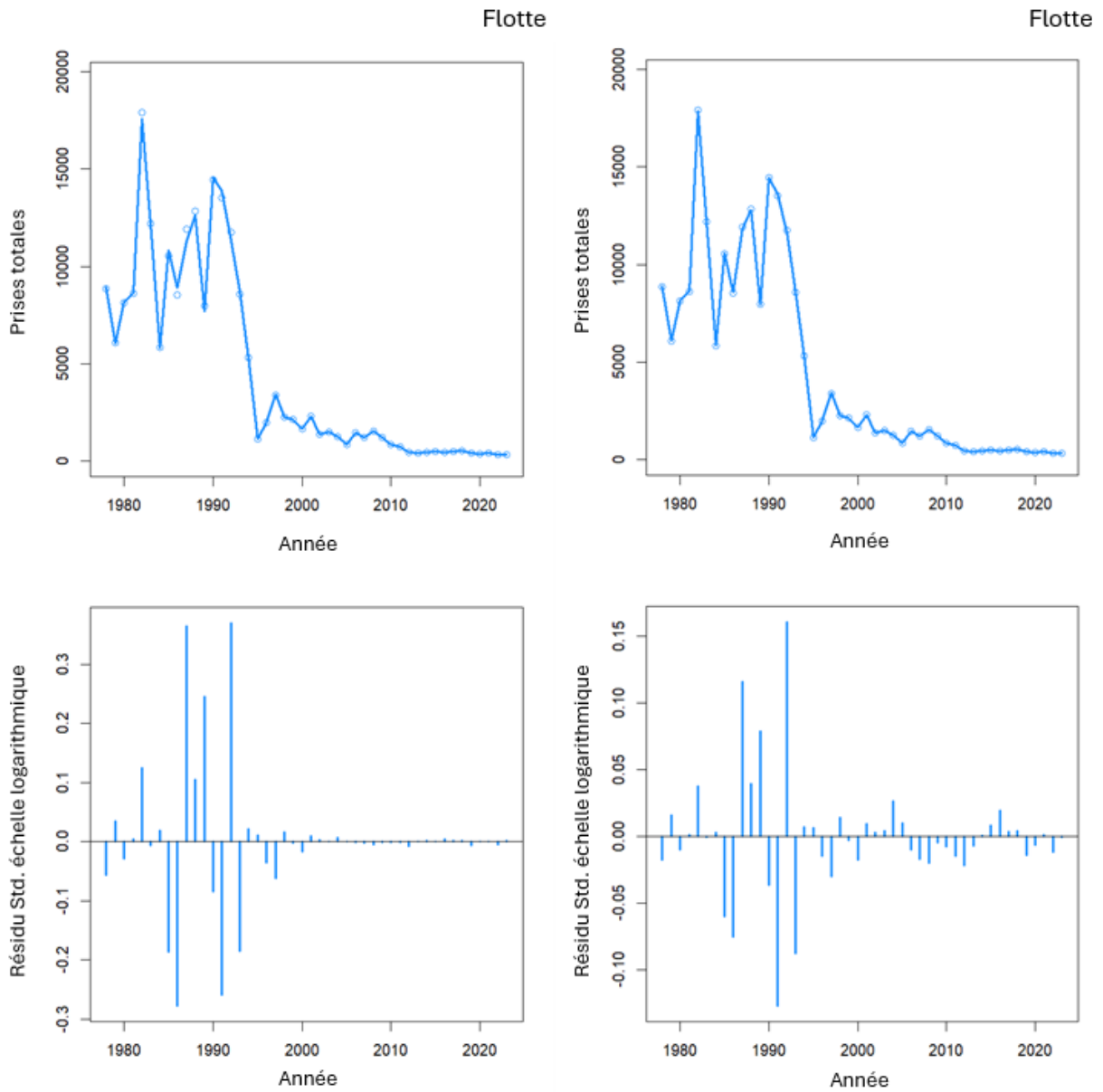


Figure 27. Prises agrégées prévues vs observées (rangée du haut) pour la flottille canadienne dans le modèle EGB avec un CV variant (gauche; Run 1) ou un CV invariant (droite; Run 3). Les résidus en log sont montrés dans la rangée du bas.

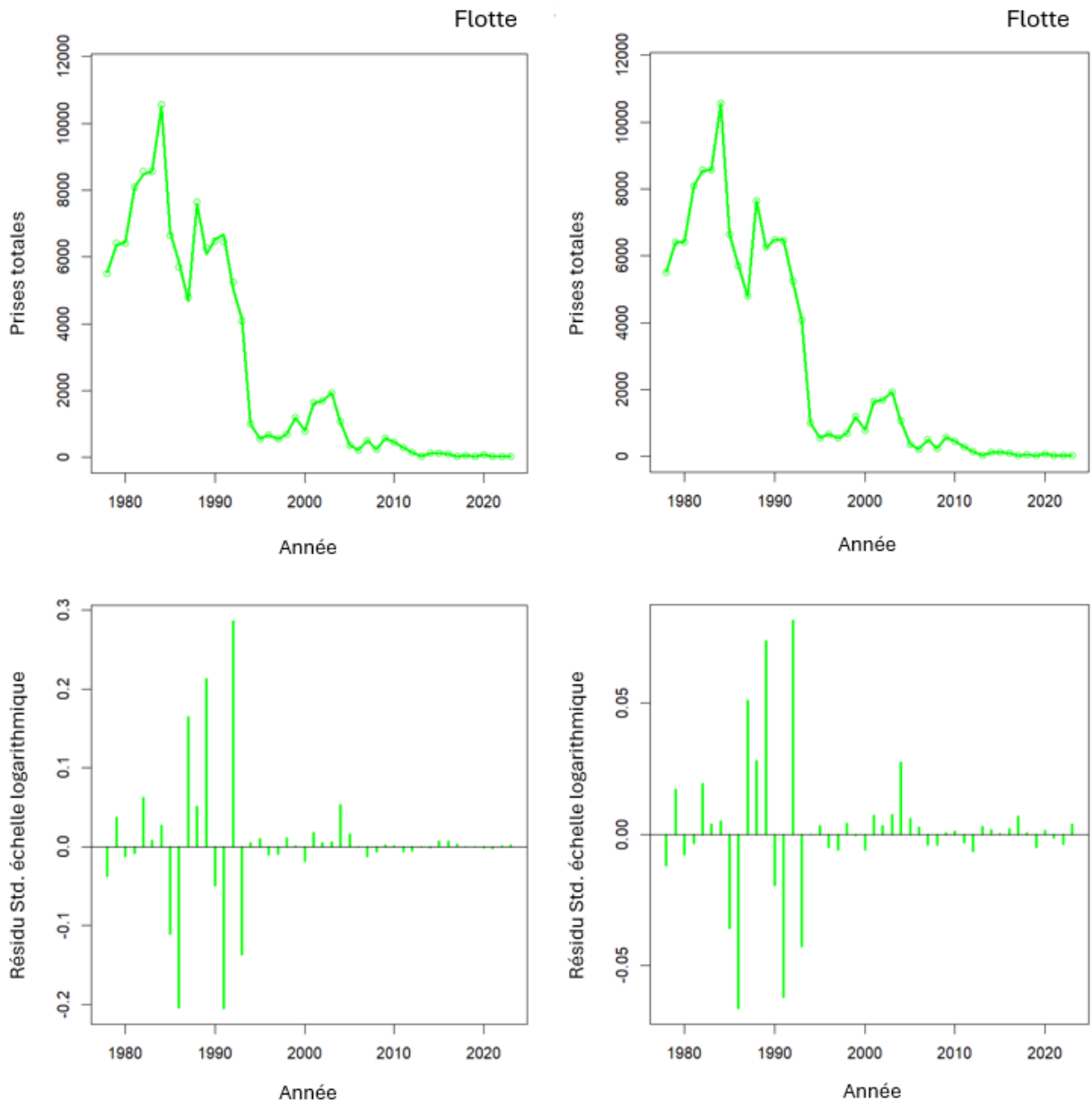


Figure 28. Résidus sur les captures agrégées de la flottille américaine dans le modèle EGB avec un CV variant (gauche; Run 1) ou un CV invariant (droite; Run 3).

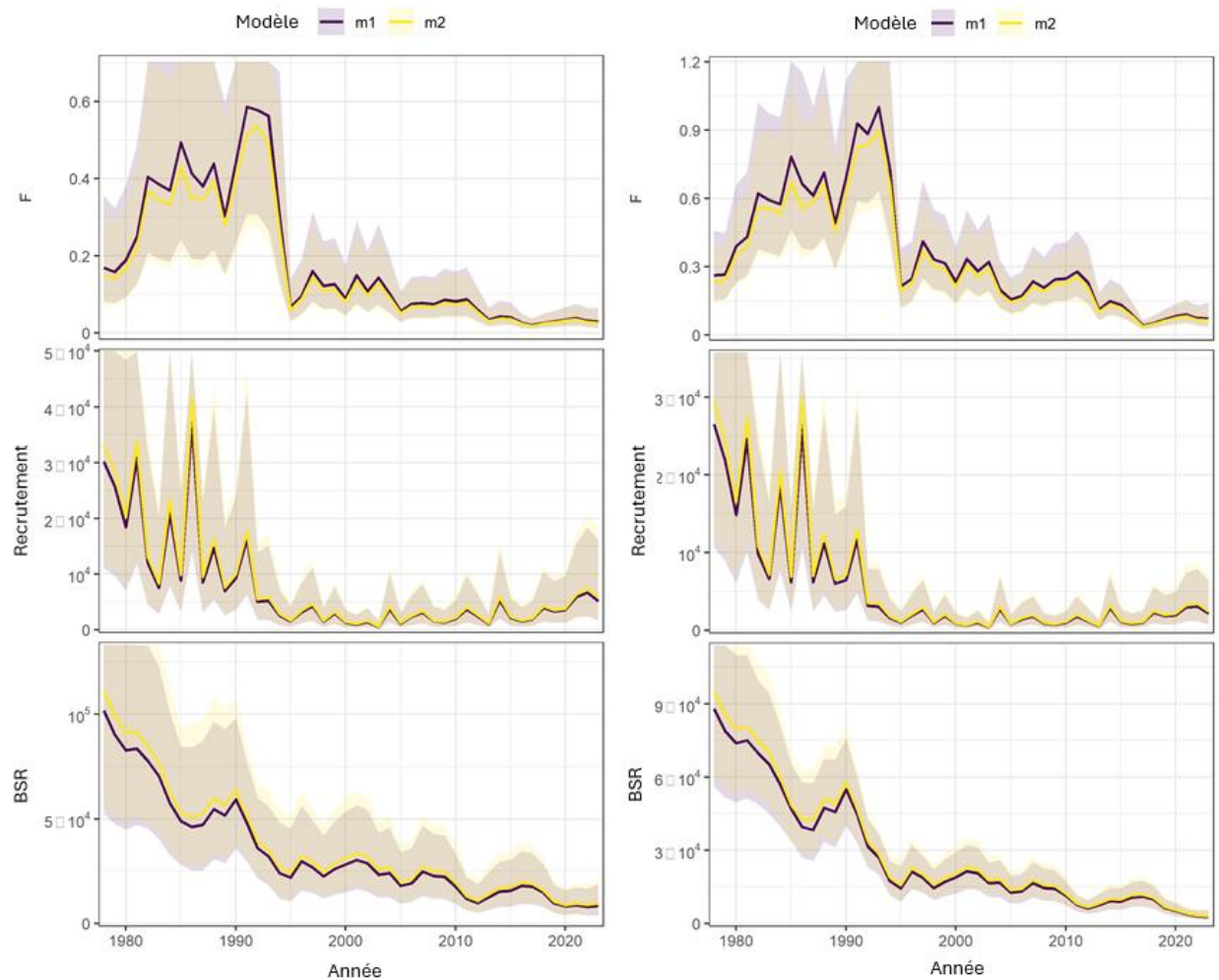


Figure 29. Sorties des modèles EGB (gauche) et TGB (droite) avec un CV de pêche décroissant ($m1 = \text{Run 1 et Run 6}$) ou un CV invariant de 0,05 ($m2 = \text{Run 3 et Run 7}$). (BSR = biomasse du stock reproducteur; F = mortalité par pêche).

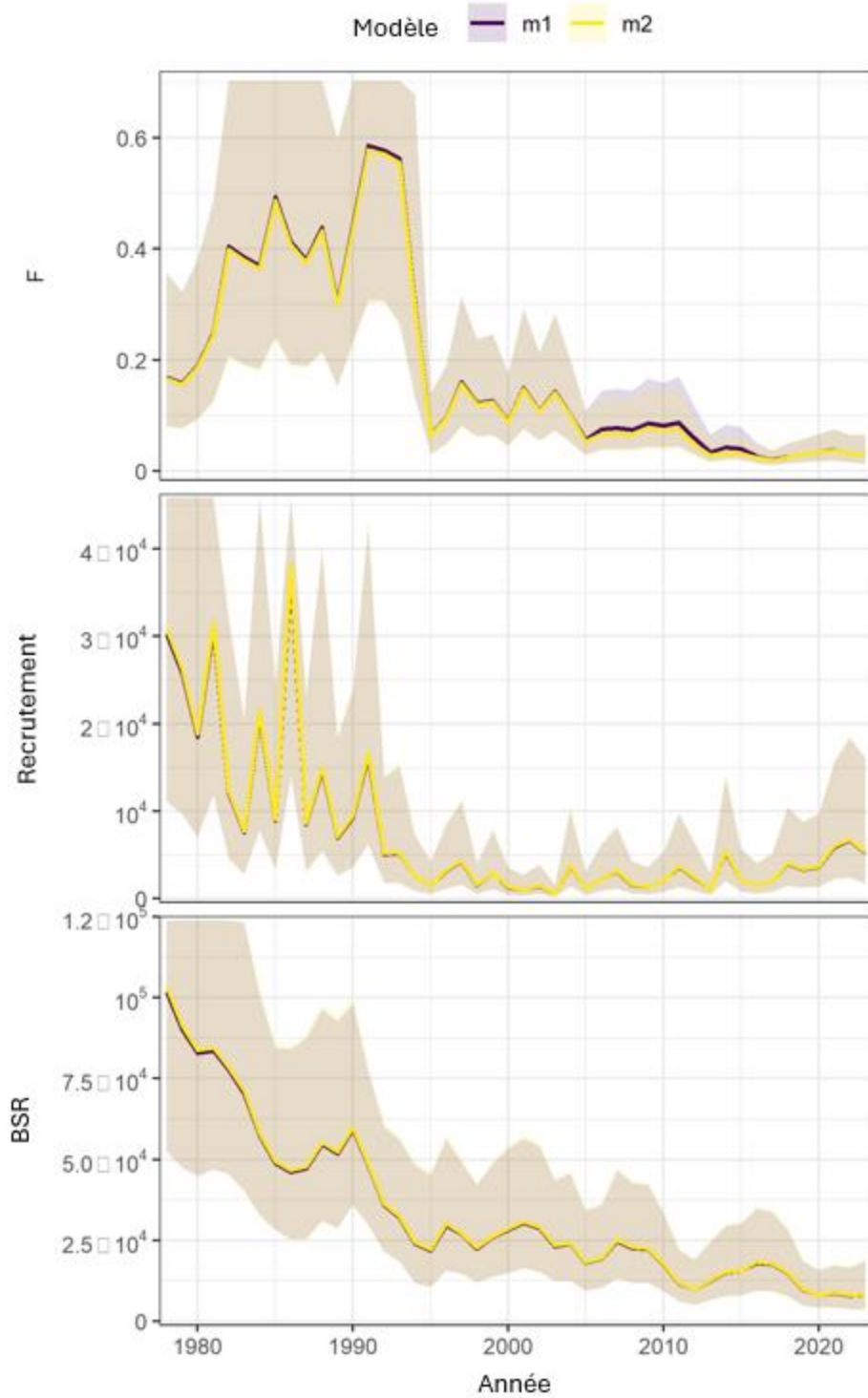


Figure 30. Comparaison des sorties du modèle EGB candidat incluant (m1 = Run 1) ou excluant (m2 = Run 4) la flottille mal attribuée.

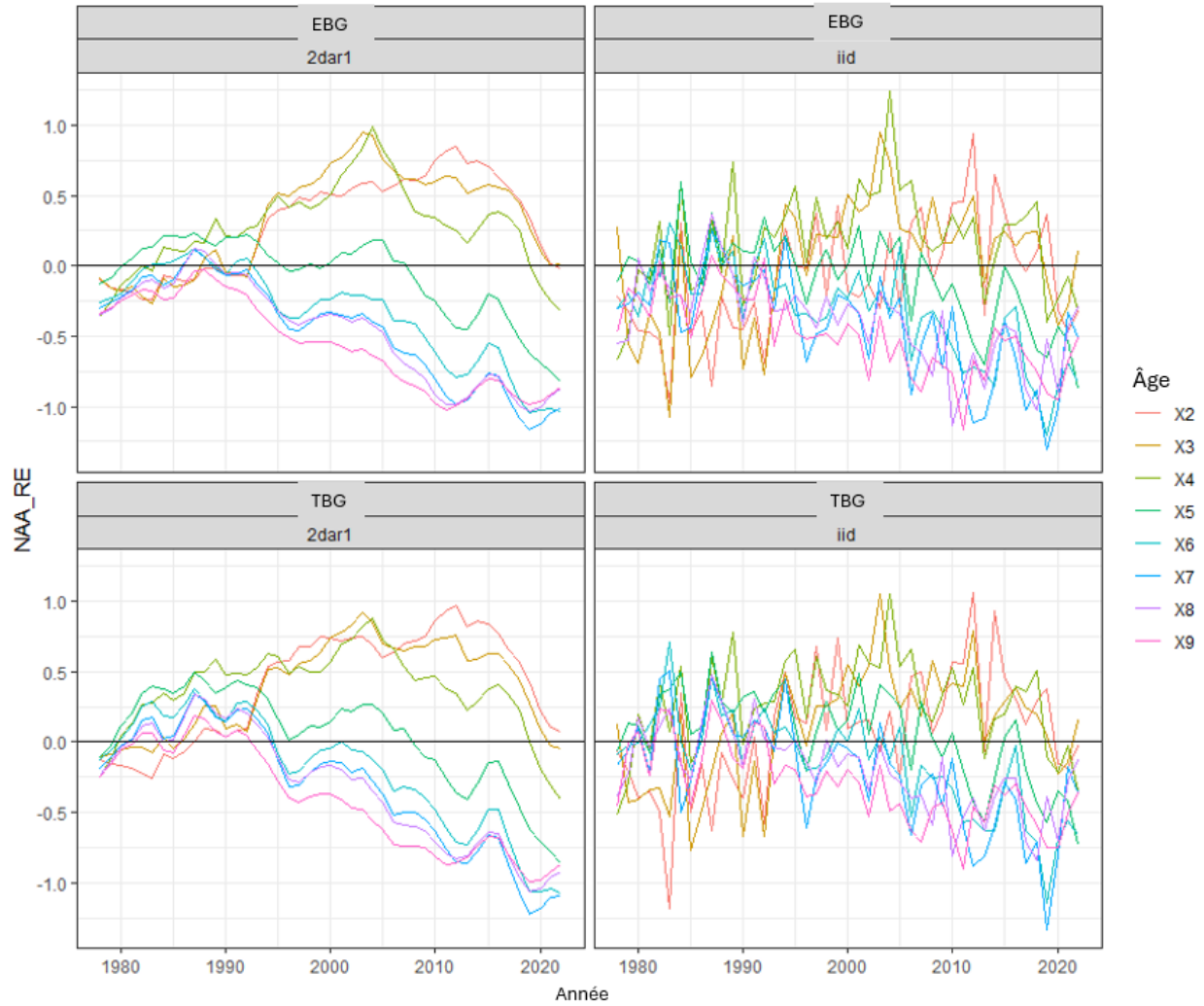


Figure 31. Erreur de processus sur les nombres à l'âge (NAA_RE), avec structures de corrélation 2DAR(1) (gauche) et IID (droite), pour les modèles EGB et TGB candidats. Nomenclature : EGB-2DAR(1) = Run 1, EGB-IID = Run 5; TGB-2DAR(1) = Run 6, TGB-IID = Run 9.

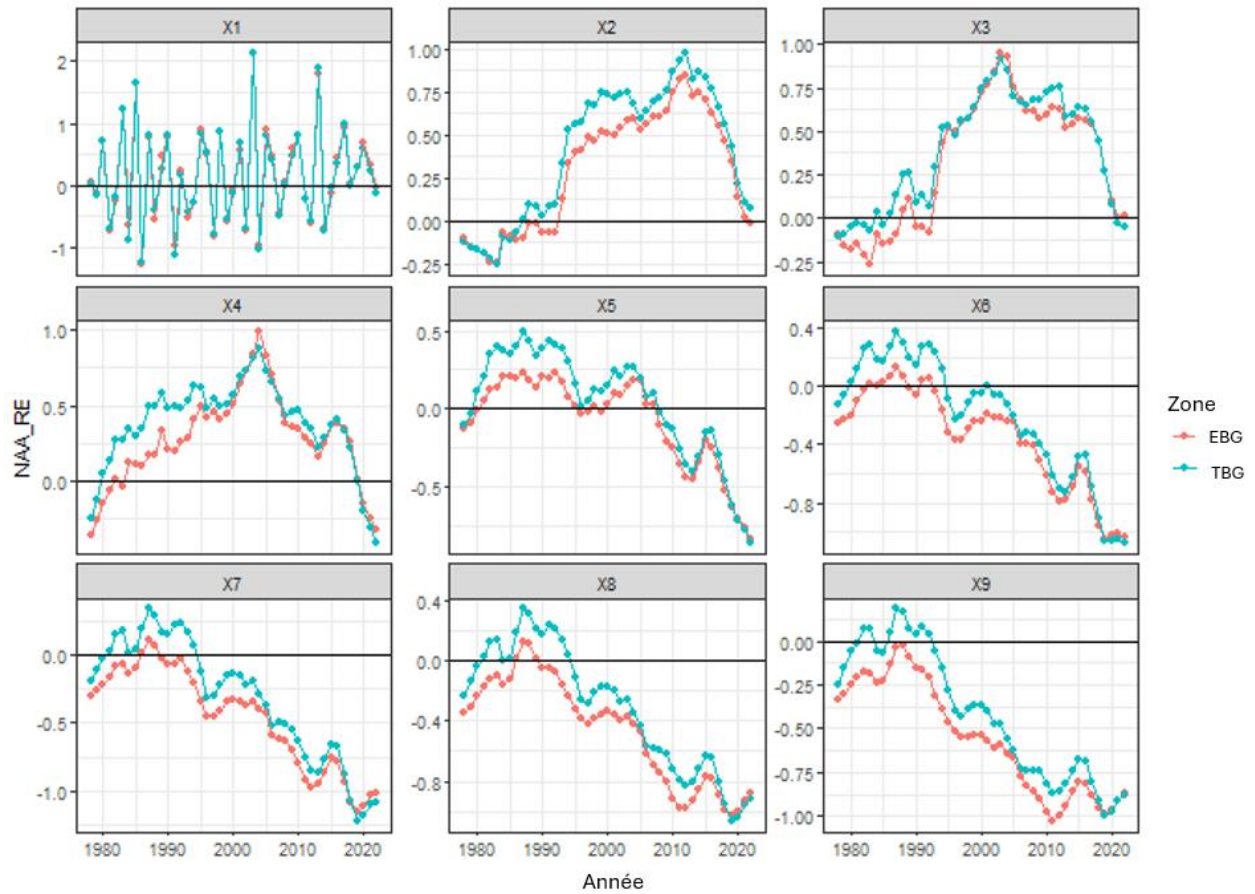


Figure 32. Erreur de processus sur les nombres à l'âge (NAA_RE) entre les modèles EGB (Run 1) et TGB (Run 6) avec structure de corrélation 2DAR(1). Les facettes indiquent l'âge.

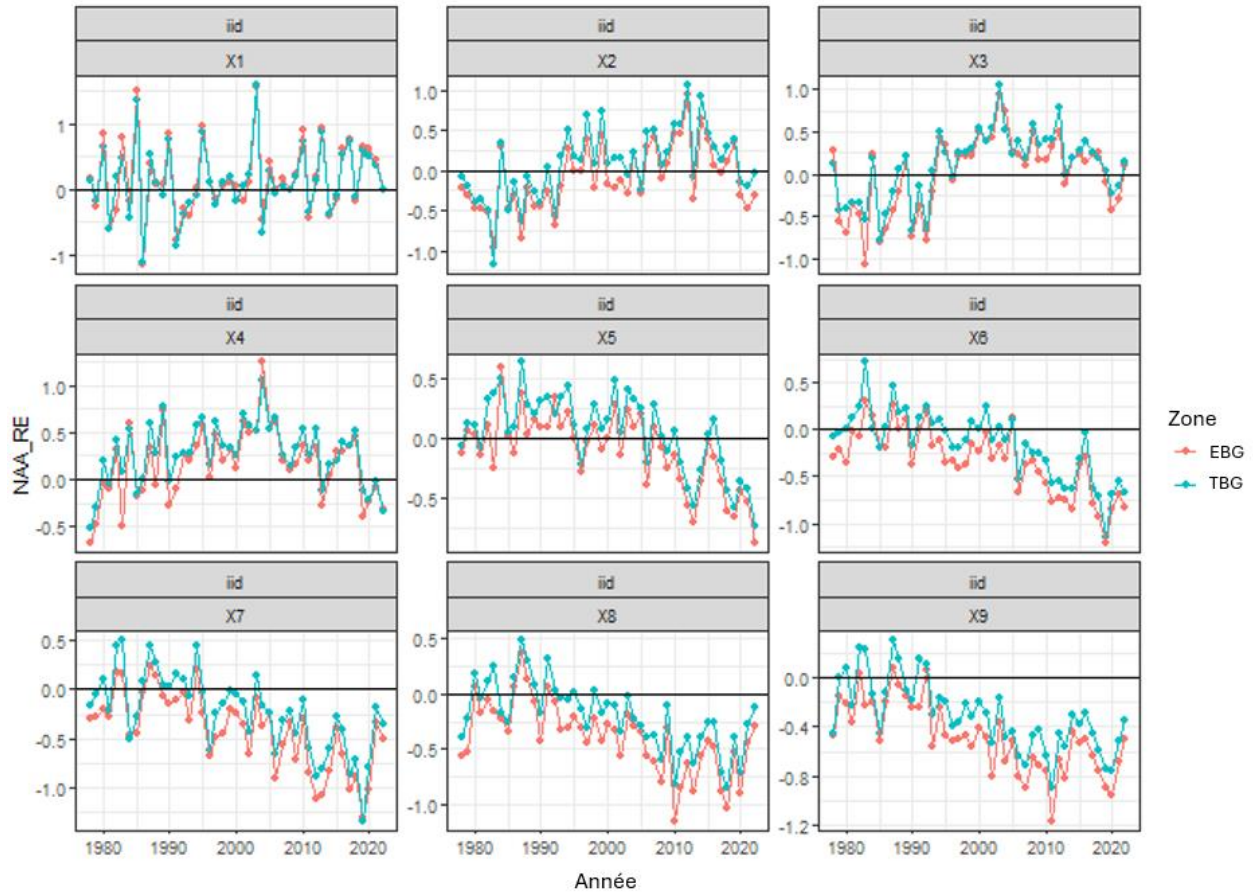


Figure 33. Erreur de processus sur les nombres à l'âge (NAA_RE) entre les modèles EGB (Run 5) et TGB (Run 9) avec structure de corrélation IID. Les facettes indiquent l'âge.

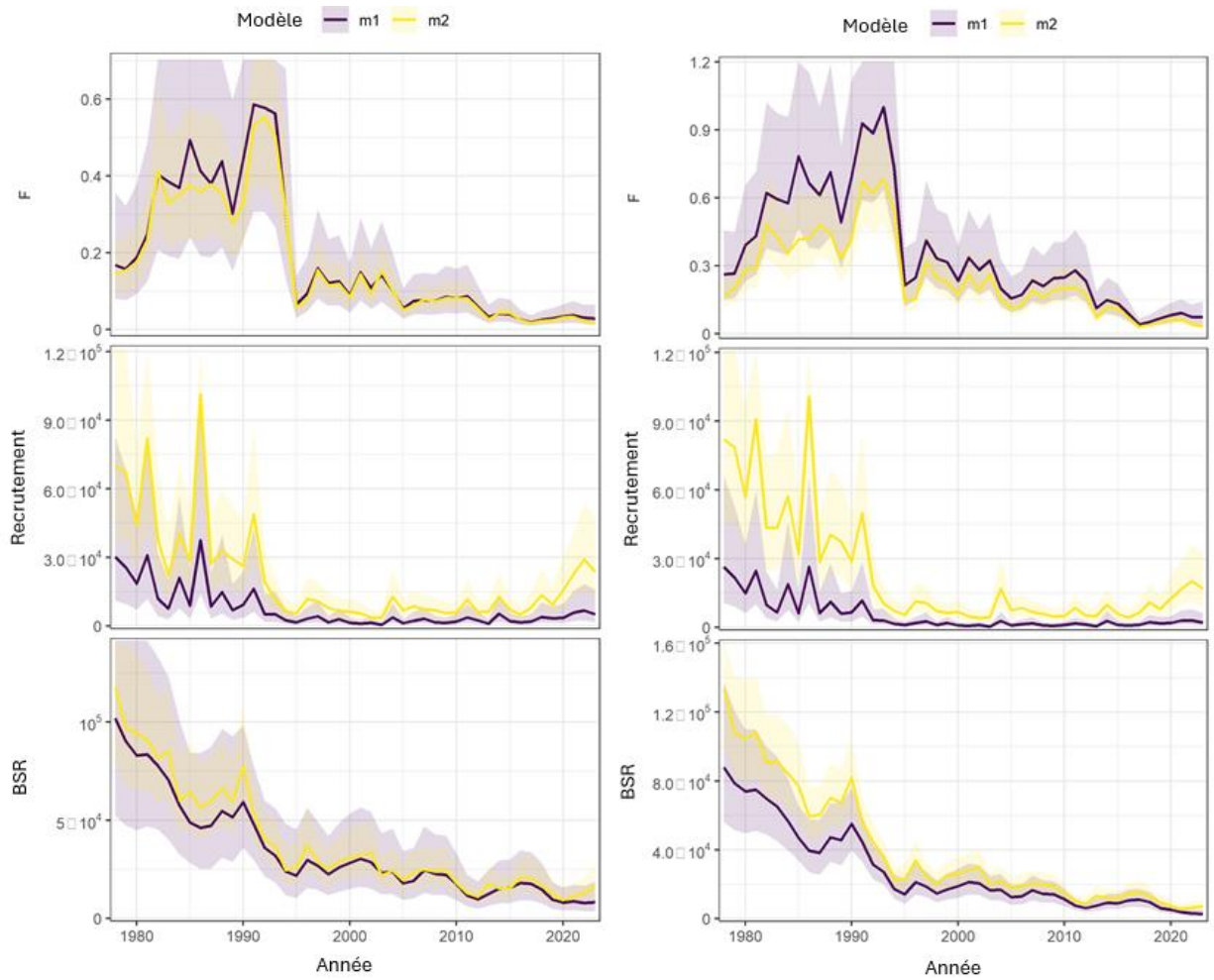


Figure 34. Sorties de population pour les modèles EGB (gauche) et TGB (droite) utilisant les structures 2DAR(1) (m1) et IID (m2) pour les effets aléatoires NAA. Nomenclature : EGB m1 = Run 1, m2 = Run 5; TGB m1 = Run 6, m2 = Run 9.

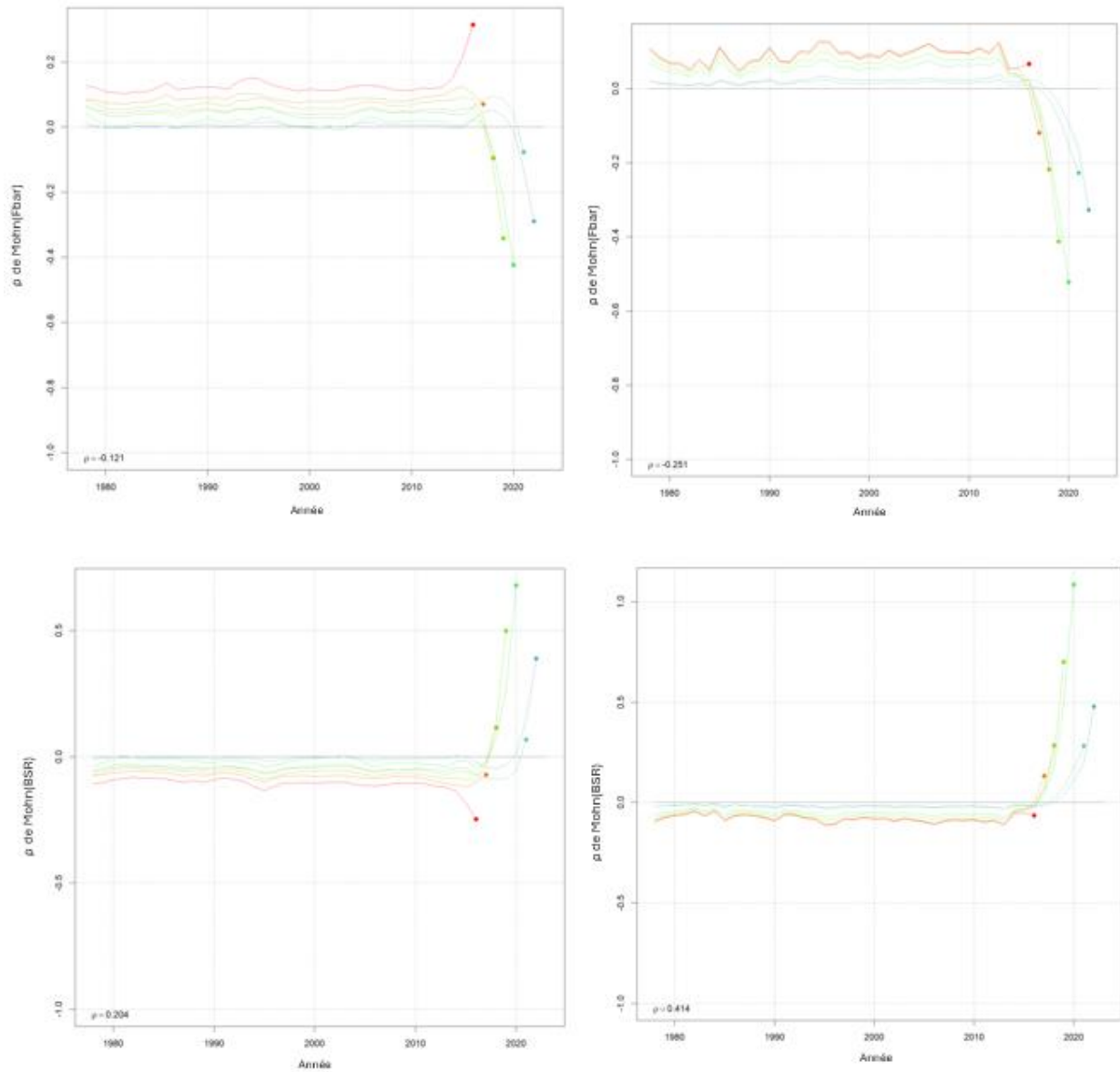


Figure 35. Valeurs annuelles du rho de Mohn (sur sept années) pour la mortalité par pêche pleinement sélectionnée (Fbar) (haut) et la SSB (bas) dans le modèle EGB, comparant 2DAR(1) (gauche; Run 1) et IID (droite; Run 5).

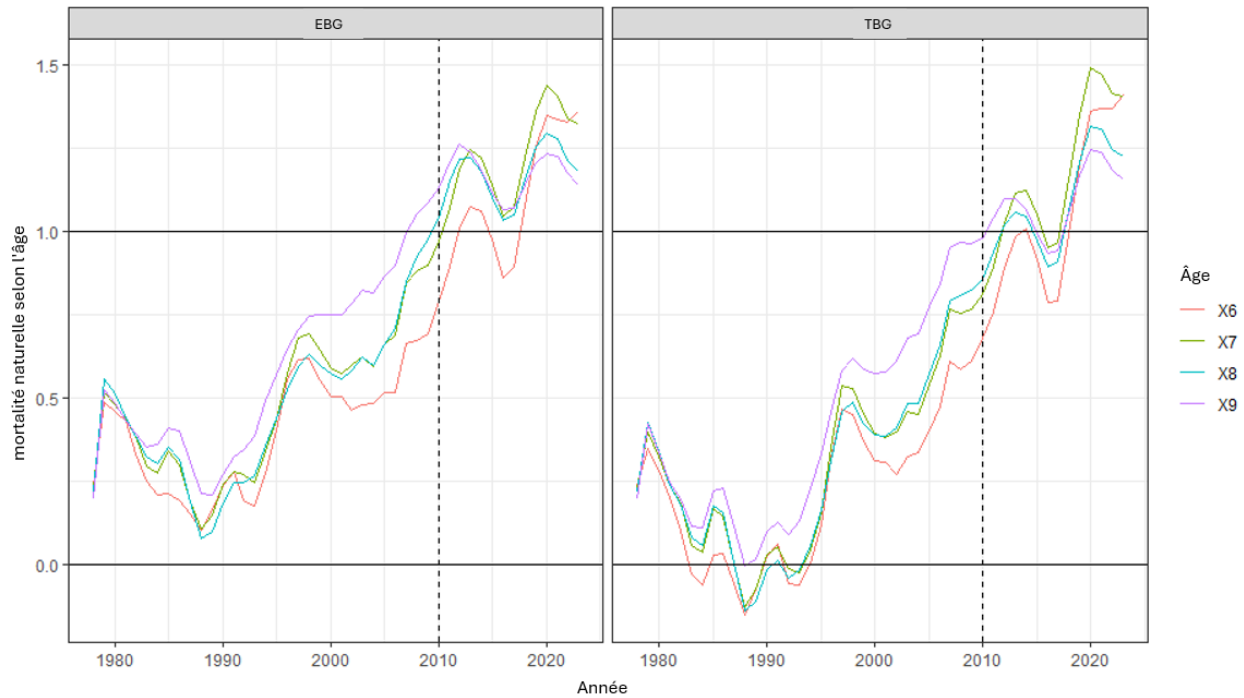


Figure 36. Estimation de la mortalité naturelle pour les âges 6+ (X6–X9) dans les modèles candidats EGB (gauche; Run 1) et TGB (droite; Run 6), si toute l'erreur de processus NAA était convertie en mortalité naturelle.

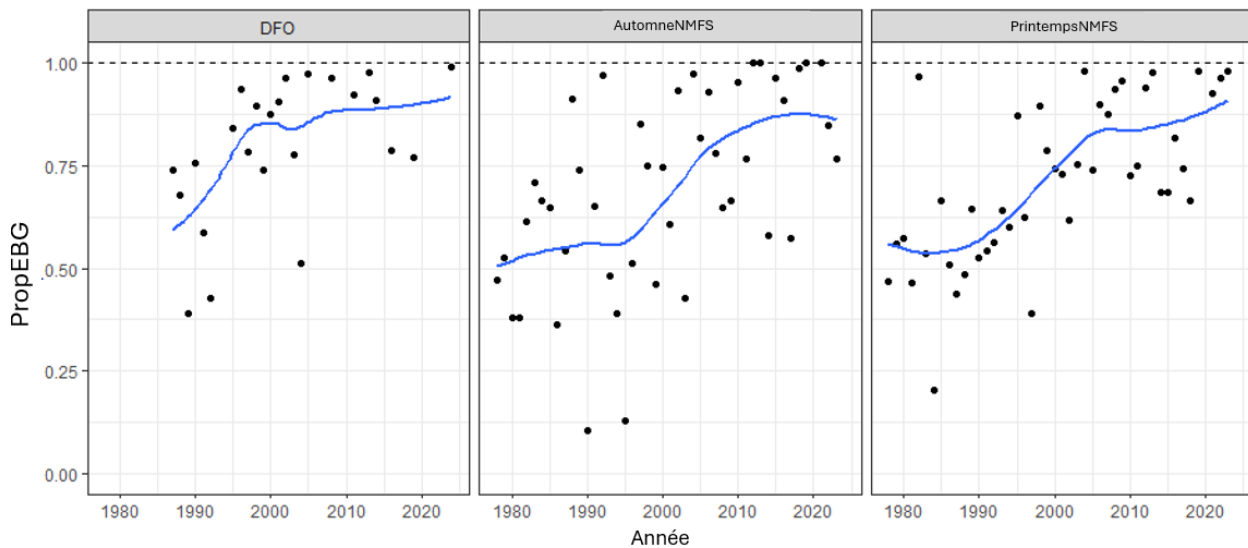


Figure 37. Proportion annuelle de la biomasse totale du banc Georges dans les relevés se trouvant sur l'est du banc Georges (PropEBG; points noirs). La ligne bleue est un lissage loess. La ligne pointillée noire en haut représente 100 %. MPO = Pêches et Océans Canada; NMFS = National Marine Fisheries Service.

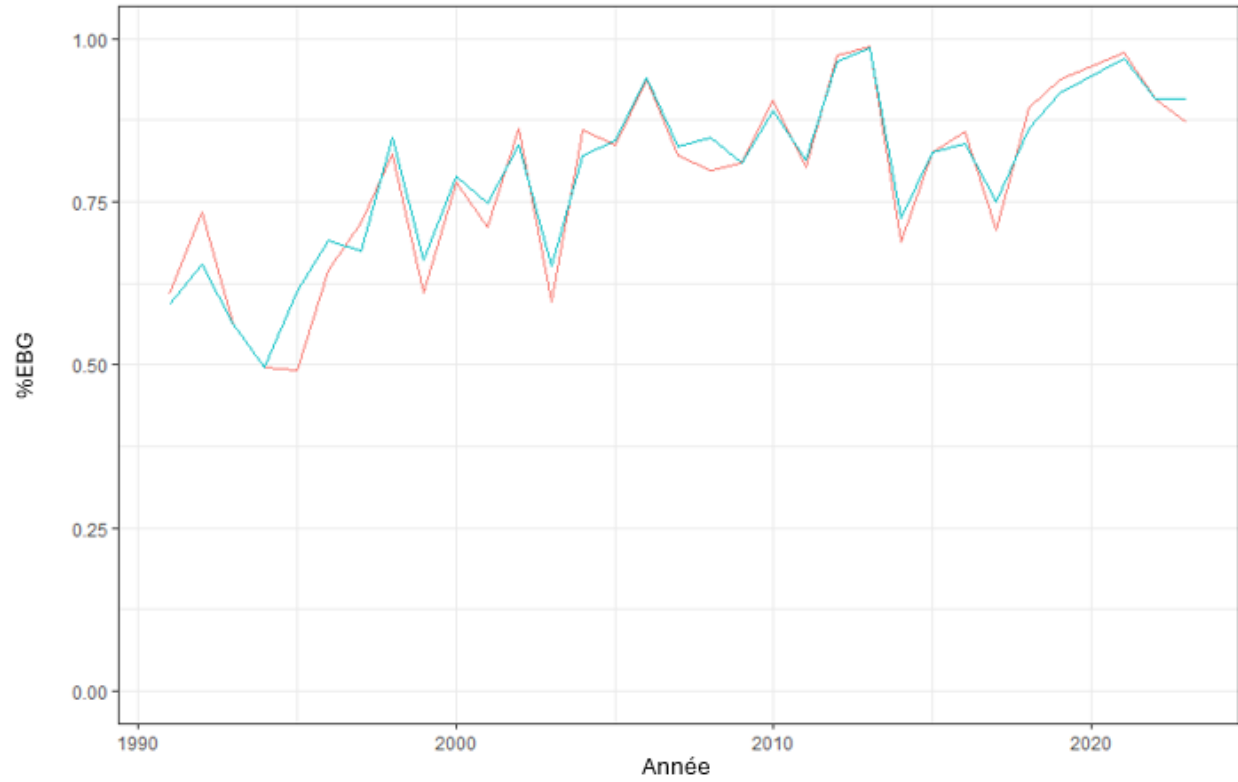


Figure 38. Proportion moyenne résultante de la biomasse des relevés de morue située sur l'est du banc Georges (%EG)G, obtenue en moyennant les saisons de printemps et d'automne (ligne rouge) ou en moyennant les trois relevés (ligne bleue).